



UNIVERSITE DE RENNES 1

École Doctorale de Sciences Économiques et de Gestion
Équipe d'accueil : C.R.E.M. –UMR CNRS 6211–

PRESSION SUR LE COURS DES DEVISES ET CRISES DE CHANGE: UNE ANALYSE SUR DONNEES DE PAYS AFRICAINS ET ECONOMIES EMERGENTES

Thèse de Doctorat de l'Université de Rennes 1

Mention *Sciences Économiques*

Présentée et soutenue publiquement par

Mamoudou HASSANE

le 06 06 2005

Membres du Jury

Directeur de thèse	M. Jean-Christophe POUTINEAU Professeur à l'Université de Rennes 1
Rapporteurs	M. André CARTAPANIS Professeur à l'Université de la Méditerranée M. Amine TARAZI Professeur à l'Université de Limoges
Suffragants	M. Jean-Jacques DURAND Professeur à l'Université de Rennes 1 Mme Nathalie PAYELLE Professeur à l'Université de Rennes 1



Centre de Recherche en Economie et Management
Center for Research in Economics and Management
UMR CNRS 6211 - Université de Rennes 1



CENTRE NATIONAL
DE LA RECHERCHE
SCIENTIFIQUE

L'Université de RENNES 1 n'entend donner aucune approbation ni improbation aux opinions émises dans cette thèse. Ces opinions doivent être considérées comme propre à leur auteur.

Remerciements

Je remercie le Professeur Jean-Christophe POUTINEAU pour la confiance qu'il m'a accordée en acceptant de diriger cette thèse, et pour le soutien constant qu'il m'a apporté lors de son élaboration. Je lui exprime ma reconnaissance pour ses conseils, sa disponibilité, et les qualités humaines dont il a fait preuve aux cours des séances de travail.

Je remercie également le Professeur Jean-Jacques DURAND qui m'a orienté au début de la thèse et pour son soutien.

Je remercie aussi le Professeur Christophe TAVERA pour ses conseils et ses remarques suite à des lectures de mes documents. De même que le Professeur Franck MARTIN pour ses conseils et l'organisation des séminaires de l'Axe Macroéconomie monétaire et financière.

Mes remerciements vont également aux Professeurs André CARTAPANIS et Amine TARAZI qui ont accepté d'être rapporteurs de cette thèse.

Je aussi souhaite remercier tous ceux qui de près ou de loin ont contribué à faciliter les travaux de recherche nécessaires à la rédaction de cette thèse, en particulier les Doctorants du CREM avec qui j'ai eu des discussions constructives: Ivan Du Feu, Armel Rucet, Sébastien Pommier, etc.

Enfin, je garde une pensée profonde pour mes parents qui m'ont appris le respect de l'autre et le dévouement au travail.

SOMMAIRE

INTRODUCTION GENERALE.....	1
Chapitre 1 : La mesure des tensions sur les marchés de changes	15
I. Le choix des indices de crise: un bilan de la littérature	17
II. La mesure des indices retenus dans le cadre de notre étude.....	33
Conclusion du Chapitre 1	65
Chapitre 2 : Les facteurs explicatifs des crises des changes: l'origine du phénomène.....	67
I. Les explications des crises de changes	68
II. La méthodologie empirique	84
Conclusion du Chapitre 2	113
Chapitre 3 : Etudes empiriques sur l'échantillon des pays africains	115
I. Caractéristiques de l'échantillon	116
II. Les estimations économétriques en logit et probit	124
Conclusion du Chapitre 3	160
Chapitre 4 : Etudes empiriques sur l'échantillon de pays émergents d'Amérique latine et d'Asie.....	162
I. Caractéristiques de l'échantillon	163
II. Les estimations économétriques en logit et probit	169
Conclusion du Chapitre 4	207
Chapitre 5 : Etudes des tensions sur les marchés des changes	209
I. Les modèles de données de panel: cadre théorique.....	212
II. Analyses empiriques appliquées aux deux échantillons	219
Conclusion du Chapitre 5	261

CONCLUSION GENERALE	263
ANNEXES	271
BIBLIOGRAPHIE.....	305
Table des figures	321
Liste des tableaux.....	321

Introduction générale

Selon la définition du FMI (1998) une crise de change intervient lorsqu'une attaque spéculative¹ contre une monnaie dont le cours est fixe entraîne une dévaluation (ou une dépréciation) de celle-ci ou lorsque cette attaque oblige les autorités monétaires à augmenter fortement les taux d'intérêt ou à consacrer de volumes importants de liquidités internationales pour défendre la monnaie. Glick R. et Hutchison M. (1999) recensent 202 crises de change à travers le monde de 1975 à 1997, dont 39 crises entre 1975 et 1979, 45 crises entre 1980 et 1989, 48 crises entre 1990 et 1994, et 20 crises entre 1995 et 1997. Les crises de change apparaissent aujourd'hui comme un sujet crucial dans les Systèmes monétaires et financiers nationaux et internationaux. Ce phénomène affecte tous les pays. En effet, ces crises qui frappent aussi bien les pays développés que les pays émergents, sont les conséquences de la plus forte intégration financière internationale. En effet, Glick R. et Hutchison M. (1999) répartissent les crises à travers les pays comme suit: 42 crises dans les pays industrialisés et 160 crises dans les pays en développement, dont 78 crises pour les pays émergents. Les 160 crises sont réparties comme suit dans les pays en développement: 59 crises en Afrique, 29 en Asie, 53 en Amérique latine et 19 pour les autres pays y compris les pays de l'Europe de l'Est et du Moyen Orient.

La problématique des crises de change pose une question cruciale liée à l'existence même des monnaies. Il s'agit de savoir comment réduire les contraintes de fluctuation du taux de change face aux contraintes des variations des fondamentaux macroéconomiques. Comment tirer de l'existence de la monnaie, de la croissance et du développement, avec moins d'inflation et de chômage, tout en respectant une liberté de circulation des capitaux à investir, sans destabiliser

¹ L'attaque spéculative se définit par les pressions extrêmes exercées sur la monnaie nationale sur le marché des changes lorsque les investisseurs veulent l'échanger contre une devise plus sûre.

les économies nationales, car toutes les formes d'investissements (en capital, investissements directs étrangers etc....) nécessitent d'être sécurisées pour éviter la perte de confiance qui joue un rôle majeur dans l'avènement des crises de change.

La globalisation des marchés financiers est une tendance qui a inclus progressivement en plus des pays industrialisés les pays en développement. En ce qui concerne les flux de capitaux l'histoire retient qu'il y eut un boom de prêts aux pays en développement à la fin des années 1970, et au début des années 1980. Ces prêts n'ont pas produit les effets escomptés, car ils tournent en faillite avec la crise de la dette qui a débuté par le Mexique en 1982, et s'étend bientôt aux autres pays débiteurs. Un nouveau boom commence en 1990, et les capitaux reviennent en Amérique latine, en Asie de l'Est où ils atteignent des niveaux record, en Europe de l'Est et d'autres parties du monde notamment en Afrique. Une nouvelle phase de faillite a suivi à la fin de la dernière moitié des années 1990.

Au début des années 1990, les flux de capitaux s'accroissent donc à travers les marchés émergents, créant des surplus de réserves de change, consistant généralement en de larges flux de capitaux qui sont plus que suffisants pour financer tout déficit du compte courant, face auxquels des réformes de politiques économiques s'imposent. Parmi ces mesures on note la stabilisation monétaire face au boom des dépenses, la libéralisation du compte du capital face à des taux de rendement faibles dans les pays industrialisés, les innovations financières après le Plan Brady à la fin des années 1980, et un phénomène nouveau est appliqué à la crise d'endettement à savoir le hasard moral.

La stabilisation monétaire fait suite aux expériences de forts taux d'inflation voire d'hyperinflation des années 1970 et 1980. Des pays comme l'Argentine, le Brésil et le Mexique ont réussi à faire baisser leur taux d'inflation nettement au début des années 1990. La contraction de l'offre de monnaie réelle était souvent une composante du plan de stabilisation, avec une augmentation de la demande de monnaie. Cette stabilisation monétaire attire les capitaux. Par ailleurs, le boom des dépenses qui fait suite à la libéralisation économique peut conduire à un

boom de l'investissement comme réponse des entreprises à un meilleur environnement des affaires. Il peut aussi conduire à un boom de la consommation comme une réponse des ménages à la disponibilité de nouveaux biens de consommation, et la disponibilité du crédit à la consommation (Mexique, 1994).

La libéralisation du compte de capital, a pris plusieurs formes comme mesure de politique économique. En effet, beaucoup de pays déplacent les contrôles existants (contrôles des changes notamment) sur l'afflux des capitaux, alors que certains pays déplacent les contrôles existants sur la sortie des capitaux. On sait que les investisseurs ont besoin de garantie pour les entrées et les sorties de fonds en cas de besoin. En ce sens la libéralisation de la sortie des capitaux peut souvent encourager l'afflux de capitaux, créant ainsi une ouverture financière qui augmente le degré de mobilité du capital, avec une relative instabilité de la variation des réserves extérieures des changes (notamment le surplus). D'autres réformes accompagnant la libéralisation aident à promouvoir l'afflux de capitaux, notamment la libéralisation par rapport au commerce et à la finance, qui crée un environnement de marché orienté, dans lequel les étrangers se sentiraient mieux accueillis. A cela s'ajoute la privatisation des entreprises publiques qui offrent de nouveaux actifs disponibles pour l'achat aux investisseurs. Des politiques de taux de change fixe réduisent les peurs de dévaluations. Ces mesures internes sont complétées par des situations et des mesures extérieures complémentaires.

Des taux de rendement du capital faibles dans les pays industrialisés, particulièrement aux Etats-Unis où les taux d'intérêt chutent entre 1990 et 1993, suite à une récession. Comme les investisseurs sont habitués à des taux d'intérêt élevés dans les années 1980, ils ont cherché de nouvelles places pour déposer leur argent. Et les taux d'intérêt élevés dans les marchés émergents attirent leurs attentions. Ces recherches de débouchés pour les capitaux ont été accompagnées par des innovations financières dans les pays riches exportateurs de capitaux, permettant d'augmenter la disponibilité des fonds, de même qu'un accès plus facile et plus sécurisé aux places des marchés émergents. C'est notamment le cas de Récépissés ADRs aux Etats-Unis qui facilitent aux investisseurs l'achat des titres dans les marchés émergents, ou dans un pays particulier même lorsque le marché local des actions en général ne leur est pas

directement ouvert. Le "Consensus de Washington" envisage un meilleur suivi des projets d'investissement financés par le secteur privé.

D'autre part le plan Brady soutenu par certains Economistes à la fin des années 1980, a servi de base pour réduire l'ardoise de la dette des pays en développement en général, en le ramenant à un niveau minimum, pour permettre aux pays débiteurs de contracter de nouveaux prêts et investir dans des projets générateurs de rendement. A ce niveau le principe du hasard moral qui était jusque là appliqué au domaine des assurances qui protègent les clients contre les risques, et qui les incitent moins à prendre des mesures de prudence, a servi comme argument de critique aux flux de capitaux vers les marchés émergents dans les années 1990. On reproche ainsi aux Emprunteurs et aux Prêteurs de compter sur les cautions du FMI et des pays industrialisés, et manquer d'incitation pour être suffisamment prudents (Mexique 1995, Asie de l'Est et Russie par la suite).

Les pays qui connaissent des flux de capitaux doivent apprendre à gérer la situation pour limiter les effets indésirables des ces mouvements de capitaux. Si l'afflux de capitaux est souhaitable, il n'en demeure pas moins que des mesures doivent être prises pour les rendre bénéfiques, à travers la stérilisation des flux, une appréciation du taux de change, imposer si nécessaire des contrôles pour décourager momentanément l'afflux de capitaux destabilisateurs.

En effet, une variation positive des réserves permet d'augmenter le niveau des réserves. Ce qui entraîne une augmentation de l'offre de monnaie qui est généralement inflationniste à long terme si des mesures correctrices ne sont pas prises. Parmi ces mesures on retient la stérilisation des flux de capitaux. Lorsque les réserves augmentent à travers une variation positive, l'alternative à l'augmentation de la masse monétaire est la stérilisation des entrées des devises, pour empêcher les conséquences inflationnistes de l'augmentation de l'offre de monnaie. Un inconvénient de la stérilisation est qu'elle est souvent difficile à réaliser dans un pays où les marchés financiers sont moins développés, et qu'elle ne peut pas être soutenue

indéfiniment même avec un marché financier élaboré, et peut devenir impossible dans le cas de la limitation de la mobilité parfaite du capital.

Si on ne stérilise pas, et si on n'augmente pas l'offre de monnaie, une alternative consiste à laisser le taux de change de s'ajuster automatiquement, en réponse au surplus de réserves, autrement dit permettre à la devise nationale de s'apprécier grâce à l'émission des actifs non liquides par la banque centrale en contrepartie des devises. L'inconvénient à ce niveau est la perte de compétitivité des prix qui a un effet négatif sur les exportations nettes, et qui peut éventuellement annuler le surplus des réserves de change. En effet, le danger à ce niveau c'est la récession, particulièrement dans le secteur des biens échangeables qui perdent toute compétitivité suite à l'appréciation de la devise nationale. L'avantage de l'appréciation du taux de change est la pression à la baisse des prix des importations et une demande de monnaie faible empêchant les tendances inflationnistes. Cependant, certains pays sont réticents à laisser flotter leur monnaie s'ils sont très attachés à une stratégie de long terme de fixation du taux de change, par exemple, parce qu'il constituait un instrument en début de programme de stabilisation monétaire.

Un quatrième choix consiste à imposer (ou réimposer) des contrôles sur l'afflux des capitaux pour permettre d'éliminer le surplus de réserves extérieures de change. Une autre option consiste à une contraction fiscale, et en éliminant les déficits budgétaires, même si leur élimination peut souvent être un motif de l'afflux des capitaux, plutôt que l'inverse. Le désavantage trivial des contrôles sur l'afflux des capitaux est que le pays perd une opportunité de financer son développement en empruntant à l'étranger à un taux d'intérêt relativement bas, et peut donc être amené à financer l'investissement à dehors des fonds domestiques, à des coûts élevés.

Cependant, les capitaux peuvent être amenés à sortir d'un pays en prélude à une crise. Les investisseurs, évaluent les risques de crise selon des d'indicateurs traditionnels qui peuvent indiquer qu'un pays se trouve dans une période de risque élevé (Kaminsky G. et al. 1998,

Frankel et Rose, 1996). Ces indicateurs macroéconomiques mesurent un certain niveau d'endettement. On note entre autres le ratio de la dette par rapport aux exportations de services, le ratio du déficit du compte courant par rapport au PIB au delà de 4%. L'utilisation de flux de capitaux pour financer la consommation à la place de l'investissement. En outre, les indicateurs qui concernent la composition des flux de capitaux plutôt que le montant total apparaissent pour l'observateur comme statistiquement utiles pour prédire la probabilité des crises de change. Les pays qui ont emprunté des fonds de court terme sont plus exposés aux difficultés, particulièrement si ces fonds sont entrés dans les circuits du système bancaire et libellés en dollar ou d'autres devises étrangères. En revanche, les pays qui ont emprunté pour le long terme, sont moins exposés aux difficultés surtout si l'afflux de capitaux prend la forme d'investissements directs étrangers, plutôt que des prêts bancaires. Une autre théorie est que les flux bancaires sont plus vulnérables au hasard moral que les autres modes de financement.

En outre, le risque lié au décalage entre les échéances des dettes bancaires à court terme et les actifs bancaires à long terme rend aussi le pays vulnérable. Ainsi, les investissements directs étrangers sont considérés comme relativement plus stables que les flux bancaires. Pareillement, les flux des valeurs de long terme ont l'avantage que le prix d'un titre (action, obligation) s'ajuste automatiquement avec l'avènement d'un développement inverse (partage du risque).

D'autre part, un pays qui accumule un niveau élevé de réserves, a moins de difficultés, donc moins de risque de crise. Un des indicateurs synthétiques de l'imminence d'une crise pour l'investisseur est le ratio de la dette à court terme par rapport aux réserves. Le danger d'une crise grandit lorsque ce ratio tend vers 1.

A l'opposé de la gestion des flux de capitaux, il est souhaitable de gérer la fuite ou la sortie des capitaux. Car il n'est pas rare de faire face à une situation de rareté de capitaux qui ne seront plus suffisants pour financer le déficit du compte courant suite par exemple à une chute du volume ou des prix des exportations. Différentes options s'offrent pour limiter les effets négatifs des fuites de capitaux: soit par la stérilisation des fuites de capitaux, soit en laissant la monnaie se déprécier, ou soit par les contrôles. La conséquence immédiate de la sortie des

capitaux est l'apparition de variations négatives des réserves extérieures de change, qui entraîne une baisse du niveau des réserves de change. Si la banque centrale ne stérilise pas la chute du niveau des réserves due à la fuite des capitaux, alors les taux d'intérêt vont augmenter ce qui aura pour conséquence une contraction des dépenses. Le résultat sera une croissance faible, qui peut être aggravée par les faillites des banques domestiques (Argentine 1995, 1999-2000).

Une alternative de laisser l'offre de monnaie baisser, est la stérilisation des réserves. La stérilisation est choisie par rapport à l'ajustement si on a l'espoir que le déficit est temporaire, ce qui permet une expansion du crédit domestique (Mexique 1994).

On estime qu'un pays a besoin d'un minimum de réserves qui doivent couvrir trois mois d'importations. Alors, si un pays ne pas empêcher la fuite des capitaux, une autre option consiste à laisser la monnaie se déprécier. Car les spéculateurs se protègent contre la perte de valeur attendue de la devise domestique (se couvrir contre le risque de change), lorsqu'ils anticipent une dévaluation; ils chercheront alors à acquérir des devises étrangères contre leurs détentions d'actifs en monnaie nationale. La banque centrale peut rapidement perdre une grande quantité de ses réserves extérieures de change dans un tel épisode, connu sous le nom d'attaque spéculative. Sans une défense couronnée de succès, les autorités sont obligées d'abandonner leur objectif de taux de change précédent, pour dévaluer ou déprécier la monnaie nationale. Résister revient à faire face à la perte de toutes les réserves, à la suite de laquelle la monnaie sera dépréciée de toute façon. L'histoire retient que l'hémorragie des réserves a amené le démantèlement du Système de Bretton Woods en 1973. A cela s'ajoutent d'autres exemples de crises de change: le départ de la Grande Bretagne du Mécanisme du taux de change européen en 1992 et la dévaluation en 1994, les crises de change Est Asiatiques de 1997, la crise en Russie en 1998, la dévaluation au Brésil en 1999, la dévaluation en Turquie en 2001, les cascades de dévaluation au Nigeria dans les années 1990, etc.

Dans le domaine de la recherche économique, l'analyse des phénomènes des crises de change constitue une branche importante de la littérature (Krugman P. 1979, Obstfeld M. 1994, Kaminsky et al. 1998). La théorie s'est développée autour de trois générations de modèles correspondant à l'évolution du phénomène de crise de change dans le temps. Les théories des Economistes sur les attaques spéculatives sont organisées en trois "générations de modèles". La caractéristique commune est que chaque génération fait l'hypothèse que les agents (les spéculateurs) font des prévisions basées sur des anticipations rationnelles. Pour répondre de façon pédagogique à la question: la crise à qui la faute? La vision des auteurs

indique que la génération I répond que c'est la politique macroéconomique domestique lorsqu'elle est expansionniste en créant des déficits macroéconomiques insoutenables; la Génération II dit que c'est la volatilité des marchés financiers internationaux qui crée des crises autoréalisatrices et des équilibres multiples dans les situations de fondamentaux macroéconomiques à moitié détériorés, autrement dit l'absence de menace de crise nécessite la permanence de fondamentaux forts à très forts; et la Génération III dit que c'est la structure financière domestique dans laquelle apparaît le phénomène du hasard moral, et des crises bancaires. Et on désigne respectivement comme coupables les décideurs des politiques domestiques, les investisseurs internationaux avides, et les copains capitalistes.

Les Modèles de première génération (Krugman P. 1979, Flood et Garber, 1984), mettent en cause les politiques macroéconomiques excessivement expansionnistes. Ainsi, ces modèles d'attaques spéculatives attribuent les attaques spéculatives en fin de compte aux politiques macroéconomiques excessivement expansionnistes. Les déficits budgétaires doivent être financés par des emprunts ou une expansion monétaire. Avec l'une ou l'autre voie, le résultat est un déficit du compte courant. La surévaluation et la surexpansion macroéconomiques sont les diagnostics standards des crises de change dans les pays en développement avant 1995, et furent la base de la plupart des programmes d'ajustement administrés par le Fonds Monétaire International. La crise de la dette des années 1980 est un exemple probant.

Les Modèles de deuxième génération soutiennent la thèse des équilibres multiples et des prophéties autoréalisatrices. Ces modèles soutiennent qu'il existe plus d'un résultat possible:

crise et non crise, qui peut cadrer avec l'équilibre, même en l'absence de variations des vrais fondamentaux (Maurice Obstfeld, 1994). L'approche de l'équilibre multiple s'inspire des crises du Mécanisme du taux de change européen de 1992-1993. Car dans les années 1990, les monnaies européennes étaient confrontées aux mêmes problèmes que ceux que les monnaies des pays émergents connaissent aujourd'hui. Certains prétendaient que les marchés étaient excessivement volatiles pour expliquer les difficultés des monnaies à se stabiliser durablement sans subir d'attaque spéculative. A l'époque, certains considèrent que les marchés financiers sont basés sur les fondamentaux économiques. Cette vision est démentie par la réalité où des pays à fondamentaux forts ont fait l'objet d'attaques spéculatives: la Suède et le Royaume Uni ont maintenu des taux d'intérêt à des niveaux extrêmement élevés, ce qui n'a pas empêché aux attaques de persister en 1992, la France malgré ses fondamentaux forts a fait l'objet d'attaque spéculative en 1993. Quelles sont alors les conditions qui rendent alors un pays vulnérable à une attaque spéculative?

Si les fondamentaux sont particulièrement faibles, tous les spéculateurs vendront la monnaie nationale, et va obliger la banque centrale à dévaluer avant l'épuisement des réserves. Si les fondamentaux sont particulièrement forts, il n'y aura pas d'attaque spéculative. Par exemple si le niveau des réserves est suffisamment élevé et que tous les spéculateurs savent qu'ils ne peuvent pas épuiser les réserves de la banque centrale même en agissant ensemble, ils n'ont aucune raison d'attaquer. Le cas intéressant apparaît au niveau intermédiaire. Si les fondamentaux sont mauvais, mais pas terriblement détériorés, alors le pays est vulnérable à une attaque. Mais la théorie des jeux ne peut pas dire ce que sera le résultat dans ce cas. Les résultats d'attaque et de non attaque sont des équilibres également valides. C'est ce qu'on veut dire par équilibre multiple (deux équilibres précisément). Une variante est la version internationale du modèle standard des faillites des banques domestiques, et une autre traite la politique monétaire comme endogène.

Les modèles de troisième génération liés au hasard moral et aux crises bancaires (Kaminsky G. et al. 1998). En effet, les crises de 1970 et 1980 sont décrits par l'approche de première génération, et si les crises du Système monétaire européen ont inspiré les modèles de

deuxième génération, alors les crises Est asiatiques ont motivé les modèles de troisième génération. Ainsi, à la différence de l'Amérique latine et d'autres parties du monde, avec une histoire de grands déficits budgétaires, des politiques monétaires hautement inflationnistes et des monnaies surévaluées, les pays de l'Asie de l'Est à la fin du 20^e siècle, acquièrent la réputation d'une discipline fiscale et une stabilité monétaire, jusqu'à la crise de 1997-1998. L'approche de la troisième génération interprète les crises récentes comme des illustrations des périls du hasard moral. Les emprunteurs et les prêteurs sont moins prudents en évaluant la vraie profitabilité des opportunités d'investissement s'ils pensent qu'on leur viendra en aide dans le cas où le projet fait faillite. Certains auteurs pensent que les cautions internationales des institutions financières internationales et des pays industrialisés créent un problème de hasard moral. Mais l'approche de troisième génération situe la cause du hasard moral au niveau national, plutôt qu'au niveau international. Concernant les crises bancaires elles peuvent apparaître aussi bien en amont ou en aval, voire en même temps que les crises de change ("crises jumelles").

Le FMI estime que la perte cumulative moyenne dans la tendance du produit d'un pays suite à une crise de change oscille entre 4 et 7%, et pour les crises bancaires, cette perte peut atteindre jusqu'à 12% du PIB.² L'intérêt suscité par ces crises pour les spécialistes de l'Economie monétaire et financière internationale tient au fait que ces crises entraînent souvent non seulement un effondrement des systèmes économiques et financiers des pays qui en sont victimes, mais aussi des crises sociales entraînées par la dégradation des niveaux de vie des populations.

Un bilan descriptif des crises de change (Kaminsky G. 2003) a déterminé les pourcentages des crises intervenues par indicateur économique dans les pays émergents et dans les pays industrialisés. Ainsi, le pourcentage des crises provenant du solde du compte courant est de 13% pour les marchés émergents et 17% pour les pays industrialisés; les pourcentages dus aux crises financières sont de 35% pour les premiers et 13% pour les seconds. Concernant les crises imputables aux déficits fiscaux, elles représentent 6% pour les pays émergents et 4%

² Source: World Economic Outlook, Rapporté par Kaminsky G. L. (1999).

pour les pays industrialisés; les pourcentages respectifs pour la dette publique est de 45% et 35%. Les crises intervenant de façon soudaine sont de 2% pour les marchés émergents et 17% pour les marchés avancés. Et enfin les crises autoréalisatrices représentent 0% pour les pays émergents et 17% pour les pays développés.

Il apparaît que si les crises de change touchent tous les pays, elles n'ont pas les mêmes origines selon l'état avancé ou non des marchés financiers. Les marchés développés ont des indicateurs synthétiques au niveau des marchés boursiers qui reflètent le niveau et l'évolution des activités économiques et du produit aussi bien du secteur public que privé. En ce qui concerne les marchés émergents et les pays en développement en général, le marché boursier est souvent embryonnaire voire inexistant. De ce fait, l'appréciation des agents économiques est plus ou moins subjective à très court terme, même si à moyen et long termes, la publication des comptes permet de suivre l'évolution de l'activité économique. Ce qui peut expliquer l'absence de crises autoréalisatrices dans les pays émergents contrairement aux marchés développés où ces crises représentent 17% des crises totales observées. En revanche, les crises financières et les crises de la dette publique sont plus importantes en pourcentage dans les marchés émergents (et même dans les pays en développement) où elles sont respectivement multipliées par 2,7 et 1,4 par rapport aux économies développées. Les crises financières concernent aussi bien les poussées inflationnistes que les crises bancaires et de liquidité.

Le phénomène des crises de change est devenu une préoccupation cruciale pour tous les pays et pour toutes les populations, ce qui justifie l'intérêt que lui portent les spécialistes de la question. Et c'est ce qui a motivé l'étude sur les crises de change dans les pays en développement, en particulier un échantillon de pays africains et un échantillon de quelques pays émergents d'Amérique latine et d'Asie. Ces pays ont tous connu dans les années 1990 et 2000 des crises de change avec des conséquences sur le niveau de vie des populations des pays concernés.

L'objectif de cette Thèse c'est de réaliser une étude comparative approfondie des crises de change sur la base des différentes générations de modèles et des théories y afférent. L'utilisation des spécifications et des estimations économétriques appropriées nous permettra d'étudier la nature des relations entre les variables et l'avènement des crises de change à travers un contexte international de plus en plus mondialisé rendant les capitaux et les investissements plus volatiles et les économies davantage interdépendantes et vulnérables aux chocs internes et aux chocs externes.

Une comparaison des travaux sur les différentes crises de change, dans un échantillon de pays africains et un échantillon de marchés émergents nous permettra de tirer des leçons sur la diversité ou les points communs des différentes crises situées dans un contexte national et/ou international. Un élément important suite à ces explications est le problème de la mesure du phénomène, à partir de l'indice de pression spéculative et les éléments importants qui le conditionnent à savoir les indicateurs (variables macroéconomiques). Le but de l'étude c'est de quantifier les épisodes de crise de change pour un échantillon de pays africains et quelques pays émergents d'Amérique latine et d'Asie, en étudiant l'influence des différentes variables économiques sur ces épisodes. Ce travail est articulé autour de cinq Chapitres complémentaires dans un enchaînement logique du diagnostique aux outils d'analyse utilisés pour expliquer le phénomène, rendant les prévisions plus précises, permettant aux mesures de redressement d'être plus adéquates.

Dans le Chapitre I nous examinons les mesures du phénomène des crises de change à travers les indices de pression spéculative. Ce qui permet de parcourir les indices de crise décrits dans la littérature, et utilisés de façon empirique pour tester leur degré de fiabilité à prédire les crises passées. Les analyses se font généralement *out-of-sample* (utilisation des informations passées pour prédire les crises). Les indices utilisent généralement une combinaison linéaire des variations du taux de change, du taux d'intérêt et du niveau de réserves (Eichengreen B., Rose A., et Wyplosz C., 1994). La diversité des indices nous conduit à faire un choix d'indice en tenant compte des économies des pays étudiés, qui sont des pays en développement, où par conséquent la variable taux d'intérêt n'est pas pris en

compte dans la détermination de l'évolution du taux de change. Ce choix se fera de façon empirique par une application des indices retenus dans la littérature aux données des pays d'un échantillon de pays africains et un échantillon de quelques pays émergents d'Amérique latine et d'Asie. L'indice retenu est celui qui détermine précisément l'évolution du taux de change des différents pays de manière fidèle.

L'objet du Chapitre II est de relier l'évolution de l'indice de crise à des variables économiques. Ces variables qui sont aussi des indicateurs de crise décrivent l'évolution de l'activité économique, les conjonctures favorables et défavorables, résultats des politiques économiques et de l'environnement extérieur. L'indice de crise déterminé au Chapitre I est relié aux variables macroéconomiques par deux types de modèles: les modèles monétaires et des modèles ad hoc. Dans le cas des modèles monétaires, les indicateurs (variables économiques) utilisés sont essentiellement ceux qui configurent la détermination du taux de change par la théorie monétaire. Les modèles ad hoc, prennent en compte les variables déterminantes qui conditionnent une crise de change, selon les réalités des pays, notamment un maximum d'indicateurs macroéconomiques. Les spécifications économétriques les plus utilisées pour expliquer les phénomènes de crise de change est le modèle logit et le modèle probit permettant de déterminer la probabilité d'apparition des crises.

Les Chapitres III et IV sont deux chapitres empiriques qui vont utiliser les référentiels théoriques (indices de crise, indicateurs macroéconomiques, méthodologies économétriques) évoqués aux Chapitres I et II, pour l'appliquer sur l'échantillon des pays africains, et sur l'échantillon de quelques pays émergents d'Amérique latine et d'Asie. Dans chaque cas il y aura une description des caractéristiques de l'échantillon à travers d'une part l'origine et la disponibilité des données, de même que le niveau d'intégration des variables exogènes, et d'autre part les spécifications économétriques temporelles, notamment les équations structurelles non retardées, celles à retards optimisés qui sont estimées par des modèles logit et probit. Les modèles logit et probit utilisent dans cette étude, comme variable endogène l'indice binaire de crise, qui est déterminé par les périodes de crise où cet indice prend la valeur 1, et les périodes d'absence de crise où il prend la valeur 0. Les résultats des équations retardées d'une période sont présentés en Annexes. La méthode d'optimisation des retards

permet de déterminer les retards des périodes de pré-crise pour chaque variable (Kaminsky G. et al. 1998). Ce qui permet de dire si une variable déterminée est de court terme ou de moyen terme, selon que la période de pré-crise est inférieure à 3 mois ou supérieur à 3 mois. Le calcul des probabilités de crise accompagnée d'une description graphique permet de valider l'approche pour être utilisée en densité de prévision.

Le Chapitre V étudie empiriquement les tensions sur les marchés des changes. Elle est complémentaire des Chapitres III et IV en ce sens qu'elle présente une vision continue du phénomène des crises de change, contrairement à la vision binaire étudiée par les Chapitres III et IV. Cette vision continue qui utilise l'indice de crise comme variable endogène (qui présente des valeurs continues), prend en compte les périodes de pression spéculative sur le taux de change, et les périodes de crise de change qui conduisent à des dévaluations (dépréciations). L'indice de crise (en valeurs continues) possède la caractéristique de prendre en compte l'histoire des variables (simultanément les valeurs passés), contrairement à l'indice binaire. Par ce fait on a besoin d'introduire simultanément pour chaque variable exogène un certain nombre de retards au cours des estimations économétriques, à fin de déterminer la période de pré-crise pour les équations à retards optimisés. En principe ces retards sont en moyenne plus courts que ceux déterminés par les indices binaires.

Chapitre 1

La mesure des tensions sur les marchés des changes

Les crises de change sont essentiellement des phénomènes monétaires. Cependant, la monnaie est l'interface de l'économie, et à ce titre toutes les perturbations de l'activité économique (récession, chômage, crise de la dette) se répercutent sur le cours de la monnaie nationale qui joue localement les fonctions traditionnelles de la monnaie, à savoir unité de compte, intermédiaire dans les échanges et réserve de valeur. Si les crises de change représentent un phénomène avec lequel il faut compter, il est nécessaire de connaître les mécanismes de transmission des chocs de l'économie réelle à la monnaie, d'où la notion de pression sur le taux de change. En effet, les crises de change apparaissent suite à une pression sur le taux de change. Comment mesurer alors le degré de pression ?

Ce Chapitre 1 est consacré aux outils utilisés pour déterminer le degré de pression sur le taux de change d'une monnaie nationale. Pour cela nous allons examiner la littérature sur le sujet dans une démarche chronologique. Cette démarche permet de voir l'évolution des critères utilisés pour mesurer les tensions sur les marchés des changes, notamment ceux des pays émergents et en développement. La mesure la plus connue est l'indice de crise qui a fait l'objet d'une abondante littérature souvent empirique. Les composantes utilisées pour le calculer diffèrent selon la nature des économies et leur niveau de développement, même si il y a une variable qui apparaît dans toutes les formules, à savoir le taux de change (nominal ou réel) de la devise locale.

La littérature sur les indices de crise a débuté avec les travaux de Girton et Roper (1977). Par la suite, les différents auteurs qui se sont intéressés à la question ont introduit des innovations pour tenir compte des réalités des économies étudiées.

Ainsi, la détermination des indices de crise de change occupe une position cruciale dans la littérature sur les systèmes d'alertes des attaques spéculatives. La variable appelée indice de pression sur le marché des changes (ou indice de pression spéculative) a été diversement modifiée depuis donc son apparition avec les travaux de Girton et Roper (1977) pour tenir compte soit des données étudiées soit des périodicités voire des pays.

On peut regrouper les indices de crise en trois types suivant la littérature sur le sujet. Les indices qui sont calculés à partir des moyennes pondérées des variations des taux de change, des taux d'intérêt et des pertes des réserves internationales (Eichengreen, Rose et Wyplosz 1994, 1995, 1996). Ceux calculés en utilisant une moyenne pondérée des taux de change et des réserves internationales (Sachs, Tornell et Velasco, 1996; Kaminsky, Lizondo et Reinhart, 1998; Cartapanis, Dropsy et Mametz, 1998; Kamin, Schindler et Samuel, 2002). Enfin les indices déterminés sur la base des variations des taux de change (Frankel et Rose, 1996; Goldfajn et Valdes, 1997). La deuxième catégorie d'indice est celui généralement utilisé dans le cas des pays émergents et ceux en développement car dans les pays en développement les taux d'intérêt sont rarement déterminés par les marchés. Ils ne peuvent donc pas être utilisés comme une composante de l'indice de pression spéculative.

Concernant la deuxième catégorie d'indice qui sera donc utilisée dans le cas de notre étude, nous utilisons deux indices qui sont représentatifs et applicables aux données des pays en développement. Il faut souligner que le calcul est très souvent arbitraire ou simplement tient compte d'événement spécifique servant de date de référence à chaque pays ou groupe de pays. C'est le cas de l'indice utilisé par Sachs, Tornell et Velasco (1996) qui est une moyenne pondérée du taux de dévaluation par rapport au dollar E.U. et la variation en pourcentage des réserves de change internationales entre la fin du mois de novembre 1994 et la fin de chaque mois au cours du premier trimestre de 1995. On peut aussi noter la différence de périodicité utilisée pour dériver l'indice de pression sur le marché des changes (données mensuelles, bimensuelles, trimestrielles, semestrielles ou annuelles).

La structure du Chapitre tourne autour des points suivants : dans un premier temps nous passons en revue les choix des indices à travers un bilan de la littérature, ce qui permet de justifier la construction des indices retenus dont les applications aux données de l'échantillon de pays africains (Afrique du Sud, Nigeria, Zones Francs CFA), et l'échantillon de quelques pays émergents d'Amérique latine (Argentine, Brésil, Mexique) et d'Asie (Malaisie, Thaïlande), permet de voir l'évolution de ces monnaies.

I. Le choix des Indices de crise dans la diversité des approches

Plusieurs auteurs ont proposé des définitions des crises de change et des indices de mesure. Les modèles et théories explicatifs décrivent généralement les déterminants et les pendants du taux de change à savoir les réserves extérieures de change et le taux d'intérêt. Dans les sections suivantes nous examinons les indices qui ont été construits, leurs capacités prédictives et leurs limites.

A. Les modèles et la notion de crise de change: la mesure du phénomène

La plupart des indices de crise sont dérivés de la formule de la parité des pouvoirs d'achat. La formule des indices prend généralement en compte le taux de change réel. Nous allons examiner la construction des indices à partir de la théorie de la parité des pouvoir d'achat, ainsi que la définition des indices dans la littérature empirique.

1. La construction des indices: la théorie de la parité des pouvoirs d'achat

Avant de voir la suite du sujet nous allons indiquer la définition le *taux de change réel* qui va servir à déterminer l'indice de crise. Il se définit alors comme le produit du taux de change nominal et le rapport entre l'indice des prix à l'étranger et l'indice des prix domestiques (cotation à l'incertain):

$$E_r = E_n \times \frac{P_j}{P_i} \quad (0)$$

où E_r désigne le taux de change réel, E_n = au taux de change nominal, p_j = à l'indice des prix à l'étranger (généralement E.U.), p_i = à l'indice des prix domestique.

C'est ainsi que l'indice de crise était généralement défini dans la littérature comme une pression excessive sur le taux de change (ou sur les marché des changes). Comment alors dériver cet indice? La littérature foisonne sur la question depuis les travaux de Girton et Roper (1977). En effet, Eichengreen, Rose et Wyplosz (ERW, 1994) ont utilisé le modèle de pression sur le marché des changes de Girton et Roper (1977). Ainsi en faisant l'hypothèse de la fonction de demande de monnaie, Girton et Roper spécifient la variation en pourcentage de la base monétaire h comme une fonction de la variation en pourcentage du niveau général des prix p , une variation en pourcentage du revenu réel y , et une variation en pourcentage du taux d'intérêt i . Puisque la base monétaire est la somme du crédit domestique D et des réserves internationales R , on peut définir $r = E \times \frac{R}{H}$ et $d = \frac{D}{H}$ où E est le prix domestique d'une unité de devise étrangère (taux de change à l'incertain). On a: $H = D + R$; alors,

$$(r - r^*) + (d - d^*) = (p - p^*) + \beta(y - y^*) - \alpha(i - i^*), \quad (1)$$

où les étoiles désignent le pays étranger et β et α désignent respectivement l'élasticité revenu de la demande de monnaie et le semi élasticité du taux d'intérêt (coefficient du différentiel du taux d'intérêt). En utilisant la parité du pouvoir d'achat pour substituer le taux de dépréciation par le différentiel d'inflation, et en réarrangeant les termes, on obtient:

$$e + (i - i^*) - (r - r^*) = (d - d^*) - \beta(y - y^*) + (1 + \alpha)(i - i^*) \quad (2)$$

$$e = (p - p^*) - (i - i^*) \Rightarrow (p - p^*) = (i - i^*) + e \quad (PPA) \quad (3)$$

Le côté gauche de (2) est l'indice de pression spéculative, qui indique que la pression sur le taux de change augmente à mesure que les réserves extérieures de change (domestiques) diminuent, que le taux d'intérêt augmente, et que le taux de change se déprécie (e est l'accroissement en logarithme du taux de change). La littérature théorique suggère que la

pression spéculative soit une fonction paramétrique des fondamentaux tels que le taux de croissance du crédit domestique, le niveau du revenu (ou du produit), et le différentiel du taux d'intérêt.

Deux types de problèmes sont soulignés par rapport à cette approche :

- les pondérations jointes aux trois composantes de l'indice de pression spéculative sont arbitraires, puisque les termes peuvent simplement être additionnés des deux côtés de l'expression (2). Ainsi, même en imposant des hypothèses sur ce qui détermine la valeur du taux de change, on ne fixe pas les pondérations jointes aux composantes de l'indice pour déterminer une liste particulière de fondamentaux;
- en outre, il y a le fait qu'aucune formulation de prévision ne lie les fondamentaux au taux de change, et de cette façon aux variables comme les taux d'intérêt et les réserves internationales qui peuvent être utilisées pour sa défense.

Eichengreen, Rose et Wyplosz (1994) ont utilisé un modèle monétaire pour illustrer comment les indices de pression spéculative doivent être dérivés. L'objectif est de rendre possible la construction des modèles empiriques raisonnables liant les fondamentaux macroéconomiques au taux de change d'une part, et d'utiliser de tels modèles pour lier le taux de change aux instruments comme les taux d'intérêt et les réserves qui peuvent être utilisées pour le défendre d'autre part. Et ainsi dériver les pondérations à joindre aux composantes d'un indice de pression spéculative dans un esprit de défense. Pour éviter de destiner cette analyse pour un modèle particulier de détermination du taux de change, Eichengreen, Rose et Wyplosz (1994), ont considéré différents schémas de pondération dans l'analyse suivante.

Un autre problème dans la mesure de la pression spéculative utilisant des combinaisons linéaires des variations du taux de change, des réserves et des taux d'intérêt, est engendré par le fait que au moins dans l'échantillon de pays et de périodes considérés, la volatilité conditionnelle des variations en pourcentage des réserves (désignées par la base monétaire) est de plusieurs fois la volatilité conditionnelle de la variation en pourcentage du taux de change, qui est de plusieurs fois la variation en pourcentage du différentiel du taux d'intérêt. Les mouvements d'une moyenne non pondérée sont cependant fortement provoqués par les mouvements des réserves plutôt que par les soi-disant réalignements réels. Une approche

intuitive est cependant de pondérer les trois composantes de l'indice de telle sorte que leurs volatilités conditionnelles soient égales. Cette mesure a été adoptée par Eichengreen, Rose et Wyplosz (1994). Ils ont conduit une analyse de sensibilité dans le but de tester ce que posent les différents schémas de pondération. L'indice de crise est défini comme suit:

$$I_{crise} = \% \Delta e + 7 \times [\% \Delta (i - i^*)] - 0,08 \times [\% \Delta (r - r^*)] \quad (4)$$

e désigne le prix d'un DM , i est les taux d'intérêt court, r est le niveau des réserves internationales, et l'étoile désigne les variables allemandes (variables étrangères). Et les pondérations rendant les volatilités conditionnelles égales sont donc 1 pour les variations du taux de change, 7 pour le différentiel du taux d'intérêt, et 0,08 pour la variation des réserves.

2. la définition des indices et la littérature empirique

Les crises sont définies dans les cas où les valeurs de l'indice de pression spéculative (I_{crise}) sont supérieures aux valeurs de l'échantillon d'au moins 1,5 fois l'écart-type par rapport à la moyenne. Ce seuil est utilisé pour créer un lissage des histogrammes. Cependant la plupart des résultats statistiques utilisent un seuil de 3 écarts-type. Une analyse de sensibilité montre que ce point de rupture est arbitraire mais pas spécifiquement important.

Concernant la construction de l'indice de pression spéculative qui ne s'inscrit pas dans un cadre de régime des changes prédéfini, Robert Flood (1992) a indiqué que ce problème possède une similitude dans la littérature concernant les bulles (spéculatives) sur les marchés des changes. Les bulles représentent un autre exemple des équilibres multiples analogues aux modèles d'attaques spéculatives sur les taux fixes. La différence étant que le taux de change est librement déterminé dans la littérature sur les bulles des marchés des changes, tandis qu'il est fixe et les réserves sont librement déterminées dans la littérature sur les attaques spéculatives (ou plutôt les réserves, les taux d'intérêt et les autres instruments de politique qui peuvent être utilisés pour défendre la taux de change).

Woo (1985) et West (1987) testèrent les bulles en utilisant les modèles monétaires de détermination du taux de change. Leur tentative d'identifier les bulles en utilisant cette approche, structurelle ne fut pas plus convaincante que leur modèle monétaire. L'analyse moins structurée de ERW peut apparaître comme une contrepartie de l'approche non paramétrique des auteurs comme Blanchard et Watson (1982) pour analyser les bulles.

Frankel J. A. et Rose A. k. (1996) définissent une crise de change dans une situation où le taux change nominal de l'année en cours augmente d'au moins 25% et que le même taux augmente d'au moins 10% par rapport à l'année précédente. Frankel et Rose utilisent des données annuelles pour des régressions avec un modèle probit, et les dérivées de la pente probit sont multipliées par 100 pour obtenir des résultats en pourcentage. L'indice de crise de Frankel, Rose (FR) se formalise comme suit:

$$I_{crise} = \Delta\% e_t = \frac{e_t - e_{t-1}}{e_{t-1}} \times 100 \quad (5)$$

avec

$$\begin{cases} \Delta e_t \geq 0,25 = 25\% \\ \frac{\Delta e_t}{\Delta e_{t-1}} \leq 0,10 = 10\% \end{cases}$$

Ces crises de change sont dans certains cas l'aboutissement de crises financières (crises de change, crises de liquidité et crises bancaires). Sachs J., Torell A. et Velasco A. (1996) mesurent la naissance et l'extension de la crise financière en 1995 avec un indice de crise notée *IND* pour mesurer les pressions sur le marché des changes (marché de devises étrangères). *IND* est une moyenne pondérée du taux de dévaluation par rapport au dollar des E.U. et la variation en pourcentage des réserves de change internationales entre la fin du mois de novembre 1994 et la fin de chaque mois au cours du premier trimestre 1995. Comme les deux séries ont des volatilités différentes, les pondérations qu'ils appliquent à chaque série sont données par la précision relative de chaque série sur les dernières années. Un indice similaire a été utilisé par Eichengreen, Rose et Wyplosz (1995) pour le cas de l'Europe, par Frankel et Rose (1996) pour étudier les crises de change dans les pays en développement, et

par Kaminsky et Reinhart (1995) pour étudier les crises bancaires et de balance des paiements. Barro (1995) utilise l'indice du marché des actions (indice du marché boursier) pour mesurer l'extension de la crise financière.

Concernant l'indice de Sachs, Tornell et Velasco (STV), sa rationalité est la suivante: si l'afflux de capitaux s'inverse, les autorités peuvent réagir en laissant le taux de change se déprécier. Alternativement, elles peuvent défendre la monnaie nationale par la baisse du niveau des réserves ou par une augmentation des taux d'intérêt. Faute de disposer de données fiables et comparables sur les taux d'intérêt, ils construisent l'indice à partir des réserves et des taux d'intérêt. Une valeur élevée de *IND* signifie une forte dévaluation ou une forte baisse du niveau des réserves, en d'autres termes un effet Tequila plus important.

L'indice de crise utilisé sur des données par STV est défini comme le taux de dépréciation moins la variation en pourcentage des réserves entre novembre 1994 et un mois donné en 1995. Chacune des deux composantes est pondérée par sa précision sur la somme des précisions. Les précisions sont calculées en utilisant des données mensuelles sur 10 ans. Cet indice de crise est régressé par rapport à des fondamentaux jugés représentatifs, avec une estimation par les MCO et des tests de Moindres Carrés Contraints (notamment de Wald) sur certains coefficients (ou paramètres). L'équation estimée est la suivante:

$$IND = \beta_1 + \beta_2 RER + \beta_3 LB + \beta_4 (D^{LR} \times RER) + \beta_5 (D^{LR} \times LB) + \beta_6 (D^{LR} \times D^{WF} \times RER) + \beta_7 (D^{LR} \times D^{WF} \times LB) + \varepsilon \quad (6)$$

RER = Taux de change réel; *LB* = Boom de prêts bancaires; *D^{WF}* = variable muette, définie comme suit :

$$D^{WF} = \begin{cases} 1 \rightarrow \text{si fondamentaux faibles} \\ 0 \rightarrow \text{si fondamentaux forts} \end{cases}$$

Les résultats montrent que le ratio $M2/PIB$ est une large mesure du degré de liquidité et doit être corrélé au degré de vulnérabilité des banques. Une forte augmentation de M2 en % par rapport aux réserves internationales ou au PIB est source d'inflation et d'augmentation de la probabilité de crise financière, car $M2$ inclut aussi les dettes des banques privées Et que c'est la vulnérabilité bancaire qui semble jouer un rôle plus important dans la détermination de la vulnérabilité d'un pays à une crise en 1995. Une autre conclusion est que l'effet du taux de change réel s'applique puissamment uniquement lorsque les réserves du pays sont au plus bas par rapport à la masse monétaire.

Goldfajn I. et Valdès R. O. (1997) ont cherché à déterminer si les taux de change attendus et les surévaluations constituent des instruments de prédiction des crises de change. Pour cela ils ont posé l'équation suivante appliquée à un panel de données de différents pays.

$$\hat{e}_{i,t}^e = \alpha_i + \alpha_1 M_{i,t} + \alpha_2 \hat{e}_{i,t-1} + \alpha_3 M_{us} + \varepsilon_{i,t} \quad (7)$$

$\hat{e}_{i,t}^e$ = la dévaluation moyenne des trois derniers mois, M_{us} = mésalignement du dollar;

$\hat{e}_{i,t-1}$ = la dévaluation attendue (n mois à l'avance), M = mésalignement (surévaluation);

$\varepsilon_{i,t}$ = terme d'erreur aléatoire.

$$\underline{\text{Crise 1:}} \quad \hat{e}_{i,t} > 1,96 \times \sigma_{\hat{e}_i} > 2\% + 1,5 \times \hat{e}_{i,t-1} \quad (i)$$

$$\underline{\text{Crise 2:}} \quad \hat{R\hat{E}R}_{i,t} > 1,96 \times \sigma_{R\hat{E}R_i} \quad (ii)$$

$$\underline{\text{Crise 3:}} \quad \text{mois de crise définis par Kaminsky et Reinhart (1996)} \quad (iii)$$

Ils vérifient la prévision des crises par le marché. Etant donné que le taux de change réel est un déterminant crucial de la vraisemblance d'une crise de balance des paiements et que les participants au marché prennent en compte la surévaluation dans la formation de leurs anticipations, une question légitime est de savoir si les participants au marché sont capables

d'anticiper les crises. Plus spécifiquement, ils veulent analyser la contribution des anticipations du marché dans la prévision des crises.

La définition de l'avènement d'une crise de change n'est pas une tâche évidente. Tandis que les fortes dévaluations sont communes aux régimes de grande inflation, elles n'impliquent pas nécessairement une détresse externe particulière. Le plus souvent une dévaluation est faible, mais le coût d'une attaque spéculative en termes de réserves peut être élevé, en changeant la position extérieure du pays.

Dans le but de définir les épisodes de crise, ces auteurs (Goldfajn et Valdès, GV) suivent trois procédures alternatives. Premièrement dans l'esprit de la méthodologie de Frankel et Rose (1996) et Meese et Rose (1996), ils définissent une crise de change comme une forte dévaluation, mais plus forte que la dévaluation nominale précédente. Frankel et Rose (1996) et Meese et Rose (1996) utilisèrent des données annuelles avec un seuil de 25% et au moins une augmentation de 10% par rapport au taux de dévaluation de l'année précédente. Ils exigent aussi que les crises se déroulent séparément sur deux années. Pour leur part GV (1997) définissent le seuil de la façon suivante: (i) 1,96 fois l'écart-type du taux de dépréciation du taux de change nominal, et (ii) 2% plus 1,5 fois le taux de dévaluation (ou de dépréciation) du mois précédent. Ils requièrent que les crises aient lieu séparément dans deux mois différents. La première condition isole approximativement la plupart des dévaluations de 5% de chaque pays. La seconde condition exclut de l'échantillon toutes les dévaluations qui proviennent juste des parités rampantes et des mouvements de taux de change non significatifs (moins de 2%). Dans l'échantillon de 26 pays, cet indice produit 61 épisodes de crise (et 2890 épisodes de non crise).

Deuxièmement, ils définissent un indicateur alternatif de crise basé sur l'évolution du taux de change. Etant donné la rigidité à la baisse des prix, ils associent une forte variation du *RER* (taux de change réel) comme une crise si elles atteignent 2 écarts-type par rapport à la moyenne. Cette mesure a l'avantage de vérifier directement les épisodes de forte inflation. Le nombre total de cas de crises découlant de cette définition est 55 (et 2896 de non crise).

Troisièmement, ils utilisent les épisodes de crise rapportés par Kaminsky et Reinhart (KR, 1996), qui définissent une crise de change selon un indicateur qui combine le taux de

dévaluation et les pertes de devises. Du fait que les pays de leur échantillon ne sont pas les mêmes que ceux retenus par GV, le nombre total de périodes aussi change. Pour leur part, KR (1996) trouvent 20 crises et 1469 mois tranquilles.

Pour évaluer si la dévaluation anticipée (ou attendue) et la surévaluation aident à anticiper (ou prévoir) les crises, ces auteurs estiment une spécification logit utilisant l'ensemble des pays avec ou sans périodes de crise. La mesure de surévaluation considérée est celle calculée à partir de l'indice des prix à la consommation (*ipc*) et les trends (les autres mesures de la surévaluation conduisent à des résultats similaires). Comme précédemment ils utilisent une estimation à rouleau, i.e. n'utilisent aucune information que le marché ne possède à l'instant. Le papier se concentre sur des dévaluations prévues 3 mois d'avance, les résultats étant robustes à d'autres horizons. En vue de contrôler les pays à forte inflation, ils considèrent aussi le taux retardé de la dévaluation réelle comme une variable explicative. Plus spécifiquement ils estimèrent l'expression suivante:

$$P_r(Crise_{i,t}) = \frac{\exp(\beta X_{i,t} + \varepsilon_{i,t})}{1 + \exp(\beta X_{i,t} + \varepsilon_{i,t})} \quad (8)$$

où $P_r(Crise_{i,t})$ désigne une probabilité de crise dans le mois t et dans le pays i , le vecteur $X_{i,t}$ inclut une mesure retardée de la surévaluation, la dépréciation attendue, et la dépréciation réelle retardée, $\varepsilon_{i,t}$ est un terme d'erreur supposée normalement distribuée. La régression contrôle l'effet de la dévaluation réelle retardée parce qu'avec des parités rampantes seules les accélérations du taux de dévaluation sont associées aux crises.

Les résultats du panel montrent en effet que la surévaluation aide à prédire une crise du taux de change (Flood et Garber 1984). Dans tous les échantillons de dévaluation réelle et de celui de Kaminsky et Reinhart (1996), le coefficient de surévaluation est significativement positif. Dans le cas de la dévaluation nominale, le coefficient positif est significatif à un seuil de 10%. Cette conclusion est valable en droit parce qu'elle est utile dans la prévision des crises en *out-of-sample* (les résultats de la littérature passée en revue sont en prévision *in-sample*).

Concernant la question principale soulevée supra, à savoir si le marché prévoit les crises, le coefficient de la dévaluation anticipée n'est pas significativement différent de zéro dans toutes les trois définitions de crise. Les résultats montrent clairement que les anticipations échouent totalement à prévoir les crises.

Le résultat final argumente que, même si les prévisionnistes ne puissent pas prédire la date exacte d'une crise, ils pensent avoir une bonne évaluation de la possibilité d'une crise pour l'année suivante, et cela d'autant que les résultats sont robustes à n'importe quel horizon: 3; 6 ou 12 mois. Ces résultats pourront contraster avec les théories des crises existantes.

En ce qui concerne la notion du mésalignement, on retient que les modèles de crises et de balance des paiements soulignent des fondamentaux à trend détérioré qui implique une incohérence avec un taux de change fixe (Krugman P., 1979, 1996), Flood et Garber (1984). Eventuellement le taux de change va flotter ou sera dévalué. La dévaluation ou le flottement intervient lorsqu'il est premièrement profitable aux spéculateurs d'attaquer la monnaie. Les agents rationnels incorporent le modèle dans leurs anticipations et anticipent la dévaluation. Cette conclusion est valide même lorsqu'on introduit des éléments stochastiques. L'anticipation des crises (ou des dévaluations) augmente avec l'imminence de l'attaque.

Les modèles de crise de change attribuent quelque rôle à des attaques spéculatives auto-réalisatrices, mais soulignent aussi des éléments qui pourront aider les agents à anticiper des dévaluations futures. Dans l'esprit des modèles récents (Cole et Kehoe, 1996), les économies sont seulement vulnérables aux attaques auto-réalisatrices lorsque leurs fondamentaux sont déjà détériorés à des niveaux spécifiques (zone intermédiaire de la dégradation des fondamentaux). Dans cette zone les agents devront s'attendre à une crise avec une forte probabilité.

Les résultats montrent que les prévisionnistes du marché n'anticipent pas les crises. Cette conclusion ne donne pas de support ni aux modèles explicatifs, bien qu'il soit vrai qu'on pourrait s'attendre à plus de difficultés à anticiper (ou prévoir) les crises lorsque les attaques sont auto-réalisatrices. Néanmoins, ces résultats n'impliquent pas nécessairement que les marchés n'utilisent pas efficacement toute l'information disponible puisqu'il est possible de

conclure que les variations non anticipées (des chocs) des fondamentaux sont les déterminants principaux des crises. Mais cette conclusion jettera alors des doutes sur l'utilité de la littérature récente des principaux indicateurs qui présument que les crises sont potentiellement prévisibles.

Ce papier fournit la preuve que les anticipations de taux de change à partir de données d'études prennent en considération le mésalignement estimé du taux de change réel. Bien qu'il n'existe pas de seuil précis de la mesure exacte du mésalignement de change que les prévisionnistes utilisent, une légère préférence est accordée à l'indice des prix à la consommation (*CPI*).

De manière intéressante, les résultats les plus clairs sont obtenus lorsqu'on utilise la façon la plus simple de calculer le mésalignement – particulièrement en détrendant (ou lissant) et en dégageant la moyenne basée sur le *CPI*. L'analyse se concentre sur le rôle du taux de change réel dans les anticipations en soutenant que c'est une variable synthétique et donc un important premier indicateur des crises. Il apparaît ici que le taux de change réel est un bon prédicteur *out-of-sample* (i.e. utilisant des informations du passé pour prévoir les crises). Indépendamment du rôle possible du taux de change réel comme variable synthétique, les anticipations devront incorporer toute l'information disponible, en incluant d'autres indicateurs premiers pour prévoir les crises.

Wyplosz C. (1998) utilise des régressions probit pour déterminer les crises de change dans 20 pays de l'OCDE sur la période 1959-1993 et pour plusieurs pays en développement. La variable dépendante est binaire et prend la valeur 1 en cas de crise et 0 ailleurs. Les crises sont identifiées à partir d'un indice de pression sur le marché des changes construit comme la moyenne pondérée des variations des taux de change et d'intérêt, et des pertes de réserves extérieures de change, les pondérations étant inversement proportionnelles à l'écart-type de chacune des trois variables (déjà défini par Eichengreen, Rose et Wyplosz, 1996).

$$I_{crise} = \frac{\Delta e_t}{\sigma_{e_t}} + \frac{\Delta i_t}{\sigma_{i_t}} - \frac{\Delta r_t}{\sigma_{r_t}} \quad (9)$$

Cet indice permet d'appréhender soit une attaque à succès entraînant une forte dévaluation, ou une défense réussie, auquel cas le taux de change reste inchangé, mais les autorités monétaires empêchent une attaque par une combinaison de l'augmentation du taux d'intérêt et des interventions sur le marché de devises internationales, ou une défense sans succès (toutes les variables subissent de fortes variations). L'indice signale une crise chaque fois que sa valeur dépasse n fois son écart-type, $n = 1; 1,5; 2$.

Pour $n = 2$, l'indice identifie 41 épisodes de crise et 1389 trimestres tranquilles.

En posant $n = 1$, on identifie 238 crises de change.

Concernant les pays en développement, la même méthodologie est appliquée aux données collectées par Frankel et Rose (1996) pour des économies des marchés émergents. On note une différence sur l'indice de crise avec le retrait des taux d'intérêt, car ils ne peuvent pas être utilisés comme une composante de l'indice de la pression sur le marché des changes utilisé dans le cas des pays de l'OCDE, du fait que dans les pays en développement les taux d'intérêt sont rarement déterminés par le marché. Le problème noté au niveau des pays en développement concerne le fait que les réserves extérieures de change ne sont pas connues précisément, et les réserves n'arrivent pas à inclure une défense qui prend la forme d'emprunt d'urgence auprès du FMI, des donateurs bilatéraux ou des institutions financières privées. De plus, la défense de la monnaie inclut fréquemment des contrôles de capitaux serrés et des exigences d'augmentation des réserves.

Pour analyser les indices de crise en amont et en aval la littérature relève trois approches différentes (Hawkins J. et Klau M., 2000) permettant ainsi de comparer les indicateurs avancés de crise. (i) des approches littéraires à partir des comparaisons graphiques des fondamentaux économiques précédents immédiatement après une crise financière avec les mêmes variables en périodes tranquilles (ou normales), (ii) la modélisation économétrique, qui permet de tester si les indicateurs sont associés à une forte probabilité d'une crise financière, en utilisant soit des régressions pour expliquer des mesures de la pression sur le taux de change, à l'aide d'un indice de crise appliqué à des modèles logit et probit, (iii) les estimations non paramétriques qui évaluent un certain nombre de variables qui indiquent une crise potentielle ou en cours. Des valeurs seuils sont déterminées pour chaque variable de

manière à découvrir un équilibre entre le risque de plusieurs fausses signales et le risque de rater un ensemble de crises.

D'autres auteurs, en particulier Kamin S. B., Schindler J. et Samuel S. (2002) ont mené des travaux sur les systèmes des données de crise et les systèmes d'alerte précoce (SAP). La première étape dans l'estimation du SAP est d'identifier les périodes de crise de change. Pour la plupart, la littérature sur la prévention des crises de change considère la crise comme synonyme d'attaque spéculative ou de pression extrême sur le taux de change. En conséquence les schémas de datation de crise sont généralement basés sur l'identification des variations suffisamment violentes du seul taux de change (Frankel et Rose, 1996), les moyennes pondérées des taux de change et des réserves (Kaminsky, Lizondo et Reinhart, 1998), ou les moyennes pondérées des taux de change, des réserves et des taux d'intérêt (Eichengreen, Rose et Wyplosz, 1996).

Kamin S. B., Schindler J. et Samuel S. (2002) inscrivent leurs travaux dans une large optique de la littérature sur le SAP dans la construction de la pression sur le taux de change et en identifiant les périodes de pression plus que la normale. Ils définissent la variable de pression sur le taux de change (ou indice) comme une moyenne pondérée des variations en pourcentage sur deux mois du taux de change réel bilatéral par rapport au dollar, et des réserves internationales, avec les pondérations proportionnelles à l'inverse de l'écart-type de ces séries. Il y a crise si la valeur de l'indice dépasse 1,75 fois l'écart-type par rapport à la moyenne.³ Ces auteurs pensent que cela permet d'exclure les cas où les réserves ou les taux de change chutent significativement sur de longue période, mais pas dans n'importe quel mois. Cependant, ils testèrent différentes périodes de durée, entre autres des variations de 2 mois, 3 mois, aussi bien que différents seuils de crise pour la variable de pression sur le taux de change (1 écart-type, 2 écarts-type) pour déterminer les dates des crises. Tandis que les modèles estimés de probit étaient généralement robustes aux variations de ces paramètres, ils découvrent que la qualité d'ajustement du modèle, aussi bien que la conformité des coefficients estimés avec leurs signes attendus étaient plus grandes pour des périodes de durée et des seuils de crise au voisinage de 2 mois et 1,75 écarts-type respectivement.

Puisque le modèle probit est estimé en utilisant des données annuelles, n'importe quelle année dans laquelle un mois de crise apparaît est considérée comme une année de crise. L'identification de mois additionnels de crise dans l'année suivante, n'est pas considérée comme une nouvelle crise, à moins que : (i) la variable de pression sur le taux de change retrouve son niveau précédent avant de baisser significativement encore; (ii) il y ait un laps de temps de plus de 4 mois dans lequel il n'y a pas de mois de crise signalé, ou (iii) une crise mensuelle soit signalée après juin dans la seconde année.

Il y a d'autres systèmes de datation plausibles qui peuvent être utilisés, et l'utilisation de ces systèmes conduit fréquemment à des différences de date des crises identifiées. Ils ont comparé les années de crise identifiées par leur approche et d'autres crises identifiées par deux autres approches utilisées par Edison (2000): (i) Kaminsky, Lizondo, et Reinhart (1998) et (ii) Frankel et Rose (1996). Kaminsky, Lizondo, et Reinhart (1998) utilisent l'approche variable de pression sur le taux de change qui constitue la base de leur propre analyse, mais se focalisent sur les variations du taux de change nominal plutôt que réel, avec des modifications appropriées du critère de crise au cours des périodes de forte inflation. Ils calculent les variations sur un mois plutôt que sur 2 mois des réserves et des taux de change, et utilisent un seuil de 3 écarts-type par rapport à la moyenne, plutôt que 1,75. L'approche Frankel et Rose (1996) dépend exclusivement des variations annuelles du taux de change nominal (variation excédentaire de 25% et une augmentation d'au moins 10% par rapport à l'année précédente pour tenir compte des pays où l'inflation est endémique) pour définir une crise de change.

Le coefficient de corrélation entre les années de crise identifiées par Kamin S. B., Schindler J. et Samuel S. (2002) et Kaminsky, Lizondo, et Reinhart (1998) est de 0,59, et le coefficient de corrélation entre KSS et Frankel et Rose (1996) est de 0,42. En clair, les différences des systèmes de datation créent des différences des années identifiées comme année de crise, mais il y a bien sûr quelque point d'accord. En plus, les coefficients de corrélation peuvent sous-estimer l'accord entre les systèmes de datation, parce que fréquemment il y a des différences sur la date exacte d'une crise, plutôt que si la crise intervient ou pas. Par exemple Kamin S. B., Schindler J. et Samuel S. (2002) et Frankel et Rose (1996) considèrent tous que 1981 est

³ Le calcul le plus standard de la variable de pression sur le taux de change est basé sur les variations en

une année de crise en Argentine, tandis que Kaminsky, Lizondo, et Reinhart (1998) n'ont pas identifié une année de crise jusqu'en 1982 pour ce pays. Alors chacun des systèmes identifie la période générale comme une période de crise, mais les systèmes de datation l'assignent à différentes années.

L'approche Kamin S. B., Schindler J. et Samuel S. (2002) peut en principe avoir quelques avantages comparée aux systèmes Kaminsky, Lizondo, et Reinhart (1998) et Frankel et Rose (1996). Premièrement d'un point de vue conceptuel, c'est la dépréciation du taux de change réel plutôt que le taux de change nominal qui très vraisemblablement est le reflet d'une crise de change. Une dépréciation entraînée par une inflation du taux de change nominal n'indique pas nécessairement une attaque spéculative, et diviser l'échantillon en périodes de forte inflation et de faible inflation, ne serait adéquat pour contrôler cette possibilité. En second lieu, à un niveau pratique, avec l'utilisation du taux de change réel plutôt que nominal, on évite la nécessité de créer des étapes ad hoc consistant à diviser l'échantillon en périodes de forte et de faible inflation (comme le cas de Kaminsky, Lizondo, et Reinhart, 1998), ou en requérant que la dépréciation dépasse celle de la précédente année par un marge (cas de Frankel et Rose, 1996).

Toutefois ces auteurs (Kamin S. B., Schindler J. et Samuel S., 2002) ne surévaluent pas les avantages d'un système de datation de crises sur les autres. De plus, toutes les trois approches de datation de crises soulèvent d'importants problèmes. D'une part, puisque les critères d'identification des crises sont quelque peu ad hoc – tous en termes de variables choisies pour représenter la pression sur le taux de change, et peut-être de manière plus importante, dans la désignation de quelle proportion de leurs variations constitue une crise – il est alors difficile d'avoir une pleine confiance qu'un quelconque système de datation particulière a correctement identifié la crise dans l'échantillon. A ce propos Edison (2000) confirme que des différences relativement insignifiantes des systèmes de datation peuvent conduire à des différences substantielles sur les dates précises des crises. D'autre part, les attaques spéculatives ou les épisodes de dévaluation ne coïncident pas toujours avec les crises de change, d'où la priorité

pour la recherche de savoir comment les épisodes de dévaluation sont corrélés avec les épisodes de crise de change.

B. Autres indices de crise et simulations

Dans la perspective de prédire les crises de change, Kamin et Babson (1999) définissent un indice de crise sur la base des déclins anormaux du niveau des importations. Ils montrent que les résultats du modèle basé sur cet indice sont comparables, mais pas de loin meilleurs aux résultats basés sur les indices utilisant la pression sur le taux de change standard.

Certains auteurs inscrivent la détermination des indices de crise dans une perspective de politique monétaire. En effet, la définition d'un indice de pression spéculative par Apergis N. et Eleftheriou S. (2002) s'inscrit dans la lignée de Girton et Roper (1997), Eichengreen, Rose et Wyplosz (1994), Wymark (1995). Ils déterminent des indices d'intervention comme instrument de politique monétaire. En considérant une relation entre les réserves et le taux de change, de la forme:

$$\Delta r_t = -\alpha_t \Delta e_t \quad (10)$$

et en considérant l'hypothèse que les activités d'intervention consisteront à l'achat ou la vente de réserves de change internationales, ils définissent un indice de pression sur le marché des changes (ou indice de pression spéculative) comme suit:

$$Ips_t = \Delta e_t + h \times \Delta r_t \quad (11)$$

avec $h = -\frac{\Delta e_t}{\Delta r_t}$, h représentant une élasticité.

Ils considèrent les pressions sur le marché des changes comme équivalentes du déséquilibre extérieur (autrement dit de la balance des paiements), et peut être utilisé comme mesure de l'ampleur des attaques spéculatives.

L'indice d'intervention est alors déterminé par:

$$\chi_t = \frac{h \times \Delta r_t}{Ips_t} \quad (12)$$

Ce qui permet de faire quelques simulations élémentaires:

Si $\Delta r_t = 0$, $\chi_t = 0$: on a une situation de régime des changes de flottement pur;

Si $\Delta e_t = 0$, $\chi_t = 1$: décrit une situation où l'intervention directe par les autorités monétaires est nécessaire pour maintenir le taux de change à un niveau fixe;

Si $0 < \chi_t < 1$: on a un régime des changes intermédiaire (flottement impur);

Avec $\chi_t > 1$: le taux de change évolue en sens opposé par rapport au signe de l'excès de demande de devises domestiques (monnaie nationale), en l'absence d'intervention.

Si $\chi_t < 0$: indique une situation dans laquelle la monnaie domestique se déprécie (le taux de change augmente) par rapport à sa valeur de flottement suite à un excès de demande de devises domestiques négatif; ou encore la devise domestique s'apprécie par rapport à sa valeur de flottement libre suite à un excès de demande de devises domestiques positif.

II. La mesure des indices retenus dans le cadre de notre étude

Ces indices relèvent des variations du taux de change réel et des réserves, sans prendre en compte les variations des taux d'intérêt dès lors que ce n'est pas nécessaire. Ces indices seront ensuite appliqués aux données des différents pays pour dégager les évolutions qui seront comparés à celles des taux de change réels des différents pays des deux échantillons.

A. Définition et applications par les graphiques

Nous examinons ici l'indice dérivé de celui de Eichengreen, Rose et Wyplosz (1996) et l'indice déterminé par Cartapanis A. et al. (2002). L'application de ces indices, permet de construire des graphiques d'une part et de déterminer les épisodes de crise dans les différents pays, à partir de leur écart-type.

1. Définitions et propriétés

La littérature ci-dessus montre bien qu'il n'existe pas de méthode de détermination d'un indice parfait de crise de change. Cependant, on peut concevoir une crise comme une pression excessive sur les marchés financiers et monétaires qui découle des caractéristiques d'une économie à fondamentaux détériorés, ce qui la rend vulnérable et l'expose aux attaques spéculatives. La vulnérabilité entraîne une perte de confiance, une attaque spéculative et une dépréciation plus ou moins forte (et non désirée) du taux de change. Néanmoins avec des fondamentaux macroéconomiques solides, les autorités peuvent provoquer un sursis sur une dévaluation du taux de change en combinant une augmentation des taux d'intérêt et par une baisse du niveau des réserves. Ce qui nous conduit logiquement à utiliser dans le calcul des indices: le taux de change réel, les réserves extérieures de change et si nécessaire les taux d'intérêt.

Certains éléments de crise sont aussi bien valables pour les marchés les plus développés, les économies des marchés émergents ou les pays en développement. C'est ainsi que les pressions sur les marchés financiers et monétaires peuvent être déclenchées par des événements politiques, le phénomène de la contagion (Amérique latine 1994 et Asie 1997) ou des catastrophes naturelles.

En général les indices sont construits pour aider à surveiller les augmentations de la vulnérabilité des fondamentaux des économies, qui subissent une crise après un processus graduel de détérioration de divers aspects de l'économie réelle et/ou du secteur financier. On recense de façon non exhaustive des éléments de marasme économique à savoir une perte de compétitivité, la détérioration du compte courant, un profond ralentissement de la croissance, les crises bancaires engendrées souvent par des cycles de surprêts conséquences des booms des prêts bancaires (Kaminsky G. 1999), et des dettes libellées en monnaie de réserve.

C'est ainsi que Kaminsky G. (1999), a adopté une démarche pour quantifier l'état de vulnérabilité de l'économie en déterminant le nombre de signes de fragilité. Et surtout ceux suffisamment sévères pour entraîner une crise inévitable dans le pays. Elle a mis au point un indice de fragilité de l'économie tenant compte des seuils critiques ou de rupture de chaque indicateur. Les seuils critiques sont définis comme des valeurs des variables macroéconomiques qui rendent les crises inévitables (compte courant insoutenable, politique

monétaire largement expansionniste). Cette approche est comparable à celle que nous testeront au cours des estimations économétriques, et qui consiste à optimiser les paramètres de la qualité d'ajustement tout en rendant les variables significatives, et cela à partir des retards qui seront introduits dans les équations.

En ce qui concerne l'indice de pression sur les marchés financiers et des changes, et ses composantes à savoir les variations en pourcentage du taux de change et des taux d'intérêt et les pertes en réserves extérieures de change, chacun pondéré par les écarts-type respectifs, les pionniers sont Eichengreen, Rose et Wyplosz (1996). Dans ce qui suit nous allons utiliser pour calculer l'indice de crise la formule utilisée par Cartapanis A. et al. (2002) d'une part et une dérivée de celle décrite par Eichengreen, Rose et Wyplosz (1996) d'autre part.

1.1. L'indice dérivé de celui de Eichengreen, Rose et Wyplosz (1996)

Il est formulé comme suit :

$$idc = \frac{\Delta e_t}{\sigma_{\Delta e_t}} - \frac{\Delta r_t}{\sigma_{\Delta r_t}} \quad (13)$$

e_t représente le taux de change réel (par rapport au dollar E.U.), r_t = réserves de change.

Il y a crise ici si: $idc \geq 1,5 \times \sigma_{idc}$

1.2. L'indice de Cartapanis A. et al. (2002)

L'indice est défini comme une moyenne des variations du taux de change réel par rapport au dollar des E.U., et des variations négatives des réserves internationales, pondérée par l'inverse de leur écart-type respectif pris sur les cinq années précédentes en données mensuelles.

$$indc = \left(\frac{\text{Log}\left(\frac{TCR_t}{TCR_{t-1}}\right)}{\sigma_{LTCR}} \right) - \left(\frac{\text{Log}\left(\frac{RES_t}{RES_{t-1}}\right)}{\sigma_{LRES}} \right) \quad (14)$$

où

$$TCR = TCN \times \frac{P^{US}}{P}$$

TCR : taux de change réel ;

TCN : taux de change nominal (unités de monnaie locale/dollar E.U.) ;

P^{US} : prix à la consommation E.U. (IPC E.U.) ;

P : prix à la consommation domestique du pays (IPC domestique) ;

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

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

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

Cet indice est défini comme une fonction croissante du taux de dépréciation réelle et une fonction décroissante du niveau de la baisse des réserves de change. Pour les auteurs, un pays est exposé à une attaque spéculative lorsque cet indice atteint le double de l'écart par rapport à sa moyenne (qu'on peut appeler seuil critique). Ils ont par la suite défini un second indice nommé $indc$, i.e. un indice de crise comme une variable binaire prenant la valeur 1 lorsque le premier indice atteint le seuil critique et 0 ailleurs. Donc dans ce cas il y a crise si:

$$indc \geq 2 \times \sigma_{indc}$$

Ces indices seront appliqués à un échantillon de pays africain (Afrique du Sud, Nigeria, UEMOA et CEMAC⁴) d'une part, et un échantillon de quelques pays émergents d'Amérique latine et d'Asie (Argentine, Brésil, Mexique, Malaisie, Thaïlande) d'autre part.

⁴ UEMOA : Union Economique et Monétaire de l'Ouest Africain, comprend actuellement : Bénin, Burkina Faso, Côte-d'Ivoire, Guinée Bissau, Mali, Niger, Sénégal et Togo.

CEMAC : Communauté Economique de l'Afrique Centrale, est composé par Cameroun, Gabon, Guinée équatoriale, Centrafrique et Tchad.

L'utilisation des graphiques nous permettra de visualiser les amplitudes des variations des différents indices et leur sensibilité relative. Les données (mensuelles) proviennent de Datastream; pour le calcul des taux de change réels nous utilisons les indices des prix à la consommation domestiques et celui des États-Unis.

2. Applications aux échantillons: Histoire des monnaies à partir des crises

2.1 Évolutions comparées des taux de change réels et des indices des pays

L'observation de cette évolution à travers des graphiques permet une présentation de ces monnaies dans le temps d'une part et les divers épisodes de crise d'autre part. La figure 1 regroupe les graphiques des pays africains et la figure 2 celui de quelques pays émergents d'Amérique latine et d'Asie. Le taux de change réel (*tcr*), et les indices de crise: *idc* (Eichengreen, Rose et Wyplosz, 1994) et *indc* (Cartapanis A. et al., 2002) seront comparés graphiquement pour chaque pays. Ce qui permet de visualiser la sensibilité des indices aux différentes variations du taux change réel des différentes monnaies. Les évolutions sont mesurées à partir des années 70, ou un plus tard pour l'Argentine et le Brésil compte tenu de la disponibilité des données.

Les courbes comparées des ces trois indices permet de tracer de façon schématique l'évolution monétaire des économies, qui reflète les évolutions économiques réelles de ces pays. Ce qui permet de déterminer les périodes de récession dans ces pays. Les graphiques permettent d'apprécier qualitativement les évolutions. L'examen des valeurs des indices permet plus de précision.

Figure 1. Graphiques échantillon des pays Africains

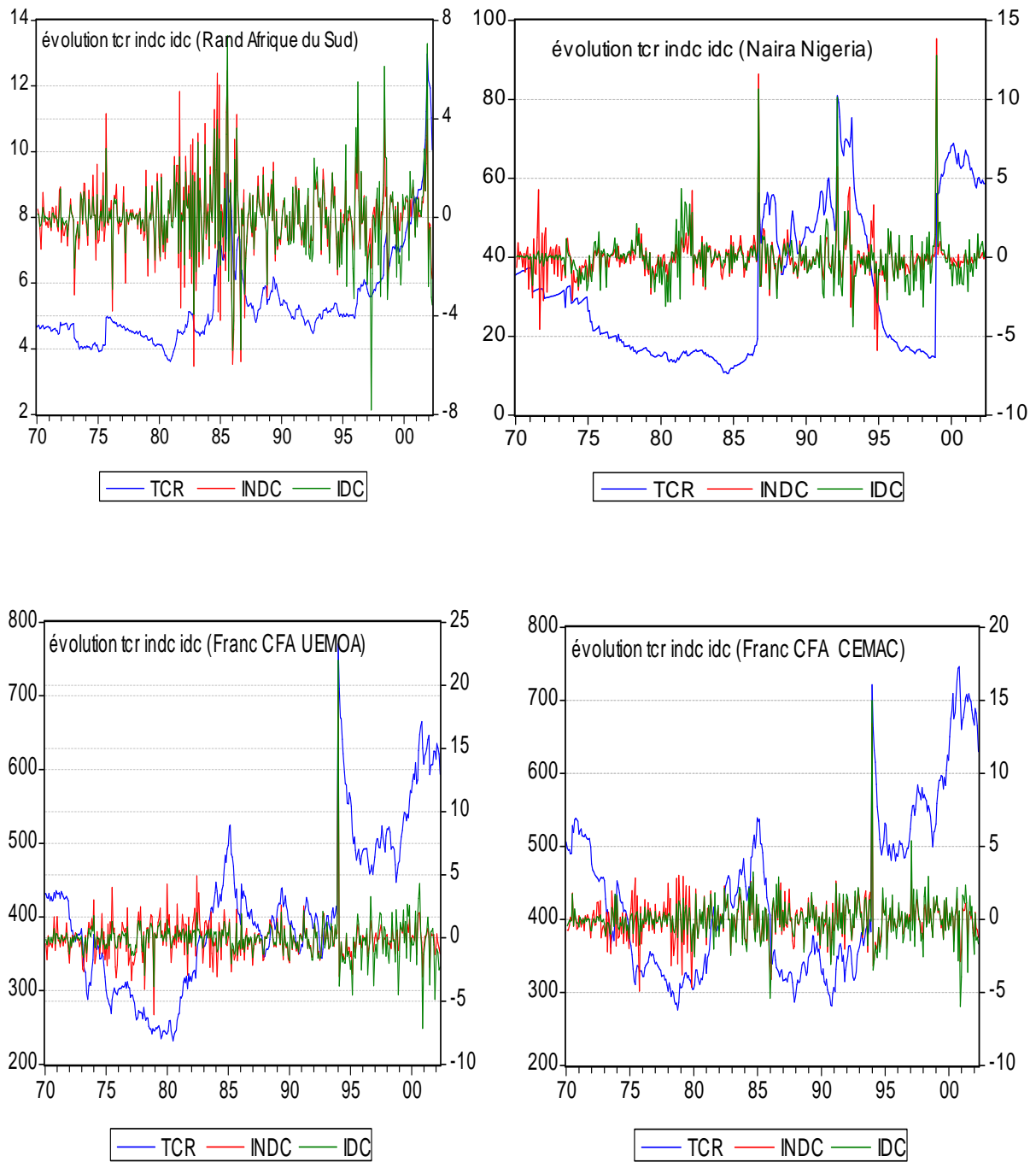
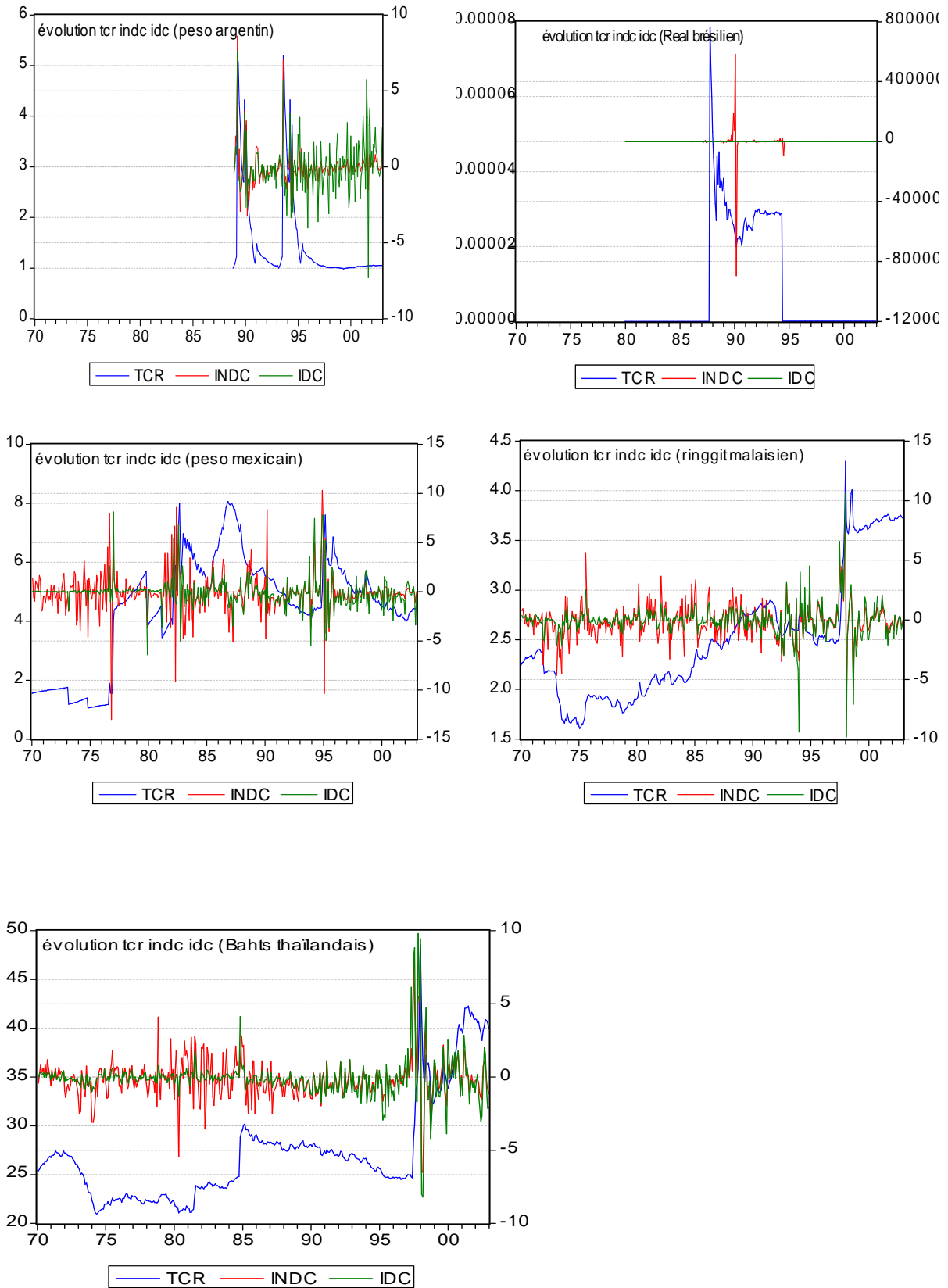


Figure 2. Graphiques de l'échantillon des pays émergents



Sur la Figure 1, le graphique sur l'évolution comparée du taux de change réel (*tcr*) et des indices de crise (*indc*, *idc*) de l'Afrique du Sud montre des mouvements à la hausse de ces indicateurs à partir de 1985 et à partir des années 2000. Ces périodes constituent des épisodes de crise de change dans ce pays. Concernant l'augmentation du *tcr* en 1985, les deux indices ont bien suivi le mouvement tandis que pour l'élévation du *tcr* à partir de 1996 à 2001, seul l'indice *idc* semble avoir suivi le mouvement et marque par endroit une certaine disproportion par rapport à l'évolution du *tcr*.

Toujours sur la Figure 1, l'évolution comparée des indicateurs du Nigeria montre qu'en général les indices ont bien suivi les mouvements du *tcr*, en particulier en 1986, 1992-1994, et pour la période 1999-2001. Toutefois l'indice *indc* semble marquer une plus grande corrélation.

En ce qui concerne l'historique des indicateurs des Francs CFA de l'UEMOA et de la CEMAC, on a presque les mêmes tendances par rapport au dollar dès 1981, avec un pique en 1985. Cependant, le Franc CFA de la CEMAC a retrouvé sa valeur des années 80 avant la dévaluation de janvier 1994, ce qui n'est pas le cas du Franc CFA de l'UEMOA qui a connu des fluctuations autour de sa valeur des années 70. Dans le cas de ces deux monnaies, l'indice *idc* a relativement mieux suivi les mouvements du *tcr*.

Dans le cas de la Figure 2, on note que pour l'Argentine, les données sur le *tcr* ne sont disponibles qu'à partir de 1988. Ainsi on relève des augmentations significatives du *tcr* en 1990 et en 1995, correspondants à des périodes de crise en Argentine. Ces crises s'inscrivent dans une vague de turbulences qu'ont connu les pays d'Amérique latine et dans une certaine mesure certains pays d'Asie. On avait parlé à ce propos d'effet de contagion. Néanmoins les mouvements sont d'autant plus importants que les indicateurs sont en récession. Il apparaît que l'indice *indc* a très bien marqué les mouvements alors que l'indice *idc* a conservé une grande fluctuation même lorsque le *tcr* semble se stabiliser à partir de 1996.

Le graphique sur l'évolution des indicateurs de crise du Brésil indique que les données ne sont disponibles qu'à partir de 1980. Et le *tcr* fluctue autour de zéro, ce qui ne veut rien dire par rapport à la valeur de l'économie. Les indices reflètent assez mal l'évolution du *tcr*. A noter

que dans le calcul des indices du Brésil, nous avons inclus le taux d'intérêt réel avant d'obtenir des variations significatives indiquées par *indc*. L'indice *idc* s'est presque confondu à l'axe zéro des abscisses sans réponse aux périodes de crise de 1987 et 1994.

En ce qui concerne le Mexique, la première crise est observée en 1976, puis on remarque l'apparition de crises régulières en 1982, 1987 et fin 1994. Dans ce cas l'indice *indc* a bien marqué les variations du *tcr* qui n'a jamais retrouvé sa valeur d'avant la crise de 1976.

Concernant la Malaisie, on observe une augmentation soutenue du *tcr* (indiquant une baisse de la valeur de la monnaie nationale) avec un pique en 1997 correspondant à la période de vraie crise de change dans ce pays et en Asie. Encore une fois l'*indc* semble relativement avoir mieux suivi le mouvement. L'évolution du Bahts thaïlandais se rapproche de celle du Ringgit malaisien, avec un maximum en 1997 et en 2001.

Les graphiques montrent que les taux de change des différentes monnaies ont connu des évolutions accompagnées de fluctuations plus ou moins importantes selon la conjoncture nationale et internationale. L'évolution des indices (*indc* et *idc*) par rapport au taux de change réel semble plus ou moins appropriée selon le pays ou la zone monétaire. Toutefois, on relève globalement une relative bonne adéquation de l'indice de crise *indc*, par rapport au taux de change réel (*tcr*), ce qui contribue à justifier son choix pour les estimations économétriques en logit et probit, en Moindres Carrés Ordinaires et en données de panel.

Nous allons étudier les épisodes de crise de change dans les différents pays à travers les valeurs des écarts-type, qui sont comparées aux valeurs calculées des indices déterminés ci-dessus. Ce qui permet de déterminer un indice binaire de crise qui prend la valeur 1 lorsque la valeur des indices *indc* ou *idc* dépasse respectivement 2 fois ou 1,5 fois l'écart-type, et 0 ailleurs.

B. Études des épisodes de crise à partir des écarts-type des indices de crise

Dans cette sous-section nous allons examiner la validité des indices par rapport aux épisodes de crise qui ont émaillé l'histoire des différentes monnaies, ainsi que les contextes dans

lesquels se déroulent les évolutions monétaires. Les épisodes de crise annoncés par les indices peuvent se traduire concrètement soit par une dévaluation de la monnaie nationale, dans le cas d'un régime des changes fixes, soit par une dépréciation de la monnaie nationale en régime des changes flottants ou flexible. Dans les deux cas il y a un ajustement monétaire. On peut assister aussi à des interventions sur le marché des changes de la part des autorités monétaires pour défendre la parité de la monnaie nationale par une vente de devises, et/ou des ajustements macroéconomiques à court et moyen termes. On peut cependant noter des contrastes d'un pays à l'autre voire à l'intérieur d'un même pays. Les comparaisons par rapport aux écarts-type des indices *indc* et *idc* indiquent qu'il y a crise si *indc* dépasse 2 fois son écart-type et *idc* 1,5 fois son écart-type. Ces différences dans les coefficients considérés s'expliquent par la différence des formules de calcul.

1. Cas de l'Afrique du Sud

Le tableau 1.1 présente les résultats des indices (*indc* et *idc*) appliqués aux données de l'Afrique du Sud. Ce qui permet de vérifier la justesse des indices dans la prévision des crises passées et des pressions sur le taux de change dans ce pays. Il est à noter que le régime des changes en vigueur en Afrique du Sud est le change flexible. Ce qui implique les crises et les pressions sur le taux de change se manifestent par des dépréciations du taux de change du Rand Sud-africain.

La prévision des crises à partir des indices en Afrique du Sud, indique que la seule crise annoncée (celle d'Août 1985) est prédite par les deux indices. De plus, l'indice *indc* a prédit 15 crises de change non annoncées par les sources, tandis que l'*idc* en a prévu 17. Sur les 18 crises prédites et non signalées, 14 le sont en même temps par les deux indices. Ce qui signifie que ces périodes ont été des périodes de pression sur le taux de change de la monnaie nationale, toutefois on n'exclut pas les situations de parités rampantes qui accroissent la valeur des indices de crise, sans pression excessive sur le taux de change.

Nedcor Economic Unit (2002), note que depuis les élections de 1994 de l'Afrique du Sud post-apartheid, le Rand a connu 3 périodes de grande dépression: la première intervient en 1996, la 2^e en 1998, et la plus récente débute en 2000 et s'intensifie en fin 2001 où le Rand a

Tableau 1.1: Crises signalées ou non par les sources et prédites par les indices (Afrique du Sud)

Date	Indc: $2 \times \sigma$ =3,076494	Idc: $1,5 \times \sigma$ =2,294791)
1985:8	5,960351**	7,375842**

Date	Indc: $2 \times \sigma$ =3,076494	Idc: $1,5 \times \sigma$ =2,294791)
1975:9	4,2080*	2,8021*
1981:9	5,1033*	2,4534*
1982:10	3,173136*	1,70176
1983:3	3,403221*	3,04783*
1983:10	3,812752*	2,954037*
1984:10	5,854988*	3,962126*
1984:12	5,369162*	3,175566
1985:7	4,267571*	3,382552*
1985:8	5,960351*	7,375842*
1986:3	3,158401*	2,35260*
1986:5	4,179557*	3,619805*
1992:9	1,379842	2,400522*
1995:4	1,480965	2,936823*
1996:2	2,437662	3,648484*
1996:4	4,200022*	5,502780*
1998:6	3,991455*	6,128407*
1998:7	0,845697	2,449795*
1998:8	1,218575	2,400055*
2001:9	1,876567	2,784213*
2001:11	2,172762	3,317185*
2001:12	3,977696*	7,054953*

** Crises signalées par les sources et prédites par les indices

* Crises non signalées par les sources mais prédites par les indices

Crises signalées par les sources mais non prédites par les indices

baissé de 25 à 37%. La crise de 1985 découle de l'isolement² politique qu'a subie l'Afrique du Sud pendant la période d'Apartheid.

Les causes de ces crises de change ont été soulignées dans Nedcor (2002) et sont:

- pour la crise de 1996, elles font suite à des mesures structurelles consistant en une politique de libéralisation du contrôle des changes en 1995, ce qui a créé une pression sur le taux de change du Rand. On note que le contrôle des changes a été instauré dans les années 80. Par la suite il est apparu un sentiment d'une politique économique non maîtrisée, d'où on peut parler de crise auto-réalisatrice.
- En 1998 la contagion des marchés émergents a causé une panique internationale qui n'a pas épargné le Rand sud-africain.
- En 2001, les marchés émergents reviennent sous les projecteurs, et l'Afrique du Sud à l'instar des pays comme l'Argentine, le Brésil. Ce mouvement de crise de change a été développé au cours de l'année en Indonésie et en Turquie, avec l'accroissement de l'aversion au risque, et donc une baisse du Rand de 37%.

Ces crises de 1996, 1998, et 2001 sont prévues par les deux indices.

2. Le cas du Nigeria

Le Nigeria possède une monnaie (le Naira) qui évolue depuis en change flottant. Toutes les pressions et les crises de change sur cette monnaie se manifestent en générale dans de délais assez courts. La comparaison des différentes valeurs des indices nous permet de voir l'évolution de cette monnaie. Les résultats sont présentés dans le tableau 1.2 suivant.

Dans le cas du Nigeria, sur les 4 crises annoncées par les sources, 3 sont prédites par les deux indices; seule la crise de janvier 1989 n'est prédite par aucun des deux indices. Ainsi les crises d'octobre 1986, mars 1992 et janvier 1999 sont clairement identifiées par les indices. Par ailleurs, 6 crises non annoncées sont prédites par l'*indc*, alors qu'elles sont au nombre de 10 dans le cas de l'*idc*. D'autre part sur les 13 crises prédites, mais non annoncées, 3 le sont simultanément par les deux indices. Concernant la performance des indices, l'*indc* réalise autant de bonnes prédictions *out-of-sample* que l'*idc*, mais signale moins de fausses périodes de crise.

Tableau 1.2: Crises signalées ou non par les sources et prédites par les indices (Nigeria)

Date	Indc: $2 \times \sigma$ = 2,885312	Idc: $1,5 \times \sigma$ = 2,235525
1986:10	11,60003**	10,63543**
1989:1	-0,065282#	1,053961#
1992:3	5,726963**	10,13202***
1999:1	13,83862**	12,77014**

Date	Indc: $2 \times \sigma$ = 2,885312	Idc: $1,5 \times \sigma$ = 2,235525
1971:8	4,269158*	0,365112
1981:2	0,795302	2,377518*
1981:6	1,242420	4,349628*
1981:9	0,810176	3,492629*
1981:10	1,516018	3,317122*
1982:1	2,686144	3,354790*
1982:3	4,214880*	2,841773*
1991:6	1,242731	2,416463
1992:3	5,726963*	10,13202*
1992:9	1,618979	2,892061*
1992:12	3,830254*	2,923652*
1993:1	4,427938*	1,252686
1994:9	3,290631*	0,265564

** Crises signalées par les sources et prédites par les indices

* Crises non signalées par les sources mais prédites par les indices

Crises signalées par les sources mais non prédites par les indices

Les évolutions du taux de change de la Naira depuis 1985 ont été étudiées par Omoh Gabriel dans la revue Business Editor (2004). En 1985 le taux de change était de 0,95N pour 1\$, ce taux passe à 4,1N pour 1\$ en 1987, soit une dévaluation de plus de 100%. Cette période s'inscrit dans une période de gouvernement militaire dirigé par le Général Abdulsalami Abubakar. Cette crise a été prédite par les deux indices en 1986. En 1990 le taux de change passe à 8N pour 1\$, puis se stabilise à 22 N/\$ de 1992 à 1998. Puis ce taux de change baisse à 88N/\$ en 1994, avant de se stabiliser à 96,12N/\$ en 1999. Toutes ces dépréciations (1990, 1992, 1994 1999) sont prédites par les deux indices. En outre le taux de change de la Naira passe de 110N/\$ en 2000 à 146N/\$ en 2005. On note en général une très bonne prédiction des indices.

Il apparaît que les évolutions monétaires dans les pays en développement en général et au Nigeria en particulier peuvent avoir des corrélations avec les régimes politiques en place : militaire ou civil, dictature ou démocratie. Car selon le type de régime, on assiste à une plus ou moins bonne gestion de l'économie, et qui détermine la crédibilité de la politique monétaire.

3. Comparaison l'UEMOA/CEMAC (tableau 1.3 et 1.4)

Les deux zones UEMOA/CEMAC adoptent le Franc CFA qui évolue en régime des changes fixe. Ce qui implique que les crises et les pressions sur le taux de change n'entraînent des ajustements monétaires automatiques, mais se font plutôt de façon délibérée selon le choix des autorités. L'application des deux indices donne l'évolution monétaire des deux zones.

Les indices *indc* et *idc* appliqués aux données de l'UEMOA, ont prédit la seule crise annoncée de janvier 1994 dans la zone. Cependant, l'*indc* a permis de déceler 4 crises non annoncées (juillet 1997, janvier 1980, juin 1982 et août 1982), tandis que l'*idc* a prédit 3 qui ne sont pas annoncées (septembre 1996, août 2000, septembre 2000). Ce qui permet de considérer qu'un indice déterminé est symptomatique d'une crise déterminée (Kaminsky G., 2004), autrement dit que les indices identifient les crises selon les variables macroéconomiques détériorées, et donc selon la génération de modèle qui s'applique.

Tableau 1.3: Crises signalées ou non par les sources et prédites par les indices (UEMAO)

Date	Indc: $2 \times \sigma$ = 3,219634	Idc: $1,5 \times \sigma$ = 2,439405
1994:1	19,57823**	21,98005**

Date	Indc: $2 \times \sigma$ = 3,219634	Idc: $1,5 \times \sigma$ = 2,439405
1975:7	4,006904*	1,299830
1980:1	4,269216*	1,441680
1982:6	4,905650*	1,980226
1982:8	3,571585*	0,683703
1996:9	1,353321	3,280913*
2000:8	1,930912	3,133870*
2000:9	1,991252	4,302543*

Tableau 1.4: Crises signalées ou non par les sources et prédites par les indices (CEMAC)

Date	Indc: $2 \times \sigma$ = 2,839336	Idc: $1,5 \times \sigma$ = 2,190235
1994:1	13,41621**	14,96390**

Date	Indc: $2 \times \sigma$ = 2,839336	Idc: $1,5 \times \sigma$ = 2,190235
1978:11	3,004921*	1,245151
1979:3	2,943239*	1,441637
1983:8	1,742076	2,195397*
1984:7	2,572042	2,501096*
1984:9	2,906668*	3,239576*
1986:7	0,929107	2,390380*
1986:9	2,319543	2,911107*
1991:3	2,620435	2,453761
1997:2	2,637335	5,379155*
1998:3	0,993185	2,214075*
1998:6	1,945489	2,944436*
2000:9	1,404762	2,198524*
2001:5	1,083729	2,333730*

** Crises signalées par les sources et prédites par les indices

* Crises non signalées par les sources mais prédites par les indices

Crises signalées par les sources mais non prédites par les indices

Concernant la CEMAC, comme dans le cas de la zone UEMOA, la crise de janvier 1994 est bien prédite par les deux indices. Néanmoins, on relève que l'indice *indc* a identifié 3 crises non signalées par les sources (novembre 1978, mars 1979 et septembre 1984), alors que l'*idc* en a identifié 11. Mais seule la crise de septembre 1984 est identifiée par les deux indices. Ce qui montre une relative bonne précision de l'*indc* par rapport à l'*idc*.

Les crises de change identifiées dans les années 80 ont pour origine des chocs sur les termes de l'échange qui ont fortement détériorés les soldes des comptes courants des pays des zones Franc CFA, par une baisse des recettes d'exportations non compensée par des flux de capitaux. Surtout que ces pays tirent l'essentiel de leurs ressources en devises à partir des exportations de matières premières. Par ailleurs la plupart des pays de la zone connaissent leur premier programme d'ajustement structurel dans les années 1980, avec des fondamentaux qui se détériorent, une baisse des recettes d'exportations, une crise de la dette. Cependant les deux zones n'ont pas les mêmes dates de crise de change indiquées par les indices, ce implique des structures économiques différentes.

4. Le cas de l'Argentine

Les deux indices sont appliqués aux données de l'Economie argentine, pour permettre de suivre l'évolution de peso argentin qui a connu des périodes des changes fixes et des retours au change flexible, suite à des crises et à des pressions sur le taux de change. Le tableau 5.1 ci-dessous donne les valeurs des indices appliqués aux données de l'Argentine.

Tableau 1.5: Crises signalées ou non par les sources et prédites par les indices (Argentine)

Date	Indc: $2 \times \sigma$ = 2,461390	Idc: $1,5 \times \sigma$ = 2,618938
1989:4	8,605560**	7,640945**
1989:7	-2,950369#	-1,615863#
1989:12	3,691004**	3,520369**
1990:2	3,035759**	2,357025**
1991:1	1,372734#	0,866502#
2002:1	0,269861#	1,035552#

Date	Indc: $2 \times \sigma$ = 2,461390	Idc: $1,5 \times \sigma$ = 2,618938
1993:8	7,080476*	5,690466*
1994:4	2,667645*	3,517139*
1995:3	1,003998	3,256717*
1999:9	0,494431	2,913013*
2001:3	0,534407	3,365794*
2001:7	1,116643	5,746735*
2001:8	0,765392	3,244831*
2001:10	0,513350	2,752582*
2001:11	0,836992	3,845698*
2003:1	1,079974	2,619280*

** Crises signalées par les sources et prédites par les indices

* Crises non signalées par les sources mais prédites par les indices

Crises signalées par les sources mais non prédites par les indices

Les tableaux des écarts-type des indices de crise (*indc* et *idc*) de l'Argentine montrent que l'*indc* prévoit 3 crises (avril 1989, décembre 1989 et février 1990) sur les 6 annoncées par les sources, soit un taux de bonne prédiction de 50%. Alors que l'*idc* prévoit 2 crises sur 6, soit 1/3 des crises annoncées par les sources (avril 1989 et décembre 1989). Par ailleurs, l'*indc* prédit *ex post* 2 crises (août 1993 et avril 1994), tandis que l'*idc* en prédit 10, non fournies par les sources. Tout cela montre une meilleure précision de l'*indc* par rapport à l'*idc*.

Les principales crises qui ont eu lieu en Argentine datent de 1989, 1991, 1995 et 2001. Ces crises ont été prédites par les deux indices. Dans les autres cas de crises signalées par les indices, il s'agissait de pressions sur le taux de change auxquelles les autorités ont résisté pour éviter la dévaluation. C'est le cas en 1999 où pour éviter de dévaluer le gouvernement a brandi la menace de passage à une dollarisation. En 1989, selon Boinet V. et al. (2002), l'inflation en Argentine a atteint 3000%, avec un déficit fiscal de 7,6% par rapport au PIB, et le peso argentin s'est déprécié de près de 220%. En 1991 le peso est lié au dollar à la parité de 1P = 1\$ avec une adoption du système de convertibilité. En 1995, suite à la crise du Mexique en fin 1994, une méfiance s'installe dans le milieu des investisseurs qui refusent de réaliser de nouveaux investissements, et l'Argentine a perdu 40% de ses réserves extérieures et 18% des dépôts bancaires pendant le 1^e trimestre 1995, et une baisse du PIB de 3%. Une dévaluation de 50% du Peso intervient en 2002 suite à la pression sur le peso en 2001. La situation financière en Argentine est toujours influencée par les conjonctures qui se déroulent dans les pays voisins à savoir les Etats-Unis, le Brésil et le Mexique, avec qui ce pays entretient l'essentiel de ses échanges commerciaux.

L'effet Tequila est un exemple de contagion qui suite à l'effondrement du peso mexicain le 20 décembre 1994. Cette crise a déclenché des pressions sur les marchés des changes et a accru la volatilité des marchés financiers en Amérique latine dont celui de l'Argentine. On a assisté dans ce pays à une défiance face aux marchés internationaux de capitaux, ce qui a causé en 1995 une forte réduction des entrées nettes de capitaux, une chute des réserves officielles et une forte pression sur les prix des actifs. La baisse cumulée des prix du marché boursier (en dollar E.U.) a atteint 24,8% en Argentine de décembre 1994 à février 1995 (Agénor P. R., 1999). Par la suite l'Argentine contrairement aux pays, a connu une crise économique totale,

avec un régime des changes fixes (caisse d'émission) depuis le plan de convertibilité adopté en avril 1991. Une récession s'installe avec une baisse de la production réelle de 4,6%, la production industrielle chute de 6,7%, la consommation privée réelle de 6,1%, l'investissement intérieur réel de 16%, le crédit bancaire en termes réels au secteur privé de 5,5%, et le chômage atteint un record de 18,5% en mai 1995. Il y eut une pénurie de liquidité qui a fortement accru les taux bancaires débiteurs libellés en peso mais aussi en dollar. Les fourchettes entre ces deux catégories de prêts ont significativement augmenté indiquant une hausse du risque attendu d'un abandon du régime de caisse d'émission et une importante dépréciation future du taux de change. Bien que les exportations des marchandises aient augmenté de 27% en volume en 1995, entraînant une amélioration de la balance commerciale, on a assisté à une importante baisse des réserves extérieures et de la base monétaire, conséquences des renoncements massifs des dépôts en pesos, la fuite des capitaux auxquels s'ajoute une réduction de nouveaux emprunts. Donc l'ampleur de la sévérité de la crise en Argentine reflète un effet de contagion avec la prévision que le régime allait subir le même sort qu'au Mexique. Ce qui a entraîné des sorties massives des capitaux faisant suite à la perte soudaine de confiance de la part des investisseurs internationaux.

5. Le cas du Brésil

A noter que dans le cas du Brésil, on a introduit la variation du taux d'intérêt international dans le calcul des indices de crises, pour obtenir un indice qui permet de prévoir certaines des crises, et déterminer ainsi l'indice binaire de crise qui est utilisé comme variable endogène au cours des estimations logit et probit. Cela implique que les variations de taux d'intérêt sont pris en compte dans l'avènement des crises de change au Brésil. Car sans introduction des variations du taux d'intérêt, les valeurs obtenues avec les deux indices ne prévoient aucune crise en considérant le seuil de 2 fois l'écart-type pour l'indice *indc* et 1,5 fois l'écart-type pour l'indice *idc*. Le tableau 1.6 suivant contient les valeurs calculées des indices.

Dans le cas du Brésil, sur 10 crises de change annoncées par les sources, 2 seulement sont prédites par l'*indc* (celles de décembre 1989 et mai 1990), soit 20%. L'indice *idc* en a prévu 3, qui sont en plus de celles prévues par l'*indc*, la crise de janvier 1999, soit un taux de bonne

Tableau 1.6: Crises signalées ou non par les sources et prédites par les indices (Brésil)

Date	Indc: $2 \times \sigma$ = 131808,46	Idc: $1,5 \times \sigma$ = 2,925936
1983:2	-91,6100#	-0,168201#
1986:11	107,960#	0,194788#
1987:5	5880,640#	-0,166964#
1989:6	10535,51#	0,312236#
1989:7	9199,710#	0,161379#
1989:12	189294,7**	3,243809**
1990:2	583089,5**	10,43039**
1990:11	1873,690#	1,033326#
1991:10	5013,230#	0,551814#
1999:1	595,3600#	4,140350**

Date	Indc: $2 \times \sigma$ = 131808,46	Idc: $1,5 \times \sigma$ = 2,925936
1987:10	358,8901	14,55264*
1988:6	959,7900	3,672772*
1997:10	716,8100	4,088856*
1998:9	1964,180	10,73330*
2000:4	704,4000	5,093151*

** Crises signalées par les sources et prédites par les indices

* Crises non signalées par les sources mais prédites par les indices

Crises signalées par les sources mais non prédites par les indices

prédiction de 30%. Cependant l'*idc* a prévu 5 crises supplémentaires qui ne sont pas signalées par les sources, contre 0 par l'*indc*.

On peut considérer qu'en excluant les crises de parités rampantes, les crises prédites mais non annoncées n'ont pas fait l'objet de crise de change effective entraînant une dévaluation de la monnaie nationale, mais plutôt des mesures pour l'éviter par les autorités monétaires à travers une intervention sur le marché des changes pour acheter la monnaie nationale et augmenter les taux d'intérêt, à court terme; et des mesures d'ajustement réel à moyen et long termes.

Le Brésil comme l'Argentine, n'est pas insensible à la situation de ses voisins particulièrement le Mexique. Rogoff K. et Reinhart C. (FMI, 2003) mentionnent que de 1979 à 1999, le Brésil a connu 15 crises de change dont 9 crises sévères. La principale source des crises au Brésil est la crise de la dette publique. Cependant, la crise de 1999 est essentiellement d'origine financière (Kaminsky G., 2003), où le Real brésilien est dévalué à près de 50%: le taux de change passe de 1,21R à 2,87R pour 1\$, avant de tomber à 2,31R pour 1\$. En 2001, on assiste à une crise qui a touché tous les marchés émergents, dont la Russie et l'Afrique du Sud, suite à laquelle le Real fut dévalué de 15,6% (Nedcor economic unit, 2002). En 1995, le Brésil a perdu 20% de ses réserves de change avec l'effet Tequila de la crise de change mexicaine qui a lieu en décembre 1994. Cet effet Tequila a fait chuter de façon cumulative de décembre 1994 à février 1995, les prix du marché boursier du Brésil de 22,6% (en dollars E.U.). Les indices appliqués aux données du Brésil ont prévu généralement les crises et les pressions sur le taux de change.

Par la suite, au Brésil, contrairement à l'Argentine, c'est une politique économique domestique qui a joué un rôle majeur dans l'avènement de la crise: taux d'intérêt élevé, monnaie surévaluée, dette interne élevée, auxquels s'ajoutent des mesures structurelles de libéralisation qui rend le Brésil très vulnérable aux facteurs externes notamment la volatilité financière internationale, qui a entraîné par exemple une fuite de capitaux de 50 milliards de dollar d'août 1998 à janvier 1999.

6. Le cas du Mexique

L'application des deux indices (*indc* et *idc*) permet de voir l'évolution du taux de change réel au Mexique, surtout avec une attention particulière à la fin de l'année 1994, qui a vu la naissance d'une crise de change aux conséquences internationales, connue sous le nom d'effet Téquila. Le tableau 7.1 suivant donne les résultats.

Tableau 1.7: Crises signalées ou non par les sources et prédites par les indices (Mexique)

Date	Indc: $2 \times \sigma$ = 4,109762	Idc: $1,5 \times \sigma$ = 2,26236
1976:9	7,986251**	2,617941**
1982:2	5,823144**	1,416708#
1982:12	0,578543#	2,618730**
1987:12	0,965662#	1,473024#
1994:12	10,31562**	7,821941**

Date	Indc: $2 \times \sigma$ = 4,109762	Idc: $1,5 \times \sigma$ = 2,26236
1976:7	4,529448*	0,319725
1977:1	4,209833*	8,124463*
1982:1	5,823144*	1,416708
1982:3	0,355343	5,476011*
1982:4	6,674057*	1,262443
1982:6	8,574155	-1,305081
1982:8	4,867929*	6,893187*
1988:11	4,266344*	1,554520
1990:3	8,378481*	3,123176*
1993:11	2,507898	3,619583*
1994:3	1,958245	3,771767*
1994:4	5,068024*	7,462348*
1994:11	4,075896*	4,195588*
1995:1	6,606903*	7,667512*
1995:3	5,387979*	5,217730*
1995:8	1,326659	2,469013*
1995:10	2,018625	2,504968*

** Crises signalées par les sources et prédites par les indices

* Crises non signalées par les sources mais prédites par les indices

Crises signalées par les sources mais non prédites par les indices

Le tableau sur les indices de crise du Mexique indique que l'*indc* prévoit 3 crises sur 5 (septembre 1976, février 1982 et décembre 1994), soit un taux de prédiction de 60%. Les crises non identifiées sont celles de décembre 1982 et décembre 1987. L'*idc* en a aussi identifié 3 sur 5 annoncées (septembre 1976, décembre 1982 et décembre 1994). Par ailleurs l'*indc* a identifié 11 crises non annoncées dans les sources, alors que l'*idc* en a identifié 12. Toutefois, sur les 17 crises identifiées par les deux indices, mais non signalées par les sources, 7 le sont dans les deux cas. On note une précision légèrement meilleure de l'*indc*.

De 1976 à 1994, le Mexique a connu des crises de change alternativement d'origine financière et de crise de la dette. La principale crise qu'a connue le Mexique est celle de décembre 1994, où le peso mexicain fut dévalué de 15% à 50%, avec abandon du change fixe. Dans la même période, à savoir de février à décembre 1994, les réserves extérieures de change du Mexique sont passées de 29 milliards de dollar, à 6 milliards. Cette crise s'est étendue aux principaux pays partenaires commerciaux de l'Amérique latine (effet Tequila). Les indices de crises ont prévue les principales périodes de crise au Mexique.

En effet, le Mexique a adopté entre 1988 et 1993 une réforme économique et une stabilisation macroéconomique qui ont fortement réduit l'inflation et ont permis d'assainir les finances publiques (Agénor P. R., 1999). La réduction de l'inflation est obtenue grâce à la fixation du peso mexicain au dollar américain de décembre 1987 à janvier 1989, suivie de l'adoption d'une parité glissante avec des bandes ajustables en novembre 1991, avec surtout le respect d'un plancher, tout en autorisant la monnaie à se déprécier par rapport au dollar. La bande d'intervention a été élargie de 9% en fin 1993. Ce qui n'a pas empêché au taux de change réel (basé sur l'indice des prix à la consommation) de s'apprécier de 35% entre janvier 1990 et décembre 1993. Par ailleurs le déficit du compte courant a connu une augmentation constante: il passe de 3,2% du PIB à 4,8% en 1990, puis de 6,6% entre 1992 et 1993, pour atteindre en moyenne 24 milliards de dollars pendant ces deux dernières années. Ce qui n'a pas empêché une entrée massive de capitaux qui a permis d'élever le niveau des réserves qui passe de 6,5 milliards en 1989 à 19,4 milliards en 1992, puis à 25,4 milliards en fin 1993. Ainsi, pour stériliser cette entrée massive de devises, les autorités ont procédé à l'émission de bonds du

Trésor libellés en pesos (Certificados de tesoreria, ou titres Cetes) à court terme en quantité considérable. Le premier trimestre de 1994 a vu l'entrée des capitaux s'accélérer après la signature par le Congrès américain en novembre 1993 de l'Accord de Libre Echange Nord-Américain (ALENA). Par la suite on assiste à une fluctuation des différentiels des taux d'intérêt entre Cetes, Tesobonos (engagements à court terme en dollars remboursables en pesos), et le certificat de dépôt américain, créant des risques monétaires et des risques défaut (par rapport au taux d'intérêt).

Toutefois la politique macroéconomique s'est considérablement relâchée, avec une politique budgétaire expansionniste finançant les dépenses de l'Etat à partir des fonds des banques du développement contrôlées par l'Etat.

- Il y eut un accroissement du crédit au système financier qui passe de 15,7 milliards de pesos en mars 1994 à 33,5 milliards de pesos en juin 1994, et à 36,5 (augmentation de 10%) milliards en septembre 1994.
- Le crédit net au secteur public s'est accru comme suit: de -12,5 milliards de pesos en mars 1994, il passe à -2,1 milliards de pesos en juin 1999, puis à -1,6 milliards en septembre 1999.
- Le taux annuel du crédit accordé par les banques publiques de développement atteint 40% au cours de l'année 1994.

La baisse des avoirs extérieurs nets du Mexique a été compensée par l'augmentation cumulée du crédit. La base monétaire n'a pas beaucoup variée entre 1993 et 1994, elle a fluctué autour de 45 milliards de pesos, tandis que le crédit accordé au secteur privé par le système bancaire s'est accru à un taux de 32%. Au cours du deuxième trimestre de 1994, il y eut une forte pression sur le taux de change du peso mexicain, suite à l'accroissement du crédit intérieur et une politique budgétaire expansionniste d'une part, et des troubles politiques (troubles au Chiapas en janvier, et en mars l'assassinat de Luis D. Colosio, candidat à l'élection présidentielle). On assiste aussi à une augmentation du différentiel du taux d'intérêt en avril, et une chute du niveau des réserves extérieures de change qui passent de 26,8 milliards en fin mars 1994 à 16,9 milliards en fin juin 1994. Pour juguler la fuite des capitaux, les taux d'intérêt nationaux sont augmentés permettant au peso d'évoluer vers le plafond. Le taux de change s'est stabilisé de même que le niveau des réserves pendant la période d'élection

présidentielle où un pacte économique et social était négocié (août – septembre 1994). Il y eut des opérations swaps qui ont consisté à remplacer la dette à court terme libellée en devises étrangères par une dette libellée en pesos, ce qui a provoqué les accroissements suivants du stock des tosobonos (engagements à court terme en dollars remboursable en pesos): de 14 milliards de pesos en mars 1994, il passe à 36,4 milliards de pesos en avril, à 47,5 milliards de pesos en juin 1994, et à 64,9 milliards en juillet de la même année. La part de ces titres (Cetes et Tosobonos) détenue par le secteur privé s'est accru passant de 10% en janvier 1994 à 60% en juillet 1994.

La position extérieure du Mexique a suscité des inquiétudes quant à sa soutenabilité suite à une aggravation du déficit du compte courant atteignant une moyenne annuelle de 7,6% du PIB. A cela s'ajoute l'instabilité politique et sociale (intensification des troubles politiques au Chiapas), qui ont continué à créer des pressions sur le taux de change du peso et ont accentué la fuite des capitaux. Au cours de la deuxième moitié de septembre 1994, les réserves officielles ont baissé de 10 milliards de dollars, le stock de Tosobonos a atteint le niveau record de 85,2 milliards de pesos en novembre 1994, et la détention en Cetes et Tosobonos par le secteur privé atteint 80%. Les autorités se sont vues exposées à un risque de change accru compte tenu de l'accroissement continu des dettes à court terme en dollar des E.U., même si cet accroissement a compensé la fuite des capitaux. Le différentiel de taux d'intérêt entre Cetes et Tosobonos qui est indicateur de risque monétaire reste à un niveau relativement élevé, ce qui pousse les investisseurs à anticiper une dévaluation.

La bande du taux de change est élargie à 15,3% le 20 décembre 1994, avec une promesse des autorités mexicaines de maintenir le taux de change à 4 pesos par dollar, taux que la banque centrale mexicaine ne pouvait pas soutenir. Il s'est créé un vent de panique dans l'esprit des investisseurs, ce qui a mis la pression sur le taux de change et les marchés financiers entraînant une diminution des réserves de 4 milliards de dollars en deux jours, a contraint finalement les autorités à l'abandon du change fixe pour un régime de change flottant le 22 décembre 1994, et le peso s'est déprécié de près de 30% comparativement au taux d'avant la crise de change. On a assisté aussi à un accroissement des taux d'intérêt, avec un stock de la dette des Tosobonos qui atteint le niveau de 156 milliards de pesos (29 milliards de dollars), et le Cete qui a vu sa valeur augmentée de 45% en janvier 1995.

Le Mexique apparaît comme un pays carrefour dans la région, et les crises de change à partir du Mexique se transmettent dans les autres pays de la région par les effets de contagion directe ou indirecte appelée contagion pure lorsque les crises s'étendent aussi à d'autres régions du monde par un effet de mimétisme sur les marchés des changes. Le déroulement de la crise mexicaine est un exemple typique de crise de change de marché émergent, avec toutefois une absence d'expérience d'une crise pareille. C'est ce qui a créé la panique sur les autres marchés émergents.

7. Le cas de la Malaisie

Les indices sont aussi appliqués aux données de la Malaisie, comme pour les autres pays, à fin de déterminer les épisodes de crise, notamment la crise asiatique de 1997-1998. Ce qui permet de mesurer la fiabilité des indices. Le tableau 8.1 présente les résultats.

En ce qui concerne la Malaisie, sur les 3 crises annoncées par les sources, aucune n'est prédite par l'*indc* tandis que 2 crises sur les 3 sont identifiées par l'*idc* (août 1997 et juin 1998), seule celle de juillet 1975 n'est pas prédite par l'*idc*. D'autre part, l'*indc* a prévu 11 crises de change non retrouvées dans les sources, alors que l'*idc* en a prévu 12. Sur les 16 crises identifiées mais annoncées, 7 le sont simultanément pour les deux indices.

En Malaisie, les crises de change qu'a connues ce pays (1975, 1997 et 1998) proviennent de compte courant déficitaire et pour les années 1997-98, elles sont d'origine inflationniste. La crise des années 1997, a traversé les marchés émergents d'Asie, suite à l'apparition d'incertitude sur ces marchés, où certains pays asiatiques ont des fondamentaux détériorés. Ainsi, selon les sources (Corsetti et al., 1998), en septembre 1997, le ringgit s'est de 61,5% par rapport au dollar, et en janvier la dépréciation se situe au tour de 52%, ce qui normalement divise le pouvoir d'achat de la population par 2, sans oublier les pertes de produits qui accompagnent les crises de change. Les crises asiatiques de 1997 dans laquelle s'inscrit celle de la Malaisie, proviennent des attaques qui suivent les bulles spéculatives. Les deux indices ont bien sûr prévu les principaux épisodes de crise.

Tableau 1.8: Crises signalées ou non par les sources et prédites par les indices (Malaisie)

Date	Indc: $2 \times \sigma$ = 2,995066	Idc: $1,5 \times \sigma$ = 2,173992
1975:7	-0,815565#	0,352678#
1997:8	2,820814#	2,291592**
1998:6	1,944466#	2,340257**

Date	Indc: $2 \times \sigma$ = 2,995066	Idc: $1,5 \times \sigma$ = 2,173992
1975:8	5,626392*	2,553119*
1980:3	3,031040*	1,306098
1982:2	3,659964*	1,315268
1984:10	3,005499*	1,280542
1985:2	3,358416*	1,460822
1992:12	3,037149*	3,133318*
1994:2	2,217752	4,010551*
1994:7	1,386541	2,718079*
1994:12	2,697612	4,524750*
1997:7	5,058995*	6,562155*
1997:9	4,477713*	4,082001*
1997:10	4,174232*	4,205994*
1997:12	5,855166*	6,771099*
1998:1	8,326476*	10,64487*
1998:6	1,944466	2,340257*
1998:7	2,359483	2,946859*

** Crises signalées par les sources et prédites par les indices

* Crises non signalées par les sources mais prédites par les indices

Crises signalées par les sources mais non prédites par les indices

Les crises asiatiques sont ainsi classées parmi dans l'explication des modèles à équilibres multiples où les attaques spéculatives anticipent une détérioration des variables macroéconomiques, compte tenu des incertitudes sur l'évolution future des marchés, et l'éclatement des bulles spéculatives devient inévitable.

8. Le cas de la Thaïlande

La Thaïlande n'a pas été épargnée par les crises de change qu'ont connues les pays est asiatiques de 1997. L'application des indices aux données de la Thaïlande permet de mettre en évidence les épisodes de crise et de pression sur le taux de change du baht thaïlandais. Les résultats des calculs sont présentés dans le tableau 9.1.

Concernant la Thaïlande, l'*indc* a prédit 4 crises sur les 7 annoncées, alors que l'*idc* en a prédit 3 sur 7. Dans le premier cas on a un taux de bonne prédiction de 57%, tandis que le second en est à 43%. Par ailleurs l'*indc* a identifié 6 crises non signalées par les sources, tandis que l'*idc* en a identifié 8. Sur les 9 crises prédites par les deux indices, mais non identifiées par les sources, 5 le sont en même temps par les deux indices.

La Thaïlande, à l'instar de la Malaisie (Corsetti et al., 1998), a été victime de la crise asiatique de 1997. Toutefois, les crises de change qu'a connues ce pays de 1978 à 2000, sont d'origine diverse, à savoir des soldes de compte courants déficitaires, des crises financières, des crises de la dette publique, et des déficits fiscaux (Kaminsky G., 2003). En Thaïlande, en juillet 1997 le Baht s'est déprécié de 35,9% par rapport au dollar, en fin octobre 1997 il baisse de 55% par rapport à son niveau de janvier 1997 vis-à-vis du dollar, et en janvier 1998, la dépréciation a atteint le niveau record de 78% (le taux de change par rapport au dollar passe de 25,34 B en 1996 à 47,25 en fin 1997). Les conséquences de ces dévaluations sont souvent dramatiques pour la majeure partie de la population, et pour l'activité économique du pays, surtout si les retombées sur le solde du compte courant n'arrivent pas à compenser la perte de produit et de pouvoir d'achat d'une part, et surtout à relancer l'activité économique avec un gain éventuel de compétitivité.

Tableau 1.9: Crises signalées ou non par les sources et prédites par les indices

Date	Indc: $2 \times \sigma$ = 2,811094	Idc: $1,5 \times \sigma$ = 2,229850
1978:11	4,106653**	0,795709#
1981:7	2,807769#	1,757593#
1984:11	0,953667#	4,134563**
1997:7	8,087448**	8,183951**
1998:1	7,329072**	9,452495**
1999:9	2,182390#	2,032737#
2000:7	1,451612#	1,665339#

Date	Indc: $2 \times \sigma$ = 2,811094	Idc: $1,5 \times \sigma$ = 2,229850
1984:12	2,824713*	0,956747
1997:5	1,926520	6,136475*
1997:8	5,341477*	8,833097*
1997:11	5,489187*	9,821003*
1997:12	5,407349*	5,180499*
1998:1	7,329072*	9,452495*
1998:6	3,986664*	4,744727*
2000:1	0,372547	2,537817*
2001:3	1,865671	2,858049*

** Crises signalées par les sources et prédites par les indices

* Crises non signalées par les sources mais prédites par les indices

Crises signalées par les sources mais non prédites par les indices

La Thaïlande a connu un afflux de capitaux au début de l'année 1988, dû en grande partie à une situation des finances publiques plus saine, en l'occurrence de 1986 à 1988 le déficit budgétaire est passé de 4,3% du PIB, à un excédent de 2,6% (Agénor P.R., 1999). En outre des réformes économiques ont conduit l'Etat à entreprendre des mesures de libéralisation économique, notamment la privatisation des entreprises publiques, la suppression des contrôles des capitaux, et une plus grande libéralisation du secteur des importations. On assiste aussi à un accroissement important des investissements avec un ratio de la formation brute du capital fixe par rapport au PIB qui passe de 21,8% en moyenne entre 1984 et 1988, à une moyenne de 28,4% entre 1989 et 1993, accompagné par une baisse importante de la consommation publique qui passe de 13,6% du PIB à 9,9%.

Le baht thaïlandais qui a connu une dévaluation de 15% en novembre 1984, fut par la suite rattaché à un panier de monnaies des principaux partenaires commerciaux de la Thaïlande pendant la période 1984 à la crise de 1997, avec une forte pondération en faveur du dollar américain (92%), 5% pour le yen et 3% pour le deutschemark. Ce qui a entraîné une dépréciation en termes réels du baht en même temps que la dépréciation nominale du dollar des E.U. entre 1991 et 1995, par rapport au yen et au deutschemark (80 yens par dollar au premier trimestre 1995). Par la suite le baht s'est apprécié en même temps que le dollar qui passe de 80 yens par dollar à 125 yens en été 1997, soit une appréciation de 56%. Les conséquences de cette appréciation réelle du baht ont entraîné une perte de compétitivité détériorant ainsi le solde du compte courant qui connaît un déficit de 8% du PIB à la fin de l'année 1996. Contrairement au Mexique qui a utilisé une partie de l'emprunt extérieur à des fins de consommation intérieure, la Thaïlande a utilisé l'emprunt extérieur pour augmenter l'investissement intérieur, ce qui minimisait l'impact des déficits extérieurs. Cependant, en fin 1995 et au début 1996, une panique s'empare des marchés financiers, due aux problèmes économiques de la Thaïlande et à un secteur financier devenu vulnérable.

Les inquiétudes qui apparaissent sur les marchés par rapport à la volatilité des capitaux et à la soutenabilité des déficits du compte courant se fondent sur les facteurs suivants:

- on assiste à une chute des exportations en fin 1996, début 1997, en partie due à une perte de compétitivité découlant de l'appréciation du baht, accompagnée par une baisse continue du produit réel (8,6% en 1995 et 6,4% en 1996).

- L'apparition d'autres marchés de production à coûts salariaux plus faibles dans le secteur industriel (télécommunication, semi-conducteurs, vêtements), particulièrement l'Inde et la Chine.
- Les flux nets positifs de capitaux qu'a connus la Thaïlande à partir des années 1990, n'étaient pas destinés aux investissements directs étrangers, mais étaient à 46% sous la forme d'emprunts à court terme, et passent de 10% du PIB en 1990 à 13% en 1995.

Par ailleurs l'examen attentif de l'ensemble économique indiquait que la plupart des investissements étaient de faible productivité, avec un caractère souvent spéculatif, des grands projets d'infrastructures avec des monopoles d'Etat, et un secteur immobilier en pleine croissance. On note aussi un secteur bancaire relativement fragile compte tenu des règles de régulation et de contrôle prudentiels inappropriées. Ainsi, de 1993 à 1996, le crédit au secteur privé a augmenté dans des proportions annuelles supérieures à 20%, avec une forte proportion de prêts irrécouvrables singulièrement dans le domaine de la propriété et de l'immobilier. A cela s'ajoute un sentiment de doute sur les institutions financières qui ont pris des risques imprévisibles par des emprunts à court terme en devises, doublés des prêts à long terme en baht, qui créent une absence de correspondance entre les deux échéances du passif et de l'actif des bilans des banques commerciales, et surtout des emprunts libellés en réserves extérieures de change.

Toutes les conditions sont réunies pour créer des pressions spéculatives sur le baht thaïlandais en fin 1996, entraînant dans les faits une perte de réserves extérieures de change de 2,3% de la part de la banque centrale pour défendre la monnaie. Les autorités étaient aussi intervenues le 14 février suite à une attaque spéculative où le baht s'est dévalué de 1% par rapport au dollar. Cette intervention a consisté en une politique de stérilisation par des accroissements des taux d'intérêt, et des contrôles des changes qui ont été efficaces à court terme. Une seconde attaque spéculative intervient le 14 et 15 mai 1997, qui a vu la mobilisation de la banque centrale thaïlandaise aidée par les autorités monétaires de Singapour. Ainsi, dans la défense du baht, la banque centrale a imposé les mesures suivantes: renforcement des contrôles sur les transactions en capital en imposant des contraintes sur la capacité des banques nationales à augmenter le crédit aux banques extérieures, et dans la vente des bahts contre des dollars aux non résidents, de même que des opérations de swaps de devises en vendant des bahts contre

des dollars. La poursuite des pressions spéculatives a forcé la banque centrale à intervenir pour défendre le baht, ce qui a causé une perte de 4 milliards de dollars en juin 1994. L'inefficacité de la défense du taux de change a amené les autorités nationales à laisser flotter le baht de manière contrôlée le 2 juillet 1994, et à recourir au FMI. Le taux de change du baht a ainsi atteint le niveau de 28,8 bahts par dollar, soit une dévaluation de 15% par rapport à son niveau des deux mois précédents, et une dépréciation de 42% dans la période de décembre 1996 à septembre 1997. Une des conséquences néfastes de la crise de change, c'est qu'elle détériore la variable dette extérieure des entreprises publiques, des institutions financières privées et les entreprises non-financières qui ont fait des emprunts en réserves extérieures de change. Les séquelles de cette situation ont pour effets de diminuer le crédit intérieur, une chute de la production avec les faillites des entreprises, des prêts irrécouvrables (15% à 25%), et un système bancaire qui sort fragilisé. Donc, la crise de la Thaïlande est en partie due à la perception par les spéculateurs et les investisseurs d'une augmentation constante du déficit du compte courant de la Thaïlande et un système bancaire sans règles prudentielles et une gestion laxiste.

Les indices ont bien sûr prévu, les principales dates des crises et de pression sur le taux de change en Thaïlande, avec une précision en général plus marquée par rapport à l'indice *indc*.

Conclusion du Chapitre 1

Le Chapitre 1 avait pour objectif une présentation de la littérature sur les indices de crise. Cette littérature se caractérise par une diversité des approches. Cette présentation nous a permis de faire le choix d'un indice particulier: *indc* (Cartapanis A. et al. 2002) par rapport à l'indice de crise (*idc*) dérivé de l'indice de Eichengreen, Rose et Wyplosz (1996). Ce choix se justifie par le fait qu'il présente une plus grande précision dans la détermination des épisodes de crises de change qui se sont déroulées dans les différents pays des deux échantillons de pays en développement.

On retient pour l'ensemble des deux échantillons, une plus grande précision de l'indice de crise *indc* (Cartapanis A. et al. 2002), dans presque tous les cas. On note que cet indice utilise le logarithme du taux de change et des réserves de change. Et on retient en ce qui concerne l'*idc* une plus grande propension à prédire *out-of-sample* des crises qui ne sont pas dans certains cas effectives. Autrement dit, dans ce dernier cas, toute baisse des réserves extérieures de change sans appréciation du taux de change, peut apparaître comme une crise de change même si la crédibilité de la devise nationale n'est pas entamée.

Cette étude nous a permis de passer en revue des analyses empiriques de crises de change à la lumière de la littérature sur la question. Pour prévoir et expliquer ces crises de change à partir des données d'un échantillon de pays africains (Afrique du Sud, Nigeria et Zones CFA: UEMOA et CEMAC) et d'un échantillon de quelques pays émergents d'Amérique latine et d'Asie (Argentine, Brésil, Mexique, Malaisie, Thaïlande). Nous avons utilisés les indices de crise dérivés de ceux élaborés par Eichengreen, Rose et Wyplosz (1996) d'une part et Cartapanis et al. (1995) d'autre part. Ces indices ont bien indiqué la plupart des crises dans les différents pays étudiés. Ce qui confirme l'étude graphique des évolutions comparées des taux de change réels et des deux indices. Les indices permettent de quantifier les effets des politiques macroéconomiques internes et externes, qui se traduisent par les variations des variables macroéconomiques. Les politiques peuvent être adaptées ou non, avec des coûts et des avantages, ce qui nécessite un arbitrage. Par ailleurs ces politiques s'inscrivent aussi dans un environnement international non maîtrisé, et dont les effets ne font souvent que s'imposer sous forme de contraintes. Les acteurs des marchés des changes, qui sont les agents

économiques, sont souvent à la recherche du profit, ou cherchent toujours à se prémunir contre les risques des changes. Ces comportements optimisants conjugués avec des contraintes internes et externes, rendent les crises de change souvent inéluctables. Ce qu'il faut alors, c'est de minimiser les impacts des crises et reprendre le sentier de la croissance et la confiance.

Nous utiliserons l'*indc* pour d'une part déterminer l'indice binaire de crise (*ibc*) pour les estimations en logit et probit, et d'autre part pour représenter la variable endogène dans les régressions en Moindres Carrés Ordinaires et pour une analyse en panel. Les raisons du choix de cet indice découlent de la bonne précision pour déterminer les crises de change. A travers tous les pays des deux échantillons.

Chapitre 2

Les facteurs explicatifs des crises: l'origine du phénomène

L'objet de ce chapitre est de relier l'évolution de l'indice de crise à des variables économiques. Ces variables qui sont aussi des indicateurs de crise décrivent l'évolution de l'activité économique, les conjonctures favorables et défavorables, résultats des politiques économiques et de l'environnement extérieur. Ainsi, ce Chapitre 2 fait la genèse des crises change à travers l'historique des facteurs explicatifs. Nous allons ainsi voir les explications des variations des variables ou indicateurs macroéconomiques retenus dans la littérature à travers les périodes de pré-crise, de crise et de post-crise de change. L'historique des crises selon les périodes a permis de mettre au point des explications des crises de change par des générations de modèles qui tiennent compte de l'origine des crises, à travers les sources de variation de l'indice de crise. Dans ce cadre, on a trois générations de modèles qui sont:

- les modèles de première génération qui expliquent les crises par le constat de fondamentaux macroéconomiques détériorés;
- les modèles de deuxième génération qui expliquent des situations de crise de change où les variables macroéconomiques fondamentales ne sont apparemment pas détériorées; ces crises naissent des prophéties autoréalisatrices qui incorporent les anticipations des agents sur l'évolution future des indicateurs eu égard aux incertitudes sur les marchés, ce qui crée des équilibres multiples;

- les modèles de 3^e génération qui créent une relation entre crises de change et crises bancaires, et où il apparaît des fondements microéconomiques de la macroéconomie à travers les crises bancaires qui naissent des comportements des clients et des emprunteurs: on parle de hasard moral. Une crise de change peut aussi engendrer une crise bancaire si les banques privées sont fortement endettées en monnaie de réserve.

Ces explications des crises de change par les générations de modèles permettent de créer un cadre opérationnel à partir d'un bilan de la littérature. Ce qui permet de définir les variables à utiliser dans les travaux empiriques à travers entre autre un cadre économétrique. Deux perspectives s'offrent alors à l'analyste: les modèles ad hoc sans un référentiel théorique strict et les modèles monétaires de détermination du taux de change et de probabilité d'effondrement du taux de change ou crise de change.

Dans notre étude, nous privilégions la démarche économétrique avec des modèles ad hoc qui permettent d'établir des équations économétriques qui sont estimées par les modèles logit et probit avec un indice binaire de crise comme variable endogène, et aussi par Les méthodes des moindres carrés avec l'indice de crise (*indc*) comme variable endogène. La première variable endogène est binaire tandis que la seconde est continue. Le choix de la démarche économétrique par un modèle ad hoc par rapport au modèle monétaire résulte du fait que le premier offre un degré de liberté plus élevé et une plus grande flexibilité pour introduire davantage de variables, et une interprétation plus aisée des paramètres estimés compte tenu des soubassements de la théorie économique. En outre le modèle monétaire nécessite des contraintes d'identification et des simplifications nécessaires. Toutefois, nous allons présenter les deux méthodes pour des raisons d'information et de comparaison de choix. Une présentation des deux modèles permet d'apprécier les capacités et le caractère approprié à être utilisé pour décrire les relations entre indice de crise et variables macroéconomiques.

I. Les explications des crises de change

Les sections suivantes permettent de décrire les crises de change à travers les variables explicatives qui sont utilisées dans l'analyse empirique. Le tableau A6.1 de l'Annexe 4 (Kaminsky et al. 1998) présente les résultats sur la performance des différentes variables

utilisées au cours des travaux empiriques.

A. Les différentes variables explicatives retenues dans la littérature

Au cours de l'analyse des crises, des contraintes se posent en plus de la détermination des variables appropriées pour expliquer l'indice de pression sur le taux de change. D'une part il y a les contraintes de disponibilité des données et leur périodicité (mensuelles, trimestrielles, annuelles etc.), et les spécifications des modèles d'analyse notamment économétriques d'autre part. Le tableau 2.1 suivant donne une description des variables retenues ainsi que la mention de quelques auteurs qui les ont utilisées. Nous examinons aussi les comportements potentiels des variables et signes attendus par la théorie.

L'examen de quelques cas nous permet de comparer les périodes de pré-crise, de même que les périodes de persistance des crises sur les variables.

Les variables contenues dans le tableau 2.1 ci-dessus ont été utilisées dans la littérature empirique avec plus ou moins de succès selon les pays et suivant les périodes d'analyse. Ces contrastes proviennent souvent des modèles et des équations économétriques choisies, de même que les hypothèses posées au départ, comme nous l'avons vu dans la section de la littérature empirique sur l'indice de crise. Cependant les modèles logit et probit ont été utilisés avec beaucoup plus de succès.

Au cours des travaux empiriques les variables peuvent se comporter normalement en confirmant la théorie, elles peuvent avoir des comportements atypiques. Toutefois, le sens indiqué par la théorie permet d'apprécier si une variable contribue ou non à augmenter le niveau de l'indice de crise. Normalement une variable macroéconomique détériorée augmente l'indice de crise, ce qui se traduit par un signe positif du coefficient estimé – un signe négatif indique dans certains cas un comportement conjoncturel -. Certaines variables peuvent prendre alternativement des signes plus (+) ou moins (-), compte tenu du statut de la variable pour le pays (par exemple le prix réel du pétrole, la masse monétaire M2).

Tableau 2.1: Etudes théoriques de l'incidence de l'évolution des variables sur l'indice de crise

Variab les	signe attendu	études empiriques de référence
Crédit intérieur (<i>cint</i>)	Une augmentation forte (signe positif) du taux de croissance de cet indicateur est un signe de détérioration des finances publiques et d'une dette domestique importante et souvent de fragilité du système bancaire, prélude aux crises bancaires.	Kaminsky Lizondo and Reinhart (1998) Cartapanis A. et al. (2002)
Dette des banques privées (<i>detb</i>)	Indique la solidité et la vulnérabilité du système bancaire face aux chocs de bilan. Un Passif lourd (avec les booms de prêts bancaires et d'aléas de moralité, auxquels s'ajoutent les dettes libellées en devises) de dette en monnaie de réserve est un indicateur de fragilité potentielle du système bancaire.	Evans et al. (2000) Kaminsky, Lizondo and Reinhart (1998)
Dette extérieure position au FMI (<i>dext/pfmi</i>)	Ces variables déterminent la solvabilité d'un pays ou d'une zone; une dette extérieure en flèche par rapport aux exportations ou au PIB contribue à augmenter l'indice de crise.	Kaminsky, Lizondo and Reinhart (1998) Evans et al. (2000) rapporté par Bhattacharyay B. (2001)
Exportations (<i>ex</i>)	Une augmentation des exportations doit renforcer la monnaie nationale à travers une balance commerciale excédentaire, et éloigner ainsi le spectre de la dévaluation, du moins à court terme.	Kaminsky, Lizondo and Reinhart (1998)
Importations (<i>im</i>)	Des importations plus importantes que les exportations dégradent la balance commerciale ou le solde du compte courant et peut donc avoir une incidence positive sur la probabilité d'apparition de crise de change.	Kaminsky, Lizondo and Reinhart (1998)
Masse monétaire $M2$ (Md)	Elle indique les engagements en monnaie de réserve de la banque centrale par rapport au secteur non bancaire. La banque centrale devrait être en mesure d'échanger en cas de besoin la monnaie émise en monnaie de réserve. Une forte augmentation de $M2$ en % par rapport aux réserves internationales ou au PIB est source d'inflation et d'augmentation de la probabilité de crise financière. Même si $M2$ inclut les dettes des banques privées, elle est le	Kaminsky et al.(1998) Cartapanis A. et al. (2002) Goldfajn et Valdès (1997)

critère approprié pour évaluer la suffisance des réserves, parce qu'elle mesure la quantité potentielle d'actifs monétaires liquides que les agents peuvent tenter de convertir en réserves extérieures.

Prix réel du pétrole (<i>prp</i>)	Cette variable agit différemment sur la devise nationale selon que le pays est producteur/exportateur ou importateur du pétrole. Pour un producteur/exportateur la hausse de cette variable diminue la probabilité d'apparition de crise des changes, tandis que pour un pays importateur une flambée des prix réels du pétrole peut dégrader la balance commerciale et contribuer à l'avènement de crise de change.	Cartapanis et al.(2002)
Solde budgétaire (<i>sbg</i>)	Un solde public déficitaire est un signe de déséquilibre macroéconomique interne et de difficulté du secteur public à faire face à ses engagements internes et externes. Ce qui peut influencer positivement l'indice de crise de change aux yeux des spéculateurs.	Kaminsky et al.(1998); Cartapanis et al.(1998)
Solde du compte courant (<i>scc</i>)	Un déficit insoutenable de cette variable par rapport au PIB peut influencer positivement l'indice de crise de change.	Kaminsky et al.(1998) Cartapanis et al.(1998) Corsetti et al. (1998), Kamin and Babson's (1999) Esquivel and Larrain(1998) Fratzner (1998), Mileti-Ferreti Moreno (1999), rapportés par Hawskin et al. (2000)
Taux d'intérêt réel international (<i>tir</i>)	La hausse de cette variable augmente le niveau de la dette extérieure à travers les intérêts sur la dette d'un pays. Ce qui peut avoir pour conséquence de dégrader la situation extérieure d'un pays à travers les comptes extérieurs et contribuer à élever l'indice de crise.	Kaminsky et al.(1998) Cartapanis et al.(2002)
Termes de l'échange (<i>te</i>)	Une détérioration de cette variable contribue à dégrader la balance des paiements via la balance commerciale et donc le niveau des réserves et du taux de change.	Kaminsky et al.(1998), Kaminsky (2004)

Deux variables utilisées dans nos équations sont particulièrement corrélées: le crédit intérieur et la masse monétaire (M2), le solde du compte courant, les exportations et les importations, le taux de change réel et les termes de l'échange. Toutefois les travaux antérieurs ont utilisé dans les équations économétriques plusieurs indicateurs macroéconomiques qui sont plus ou moins corrélés, dont le crédit intérieur et la masse monétaire (cf. tableau A6.1 de l'Annexe 3). La nécessité s'impose car les crises de change sont en général précédées de détérioration de plusieurs variables macroéconomiques.

En effet, un problème économétrique pour les séries macroéconomiques est celui de la multicolinéarité qui apparaît dans les modèles qui incluent des variables explicatives plus ou moins corrélées. Lorsque la covariance entre deux variables est nulle, on dit qu'elles sont orthogonales, ce qui est souhaitable au cours des estimations économétriques. Cependant, il n'y a aucun mal à introduire dans un modèle des séries corrélées. Toutefois si cette corrélation est très élevée, d'une part il serait difficile de déterminer les effets partiels de chaque variable et d'autre part, cela conduit à des problèmes techniques par rapport à la matrice $X'X$, qui ne serait pas inversible (déterminant nul). Cela peut aussi entraîner une instabilité des coefficients obtenus par la méthode des moindres carrés ordinaires, à cause de la variabilité des variances estimées des coefficients qui seront biaisés. Il y a présomption de multicolinéarité lorsque le R carré est inférieur au coefficient de corrélation partielle (Klein, 1962).

On remédie à la multicolinéarité en augmentant la taille des variables. Ce qui nous permet avec l'étendue de nos séries de réduire les inconvénients liés à la multicolinéarité. En plus de l'augmentation de la taille des séries, on limite l'inconvénient sur les estimateurs de la multicolinéarité en considérant une variation des variables (la différence première), au cours des estimations, ce qui est le cas concernant les deux échantillons où la plupart des variables en l'occurrence le crédit intérieur et la masse monétaire (M2) sont intégrées à l'ordre un.

Dans le tableau 2.2 suivant, nous allons déterminer les signes des variables attendus par la théorie. Ce qui permet de poser un référentiel pour l'étude des signes des variables au cours des estimations économétriques des paramètres.

Tableau 2.2 : signes théoriques attendus, des variables dans la régression

<u>Variables</u>	<u>signes</u>
Crédit intérieur	(+)
Dettes des banques privées	(+)
Dettes extérieures	(+)
Masse monétaire (M2)	(+) ou (-)
Exportations	(-)
Importations	(+)
Position au FMI	(-)
Prix réel du pétrole	(+) ou (-)
Réserves internationales	(-)
Solde budgétaire	(+)
Solde du compte courant	(+)
Taux de change réel	(+)
Termes de l'échange	(-)

Le signe (+) indique qu'une augmentation des ratios des variables concernées par rapport au PIB, ou aux réserves internationales, contribue à faire naître une défiance par rapport à la monnaie nationale de la part des marchés financiers et des agents économiques. Les effets conjugués de la dégradation de ces variables, pourraient à terme, engendrer une crise de change, si des mesures correctrices ne sont prises par les autorités en charge de la politique économique et monétaire. Contrairement au signe (+), le signe (-) signifie que lorsque la variable croît, elle contribue ipso facto à éloigner le spectre de crise de change. On peut néanmoins s'attendre à une appréciation du taux de change, ce qui pourrait dégrader certaines variables, par exemple les exportations si elles ne sont pas contrebalancées par le solde du compte courant à travers un afflux de capitaux. Concernant la variable Prix réel du pétrole, le signe attendu dépend de la nature du pays: importateur ou exportateur de pétrole. Dans le dernier cas, une hausse des prix réel du pétrole n'entraîne pas une crise de change. Si le pays est importateur, cette hausse peut contribuer à une crise de change et le signe attendu serait donc un signe (+). Par ailleurs, la masse monétaire ($M2$) peut prendre le signe (+) si le gap entre l'offre de monnaie et la demande de monnaie est positif, et le signe (-) si ce gap est négatif. Dans le premier cas on a une offre nette de monnaie, et dans le second cas une demande nette de monnaie.

Pour ce qui est de la variable Position au FMI, une diminution des Droits de tirage spéciaux est signe de la dégradation de la situation financière d'un pays, ce qui peut créer la défiance vis-à-vis de la devise nationale. L'augmentation des réserves et du volume des exportations (sans baisse des prix des produits), comme celle de la Position au FMI, n'entame pas la confiance par rapport à la monnaie nationale de la part des spéculateurs en particulier, bien au contraire, on peut assister à une hausse de la valeur de la monnaie nationale autrement dit une diminution du taux de change.

B. Les explications par les générations de modèles

1. Les crises de change et les générations de modèles

La globalisation financière internationale et l'importance croissante des crises monétaires ou de change affectent toutes les monnaies qu'elles soient fortes ou faibles. Les crises du Système Monétaire Européen (SME) des années 80 et 90, les crises asiatiques des années 1990 et 97, et celles des pays de l'Amérique latine en 1994 ont donné lieu à une abondante littérature sur le sujet.

Les crises de change sont essentiellement le fait d'un taux de change nominal fixe accompagné des déséquilibres macroéconomiques en l'occurrence les déficits de transactions courantes (solde du compte courant), les déficits budgétaires perçus par les marchés comme insoutenables au taux de change réel en vigueur.

Les crises de change, singulièrement celles de années 1994 qui ont concerné les pays de l'Amérique latine, et plus tard les pays asiatiques en 1997, ont entraîné une double perturbation de l'activité économique notamment dans les pays touchés, mais aussi dans les pays avec lesquels ces derniers entretenaient des relations commerciales, financières et géographiques (effets de contagion).

Selon la nature du régime des changes (régime à parité fixe, à parité ajustable, à parité mobile, et zone-objectif ou zone-cible), la crise est plus ou moins facilement traitée, avec des niveaux d'intervention divers. En Zone Franc CFA, le régime des changes en vigueur est celui appelé "Caisses d'émission" où la monnaie est rattachée à une monnaie étrangère de façon irrévocablement fixe (durant la période de rattachement). Cependant ce régime des changes peut rejoindre celui des parités ajustables dès lors que des modifications peuvent intervenir dans les taux fixés.

La monnaie émise par une caisse d'émission est totalement convertible, à un taux de change fixe en monnaie de réserve, sur demande et vice versa. Ainsi sous un régime pur de caisse d'émission, le stock de base monétaire se finance intégralement à partir des réserves extérieures car dans ce cas l'émission de la monnaie ne se fait qu'uniquement contre la monnaie de réserve à un taux de change fixe.

Avec comme principal inconvénient la limitation de l'instrument de politique monétaire et les revenus de seigneurage, les principaux avantages de la caisse d'émission relèvent du caractère irrévocablement fixe du régime de taux de change: ce qui limite toute expansion monétaire excessive. La confiance dans la monnaie se trouve renforcée par cette discipline monétaire, et conduit à une inflation plus faible pour un taux d'expansion monétaire donné. En outre on pense généralement qu'elle permet d'éviter le biais de dévaluation lié à une politique discrétionnaire de taux de change limitée, entraînant une plus grande discipline monétaire et une plus grande confiance qu'un simple rattachement du taux de change. Les attaques spéculatives et les crises monétaires fréquentes peuvent être évitées du fait du gain de crédibilité additionnelle découlant des arrangements institutionnels qui rendent l'abandon d'une caisse d'émission beaucoup plus difficile.

Les coûts liés à la crédibilité additionnelle assurée par une caisse d'émission sont de trois sortes: - le coût lié à la perte de flexibilité découlant des contraintes en matière de politique monétaire et la capacité des autorités à modifier le rattachement du taux de change;

- le risque de dévaluation peut ne pas être totalement éliminé par les autorités monétaires lorsque les agents réalisent que de tels régimes peuvent aussi être abandonnés. Ce qui ne garantit pas la prime de risque supportée par les emprunteurs sur les marchés internationaux de capitaux;
- en cas de crise de liquidité du système, une caisse réduit la capacité de la banque centrale d'agir comme prêteur en dernier ressort. La banque centrale ne peut pas offrir des lignes de crédit aux institutions financières privées qui font face aux problèmes de liquidité (surtout en cas d'absence de guichet d'escomptes). De ce fait les pays à caisse d'émission peuvent aussi être exposés aux paniques financières et aux faillites bancaires.

A la lumière de ce qui est dit supra, les crises de change peuvent naturellement être prévenues par les pays en adoptant des politiques monétaires et budgétaires prudentes, des mécanismes efficaces de réglementation et de surveillance du secteur financier et un taux de change pour le moins ajustable.

Dans ce qui suit nous aborderons successivement les crises de change et les générations de modèles, un répertoire des principaux modèles théoriques qui rendent compte des crises de change et les indicateurs de vulnérabilité qui les sous-tendent et enfin un modèle de crises de change déterminées par la demande de monnaie (qui détermine l'offre de monnaie) et qui influence le taux de change. Ce modèle théorique est en principe applicable à toutes les situations monétaires.

Les phénomènes de crise de change ont marqué et perturbé de façon intempestive l'économie mondiale depuis le début des années 1990. Selon la définition du FMI (1998) une crise de change intervient lorsqu'une attaque spéculative⁵ contre une monnaie dont le cours est fixe entraîne une dévaluation (ou une dépréciation) de celle-ci ou lorsque cette attaque oblige les autorités monétaires à augmenter fortement les taux d'intérêt ou à consacrer de volumes importants de liquidités internationales pour défendre la monnaie. Fondamentalement, une crise se déclenche dès lors que le marché estime que les déséquilibres macroéconomiques observés ou anticipés – particulièrement un déficit des transactions courantes, un déficit des finances publiques ou un taux de chômage élevé – ne sont pas soutenables et donc ne peuvent durer sans ajustement imposé du taux de change réel.

On peut souligner le rôle important que joue le taux de change fixe dans l'apparition des déséquilibres macroéconomiques insoutenables qui sont à la base des crises de change. Ainsi, la fixité des taux de change nominaux empêche l'ajustement des taux réels en situation de rigidité à la baisse des niveaux des prix et des salaires. Alors, sous l'effet d'un choc négatif (par exemple une détérioration des termes de l'échange), des déséquilibres peuvent rapidement devenir insoutenables dès lors qu'il est impossible d'ajuster dans des délais raisonnables sans perturber gravement l'activité économique réelle.

D'un autre côté l'engagement des autorités envers la parité fixe peut être perçu comme éliminant ou limitant le risque de change. Alors, un taux de change fixe pourrait engendrer des emprunts du secteur privé à l'étranger, ce qui entraîne une hausse du déficit des transactions courantes. C'est donc ces différents processus, qui constituent souvent un

enchaînement logique, et les réactions des agents économiques optimisants que les différentes générations de modèles tentent d'expliquer.

1.1. Les modèles de première génération relatifs aux fondamentaux macroéconomiques

Paul Krugman (1979) est le pionnier de la conception théorique fondamentale du modèle de crise de change dit de " première génération". Krugman démontre à travers son modèle que la croissance du crédit intérieur liée au financement des déficits budgétaires chroniques par des emprunts auprès de la banque centrale (par une création monétaire) conduit à une baisse des réserves et oblige les autorités monétaires à renoncer à un régime des changes fixe. Pour Krugman, toutes choses égales par ailleurs, les réserves baissent du fait que le secteur privé n'est pas disposé à détenir la fraction accrue de la base monétaire. La conséquence logique que Krugman explique, est qu'il y aura une attaque spéculative due à l'expansion excessive de la masse monétaire (inflation), ce qui entraîne l'épuisement des réserves et l'apparition de la crise de change. Le maintien de la parité du taux de change conduit donc la banque centrale à puiser dans ses réserves pour racheter sa monnaie. A la limite de l'épuisement de ses réserves, la banque centrale est contrainte de renoncer aux changes fixes et d'observer un régime des changes flottant.

Les résultats fondamentaux du modèle ne changent pas dans le cas d'un financement du déficit budgétaire par l'émission des titres plutôt que par une création monétaire directe. Dans ce cas le service de la dette entraîne l'augmentation progressive du déficit jusqu'au moment où le secteur privé exprime son refus de détenir davantage de titres d'emprunt. Ce qui pourrait conduire les autorités à recourir à la création monétaire pour financer le déficit.

Ces modèles de première génération expliquent assez bien les crises des années 80 du Mexique et de l'Argentine. Mais ces modèles sont vite dépassés par les événements des années 90 concernant les crises de change, compte tenu d'un contexte économique et financier d'un monde davantage globalisé et interdépendant, d'où la nécessité d'autres visions théoriques qui justifient l'apparition des modèles de 2^e génération.

⁵ L'attaque spéculative se définit par les pressions extrêmes exercées sur la monnaie nationale sur le marché des

1.2. Les modèles de deuxième génération relatifs aux attaques spéculatives autoréalisatrices

Les auteurs des modèles de deuxième génération, en particulier Obstfeld (1994), ont voulu démontrer la possibilité du caractère autoréalisateur des attaques spéculatives permettant de déclencher une crise de change. Dans ces modèles on peut noter deux points importants. D'une part l'arbitrage des autorités qui ne renoncerait au régime des changes fixe en présence d'attaque spéculative qu'après une comparaison entre le coût attendu d'une dévaluation (ou d'une dépréciation) et celui permettant de défendre la parité fixe. Parmi les coûts qu'engendrerait une dévaluation on peut citer une perte de crédibilité et un dommage à la réputation des autorités pour non respect des engagements envers la parité fixe; les coûts que supporteront les emprunteurs de devises en l'occurrence les banques commerciales, et le dommage que subirait le commerce et l'investissement étranger. Par ailleurs la défense du taux fixe engendre une baisse de la production (donc de croissance), et des pertes d'emplois doublée de l'augmentation des déficits budgétaires et du service de la dette provoquée par la hausse des taux d'intérêt et la surévaluation du taux de change réel. Ainsi, les autorités abandonnerait le régime des changes fixe si le coût de la dévaluation est plus faible que celui de la défense du taux de change fixe.

D'autre part les modèles de deuxième génération font l'hypothèse que le coût pour maintenir la parité fixe croît proportionnellement à l'intensité de l'assaut des spéculateurs, cette dernière étant fonction de l'ampleur de la dévaluation attendue sur le marché. Cette dévaluation est l'expression de la réaction du gouvernement suite à une attaque spéculative. Alors une attaque spéculative s'autoréalise comme suit: la croyance du marché au fait qu'une poussée spéculative imposera une dévaluation, conduira à un assaut contre la monnaie et une dévaluation dès lors que la défense de la parité fixe sera portée à un niveau intolérable.

La faiblesse du régime des changes fixe réside donc dans l'éventualité d'une attaque spéculative. Cette fragilité est accentuée par la faiblesse des données fondamentales de l'économie, car le maintien du taux de change fixe devient plus coûteux.

changes lorsque les investisseurs veulent l'échanger contre une devise plus sûre.

La critique importante adressée à l'égard de ces modèles repose sur le caractère aléatoire et indéterminé de l'événement qui déclenche l'attaque spéculative eu égard à l'appréciation de la situation fondamentale de l'économie. Ces événements pourraient aussi bien être des informations sur les fondamentaux de l'économie, que d'événement de la scène politique ou de déclarations des acteurs du marché, voire de toutes autres anticipations de agents prévoyant un succès d'une attaque spéculative.

- **Conciliation des deux générations de modèles**

Krugman (1996) est l'initiateur du rapprochement entre les modèles de première génération et ceux de deuxième génération. En partant de l'hypothèse de représentation complexe du comportement des autorités et en considérant que les fondamentaux macroéconomiques ne sont guère stables dans la plupart des crises: soit ils se dégradent, soit on fait des anticipations dans ce sens du fait d'une situation économique insoutenable. Prenant l'exemple de la livre sterling, Krugman attribue la crise qu'elle a traversé en 1992 au fait que face à un taux de chômage élevé et en hausse, les autorités britanniques ne feront pas le choix de nouvelles augmentations des taux d'intérêt – pour la défense de la parité – suite à la hausse des taux en Allemagne.

Ainsi plus généralement, même si un pays est en situation de politiques monétaire et budgétaire viables, il arrive que compte tenu de la fixité du taux de change et en raison des chocs macroéconomiques et des interventions passées, le taux réel soit surévalué par rapport à son niveau d'équilibre.⁶ Alors, survient une aggravation du chômage et du déficit des transactions courantes due à l'impossibilité de réaliser en temps voulu un ajustement du taux de change réel. Les entrées de capitaux peuvent ainsi être freinées par cette dégradation des facteurs fondamentaux de l'économie et donc entraîner les autorités à puiser dans les réserves. Dans ces circonstances le comportement prospectif des spéculateurs les amène à lancer une attaque spéculative à un moment jugé favorable à son succès et non pas au moment où les indicateurs macroéconomiques seront au plus bas, à l'inverse des modèles de premières générations qui stipulent que l'attaque contre une monnaie intervient avant l'épuisement des

réserves. Ainsi, la thèse de l'autoréalisation des attaques spéculatives qui interviennent en dépit des facteurs fondamentaux non détériorés, semble être remise en question en faveur des éléments tels que les anticipations des agents sur l'incompatibilité de l'évolution future des facteurs fondamentaux et de la fixité du taux de change. Cependant, Krugman montre aussi la difficulté à prévoir exactement le moment de l'éclatement des crises de change surtout au cas où il existe une incertitude dans le comportement de l'État, ou lorsque les spéculateurs n'ont pas les mêmes sources d'information.

Patrick Artus (2002) a souligné deux éléments importants pouvant déclencher des attaques spéculatives même en situation d'économie fondamentalement saine, avec une hypothèse de passage d'un régime des changes fixe à un régime flexible: il s'agit de l'absence de crédibilité des politiques mises en œuvre et de la complexité de la dynamique des marchés financiers. Selon lui, le passage aux changes flexibles, peut faire déprécier transitoirement une monnaie justifiant une attaque spéculative.

On peut retenir que les deux générations de modèles ont pour points focaux les indicateurs fondamentaux de l'économie. Cependant, le déclenchement des attaques spéculatives pourrait prendre des caractéristiques subjectives ou de circonstance, en ce sens que les réactions des agents sont conditionnées par leur appréciation des facteurs fondamentaux de l'économie, et des sources d'information voire des déclarations des autorités monétaires et politiques. On remarque cependant que certains aspects des crises de change ne sont pas pris en compte par les deux premières générations de modèles, il s'agit des crises bancaires. Ce qui justifie l'apparition des modèles de troisième génération.

1.3. Les modèles de troisième génération relatifs au hasard moral aux crises bancaires

Un autre phénomène observé dans la plupart des cas de crises de change, est l'avènement des crises bancaires. En effet, plusieurs pays touchés par des crises de change ont connu

⁶ Le taux de change réel d'équilibre est défini comme celui qui génère le plein emploi et permet le financement

concomitamment des crises bancaires (d'où l'appellation de crises jumelles ou "twin crises")⁷, en particulier le Mexique et les pays asiatiques.

D'un point de vue théorique le lien de causalité entre le deux types de crises n'est pas clairement défini en ce sens que ce lien peut jouer dans un sens comme dans l'autre. Ainsi le système bancaire d'un pays sera éprouvé par tout assaut des spéculateurs. Alors, toute attaque spéculative contre la monnaie d'un pays conduit à un retrait massif des dépôts, qui peut dégénérer en ruée sur les guichets et en faillite bancaire. D'un autre côté la banque centrale pour soutenir la parité de sa monnaie, peut décider d'une politique de contraction monétaire à mesure que les réserves diminuent, en relevant les taux d'intérêt. Il s'ensuit de ce fait un ralentissement de l'activité économique entraînant en général une multiplication des prêts non productifs.

Si la banque centrale est occupée à défendre la parité de sa monnaie, elle joue mal son rôle de prêteur en dernier ressort, ce qui peut entraîner plusieurs banques commerciales à la faillite, car devenue insolvable et à court de liquidité, en particulier avec les situations de hasard moral qui jouent souvent pendant les booms de prêts bancaires. De ce point de vue on peut déterminer une causalité dans laquelle les crises bancaires peuvent fortement contribuer aux crises de change.

Un autre côté dommageable des attaques spéculatives pour le système bancaire, est l'échec des mesures prises par la banque centrale. Dans ce cas on aboutira à une dévaluation ou une dépréciation de la monnaie exposant les banques nationales à d'importants risques de change pouvant entraîner des banqueroutes, surtout avec un passif lourd de dette libellée en monnaie de réserve.

On peut aussi partir d'une crise bancaire pour aboutir à une crise de change de deux façons: d'une part les autorités monétaires peuvent accorder un soutien financier au système bancaire soit par la création monétaire, soit par l'émission de titres d'emprunt. Dans les deux cas, on

du solde de la balance des transactions courantes par des apports des capitaux nouveaux.

⁷ Graciela L., Kaminsky C. and Reinhart M. (1998) "The Twin Crises: the causes of banking and balance-of-payment problems." American Economic Review.

peut observer une augmentation de l'inflation ou une anticipation de cette augmentation, ce qui peut porter un coup à la confiance dans la capacité de maintien du niveau de taux change. D'autre part, une crise bancaire peut amener des fuites de capitaux, dès lors que les investisseurs se dessaisissent des avoirs libellés en monnaie nationale en faveur d'une monnaie de refuge (les réserves). Ce qui entraîne donc une chute des réserves et une crise de change.

Cependant, on peut aussi observer une réalisation simultanée d'une crise de change et d'une crise bancaire. Cette situation peut se produire dans un pays, par exemple en cas de choc économique (détérioration des termes de l'échange, hausse des taux d'intérêt au niveau international) ou même de crise politique. Ces situations peuvent entraîner une défiance vis à vis des avoirs libellés en monnaie nationale compte tenu d'une dépréciation anticipée des rendements, conduisant à des faillites bancaires au cas où les débiteurs du pays en question ne pourraient pas refinancer leur dette ou couvrir leur position de change. Une telle situation peut conduire à la fois à une crise de change et une crise bancaire compte tenu de la désaffection à l'égard des avoirs libellés en monnaie nationale.

Les travaux empiriques menés sur un panel de pays, concernant les liens potentiels entre crise de change et crise bancaire (Kaminsky G., and Reinhart, 1998), montrent des résultats assez nuancés.

- Dans un premier temps elles observent une absence de lien entre les deux crises dans le cas où le marché financier est fortement régulé. Dans les années 1980, avec la libéralisation des marchés financiers les crises bancaires et de change sont devenues des sœurs jumelles, avec un lien de causalité jouant dans les deux sens.
- Deuxièmement les deux crises font généralement suite à des récessions ou tout au moins à un faible taux de croissance économique, en partie dû à une dégradation des termes de l'échange, un taux de change surévalué, et une augmentation des coûts du crédit. La vulnérabilité financière de l'économie augmente à mesure que les passifs du système bancaire atteignent des niveaux élevés.
- Troisièmement les crises (d'origine interne ou externe) sont particulièrement précédées par des détériorations ou une faiblesse des fondamentaux économiques. Ici les crises bancaires et de change se passent ensemble. – Et en conclusion les résultats font apparaître

que les deux crises bancaires et de change surviennent ensemble lorsque les fondamentaux macroéconomiques tendent à se dégrader et que l'économie devient plus vulnérable.

- Crise de change et contagion

Le phénomène de la contagion est apprécié par rapport à l'évolution des facteurs fondamentaux des économies des pays ayant des relations d'échange. Certains critères sont retenus pour juger du caractère contagieux d'une crise de change d'un pays à d'autres: – le volume des échanges et les mouvements des capitaux se trouvent affectés par la récession économique du pays en crise; - les partenaires commerciaux du pays ayant subi la crise voient leur compétitivité diminuée sur les marchés tiers, suite à la crise de change dans le pays affecté. On parle de contagion pure ou injustifiée dans le cas où un pays n'ayant aucune relation d'échange avec un pays traversé par une crise de change, se trouve à son tour affecté.

En conclusion partielle on peut retenir que les modèles de première génération étudient les crises de change dans une économie où les fondamentaux se dégradent, ce qui peut justifier les crises. Les modèles de deuxième génération étudient les crises de change en situation de facteurs fondamentaux de l'économie relativement et apparemment non dégradés; on parle alors de crises auto-réalisatrices à équilibres multiples. En fin les modèles de troisième génération passent en revue les liens de causalité entre crises de change et crises bancaires, avec un aspect microéconomique découlant de l'aléa de moralité.

Dans la deuxième partie de cette étude nous allons voir les différents indicateurs de vulnérabilité et la manière dont ils sont utilisés pour modéliser les crises de change à travers les modèles réduits et les modèles monétaires.

II. La Méthodologie empirique

A. Bilan de la littérature du cadre opérationnel

Dans cette section nous examinons le contenu opérationnel des variables et les résultats, de même que les différentes manières de calcul des probabilités de l'avènement des crises de change

Le déclenchement des crises financières dans les pays émergents jusqu'en 1997, et leurs conséquences néfastes sur les économies a donné un regain d'intérêt quant à la rationalisation des réactions des investisseurs à travers les marchés. Cette rationalisation passe par une meilleure information, par une plus grande transparence macroéconomique et par une réglementation en matière prudentielle. Ce qui permettrait aux gouvernements et aux banques centrales de se prémunir davantage contre l'avènement et souvent les conséquences désastreuses des crises de change faisant suite à des attaques spéculatives. Le FMI (1998) ainsi que la plupart des grandes institutions financières internationales auxquels se joignent les voix des membres du G8, s'accordent désormais avec de nombreux économistes (Kaminsky G. et al. 1998, Sachs et al. 1997) pour rendre cette préoccupation un objectif majeur permettant de mieux juguler les crises de change. Ce qui a amené de nombreux auteurs à s'intéresser à la définition d'indicateurs de vulnérabilité ou d'alerte (Cartapanis A. et al. 2002) pour mieux appréhender les crises de change *ex ante* i.e. avant le déclenchement.

Dans le cadre de l'explication théorique des crises de change, il manque souvent d'unanimité sur telle ou telle théorie, faute d'une connaissance parfaite des mécanismes de l'avènement des crises. Pour illustrer ces divergences d'interprétation on peut citer le cas de la crise asiatique de 1997. Pour des auteurs comme Dornbusch R. (1998) et Corsetti G. et al. (1998) cette crise qui a touché la Thaïlande, l'Indonésie, la Corée et les Philippines fait suite à perte de confiance subite des investisseurs internationaux anticipant une dégradation insoutenable des facteurs fondamentaux de ces économies face à des politiques inadaptées. A ce niveau l'ampleur et la contagion de la crise à travers les pays est favorisée par un contexte de marchés financiers domestiques fragiles. D'autres auteurs tels que (Sachs J. et Radelet S., 1998; Krugman P., 1998) font une analyse en termes de prophéties auto-réalisatrices en ce sens que cette crise asiatique semble indiquer une manifestation de panique financière non directement liée à une soudaine détérioration des fondamentaux des économies. On peut faire l'hypothèse des bulles spéculatives qui entraînent des crises auto-réalisatrices à leur éclatement.

A défaut de remettre en cause ou de privilégier telle ou telle approche, il apparaît que cette crise asiatique qui n'est pas une crise de change standard ou conventionnelle, relève d'un concours de circonstances et d'une complexité des facteurs dans un contexte d'interdépendance des marchés et de volatilité des capitaux rendus instables par l'incertitude qui régnait sur ces marchés.

Ces divergences d'interprétation des crises souvent atypiques rendent plus difficile la définition des indicateurs d'alerte ou de prévention des crises. Le choix et la hiérarchisation des variables fondamentales des économies s'avèrent plus hasardeux, en ce sens qu'elles sont nombreuses et qu'il est difficile de les pondérer par rapport au déclenchement des crises. A cela s'ajoute la connaissance imparfaite des seuils à partir desquels une variable ou un ensemble de variables configurées dans un modèle indiquent le déclenchement d'une attaque spéculative. En l'occurrence le niveau du taux de change réel ou d'une moyenne de fluctuation.

Ainsi, pour certains auteurs (Cartapanis André et al., 1998), la difficulté à sortir un modèle crédible, et chevronné dans la prévention des crises, réside dans la disponibilité et l'amélioration d'une information fiable à travers la transparence, de même que la configuration des variables macroéconomiques susceptibles de représenter fidèlement la situation des économies. Un tel modèle non encore mis au point explique qu'à partir d'une même information on observe une divergence d'interprétation *ex post* des crises par les auteurs. De même pour les investisseurs les prévisions *ex ante* de l'évolution des changes deviennent problématique, et l'information crée alors une situation d'incertitude et une défiance de ces investisseurs.

C'est dans ce climat de l'état de la théorie que nous allons examiner les indicateurs de prévention précoce des crises de change à travers une littérature empirique, ce qui permettra de souligner ceux qui ont le mieux fonctionné au cours des analyses empiriques.

1. Indicateurs et crises de change: la littérature empirique

Cette littérature a consisté à une description des différentes méthodologies et variables qui ont été utilisées dans les travaux empiriques pour caractériser la période qui précède des crises de change et surtout évaluer la probabilité d'apparition de telles crises. Ce qui permet d'évoquer la liste des indicateurs potentiels de vulnérabilité liées aux variables, et surtout ceux qui ont donné des résultats concluants dans cette littérature.

1.1 Les indicateurs macroéconomiques

On relève plusieurs catégories d'indicateurs ainsi que des sous-catégories dont la définition prête souvent à confusion car certains indicateurs sont obtenus à partir de la transformation de la même variable. Kaminsky G., Lizondo S. et Reinhart C. (1998), ont recensé une liste de 105 indicateurs relevés principalement dans les secteurs suivants: Extérieur, Financier, Réel, les Finances publiques, Variables institutionnelles et structurelles, Variables politiques, et les "Effets de contagion". Cependant la consolidation des différentes transformations des variables a permis de classer par catégorie les principaux indicateurs qui sont utilisés dans les travaux empiriques. Ce sont:

- Le Compte de Capital comprenant les réserves internationales, les flux de capitaux, les flux de capitaux à court terme, les investissements directs étrangers et le différentiel entre les taux d'intérêt domestique et étranger.
- La Dette qui comprend la dette publique extérieure, la dette totale extérieure, la dette à court terme, part de la dette classée par type de créateur et par la structure de l'intérêt, le service de la dette, et l'aide étrangère.
- Le Compte courant qui recense le taux de change réel, le solde du compte courant, le solde de la balance commerciale, les exportations, les importations, les termes de l'échange, le prix des exportations, les épargnes, et l'investissement.
- Les Variables internationales: croissance réelle du PIB à l'étranger, les taux d'intérêt, et le niveau des prix.

- La libéralisation financière: la croissance du crédit, la variation du multiplicateur de monnaie, les taux d'intérêt réels, et la fourchette entre les prêts bancaires et les taux d'intérêt.
- Autres variables financières: crédit de la banque centrale au système bancaire, le gap entre la demande et l'offre de monnaie, la croissance de la masse monétaire, rendement des obligations, l'inflation domestique, le taux de change de référence ou fictif ("shadow" exchange rate), la prime du taux de change du marché parallèle, la parité du taux de change central, la position du taux de change à l'intérieur de la bande officielle, et $M2$ /réserves internationales.
- Le Secteur Réel: la croissance réelle du PIB, la production (ou le produit), le gap de production, le ratio emplois/non-emplois, les salaires, et la variation du prix des actions.
- Variables fiscales: le déficit fiscal, la consommation gouvernementale, et le crédit au secteur public.
- Facteurs institutionnels/facteurs structurels: le degré d'ouverture de l'économie, la concentration commerciale, des variables muettes pour les taux de change multiples, les contrôles de change, la durée des périodes de taux de change fixe, la libéralisation financière, les crises bancaires, les crises passées sur le marché des changes étranger, et les événements passés sur les marchés de change étrangers.⁸
- Les Variables politiques: introduction de variables muettes pour les élections, variables incombant à une victoire ou un échec électoral, changement du gouvernement, transfert légal de l'exécutif, transfert illégal de l'exécutif, gouvernement de gauche, nouveau Ministre des finances, et aussi le degré d'instabilité politique (variable qualitative basée sur le jugement).
- Autres variables: les catastrophes naturelles (sécheresses, inondations), avec des conséquences agricoles.

B. Méthodologie d'approche des travaux empiriques

⁸ Les événements sur le marché des changes étranger comprend: les variations significatives dans les arrangements comme les dévaluations, les réévaluations, le passage à un régime des changes flottant, l'élargissement de l'écart de fluctuation entre les bandes du taux de change. Les crises peuvent chevaucher avec les événements, en incluant les attaques spéculatives non réussies et excluant les changements dans les arrangements de change qui ne sont pas liées aux pressions du marché des changes.

Nous allons procéder à une description des deux types de modèles généralement utilisés : les modèles réduits et les modèles monétaires.

Les études réalisées (Kaminsky G., Lizondo S. et Reinhart C., 1998)) permettent de tirer des enseignements sur plusieurs expériences de crises de change qui sont aussi nombreuses que variées. La durée d'étude des échantillons de pays étudiés couvre la période des années 50 et des années 90, et se portent aussi bien sur des pays industrialisés que des pays en développement. Les données utilisées sont soit des données mensuelles (près de la moitié des études), soit des données annuelles, trimestrielles, ou d'autre périodicité. La plupart des études réalisées sont centrées sur les périodes de dévaluation qui caractérisent les crises que les pays ont connues tandis qu'une infime partie ont adopté une définition plus large des crises de change en incluant les attaques spéculatives non réussies, mais ayant engendré une augmentation significative des taux d'intérêt et/ou une perte importante de réserves internationales.

Les papiers qui ont traité du sujet de la crise de change ont été classés en quatre catégories. La première catégorie (Goldstein, 1996; Krugman, 1996) aborde le sujet dans une discussion littéraire en mettant l'accent sur l'évolution d'un ou plusieurs indicateurs de crise sans effectuer de tests formels pour évaluer jusqu'à quel point ils sont significatifs.

Le deuxième groupe d'études (Frankel et Rose, 1996; Moreno, 1995; Eichengreen, Rose et Wyplosz, 1995) examine les faits stylisés de la période suivant immédiatement une crise de change. Pour un même ensemble de pays on remarque souvent que le comportement des variables ne change pas avant la crise autant que durant les périodes dites tranquilles. Des tests paramétriques et non paramétriques sont utilisés ici pour évaluer s'il existe des différences systématiques entre les périodes d'avant crise des groupes testés. Ces tests sont donc nécessaires pour valider les indicateurs potentiels, car ce ne sont pas toutes les variables qui changeront de comportement même lorsque la crise est avancée.

Le troisième groupe de papiers (Blanco et Garber, 1986) a estimé la probabilité de dévaluation sur une ou plusieurs périodes d'avance, sur la base généralement de modèle théorique explicite. Ces études sont réalisées soit sur un pays individuellement soit sur un panel de plusieurs pays. Certains des papiers ont cherché à éclairer sur les variables qui déterminent l'ampleur de la dévaluation (Flood et Marion, 1995). Dans le même esprit, Sachs, Tornell et Velasco (1996) ont cherché à identifier les variables macroéconomiques qui peuvent servir à expliquer quels sont les pays qui sont vulnérables aux effets de contagion en considérant la crise mexicaine de 1994. Les résultats de cet ensemble d'études aident donc à dresser la liste des indicateurs utiles, même si certaines des variables retenues redeviennent statistiquement non significatives en passant par des méthodes d'estimation logit ou probit.

Le quatrième type de méthodologie a été utilisé par Kaminsky et Reinhart (1996) à travers une étude présentant une approche non paramétrique pour évaluer la sensibilité de plusieurs variables pour signaler l'imminence d'une crise. Elle peut être interprétée comme une extension du schéma qui consiste à comparer le comportement des variables pendant la période précédent les crises du groupe de celles qui sont suivies (pendant et après la crise). Cette approche consiste donc à suivre l'évolution d'un certain nombre de variables économiques dont le comportement était au départ habituellement "normal" au cours de la période précédent la crise de change. Les écarts de ces variables par rapport à leur niveau "normal" au-delà d'un certain seuil sont considérés comme une prévention de "signaux" de crise de change dans une période spécifique de temps. En se basant sur l'évolution de divers indicateurs, il est alors possible d'évaluer leur capacité individuelle et combinée pour prédire les crises.

1. Les indicateurs les plus statistiquement significatifs

Nous allons recenser dans ce qui suit les variables qui ont fait l'objet d'analyse empirique et dont les tests statistiques confirment leur significativité, ce qui exclut d'office les travaux à caractère qualitatif. Ces travaux généralement présentés dans des papiers où les variables représentant les indicateurs sont analysées de trois façons:

- soit en estimant la probabilité d'une crise;
- soit par une comparaison des indicateurs avant, pendant et après une crise et de ce qu'ils sont durant les périodes sans crise qualifiée de période tranquille;
- soit par une évaluation quantitative de la capacité des indicateurs à prédire par un "signal" l'avènement des crises de change.

Les études sur les indicateurs de crise de change (Frankel et Rose, 1996; Kaminsky et Reinhart, 1996), ont abouti souvent à des résultats contrastés. Pendant que Frankel et Rose trouvent 7 variables statistiquement significatives sur 16, les analyses de Kaminsky et Reinhart conduit à 16 indicateurs qui ont des comportements différents juste avant le déclenchement des crises comparés à ceux des périodes tranquilles. Le tableau 2.3 suivant nous indique les résultats obtenus par Kaminsky et Reinhart (1996) concernant les différentes variables et le temps d'émission des signaux ou alertes avant la crise.

Les variables sont classées par ordre de durée de pré-crise décroissante. Ainsi, les crises bancaires présentent la période de pré-crise la plus longue (19 mois), tandis que le ratio du crédit intérieur par rapport au PIB possède la durée de pré-crise la plus courte (12 mois). Ces durées peuvent différer d'un pays à l'autre selon leurs systèmes et structures économiques qui déterminent leur capacité à faire face aux déséquilibres macroéconomiques internes et externes, et à corriger les crises qui sont souvent évitées ou juguler au prix de mesures économiques draconiennes. Toutefois, les crises ne doivent pas être structurelles, mais conjoncturelles. En revanche, elles peuvent être cycliques.

Toujours dans le même ordre d'idée, le tableau 2.4 suivant nous indique le phénomène de la persistance des signaux au cours de la crise comparativement à une période de tranquillité.

La persistance des signaux pendant la période de crise est d'autant plus importante qu'elle confirme la réaction *ex ante* des variables en prévision de la crise. La persistance des signaux est mesurée par le nombre moyen de signaux par période pendant la période d'avant crise relativement aux périodes tranquilles.

Tableau 2.3 : périodes de pré-crise selon les variables⁹

Indicateur	Nombre de mois écoulé lorsque le premier signal est émis avant la crise
Crise bancaire	19
Taux de change réel	17
Taux d'intérêt réel	17
Importations	16
Multiplicateur de $M2$	16
Produit	16
Dépôts bancaires	15
Excès d'encaisse réelle (excès $M1$)	15
Exportations	15
Termes de l'échange	15
Réserves internationales	15
Prix des actions	14
Différentiel du taux d'intérêt	14
$M2$ /Réserves internationales	13
Taux prêteur/Taux de dépôt	13
Crédit intérieur/PIB	12

Source : Kaminsky G. et al. (1998)

¹ Il apparaît que des variables plus ou moins corrélées se retrouvent dans les mêmes équations économétriques. Les estimations des équations doivent tenir compte de cet état de fait. Selon la démarche adoptée, les auteurs privilégient soit l'aspect des faits et de la théorie économique, soit l'aspect économétrique qui a pour objectif d'obtenir des résultats et des tests statistiques robustes. Toutefois, il est nécessaire de ne pas ignorer tel ou tel aspect.

Tableau 2.4 : mémoire des variables après les crises

Indicateurs	Persistance pendant la crise comparée aux périodes tranquilles
Taux de change réel	5,14
Crise bancaire	2,90
Exportations	2,37
Prix des actions	2,15
M2/réserves internationales	2,07
Production	1,93
Excès par rapport M1 d'équilibre	1,92
Réserves internationales	1,82
Multiplicateur de M2	1,64
Crédit domestique/PIB	1,62
Taux d'intérêt réel	1,30
Termes de l'échange	1,29
Différentiel de taux d'intérêt	1,01
Importations	0,86
Dépôts bancaires	0,84
Taux prêteur/taux de dépôt	0,59

Source : Kaminsky G. et al. (1998)

Les signaux émis par certaines variables sont toutefois meilleurs que d'autres dans la prévision des crises de change. Les variables qui ont donné de meilleurs résultats sont: les exportations, la production, les prix des actions, les écarts du taux de change réel par rapport au trend, et le ratio de la monnaie au sens large par rapport aux réserves internationales brutes. Cependant Kaminsky, Lizondo et Reinhart (1997), étudient l'évidence empirique des crises de change avant de proposer un système particulier d'alerte précoce. Ce système consiste à suivre l'évolution de plusieurs indicateurs qui ont tendance à adopter des comportements inhabituels au cours des périodes qui précèdent une crise. Lorsqu'un indicateur dépasse un certain seuil critique, on peut l'interpréter comme un "signal" d'alerte indiquant qu'une crise de change pourrait survenir dans les 24 mois qui suivent. Les seuils critiques sont calculés pour trouver l'équilibre entre le risque d'avoir plusieurs faux signaux et le risque ne pas pouvoir prévoir plusieurs crises.

Kaminsky, G. (2003) a déterminé une classification des indicateurs macroéconomiques selon les générations de modèles considérées. Cette classification précise les variables qui entraînent les crises de change selon la génération de modèles. Ainsi, dans le cas de la première génération, on note le ratio déficit fiscal/PIB et l'excès de demande d'encaisse réelle comme indicateurs déterminants. Dans le cas de la 2^e génération de modèles, on retient les variables telles que les exportations, les importations, le taux de change réel, les termes de l'échange, le produit (donc la croissance) et le taux d'intérêt réel domestique comme déterminant les crises de change. Concernant les modèles de 3^e génération, ce sont les ratios crédit domestique/PIB, $M2/Réserves$, le multiplicateur de monnaie de $M2$, les dépôts, les prix des actions, et les crises bancaires.

Cependant certaines variables ne sont pas attribuées, les ratios Dette/Exportations et Dette à court terme/Réserves d'une part, et le Taux d'intérêt réel international et les Réserves extérieures de change. Il est probable que ces indicateurs puissent intervenir dans n'importe quelle génération de modèles. De ce fait, au cours des estimations économétriques il est possible selon cette classification de déterminer la nature des modèles qui prévalent.

Cela dit, nous allons effectuer des traitements empiriques à travers des équations économétriques. Les modèles employés relèvent d'un référentiel théorique simple dans la forme fonctionnelle et des variables considérées. Mais avant les estimations économétriques, nous allons exposer une description des modèles réduits et des modèles monétaires.

2. Quelques méthodologies d'estimation des coefficients des variables (ou indicateurs macroéconomiques)

Dans ces deux sous-sections nous allons voir deux approches méthodologiques d'estimation des équations économétriques: le modèle monétaire et l'approche des modèles réduits. Le modèle monétaire utilise la théorie monétaire pour déterminer les paramètres d'attaque spéculative et de crise de change, tandis que les modèles réduits adoptent une démarche plus pragmatique, permettant de développer des modèles économétriques d'estimation des coefficients des variables, avec une diversification des formes fonctionnelles respectant des contraintes déterminées (exemples les modèles logit et probit).

2.1. Le Modèle monétaire

Dans cette démarche, les indicateurs qui apparaissent sont essentiellement ceux qui configurent la détermination du taux de change par la théorie monétaire. Dans ce cadre les travaux de William M. (1996)¹⁰ qui s'inspirent largement de ceux de Obstfeld (1996a) et de Penati et Pennachi (1989), ont permis de modéliser et d'estimer empiriquement l'attaque spéculative de Mexico en 1994 ayant conduit à une crise de change. Pour un niveau donné de réserves, et en régime des changes fixe, le modèle monétaire de l'Annexe3 peut être résolu en égalisant l'offre et la demande de monnaie. Sous un régime des changes flottants, le niveau du taux de change anticipé (taux de change de bulle spéculative) peut être trouvé de la même façon. Pour la consistance du modèle, on aura besoin de considérer que les anticipations se forment de façon rationnelle.

2.1.1. Détermination de la probabilité d'effondrement

¹⁰ Pour la présentation du modèle monétaire théorique voir Appendice 3.

Pour déterminer la probabilité d'effondrement du taux de change faisant suite à une attaque spéculative, la littérature dans ce domaine considère que l'effondrement du taux de change intervient dès lors que le taux de change anticipé (\tilde{s}_t) après attaque serait inférieur au taux de change fixe en vigueur (\bar{s}_t). C'est le cas, puisque un spéculateur pourrait espérer des profits à un taux infini en achetant la devise étrangère au taux (\bar{s}_t) juste avant l'effondrement et en les vendant au taux \tilde{s}_t juste après. L'intervention des autres spéculateurs permet d'annuler cette opportunité de profit par le rapprochement des deux taux au moment de l'effondrement. Pour obtenir les conditions de l'effondrement du taux de change, on aura besoin de résoudre l'équation de \tilde{s}_t en substituant dans l'équation (1) de l'Annexe 3, les expressions de i_t , q_t et p_t comme suit :

$$\begin{aligned} \tilde{s}_t = & (\alpha_1 + \alpha_2)(E_t \tilde{s}_{t+1} - \tilde{s}_t) - (\alpha_0 + \alpha_2 \gamma \tau \pi^*) + m_t + (\alpha_1 + \alpha_2 \gamma) i_t^* \\ & - (\alpha_2 \gamma (1 - \tau) + 1) p_t^* + \alpha_2 \gamma (1 - \tau) p_{t-1}^* + (\alpha_2 (\gamma a (\rho - 1) + a) \delta_t \\ & + (\alpha_1 + \alpha_2 \gamma) \eta_t \end{aligned} \quad (1a)$$

Pour la résolution de \tilde{s}_t , la méthode des coefficients indéterminés est retenue pour prendre en compte les anticipations rationnelles. Moyennant quelques transformations sur les variables dans les équations (6), (7) et (8), on pourra trouver les solutions de l'équation en \tilde{s}_t de (1a).

$$m_t^s = d_t + \frac{R_t}{D_t} \quad (2a)$$

En supposant que θ_t suit une loi normale de moyenne nulle et d'écart type σ_θ , l'équation (2a) permet d'écrire :

$$E_t m_{t+1} = m_t + \mu + (m_t - d_t) \left(e^{\frac{\sigma_\theta^2}{2}} - 1 \right) \quad (3a)$$

Ce qui permet de postuler à une forme fonctionnelle appropriée pour la méthode des coefficients indéterminés \tilde{s}_t comme suit :

$$\tilde{s}_t = \lambda_0 + \lambda_1 m_t + \lambda_2 d_t + \lambda_3 i_t^* + \lambda_4 p_t^* + \lambda_5 p_{t-1}^* + \lambda_6 \delta_t + \lambda_7 \eta_t \quad (4a)$$

L'utilisation de l'équation (4a) pour résoudre $E_t \tilde{s}_{t+1} - \tilde{s}_t$ et en substituant cette solution dans (1a) permet de trouver la solution des coefficients indéterminés.

$$\lambda_0 = (\alpha_1 + \alpha_3)(\mu + \lambda_3 \chi^* + \lambda_4 \tau \pi^*) - (\alpha_0 + \alpha_2 \gamma \tau \pi^*)$$

$$\lambda_1 = \frac{1}{1 - (\alpha_1 + \alpha_3) \left(e^{\frac{\sigma_\theta^2}{2} - \mu} - 1 \right)}$$

$$\lambda_2 = 1 - \lambda_1$$

$$\lambda_3 = \frac{\alpha_1 + \alpha_2 \gamma}{1 + \chi(\alpha_1 + \alpha_3)}$$

$$\lambda_4 = -\frac{\alpha_1 + \alpha_3 + \alpha_2 \gamma(1 - \tau) + 1}{1 + \tau(\alpha_1 + \alpha_3)}$$

$$\lambda_5 = -(1 + \lambda_4)$$

$$\lambda_6 = -\frac{a(1 + \alpha_2 \gamma(\rho - 1)) - \alpha_2 \beta}{1 - (\alpha_1 + \alpha_3)(\rho - 1)}$$

$$\lambda_7 = \frac{\alpha_1 + \alpha_2 \gamma}{1 + \alpha_1 + \alpha_3}$$

La probabilité inconditionnelle (en temps t-1) d'un effondrement faisant passer le taux de change à un régime flottant, ou entraînant une dévaluation imposée peut être calculée de la manière suivante :

$$\Pr_{t-1}[\tilde{s}_t \geq \bar{s}_t] = \Pr_{t-1}[\lambda_0 + \lambda_1 m_t + \lambda_2 d_t + \lambda_3 i_t^* + \lambda_4 p_t^* + \lambda_5 p_{t-1}^* + \lambda_6 \delta_t + \lambda_7 \eta_t \geq \bar{s}_t] \quad (5a)$$

En utilisant les équations (4), (6), (7) et (7) de l'Annexe 3 et l'équation (2a) cette condition ci-dessus peut s'écrire comme suit :

$$\Pr_{t-1} \left[\theta_t + \left(\frac{\lambda_1 \bar{R}}{e^\mu D_{t-1}} \right) e^{\theta_t} + \lambda_3 \psi_t + \lambda_4 \omega_t + \lambda_6 \varepsilon_t + \lambda_7 \eta_t \geq \bar{s}_t - H_{t-1} \right] \quad (6a)$$

où

$$H_{t-1} = (\lambda_0 + \lambda_3 \chi_i^* + \lambda_4 \tau \pi^* + \mu) + d_{t+1} + \lambda_3 (1 - \chi) i_{t-1}^* - (1 + \lambda_6 \rho) p_{t-1}^* + \lambda_4 (1 - \tau) \Delta p_{t-1}^* + \lambda_6 \rho p_{t-1} - \lambda_6 \rho s_{t-1} \quad (7a)$$

Au moment de l'effondrement, les réserves de change seront fixées à un certain niveau qui ne permet pas aux autorités monétaires d'intervenir sur le marché des changes. Ce niveau est noté \bar{R} .

2.1.2. Calcul de la fonction de vraisemblance

La démarche suivante dérive de la méthode suivie par Melick (1987) pour trouver la fonction de vraisemblance. De façon idéale il serait souhaitable que l'estimation des paramètres structurels du modèle se fasse en même temps que la probabilité d'effondrement du taux de change. Ce qui n'était pas le cas dans les premiers travaux effectués, par Blanco et Garber (1986), Cumby et Van Wijnbergen (1989) ou Goldberg (1994), qui ont utilisé l'une des méthodes suivantes :

- la méthode itérative qui consistait à estimer la fonction de demande de monnaie et la dépréciation anticipée du taux de change (une probabilité moyenne pondérée du taux de change fixe et du taux de change fictif ou de référence);
- la méthode des Moindres Carrés Ordinaires (MCO) qui consiste à estimer à partir de plusieurs équations structurelles les paramètres concernés permettant de calculer les probabilités de dévaluation.

Cependant, une procédure d'estimation simultanée a été élaborée en définissant premièrement une variable indicatrice d'effondrement (méthode de Melick, 1987).

$$c_t = 1 \text{ si } \left[\theta_t + \left(\frac{\lambda_1 \bar{R}}{e^\mu D_{t-1}} \right) e^{-\theta_t} + \lambda_3 \psi_t + \lambda_4 \omega_t + \lambda_6 \varepsilon_t + \lambda_7 \eta_t \geq \bar{s}_t - H_{t-1} \right]$$

$$= 0 \text{ si } \left[\theta_t + \left(\frac{\lambda_1 \bar{R}}{e^\mu D_{t-1}} \right) e^{-\theta_t} + \lambda_3 \psi_t + \lambda_4 \omega_t + \lambda_6 \varepsilon_t + \lambda_7 \eta_t < \bar{s}_t - H_{t-1} \right] \quad (8a)$$

La vraisemblance d'observation de réalisation des variables aléatoires sur toute la période d'échantillonnage $t = 1$ à T peut s'écrire comme suit :

$$L = \prod_{t=1}^T f_{\theta_t, \psi_t, \omega_t, \alpha_3, \eta_t} \left[\theta_t, e^{-\theta_t}, \psi_t, \omega_t, \alpha_3 \eta_t \right] \quad (9a)$$

$$= \Pr \left[c_t = 1 \mid \theta_t, e^{-\theta_t}, \psi_t, \omega_t, \alpha_3 \eta_t \right]^{c_t} \Pr \left[c_t = 0 \mid \theta_t, e^{-\theta_t}, \psi_t, \omega_t, \alpha_3 \eta_t \right]^{(1-c_t)}$$

où $f_x[x_t]$ indique la fonction de densité de la variable aléatoire x . Il est à noter que les probabilités d'observer $c_t = 1$ ou 0 sont conditionnées par les erreurs sur les autres équations du modèle. L'évaluation de la vraisemblance requiert une spécification sur la densité jointe (le premier terme dans la vraisemblance) aussi bien qu'une spécification sur la densité conditionnelle qui peut être utilisée pour calculer les probabilités conditionnelles qui augmentent le maintien de la vraisemblance. Compte tenu des hypothèses d'indépendance et de normalité, les densités jointe et conditionnelle peuvent être dérivées, sauf dans un cas de complication particulière. Il est à noter que l'approximation dans l'équation (2a) introduit un terme conduisant à l'expression $\theta + ce^{-\theta}$ dans la vraisemblance (où c est une constante). Malheureusement les travaux antérieurs se sont butés au fait que la transformation $y = \theta + ce^{-\theta}$ ne permet pas de trouver une solution explicite en terme de y . Ce qui a conduit à la dérivation de l'expression analytique de la fonction de densité de y .¹¹ A défaut de cette fonction de densité, on ne peut pas évaluer la vraisemblance. On considère une hypothèse simplificatrice telle que $\bar{R} = 0$, impliquant que les autorités défendront le régime des changes jusqu'à l'épuisement des réserves. Ce qui permet d'éliminer $e^{-\theta}$ dans la vraisemblance de (6a) permettant d'écrire :

¹¹ Melick W. (1996) a considéré une approximation des séries de Mac Laurin de la fonction y . Néanmoins, même une approximation d'ordre 3 n'apparaît pas très précis. Cependant l'écriture de y comme polynôme d'ordre 3 en θ conduit à des expressions très compliquées pour les densités conditionnelles jointes qui sont nécessaires pour évaluer la fonction de vraisemblance (équation (8a)).

$$L = \prod_{t=1}^T f_{\theta, \psi, \omega, \alpha_3 \eta}(\theta_t, \psi_t, \omega_t, \alpha_3 \eta_t) \cdot \Pr[c_t = 1 | \theta_t, \psi_t, \omega_t, \alpha_3 \eta_t]^{c_t} \cdot \Pr[c_t = 0 | \theta_t, \psi_t, \omega_t, \alpha_3 \eta_t]^{(1-c_t)} \quad (10a)$$

En évoquant l'indépendance de θ, ψ, ω et $\alpha_2 \eta$, le logarithme naturel (ou népérien) de la vraisemblance devient:

$$\ln L = \sum_{t=1}^T \ln f_{\theta}(\theta_t) + \ln f_{\psi}(\psi_t) + \ln f_{\omega}(\omega_t) + \ln f_{\alpha_3 \eta}(\alpha_3 \eta_t) + c_t \ln \Pr[c_t = 1 | \theta_t, \psi_t, \omega_t, \alpha_3 \eta_t] + (1 - c_t) \ln \Pr[c_t = 0 | \theta_t, \psi_t, \omega_t, \alpha_3 \eta_t] \quad (11a)$$

L'utilisation de la technique du changement de variable permet de calculer la densité conditionnelle de c_t (voir Annexe 5). Si on désigne par ϕ et Φ respectivement la fonction de densité de probabilité normale standard et la fonction de distribution cumulative et compte tenu des résultats de l'Annexe 3, le logarithme de la fonction de vraisemblance peut s'écrire :

$$\ln L = \sum_{t=1}^T \ln \left(\frac{1}{\sigma_{\theta}} \right) + \ln \phi \left(\frac{\theta_t}{\sigma_{\theta}} \right) + \ln \left(\frac{1}{\sigma_{\psi}} \right) + \ln \phi \left(\frac{\psi_t}{\sigma_{\psi}} \right) + \ln \left(\frac{1}{\sigma_{\omega}} \right) + \ln \phi \left(\frac{\omega_t}{\sigma_{\omega}} \right) + \ln \left(\frac{1}{\alpha_3 \sigma_{\eta}} \right) + \ln \phi \left(\frac{\eta_t}{\sigma_{\eta}} \right) + \ln \Phi \left[\left(\frac{\bar{s}_t - H_{t-1} - \lambda_2 \theta_t - \lambda_3 \psi_t - \lambda_4 \omega_t - \lambda_7 \eta_t}{\lambda_6 \sigma_{\varepsilon}} \right) (1 - 2c_t) \right] \quad (12a)$$

En substituant $\theta_t, \psi_t, \omega_t$ et η_t dans les équations (1), (2), (6), (7) et (9) de l'Annexe une vraisemblance en termes d'observables.

$$\ln L = \sum_{t=1}^T \ln(b_1) + \ln \phi(b_1(i_t^* + b_2 + b_3 i_{t-1}^*)) + \ln(b_4) + \ln \phi(b_4(m_t - q_t + b_5 + b_6 i_t + b_7 y_t + b_8 i_t^*)) + \ln \Phi[(b_9 + b_{10} \bar{s}_{t-1} + b_{11} d_t + b_{12} d_{t-1} + b_{13} i_t^* + b_{14} p_{t-1}^* + b_{15} \Delta p_t^* + b_{16} p_{t-1} + b_{17} s_{t-1} + b_{18}(m_t - q_t) + b_{19} i_t + b_{20} y_t)(1 - 2c_t)] + \ln(b_{21}) + \ln \phi(b_{21}(d_t + b_{22} - d_{t-1}))$$

$$+ \ln(b_{23}) + \ln \phi(b_{23}(\Delta p_t^* + b_{24} + b_{25} + b_{25}\Delta p_{t-1}^*)) \quad (13a)$$

où

$$\begin{aligned} b_1 &= \frac{1}{\sigma_\psi}, & b_2 &= -ki^*, & b_3 &= \chi - 1, & b_4 &= \frac{1}{\alpha_3 \sigma_\eta}, & b_5 &= -\alpha_0, \\ b_6 &= \alpha_1 - \alpha_3, & b_7 &= -\alpha_2, & b_8 &= -\alpha_3, & b_9 &= \frac{-\left(\lambda_0 - (1 + \lambda_2)\mu - \frac{\lambda_7 \alpha_0}{\alpha_3}\right)}{\lambda_6 \sigma_\varepsilon}, & b_{10} &= \frac{1}{\lambda_6 \sigma_\varepsilon}, \\ b_{11} &= \frac{-\lambda_2}{\lambda_6 \sigma_\varepsilon}, & b_{12} &= \frac{-(1 - \lambda_2)}{\lambda_6 \sigma_\varepsilon}, & b_{13} &= \frac{-(\lambda_3 - \lambda_7)}{\lambda_6 \sigma_\varepsilon}, & b_{14} &= \frac{1 + \lambda_6 \rho}{\lambda_6 \sigma_\varepsilon}, & b_{15} &= \frac{-\lambda_4}{\lambda_6 \sigma_\varepsilon}, \\ b_{16} &= \frac{-\lambda_2}{\lambda_6 \sigma_\varepsilon}, & b_{17} &= \frac{\lambda_6 \rho}{\lambda_6 \sigma_\varepsilon}, & b_{18} &= \frac{-\lambda_7 / \alpha_3}{\lambda_6 \sigma_\varepsilon}, & b_{19} &= \frac{-\lambda_7 (\alpha_1 + \alpha_3) / \alpha_3}{\lambda_6 \sigma_\varepsilon}, & b_{20} &= \frac{\lambda_7 \alpha_2 / \alpha_3}{\lambda_6 \sigma_\varepsilon}, \\ b_{21} &= \frac{1}{\sigma_\theta}, & b_{22} &= -\mu, & b_{23} &= \frac{1}{\sigma_\omega}, & b_{24} &= -\tau \pi^*, & b_{25} &= \tau - 1 \end{aligned} \quad (14a)$$

Pour les besoins d'estimation, on peut subdiviser la fonction *Log* vraisemblance en cinq morceaux : quatre estimations par les moindres carrés ordinaires correspondant à l'équation (7), une combinaison des équations (1) et (2) et les équations (6) et (9) (de l'Annexe 3). Et une estimation probit. Ces morceaux peuvent être estimés indépendamment des restrictions suivantes sur les paramètres.

$$\begin{aligned} b_{12} &= -(b_{10} + b_{11}), & b_{16} &= b_{10} - b_{14}, & b_{17} &= -b_{16}, \\ b_{18} &= \frac{b_{12}(1 + b_6(1 + b_3))}{b_8(1 - (1 + b_6))}, & b_{19} &= b_{18} \cdot b_6, & b_{20} &= b_{18} \cdot b_7, \end{aligned} \quad (15a)$$

Ces restrictions permettent de maximiser conjointement la vraisemblance.

L'application de ce modèle aux données de la crise de Mexico de 1994 n'a pas donné des résultats consistants. La non robustesse des tests sur les paramètres, peut s'expliquer par la

nature de la fonction utilisée (la fonction de vraisemblance) qui nécessite des hypothèses et des faits stylisés simples pour obtenir des bons résultats.

Ainsi, ce modèle a le mérite de permettre une estimation des paramètres des principales variables, en l'occurrence monétaires, pour prévoir une attaque spéculative conduisant à une crise de change. Ce modèle peut donc représenter les différents modèles de détermination monétaire du taux de change au cours d'une crise de change, en particulier le modèle de balance des paiements. Ce qui nous conduit à des formes opérationnelles des modèles réduits par les estimations économétriques.

2.2. Les modèles réduits

La méthode la plus couramment utilisée pour saisir les phénomènes de crise de change est le modèle logit et ses dérivées (logit niché ou nested logit), mais aussi le modèle probit (Frankel et Rose, 1996) pour déterminer la probabilité d'apparition de la crise. La forme fonctionnelle du modèle logit est: $y_t = \frac{\exp Z}{1 + \exp Z}$ (voir Annexes 2 pour la justification du logit).

Les auteurs (Flood et Hodrick (1986), Flood et Garber (1984), Goldberg (1991), Sachs Tornel et Velasco (1996), Weber A.(1998), Cartapanis A. et al. (2002)) des travaux sur les crises de change partent des modèles monétaires pour déterminer le taux change qui fait l'objet d'attaque spéculative. Dans le cas des modèles réduits, on n'ignore pas tout à fait la théorie monétaire, mais on a quand même tendance à privilégier une spécification prenant en compte un maximum de variables. Il s'agit dans ces cas de modèles paramétriques. Les modèles non paramétriques sont essentiellement basés sur les travaux de Kaminsky, Lizondo et Reinhart (1998) qui ont adopté une approche par les signaux.

Sachs, Tornel et Velasco (STV, 1996)¹² ont construit un indice de taux change pour expliquer le phénomène de la crise Tequila. Ils ont défini un indice de crise (*IND*) comme la somme pondérée de la décroissance en pourcentage des réserves et de la dépréciation en pourcentage

¹² Voir Berg A. et Cathérine P. (1999) "Are currency crises predictable? A test" IMF Staff papers.

du taux de change, de Novembre 1994 à Avril 1995. Ils soutiennent que les pays subissent d'attaques plus sévères lorsque leur système bancaire est fragile (approximé par une variable de boom de prêts (*LB*) mesurant la croissance du crédit au secteur privé de 1990 à 1994) et lorsque le taux de change était surévalué (mesuré comme un degré de dépréciation de 1986-89 à 1990-94 (*RER*)). De plus, ils constatent que ces facteurs constituent un problème uniquement pour les pays ayant un niveau de réserves faible (*DLR*), mesuré par la détention d'un ratio de réserves/*M2* situé dans le plus bas quartile, et "des fondamentaux faibles"

(*DWF*) signifiant avoir le *RER* dans les trois quartiles les plus bas, ou avoir *LB* dans les trois quartiles les plus élevés.

Ainsi, ils ont estimé une équation en panel sur les *i* pays de leur échantillon, de la forme:

$$\begin{aligned}
 IND_i = & \beta_1 + \beta_2 RER_i + \beta_3 LB_i + \beta_4 RER_i \times DLR_i + \beta_5 LB_i \times DLR_i \\
 & + \beta_6 RER_i \times DWF_i + \beta_7 LB_i \times DWF_i + \varepsilon_i
 \end{aligned} \tag{14}$$

Les résultats obtenus par STV (1996) indiquent d'une part que l'effet de *RER* est significativement négatif pour les pays ayant un faible niveau de réserves et des fondamentaux dégradés (la somme estimée de $\beta_2 + \beta_4 + \beta_6$ est négative), et l'effet de *LB* est significativement positif pour ces mêmes pays (la somme estimée de $\beta_3 + \beta_5 + \beta_7$ est positive). Ils ont considéré le R^2 le plus élevé de la régression (0,69) pour indiquer que le modèle explique bien le scénario de la contagion.

On peut tirer quelques enseignements sur la base des différents travaux empiriques qui ont été réalisés dans la lignée de Kaminsky, Lizondo et Reinhart. Ainsi un système effectif d'alerte¹³ doit prendre en compte une large variété d'indicateurs en ce sens qu'une crise de change paraît généralement être précédée par des problèmes économiques, financiers et souvent politiques. Les variables qui sont utiles pour un modèle de crise de change, donc généralement statistiquement significatives sont les réserves internationales, le taux de change réel, la croissance du crédit, le crédit au secteur public et l'inflation domestique d'une part et des variables non moins importantes à savoir le solde de la balance commerciale, les exportations, la croissance monétaire, $M2$ /réserves internationales, le taux de croissance du PIB, et le déficit fiscal. Cependant, on peut noter contrairement aux attentes que le compte courant n'est pas soutenu statistiquement en tant que variable significative, nécessaire pour un modèle de crise de change. En ce qui concerne les variables politiques, institutionnelles et financières (crises bancaires), si leur capacité prédictive d'une crise de change reste reconnue, seule une étude selon le cas pourrait permettre de trancher. Le phénomène auto-réalisateur des crises de change est difficilement soumis aux études empiriques, donc reste encore du ressort du débat théorique.

Cartapanis A., Dropsy V. et Mametz S. (1998)¹⁴, ont construit une version modifiée des indices de Sachs et al. (1996a) d'une part et Goldfajn I. et Valdes R. (1997) d'autre part, et qui fera l'objet d'estimations économétriques de leur part, à partir du modèle logit. L'application de ce modèle à des données sur les pays émergents d'Amérique latine et d'Asie, à partir des deux indices définis de crise de vulnérabilité et soutenabilité, a permis de tirer la conclusion suivante: pour l'échantillon considéré trois variables s'avèrent être statistiquement significatives à savoir "la surévaluation du taux de change", l'écart du solde des paiements courants vis-à-vis d'un niveau soutenable" et "un choc externe sous la forme d'une hausse significative des taux d'intérêt américains". Donc contrairement aux résultats de l'analyse de

¹³ Voir tableau de l'Annexe 5 donnant le récapitulatif réalisé par Kaminsky, Lizondo et Reinhart (1998) sur les résultats des différentes études empiriques qui ont été réalisées, concernant la significativité des variables.

¹⁴ "Vulnérabilité des pays émergents à une crise de change. Analyse des économies asiatiques et latino-américaines (1970-1997) et extension au cas de la République tchèque en 1997". Communication. Voir Appendice.

Kaminsky, Lizondo et Reinhart (1998), une variable à savoir le solde du compte courant apparaît significatif dans l'étude de Cartapanis A. et al. (2002). Ce qui vient appuyer la thèse selon laquelle chaque crise de change devrait avoir sa spécificité par delà les points communs eu égard au contexte dans lequel il survient. Cela dit, examinons le modèle monétaire.

3. Méthodologie économétrique

3.1 Le modèle linéaire général et spécifications temporelles

Les spécifications temporelles déterminent les équations qui feront l'objet d'estimation dans les chapitres empiriques.

- a) La première spécification régresse la variable endogène par rapport aux variables explicatives sans décalage temporel:

$$y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_i x_{it} + \varepsilon_t, \quad (a)$$

ε_t désigne la perturbation aléatoire avec les hypothèses traditionnelles i.e. $\varepsilon_t \sim i.i.d.$

- b) La deuxième spécification pose une équation dans laquelle la variable expliquée par des variables exogènes qui sont retardées d'une période.

$$y_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^n \beta_i x_{it-1} + \xi_t, \quad \text{avec } \xi_t \sim i.i.d. \quad (b)$$

- c) La troisième spécification nous conduit à optimiser les paramètres de la qualité d'ajustement de la régression (t de student ou p-value, R^2) en tenant compte du temps. En effet, cette spécification nous permet d'indiquer la période de signification pour chaque

variable de même que le plus fort coefficient de détermination (R^2) de McFadden qui remplace dans le cas des spécifications logit et probit le R^2 traditionnel. La forme générale de cette spécification est la suivante:

$$y_t = \gamma_0 + \sum_{i=1}^n x_{it-j} + \mu_t, \quad j = 0,1,2,\dots, t = 1,2,\dots,T, \text{ avec } \mu_t \sim i.i.d. \quad (c)$$

L'avantage de la troisième méthode est de permettre la détermination de la période de signal pré-crise (ici le nombre de mois) avant le déclenchement de la crise de change à partir de l'indice binaire de crise ou de l'indice de crise. Nous avons donc trois cas d'équations prenant en compte les différentes variables dont les données sont disponibles.

3.2 Les modèles de choix discrets: les modèles logit et probit

Ces modèles sont en fait des modèles de réponses qualitatives à des situations de choix discrets. Par exemple si y prend uniquement deux valeurs: $y = 0$ et $y = 1$, alors la distribution conditionnelle de y étant donnée x est modélisée comme suit:

$$P[y = 1|x] = F(x'\beta) \quad (iv)$$

où F est une fonction de distribution. Si la composante β_i de β est positive, alors la variable correspondante x_i de x a un effet positif sur $P[y = 1|x]$ et donc :

$$\frac{\partial P[y = 1|x]}{\partial x_i} = F'(x'\beta) * \beta_i = f(x'\beta) * \beta_i > 0 \quad (v)$$

Si y prend la valeur 1 en un nombre fini k sans considération d'ordre, i.e.

$P[y \in \{0,1,2,\dots,k\}] = 1$, la formulation du logit multinomial est plus appropriée:

$$P[y = 0|x] = \frac{1}{1 + \exp(x'\beta_1) + \exp(x'\beta_2) + \dots + \exp(x'\beta_k)}$$

$$P[y = 1|x] = \frac{\exp(x'\beta_n)}{1 + \exp(x'\beta_1) + \exp(x'\beta_2) + \dots + \exp(x'\beta_k)}, \quad n = 0, 1, 2, \dots, k$$

En posant:

$$u = (x'\beta),$$

on a alors deux fonctions de distribution F : la spécification logit est donnée par:

$$F(u) = \frac{1}{1 + \exp(-u)} \quad (\text{vi})$$

et le probit est donné par:

$$F(u) = \int_{-\infty}^u \frac{\exp(-z^2/2)}{\sqrt{2\pi}} dz \quad (\text{vii})$$

A partir de l'équation suivante:

$$y_i = x_i'\beta + \varepsilon_i \quad (\text{viii})$$

On a les propriétés suivantes dans le cadre des fonctions binaires:

- a) la valeur de la fonction de densité de probabilité $f(x_i'\beta)$ est toujours positive, le signe de β_k indique la direction de la relation entre la variable explicative et la probabilité P_i . Si $\beta_k > 0$, alors une augmentation de x_{ik} augmente la probabilité que $y_i = 1$ (i.e. qu'il y ait crise de change); et si $\beta_k < 0$ une augmentation de x_{ik} réduit la probabilité que $y_i = 1$.

b) La magnitude (l'ampleur) de la variation de la probabilité, étant donnée une variation de x_{ik} , est déterminée par la magnitude de β_k et la magnitude de $f(x'_i\beta)$.

On a les propriétés suivantes concernant les deux modèles.

3.2.1. Le modèle probit

Le modèle probit (comme le modèle logit) est une des spécifications qui réalise l'objectif de maintenir la fonction cumulative de la distribution de probabilité linéaire de l'indice ($I_i = x'_i\beta$) entre 0 et 1 et conduisant à une relation monotonique entre l'indice I_i et P_i (probabilité de choix). Le choix de probabilité P_i du modèle probit est spécifié comme suit:

$P_i = F(I_i) = F(\beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \beta_2 x_{i2} + \dots + \beta_k x_{ik}) = F(x'_i\beta)$ où $F(I_i)$ est la fonction de distribution cumulative de la variable aléatoire normale standard $N(0,1)$ évaluée au point I_i .

La fonction cumulative est donnée par:

$$P_i = F(I_i) = P[z \leq I_i] = \int_{-\infty}^{+\infty} (2\pi)^{-\frac{1}{2}} e^{-\frac{z^2}{2}} dz \quad (\text{ix})$$

où z est une variable aléatoire normale standard.

Avec le modèle de probabilité linéaire la probabilité de choix est:

$$P_i = x'_i\beta = \beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \dots + \beta_k x_{ik} \text{ et on a } \frac{\partial P_i}{\partial x_{ik}} = \beta_k \text{ avec l'inconvénient que } P_i \text{ peut sortir}$$

de l'intervalle $[0,1]$.

Le modèle probit spécifie la probabilité de choix comme:

$$P_i = F(x'_i\beta) = P[z \leq x'_i\beta]$$

où $F(\cdot)$ est la fonction de distribution cumulative normale standard, et $I_i = x'_i\beta$ est un

indice. Pour le modèle probit: $\frac{\partial P_i}{\partial x_{ik}} = f(x'_i\beta) * \beta_k$

où $f(x'_i\beta)$ est la fonction de densité de probabilité normale standard.

3.2.2. Le modèle logit

Le modèle probit comme le modèle logit sont des modèles statistiques utilisés pour les modèles de choix binaires ou discrets. Le modèle logit diffère du probit principalement sur la fonction de distribution cumulative utilisée pour définir les probabilités de choix. Pour le modèle logit les probabilités de choix sont données par:

$P_i = F(x_i'\beta) = F(I_i)$ où $F(\cdot)$ est la distribution cumulative d'une variable aléatoire et donnée par:

$$P_i = F(x_i'\beta) = \frac{1}{1 + \exp(-x_i'\beta)} = 1 - F(-x_i'\beta) \quad (x)$$

En comparant les deux modèles, équations (vi) et (vii), on note que la fonction de distribution cumulative du modèle logit n'a pas une forme intégrale, ce qui la rend quelque peu plus facile à manier. D'autre part, les fonctions de probabilité utilisées pour les modèles probit et logit sont respectivement la loi normale standard et la distribution logistique. Néanmoins, la distribution normale cumulative et la distribution logistique sont très proches l'une de l'autre. Une règle de conversion entre les paramètres estimés du modèle de probabilité linéaire (LP), du probit et du logit, a été proposée par Amemiya (1981) :

$$\hat{\beta}_{\text{logit}} \approx 1,6\hat{\beta}_{\text{probit}},$$
$$\hat{\beta}_{LP} \approx 0,4\hat{\beta}_{\text{probit}},$$

sans le terme constant pour lequel on a la relation suivante :

$$\hat{\beta}_{LP} \approx 0,4\hat{\beta}_{\text{probit}} + 0,5$$

L'estimation par le Maximum de vraisemblance du modèle logit s'obtient exactement de la même façon que le modèle probit et celui de probabilité linéaire. En considérant un

échantillon aléatoire de N individus, la fonction de vraisemblance pour ces trois modèles s'écrit comme suit:

$$l(\beta) = \prod_{i=1}^T [F(x'_i\beta)]^{y_i} [1-F(x'_i\beta)]^{1-y_i} = L \quad (\text{xi})$$

En différenciant le logarithme de la fonction de vraisemblance, on a le vecteur des dérivées premières et la matrice des dérivées du second ordre comme suit :

$$\frac{\partial \text{Log}L}{\partial \beta} = \sum_{i=1}^N \frac{y_i - (x'_i\beta)}{F(x'_i\beta)[1-F(x'_i\beta)]} F'(x'_i\beta)x_i \quad (\text{xii})$$

et

$$\begin{aligned} \frac{\partial^2 \text{Log}L}{\partial \beta \partial \beta'} = & \left\{ - \sum_{i=1}^N \left[\frac{y_i}{F'^2(x'_i\beta)} + \frac{1-y_i}{[1-F(x'_i\beta)]^2} \right] [F'(x'_i\beta)]^2 \right. \\ & \left. + \sum_{i=1}^N \left[\frac{y_i - F(x'_i\beta)}{F(x'_i\beta)[1-F(x'_i\beta)]} F''(x'_i\beta) \right] \right\} x_i x'_i \end{aligned} \quad (\text{xiii})$$

où $F'(x'_i\beta)$ et $F''(x'_i\beta)$ désignent les dérivées premières et secondes de $F(x'_i\beta)$ par rapport à $x'_i\beta$. Si la fonction de vraisemblance (xi) est concave, on peut utiliser soit la méthode de Newton–Raphson, soit deux de ses variantes telles que la méthode quadratique de Goldfeld-Quandt, ou celle Gauss-Newton par Berndt, Hall, Hall, et Hausman (BHHH) pour trouver l'estimateur du maximum de vraisemblance de β , où $\hat{\beta}^{(j)}$ désigne la $j^{\text{ième}}$ solution itérative:

$$\hat{\beta}^{(j)} = \hat{\beta}^{(j-1)} - \left[E \frac{\partial^2 \text{Log}L}{\partial \beta \partial \beta'} \right]_{\beta=\hat{\beta}^{(j-1)}}^{-1} \left(\frac{\partial \text{Log}L}{\partial \beta} \right)_{\beta=\hat{\beta}^{(j-1)}} \quad (\text{xiv})$$

3.3 L'analyse en données de panel

Plusieurs modèles sont développés particulièrement des modèles statiques, qui sur l'analyse des données transversales ignorent les différences individuelles et traitent l'agrégat de l'effet individuel et l'effet des variables omises comme un événement de pure chance (HSIAO C. 1986). Les données de panel, à travers l'information sur les dynamiques intertemporelles des groupes d'individus, offre une possibilité distincte de séparer un modèle de comportement individuel du comportement moyen d'un groupe d'individus.

Pour simplifier, on suppose que l'hétérogénéité à travers les pays (ou unités transversales) ne varie pas avec le temps, et ces effets spécifiques individuels sont capturés en décomposant le terme ε_{it} en $\alpha_i + u_{it}$. Lorsque α_i est considéré comme fixe, alors: $Var(\varepsilon_{it} | \alpha_i) = Var(u_{it}) = \sigma_u^2$. Lorsque α_i est traité comme aléatoire, on suppose que: $E\alpha_i = Eu_{it} = 0$, et $Var(\varepsilon_{it}) = \sigma_u^2 + \sigma_\alpha^2$.

Cependant lorsque les variables dépendantes sont binaires, le facteur d'échelle n'est pas identifiable. Donc, pour simplifier, on normalise la variance u , σ_u^2 égale à 1. L'existence de telles composantes permanentes inobservées, permet aux individus qui sont homogènes en termes de leurs caractéristiques observées, à être hétérogènes en probabilités de réponse, $F(x'_{it}\beta + \alpha_i)$. Les modèles d'estimation sont alors ceux à effets fixes ou aléatoires.

L'estimateur du maximum de vraisemblance (EMV), de l'effet spécifique individuel α_i est supposé fixe, alors tous les paramètres α_i et β sont des paramètres inconnus à estimer pour le modèle: $Prob(y_{it} = 1) = F(x'_{it}\beta + \alpha_i)$. Lorsque T tend vers l'infini, l'EMV est consistant. Toutefois, avec un nombre limité d'observations, il apparaît un problème de paramètre incident (Neyman et Scott, 1948), qui rend toute estimation de α_i moins significative par rapport aux estimateurs de large échantillon (T grand). On est donc amené à se concentrer sur l'estimation de paramètres communs β . Malheureusement, contrairement au cas de la régression linéaire, les EMV pour les paramètres α_i et β ne sont pas indépendants l'un de l'autre pour les modèles de choix discrets. Lorsque T est fixe, l'inconsistance de $\hat{\alpha}_i$ est transmise à l'estimateur de β . D'où même si N tend vers l'infini, l'EMV de β demeure

inconsistant. Neyman et Scott (1948) ont suggéré un principe permettant de trouver un estimateur consistant du paramètre structurel β en présence de paramètre incidentel α_i . Cependant on aboutit à la conclusion que, pour les effets fixes, seul le modèle logit peut conduire à un estimateur consistant de β , ce qui fait que dans le cas d'un modèle multivarié, le logit et le probit fourniront des résultats très différents. On peut utiliser les modèles à effets aléatoires pour corriger ces défauts, mais ces modèles nécessitent des hypothèses fortes et une démarche plus complexe.

Ce qui nous amène à faire le choix d'estimation logit et probit pays par pays pour chaque échantillon, en utilisant l'indice binaire de crise (*ibc*) comme variable exogène, dans les Chapitres 3 et 4. Tandis qu'une analyse en données de panel est possible (objet du Chapitre 5) avec les mêmes équations structurelles, mais avec l'indice de crise (*indc*) qui est une variable continue, et qui a servi à déterminer l'indice binaire de crise.

Conclusion du Chapitre 2

L'objectif de ce Chapitre est d'isoler les variables qui affectent l'indice de crise d'une part et les méthodes économétriques d'estimation des paramètres d'autre part. Le tableau 2.1 nous a permis de décrire les variables macroéconomiques qui expliquent les crises de change, de même que les signes des paramètres estimés. L'explication théorique des crises de change a été faite à travers 3 les trois générations de modèles, dont le point commun est la référence aux variables macroéconomiques détériorées pour expliquer l'avènement des crises de change. La formalisation théorique qui conduit aux simulations, n'a pas été développée ici, car le choix est porté sur les estimations économétriques.

Nous avons vu les différentes variables utilisées au cours des études précédentes, qui ont permis de déterminer les périodes de pré-crise (Kaminsky G. et al. 1998).

D'un point de vue théorique et souvent par des travaux empiriques, le rapport a été établi entre les indices de crise, les indicateurs macroéconomiques et les différentes générations de modèles qui ont tenté d'expliquer les phénomènes des crises de change. Ces différents modèles vus supra nous permettrons de construire des modèles adaptables aux monnaies d'un échantillon de pays africains (Afrique du Sud, Nigeria, Union Economique et Monétaire de l'Ouest Africain (UEMOA), Communauté Economique et Monétaire de l'Afrique Centrale (CEMAC)), et d'un échantillon de quelques pays émergents de l'Amérique latine (Argentine, Brésil, Mexique) et d'Asie (Malaisie, Thaïlande). Notre modèle réduit prend en compte les principaux indicateurs macroéconomiques dont les données mensuelles sont disponibles.

La comparaison entre le modèle monétaire et le modèle réduit nous permet de dire que le modèle réduit permet d'adapter les équations aux données des pays des deux échantillons, alors que le modèle monétaire n'a pas permis d'obtenir des résultats informatifs et significatifs sur la crise mexicaine de 1994. Le modèle réduit permet donc de construire des équations plus flexibles à la disponibilité des données, et offre aussi la possibilité de réaliser des analyses multiformes et multivariées. Cependant, le modèle réduit ne limite pas le nombre de variables à inclure dans la régression, ce qui ne permet de faire que des analyses toutes choses égales par ailleurs.

Nous avons aussi spécifié les équations temporelles dans leur forme générale qui feront l'objet d'estimation par le logit et le probit avec l'indice binaire de crise (ibc) comme variable endogène, et par la méthode des moindres carrés ordinaires et généralisés pour les estimations respectivement pays par pays, et en données de panel, avec l'indice de crise (indc) comme variable endogène. Ce qui permet d'étudier les comportements des variables des différents pays à travers les équations non retardées, les équations retardées d'une période et les équations à retards optimisés. Ce dernier cas nous permet de déterminer les périodes de pré-crise étudiées par Kaminsky G. et al. (1998).

Par ailleurs la comparaison des résultats des différentes spécifications, permet d'identifier les variables statistiquement significatives de façon constante, et de déterminer l'adéquation des modèles. Les Chapitres 3 et 4 verront l'application des modèles logit et probit à l'indice binaire, et le Chapitre 5 sera consacré à l'analyse par les MCO, et une analyse en panel par les MCG.

Chapitre 3

Etudes empiriques sur l'Echantillon des pays africains

Les Chapitres 1 et 2 ont permis de présenter les causes et les caractéristiques des crises de change, de même que les indices de mesure de la pression spéculative sur le taux de change. L'application des deux indices (*indc* et *idc*) sur les données des pays des deux échantillons a permis de retenir l'indice *indc* (Cartapanis A. et al. 2002), compte tenu de sa précision dans la détermination des crises de change. Ainsi, après avoir déterminé les indices et les variables macroéconomiques qui expliquent les crises de change, nous procédons à une analyse empirique des relations entre indice de crise qui est la variable expliquée, et les indicateurs macroéconomiques qui constituent les variables exogènes.

Ce Chapitre 3 constitue donc les premières applications du soubassement théorique développé au Chapitres 1 et 2. Dans ce Chapitre nous allons appliquer les modèles logit et probit à l'échantillon des pays africains (Afrique du sud, Nigeria, et les deux zones Franc CFA, UEMOA et CEMAC). Les équations utilisées sont celles sans retard, celles avec une période de retard dont les résultats se trouvent en Annexes, et les équations à retards optimisés.

Avant de présenter les résultats des estimations économétriques, nous allons décrire les caractéristiques de l'échantillon à travers d'une part la périodicité, la disponibilité et l'origine des données: elles sont à périodicité mensuelle et proviennent de la base de données Datastream, d'autre part le niveau d'intégration des variables macroéconomiques, ce qui

permet de stationnariser les variables qui sont intégrées par rapport à leur niveau d'intégration, dans le but d'obtenir des inférences correctes au cours des estimations économétriques. Le tableau 3.1 présente les variables par pays avec la précision de la disponibilité ou non des données. Le tableau 3.2 décrit le niveau d'intégration des variables déterminé par les tests de racine unitaire ADF et Phillips- Perron. Les variables intégrées sont donc stationnalisées, ce qui permet d'écrire les équations structurelles pays par pays avec les 3 niveaux de spécifications temporelles soulignées plus haut, et qui sont estimées par le logit et le probit, utilisant l'indice binaire de crise (*ibc*) comme variable endogène. Cet indice binaire est déterminé à partir de l'indice (*indc*), qui prend la valeur 1 en cas de crise, et 0 sinon. Ces estimations économétriques pays par pays, permettent d'étudier les résultats pour chaque pays. Après l'analyse des résultats notamment par rapport à la qualité d'ajustement, nous allons examiner la significativité statistique des variables à travers une étude qualitative par les signes, pour compléter l'analyse des résultats des coefficients estimés. Nous complétons l'analyse par des graphiques des probabilités calculées qui permettent de voir les crises qui sont effectivement prédites par les estimations et par les spécifications temporelles.

Par ailleurs, la méthode d'optimisation des retards, permet de déterminer les retards de pré-crise pour chaque variable et par pays. Ce qui permet d'effectuer un classement des variables comme des variables de court ou moyen termes. Un tableau récapitulatif des résultats de la méthode d'optimisation des retards permet de calculer un retard moyen par variable et par échantillon. Ce retard moyen de pré-crise détermine le temps moyen ou le délai qui peut s'écouler avant qu'une crise de change ne se déclenche après une détérioration de la variable atteignant un seuil critique qui rend la crise inéluctable.

I. Caractéristiques de l'Echantillon

Dans ce qui suit, nous allons voir les sources constituant la base de données et la disponibilité des données sur les variables d'une part, avant de présenter les résultats des tests de racine unitaire sur les différentes variables dont les données sont disponibles d'autre part. Ce qui permet de stationnariser les variables intégrées (à l'ordre d'intégration), en vue d'obtenir des inférences correctes et de réduire l'influence des fortes corrélations entre certaines variables macroéconomiques.

1. Disponibilité et origine des données

Les variables sont des séries chronologiques mensuelles (1970-2002) provenant de la base de données Datastream. La périodicité (mensuelle) des données constitue un avantage en ce sens qu'elle permet une étude plus précise des événements intervenus au cours d'une année donnée. Toutefois cette périodicité limite la disponibilité des données sur les variables à étudier. Par exemple il manque des données mensuelles sur le PIB des pays étudiés et par conséquent le taux de croissance économique mensuel de ces pays. Pour les pays de la Zone franc il manque aussi des données mensuelles sur le solde budgétaire, le solde du compte courant et sur la dette extérieure. Cette dernière variable a été remplacée par la position de ces pays au FMI, dont la détérioration indique une crise de la dette extérieure. Concernant le Nigeria il manque des données mensuelles sur la variable solde budgétaire. On peut aussi déplorer l'absence de données mensuelles sur l'épargne domestique des pays étudiés. En revanche, on peut noter l'introduction de la variable dette des banques commerciales libellées en monnaie de réserve qui permettra d'étudier la causalité entre crise de change et crise bancaire.

Cependant l'ensemble des variables disponibles constitue l'essentiel des fondamentaux macroéconomiques qui soutiennent les monnaies des pays ou des zones étudiés. On peut noter que les études réalisées sur les crises de change dans les économies émergentes d'Amérique latine et d'Asie ont aussi rencontré les problèmes de disponibilité de données (surtout mensuelles) sur la totalité des variables macroéconomiques d'appréciation.

Dans cette étude nous introduirons deux types de variables macroéconomiques (ou indicateurs) dont les dégradations individuelles, partielles ou simultanées contribuent à déclencher une crise de change : les variables "domestiques" (crédit intérieur, demande de monnaie, importations) qui induisent des chocs internes et les variables "extérieures" (exportations, prix réel du pétrole, taux d'intérêt international réel, dette extérieure) qui déterminent des chocs extérieurs. Ces variables constituent les éléments d'appréciation pour les spéculateurs qui déclenchent les attaques spéculatives pour se mettre à l'abri du risque de change ou pour des motifs de gain hypothétique.

La Source des données (à périodicité mensuelle) des variables macroéconomiques est Datastream, comme dans le cas de l'échantillon sur les pays africains. Le Tableau 3.1 suivant donne une description de la disponibilité des données par pays et selon les différentes variables.

Au niveau de chaque variable, est indiqué entre parenthèses le nom de la variable au cours des estimations économétriques. Au cours des formulations, si une variable est précédée par d (dans les équations structurelles), cela signifie la différence que nous considérons la différence première de la variable (pour la rendre stationnaire suite à la détection de la présence de racine unitaire).

Il apparaît que les données sur les variables économiques dette extérieure et solde budgétaire ne sont disponibles que pour l'Afrique du sud, selon la source Datastream. Les données sur le solde du compte courant ne sont pas disponibles que pour les zones CEMAC et UEMOA. Ce qui nous permet de spécifier les équations selon les pays, et qui feront l'objet d'estimations économétriques.

Tableau 3.1: Données mensuelles disponibles par variables et par pays (échantillon africain)

Variables	Afrique du sud	Nigeria	UEMOA	CEMAC
Crédit intérieur	d.	d.	d.	d.
Dettes des banques privées	d.	d.	d.	d.
Dettes extérieures	d.	n.d.	n.d.	n.d.
Masse monétaire (M2)	d.	d.	d.	d.
Exportations	d.	d.	d.	d.
Importations	d.	d.	d.	d.
Position au FMI	d.	d.	d.	d.
Prix réel du pétrole	d.	d.	d.	d.
Réserves internationales	d.	d.	d.	d.
Solde budgétaire	d.	n.d.	n.d.	n.d.
Solde du compte courant	d.	d.	n. d.	n.d.
Taux de change réel	d.	d.	d.	d.
Taux d'int. réel internat.	d.	d.	d.	d.

d. : données disponibles

n.d. données non disponibles

2. Niveau d'intégration des variables: tests de racine unitaire¹⁵

Les tests permettent de déterminer le niveau d'intégration des variables pour les stationnariser avant les régressions, car les séries qui ne sont pas stationnaires (une marche au hasard avec dérive) ont un comportement explosif qui n'a pas beaucoup de sens en Economie. Les principaux tests utilisés sont celui de Dickey et Fuller augmenté (ADF) et celui de Phillips et Perron (PP). Ils consistent d'une part à estimer le modèle autorégressif suivant:

$$\Delta x_t = \phi + (\beta - 1)x_{t-1} + \psi_t \quad (1)$$

et d'autre part à tester l'hypothèse nulle contre l'hypothèse alternative suivante:

$$H_0 : \beta = 1 \quad \text{vs} \quad H_1 : \beta < 1 \quad (2)$$

β est estimé par b à l'aide des moindres carrés ordinaires.

Les statistiques ADF et PP sont calculés à partir du ratio $z = (b - 1) / \sigma_b$, où σ_b désigne l'écart-type de b . Le test ADF utilise quatre retards de la variable dépendante comme régresseurs, tandis que le test PP prend en compte quatre retards du résidu de la régression. Ces retards peuvent être modifiés à volonté. De faibles valeurs de z confirment ou soutiennent l'hypothèse nulle H_0 .

La réalisation des deux tests permet donc de détecter les variables intégrées ainsi que le niveau d'intégration. On peut s'attendre à des résultats contradictoires si on considère les résultats des deux tests (ADF et PP) sur une même variable à différents seuils (1%, 5% et 10%). Toutefois, en considérant un seuil conventionnel de 5%, les résultats sont concordants.

Tableau 3.2 : Niveau d'intégration des variables des différents pays

	Afrique du Sud	Nigeria	UEMOA	CEMAC
Crédit intérieur	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)
Dette des banques privées	I(1)	I(0)	I(1)	I(1)
Dette extérieure	I(0)	-	-	-
Exportations	I(0)	I(0)	I(0)***	I(1)
Importations	I(0)*	I(1)**	I(1)	I(1)
Masse monétaire (M2)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)
Position au FMI	I(0)*	I(1)	I(1)	I(1)
Prix réel du pétrole	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)
Solde budgétaire	I(0)	-	-	-
Solde du compte courant	I(0)	I(1)	-	-
Taux d'intérêt réel intern.	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)
Réserves internationales	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)
Taux de change réel	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)

¹⁵ Voir Annexes pour plus de précision

Le tableau 3.2 récapitulatif ci-dessus montre que certaines variables se comportent différemment selon l'économie ou la zone considérée.

* Concernant les variables Importations et Position au FMI de l'Afrique du sud, les tests ADF et PP à niveau acceptent H_0 à 1% mais la rejettent à 5% et à 10%. Le test sur la différence première rejette H_0 . En considérant un seuil de référence de 5%, on peut donc dire que cette variable n'est pas intégrée (variable à niveau).

** Pour la variable Importations du Nigeria, le test ADF accepte l'hypothèse nulle H_0 pour la variable à niveau tandis que le test PP entraîne un rejet formel de H_0 . Le test ADF sur la différence première conduit au rejet de l'hypothèse nulle. Ce qui implique une intégration à l'ordre un ($I(1)$) de la variable (im) contrairement au test PP qui indique une absence de racine unitaire.

*** La variable exportations de la zone UEMOA, a un comportement quelque peu atypique suivant les différents tests. Le test ADF conduit à l'acceptation de l'hypothèse nulle pour la variable à niveau au seuil de 1%, mais la rejette à 5% et 10%. Pour la différence première le test ADF rejette l'hypothèse nulle. Concernant le test PP, on a un rejet de l'hypothèse nulle déjà pour la variable à niveau. De ce fait ces différents tests semblent soulever une contradiction qui peut être atténuée par le fait que le test ADF rejette aussi l'hypothèse nulle aux seuils de 5% et 10% pour la variable à niveau. Ce qui n'est pas suffisant pour conclure à l'existence de racine unitaire, même si on ne peut exclure formellement une existence même partielle d'intégration.

Dans la partie estimation, les variables intégrées à un certain ordre sont stationarisées en prenant la différence de l'ordre d'intégration. Dans le Tableau 3.2 ci-dessus les variables intégrées à l'ordre 1 sont stationarisées en faisant la différence première, symbolisée par d .

Ce qui permet de poser précisément les équations qui feront l'objet des estimations économétriques pour les différents pays ou zones monétaires.

3. Spécifications économétriques générales

On peut formuler les équations de séries chronologiques qui feront l'objet d'estimation de manière suivante:

$$Y_t = X_t' \beta + e_t, \quad t=1, \dots, T \quad (3)$$

t désigne le mois conformément à nos données,

X_t' est un vecteur ligne de variables indépendantes,

β est un vecteur colonne représentant les paramètres (ou coefficients) qui feront l'objet d'estimations économétriques,

e_t est le vecteur colonne de aléas (des inobservables), il est supposé être indépendant et identiquement distribué, de distribution normale centrée et de variance constante, autrement dit de moyenne nulle et de variance σ^2 ($e_t \rightarrow i.i.d. \sim N(0, \sigma^2)$).

La stationarisation des variables exogènes permettra d'atteindre un tel objectif qui conditionne le caractère non biaisé des estimateurs des coefficients et la robustesse des tests statistiques.

Ici aussi on obtient les 3 formes de spécifications temporelles en considérant l'équation (1) et prenant le temps t , $t-1$, et $t-j$, respectivement pour les équations sans retard, avec une période de retard et à retards optimisés. Les symboles (sigles) utilisés pour les différentes variables sont définis au tableau 2.1 devant chaque variable et entre parenthèses.

Le coefficient de détermination utilisé pour mesurer la qualité de l'ajustement est le R carré de McFadden. On utilise aussi le pseudo R carré. On les appelle souvent indice du ratio de vraisemblance, et sont calculés à partir des formules ci-après.

$$pseudoR^2 = 1 - \frac{1}{1 + 2(\log L_1 - \log L_0) / N}$$

$$McFaddenR^2 = 1 - \frac{\log L_1}{\log L_0}$$

où L_1 désigne la valeur de la fonction du maximum de vraisemblance du modèle,

L_0 indique la valeur de la même fonction lorsque tous les coefficients des variables sont supposés nuls excepté la constante et N désigne le nombre d'observations.

Les résultats des équations retardées d'une période se trouvent en Annexes 1.

II. Les estimations économétriques en logit et probit

Nous appliquons les modèles logit et probit à l'échantillon des pays africains.

1. Le cas du Rand Sud-africain

1.1. L'estimation des équations structurelles

Les différentes équations tenant compte du temps, sont écrites sous la forme extensive comme suit:

$$\begin{aligned} ibc_t = & \alpha_0 + \alpha_1 dc int_t + \alpha_2 d det b_t + \alpha_3 dext_t + \alpha_4 dmm_t + \alpha_5 dprp_t + \alpha_6 sbg_t + \alpha_7 dtir_t \\ & + \alpha_8 ex_t + \alpha_9 im_t + \alpha_{10} pfmi_t + \alpha_{11} scc_t + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (i)$$

$$\begin{aligned} ibc_t = & \gamma_0 + \gamma_1 dc int_{t-j1} + \gamma_2 d det b_{t-j2} + \gamma_3 dext_{t-j3} + \gamma_4 dmm_{t-j4} + \gamma_5 dprp_{t-j5} + \gamma_6 sbg_{t-j6} + \gamma_7 dtir_{t-j7} \\ & + \gamma_8 ex_{t-j8} + \gamma_9 im_{t-j9} + \gamma_{10} pfmi_{t-j10} + \gamma_{11} scc_{t-j12} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (ii)$$

Après les estimations des régressions, l'étude du signe des coefficients et du seuil de signification des variables dans les cas des spécifications logit et probit, on peut dire si une variable contribue ou non au déclenchement d'une crise de change selon le pays ou la zone considérée. Un coefficient positif indique que si cette variable est significative, sa détérioration (soit un taux de croissance ou une diminution disproportionnés selon la variable considérée), contribue à augmenter les risques de crise de change. En revanche, un signe négatif indique que la variable intervient dans le sens de diminution de la probabilité d'apparition de crise. La variable dépendante est l'indice binaire de crise (ibc), qui prend la valeur 1 en cas de crise et 0 ailleurs.

Au cours des estimations économétriques, l'indice binaire de crise (ibc_t) remplace y_t dans les spécifications logit et probit décrites ci-dessus (Chapitres 3 et 4). Par ailleurs, nous effectuons des estimations en moindres carrés ordinaires et de pool pour une analyse en panel (Chapitre 5). La variable dépendante (y_t) dans ces derniers cas est l'indice de crise ($indc$) pour une vision plus continue sur l'analyse des données, à partir des valeurs réelles des variables.

Cela dit les résultats ci-dessous sont obtenus à partir des estimations des données des différents pays concernés. Nous allons examiner les résultats des estimations des différents modèles et des différentes spécifications logit et probit avant d'interpréter les différents résultats. Les différentes équations sont estimées telles qu'elles sont présentées ci-dessus, autrement dit chaque variable est estimée en tenant compte de son statut (équations structurelles) pour que les hypothèses d'inférence statistique standard s'appliquent (hypothèses sur les perturbations aléatoires estimées par les résidus, considérées comme indépendantes et identiquement distribuées, de distribution normale centrée et homoscédastique). Ce qui permet d'obtenir des estimateurs sans biais et des tests robustes. Les résultats des équations retardées d'une période sont mis en Annexes 1 et 2, pour tous les pays des deux échantillons. Les résultats sur les données de l'Afrique du Sud en estimation logit et probit sont exposés dans le tableau 3.3 suivant.

Tableau 3.3: résultats des estimations logit/probit (Afrique du Sud)

logit			probit		
<u>modèle sans retard (<i>t</i>)</u>			<u>modèle sans retard (<i>t</i>)</u>		
<u>variables</u>	<u>coefficients</u>	<u>prob.</u>	<u>variables</u>	<u>coefficients</u>	<u>prob.</u>
Constante	-9,222162	0,0000	Constante	-4,759872	0,0000
Crédit intérieur***	-0,002652	0,0000	Crédit intérieur***	-0,001444	0,0000
Dettes des banques	0,002130	0,5336	Dettes des banques	0,001129	0,3320
Dette extérieure***	0,004230	0,0002	Dette extérieure***	0,002089	0,0000
Masse monétaire(<i>M2</i>)	3,13E-05	0,9750	Masse monétaire(<i>M2</i>)	0,000198	0,6428
Exportations	-0,000890	0,2965	Exportations	-0,000398	0,1358
Importations	-0,000645	0,4960	Importations	-0,000354	0,2390
Position au FMI	0,005505	0,6870	Position au FMI	0,003213	0,4972
Prix réel du pétrole*	-0,111127	0,0900	Prix réel du pétrole*	-0,062037	0,0656
Solde budgétaire	-0,000232	0,5669	Solde budgétaire	-0,000128	0,2866
Solde compte courant**	0,004782	0,0138	Solde compte courant***	0,002487	0,0049
Taux d'int. réel intern.***	-0,274595	0,0000	Taux d'int. réel intern.***	-0,143512	0,0000
<i>R</i>² de McFadden	0,697084		<i>R</i>² de McFadden	0,687955	
<u>modèle avec retards optimisés (<i>t-j</i>)</u>			<u>modèle avec retards optimisés (<i>t-j</i>)</u>		
<u>variables</u>	<u>coefficients</u>	<u>prob.</u>	<u>variables</u>	<u>coefficients</u>	<u>prob.</u>
Constante	-24,37071	0,0026	Constante	-12,57436	0,0001
Crédit intérieur***	-0,003989	0,0013	Crédit intérieur***	-0,002092	0,0001
Dettes des banques(-2)***	-0,008772	0,0058	Dettes des banques(-2) ***	-0,004774	0,0064
Dette extérieure(-10)*	0,012016	0,0140	Dette extérieure(-10)***	0,006054	0,0013
Masse monétaire(<i>M2</i>)(-1)*	0,000966	0,0793	Masse monétaire(<i>M2</i>)(-1)*	0,000465	0,0806
Exportations(-12)	0,001560	0,1947	Exportations(-12)*	0,000737	0,0987
Importations(-6)**	-0,005234	0,0399	Importations(-6)***	-0,002628	0,0039
Position au FMI(-9)**	0,077370	0,0158	Position au FMI(-9)***	0,039033	0,0024
Prix réel du pétrole (-1)**	-0,235321	0,0134	Prix réel du pétrole(-1)**	-0,138066	0,0261
Solde budgétaire	-0,000471	0,4737	Solde budgétaire	-0,000176	0,6274
Solde compte courant	0,008733	0,0009	Solde compte courant***	0,004875	0,0041
Taux d'int. réel intern.(-7)***	-0,548895	0,0000	Taux d'int. réel intern.(-7)***	-0,297677	0,0001
<i>R</i>² de McFadden	0,836552		<i>R</i>² de McFadden	0,835545	

* significatif au seuil de 10%

** significatif au seuil de 5%

*** significatif au seuil de 1%

Probability(LR stat) = 5,97E-14 (logit, *t*),

Probability(LR stat) = 9,97E-14 (probit, *t*),

Probability(LR stat) = 0,000000 (logit, *t-j*),

Probability(LR stat) = 0,000000 (probit, *t-j*).

Les probabilités du ratio de vraisemblance (Probability(LR stat)) indiquent que l'ensemble des coefficients sans la constante, ne sont pas nuls dans le cas des équations non retardées et celui des équations optimisées, alors qu'ils peuvent être considérés comme nuls dans le cas des équations retardées d'une période. Autrement dit, les résultats des équations avec une période retard ne permettent pas de faire des conclusions pertinentes et définitives.

Ainsi, le coefficient de détermination (ici le R carré de McFadden) dans le cas des estimations sans retard est respectivement pour le modèle logit et le modèle probit de 0,697 et 0,688. Ce qui indique une relative bonne qualité de l'ajustement toutes choses égales par ailleurs. Le R carré de McFadden est pour les équations retardées d'une période, de 0,060 pour la spécification logit et de 0,067 pour le probit. Il est de 0,836 et 0,835 pour le logit et le modèle probit dans le cas des estimations avec des retards d'optimisation. Ce qui indique une plus grande fiabilité des résultats dans ce dernier cas. Lorsque les estimations se font sans retarder les variables, l'observation du comportement courant de ces variables conduit aux résultats suivants: les estimations logit et probit ci-dessus montrent que les variables crédit intérieur, dette extérieure et taux d'intérêt réel international sont significatives à 1%. Cependant seule la variable dette extérieure a un signe positif, et donc un accroissement significatif du ratio de la dette par rapport au PIB contribue à augmenter la probabilité d'une crise de change. Les estimations indiquent que la variable solde du compte courant de l'Afrique du Sud est significative au seuil de 5% pour le logit et 1% pour le probit, avec des signes positifs, donc une détérioration du solde du compte courant augmente le risque de crise de change dans ce pays. Toutefois, ni les exportations, ni les importations ne sont significatives pour les équations non retardées, d'où l'intérêt du compte courant indépendamment de ces dernières variables. On constate aussi que la variable prix réel du pétrole est significative à 10% dans le cas du logit et selon les estimations de la période courante.

Les résultats ci-dessus des estimations logit et probit avec des variables exogènes retardées d'une période indiquent un R^2 de McFadden faible (inférieure à 10% dans les deux cas), on a une variable qui est significative au seuil de 1% (la dette extérieure) en logit et probit, une variable significative au seuil de 5% (la position au FMI) et une au seuil de 10% (le solde du

compte courant pour) pour le logit, et les 2 variables sont significatives au seuil de 5% pour le probit (la position au FMI et le solde du compte courant). Alors que la variable exportations est significative au seuil de 10% aussi bien en logit qu'en probit, avec un signe négatif. Ce qui implique que seule cette dernière variable retardée d'une période contribue modérément à diminuer l'indice de crise de change Sud-africain, tandis que les autres l'augmentent.

Dans le cas des estimations par la méthode d'optimisation, selon aussi bien la spécification logit que probit, les résultats indiquent le nombre de retards (ici nombre de mois) pour que chaque variable considérée soit significative au seuil le plus bas possible, ou au seuil pour lequel la variable contribue à optimiser soit le seuil des autres variables, soit à augmenter les valeurs du R^2 de Mc Fadden, avec le signe attendu ou non par la théorie. Le nombre de mois indique la période pendant laquelle la variable est censée donner un signal ou une alerte en prévention d'une crise de change (cf. Kaminsky et al., 1998 et 2003). De ce fait, le crédit intérieur, sans décalage temporel est statistiquement significatif au seuil de 1% (en logit et probit), de même que la dette des banques privées libellées en devises étrangères avec 2 mois de retard, et le taux d'intérêt réel international avec 7 mois de retard, les trois variables avec un signe négatif, ce qui ne renforce pas la probabilité d'apparition d'une crise de change. Ces comportements atypiques du signe de ces variables, peuvent s'expliquer par une prédominance conjoncturelle par rapport aux structures économiques.

On relève aussi que dans le cas des résultats des équations optimisées, seules les variables solde budgétaire et les exportations ne sont pas significatives en logit, alors que seule le solde budgétaire ne l'est en probit, les exportations le sont à 10%. La masse monétaire ($M2$) est faiblement déterminante, car le seuil est de 10%, avec un signe positif, ce qui la place dans sa forme offre de monnaie, dont l'excès peut conduire à une inflation, et à une crise de change en ce sens qu'il représente la quantité offerte de monnaie qui doit être convertible en réserves extérieures en cas d'attaque spéculative.

Il apparaît que l'estimation des différentes équations différenciées par les décalages temporels, fournit une idée sur le comportement des différentes variables vis-à-vis de l'indice binaire de crise. Ce qui permet de classer les variables selon le temps d'impact sur l'indice binaire de crise (immédiat, court ou moyen termes). Un tableau récapitulatif permet une classification à

partir du temps moyen de pré-crise pour chaque variable, à travers les différents pays ou zones monétaires.

Pour interpréter les résultats du tableau 3.3 ci-dessus, une étude par les signes permet de compléter l'étude de la significativité statistique des variables. Cette analyse est plutôt de nature qualitative, en ce sens qu'elle apprécie les influences des variables sur l'indice de crise en effets probables très forts, forts et faibles ou modérés, et sans influence apparente. Le tableau 3.4 ci-dessous est réalisé comme une interprétation du tableau 3.3 par les signes et donc représente une analyse qualitative complémentaire.

Tableau 3.4: Effets probables des variables significatives (Afrique du Sud)

logit		probit	
<u>modèle sans retard (t)</u>		<u>modèle sans retard (t)</u>	
<u>variables</u>	<u>effet probable</u>	<u>variables</u>	<u>effet probable</u>
Constante		Constante	
Crédit intérieur***	(++)	Crédit intérieur***	(++)
Dettes des banques	(+/-)	Dettes des banques	(+/-)
Dette extérieure***	(++)	Dette extérieure***	(++)
Masse monétaire(M2)	(+/-)	Masse monétaire(M2)	(+/-)
Exportations	(+/-)	Exportations	(+/-)
Importations	(+/-)	Importations	(+/-)
Position au FMI	(+/-)	Position au FMI	(+/-)
Prix réel du pétrole*	(+/-)	Prix réel du pétrole*	(+/-)
Solde budgétaire	(+/-)	Solde budgétaire	(+/-)
Solde compte courant**	(+)	Solde compte courant***	(++)
Taux d'int. réel intern.***	(++)	Taux d'int. réel intern.***	(++)
<u>modèle avec retards optimisés (t-j)</u>		<u>modèle avec retards optimisés (t-j)</u>	
<u>variables</u>	<u>effet probable</u>	<u>variables</u>	<u>effet probable</u>
Constante		Constante	
Crédit intérieur***	(++)	Crédit intérieur***	(++)
Dettes des banques(-2)***	(++)	Dettes des banques(-2)***	(++)
Dette extérieure(-10)**	(+)	Dette extérieure(-10)***	(++)
Masse monétaire(M2)(-1)*	(+/-)	Masse monétaire(M2)(-1)*	(+/-)
Exportations(-12)	(+/-)	Exportations(-12)*	(+/-)
Importations(-6)**	(+)	Importations(-6)***	(++)
Position au FMI(-9)**	(+)	Position au FMI(-9)***	(++)
Prix réel du pétrole (-1)**	(+)	Prix réel du pétrole(-1)**	(+)
Solde budgétaire	(+/-)	Solde budgétaire	(+/-)
Solde compte courant***	(++)	Solde compte courant***	(++)
Taux d'int. réel intern.(-7)***	(++)	Taux d'int. réel intern.(-7)***	(++)

(+/-) : sans effet (ou effet apparemment neutre);

(+/-) : effet probable faible (seuil 10%);

(+) : effet probable fort (seuil 5%);

(++) : effet probable très fort (seuil 1%).

Le tableau 3.4 va nous permettre d'interpréter aisément les résultats des estimations des paramètres. Le signe (+ +) indique donc que la variable contribue très fortement à l'apparition de crise de change; le signe (+) signifie une probabilité forte, le signe (+/) une faible probabilité, tandis que le signe (+/-) indique un effet neutre, même si la variable concernée pourrait contribuer à renforcer les comportements des variables significatives.

Ainsi pour l'Afrique du Sud les estimations économétriques dans le cas des variables non retardées, indiquent que les variables dette extérieure et solde du compte courant contribuent fortement à très fortement à l'apparition d'une crise de change (significatives au seuil de 5% ou 1% avec un signe positif). En revanche, le crédit intérieur et le taux d'intérêt réel international contribuent très fortement à diminuer d'indice de crise de change (comme l'indique le seuil de significativité, 1% et le signe négatif du coefficient estimé).

Dans le cas des estimations des coefficients avec des variables retardées d'une période, les variables dette extérieure, position au FMI et solde du compte courant, contribuent très fortement à modérément à l'apparition de crise de change (seuil de 1% à 10% et signe positif du coefficient estimé).

La méthode d'optimisation souligne des effets probables très forts à modérés sur l'indice de crise, de la part des variables telles que la dette extérieure, position au FMI, solde du compte courant, masse monétaire ($M2$), aux seuils de 1% à 10% et un signe positif. Tandis que d'autres variables ont des effets probables très forts à modérés avec un signe négatif, donc diminuent la valeur de l'indice et empêchent la réalisation des crises. Il s'agit des variables crédit intérieur, dette des banques privées libellées en monnaie de réserve, taux d'intérêt réel international, prix réel du pétrole et importations (aux seuils de 1% à 10%). Le signe négatif du prix réel du pétrole indique que l'Afrique du Sud est exportateur de pétrole.

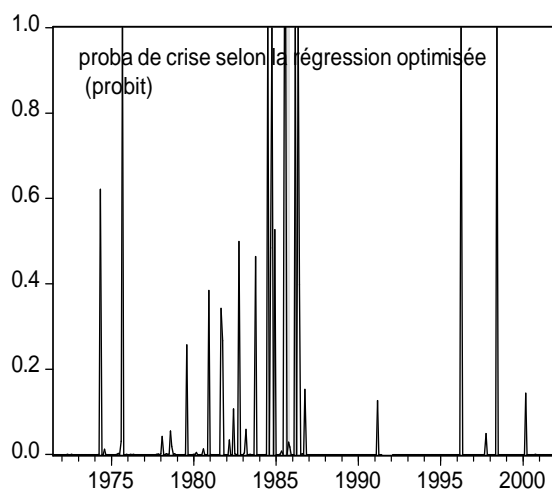
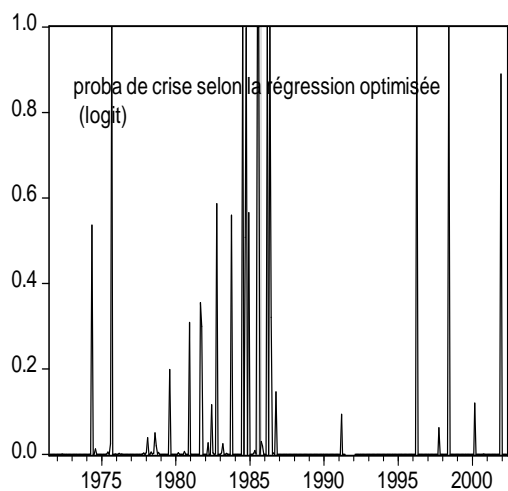
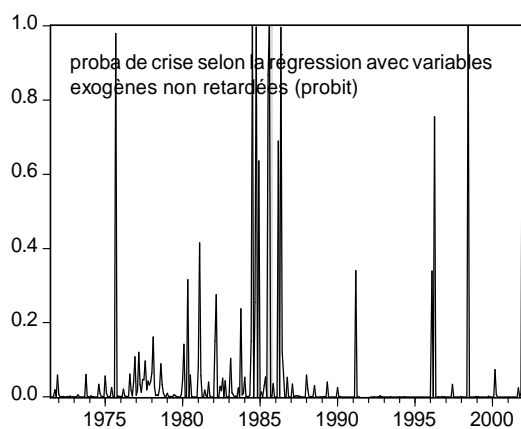
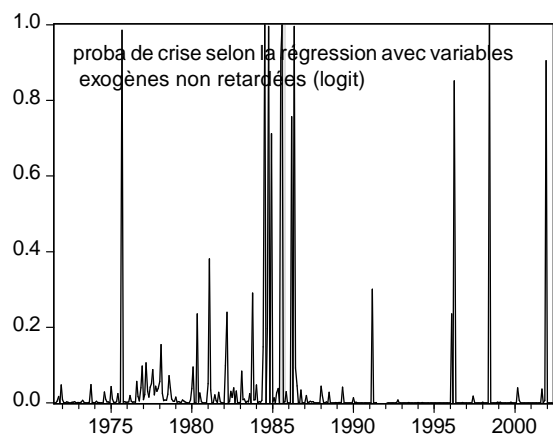
On peut faire la remarque importante suivante concernant les estimations (logit et probit) des équations avec des variables exogènes retardées d'une période (analyses de Cartapanis et al., 1998): les résultats ne sont pas concluants sur l'apparition d'une crise de change. Ce qui pourrait indiquer une défaillance dans la spécification, même si la logique qui la guide est tout à fait soutenable, et qui défend que les effets sur la variable endogène au temps t sont

provoqués par les chocs au temps ($t-1$) sur les variables exogènes. Dans la réalité, cela se traduit par l'apparition d'une crise de change, le mois suivant la dégradation de ces variables, avec la condition que les variables statistiquement significatives dans la spécification des variables exogènes sans retard, se dégradent le même mois.

D'autres méthodes d'analyse permettent de vérifier la pertinence des résultats par rapport aux faits réels. Ainsi, les graphiques ci-dessus permettent d'apprécier la qualité des ajustements à prévoir *ex post* les crises de change avec les spécifications logit et probit et l'introduction des retards. La date de la principale crise de change en Afrique du Sud est le mois d'août 1985. D'autre part, ces graphiques, à travers les différentes équations, permettent aussi de déterminer les périodes de crise ou de pression sur le taux de change de la monnaie nationale, qui ne sont pas indiquées dans nos sources. Certaines des tensions n'ayant pas entraîné de crise de change, de part leur ampleur.

1.2 Les probabilités calculées (Afrique du Sud)

Date des crises: 1985:08¹⁶.



¹⁶ Sources: Kaminsky G. L. (2003) "Variety of currency crises", NBER. K. Rogoff and C. Reinhart (2003) "FDI to Africa: the role of price stability and currency instability", IMF Working Paper.

La formule des probabilités calculées est la suivante: $\hat{p} = 1 - F(-x'\hat{\beta})$, qui correspond à la densité de probabilité. Les dates des crises sont grisées sur les graphiques.

Les meilleures prévisions sont données par les estimations des équations sans retard et des équations avec des retards d'optimisation. Dans ces cas la crise d'août 1985 est prédite sur les graphiques. On peut toutefois noter dans ces deux cas (des équations sans retard et des équations à retards optimisés), l'indication sur les graphiques des tensions monétaires en 1975, 1996, 1998 et fin 2001 début 2002 en Afrique du Sud. La crise de change est matérialisée par une dévaluation de la monnaie nationale en régime des changes fixe, ou une dépréciation plus ou moins importante en change flexible.

De par les variables qui sont significatives avec un signe plus dans les différentes régressions économétriques, à savoir la dette extérieure, le solde du compte courant, et la masse monétaire (M2), on peut dire que ces pressions sur le taux de change de l'Afrique du Sud, découlent des crises d'endettement auquel s'ajoute une inflation interne et une position extérieure défavorable à travers le solde du compte courant. Ces crises relèvent donc des modèles de première génération, qui expliquent les crises de change qui surviennent lorsque les fondamentaux sont détériorés.

Il faut noter que jusqu'en 1991, l'Afrique du Sud subissait des sanctions de la Communauté internationale pour la politique d'apartheid pratiquée par les autorités en place. Ce qui constitue des sources sérieuses de déséquilibres macroéconomiques internes et externes.

2. Le cas du Naira Nigérian

2.1 L'estimation des équations structurelles

Les équations sont les mêmes que dans les cas sud-africain avec les variables dette extérieure et solde budgétaire en moins. De plus la variable dette des banques commerciales libellées en monnaie de réserve, ne possède pas de racine unitaire, tandis que la variable importations est intégrée à l'ordre un.

$$\begin{aligned}
 ibc_t = & \alpha_0 + \alpha_1 dc\ int_t + \alpha_2 det\ b_t + \alpha_3 dmm_t + \alpha_4 dprp_t + \alpha_5 dtir_t + \alpha_6 ex_t + \alpha_7 dim_t \\
 & + \alpha_8 dpfmi_t + \alpha_9 dscc_t + \varepsilon_t
 \end{aligned} \tag{i}$$

$$\begin{aligned}
 ibc_t = & \gamma_0 + \gamma_1 dc\ int_{t-j1} + \gamma_2 det\ b_{t-j2} + \gamma_3 dmm_{t-j3} + \gamma_4 dprp_{t-j4} + \gamma_5 dtir_{t-j5} + \gamma_6 ex_{t-j6} + \gamma_7 dim_{t-j7} \\
 & + \gamma_8 dpfmi_{t-j8} + \gamma_9 dscc_{t-j9} + \varepsilon_t
 \end{aligned} \tag{ii}$$

Nous utiliserons la même démarche que dans le cas sud-africain pour analyser les résultats des estimations économétriques appliquées aux données du Nigeria. Les résultats des estimations logit et probit sont présentés dans le tableau 3.5 ci-dessous.

Tableau 3.5: résultats des estimations logit/probit (Nigeria)

logit			probit		
<u>modèle sans retard (t)</u>			<u>modèle sans retard (t)</u>		
<u>variables</u>	<u>coefficients</u>	<u>prob.</u>	<u>variables</u>	<u>coefficients</u>	<u>prob.</u>
Constante	-3,659705	0,0000	Constante	-1,948847	0,0000
Crédit intérieur	0,000435	0,4653	Crédit intérieur	0,000147	0,5647
Dettes des banques	-0,001846	0,5316	Dettes des banques	-0,000504	0,6681
Masse monétaire(M2)	-0,001320	0,1150	Masse monétaire(M2)	-0,000544	0,1423
Exportations	-0,000746	0,3154	Exportations	-0,000306	0,2428
Importations	0,001274	0,5879	Importations	0,000341	0,7347
Position au FMI	-0,006078	0,2909	Position au FMI	-0,002264	0,3693
Prix réel du pétrole	-0,016311	0,1673	Prix réel du pétrole	-0,007193	0,1726
Solde compte courant	-0,000323	0,6321	Solde compte courant	-6,93E-05	0,7781
Taux d'int. réel intern.	0,014594	0,1371	Taux d'int. réel intern.	0,006226	0,1712
R² de McFadden	0,296765		R² de McFadden	0,284324	
<u>modèle avec retards optimisés (t-j)</u>			<u>modèle avec retards optimisés (t-j)</u>		
<u>variables</u>	<u>coefficients</u>	<u>prob.</u>	<u>variables</u>	<u>coefficients</u>	<u>prob.</u>
Constante	-2,354135	0,0003	Constante	-1,392995	0,0000
Crédit intérieur(-1)***	0,001547	0,0000	Crédit intérieur(-1)***	0,000749	0,0000
Dettes des banques(-9)***	-0,012461	0,0005	Dettes des banques(-9)***	-0,005615	0,0005
Masse monétaire(M2)(-1)***	-0,002636	0,0000	Masse monétaire(M2)(-1)***	-0,001254	0,0000
Exportations*	-0,002309	0,0797	Exportations*	-0,000896	0,0618
Importations(-10)**	-0,002863	0,0144	Importations(-10)*	-0,001260	0,0601
Position au FMI(-7)***	-0,015685	0,0007	Position au FMI(-7)***	-0,006796	0,0002
Prix réel du pétrole (-7)***	-0,037541	0,0028	Prix réel du pétrole(-7)***	-0,015968	0,0031
Solde compte courant(-1)***	0,001829	0,0019	Solde compte courant(-1)***	0,000839	0,0069
Taux d'int. réel intern.(-1)**	0,012835	0,0160	Taux d'int. réel intern.(-1)**	0,006337	0,0312
R² de McFadden	0,393065		R² de McFadden	0,382208	

* significatif au seuil de 10%

** significatif au seuil de 5%

*** significatif au seuil de 1%

Probability(LR stat) = 0,005912 (logit, t)

Probability(LR stat) = 0,008386 (probit, t)

Probability(LR stat) = 0,000365 (logit, t-j)

Probability(LR stat) = 0,000508 (probit, t-j)

Les probabilités des ratios de vraisemblance indiquent que l'ensemble des coefficients estimés non incluse la constante, ne sont nuls quel que soit la spécification temporelle considérée. C'est ainsi que les estimations par les modèles logit et probit sans décalage temporel sur des données du Nigeria conduisent à des coefficients non statistiquement significatifs quelle que soit la variable considérée. En outre le R^2 de McFadden est faible (0,30 dans le cas du logit et 0,28 pour le probit). Donc l'observation instantanée d'aucune des variables étudiées ici ne permet de déduire l'imminence d'une crise de change.

Les estimations à partir de variables exogènes retardées d'une période, conduisent à trois variables statistiquement significatives au seuil de 1%: le crédit intérieur avec un signe positif, la masse monétaire ($M2$) avec un signe négatif, et le solde du compte courant avec un signe positif, pour les spécifications logit, de même que le probit, mais avec un seuil de 5% pour la dernière variable. On peut noter que la variable masse monétaire ($M2$) apparaît sous la forme demande de monnaie qui influence négativement l'indice de crise, aussi longtemps que la monnaie nationale est demandée. La variable taux d'intérêt réel international est significative au seuil de 5% avec un signe positif, et les exportations au seuil de 10% avec un signe négatif et cela aussi bien en logit qu'en probit. Toutefois, on a un R^2 de McFadden qui reste relativement faible (environ 0,28 dans le cas logit et le probit).

Dans le cas de la méthode d'optimisation des retards, le R carré de McFadden est de 0,39 pour le logit et 0,38 pour le probit. Cependant on peut souligner que toutes les variables exogènes sont significatives à un seuil donné aussi bien en logit qu'en probit. Ainsi les variables crédit intérieur et le solde du compte courant sont statistiquement significatives au seuil de 1% avec un signe positif indiquant que ces variables contribuent très fortement à l'augmentation de l'indice de crise. En revanche, certaines variables telles que la dette des banques commerciales libellées en monnaie de réserve, la masse monétaire ($M2$), la position au FMI et le prix réel du pétrole sont significatives au seuil de 1% avec un signe négatif, ce implique que ces variables diminuent la valeur de l'indice de crise. Concernant le prix du pétrole cela confirme bien que le Nigeria est un pays exportateur de pétrole. Et pour la masse monétaire ($M2$), elle apparaît ici sous sa forme de demande de monnaie. On note aussi que le taux d'intérêt réel est significatif au seuil de 5% avec un signe positif en estimations logit et probit. Les variables

exportations et importations sont significatives au seuil de 5% en logit et 10% en probit avec un signe négatif. Ce qui ne confirme pas le signe prévu par la théorie dans le cas des importations, car ces dernières sont censées dégrader la balance courante en cas d'excès.

Il se dégage que les variables crédit intérieur, solde du compte courant et taux d'intérêt réel international constituent des variables fondamentales d'appréciation sur l'arrivée d'une crise de change avec un décalage d'une période (1 mois) pour chacune des variables. Autrement dit à partir d'un mois après une forte détérioration de ces variables macroéconomiques, on peut s'attendre à une crise de change ou du moins à une pression sur le taux de change du Naira (*ceteris paribus*) si des ajustements ne sont pas opérés. Les durées des périodes de pré-crise sont de 9 mois pour les banques privées, 0 mois pour les exportations, 10 mois pour les importations, 1 mois pour la masse monétaire ($M2$), 7 mois pour chacune des variables position au FMI et prix réel du pétrole, 1 mois pour chacune des variables solde du compte courant et taux d'intérêt réel international.

On peut analyser qualitativement ces résultats à l'aide d'une étude par les signes (tableau 3.6 ci-dessous), ce qui permet d'interpréter autrement les résultats.

Tableau 3.6 Effets probables des variables significatives (Nigeria)

logit		probit	
<u>modèle sans retard (t)</u>		<u>modèle sans retard (t)</u>	
<u>variables</u>	<u>effet probable</u>	<u>variables</u>	<u>effet probable</u>
Constante		Constante	
Crédit intérieur	(+ /-)	Crédit intérieur	(+/-)
Dettes des banques	(+/-)	Dettes des banques	(+/-)
Masse monétaire(M2)	(+/-)	Masse monétaire(M2)	(+/-)
Exportations	(+/-)	Exportations	(+/-)
Importations	(+/-)	Importations	(+/-)
Position au FMI	(+/-)	Position au FMI	(+/-)
Prix réel du pétrole	(+/-)	Prix réel du pétrole	(+/-)
Solde compte courant	(+/-)	Solde compte courant	(+/-)
Taux d'int. réel intern.	(+/-)	Taux d'int. réel intern.	(+/-)
<u>modèle avec retards optimisés (t-j)</u>		<u>modèle avec retards optimisés (t-j)</u>	
<u>variables</u>	<u>effet probable</u>	<u>variables</u>	<u>effet probable</u>
Constante		Constante	
Crédit intérieur(-1)***	(++)	Crédit intérieur(-1)***	(++)
Dettes des banques(-9)***	(++)	Dettes des banques(-9)***	(++)
Masse monétaire(M2)(-1)***	(++)	Masse monétaire(M2)(-1)***	(++)
Exportations**	(+)	Exportations*	(+)
Importations(-10)**	(+)	Importations(-10)*	(+)
Position au FMI(-7)***	(++)	Position au FMI(-7)***	(++)
Prix réel du pétrole (-7)***	(++)	Prix réel du pétrole(-7)***	(++)
Solde compte courant(-1)***	(++)	Solde compte courant(-1)**	(++)
Taux d'int. réel intern.(-1)**	(+)	Taux d'int. réel intern.(-1)	(+)

(+/-) : sans effet (ou effet apparemment neutre);

(+/-) : effet probable faible (seuil 10%);

(+) : effet probable fort (seuil 5%);

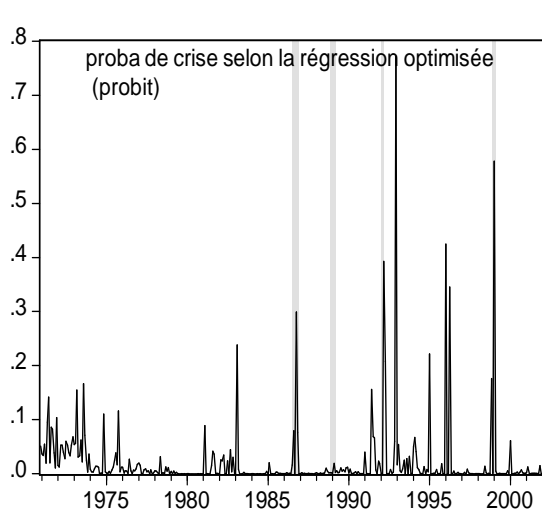
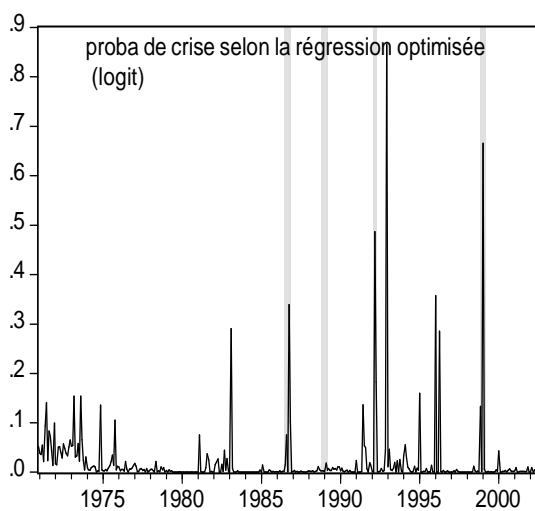
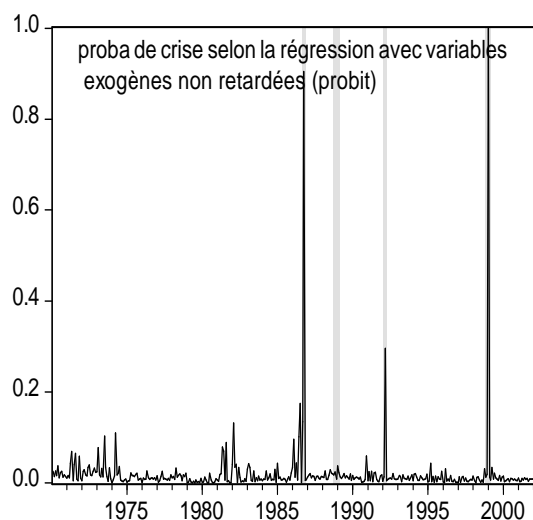
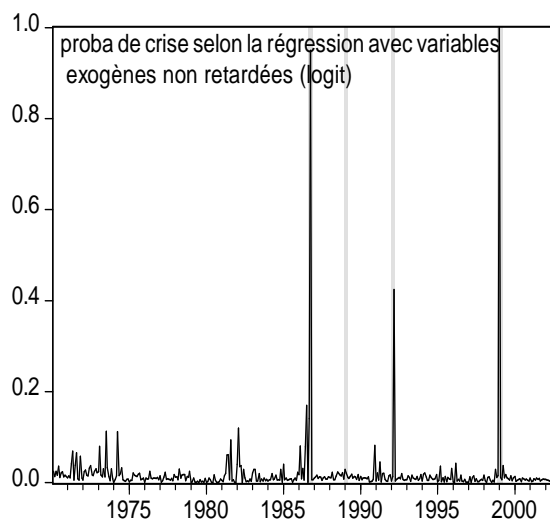
(++) : effet probable très fort (seuil 1%).

Pour le Nigeria donc, les estimations économétriques des variables courantes montrent qu'aucune variable ne semble avoir un effet immédiat sur l'indice de crise. La prise en compte des ces variables dans la réaction des agents économiques n'est pas immédiate. D'autre part les estimations des coefficients des variables avec une période de retard indiquent que le crédit intérieur et le solde du compte courant ont des effets fortement probables sur l'apparition d'une crise de change aussi bien en spécification logit que probit. Le solde du compte courant semble avoir un effet fort en faveur de l'indice de crise de change contrairement aux variables exportations et importations qui manifestent un effet faible voire une apparente neutralité à l'instar des autres variables de la régression économétrique. Concernant la masse monétaire ($M2$) elle confirme bien son rôle majeur dans l'apparition des crises de change au Nigeria, précisément dans le mois qui suit l'augmentation de la masse monétaire. Sous sa forme demande de monnaie on peut assister à une appréciation (réévaluation) du taux de change (signe négatif du coefficient estimé), et sous sa forme offre de monnaie on peut assister à une dépréciation (dévaluation) du taux de change de la monnaie nationale (signe positif du coefficient estimé).

Avec la méthode d'optimisation toutes les variables exogènes ont des effets très fortement à fortement probables sur le taux de change au signe près. On peut noter que l'introduction de la variable solde du compte courant prend tout son sens avec le fait que cette variable soit statistiquement significative dans le cas de décalage temporel, alors que des variables telles que les importations et les exportations (qui sont des composantes du solde du compte courant) ne le sont pas.

2.2 Les probabilités calculées (Nigeria)

Dates des crises: 1986:10, 1989:01, 1992:03, 1999:01¹⁷.



¹⁷ Sources: Kaminsky G. L. (2003) "Variety of currency crises", NBER. K. Rogoff and C. Reinhart (2003) "FDI to Africa: the role of price stability and currency instability", IMF Working Paper.

Les graphiques qui sont construits à partir des densités de probabilité des modèles logit ou probit nous permettent de visualiser si oui ou non ces derniers ont prévu *ex post* les crises de change au Nigeria, suivant les retards introduits sur les variables explicatives. Ainsi, on note que dans les estimations sans retard, la crise d'octobre 1986 et celle de janvier 1999 sont apparues. La crise de mars 1992 est prévue avec moins d'intensité. La crise de janvier 1989 n'est pas prévue.

Dans le cas des modèles avec des variables exogènes retardées d'une période, seule la crise de janvier 1999 apparaît avec moins d'intensité. Concernant les graphiques des estimations avec variables explicatives à retards optimisés, la crise de change de janvier 1999 est clairement prévue, mais celles d'octobre 1986 et de mars 1992 sont prévues (*out-of-sample*) avec moins d'intensité. Une crise est très largement indiquée en 1992-1993, sans être signalée par nos sources. Donc sur les données du Nigeria les graphiques basés sur les densités de probabilité des estimations ne sont pas tout à fait conforme à la significativité des variables, en ce sens que dans les modèles avec une période de retard on a 5 variables statistiquement significatives, ce qui n'est pas le cas pour les modèles sans retard et dont les densités de probabilité prédisent bien la plupart des crises.

On retient que les graphiques des équations sans retard indiquent formellement deux crises de change sur les quatre répertoriées (celle de 1986 et 1999), soit 50% des crises. Celle de 1992 apparaît aussi, mais avec des probabilités de 0,4 pour le logit et 0,3 pour le probit. D'autre part les graphiques des équations à retards optimisés prévoient deux (2) crises sur quatre (4): celles de 1992 et 1999, (soit 50% des crises). Les autres probabilités étant relativement faibles pour indiquer une crise de change.

A travers les variables qui sont statistiquement significatives avec un signe plus, à savoir le crédit intérieur, le solde du compte courant, et le taux d'intérêt réel international, les causes des pressions sur le taux de change du Nigeria relèvent d'un problème du service de la dette et des déséquilibres internes et externes à travers le crédit intérieur et le solde du compte courant. Ainsi, le modèle explicatif des crises de change au Nigeria est celui de première génération, comme dans le de l'Afrique du Sud. Par ailleurs le signe négatif de la masse

monétaire (M2) du Nigeria, indique tout de même que l'inflation n'est pas structurelle dans ce pays depuis 1970.

3 Le cas du Franc CFA de L'UEMOA

3.1 L'estimation des équations structurelles

Ici l'équation de l'indice binaire de crise prend la même forme que dans le cas du Naira avec la variable solde du compte courant en moins, car les données mensuelles de cette variable ne sont pas disponibles pour les pays des zones franc.

$$\begin{aligned}
 ibc_t = & \alpha_0 + \alpha_1 dc \text{ int}_t + \alpha_2 d \text{ det } b_t + \alpha_3 dmm_t + \alpha_4 dprp_t + \alpha_5 dtir_t + \alpha_6 ex_t + \alpha_7 \text{ dim}_t \\
 & + \alpha_8 dpfmi_t + \varepsilon_t
 \end{aligned} \tag{i}$$

$$\begin{aligned}
 ibc_t = & \gamma_0 + \gamma_1 dc \text{ int}_{t-j1} + \gamma_2 d \text{ det } b_{t-j2} + \gamma_3 dmm_{t-j3} + \gamma_4 dprp_{t-j4} + \gamma_5 dtir_{t-j5} + \gamma_6 ex_{t-j6} + \gamma_7 \text{ dim}_{t-j7} \\
 & + \gamma_8 dpfmi_{t-j8} + \varepsilon_t
 \end{aligned} \tag{ii}$$

Le tableau 3.7 ci-dessous présente les résultats économétriques, en estimations logit et probit et avec l'indice binaire de crise comme variable endogène.

Tableau 3.7: résultats des estimations logit/probit (UEMOA)

logit			probit		
<u>modèle sans retard (t)</u>			<u>modèle sans retard (t)</u>		
<u>variables</u>	<u>coefficients</u>	<u>prob.</u>	<u>variables</u>	<u>coefficients</u>	<u>prob.</u>
Constante	-5,185263	0,0000	Constante	-2,646492	0,0000
Crédit intérieur	-0,006992	0,3479	Crédit intérieur	-0,002012	0,2407
Dettes des banques	0,023485	0,6145	Dettes des banques	0,003941	0,7896
Masse monétaire(M2)	0,002894	0,4126	Masse monétaire(M2)	0,000814	0,4517
Exportations	-0,001443	0,7714	Exportations	8,28E-05	0,9319
Importations	-0,008444	0,4340	Importations	-0,003697	0,2046
Position au FMI	0,066455	0,5596	Position au FMI	0,013515	0,7118
Prix réel du pétrole**	-0,150123	0,0111	Prix réel du pétrole**	-0,066899	0,0276
Taux d'int. réel intern.	-0,647285	0,1691	Taux d'int. réel intern.*	-0,253003	0,0916
R² de McFadden	0,320912		R² de McFadden	0,308049	
<u>modèle avec retards optimisés (t-j)</u>			<u>modèle avec retards optimisés (t-j)</u>		
<u>variables</u>	<u>coefficients</u>	<u>prob.</u>	<u>variables</u>	<u>coefficients</u>	<u>prob.</u>
Constante	-15,90374	0,0030	Constante	-8,187729	0,0002
Crédit intérieur(-9)***	0,010822	0,0037	Crédit intérieur(-9)***	0,005637	0,0014
Dettes des banques(-7)***	-0,095973	0,0059	Dettes des banques(-7)***	-0,049128	0,0018
Masse monétaire(M2)(-1)***	0,013297	0,0003	Masse monétaire(M2)(-1)***	0,007432	0,0003
Exportations(-12)*	0,015036	0,0735	Exportations(-12)**	0,007326	0,0416
Importations(-8)**	0,025018	0,0215	Importations(-8)***	0,012434	0,0075
Position au FMI(-1)***	-0,956021	0,0068	Position au FMI(-1)***	-0,484626	0,0005
Prix réel du pétrole(-5)**	-0,969366	0,0174	Prix réel du pétrole(-5)**	-0,504471	0,0116
Taux d'int. réel intern.(-6)*	-0,299137	0,0658	Taux d'int. réel intern.(-6)*	-0,159194	0,0764
R² de McFadden	0,622456		R² de McFadden	0,626143	

* significatif au seuil de 10%

** significatif au seuil de 5%

*** significatif au seuil de 1%

Probability(LR stat) = 0,074306 (logit, t)

Probability(LR stat) = 0,089206 (probit, t)

Probability(LR stat) = 0,000559 (logit, t-j)

Probability(LR stat) = 0,000523 (probit, t-j)

Les ratios de vraisemblance montrent que l'ensemble des coefficients estimés exceptée la constante, pour les équations retardées d'une période peuvent être considéré comme nuls, alors que ces coefficients ne sont pas nuls au seuil de 10% avec les équations sans retard et 1% pour les équations à retards optimisés.

Les régressions à partir des spécifications logit avec des variables non retardées, sur les données de la zone UEMAO, donnent une seule variable significative à 5% (le prix réel du pétrole) avec un signe négatif, et 2 variables significatives le prix réel du pétrole au seuil de 5% et le taux d'intérêt réel international au seuil de 10%, avec un signe négatif pour les deux variables. Le R^2 ajusté de McFadden reste faible (0,32 pour le logit et 0,31 pour le probit). Ce qui indique que la zone UEMOA est exportatrice nette de pétrole. Mais dans la réalité la zone est importatrice nette du pétrole. Donc, concernant cette variable, l'aspect conjoncturel l'emporte sur l'aspect structurel.

Les résultats avec des équations retardées d'une période montrent que deux sont statistiquement significatives: la dette des banques privées et la position au FMI au seuil de 1% pour le logit, et aux seuils de 1% et 5% dans le cas du probit, avec un signe positif pour la dette des banques privées et un signe négatif pour la position au FMI. Le R carré de McFadden est relativement faible (0,21 pour le logit et pour le probit). Donc la première variable contribue à prévoir une probabilité de réalisation d'une crise de change une période d'avance dans cette zone UEMOA, tandis que la position au FMI, diminue cette probabilité.

Concernant les estimations par la méthode d'optimisation des retards, le R^2 corrigé de McFadden est de 0,62 en logit et 0,63 en probit, et toutes les variables sont significatives soit aux seuils de 1%, 5% ou 10%, aussi bien en logit qu'en probit. Ainsi, le crédit intérieur avec un retard de 9 mois, les exportations avec un retard de 12 mois, les importations de 8 mois et la masse monétaire ($M2$) de 1 mois, sont significatifs avec un signe positif. Ce qui implique que ces variables augmentent l'indice de crise en se détériorant. En ce qui concerne particulièrement la masse monétaire ($M2$), le signe positif indique qu'elle apparaît sous sa forme offre de monnaie dont l'accroissement diminue la valeur de la monnaie nationale, et donc augmente l'indice de crise. En revanche, les variables dette des banques privées avec 7

mois de retard, la position au FMI avec 1 mois de retard, le taux d'intérêt réel international (ici le LIBOR) avec 6 mois de retard, et le prix réel du pétrole avec 5 mois de retard, sont significatives avec un signe négatif. Ce qui implique que leur détérioration diminue l'indice de crise.

On peut dire que toutes les variables peuvent néanmoins servir de référentiel pour prévoir l'évolution du taux de change de la monnaie nationale de la zone UEMOA, la méthode d'optimisation des retards permet d'indiquer les périodes (court et moyen termes) pour que les différentes variables macroéconomiques influencent plus ou moins fortement (ou avec succès) l'indice de crise. Et le tableau 3.8 suivant donne une interprétation des résultats du tableau 3.7 en effets sur l'indice de crise.

Tableau 3.8: Effets probables des variables significatives (UEMOA)

logit		probit	
<u>modèle sans retard (t)</u>		<u>modèle sans retard (t)</u>	
<u>variables</u>	<u>effet probable</u>	<u>variables</u>	<u>effet probable</u>
Constante		Constante	
Crédit intérieur	(+/-)	Crédit intérieur	(+/-)
Dettes des banques	(+/-)	Dettes des banques	(+/-)
Masse monétaire(M2)	(+/-)	Masse monétaire(M2)	(+/-)
Exportations	(+/-)	Exportations	(+/-)
Importations	(+/-)	Importations	(+/-)
Position au FMI	(+/-)	Position au FMI	(+/-)
Prix réel du pétrole*	(+/-)	Prix réel du pétrole**	(+)
Taux d'int. réel intern.	(+/-)	Taux d'int. réel intern.*	(+/-)
<u>modèle avec retards optimisés (t-j)</u>		<u>modèle avec retards optimisés (t-j)</u>	
<u>variables</u>	<u>effet probable</u>	<u>variables</u>	<u>effet probable</u>
Constante		Constante	
Crédit intérieur***	(++)	Crédit intérieur***	(++)
Dettes des banques(-7)***	(++)	Dettes des banques(-7) ***	(++)
Masse monétaire(M2)(-1)*****	(++)	Masse monétaire(M2)(-1)***	(++)
Exportations(-12)*	(+/-)	Exportations(-12)**	(+)
Importations(-8)**	(+)	Importations(-8)***	(++)
Position au FMI(-1)***	(++)	Position au FMI(-1)***	(++)
Prix réel du pétrole (-5)**	(+)	Prix réel du pétrole(-5)**	(+)
Taux d'int. réel intern.(-6)*	(+/-)	Taux d'int. réel intern.(-6)*	(+/-)

(+/-) : sans effet (ou effet apparemment neutre);

(+/-) : effet probable faible (seuil 10%);

(+) : effet probable fort (seuil 5%);

(++) : effet probable très fort (seuil 1%).

Les résultats des estimations des coefficients des variables sans retard montrent que seules les variables pris réel du pétrole et taux d'intérêt réel international pourraient susciter à court terme ou dans l'immédiat des effets sur la monnaie nationale, même si le signe négatif des coefficients estimés indique rigoureusement que ces variables ne favorisent pas une crise de change.

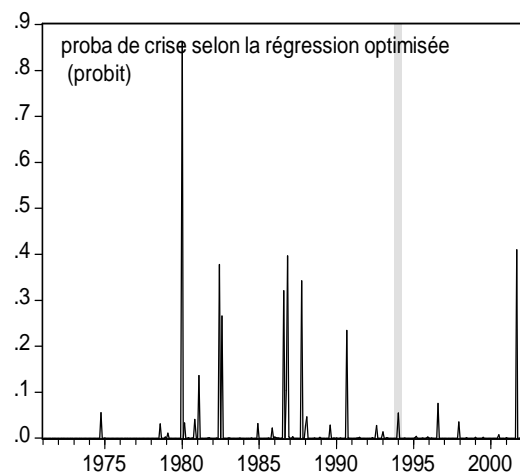
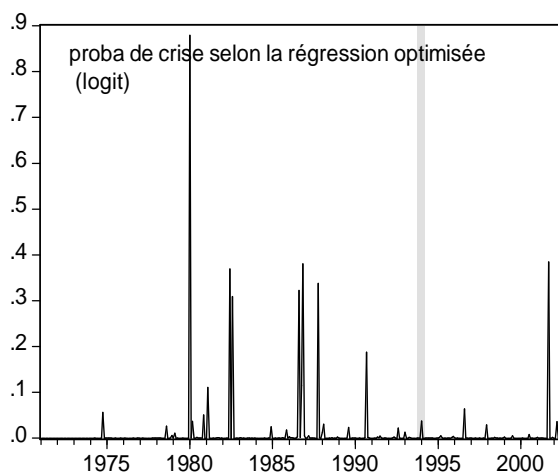
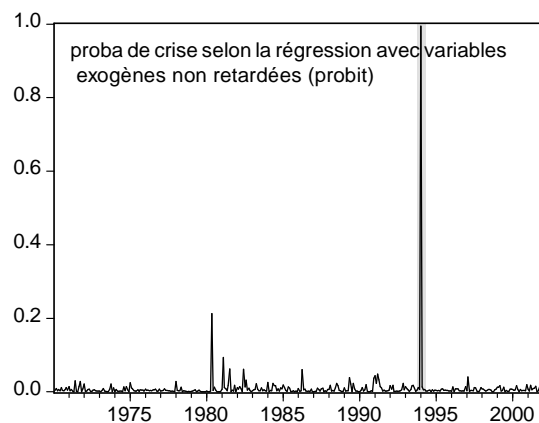
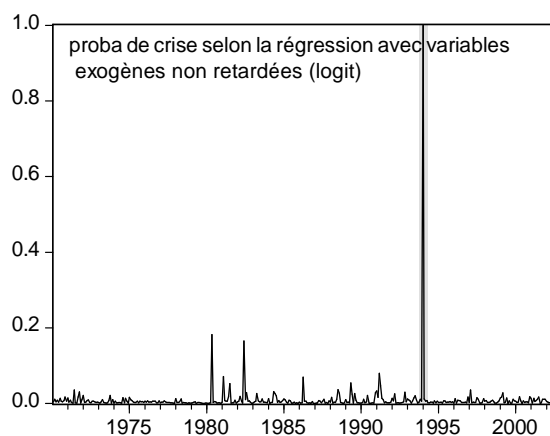
Le même phénomène apparaît dans le cas de l'estimation logit avec des variables exogènes retardées d'une période concernant la variable position au FMI qui, tout en étant statistiquement significative au seuil de 5%, possède un signe négatif, contrairement à la variable dette des banques qui est significative au seuil de 1% avec un signe positif, et qui donc a un effet probable très fort sur l'indice de crise.

Les estimations à partir d'optimisation des retards indiquent que toutes les variables significatives au seuil de 1% influencent très fortement l'indice de crise dans un sens comme dans l'autre selon le signe du coefficient estimé. On peut noter dans tous les cas de figures que, les structures économiques et le niveau de développement et de monétarisation des économies sont à la base des comportements des variables économiques qui servent de support d'appréciation de la bonne santé de ces économies.

Les graphiques ci-dessous nous donnent une vue d'ensemble dans la prévision des crises de change ou des tensions monétaires passées dans la zone UEMOA. Ainsi, depuis la date du début de la disponibilité des données (1970), les sources rapportent une seule crise de change, celle de janvier 1994 pour cette zone. Cette relative et apparente stabilité dans l'évolution du taux de change du Franc CFA de l'UEMOA, peut s'expliquer par le fait qu'il soit arrimé au Franc français à une parité fixe et qui la soutient ipso facto.

3.2 Les probabilités calculées (UEMOA)

Date des crises: 1994:01¹⁸.



¹⁸ Sources: Kaminsky G. L. (2003) "Variety of currency crises", NBER. K. Rogoff and C. Reinhart (2003) "FDI to Africa: the role of price stability and currency instability", IMF Working Paper.

La seule date de crise de change formelle donnée par les sources est donc celle de janvier 1994, qui correspond à la date de la dévaluation du franc CFA, de 50% de sa valeur. Les graphiques des probabilités correspondant aux estimations des régressions sans retard indiquent très bien cette crise ce qui n'est pas le cas des autres modèles de régression. Toutefois les autres graphiques indiquent le début de l'année 1980 comme un épisode de crise ou de pression sur le taux de change du franc CFA et correspondant à une période conjoncturelle difficile pour ces économies. Et qui peut s'expliquer soit par une baisse des termes de l'échange soit par une diminution de production agricole suite à une sécheresse avec les effets en cascade sur les autres variables.

On note que le régime des changes qui prévaut dans les zones Franc CFA est le régime des changes fixe, avec tout ce que cela implique comme rigidité à l'ajustement par rapport au secteur réel. Autrement dit, la détérioration des indicateurs macroéconomiques n'est pas toujours perceptible, du moins dans l'immédiat. Ce qui explique que les équations non retardées n'indiquent pas de variables significatives, même si l'ensemble des paramètres estimés est statistiquement différent de zéro. Donc il apparaît toujours l'éternel débat entre le change fixe et le change flexible. La tendance des régimes de change favorise le dernier avec des interventions si c'est nécessaire, avec un arbitrage entre les ajustements immédiats et les ajustements différés.

4 Le cas du Franc CFA de la CEMAC

4.1 L'estimation des équations structurelles

On a les mêmes formes que dans le cas de l'UEMOA, avec des retards différents dans le cas de la troisième équation dus aux différences dans les périodes d'optimisation (pour la qualité de l'ajustement). De plus la variable exportations est intégrée à l'ordre un dans le cas de la CEMAC.

$$\begin{aligned}
 ibc_t = & \alpha_0 + \alpha_1 dc\ int_t + \alpha_2 d\ det\ b_t + \alpha_3 dmm_t + \alpha_4 dprp_t + \alpha_5 dtir_t + \alpha_6 dex_t + \alpha_7 dim_t \\
 & + \alpha_8 dpfmi_t + \varepsilon_t
 \end{aligned} \tag{i}$$

$$\begin{aligned}
 ibc_t = & \gamma_0 + \gamma_1 dc\ int_{t-j1} + \gamma_2 d\ det\ b_{t-j2} + \gamma_3 dmm_{t-j3} + \gamma_4 dprp_{t-j4} + \gamma_5 dtir_{t-j5} + \gamma_6 dex_{t-j6} + \gamma_7 dim_{t-j7} \\
 & + \gamma_8 dpfmi_{t-j8} + \varepsilon_t
 \end{aligned} \tag{ii}$$

Le tableau 3.9 ci-dessous expose les résultats économétriques de la CEMAC.

Rappelons que les résultats des équations retardées d'une période se trouvent en Annexes 1 et 2.

Tableau 3.9: résultats des estimations logit/probit (CEMAC)

logit			probit		
<u>modèle sans retard (t)</u>			<u>modèle sans retard (t)</u>		
<u>variables</u>	<u>coefficients</u>	<u>prob.</u>	<u>variables</u>	<u>coefficients</u>	<u>prob.</u>
Constante	-5,183956	0,0000	Constante	-2,579806	0,0000
Crédit intérieur**	0,003800	0,0217	Crédit intérieur**	0,001831	0,0343
Dettes des banques***	-0,031064	0,0010	Dettes des banques***	-0,015022	0,0089
Masse monétaire(M2)***	-0,009956	0,0000	Masse monétaire(M2)***	-0,004847	0,0000
Exportations	-0,009943	0,7345	Exportations	-0,004339	0,6803
Importations	0,010507	0,5310	Importations	0,004634	0,4728
Position au FMI	-0,021979	0,8810	Position au FMI	-0,008248	0,8833
Prix réel du pétrole	0,011723	0,9649	Prix réel du pétrole	0,008016	0,9291
Taux d'int. réel intern.**	0,358193	0,0292	Taux d'int. réel intern.**	0,158211	0,0306
R² de McFadden	0,257358		R² de McFadden	0,261545	
<u>modèle avec retards optimisés (t-j)</u>			<u>modèle avec retards optimisés (t-j)</u>		
<u>variables</u>	<u>coefficients</u>	<u>prob.</u>	<u>variables</u>	<u>coefficients</u>	<u>prob.</u>
Constante	-7,714468	0,0000	Constante	-3,815363	0,0000
Crédit intérieur***	0,011312	0,0000	Crédit intérieur***	0,005147	0,0000
Dettes des banques(-8)***	0,096004	0,0000	Dettes des banques(-8)***	0,047339	0,0001
Masse monétaire(M2)***	-0,022455	0,0000	Masse monétaire(M2)***	-0,010410	0,0000
Exportations(-11)***	0,044790	0,0003	Exportations(-11)***	0,020618	0,0011
Importations(-7)***	0,060909	0,0000	Importations(-7)***	0,029134	0,0006
Position au FMI(-11)***	0,519544	0,0000	Position au FMI(-11)***	0,244507	0,0002
Prix réel du pétrole (-4)***	0,279167	0,0000	Prix réel du pétrole(-4)***	0,130613	0,0001
Taux d'int. réel intern.(-1)	0,322674	0,1449	Taux d'int. réel intern.(-1)	0,150200	0,1635
R² de McFadden	0,505616		R² de McFadden	0,522072	

* significatif au seuil de 10%

** significatif au seuil de 5%

*** significatif au seuil de 1%

Probability(LR stat) = 0,176619 (logit, t)

Probability(LR stat) = 0,167348 (probit, t)

Probability(LR stat) = 0,004208 (logit, t-j)

Probability(LR stat) = 0,003188 (probit, t-j)

Les probabilités du ratio de vraisemblance indiquent que l'ensemble des coefficients sans la constante, estimés peut être considéré comme non nul uniquement dans le cas des équations à retards optimisés. Ce qui ne veut pas dire que les autres résultats sont sans intérêt, car des coefficients estimés dans le groupe peuvent être non nuls. Ainsi les estimations logit et probit sur les données de la zone CFA de la CEMAC montrent que deux variables sont significatives au seuil de 5% avec un signe positif: le crédit domestique et le taux d'intérêt réel international. Concernant cette dernière variable, on peut noter que les pays de la zone ont un service de la dette important, ce qui les rend vulnérables aux variations du taux d'intérêt international, dont l'augmentation accroît le service de la dette. Deux autres variables sont significatives au seuil de 1% avec un signe négatif: la dette des banques privées libellées en monnaie de réserve et la masse monétaire ($M2$). Ce qui indique que cette dernière variable apparaît sous sa forme demande de monnaie, qui dès lors qu'elle est importante protège la monnaie nationale. Le R^2 de McFadden est de 0,26 dans les deux cas logit, probit.

Les résultats des équations retardées d'une période ne donnent aucune variable significative et le R^2 de McFadden est faible 0,017 pour le logit et 0,019 pour le logit. Ce qui implique une spécification non appropriée pour la zone CEMAC. En revanche, avec la méthode d'optimisation des retards, toutes les variables sont significatives excepté le taux d'intérêt réel international. Ainsi les variables crédit intérieur avec 0 mois de retard, la dette des banques privées avec 8 mois de retard, les exportations avec 11 mois de retard, les importations avec 7 mois de retard, la position au FMI avec 11 mois de retard et le prix réel du pétrole avec 4 mois de retard, sont significatives au seuil de 1% avec un signe positif. Ce qui indique bien que ces variables peuvent participer activement à l'avènement d'une crise de change dans cette zone. La variable masse monétaire ($M2$), est statistiquement significative au seuil de 1% avec un signe négatif, ce qui confirme bien que c'est la fonction demande de monnaie qui joue ici contre les crises de change. On peut interpréter davantage ces résultats avec le tableau 3.10 suivant.

Tableau 3.10: Effets probables des variables significatives (CEMAC)

logit		probit	
<u>modèle sans retard (t)</u>		<u>modèle sans retard (t)</u>	
<u>variables</u>	<u>effet probable</u>	<u>variables</u>	<u>effet probable</u>
Constante		Constante	
Crédit intérieur**	(+)	Crédit intérieur**	(+)
Dettes des banques***	(++)	Dettes des banques***	(++)
Masse monétaire(M2)***	(++)	Masse monétaire(M2)***	(++)
Exportations	(+/-)	Exportations	(+/-)
Importations	(+/-)	Importations	(+/-)
Position au FMI	(+/-)	Position au FMI	(+/-)
Prix réel du pétrole	(+/-)	Prix réel du pétrole	(+/-)
Taux d'int. réel intern.**	(+)	Taux d'int. réel intern.**	(+)
<u>modèle avec retards optimisés (t-j)</u>		<u>modèle avec retards optimisés (t-j)</u>	
<u>variables</u>	<u>effet probable</u>	<u>variables</u>	<u>effet probable</u>
Constante		Constante	
Crédit intérieur***	(++)	Crédit intérieur***	(++)
Dettes des banques(-8)***	(++)	Dettes des banques(-8) ***	(++)
Masse monétaire(M2)***	(++)	Masse monétaire(M2)***	(++)
Exportations(-11)***	(++)	Exportations(-11)***	(++)
Importations(-7)***	(++)	Importations(-7)***	(++)
Position au FMI(-11)***	(++)	Position au FMI(-11)***	(++)
Prix réel du pétrole(-4)***	(++)	Prix réel du pétrole(-4)***	(++)
Taux d'int. réel intern.(-1)	(+/-)	Taux d'int. réel intern.(-1)	(+/-)

(+/-) : sans effet (ou effet apparemment neutre);

(+/-) : effet probable faible (seuil 10%);

(+) : effet probable fort (seuil 5%);

(++) : effet probable très fort (seuil 1%).

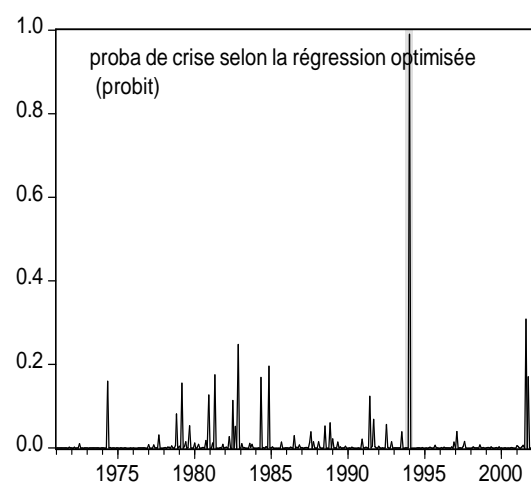
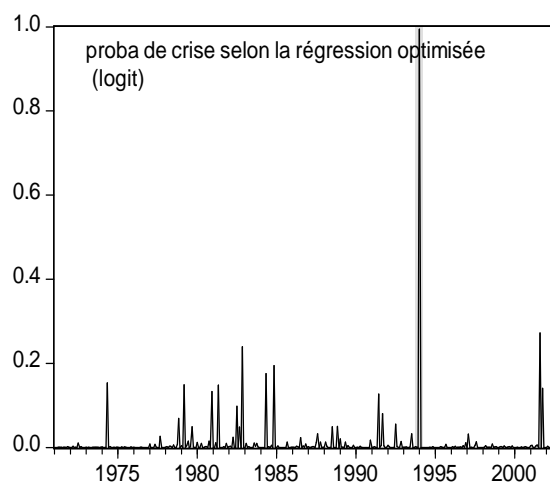
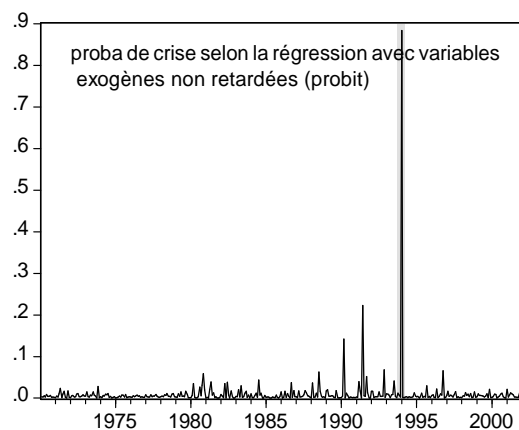
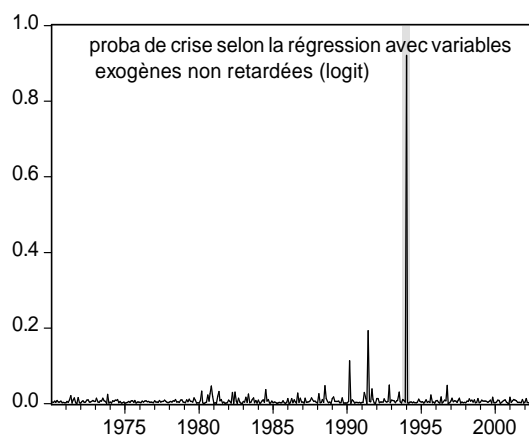
Dans le cas de la CEMAC, seules les variables crédit intérieur et taux d'intérêt réel international semblent avoir un effet probable immédiat fort sur l'indice de crise, car significatives au seuil de 5% avec le signe positif des coefficients estimés. Il en est de même des variables dette des banques privées et la masse monétaire ($M2$), avec un effet probable fort mais en sens contraire. Les autres variables indiquent une neutralité apparente.

En ce qui concerne les estimations des équations avec une période de retard, aucune variable n'est statistiquement significative, donc n'influence avec une période d'avance l'indice de crise. En revanche, la méthode d'optimisation des retards permet de dégager des variables qui, tout en étant statistiquement significatives, ont un signe positif. Il s'agit notamment du crédit intérieur (sans retard), la dette de banque avec 8 mois de retard, les exportations avec 11 mois de retard, les importations avec 7 mois de retard, la position au FMI avec 11 mois de retard et le prix réel du pétrole avec 4 mois de retard. La masse monétaire ($M2$) est significative avec un signe négatif en logit comme en probit. On a des effets probables très forts sur l'indice de crise dans le cas des premières variables. Autrement dit, la détérioration de ces variables peut contribuer à affaiblir la valeur de la monnaie nationale en faveur de devises étrangères, ou susciter une fuite de capitaux de la part des spéculateurs, en prévision d'une crise de change.

On peut apprécier une vue d'ensemble des estimations des probabilités de crise à l'aide des modèles logit et probit avec différentes équations, à partir des graphiques ci-dessous. Comme le Franc CFA de l'UEMOA, seule la dévaluation de 1994 est retenue par nos sources dans le cas de la CEMAC. On peut cependant s'attendre à des variations plus importantes du taux de change de cette monnaie si elle n'était pas supportée par le Franc français et depuis 2002 par l'Euro auquel sont arrimées les monnaies des deux zones (CEMAC et UEMOA). Le maintien de cette parité fixe, empêche de connaître la vraie valeur de cette monnaie, qui doit a priori être surévaluée.

4.2 Les probabilités calculées (CEMAC)

Date des crises: 1994:01¹⁹.



¹⁹ Sources: Kaminsky G. L. (2003) "Variety of currency crises", NBER. K. Rogoff and C. Reinhart (2003) "FDI to Africa: the role of price stability and currency instability", IMF Working Paper.

La date de crise retenue ici est la date de la dévaluation du franc CFA de janvier 1994, de 50% de sa valeur. Ainsi, les graphiques des probabilités (logit et probit) indiquent très bien cette crise dans les cas des estimations avec variables exogènes sans retard et dans le cas de la méthode des retards optimisés. Concernant les modèles avec une période de retard, cette date est aussi indiquée mais avec moins d'intensité que dans le cadre des autres méthodes. En plus plusieurs dates de crise ou pression sur le taux de change de la monnaie nationale sont indiquées sans être annoncées par les sources. On peut noter qu'en 2001 les Francs CFA des deux zones ont manifesté des pressions sur le taux de change, tensions qui sont visibles sur les graphiques d'optimisation des retards. Cela peut s'expliquer par une attente de dévaluation à la veille de l'entrée en vigueur de l'Euro, la nouvelle monnaie d'attache des Francs CFA.

On peut cependant noter que la densité de probabilité d'une équation estimée peut permettre de prévoir une crise *ex post* sans que les variables soient statistiquement significatives. Ce qui permet de dire qu'une variable sans être significative, contribue à la qualité de l'ajustement. Cette hypothèse est confirmée par l'estimation des régressions avec retrait de variables non statistiquement significatives.

Il apparaît que les deux zones F CFA tout en maintenant une parité institutionnelle égale relèvent de structures économiques et politiques différentes. Les résultats des estimations économétriques montrent que l'indice binaire de crise de la CEMAC est sensible aux chocs pétroliers, ce qui n'est pas le cas en zone UEMO où le signe du coefficient estimé du prix réel du pétrole est négatif. La variable principale dans les deux zones est le crédit intérieur. Cependant, on note que dans les deux zones l'inflation n'est pas structurelle, car le signe de la masse monétaire (M2) est moins (-).

Tableau 3.11: récapitulatif des résultats de la méthode d'optimisation en logit et probit

Monnaie et retards d'optimisation (pays africains)					
Variables	Rand	Naira	F CFA UEMAO	F CFA CEMAC	Moyenne
Crédit intérieur	(0)	(1)	(9)	(0)	(2,50)
Masse monétaire(M2)	(1)	(1)	(1)	(0)	(0,75)
Dette des banques privées	(2)	(9)	(7)	(8)	(6,50)
Dette extérieure	(10)	-	-	-	-
Exportations	(12)	(0)	(12)	(11)	(8,75)
Importations	(6)	(10)	(8)	(7)	(7,75)
Position au FMI	(9)	(7)	(1)	(11)	(8,75)
Prix réel du pétrole	(1)	(7)	(5)	(4)	(3,75)
Solde budgétaire	(0)	-	-	-	-
Solde compte courant	(0)	(1)	-	-	-
Taux d'int. réel intern.	(7)	(1)	(6)	(1)	(3,75)

Sources : tableaux 3.3, 3.5, 3.7, 3.9

Le tableau 3.11 récapitulatif ci-dessus indique que la période moyenne de signal de pré-crise pour les pays étudiés sont: 2,50 mois pour la variable crédit intérieur, 6,50 pour la variable dette des banques commerciales, 0,75 pour la masse monétaire, 8,75 pour les exportations, 7,75 pour les importations, 8,75 pour la position au FMI, 3,75 pour le prix réel du pétrole, 3,75 pour le taux d'intérêt réel international. Ainsi, pour les données étudiées, la masse monétaire ($M2$) a une période moyenne plus courte de signal d'alerte, alors que des variables telles que les exportations, les importations et la position au FMI ont des périodes relativement longues.

Le retard de la variable crédit intérieur (9 mois) paraît élevé comparé aux autres pays. Cela peut s'expliquer par le fait que le crédit intérieur n'est pas développé dans cette zone, ce qui explique un grand retard dans la transmission des chocs. Autrement dit, la politique monétaire n'est pas expansionniste.

Le Tableau 3.11 permet de classer les variables économiques en deux catégories selon la période moyenne d'influence sur l'indice de crise (période moyenne de pré-crise): les variables de court terme (0 à 3 mois) et les variables de moyen terme (plus de 4 mois). Dans la première catégorie on retient des variables telles que le crédit intérieur et la masse monétaire ($M2$). Dans la deuxième catégorie on retrouve les variables dette des banques privées libellées en monnaie de réserve, les exportations, les importations et la position au FMI. Les variables tels que le taux d'intérêt réel international (qui gonfle le service de la dette via l'intérêt sur la dette extérieure) et le prix réel du pétrole sont à cheval entre les deux périodes. Dans les deux catégories on retrouve aussi bien des variables macroéconomiques domestiques qu'internationales, et qui induisent ainsi des chocs internes externes.

Conclusion du Chapitre 3

Après avoir procédé à une description des données (mensuelles) issues de la base de données Datastream accompagnée d'une étude des signes attendus par la théorie, nous avons étudié le niveau d'intégration des différentes variables à partir des tests de racine unitaire. Après avoir spécifié les équations économétriques avec des régressions sur la base des modèles logit et probit et procédé à des estimations, les résultats sont généralement contrastés, cependant quelques variables font l'unanimité de façon plus ou moins constante: le crédit intérieur, la masse monétaire (M2), la dette des banques privées en monnaie de réserve, la position au FMI. Un procédé d'optimisation des résultats nous a permis de dégager les périodes de signal de pré-crise des différentes variables sur la base des données étudiées pour les différents pays ou zones monétaires. D'un point de vue économétrique le retrait des variables non significatives dans les équations optimisées entraîne une baisse de la qualité des résultats engendrés par les variables statistiquement significatives. Ce qui indique que même non significative une variable pourrait contribuer à améliorer la qualité de l'ajustement à partir du t de student (ou le p -value) ou du coefficient de détermination (le R carré de McFadden).

La méthode d'optimisation des retards a permis de classer les variables macroéconomiques selon les périodes de signal de pré-crise en variables de court terme (0 à 3 mois) et en variables de moyen terme (plus de 4 mois). L'étude d'un échantillon sur quelques pays émergents d'Amérique latine et d'Asie au Chapitre 4 permet d'élargir le classement des variables eu égard aux résultats sur ces pays d'une part, et à partir d'une étude globale (en données de panel) sur l'ensemble des pays de chaque échantillon au Chapitre 5.

L'observation des graphiques des probabilités calculées montre que les estimations des équations d'optimisation et des régressions avec des variables exogènes non retardées donnent les meilleurs résultats sur l'indication des crises passées. Pour l'Afrique du Sud par exemple les crises de change et les pressions sur le taux de change de 1974, 1975, de 1983 à 1986, 1996 et 1998 sont nettement exprimées dans ces graphiques. Concernant le Nigeria les équations optimisées et secondairement les estimations des équations avec des variables

exogènes non retardées produisent les meilleurs résultats. En effet, les graphiques des probabilités de crise des équations optimisées ont nettement fait ressortir les pressions sur le taux de change du Naira et les crises de 1986, 1992 et 1999. Pour les pays des zones CFA (CEMAC et UEMOA) la dévaluation de 1994 est clairement indiquée, surtout pour les graphiques de la probabilité selon la régression (logit et probit) avec des variables exogènes non retardées. En revanche, les graphiques suivant la régression avec optimisation des statistiques dans le cas de l'UEMOA ne produisent pas les résultats escomptés en ce sens qu'ils ne prévoient pas (à titre *ex post*) la crise de change de janvier 1994.

Il ressort aussi que les résultats des régressions qui ont des R carré de McFadden plus élevés ont donné les meilleures prévisions de crise de change dans les différents pays ou zones considérés, suivant les graphiques de probabilité quelque soit la spécification considérée.

On peut résumer dans un tableau la méthode d'optimisation des retards et tirer des statistiques moyennes pour l'ensemble de l'échantillon de pays africains. Ce qui permet d'étendre la portée des résultats aux autres pays qui n'ont pas fait objet d'étude ici, avec une marge d'erreur acceptable, en ce qui concerne les périodes de pré-crise selon les variables.

Chapitre 4

Etudes empiriques sur l'échantillon de pays émergents d'Amérique latine et d'Asie

A l'instar de l'échantillon des pays africains, l'indice et les variables déterminées au Chapitres 1 et 2 sont utilisés ici pour des études empiriques appliquées à l'échantillon de pays émergents d'Amérique latine et d'Asie, en vue de déterminer les variables qui sont déterminantes au cours des épisodes de crise. Dans ce qui suit nous allons déterminer d'abord les caractéristiques de l'échantillon avant de procéder aux estimations logit et probit suivies des interprétations des résultats. Les graphiques des densités de probabilité nous permettent de visualiser les crises passées dans l'échantillon des pays émergents d'Amérique latine et d'Asie. La variable endogène est toujours l'indice binaire de crise. Les équations structurelles de chaque pays tiennent compte du niveau d'intégration des variables, comme dans le cas de l'échantillon de pays africains. Ce qui permet d'obtenir des estimateurs et des tests statistiques robustes. Cet échantillon est composé de pays émergents et en développement qui sont souvent exposés aux crises financières et de change, découlant de la jeunesse de ces marchés de change émergents, avec des systèmes et des structures économiques vulnérables à la volatilité financière internationale.

La caractéristique de l'indice binaire de crise (ibc), c'est qu'il n'a pas de mémoire ou de passé, car elle prend la valeur 1 en cas de crise et 0 ailleurs. Ce qui fait qu'au cours des

estimations économétriques des équations à retards optimisés, avec cette variable (ibc) comme variable endogène, il n'est pas nécessaire d'introduire simultanément un même nombre de retards pour chaque variable exogène, mais le retard qui rend la variable statistiquement significative. Ainsi, après l'analyse des résultats et l'étude par les signes, les graphiques des probabilités calculées nous indiquent si les spécifications et les formes fonctionnelles des modèles, avec les variables (endogènes et exogènes) retenues, permettent de faire de bonnes prévisions, auquel cas, la détermination des retards de pré-crise est appropriée pour prévoir les crises dans ces pays, et par extension aux pays ayant des structures économiques similaires. Ces probabilités déterminent aussi l'adéquation des modèles par rapport aux variables et aux spécifications temporelles, autrement dit, est-ce que les variables exogènes expliquent bien les crises de change à travers l'indice binaire de crise (ibc) comme variable endogène.

Enfin le tableau qui récapitule les retards de pré-crise, pour les différentes variables par pays, permet de déterminer les périodes moyennes de pré-crise pour chaque variable de l'échantillon. Ce qui permet une comparaison avec les périodes obtenues avec l'échantillon des pays africains.

I. Caractéristiques de l'échantillon des pays d'Amérique latine et d'Asie

Comme dans le cas du premier échantillon, nous décrivons les caractéristiques de cet échantillon à travers l'origine et la disponibilité des données, avant de déterminer le niveau d'intégration des variables, avec l'objectif de stationnariser celles qui sont intégrées à un certain ordre.

1. Origines et disponibilité des données

A l'instar du Chapitre 3, nous allons décrire les données avant d'analyser les résultats des estimations économétriques. Ainsi les données sur les variables macroéconomiques sont à périodicité mensuelle et proviennent de Datastream. La période d'analyse est de 1970 à 2002.

Le tableau 4.1 suivant indique les variables dont les données sont disponibles, alors que le tableau 4.2 décrit le niveau d'intégration des variables. Les variables intégrées à un certain ordre, seront stationnarisées par une différentiation à l'ordre d'intégration, ce qui permet d'obtenir des statistiques avec des inférences robustes, et d'éviter les régressions artificielles.

Cet échantillon se caractérise par la présence des pays émergents qui ont connu de sévères crises de change en 1994-95 concernant les pays de l'Amérique latine (Argentine, Brésil, Mexique), et en 1997-98 dans les cas des pays asiatiques (Malaisie, Thaïlande). Ce qui permet de vérifier le cadre opérationnel choisi pour déterminer et prévoir les crises de changes. Des résultats concluants de ce cadre permettent d'utiliser les densités de probabilité des modèles logit et probit pour faire de la prévision notamment avec la détermination des retards de pré-crise. D'autre part les avantages et les inconvénients liés à la périodicité mensuelle à savoir pour les inconvénients la non-disponibilité des données pour des variables telles que le PIB, la croissance économique, l'épargne domestique, empêche d'avoir des ratios par rapport au PIB; et pour les avantages on retient une plus grande précision des dates des crises de change. Toutefois les variables disponibles permettent d'obtenir des résultats avec des analyses se faisant toutes choses égales par ailleurs. Autrement dit, dont la portée est limitée par l'absence des données mensuelles sur des variables telles que la dette extérieure et le solde du compte courant pour certains des pays, et le PIB (permettant de calculer des ratios), le taux de croissance, le taux d'investissement, l'épargne domestique etc pour tous les pays. Cependant, les variables dont les données mensuelles sont disponibles (dont le nombre varie entre 8 et 11) selon le pays, permettent largement d'obtenir des résultats concluants.

Tableau 4.1 : Données mensuelles disponibles par variables (pays émergents)

Variabes	Argentine	Brésil	Mexique	Malaisie	Thaïlande
Crédit intérieur(<i>cint</i>)	d.	d.	d.	d.	d.
Dette des banques privées (<i>detb</i>)	d.	d.	d.	d.	d.
Dette extérieure(<i>dext</i>)	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	d.
Masse monétaire(<i>M2</i>)(<i>mm</i>)	d.	d.	d.	d.	d.
Exportations (<i>ex</i>)	d.	d.	d.	d.	d.
Importations (<i>im</i>)	d.	d.	d.	d.	d.
Position au FMI (<i>pfmi</i>)	d.	d.	d.	d.	d.
Prix réel du pétrole (<i>prp</i>)	d.	d.	d.	d.	d.
Réserves internationales(<i>res</i>)	d.	d.	d.	d.	d.
Solde budgétaire (<i>sbg</i>)	d.	d.	d.	n.d.	d.
Solde du compte courant(<i>scc</i>)	n.d.	d.	n.d.	n.d.	n.d.
Taux de change réel (<i>tcr</i>)	d.	d.	d.	d.	d.
Taux d'int. réel internat.(<i>tir</i>)	d.	d.	d.	d.	d.
Termes de l'échange (<i>te</i>)	n.d.	n.d.	d.	n.d.	n.d.

d. : données disponibles

n.d. données non disponibles

Dans cet échantillon, il apparaît que les données sur la variable économique dette extérieure n'est disponible que pour la Thaïlande, de même le solde du compte courant n'est disponible que dans le cas du Brésil, et la variable termes de l'échange que seulement pour le Mexique, selon la source Datastream. Les abréviations entre parenthèses en face des variables seront utilisées dans les différentes équations pour désigner les variables respectives.

Le tableau 4.2 ci-dessous donne le niveau d'intégration des variables pour des stationarisations éventuelles avant toute estimation économétrique pour permettre entre autres d'obtenir des inférences correctes au cours des estimations. Les tests de racine unitaire utilisés sont les tests de Dickey-Fuller et ceux de Phillips-Perron (cf. Annexes 3). Ces tests déterminent généralement les niveaux d'intégration des variables, néanmoins, il arrive souvent que les conclusions n'aillent pas dans la même direction ou soient simplement contradictoires si on considère plusieurs seuils. Il appartient à l'analyste de privilégier tel ou tel résultat selon ses convictions, après des tests plus approfondis. Mais en général, on réduit les contradictions en se fixant un seuil unique (par exemple 5%), car souvent les contradictions apparaissent lorsqu'on examine les résultats des tests aux seuils de 1% et 10%. Tout compte fait, soit une variable est intégrée, soit elle ne l'est pas, et si elle l'est les tests le déterminent clairement.

2. Niveau d'intégration des variables exogènes

Comme dans le cas de l'échantillon des pays africains, le tableau 4.2 ci-dessous présente les variables par pays et leur niveau d'intégration. Les tests utilisés sont ceux de Dickey – Fuller et de Phillips – Perron à l'instar de l'échantillon africain. Ces variables intégrées sont donc différenciées à l'ordre d'intégration pour limiter les biais d'estimation et obtenir des tests statistiques robustes. On remarque que les variables macroéconomiques sont en général intégrées à l'ordre un.

Tableau 4.2: Niveau d'intégration des variables des différents pays (échantillon pays émergents)

Variabes	Argentine	Brésil	Mexique	Malaisie	Thaïlande
Crédit intérieur	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)
Dette des banques privées	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)
Dette extérieure	-	-	-	-	I(1)
Exportations	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)
Importations	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)
Masse monétaire(M2)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)
Position au FMI	I(1)	I(1)	I(1)**	I(1)	I(1)
Prix réel du pétrole	I(0)	I(0)	I(1)	I(1)	I(1)
Solde budgétaire	I(0)	I(0)	I(0)	-	I(0)
Solde du compte courant	-	I(1)*	-	-	-
Taux d'intérêt réel	I(0)	I(0)*	I(1)	I(1)	I(1)
International					
Termes de l'échange	-	-	I(1)	-	-
Réserves internationales	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)
Taux de change réel	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)

Le tableau 4.2 ci-dessus montre que la plupart des variables macroéconomiques possèdent de racine unitaire, i.e. sont intégrées à l'ordre 1.

* Les tests ADF de racine unitaire montrent que la variable solde de compte courant du Brésil est intégrée à l'ordre un aux seuils de 1% et 5%, mais ne possède pas de racine unitaire au seuil de 10%. Par contre le test de Phillips - Perron indique l'absence de racine unitaire pour cette variable. Au cours des estimations nous retiendrons les résultats du test ADF en considérant que le solde du compte courant du Brésil est intégré à l'ordre un. Concernant le taux d'intérêt réel international pour le Brésil, le test Philip Perron indique la présence de racine unitaire au seuil de 1%, mais pas à 5% et 10%, contrairement aux tests ADF qui indique que cette variable est à niveau. Au cours des estimations économétriques nous considérons que cette variable ne possède pas de racine unitaire.

** Le test Phillips - Perron sur la variable Position au FMI du Mexique indique la présence de racine unitaire à 1% mais pas à 5% et 10%, contrairement au test ADF qui signale que cette variable est formellement intégrée à l'ordre un (aux seuils de 1%, 5%, 10%). Au cours des estimations cette variable sera considérée comme I(1) et traitée comme telle.

Au cours des estimations économétriques, les variables intégrées à un certain ordre seront donc au préalable stationnarisées en les différenciant à l'ordre d'intégration. Ces différenciations permettent de respecter les hypothèses sur les résidus (en tant que variables indépendantes et identiquement distribuées, suivant une loi normale centrée de variance constante). Ce qui permettra d'obtenir des estimateurs des paramètres non biaisés et des tests statistiques plus robustes. Dans le Tableau 4.2 ci-dessus les variables intégrées seront différenciées à l'ordre d'intégration (généralement à l'ordre 1).

II. Les estimations économétriques en logit et probit

1. Le cas du Peso argentin

Les estimations se font sur données de pays émergents d'Amérique latine et d'Asie.

1.1 L'estimation des équations structurelles

Les tableaux 4.3 et 4.4 ci-dessus nous permettent d'écrire les équations telles qu'elles feront l'objet d'estimation à partir des données de l'Argentine. Autrement dit en tenant compte du niveau d'intégration des différentes variables. La lettre d qui précède certaines variables dans les équations indique que ces variables sont différenciées à l'ordre un pour les rendre stationnaire (voir tableau 4.2). L'indice binaire de crise (ibc) est le variable endogène au cours des estimations. Les équations sont écrites sous la forme extensive comme suivante:

$$\begin{aligned}
 ibc_t = & \alpha_0 + \alpha_1 dc \text{ int}_t + \alpha_2 d \det b_t + \alpha_3 dmm_t + \alpha_4 prp_t + \alpha_5 sbg_t + \alpha_6 tir_t \\
 & + \alpha_7 dex_t + \alpha_8 \text{ dim}_t + \alpha_9 dpfmi_t + \varepsilon_t
 \end{aligned} \tag{i}$$

$$\begin{aligned}
 ibc_t = & \gamma_0 + \gamma_1 dc \text{ int}_{t-j1} + \gamma_2 d \det b_{t-j2} + \gamma_3 dmm_{t-j3} + \gamma_4 prp_{t-j6} + \gamma_5 sbg_{t-j5} + \gamma_6 tir_{t-j6} \\
 & + \gamma_7 dex_{t-j7} + \gamma_8 \text{ dim}_{t-j8} + \gamma_9 dpfmi_{t-j9} + \varepsilon_t
 \end{aligned} \tag{ii}$$

Nous allons examiner les résultats des estimations des différents modèles et des différentes spécifications: logit et probit avec ou sans variables exogènes retardées, avant d'interpréter les différents résultats. Des comparaisons entre les résultats des différentes spécifications en tout genre permettront de tirer des conclusions sur le comportement et l'influence des différentes variables macroéconomiques sur les crises de change dans les différents pays. Le Tableau 4.3 ci-dessous donne les résultats des estimations logit et probit pour l'Argentine.

Tableau 4.3: résultats des estimations logit/probit (Argentine)

logit			probit		
<u>modèle sans retard (t)</u>			<u>modèle sans retard (t)</u>		
<u>variables</u>	<u>coefficients</u>	<u>prob.</u>	<u>variables</u>	<u>coefficients</u>	<u>prob.</u>
Constante	-4,955004	0,0003	Constante	-2,448925	0,0000
Crédit intérieur	8,38E-06	0,9288	Crédit intérieur	8,58E-06	0,8761
Dettes des banques	0,000711	0,4957	Dettes des banques	7,92E-05	0,6398
Masse monétaire(M2)*	-0,000256	0,0788	Masse monétaire(M2)	-0,000122	0,1225
Exportations	0,004093	0,1809	Exportations	0,001733	0,1453
Importations**	-0,007924	0,0434	Importations*	-0,003548	0,0231
Position au FMI***	-3500,161	0,0000	Position au FMI***	-756,5543	0,0000
Prix réel du pétrole*	0,061913	0,0651	Prix réel du pétrole*	0,026638	0,0940
Solde budgétaire***	0,003710	0,0001	Solde budgétaire***	0,001861	0,0001
Taux d'int. réel intern.*	-0,105064	0,0661	Taux d'int. réel intern.*	-0,045181	0,0962
R carré de McFadden	0,421081		R carré de McFadden	0,421824	
<u>modèle avec retards optimisés (t-j)</u>			<u>modèle avec retards optimisés (t-j)</u>		
<u>variables</u>	<u>coefficients</u>	<u>prob.</u>	<u>variables</u>	<u>coefficients</u>	<u>prob.</u>
Constante	-23,93208	0,0094	Constante	-13,52261	0,0014
Crédit intérieur(-11)***	0,00105	0,0022	Crédit intérieur(-11)***	0,000977	0,0012
Dettes des banques**	-0,005267	0,0147	Dettes des banques***	-0,002942	0,0032
Masse monétaire(M2)(-3)*	0,003213	0,0682	Masse monétaire(M2)(-3)**	0,001810	0,0218
Exportations(-6)***	-0,024057	0,0053	Exportations(-6)***	-0,013558	0,0014
Importations(-13)***	0,058727	0,0079	Importations(-13)***	0,033192	0,0017
Position au FMI(-2)	-999,3066	0,3354	Position au FMI(-2)	572,0434	0,2182
Prix réel du pétrole (-7)**	0,001525	0,0205	Prix réel du pétrole(-7)***	0,000850	0,0076
Solde budgétaire***	0,022470	0,0056	Solde budgétaire***	0,012769	0,0015
Taux d'int. réel intern.(-3)	-0,001021	0,4319	Taux d'int. réel intern.(-3)	-0,000519	0,5244
R carré de McFadden	0,694978		R carré de McFadden	0,697328	

* significatif au seuil de 10%

** significatif au seuil de 5%

*** significatif au seuil de 1%

Probability(LR stat) = 0,028017 (logit, t)

Probability(LR stat) = 0,027709 (probit, t)

Probability(LR stat) = 0,002278 (logit, t-j)

Probability(LR stat) = 0,002205 (probit, t-j)

Concernant le LR test²⁰ sur la nullité de l'ensemble des paramètres du modèle non compris la constante, les probabilités du ratio de vraisemblance montrent que l'ensemble des coefficients estimés est statistiquement différent de zéro pour tous les niveaux d'équations temporelles, aussi bien en logit qu'en probit. Par ailleurs, il n'est pas nécessaire pour l'analyse des résultats de corriger les valeurs du R carré de McFadden compte tenu de l'étendu des données (séries chronologiques mensuelles de 1970 à 2002).

Ainsi, pour les modèles logit et probit et pour l'ensemble des spécifications temporelles retenues, le R^2 de McFadden est relativement élevé pour tous les types d'équations. Il est de 0,42 pour le logit et le probit concernant les équations non retardées; 0,44 et 0,45 respectivement en logit et probit pour les équations retardées d'une période; 0,69 et 0,70 respectivement pour le logit et le probit pour les équations optimisées.

Dans la spécification avec sans retard, la variable solde budgétaire est significative au seuil de 1% et le prix réel du pétrole au seuil de 10%, les deux avec un signe positif, aussi bien en logit qu'en probit. Ce qui implique que la détérioration de ces variables augmente l'indice de crise. D'autre part la variable position au FMI est significative au seuil de 1%, les importations au seuil de 5%, et le taux d'intérêt réel international au seuil de 10%, avec un signe négatif pour ces variables, ce qui ne contribue pas à augmenter l'indice de crise. La masse monétaire ($M2$) est significative dans le cas logit au seuil de 10% avec un signe négatif, ce qui implique que cette variable apparaît sous la forme demande de monnaie.

En ce qui concerne les équations retardées d'une période, le crédit intérieur et le solde budgétaire sont significatifs au seuil de 1%, et les importations au seuil de 5%, les trois ayant un signe positif. Donc l'analyse des cas similaires vus supra s'applique. Tandis que la position au FMI est significative au seuil de 1% et les exportations aux seuils de 10% et 5% respectivement en logit et probit, et ces trois variables ont un signe négatif. Ce qui indique selon ces estimations qu'elles influencent inversement l'indice de crise comparativement aux variables significatives avec un signe positif qui augmente la valeur de l'indice de crise.

²⁰ Likelihood – ratio test ou test du ratio de vraisemblance.

Concernant la méthode d'optimisation, seules les variables position au FMI et taux d'intérêt réel international ne sont pas significatifs. Alors que le crédit intérieur avec un retard de 11 mois, les importations de 13 mois, la masse monétaire ($M2$) de 3 mois, le solde budgétaire de 0 mois, et le prix réel du pétrole de 7 mois, sont significatifs avec un signe positif. Ce qui correspond au signe prévu par la théorie. Pour ce qui est de la masse monétaire ($M2$), le signe positif implique qu'elle correspond à l'offre de monnaie. Par ailleurs les exportations sont significatives au seuil de 1% avec un signe négatif, qui indique que l'accroissement des exportations améliore la balance commerciale (et le compte courant) et augmente le niveau des réserves, et diminue l'indice de crise, si elles ne sont pas contrebalancées par des fortes importations.

Il ressort que plusieurs variables statistiquement significatives, le sont avec un signe contraire à celui prévu par la théorie, ce qui en principe ne reflète que la prédominance de situation conjoncturelle par rapport à ces variables. Par ailleurs les variables masse monétaire ($M2$) et le prix réel du pétrole peuvent prendre alternativement le signe plus ou moins selon qu'on ait la demande ou l'offre de monnaie, et que le pays soit producteur (exportateur) de pétrole, ou importateur net de pétrole. Le signe plus de ce coefficient confirme l'Argentine comme exportateur de pétrole.

Kaminsky G. (2003) a présenté les sources de crise de change pour un échantillon de marchés de change émergents. Ainsi, en Argentine, les crises de juin 1975, février 1981, et juillet 1982 se caractérisent par une inflation supérieure à 40%. Tandis que les crises de septembre 1986, avril 1989, et février 1990 proviennent d'une crise de la dette. Et la crise de juin 2002 a été provoquée par un déficit de compte courant. Ce que confirme les résultats du tableau 4.3, où on remarque que la masse monétaire ($M2$) passe de signe (-) à court terme au signe (+) à partir de trois mois. Les variables exportations et importations sont significatives, de même que la position au FMI, qui est une variable qui caractérise une crise de la dette. Le tableau 4.4 va nous permettre d'interpréter aisément les résultats des estimations des paramètres à partir des seuils de significativité et des signes de ces derniers.

Tableau 4.4: Effets probables des variables significatives (Argentine)

logit		probit	
<u>modèle sans retard (t)</u>		<u>modèle sans retard (t)</u>	
<u>variables</u>	<u>effet probable</u>	<u>variables</u>	<u>effet probable</u>
Constante		Constante	
Crédit intérieur	(+/-)	Crédit intérieur	(+/-)
Dettes des banques	(+/-)	Dettes des banques	(+/-)
Masse monétaire(M2)*	(+)	Masse monétaire(M2)	(+/-)
Exportations	(+/-)	Exportations	(+/-)
Importations**	(+)	Importations**	(+)
Position au FMI***	(++)	Position au FMI***	(++)
Prix réel du pétrole*	(+/-)	Prix réel du pétrole*	(+/-)
Solde budgétaire***	(++)	Solde budgétaire***	(++)
Taux d'int. réel intern.*	(+/-)	Taux d'int. réel intern.*	(+/-)
<u>modèle avec retards optimisés (t-j)</u>		<u>modèle avec retards optimisés (t-j)</u>	
<u>variables</u>	<u>effet probable</u>	<u>variables</u>	<u>effet probable</u>
Constante		Constante	
Crédit intérieur(-11)***	(++)	Crédit intérieur(-11)***	(++)
Dettes des banques(-6)**	(+/-)	Dettes des banques(-6)***	(++)
Masse monétaire(M2)(-3)*	(+/-)	Masse monétaire(M2)(-3)**	(+)
Exportations(-6)***	(++)	Exportations(-6)***	(++)
Importations(-13)***	(++)	Importations(-13)***	(++)
Position au FMI	(+/-)	Position au FMI	(+/-)
Prix réel du pétrole (-7)**	(+)	Prix réel du pétrole(-7)***	(++)
Solde budgétaire***	(++)	Solde budgétaire***	(++)
Taux d'int. réel intern.(-3)	(+/-)	Taux d'int. réel intern.(-3)	(+/-)

(+/-) : sans effet (ou effet apparemment neutre);

(+/-) : effet probable faible (seuil 10%);

(+) : effet probable fort (seuil 5%);

(++) : effet probable très fort (seuil 1%).

Le signe (+ +) indique donc que la variable contribue très fortement à l'apparition de crise de change; le signe (+) signifie une probabilité forte, le signe (+/) une faible probabilité, tandis que le signe (+/-) n'indique pas de probabilité forte, même si la variable concernée pourrait contribuer à renforcer les comportements des variables significatives.

Ainsi le Tableau 4.4 ci-dessus de l'étude par les signes, indique l'apparente neutralité de plusieurs variables macroéconomiques surtout en ce qui concerne les résultats des équations sans retard et celles retardées d'une période. Néanmoins certaines variables présentent des effets probables très forts en faveur et contre les crises de change. Il s'agit respectivement avec les équations non retardées des variables solde budgétaire et position au FMI. Les équations retardées d'une période confirment bien ces résultats, mais aussi indiquent que le crédit intérieur a un effet probable très fort (seuil 1%) en faveur des crises de change en Argentine. D'autres variables ont des effets probables forts à modérés: les importations et le taux d'intérêt réel (négativement) et le prix réel du pétrole a un effet probable modéré de façon positive sur l'indice de crise. La masse monétaire (M2) a un effet probable fort à modéré seulement en estimation logit (10% pour les équations non retardées et 5% pour celles retardées d'une période).

Les estimations des équations à retards optimisés donnent les périodes de pré-crise. Ces périodes précisent la date exacte de l'apparition de crise de change compte tenu de la contribution effective de la détérioration de la variable par rapport à ce phénomène. Ainsi dans le cas de l'Argentine, seules les variables position au FMI et taux d'intérêt réel international avec des retards optimisés à 2 et 3 mois respectivement, présentent une apparente neutralité. Toutefois ces variables étaient significatives avec les équations non retardées et celles retardées d'une période de retard. Les autres variables utilisées présentent aussi bien en logit qu'en probit des effets probables très forts à modérés en faveur ou contre l'indice de crise selon le signe du coefficient estimé. Avec des effets probables forts à très forts pour l'indice de crise, on a le crédit intérieur avec 11 mois de retard, les importations avec 13 mois de retard, le solde budgétaire sans retard, et le prix réel du pétrole avec 7 mois de retard. Et pour les effets probables forts à très forts contre l'indice de crise, on a la dette des banques privées libellées en monnaie de réserve (sans retard) et les exportations avec 6 mois de retard.

Une étude graphique des probabilités calculées des crises de change *ex post* permet de mieux appréhender celles qui sont effectivement prédites. Ainsi nous allons voir comment les différentes crises de change de l'Argentine sont expliquées par les différents graphiques provenant des estimations des différentes spécifications économétriques logit et probit. Ces graphiques représentent les densités de prévision des équations temporelles estimées par rapport aux données de l'Argentine.

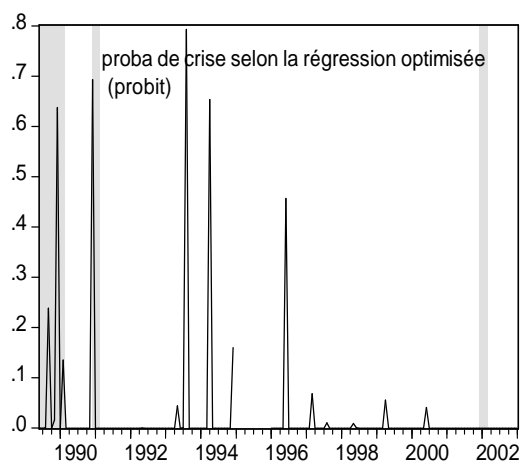
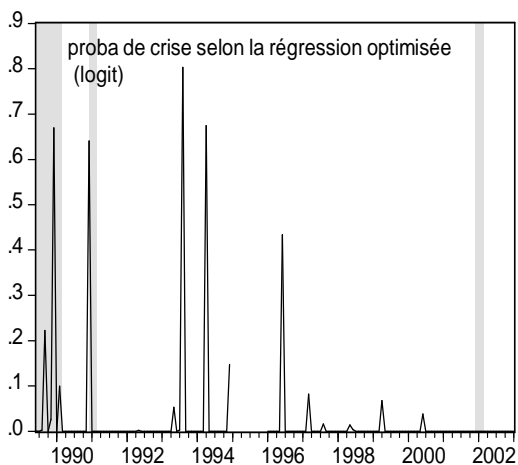
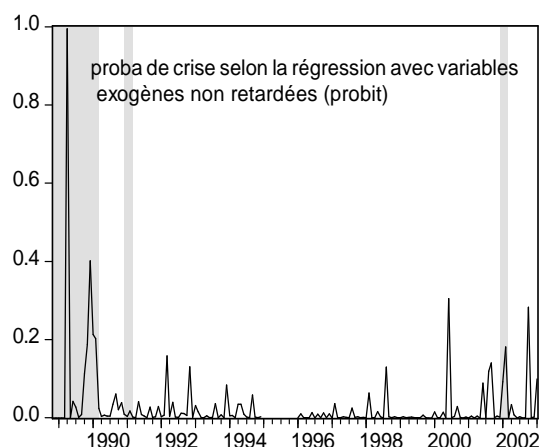
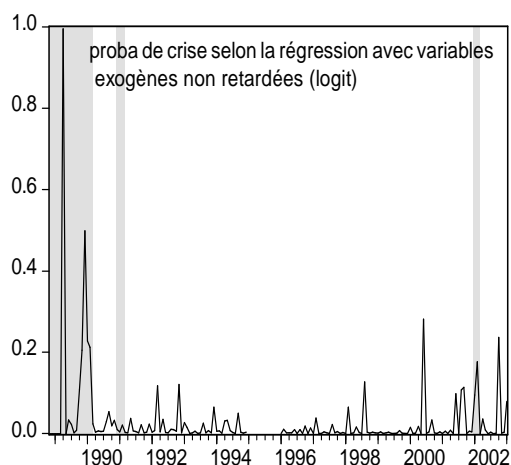
On peut de prime abord constater que les données sur l'économie argentine ne sont disponibles qu'à partir de 1989. Les crises qui sont prédites sur les graphiques sont celles de 1989 à 1990, de façon unanime par l'ensemble des modèles. Par ailleurs, les graphiques des équations non retardées montrent la pression sur le taux de 2000 à 2002 en Argentine. Cependant, les graphiques de la méthode d'optimisation des retards, indiquent des pressions sur le taux de change en 1993 et en 1995, des dates non fournies par les sources. On peut souligner que ces dates représentent les périodes de crises financières en Amérique latine mais aussi en Afrique (zone Franc CFA). La confirmation de ces faits donne un avantage à la méthode d'optimisation des retards par rapport aux autres méthodes.

Les variables significatives de référence à savoir le crédit intérieur, la masse monétaire (M2), le prix réel du pétrole et le solde budgétaire, indiquent que les crises de change en Argentine, relèvent des modèles de première génération. On note parmi les causes des crises de change les déséquilibres internes et une incidence positive sur l'indice de crise des chocs pétroliers. Pour la masse monétaire (M2), on note qu'à court terme, elle n'est pas inflationniste (signe -), en revanche, à moyen terme (à partir de 6 mois), elle est inflationniste (signe +) et augmente la valeur de l'indice de crise.

Les différentes crises de change évoquées ci-dessus, à savoir les crises financières (inflation supérieure à 40%), crise de la dette, et du solde du compte courant, correspondent aux variables qui sont statistiquement significatives (masse monétaire M2, solde budgétaire, position au FMI, exportations, et importations) à travers les différentes spécifications temporelles.

1.2. Les probabilités calculées (Argentine)

Dates des crises²¹: 1975:3, 1975:6, 1975:11, 1976:3, 1976:11, 1981:4, 1981:6, 1982:1, 1982:7, 1987:10, 1989:4, 1989:7, 1989:12, 1990:2, 1991:1, 2002:1.



²¹ Sources: Kaminsky G. L. (2003) "Variety of currency crises", NBER. K. Rogoff and C. Reinhart (2003) "FDI to Africa: the role of price stability and currency instability", IMF Working Paper.

2. Le cas du Real brésilien

2.1 L'estimation des équations structurelles

Les équations ont les mêmes configurations que dans le cas du Peso argentin avec la variable solde du compte courant en plus. Pour certaines variables on n'a pas les mêmes niveaux d'intégration.

$$\begin{aligned}
 ibc_t = & \alpha_0 + \alpha_1 dc\ int_t + \alpha_2 d\ det\ b_t + \alpha_3 dmm_t + \alpha_4 prp_t + \alpha_5 tir_t + \alpha_6 dex_t + \alpha_7 dim_t \\
 & + \alpha_8 dpfmi_t + \alpha_9 dscct_t + \alpha_{10} sbg_t + \varepsilon_t
 \end{aligned} \tag{i}$$

$$\begin{aligned}
 ibc_t = & \gamma_0 + \gamma_1 dc\ int_{t-j1} + \gamma_2 d\ det\ b_{t-j2} + \gamma_3 dmm_{t-j3} + \gamma_4 prp_{t-j4} + \gamma_5 tir_{t-j5} + \gamma_6 dex_{t-j6} + \gamma_7 dim_{t-j7} \\
 & + \gamma_8 dpfmi_{t-j8} + \gamma_9 dscct_{t-j9} + \beta_{10} sbg_{t-j10} + \varepsilon_t
 \end{aligned} \tag{ii}$$

Nous utiliserons la même démarche que dans le cas de l'Argentine pour analyser les résultats des estimations économétriques sur les données du Brésil. Il est à noter la présence en plus des autres variables utilisées pour l'Argentine, de la variable solde de compte courant, dans le cas du Brésil.

Les probabilités des ratios de vraisemblance montrent que l'ensemble des coefficients estimés non inclus la constante, n'est pas différent de zéro. Néanmoins, les variables qui sont statistiquement significatives peuvent jouer un rôle sur la dynamique de l'indice de crise.

Ainsi, les résultats du R^2 de McFadden varient d'une spécification temporelle à l'autre. Ce coefficient est de 0,05 et 0,06 respectivement pour le logit et le probit dans le cas des équations non retardées, il est de 0,15 pour le logit et le probit dans le cas des équations retardées d'une période. Par contre le R^2 de McFadden est plus élevé avec la méthode d'optimisation des retards, où sa valeur est 0,54 pour le logit et 0,55 pour les estimations probit.

Tableau 4.5: résultats des estimations logit/probit (Brésil)

logit			probit		
<u>modèle sans retard (<i>t</i>)</u>			<u>modèle sans retard (<i>t</i>)</u>		
<u>variables</u>	<u>coefficients</u>	<u>prob.</u>	<u>variables</u>	<u>coefficients</u>	<u>prob.</u>
Constante	-4,475384	0,0000	Constante	-2,292802	0,0000
Crédit intérieur	-4,74E-06	0,7758	Crédit intérieur	-1,89E-06	0,8056
Dettes des banques**	-0,000348	0,0202	Dettes des banques**	-0,000168	0,0182
Masse monétaire(M2)	1,49E-05	0,5863	Masse monétaire(M2)	6,47E-06	0,6106
Exportations	7,34E-05	0,8681	Exportations	2,91E-05	0,8793
Importations	-0,000151	0,7792	Importations	-8,04E-05	0,7444
Position au FMI***	-3049,227	0,0000	Position au FMI***	-610,9237	0,0000
Prix réel du pétrole	0,392185	0,6196	Prix réel du pétrole	0,190789	0,4976
Solde budgétaire	3,52E-05	0,6263	Solde budgétaire	1,85E-05	0,5927
Solde compte courant	0,000238	0,3721	Solde compte courant	0,000104	0,3765
Taux d'int. réel intern.	-1,667699	0,3376	Taux d'int. réel intern.	-0,717284	0,2492
R carré de McFadden	0,048503		R carré de McFadden	0,056092	
<u>modèle avec retards optimisés (<i>t-j</i>)</u>			<u>modèle avec retards optimisés (<i>t-j</i>)</u>		
<u>variables</u>	<u>coefficients</u>	<u>prob.</u>	<u>variables</u>	<u>coefficients</u>	<u>prob.</u>
Constante	-7,014372	0,0000	Constante	-4,145010	0,0000
Crédit intérieur(-14)**	1,97E-05	0,0330	Crédit intérieur(-14)*	1,23E-05	0,0624
Dettes des banques(-4)	0,000261	0,1175	Dettes des banques(-4)	0,000140	0,1937
Masse monétaire(M2)(-2)	2,18E-05	0,2297	Masse monétaire(M2)(-2)	1,25E-05	0,1499
Exportations(-17)**	-0,001658	0,0186	Exportations(-17)*	-0,000974	0,0745
Importations(-18)***	0,001872	0,0033	Importations(-18)***	0,001208	0,0099
Position au FMI***	-479,3445	0,0054	Position au FMI	-369,6735	0,0064
Prix réel du pétrole***	998,7623	0,0003	Prix réel du pétrole***	691,6506	0,0016
Solde budgétaire*	-0,000244	0,0779	Solde budgétaire*	-0,000166	0,0802
Solde compte courant(-2)***	0,001201	0,0046	Solde compte courant(-2)***	0,000725	0,0083
Taux d'int. réel intern.***	-1722,763	0,0005	Taux d'int. réel intern.***	-1206,604	0,0023
R carré de McFadden	0,526561		R carré de McFadden	0,545431	

* significatif au seuil de 10%

** significatif au seuil de 5%

*** significatif au seuil de 1%

Probability(LR stat) = 0,999780 (logit, *t*),

Probability(LR stat) = 0,999575 (probit, *t*),

Probability(LR stat) = 0,332940 (logit, *t-j*),

Probability(LR stat) = 0,303645 (probit, *t-j*).

Dans le cas des équations non retardées, les variables position au FMI et dette des banques privées sont significatives aux seuils respectifs de 1% et 5% avec un signe négatif, ce qui implique qu'elles influencent négativement l'indice de crise. Tandis qu'avec les équations retardées d'une période, la dette des banques privées libellées en monnaie de réserve et le solde budgétaire sont significatifs au seuil de 5% et 10% respectivement, avec un signe positif. Alors que les exportations et la position au FMI sont statistiquement significatives au seuil de 5% et 1% avec des signes négatifs.

Par ailleurs la méthode d'optimisation des retards indique que seules deux variables ne sont pas significatives, la dette des banques privées et la masse monétaire ($M2$). Aussi, on a 4 variables significatives avec un signe positif: il s'agit du crédit intérieur avec 14 mois de retard, au seuil de 5%, les importations avec 18 mois de retard au seuil de 1%, le solde de compte courant avec deux mois de retard, au seuil de 1%, et le prix réel du pétrole au seuil de 1% sans retard. D'autre part les variables significatives avec un signe négatif sont: les exportations avec 17 mois de retard au seuil de 5%, la position au FMI au seuil de 1% et sans retard, le solde budgétaire au seuil de 10% sans retard, et le taux d'intérêt réel international au seuil de 1% et sans retard. Le signe négatif contrairement au signe positif, implique que ces variables ne favorisent pas les crises de change, à travers l'indice de crise, même si c'est de façon conjoncturelle dans le cas des variables dont les coefficients estimés ne conservent pas le signe prévu par la théorie.

Les résultats sur le Brésil montrent un certain contraste qui caractérise l'économie brésilienne, qui est un pays émergent en transition, gardant encore les traits d'un pays en développement. L'étude par les signes qui apparaît plus qualitative nous permet d'interpréter les résultats en termes d'effets probables sur l'indice de crise.

D'après le rapport Kaminsky G. (2003), les crises de change du Brésil de février 1983, novembre 1986, juillet 1989, novembre 1990, et octobre 1991, proviennent d'une crise d'endettement au Brésil. Alors que celle de juin 1999 est d'origine financière ou inflationniste.

Tableau 4.6: Effets probables des variables significatives (Brésil)

logit		probit	
<u>modèle sans retard (t)</u>		<u>modèle sans retard (t)</u>	
<u>variables</u>	<u>effet probable</u>	<u>variables</u>	<u>effet probable</u>
Constante		Constante	
Crédit intérieur	(+/-)	Crédit intérieur	(+/-)
Dettes des banques**	(+)	Dettes des banques**	(+)
Masse monétaire(M2)	(+/-)	Masse monétaire(M2)	(+/-)
Exportations	(+/-)	Exportations	(+/-)
Importations	(+/-)	Importations	(+/-)
Position au FMI***	(++)	Position au FMI***	(++)
Prix réel du pétrole	(+/-)	Prix réel du pétrole	(+/-)
Solde compte courant	(+/-)	Solde budgétaire	(+/-)
Solde budgétaire	(+/-)	Solde compte courant	(+/-)
Taux d'int. réel intern.	(+/-)	Taux d'int. réel intern.	(+/-)
<u>modèle avec retards optimisés (t-j)</u>		<u>modèle avec retards optimisés (t-j)</u>	
<u>variables</u>	<u>effet probable</u>	<u>variables</u>	<u>effet probable</u>
Constante		Constante	
Crédit intérieur(-14)**	(+)	Crédit intérieur(-14)*	(+ /)
Dettes des banques(-4)	(+/-)	Dettes des banques(-4)	(+/-)
Masse monétaire(M2)(-2)	(+/-)	Masse monétaire(M2)(-2)	(+/-)
Exportations(-17)**	(+)	Exportations(-17)*	(+ /)
Importations(-18)***	(++)	Importations(-18)***	(++)
Position au FMI***	(++)	Position au FMI***	(++)
Prix réel du pétrole***	(++)	Prix réel du pétrole***	(++)
Solde budgétaire*	(+ /)	Solde budgétaire*	(+ /)
Solde compte courant(-2)***	(++)	Solde compte courant(-2)***	(++)
Taux d'int. réel intern.***	(++)	Taux d'int. réel intern.***	(++)

(+/-) : sans effet (ou effet apparemment neutre);

(+ /) : effet probable faible (seuil 10%);

(+) : effet probable fort (seuil 5%);

(+ +) : effet probable très fort (seuil 1%).

L'étude des signes provenant des résultats en estimations logit et probit et avec des équations sur les données du Brésil, indique donc que seules deux variables ont un effet probable fort à très fort sur l'indice de crise, la dette des banques privées libellées en monnaie de réserve et la position au FMI, avec un signe négatif, implique que ces effets se font à l'encontre de l'indice de crise.

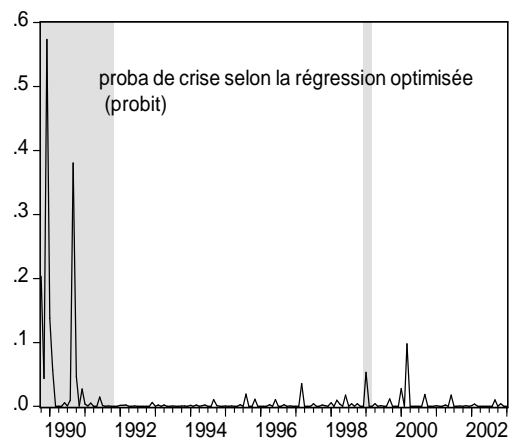
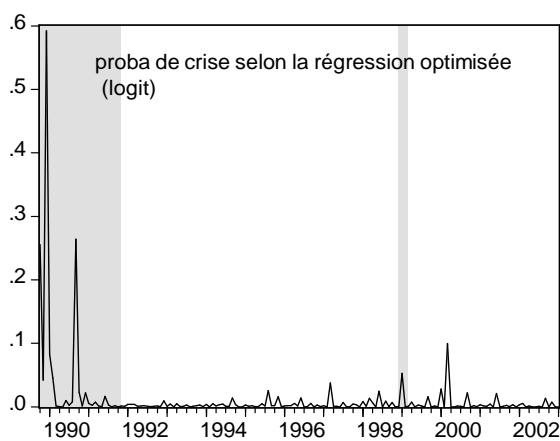
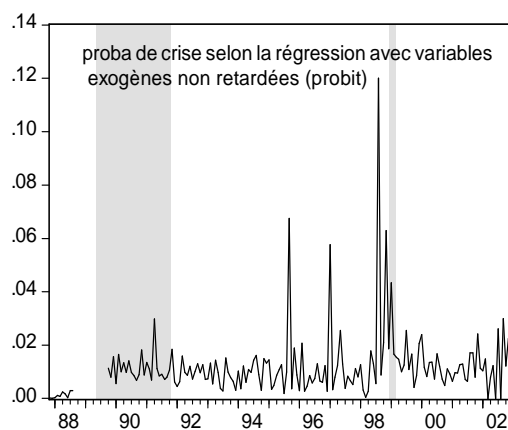
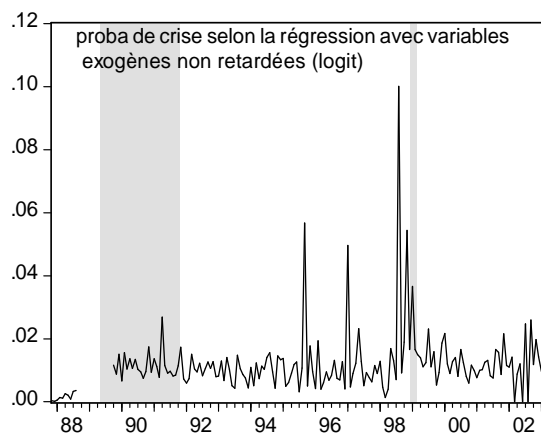
D'autre part, l'estimation des équations retardées d'une période en logit et probit donne deux variables qui sont significatives avec un signe positif (dette des banques privées et solde budgétaire), et deux autres avec un signe négatif (les exportations et la position au FMI), l'ensemble avec des effets probables modérés, forts à très forts selon que le seuil soit de 10%, 5%, et 1%.

Les résultats des équations à retards optimisés conduisent à des résultats où seules deux variables présentent une apparente neutralité, la dette des banques privées et la masse monétaire ($M2$). En ce qui concerne la masse monétaire ($M2$), si elle n'est pas statistiquement significative au Brésil, compte tenu des données, cela implique que l'inflation n'est pas structurelle au Brésil, toute crise financière peut être d'origine bancaire.

Dans les autres cas on a des effets probables modérés, forts à très forts pour le logit et le probit. Ainsi le crédit intérieur, les importations et le solde du compte courant sont des variables de référence pour prévoir une crise de change au Brésil. Voyons ce qu'en disent les graphiques des densités de probabilité.

2.2. Les probabilités calculées (Brésil)

Dates des crises: 1979:12, 1983:2, 1986:11, 1987:5, 1989:6, 1989:7, 1989:12, 1990:2, 1990:11, 1991:10, 1999:1.



A noter que ces graphiques proviennent des densités de probabilité découlant des estimations des différentes équations temporelles. Ainsi, les données sur l'économie du Brésil sont disponibles à partir de 1988. En ce qui concerne les graphiques sur les probabilités de crise, seules les crises de 1990 et 1991 sont clairement prédites par la méthode d'optimisation des retards. Alors que la spécification temporelle sans retard prévoit uniquement la crise de 1999. La méthode avec une période de retard en prévoit assez pour que celles qui correspondent à des mois de crise de change soient très crédibles.

Par ailleurs, le graphique sur la méthode d'optimisation des retards a prévu de façon négligeable la crise de 1998. On note aussi que les pressions sur le taux de change du Brésil en 1995 et 1997 sont indiquées sur les graphiques des équations non retardées. La date de 1995 correspond à l'extension de la crise mexicaine de décembre 1994.

De par la nature des variables qui sont significatives dans le cas du Brésil, à savoir la dette des banques privées libellée en monnaie de réserve, la position au FMI, et le solde budgétaire, on peut dire que les crises de change au Brésil relèvent du modèle de 3^e génération. A ce sujet, Edwards S. (2000) a rapporté que d'après les sources de la Banque Internationale des Règlements, le ratio des prêts bancaires à court terme par rapport au total des prêts bancaires s'élève à 63% en fin 1996, 64,3% en fin 1997, et 62,6% en mi-1998. Ce qui montre la vulnérabilité du système bancaire privé au Brésil à une crise de change, notamment par rapport au hasard moral en situation d'incertitude.

3. Le cas de Peso mexicain

3.1. L'estimation des équations structurelles

Ici les équations de l'indice binaire de crise prennent la même forme que dans le cas du Real brésilien avec la variable termes de l'échange en plus, et la variable solde du compte courant en moins car les données mensuelles de cette variable ne sont pas disponibles pour le Mexique. Des différences peuvent apparaître aussi dans le cas du niveau d'intégration des variables. Les équations à spécifications temporelles s'écrivent comme suit:

$$\begin{aligned}
 ibc_t = & \alpha_0 + \alpha_1 dc \text{ int}_t + \alpha_2 d \text{ det } b_t + \alpha_3 dmm_t + \alpha_4 dprp_t + \alpha_5 dtir_t + \alpha_6 dex_t + \alpha_7 \text{ dim}_t \\
 & + \alpha_8 dpfmi_t + \alpha_9 dte_t + \alpha_{10} sbg_t + \varepsilon_t
 \end{aligned} \tag{i}$$

$$\begin{aligned}
 ibc_t = & \gamma_0 + \gamma_1 dc \text{ int}_{t-j1} + \gamma_2 d \text{ det } b_{t-j2} + \gamma_3 dmm_{t-j3} + \gamma_4 dprp_{t-j4} + \gamma_5 dtir_{t-j5} + \gamma_6 dex_{t-j6} + \gamma_7 \text{ dim}_{t-j7} \\
 & + \gamma_8 dpfmi_{t-j8} + \gamma_9 dte_{t-j9} + \gamma_{10} sbg_{t-j10} + \varepsilon_t
 \end{aligned} \tag{ii}$$

Les résultats des estimations économétriques des équations ci-dessus sont présentés dans le tableau 4.7 ci-dessous.

Les probabilités des tests du ratio de vraisemblance indiquent que l'ensemble des coefficients estimés excepté la constante n'est pas statistiquement nul dans les cas des équations non retardées et des équations à retards optimisés. L'ensemble des coefficients non inclus la constante est égal à zéro selon les équations retardées d'une période.

Comparativement aux données du Brésil, on note la présence d'une variable supplémentaire pour le Mexique: les termes de l'échange. Les estimations économétriques des modèles spécifiés appliqués aux données macroéconomiques du Mexique produisent des résultats particulièrement intéressants d'un point de vue informatif. Ainsi le R^2 de McFadden reste relativement élevé dans les cas des modèles sans retard (0,34 pour le logit et 0,36 pour le probit), mais faible pour les équations retardées d'une période, 0,09 pour le logit et pour le probit. Et surtout dans le cas de la méthode d'optimisation des retards où le coefficient de détermination de McFadden s'élève à 0,67 pour le logit et le probit. C'est aussi avec ces deux spécifications temporelles où le R^2 de McFadden est élevé, que le *LR test* sur la nullité de l'ensemble des coefficients non compris la constante, indique que ces coefficients sont significatifs au seuil de 1%. En considérant individuellement les variables, les modèles sans retard produisent deux variables significatives à savoir le crédit intérieur au seuil de 5% à 1%, avec un signe positif, et la masse monétaire ($M2$) également au seuil de 1% avec un signe négatif. Ce qui implique que l'accroissement disproportionné du crédit intérieur élève le niveau de l'indice de crise et que pour la masse monétaire ($M2$), une augmentation diminue l'indice de crise avec la confiance qui naît par rapport à la monnaie nationale.

Tableau 4.7: résultats des estimations logit/probit (Mexique)

logit			probit		
<u>modèle sans retard (t)</u>			<u>modèle sans retard (t)</u>		
<u>variables</u>	<u>coefficients</u>	<u>prob.</u>	<u>variables</u>	<u>coefficients</u>	<u>prob.</u>
Constante	-4,233227	0,0000	Constante	-2,248432	0,0000
Crédit intérieur**	0,000159	0,0121	Crédit intérieur***	8,65E-05	0,0052
Dettes des banques	-0,000217	0,4967	Dettes des banques	-9,04E-05	0,4680
Masse monétaire(M2)***	-0,000534	0,0010	Masse monétaire(M2)***	-0,000274	0,0000
Exportations	-0,000162	0,9280	Exportations	2,85E-05	0,9719
Importations	-5,52E-06	0,9970	Importations	-0,000113	0,8659
Position au FMI	0,001157	0,9287	Position au FMI	0,000477	0,9204
Prix réel du pétrole	-0,002081	0,5045	Prix réel du pétrole	-0,000845	0,5499
Solde budgétaire	-3,24E-05	0,2262	Solde budgétaire	-1,64E-05	0,1413
Taux d'int. réel intern.	0,002827	0,2503	Taux d'int. réel intern.	0,000959	0,4710
Termes de l'échange	0,168997	0,4962	Termes de l'échange	0,064523	0,5031
R carré de McFadden	0,343313		R carré de McFadden	0,360018	
<u>modèle avec retards optimisés (t-j)</u>			<u>modèle avec retards optimisés (t-j)</u>		
<u>variables</u>	<u>coefficients</u>	<u>prob.</u>	<u>variables</u>	<u>coefficients</u>	<u>prob.</u>
Constante	-8,321218	0,0068	Constante	-4,123549	0,0000
Crédit intérieur**	0,000358	0,0171	Crédit intérieur***	0,000199	0,0026
Dettes des banques(-6)*	0,004725	0,0616	Dettes des banques(-6)***	0,002158	0,0035
Masse monétaire(M2)***	-0,001188	0,0020	Masse monétaire(M2)***	-0,000606	0,0001
Exportations(-8)**	-0,003278	0,0191	Exportations(-8)***	-0,001559	0,0006
Importations(-13)**	0,003004	0,0558	Importations(-13)***	0,001379	0,0025
Position au FMI(-2)***	-0,031724	0,0040	Position au FMI(-2)***	-0,016109	0,0001
Prix réel du pétrole(-4)**	-0,006304	0,0318	Prix réel du pétrole(-4)*	-0,002990	0,0005
Solde budgétaire(-8)	-8,05E-05	0,1197	Solde budgétaire(-8)**	-3,67E-05	0,0184
Taux d'int. réel intern.(-2)**	-0,007317	0,0165	Taux d'int. réel intern.(-2)***	-0,003666	0,0010
Termes de l'échange	0,887552	0,2079	Termes de l'échange	0,359545	0,1355
R carré de McFadden	0,673784		R carré de McFadden	0,675459	

* significatif au seuil de 10%

** significatif au seuil de 5%

*** significatif au seuil de 1%

Probability(LR stat) = 0,001016 (logit, t),

Probability(LR stat) = 0,000590 (probit, t),

Probability(LR stat) = 1,03E-08 (logit, t-j),

Probability(LR stat) = 9,72E-09 (probit, t-j),

A l'opposé des deux spécifications, les résultats du modèle avec une période de retard indiquent un R carré de McFadden très faible: 0,09 pour le logit et le probit. De plus seule la variable taux d'intérêt réel international est significative au seuil de 10% pour le logit, et le p -value du LR test indique la nullité de l'ensemble des coefficients non inclus la constante.

Par ailleurs avec la méthode d'optimisation des retards, toutes les variables sont significatives à des seuils divers et à des périodes de pré-crise données, exceptées les variables solde budgétaire et termes de l'échange, ces périodes variant d'une variable à l'autre. Cependant, on peut les classer en variables de court à très court terme (0 à 3 mois) et en variables de moyen terme (au-delà de 4 mois). Dans la première catégorie on retient le crédit intérieur et les termes de l'échange (0 mois), la position au FMI (2 mois), le taux d'intérêt réel international (2 mois). Et dans le deuxième groupe on note le prix réel du pétrole (4 mois), la dette des banques commerciales libellées en monnaie de réserve (6 mois), les exportations (8 mois) et les importations (13 mois). Même non significatifs, les termes de l'échange peuvent être considérés comme une variable de court terme (0 mois), et le solde budgétaire comme une variable de moyen terme (8 mois), car c'est à ces dates de pré-crise que ces variables contribuent à optimiser l'équation sur les données du Mexique aussi bien en logit qu'en probit (dont les résultats ne sont pas quantitativement différents). On relève aussi parmi les variables significatives, que seul le taux d'intérêt réel international ne respecte pas le signe attendu par la théorie.

L'adéquation des variables par rapport à l'indice de crise ne serait pas imputable à la seule présence de la variable termes de l'échange pour expliquer les différences avec les résultats du Brésil et de l'Argentine. Ces résultats reflètent la structure économique de chaque pays, de même que les croyances et les coutumes politiques et sociales, auxquelles s'ajoute un environnement international de plus en présent. Ces résultats doivent être confirmés par le tableau 4.8 des signes et les graphiques qui traduisent les probabilités de crise. L'étude par les signes permet une interprétation qualitative des résultats du tableau 4.7.

Toujours d'après l'étude de Kaminsky G. (2003), les crises de change au Mexique de septembre 1976 et de décembre 1982, proviennent d'une crise de la dette. Tandis que les crises de février 1982 et décembre 1994 sont d'origine financière.

Tableau 4.8: Effets probables des variables significatives (Mexique)

logit		probit	
<u>modèle sans retard (t)</u>		<u>modèle sans retard (t)</u>	
<u>variables</u>	<u>effet probable</u>	<u>variables</u>	<u>effet probable</u>
Constante		Constante	
Crédit intérieur**	(+)	Crédit intérieur***	(++)
Dettes des banques	(+/-)	Dettes des banques	(+/-)
Masse monétaire(M2)***	(++)	Masse monétaire(M2)***	(++)
Exportations	(+/-)	Exportations	(+/-)
Importations	(+/-)	Importations	(+/-)
Position au FMI	(+/-)	Position au FMI	(+/-)
Prix réel du pétrole	(+/-)	Prix réel du pétrole	(+/-)
Solde budgétaire	(+/-)	Solde budgétaire	(+/-)
Taux d'int. réel intern.	(+/-)	Taux d'int. réel intern.	(+/-)
Termes de l'échange	(+/-)	Termes de l'échange	(+/-)
<u>modèle avec retards optimisés (t-j)</u>		<u>modèle avec retards optimisés (t-j)</u>	
<u>variables</u>	<u>effet probable</u>	<u>variables</u>	<u>effet probable</u>
Constante		Constante	
Crédit intérieur**	(+)	Crédit intérieur***	(++)
Dettes des banques(-6)*	(+/-)	Dettes des banques(-6) ***	(++)
Masse monétaire(M2)***	(++)	Masse monétaire(M2)***	(++)
Exportations(-8)**	(+)	Exportations(-8)***	(++)
Importations(-13)*	(+/-)	Importations(-13)***	(++)
Position au FMI(-2)***	(++)	Position au FMI(-2)***	(++)
Prix réel du pétrole (-4)**	(+)	Prix réel du pétrole(-4)***	(++)
Solde budgétaire(-8)	(+/-)	Solde budgétaire(-8)**	(+)
Taux d'int. réel intern.(-2)**	(+)	Taux d'int. réel intern.(-2)***	(++)
Termes de l'échange	(+/-)	Termes de l'échange	(+/-)

(+/-) : sans effet (ou effet apparemment neutre);

(+/-) : effet probable faible (seuil 10%);

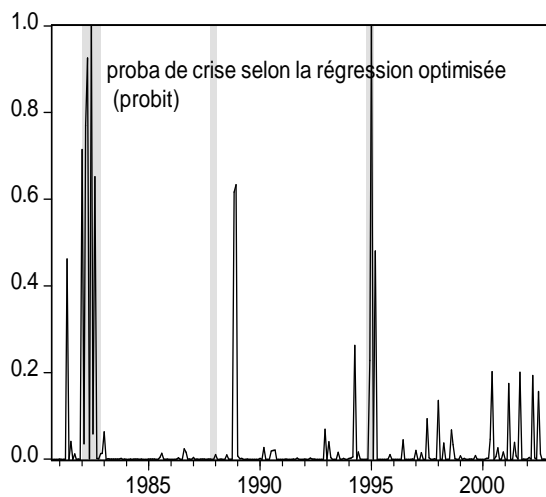
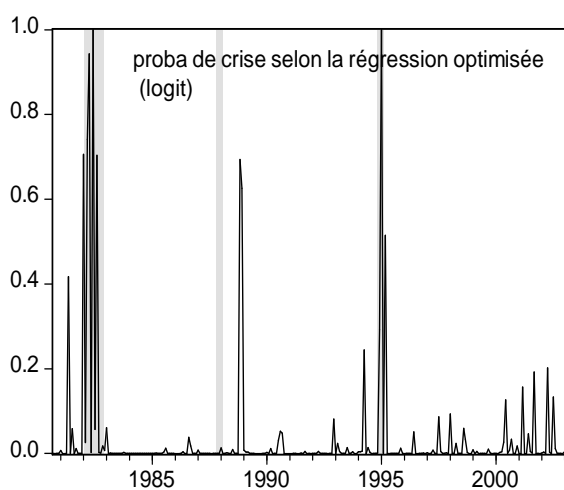
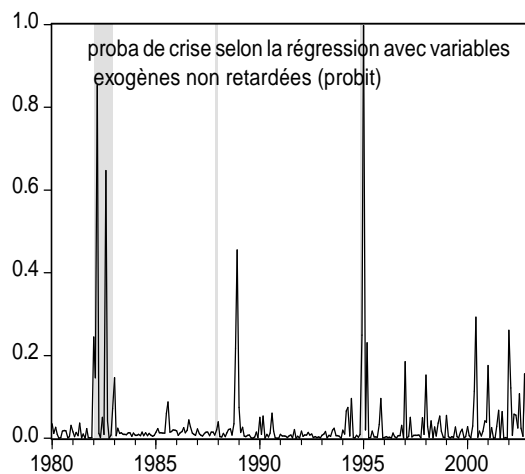
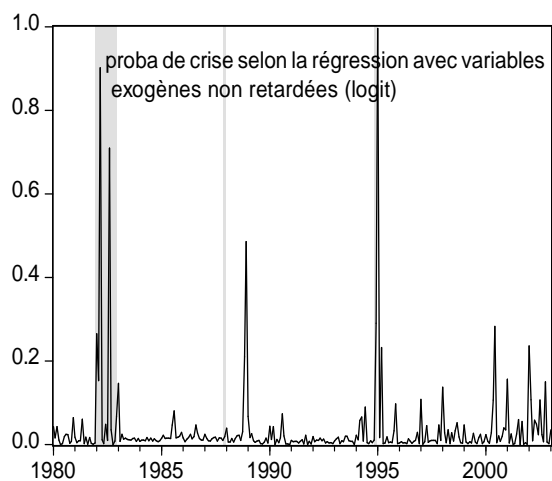
(+) : effet probable fort (seuil 5%);

(+ +) : effet probable très fort (seuil 1%).

Le Tableau 4.8 de la traduction des résultats économétriques en signes, montrent bien que dans le cas de la spécification avec une période de retard, les variables ne semblent manifester aucune influence (effets probables apparemment neutre) sur l'indice de crise, car seule une variable est significative d'une part, et le R carré de McFadden d'autre part est très faible (0,09). Ce qui contraste bien avec le modèle sans retard où deux variables sont réellement significatives: le crédit intérieur et la masse monétaire ($M2$) avec un signe positif, ce qui implique que $M2$ joue le rôle d'offre de monnaie, et donc son accroissement disproportionné par rapport aux réserves extérieures de change contribue à augmenter l'indice de crise toutes choses égales par ailleurs. En plus l'ensemble de variables expliquent à au moins 34% l'équation de l'indice de crise. Concernant la méthode d'optimisation des retards, 8 variables sur les 10 sont significatives et l'équation de l'indice de crise binaire est expliquée à plus de 67%. Cela dit, voyons ce qu'en disent les graphiques des probabilités calculées de crise.

3.2. Les probabilités calculées (Mexique)

1976:9, 1982:2, 1982:12, 1987:12, 1994:12.



Les graphiques provenant des densités de probabilité des équations estimées indiquent bien que les données mensuelles de l'économie du Mexique sont disponibles à partir de 1980. Ainsi, les crises de 1982 et celle de décembre 1994 apparaissent bien sur les graphiques des équations sans retard et les équations à retards optimisés, et la crise de 1988 est indiquée sur les graphiques. On remarque que la crise de change de décembre 1994 apparaît sur tous les graphiques quel que soit le modèle (logit ou probit) ou la spécification temporelle des équations économétriques. Il ressort donc que les résultats sur l'économie mexicaine sont plus informatifs impliquant l'adéquation et la pertinence des équations et des modèles d'un point de vue des densités de probabilité.

Les crises de change au Mexique relèvent des modèles de première génération de par les variables qui sont statistiquement significatives à savoir le crédit intérieur et la masse monétaire (M2), et le taux d'intérêt réel international. Comparativement au Brésil, les ratios des prêts bancaires à court terme (Edwards S. 2000) par rapport au total des prêts bancaires sont de 44,7% en fin 1996, 43,7% en fin 1997, et 44,9% en mi-1998. Ce qui indique que le Mexique est moins vulnérable par rapport aux problèmes de hasard moral inhérents aux cycles des prêts bancaires. Cependant le signe positif de la variable dette des banques privées à moyen terme (6 mois) implique que ce pays peut être exposé à une crise bancaire. Par ailleurs, les graphiques sur les probabilités calculées indiquent qu'après 2000, il apparaît des pressions sur le taux de change au Mexique.

4. Le cas du ringgit malaisien

4.1 L'estimation des équations structurelles

On a les mêmes formes que dans les cas précédents, avec des retards différents dans le cas de la troisième équation dus aux différences dans les périodes d'optimisation (pour la qualité de l'ajustement).

$$\begin{aligned}
 ibc_t = & \alpha_0 + \alpha_1 dc \text{ int}_t + \alpha_2 d \text{ det } b_t + \alpha_3 dmm_t + \alpha_4 dprp_t + \alpha_5 dtir_t + \alpha_6 dex_t + \alpha_7 \text{ dim}_t \\
 & + \alpha_8 dpfmi_t + \varepsilon_t
 \end{aligned} \tag{i}$$

$$\begin{aligned}
 ibc_t = & \gamma_0 + \gamma_1 dc \text{ int}_{t-j1} + \gamma_2 d \text{ det } b_{t-j2} + \gamma_3 dmm_{t-j3} + \gamma_4 dprp_{t-j4} + \gamma_5 dtir_{t-j5} + \gamma_6 dex_{t-j6} + \gamma_7 \text{ dim}_{t-j7} \\
 & + \gamma_8 dpfmi_{t-j8} + \varepsilon_t
 \end{aligned} \tag{ii}$$

Le tableau 4.9 ci-dessous, présente les résultats des régressions économétriques sur les données de la Malaisie.

On note que les *LR tests* indiquent au seuil de 1% dans le cas des équations sans retard et celles à retards optimisés que l'ensemble des coefficients sans la constante n'est pas statistiquement nul. Le seuil est de 5% pour les équations avec une période de retard en faveur de non nullité de l'ensemble des paramètres du modèle non compris la constante.

L'application des modèles aux données de l'économie malaisienne montre que ces données expliquent la formulation et les différentes spécifications temporelles. Ainsi, le R^2 de McFadden est relativement élevé surtout dans les modèles sans retard (0,44 pour le logit et le probit), et celle de la méthode d'optimisation des retards (0,53 pour le logit et le probit). Le même coefficient est relativement moins élevé dans les modèles sans retard (0,17 pour le logit et pour le probit).

Tableau 4.9: résultats des estimations logit/probit (Malaisie)

logit			probit		
<u>modèle sans retard (t)</u>			<u>modèle sans retard (t)</u>		
<u>variables</u>	<u>coefficients</u>	<u>prob.</u>	<u>variables</u>	<u>coefficients</u>	<u>prob.</u>
Constante	-4,679123	0,0000	Constante	-2,368564	0,0000
Crédit intérieur	0,000156	0,4859	Crédit intérieur	8,38E-05	0,5166
Dettes des banques***	-0,000890	0,0054	Dettes des banques**	-0,000457	0,0216
Masse monétaire(M2)***	-0,001289	0,0001	Masse monétaire(M2)***	-0,000674	0,0002
Exportations	-0,000721	0,4428	Exportations	-0,000375	0,4611
Importations	0,000528	0,5245	Importations	0,000266	0,5714
Position au FMI*	-0,043745	0,0595	Position au FMI	-0,019189	0,0339
Prix réel du pétrole**	-0,550154	0,0280	Prix réel du pétrole**	-0,251324	0,0223
Taux d'int. réel intern.*	1,057710	0,0575	Taux d'int. réel intern.*	0,452615	0,0801
R carré de McFadden	0,443640		R carré de McFadden	0,443589	
<u>modèle avec retards optimisés (t-j)</u>			<u>modèle avec retards optimisés (t-j)</u>		
<u>variables</u>	<u>coefficients</u>	<u>prob.</u>	<u>variables</u>	<u>coefficients</u>	<u>prob.</u>
Constante	-4,966927	0,0000	Constante	-2,516918	0,0000
Crédit intérieur(-3)***	-0,000315	0,0005	Crédit intérieur(-3)***	-0,000155	0,0030
Dettes des banques(-6)**	0,001310	0,0184	Dettes des banques(-6)***	0,000606	0,0080
Masse monétaire(M2)***	-0,001555	0,0000	Masse monétaire(M2)***	-0,000771	0,0000
Exportations(-9)***	0,002345	0,0073	Exportations(-9)**	0,001024	0,0123
Importations(-15)**	-0,001481	0,0168	Importations(-15)**	-0,000805	0,0283
Position au FMI(-10)**	0,029864	0,0125	Position au FMI(-10)**	0,016088	0,0199
Prix réel du pétrole***	-0,590959	0,0024	Prix réel du pétrole***	-0,277084	0,0058
Taux d'int. réel intern.*	0,996265	0,0512	Taux d'int. réel intern.*	0,453060	0,0632
R carré de McFadden	0,529035		R carré de McFadden	0,534454	

* significatif au seuil de 10%

** significatif au seuil de 5%

*** significatif au seuil de 1%

Probability(LR stat) = 4,38E-07 (logit, t),

Probability(LR stat) = 4,39E-07 (probit, t),

Probability(LR stat) = 1,22E-08 (logit, t-j),

Probability(LR stat) = 9,57E-09 (probit, t-j),

En ce qui concerne la significativité statistique individuelle, 5 variables sont significatives avec l'équation sans retard, dont une seule avec un signe positif: le taux d'intérêt réel international au seuil de 10%. Donc l'augmentation du taux d'intérêt réel international augmente l'indice de crise, ce qui implique que la Malaisie est un pays débiteur (ou endetté). Les autres variables significatives sont: la dette des banques privées libellées en monnaie de réserve, la position au FMI et le prix réel du pétrole au seuil de 5%, alors que la masse monétaire ($M2$) est significative au seuil de 1% avec un signe négatif, ce qui indique qu'elle représente la fonction d'offre de monnaie pour la Malaisie, dont l'accroissement disproportionné par rapport aux réserves de change extérieures augmente l'indice de crise, de par l'inflation que cela engendre et une défiance vis-à-vis de la monnaie nationale, surtout si les agents économiques anticipent une dévaluation.

En ce qui concerne les équations retardées d'une période, 2 variables sont significatives, le crédit intérieur aux seuils de 1% et 5% pour le logit et le probit, avec un signe négatif, ce qui ne correspond pas au signe prévu par la théorie. Et le taux d'intérêt réel international au seuil de 5% avec un signe positif. Le signe négatif du crédit intérieur peut s'expliquer par une augmentation des investissements domestiques avec des retombées internes et externes positives (diminution du chômage, augmentation des exportations), et ne peut être que conjoncturel.

Dans le cas des résultats sur les équations à retards optimisés, toutes les variables sont significatives à un seuil donné, pour le logit et le probit. On relève que 4 variables sont significatives avec un signe positif. Ce sont la dette des banques privées avec 6 mois de retard, au seuil de 5%, les exportations avec 9 mois de retard au seuil de 1%, la position au FMI avec un retard de 10 mois, au seuil de 5%, et le taux d'intérêt réel international sans retard au seuil de 10%. Deux variables ici n'ont pas le signe prévu par la théorie: les exportations et la position au FMI. Concernant cette dernière variable, plus elle est élevée, mieux ça vaut pour le pays. D'autre part 4 variables sont significatives avec un signe négatif. Il s'agit du crédit intérieur sans retard, au seuil de 5%, les importations avec 15 mois de retard, au seuil de 5%, la masse monétaire ($M2$) sans retard, au seuil de 1%, et le prix réel du pétrole sans retard, au seuil de 1%. Selon cette dernière variable, cela implique que la Malaisie est un pays producteur/exportateur de pétrole. Et concernant la masse monétaire ($M2$), le signe

négatif implique qu'elle joue la fonction de demande de monnaie pour ce pays. Mais globalement on a une bonne adéquation du modèle par rapport aux données, compte tenu des résultats. Il reste à faire une analyse qualitative à partir du tableau 4.10 ci-dessous et des graphiques des densités de probabilité.

Dans le cas de la Malaise, Kaminsky G. (2003), indique la crise de change de juillet 1975 provient d'un déficit du compte courant, alors que les crises d'août 1997 et juin 1998 sont d'origine inflationniste.

La traduction des résultats de Malaisie par une étude de signes montre que dans l'immédiat (équations sans retard), seule la variable taux d'intérêt réel international a un effet probable modéré sur l'augmentation de l'indice de crise. Les 4 autres variables statistiquement significatives, ont des effets modérés, forts à très forts sur la diminution de l'indice de crise.

Avec les équations retardées d'une période, on a toujours le taux d'intérêt réel international qui a un effet probable fort (seuil 5%) sur l'indice de crise. En revanche, le crédit intérieur a un effet probable très fort (seuil 1%) contre l'augmentation de l'indice de crise.

Concernant la méthode d'optimisation, on retient parmi les variables qui influencent positivement (signe positif) l'indice binaire de crise à une date donnée: la dette des banque privées libellées en monnaie de réserve (effet probable fort); les exportations (effet probable très fort); la position au FMI (effet probable fort); et le taux d'intérêt réel international (un effet probable fort). Les autres variables significatives ont une influence négative (signe négatif des coefficients estimés) sur l'indice de crise via l'indice binaire de crise, ce sont le crédit intérieur (effet probable très fort), les importations (effets probables forts), la masse monétaire ($M2$) et le prix réel du pétrole (effet probable très fort).

On peut apprécier aussi une vue d'ensemble des estimations des probabilités de crise à l'aide des modèles logit et probit dans différentes spécifications temporelles, à partir des graphiques ci-dessous des densités de prévision.

Tableau 4.10: Effets probables des variables significatives (Malaisie)

logit		probit	
<u>modèle sans retard (t)</u>		<u>modèle sans retard (t)</u>	
<u>variables</u>	<u>effet probable</u>	<u>variables</u>	<u>effet probable</u>
Constante		Constante	
Crédit intérieur	(+/-)	Crédit intérieur	(+/-)
Dettes des banques***	(++)	Dettes des banques**	(+)
Masse monétaire(M2)***	(++)	Masse monétaire(M2)***	(++)
Exportations	(+/-)	Exportations	(+/-)
Importations	(+/-)	Importations	(+/-)
Position au FMI*	(+/-)	Position au FMI**	(+)
Prix réel du pétrole**	(+)	Prix réel du pétrole**	(+)
Taux d'int. réel intern.*	(+/-)	Taux d'int. réel intern.*	(+/-)
<u>modèle avec retards optimisés (t-j)</u>		<u>modèle avec retards optimisés (t-j)</u>	
<u>variables</u>	<u>effet probable</u>	<u>variables</u>	<u>effet probable</u>
Constante		Constante	
Crédit intérieur(-3)***	(++)	Crédit intérieur(-3)***	(++)
Dettes des banques(-6)**	(+)	Dettes des banques(-6)***	(++)
Masse monétaire(M2)***	(++)	Masse monétaire(M2)***	(++)
Exportations(-9)***	(++)	Exportations(-9)**	(+)
Importations(-15)**	(+)	Importations(-15)**	(+)
Position au FMI(-10)**	(+)	Position au FMI(-10)**	(+)
Prix réel du pétrole***	(++)	Prix réel du pétrole***	(++)
Taux d'int. réel intern.*	(+/-)	Taux d'int. réel intern.*	(+/-)

(+/-) : sans effet (ou effet apparemment neutre);

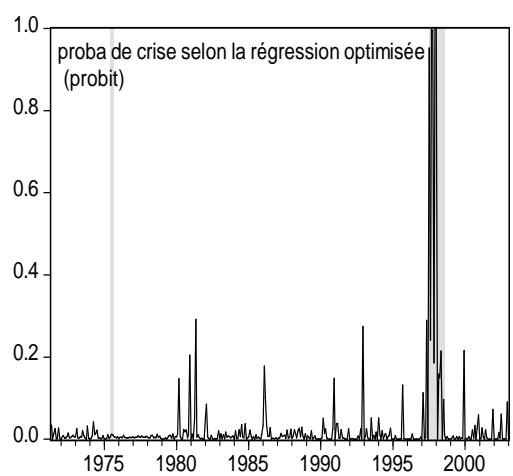
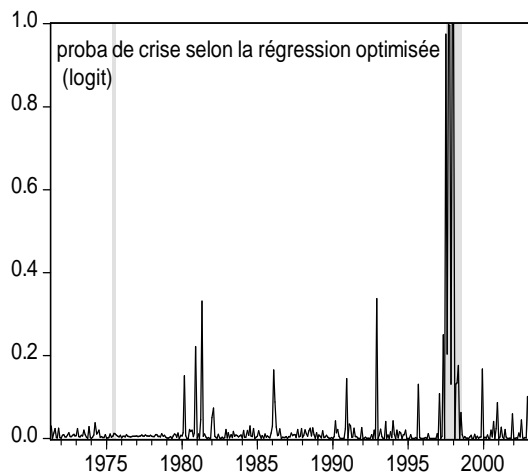
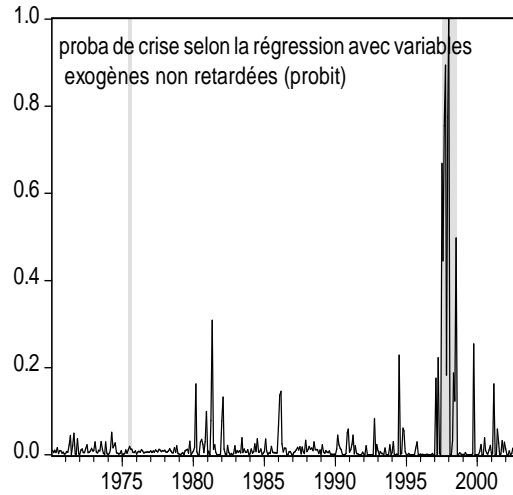
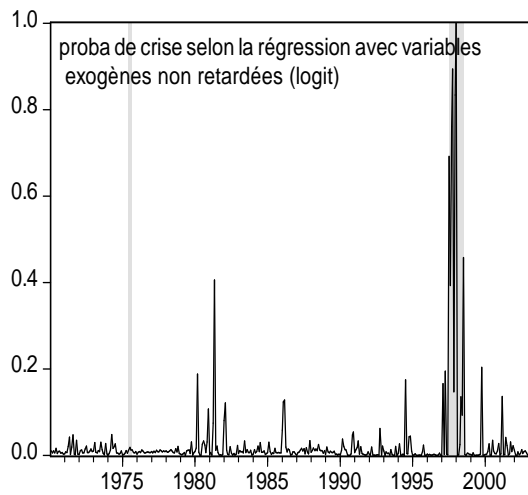
(+/-) : effet probable faible (seuil 10%);

(+) : effet probable fort (seuil 5%);

(++) : effet probable très fort (seuil 1%).

4.2. Les probabilités calculées (Malaisie)

Dates des crises: 1975:7, 1997:8, 1998:6



Les graphiques ci-dessus montrent que les crises de change qui ont eu lieu en 1997 et en 1998 en Malaisie sont bien prédites par tous les modèles et toutes les spécifications temporelles. La crise de juillet 1975 n'est par contre pas prédite, ce qui donne un taux de succès de 2 sur 3 (ou 66,7%). Cependant, les prédictions sur les graphiques de probabilité sont plus nettes dans les cas des équations à retards optimisés et celles sans retard que dans celui des équations avec une période de retard. De légères pressions sur le taux de change sont indiquées sur tous les graphiques au cours des années 1980 et 1981, ainsi qu'en 1993-1994. Donc on peut affirmer une assez bonne adéquation du modèle par rapport au phénomène décrit. Ce qui peut permettre une utilisation des résultats à d'autres pays de la région à des fins de prévision des crises de change.

Les variables significatives qui expliquent donc fortement les crises de change en Malaisie sont: le crédit intérieur, la dette des banques privées en monnaie de réserve, et le taux d'intérêt réel international. Ce qui implique que ces crises relèvent des modèles de première génération et de 3^e génération. Le signe positif de la variable taux d'intérêt réel international, indique que la Malaisie doit faire face à un service de la dette important, et dont toute variation positive peut contribuer à augmenter l'indice de crise. Concernant les banques privées, le même rapport de Edwards S. (2000), indique pour la Malaisie l'évolution suivante du ratio des prêts bancaires par rapport au total des prêts bancaires: 50,3% en fin 1996, 52,7% en fin 1997, et 48,6% la mi-1998. Ces ratios sont moins critiques que dans le cas du Brésil. Cependant, le signe plus de la variable dette des banques à moyen terme (6 mois), indique que le système bancaire peut être exposé ou victime de crise de change.

5. Le cas du Baht thaïlandais

5.1 L'estimation des équations structurelles

La spécificité de l'équation de l'indice binaire de crise, ce dernier pouvant être remplacé par l'indice de crise pour les estimations en données de panel, apparaît non seulement dans le cas de la disponibilité des données mensuelles des variables macroéconomiques des pays, mais aussi dans le cas du niveau d'intégration des variables. Les données sont caractérisées par rapport aux autres pays, par la présence de la variable dette extérieure dont les données mensuelles sont disponibles sur la base de données Datastream. Les équations dans le cas de la Thaïlande s'écrivent comme suit:

$$\begin{aligned}
 ibc_t = & \alpha_0 + \alpha_1 dc \text{ int}_t + \alpha_2 d \text{ det } b_t + \alpha_3 dmm_t + \alpha_4 dprp_t + \alpha_5 dtir_t + \alpha_6 dex_t + \alpha_7 \text{ dim}_t \\
 & + \alpha_8 dpfmi_t + \alpha_9 ddext_t + \alpha_{10} sbg_t + \varepsilon_t
 \end{aligned} \tag{i}$$

$$\begin{aligned}
 ibc_t = & \gamma_0 + \gamma_1 dc \text{ int}_{t-j1} + \gamma_2 d \text{ det } b_{t-j2} + \gamma_3 dmm_{t-j3} + \gamma_4 dprp_{t-j4} + \gamma_5 dtir_{t-j5} + \gamma_6 dex_{t-j6} + \gamma_7 \text{ dim}_{t-j7} \\
 & + \gamma_8 dpfmi_{t-j8} + \gamma_9 ddext_{t-j9} + \gamma_{10} sbg_{t-j10} + \varepsilon_t
 \end{aligned} \tag{ii}$$

Le tableau 4.11 infra expose les résultats des estimations logit et probit de l'indice binaire de crise en Thaïlande.

Les résultats des estimations économétriques sur les données de l'économie thaïlandaise, donnent les meilleurs résultats d'un point de vue des valeurs du coefficient mesurant la qualité d'ajustement voire du test du ratio de vraisemblance (*LR test*). En effet, le *R* carré de McFadden dans les cas du logit et du probit et sur les équations sans retard et celles à retards optimisés dépasse 0,60: ce coefficient est de 0,62 pour le logit et 0,603 pour le probit dans le cas des équations non retardées, et respectivement de 0,64 et 0,62 pour les équations à retards optimisés. La valeur du *R* carré de McFadden est de 0,38 pour le logit et 0,39 pour le probit dans le cas des équations avec une période de retard. Et en ce qui concerne les probabilités du

Tableau 4.11: résultats des estimations logit/probit (Thaïlande)

logit			probit		
<u>modèle sans retard (t)</u>			<u>modèle sans retard (t)</u>		
<u>variables</u>	<u>coefficients</u>	<u>prob.</u>	<u>variables</u>	<u>coefficients</u>	<u>prob.</u>
Constante	-5,716077	0,0000	Constante	-3,425538	0,0000
Crédit intérieur	-0,123722	0,3846	Crédit intérieur	-0,061378	0,5435
Dettes des banques***	-0,001833	0,0005	Dettes des banques***	-0,001178	0,0011
Dette extérieure	0,000349	0,2353	Dette extérieure	0,000181	0,5277
Masse monétaire(M2)	-0,175887	0,2126	Masse monétaire(M2)	-0,121743	0,1109
Exportations	-0,000184	0,8003	Exportations	-2,84E-05	0,5755
Importations	0,000271	0,6446	Importations	7,05E-05	0,4421
Position au FMI***	-0,079931	0,0019	Position au FMI***	-0,049325	0,0049
Prix réel du pétrole***	-0,330777	0,0042	Prix réel du pétrole***	-0,171672	0,0065
Solde budgétaire	-1,61E-05	0,3336	Solde budgétaire	-4,42E-06	0,6460
Taux d'int. réel intern.	0,240993	0,8365	Taux d'int. réel intern.	0,517032	0,8460
R carré de McFadden	0,623308		R carré de McFadden	0,602807	
<u>modèle avec retards optimisés ($t-j$)</u>			<u>modèle avec retards optimisés ($t-j$)</u>		
<u>variables</u>	<u>coefficients</u>	<u>prob.</u>	<u>variables</u>	<u>coefficients</u>	<u>prob.</u>
Constante	-5,499455	0,0000	Constante	-2,612022	0,0000
Crédit intérieur***	-0,346149	0,0011	Crédit intérieur***	-0,161903	0,0039
Dettes des banques(-1)*	0,000814	0,0700	Dettes des banques(-1)	0,000317	0,1208
Dette extérieure(-7)*	-0,000788	0,0788	Dette extérieure(-7)	-0,000398	0,1071
Masse monétaire(M2)***	-0,585471	0,0022	Masse monétaire(M2)***	-0,258733	0,0016
Exportations	0,000789	0,1831	Exportations	0,000362	0,2301
Importations(-1)***	-0,001088	0,0019	Importations(-1)***	-0,000749	0,0046
Position au FMI(-1)***	0,015347	0,0011	Position au FMI(-1)***	-0,007816	0,0009
Prix réel du pétrole (-6)	-0,284594	0,1213	Prix réel du pétrole(-6)	-0,106349	0,1817
Solde budgétaire(-3)**	-3,72E-05	0,0168	Solde budgétaire(-3)**	-1,56E-05	0,0346
Taux d'int. réel intern.	0,356940	0,7520	Taux d'int. réel intern.	0,107757	0,7798
R carré de McFadden	0,641246		R carré de McFadden	0,618647	

* significatif au seuil de 10%

** significatif au seuil de 5%

*** significatif au seuil de 1%

Probability(LR stat) = 4,46E-07 (logit, t),

Probability(LR stat) = 8,75E-07 (probit, t),

Probability(LR stat) = 2,66E-07 (logit, $t-j$),

Probability(LR stat) = 5,61E-07 (probit, $t-j$).

ratio, elles indiquent que l'ensemble des coefficients estimés non compris la constante, est différent de zéro pour toutes les spécifications temporelles au seuil de 1%.

Dans le cas des équations non retardées, trois variables sont significatives avec un signe négatif. Il s'agit de la dette des banques privées libellées en monnaie de réserve, la position au FMI et le prix réel du pétrole, toutes au seuil de 1%. Concernant la première variable, ce signe ne correspond pas à celui prévu par la théorie, car l'augmentation d'un endettement extérieur du système bancaire peut faire naître une défiance vis-à-vis de la monnaie nationale de la part des agents économiques. Et pour la dernière variable, le signe négatif implique que le pays est exportateur net de pétrole. Autrement dit, ce signe peut s'expliquer par une dominance conjoncturelle sur l'aspect structurel du comportement des variables.

Par ailleurs, l'estimation des équations retardées d'une période produit 5 variables significatives, dont 2 avec un signe positif: le crédit intérieur et la position au FMI au seuil de 1%. Les variables à signe négatif sont: la dette de banques privées, la dette extérieure, et la masse monétaire ($M2$), au seuil de 1%. Concernant cette dernière variable, le signe négatif indique qu'elle joue le rôle de demande de monnaie dont l'augmentation accroît la confiance en la monnaie nationale, ce qui diminue l'indice de crise, avec tout de même le revers en cas de défiance. Pour ce qui est des variables d'endettement, leur comportement est à dominance conjoncturelle.

D'autre part, les résultats des estimations des équations à retards optimisés, indiquent que trois variables sur les 10 ne sont pas significatives: les exportations, le prix réel du pétrole et le taux d'intérêt réel international. A propos de cette dernière variable, cela implique que la Thaïlande ne souffre pas de crise du service de la dette, ou que le service de la dette n'est pas insoutenable. Les variables significatives à signe positif sont: la dette des banques privées avec 1 mois de retard (seuil de 10%), les exportations sans retard (seuil 1%), et la position au FMI avec 1 mois de retard (au seuil 1%). Concernant les exportations, le signe positif n'implique pas un comportement structurel de cette variable. Les variables significatives à signe négatif sont: le crédit intérieur avec un mois (seuil 1%), la dette extérieure avec 7 mois de retard (seuil 10%), les importations avec 1 mois de retard (seuil 1%), et la masse monétaire ($M2$) sans retard (seuil 1%). Parmi les variables significatives, seule la dette extérieure

apparaît comme une variable de moyen terme (7 mois), tandis que les autres variables ont des comportements de court terme (0 à 3 mois).

Concernant la méthode d'optimisation des retards, on fait souvent à un arbitrage entre la qualité d'ajustement globale (à travers le coefficient de détermination) et la significativité individuelle des variables, même si en théorie la significativité des coefficients estimés et le coefficient de détermination sont en principe complémentaires, i.e. ne sont pas exclusives.

Les faits stylisés et estimés conduisent spécifiquement à une bonne qualité d'ajustement et un test du ratio de vraisemblance indiquant que l'ensemble des coefficients estimés n'est pas nul. L'étude par les signes du tableau 4.12 suivant permet d'interpréter davantage ces résultats.

En ce qui concerne la Thaïlande l'étude de Kaminsky G. (2003) permet les précisions suivantes: les crises de novembre 1978 et de juillet 1981 proviennent d'un solde de courant déficitaire. Tandis que la crise novembre 1984 est d'origine inflationniste, et celle de juillet 2000 provient de déficits fiscaux. Et enfin les crises de change de juillet 1997, juin 1998 et septembre 1999 proviennent d'une crise de la dette qu'a connue ce pays.

Les équations sans retard font ressortir que seules trois variables (dettes des banques commerciales libellées en monnaie de réserve, position au FMI et prix réel du pétrole) ont des effets probables (immédiats) très forts contre l'indice de crise (seuil 1% avec signe moins).

Par ailleurs dans le cas des équations sans retard, on a deux variables de référence: le crédit intérieur et la position au FMI, avec des effets probables très forts (seuil 1% et signe plus). Alors que dans le même temps on a trois variables (la dette des banques privées, la dette extérieure et la masse monétaire ($M2$) qui ont des effets probables très forts (seuil 1% et signe moins) qui viennent contrebalancer les effets de deux premières. La suprématie d'un groupe par rapport à l'autre détermine l'avènement de crise de change en Thaïlande, même si les variables apparemment neutres peuvent faire balancer ces effets d'un côté comme de l'autre.

Voyons ce qu'en disent les graphiques sur la prévision des épisodes de crises qu'a connues la Thaïlande. En effet ces graphiques sont construits à partir des densités de probabilités résultantes de l'estimation en logit et probit des équations temporelles.

Tableau 4.12: Effets probables des variables significatives (Thaïlande)

logit		probit	
<u>modèle sans retard (t)</u>		<u>modèle sans retard (t)</u>	
<u>variables</u>	<u>effet probable</u>	<u>variables</u>	<u>effet probable</u>
Constante		Constante	
Crédit intérieur	(+/-)	Crédit intérieur	(+/-)
Dettes des banques***	(++)	Dettes des banques***	(++)
Dette extérieure	(+/-)	Dette extérieure	(+/-)
Masse monétaire(M2)	(+/-)	Masse monétaire(M2)	(+/-)
Exportations	(+/-)	Exportations	(+/-)
Importations	(+/-)	Importations	(+/-)
Position au FMI***	(++)	Position au FMI***	(++)
Prix réel du pétrole***	(++)	Prix réel du pétrole***	(++)
Solde budgétaire	(+/-)	Solde budgétaire	(+/-)
Taux d'int. réel intern.	(+/-)	Taux d'int. réel intern.	(+/-)
<u>modèle avec retards optimisés (t-j)</u>		<u>modèle avec retards optimisés (t-j)</u>	
<u>variables</u>	<u>effet probable</u>	<u>variables</u>	<u>effet probable</u>
Constante		Constante	
Crédit intérieur***	(++)	Crédit intérieur***	(++)
Dettes des banques(-1)*	(+)	Dettes des banques(-1)	(+/-)
Dette extérieure(-7)*	(+)	Dette extérieure(-7)	(+/-)
Masse monétaire(M2)***	(++)	Masse monétaire(M2)***	(++)
Exportations	(+/-)	Exportations	(+/-)
Importations(-1)***	(++)	Importations(-1)***	(++)
Position au FMI(-1)***	(++)	Position au FMI(-1)***	(++)
Prix réel du pétrole (-6)	(+/-)	Prix réel du pétrole(-6)	(+/-)
Solde budgétaire(-3)**	(+)	Solde budgétaire(-3)**	(+)
Taux d'int. réel intern.	(+/-)	Taux d'int. réel intern.	(+/-)

(+/-) : sans effet (ou effet apparemment neutre);

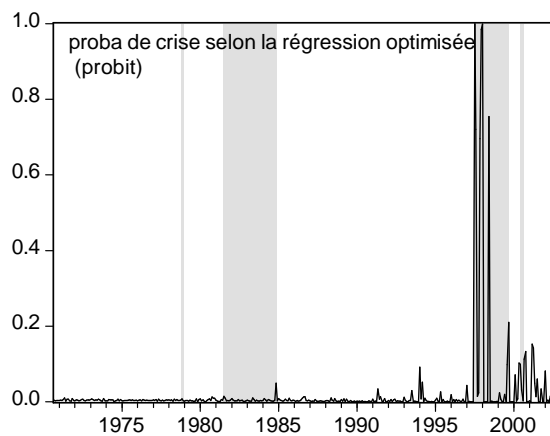
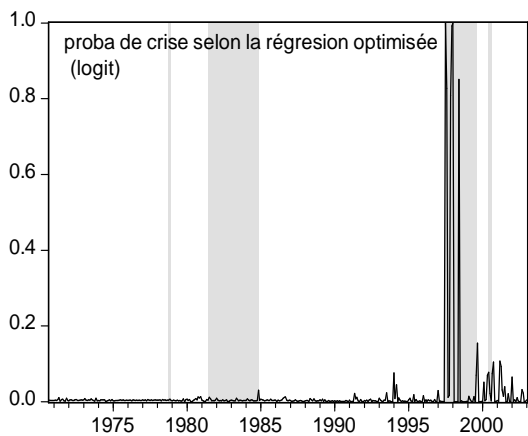
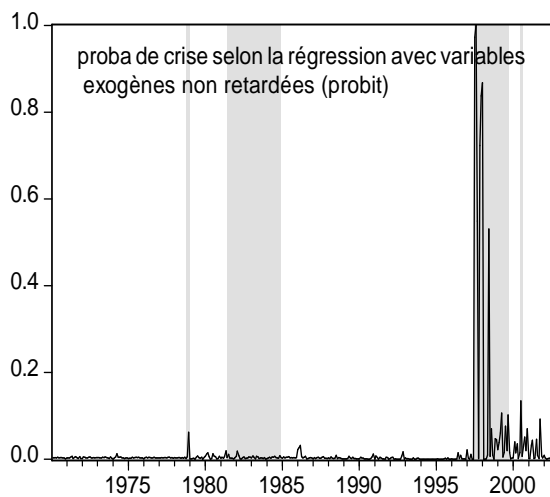
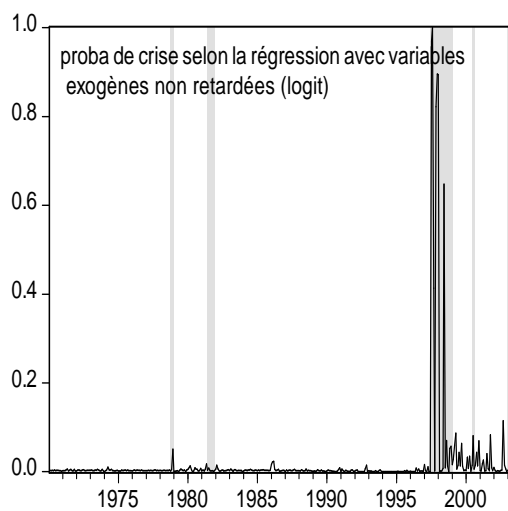
(+/-) : effet probable faible (seuil 10%);

(+) : effet probable fort (seuil 5%);

(++) : effet probable très fort (seuil 1%).

5.2 Les probabilités calculées (Thaïlande)

Dates des crises: 1978:11, 1981:07, 1984:11, 1997:07, 1998:01, 1999:09, 2000:07.



Les graphiques reflètent assez bien la qualité des résultats concernant la qualité d'ajustement. Ainsi tous les graphiques font ressortir les crises de change en Thaïlande de 1997 à 2000, surtout dans le cas des équations sans retard et les équations à retards optimisés. En revanche, les crises des années 1978 et 1980 n'apparaissent pas sur les graphiques. Par ailleurs tous les graphiques des équations estimées indiquent une forte pression sur le taux de change du baht thaïlandais à partir de l'année 2000. Il apparaît donc que 4 crises sur 7 sont prédites sur les graphiques.

Sur l'ensemble des estimations en logit et probit, il apparaît en général que, plus le nombre de variables exogènes est élevé, plus la qualité d'ajustement s'améliore. Et d'autre part les meilleurs résultats en terme de densité de probabilité, apparaissent dans les cas des équations à retards optimisés et celles sans retard. Ce qui crédite la méthode d'optimisation pour indiquer les retards de pré-crise dans les pays étudiés et accessoirement dans les pays ayant des caractéristiques communes. On peut résumer dans un tableau la méthode d'optimisation des retards et tirer des statistiques moyennes pour l'échantillon des pays émergents d'Amérique latine et d'Asie.

Les variables de crise de change, qui sont la dette des banques privées en monnaie de réserve, le crédit intérieur, la masse monétaire (M2), et la position au FMI, indiquent que ces crises relèvent des modèles de première et de troisième générations relatifs respectivement aux fondamentaux macroéconomiques et aux crises bancaires. Concernant les crises bancaires, Sebastien Edwards (2000), d'après un rapport de la Banque des règlements internationaux, note que les ratios des prêts bancaires ont évolué comme suit en Thaïlande: 65,2% en fin 1996, 65,8%, en fin 1997, et 59,3% en mi-1998. Ce qui implique que le système bancaire privé peut autant contribuer à une crise de change à partir des problèmes d'aléas de moralité qui accompagnent les prêts bancaires, ou être vulnérable ou victime d'une dépréciation (dévaluation) de la monnaie nationale, qui augmente le volume de la dette en monnaie nationale.

Tableau 4.13: récapitulatif des résultats de la méthode d'optimisation en logit et probit

Monnaie et retards d'optimisation (pays émergents)						
Variabes	Peso(Arg)	Real(Brl)	Peso(Mex)	Ringgit	Baht	Moyenne
Crédit intérieur	(11)	(14)	(0)	(3)	(0)	(5,60)
Masse monétaire(M2)	(3)	(2)	(0)	(0)	(0)	(1,00)
Dettes des banques privées	(0)	(4)	(6)	(6)	(1)	(3,40)
Dettes extérieures	-	-	-	-	(7)	-
Exportations	(6)	(17)	(8)	(9)	(0)	(8,00)
Importations	(13)	(18)	(13)	(15)	(1)	(12,00)
Position au FMI	(2)	(0)	(2)	(10)	(1)	(3,00)
Prix réel du pétrole	(7)	(0)	(4)	(0)	(6)	(3,40)
Solde budgétaire	(0)	(0)	(8)	-	(3)	(2,20)
Solde compte courant	-	(2)	-	-	-	-
Taux d'int. réel intern.	(3)	(0)	(2)	(0)	(0)	(1,00)
Termes de l'échange	-	-	(0)	-	-	-

Sources : tableaux 4.3, 4.5, 4.7, 4.9, 4.11

Le Tableau 4.13 qui résume les tableaux des résultats de l'échantillon des pays émergents vus ci-dessus, donne les périodes moyennes de signal de pré-crise pour les pays étudiés: on a 5,6 mois pour la variable crédit intérieur, 1 mois pour la masse monétaire ($M2$), 3,4 mois pour la variable dette des banques commerciales, 8 mois pour les exportations, 12 mois pour les importations, 3 mois pour la position au FMI, 3,4 mois pour le prix réel du pétrole, 2,2 mois pour le solde budgétaire, 1 mois pour le taux d'intérêt réel international.

On peut classer les variables en celles de court terme (0 à 3 mois) et en celles de moyen terme (plus de 4 mois). Pour l'échantillon des pays émergents d'Amérique latine et d'Asie, on retient dans le premier groupe: la masse monétaire ($M2$) (1 mois) qui apparaît alternativement sous forme de demande ou d'offre de monnaie, la position au FMI (3 mois), le solde budgétaire (2,2 mois), et le taux d'intérêt réel international (1 mois). Dans le second groupe on note: le crédit intérieur (5,6 mois), la dette des banques privées (3,4 mois), les exportations (8 mois), les importations (12 mois), et le prix réel du pétrole (3,4 mois).

Il ressort que la variable masse monétaire ($M2$) a presque la même période de signal d'alerte dans le cas deux échantillons (0,75 contre 1 mois pour l'échantillon des pays émergents). Cette invariance temporelle se retrouve aussi, dans une certaine mesure, dans le cas de la variable exportations (8,75 pour le 1^{er} échantillon contre 8 mois pour le second), le prix réel du pétrole (3,75 contre 3,4). Le crédit intérieur passe du groupe des variables de court terme à celui des variables de moyen terme (2,5 contre 5,6 mois). Ce qui permet de dire que le comportement des variables par rapport à la période d'alerte dépend de la structure économique de chaque pays ou zone monétaire qui résiste plus ou moins longtemps par rapport à un choc sur une variable.

Il apparaît que les crises de change dans le cas des deux échantillons relèvent des modèles de 1^{ère} génération et souvent de 3^{ème} génération caractérisés par des crises financières, auxquelles s'ajoutent souvent des problèmes de service de la dette.

Conclusion Chapitre 4

L'objet est de quantifier les périodes moyennes de pré-crise pour l'échantillon de quelques pays émergents d'Amérique latine et d'Asie. Ce qui permet de valider les densités de probabilité de prévision des crises dans ces pays, et dont les résultats peuvent être appliqués à des pays ayant des structures économiques similaires.

Les estimations économétriques montrent que les résultats pays par pays en logit et en probit, privilégient la qualité d'ajustement avec des valeurs du R^2 de McFadden en général plus élevées et un nombre de variables statistiquement significatives au cours des estimations par la méthode d'optimisation. Cette méthode fait l'unanimité à travers les deux échantillons pour prévoir les crises à partir des densités de probabilité. Cette méthode est concurrencée par une estimation avec des équations non retardées. Concernant les résultats sur les équations retardées d'une période, on a en général des résultats qui sont inférieurs aux autres spécifications temporelles. Ce qui ne remet pas en cause toute la logique qui guide la démarche.

Concernant les comportements des variables, elles dépendent des économies de façon structurelle et conjoncturelle. Néanmoins, on note une constance dans le comportement de certaines variables (masse monétaire (M2), crédit intérieur, dettes des banques privées, position au FMI, exportations, importations), qui ont des réactions standard vis-à-vis de l'indice de crise. Par ailleurs la masse monétaire (M2) peut prendre la forme de demande de monnaie à court terme (signe (-) du coefficient estimé), et évoluer à une offre de monnaie à moyen terme (signe (+) du coefficient estimé) en cas d'inflation sur une longue période.

Il apparaît que ces crises de change à travers les deux échantillons de pays, relèvent généralement des modèles de première génération relatifs à des fondamentaux macroéconomiques détériorés, et souvent des modèles de troisième génération liés aux crises bancaires caractérisées par une augmentation du passif des banques privées et des prêts non recouverts dus aux aléas de moralité, qui détériorent l'actif des banques privées. Néanmoins on ne peut pas écarter les causes autoréalisatrices des attaques spéculatives, qui sont les préludes

aux crises de change compte tenu de la vulnérabilité des marchés de change émergents face à la volatilité financière internationale. Les causes des crises sont souvent moins visibles compte tenu de la volatilité des flux de capitaux et des incertitudes sur les marchés, mais demeurent toujours présentes.

Tous ces résultats dérivent de l'indice binaire de crise qui est déterminé à partir de l'indice de crise. Cela dit, il apparaît opportun d'examiner les résultats des estimations économétriques en utilisant directement l'indice de crise (qui est une variable continue). Pour cela la méthode appropriée est la Méthode des moindres carrés ordinaires pays par pays, mais aussi une analyse en données de panel utilisant les Moindres carrés généralisés, objet du Chapitre 5. La différence donc par rapport à l'indice binaire de crise est que l'indice de crise (*indc*) est une variable continue, alors que l'indice binaire de crise est discret, prenant la valeur 1 en cas de crise et 0 sinon. En ce qui concerne l'*idc*, il est déterminé à partir de l'indice de crise (*indc*) calculé au Chapitre 1.

Chapitre 5

Etudes Empiriques des tensions sur les marchés des changes

Les Chapitres 3 et 4 présentent une approche binaire des crises de change (crise versus non crise). Le Chapitre 5 complète cette vision binaire des crises de change par une évaluation continue analysant les tensions sur les marchés des changes. La caractéristique principale ici, c'est que la variable dépendante est l'indice de crise (*indc*) dans sa version continue, alors que dans les Chapitres 3 et 4 la variable dépendante est l'indice binaire de crise (*ibc*) avec une vision binaire des crises de change.

Les Chapitres 3 et 4 ont utilisé les fonctions logit et probit pour estimer les relations entre la variable endogène (l'indice binaire de crise *ibc*) et les variables exogènes (indicateurs macroéconomiques). L'indice binaire de crise était déterminé à partir de l'indice de crise (*indc*), en prenant la valeur 1 en crise de change, et 0 sinon. Dans ce qui suit, nous utilisons directement l'indice de crise comme variable endogène, ce qui nécessite d'autres techniques d'estimation à savoir, la Méthode des Moindres Carrés Ordinaires (MCO), et la Méthode des Moindres Carrés Généralisés (MCG). Ici la variable expliquée (*indc*) est une variable continue comparativement à la variable binaire. Les estimations économétriques se font sur les données des deux échantillons.

Les estimations pays par pays par la méthode de moindres carrés ordinaires, en utilisant l'indice de crise permet une analyse continue, car il prend en compte toutes les valeurs de

l'indice de crise comme variable endogène. Tandis qu'une analyse en panel conduit à des comportements moyens de groupe des variables macroéconomiques (de l'échantillon).

Les sources de variation de l'échantillon sont largement prises en compte dans la formulation et l'estimation des modèles économiques notamment au cours des analyses en données de panel. Les modèles à pentes constantes et à constantes variables sont les plus largement utilisés en analyse des données de panel parce qu'elles offrent des alternatives crédibles par rapport à l'hypothèse selon laquelle les paramètres prennent des valeurs communes pour tous les individus et à tout temps (HSIAO C. 1986, 2001).

On note que l'application des analyses en données de panel aux séries chronologiques ou longitudinales offre plusieurs avantages :

- elle permet d'accéder à un nombre important de données qui augmente le degré de liberté tout en réduisant la colinéarité entre les variables explicatives, ce qui permet d'améliorer l'efficacité des estimateurs économétriques ;
- des données longitudinales plus importantes permettant d'analyser un nombre important de questions économiques qui ne peuvent être abordées que par l'utilisation de groupes de données en séries chronologiques ou transversales, en particulier la construction et les tests à réaliser sur des comportements des modèles plus compliqués que ne permettent les données individuelles ;
- le recours aux données de panel permet de résoudre ou de réduire l'ampleur des effets provenant des variables omises ou des erreurs de mesure non observées, qui sont corrélées avec les variables exogènes. Il apparaît qu'il est plus possible au cours des estimations économétriques de mieux contrôler les effets des variables inobservées et manquantes, à partir de l'utilisation d'information de toutes les dynamiques intertemporelles et l'individualité des groupes qui sont étudiés.

Néanmoins, l'analyse en panel ne manque pas d'inconvénients, à savoir le biais d'hétérogénéité et celui de sélection. L'intérêt retenu des analyses en panel dérive de leur capacité théorique à isoler les effets provenant des actions spécifiques, des traitements ou des politiques plus générales. Cette capacité théorique découle de l'hypothèse de données

économiques générées à partir d'expériences contrôlées dans lesquelles les résultats sont des variables aléatoires avec une distribution de probabilité qui est une fonction de lissage de diverses variables décrivant les conditions de l'expérience. Si les données disponibles sont en fait générées à partir d'expériences simples contrôlées, les méthodes statistiques standard pourraient s'appliquer. Malheureusement la plupart des données de panel proviennent de processus très complexes de la vie économique quotidienne. De ce fait, l'hypothèse typique selon laquelle la variable économique y est générée par une fonction de distribution de probabilité paramétrique $P(y|\psi)$, où ψ est un vecteur m -dimensionnel, identique à tous les individus à tous temps ne saurait être réaliste. L'ignorance de telle hétérogénéité paramétrique entre les unités de séries chronologiques ou transversales, pourrait conduire à des estimateurs moins significatifs ou inconsistants des paramètres concernés.

Hsiao C. (1986, 2001), a décrit des situations dans lesquelles les biais interviennent dans les estimateurs des moindres carrés en pool à cause de constantes hétérogènes, ce qui prohibe toute régression en pool qui ignore ces constantes hétérogènes. En outre, la direction du biais des estimateurs de la pente en pool ne peut pas être déterminée a priori, car elle peut aller dans tous les sens. Ce qui maintient l'hypothèse classique d'agent représentatif au stade de concept.

Une autre source de biais qui apparaît au cours des analyses en panel, est le biais de sélection qui provient du fait que l'échantillon ne peut pas être tiré de la population au hasard. Ce qui introduit les modèles appropriés pour une analyse en panel, permettant de réduire les inconvénients des biais d'hétérogénéité et de sélection. Dans le cas des modèles statiques on retient les modèles à effets fixes et ceux à effets aléatoires. Dans les modèles à effets fixes les inférences conditionnelles sont faites par rapport aux effets contenus dans l'échantillon, tandis que dans les modèles à effets aléatoires, on fait des inférences marginales ou inconditionnelles par rapport à la population de tous les effets. Il appartient donc à l'analyste de poser les inférences soit par rapport aux caractéristiques de la population mère ou uniquement par rapport aux effets contenus dans l'échantillon, et en conséquence, soit on considère la fonction de vraisemblance conditionnelle ou la fonction de vraisemblance marginale. La situation à laquelle un modèle s'applique et les inférences posées, décident des conditions qui déterminent si on doit considérer les effets comme fixes ou aléatoires. Lorsque les inférences

sont confinées aux effets du modèle, les effets sont traités comme fixes de façon plus adéquate, tandis que si les inférences sont basées sur une population d'effets à partir desquels des données sont considérées comme un échantillon aléatoire, alors les effets devront être traités comme aléatoires. Il apparaît donc que pour une analyse juste de quelques individus, la méthode des effets fixes serait plus appropriée. Ce qui nous amène à appliquer cette méthode sur les deux échantillons étudiés aux Chapitres 3 et 4, permettant une comparaison entre les résultats pays par pays et les résultats en données de panel.

I. Les modèles de Données de Panel : cadre théorique

Dans cette section, nous allons passer en revue d'une part les modèles en panel et les modèles SUR, et d'autre part les techniques d'estimation économétriques des modèles en panel.

A. Considérations générales

Il s'agit d'examiner ici les caractéristiques et les modalités d'utilisation des modèles en données de panel et les modèles SUR. Ce qui permet de faire un choix en faveur du modèle qui convient le mieux pour les estimations économétriques.

1. Modèles en panel et modèles SUR

Les modèles de données de panel sont des modèles statistiques pour lesquels la même régression de la variable dépendante sur des variables explicatives est appliquée aux données d'un échantillon (de pays dans le cas que nous étudions). Dans le cas d'espèce la variable expliquée est l'indice de crise (à partir duquel est créé l'*indice binaire de crise, ibc*) pour une analyse plus continue sur la période étudiée en prenant en compte toutes les valeurs effectives de la variable endogène.

On oppose souvent les modèles de données de panel au modèle SUR²², qui est un modèle de régression comprenant un système d'équations apparemment sans rapport. Le cadre d'analyse des données de panel est conceptuellement différent des modèles SUR (Wooldridge Jeffrey M., 2002). Dans ce dernier cas chaque équation explique une variable dépendante différente pour la même unité de donnée transversale, tandis que dans le cas des données de panel une seule variable dépendante est utilisée pour différentes unités de l'échantillon. Néanmoins, les propriétés statistiques des estimateurs dans le cas des modèles SUR et en données de panel peuvent être analysées dans le même cadre : les Moindres Carrés Ordinaires de Système (MCOS) qui est une extension des MCO appliqués à une équation. Dans certains cas non moins importants, l'estimateur des MCOS a une interprétation directe en termes d'estimateurs des MCO appliqués à une équation. Cependant, la méthode est applicable à des systèmes généraux d'équations linéaires. Ce qui nous amène à l'analyse de Moindres Carrés Généralisés (MCG). Moyennant certaines hypothèses, les MCG – ou sa version opérationnelle, MCG faisables (MCGF) – s'avèrent asymptotiquement plus efficaces que les MCOS. Néanmoins, il est à souligner que l'efficacité des MCG a un coût : ils nécessitent des hypothèses plus fortes que les MCOS, pour être consistants. Un point important dans l'application, suppose que les variables explicatives soient non aléatoires. Du fait que l'analyse asymptotique est faite comme si la dimension transversale tend vers l'infinie, les résultats concernent explicitement le cas où la dimension transversale est aussi grande que celle des séries chronologiques.

2. Les équations économétriques

On peut rappeler que la variable expliquée (ou dépendante) au cours des différentes estimations est l'indice de crise (*indc*) formulé au Chapitre 2. Donc: $y_{it} = indc_{it}$ dans ce qui suit, et les variables explicatives (ou indépendantes) par le vecteur X_{it} , incluant les variables macroéconomiques

²² SUR : Seemingly unrelated Regression ; attribué à Zellner (1962).
SUR = RAR : Régression Apparemment sans Rapport.

La classe de modèles estimés sous forme de pool (i.e en données de panel) peut s'écrire comme suit : $y_{it} = \alpha_{it} + x'_{it}\beta_{it} + \varepsilon_{it}$, (i)

où y_{it} est la variable dépendante, x_{it} est une matrice des observations sur les variables exogènes, β_{it} représente est un k-vecteur des coefficients (ou paramètres) qui feront l'objet d'estimation;

$i = 1, 2, \dots, N$ désigne les unités en coupe transversale (ici les pays); l'observation des données se fait sur des périodes de temps $t = 1, 2, \dots, T$ (ici les données sont mensuelles); ε_{it} désigne les perturbations (inobservables mais estimées par les résidus) qui sont aléatoires, mais supposées indépendantes et identiquement distribuées. Les perturbations sont donc supposées être *i.i.d.* de moyenne nulle et de variance égale à $\sigma_\varepsilon^2 \forall i \in [1, N]$.

Pour les besoins de la régression, nous considérons donc un système de N équations en coupe transversale, ce qui permet d'écrire :

$$y_i = \alpha_i + x'_i\beta_i + \varepsilon_i \quad (\text{ii})$$

Chaque variable étant observée sur T périodes, on peut simplifier l'écriture en posant :

$$Y = \alpha + X\beta + \varepsilon \quad (\text{iii})$$

où α , β et X sont considérés en incluant toutes les restrictions sur les paramètres entre les unités en coupe transversale.

La matrice des covariances des résidus de cet ensemble d'équations est posée comme suit :

$$\Omega = E(\varepsilon\varepsilon') = E \begin{pmatrix} \varepsilon_1\varepsilon'_1 & \varepsilon_2\varepsilon'_1 & \dots & \varepsilon_N\varepsilon'_1 \\ \varepsilon_2\varepsilon'_1 & \varepsilon_2\varepsilon'_2 & & \cdot \\ & \cdot & \cdot & \cdot \\ \varepsilon_N\varepsilon'_1 & \cdot & \cdot & \varepsilon_N\varepsilon'_N \end{pmatrix} \quad (\text{iv})$$

La spécification de base traite les modèles de pool comme un système d'équations et estime les paramètres du modèle par les MCO de Système. L'estimation du système d'équations se fait donc, soit à l'aide de la méthode des Moindres Carrés Ordinaires de Système (MCOS), soit par l'estimateur des Moindres Carrés Ordinaires de Pool (MCOP). Ces spécifications

restent appropriées lorsque les hypothèses ci-dessus sur les variables et les résidus, d'absence d'autocorrélation et d'homoscédasticité sont vérifiées :

$$\Omega = \sigma^2 I_N \otimes I_T \quad (\text{v})$$

En désignant $\hat{\beta}$ comme l'estimateur de β par les MCOS, on a :

$$\hat{\beta} = \left(N^{-1} \sum_{i=1}^N X_i' X_i \right)^{-1} \left(N^{-1} \sum_{i=1}^N X_i' y_i \right) \quad (\text{vi})$$

ou par le langage de programmation matricielle, on a :

$$\hat{\beta} = (X'X)^{-1} X'Y \quad (\text{vii})$$

avec $(X'X)$ non singulière (i.e inversible).

Considérons $\tilde{\beta}$ comme l'estimateur MCOP de β , on a :

$$\tilde{\beta} = \left(\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T X_{it}' X_{it} \right)^{-1} \left(\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T X_{it}' y_{it} \right) \quad (\text{viii})$$

Cet estimateur revient à appliquer la méthode des MCO sur le Pool des observations à travers les indices i et t . Dans l'application, les coefficients sont estimés par la méthode des MCO appliqués au modèle empilé.

B. La spécification des modèles d'estimations en panel

Dans les Chapitres 3 et 4 nous avons spécifié et estimé en logit et probit les équations linéaires correspondant à deux échantillons différents: celui des pays africains et celui de quelques pays émergents d'Amérique latine et d'Asie. Les variétés des estimations en panel peuvent s'appliquer à l'un ou l'autre échantillon. Dans chaque cas, on a T observations mensuelles de 1970 à 2003 concernant N pays ($N = 4$ pour les pays africains et $N = 5$ pour les pays émergents). Considérons une équation linéaire pour caractériser la relation entre l'indice de crise (variable endogène continue) et les variables économiques qui constituent les indicateurs macroéconomiques.

$$y_{it} = \alpha_i + \beta_i' x_{it} + \mu_{it} \quad (1)$$

où α_i est un nombre réel, β_i est un vecteur colonne $(K,1)$ et

$\beta_i = (\beta_{1i}, \beta_{2i}, \dots, \beta_{Ki})'$, ce qui indique K variables explicatives,

x_{it} représente la matrice des observations T .

On fait l'hypothèse des perturbations aléatoires (appelées aussi aléas ou innovations) indépendantes et identiquement distribuées (*i.i.d.*), suivant une loi normale d'espérance mathématique (moyenne) nulle et de variance constante $\sigma_{\mu}^2 \quad \forall i \subseteq [1, N]$. On considère que les paramètres α_i et β_i sont constants dans le temps, mais peuvent différer pour chaque individu (ici chaque pays ou groupe de pays représentant une monnaie ou un espace monétaire).

HURLIN, C. (2002) rapporte la procédure générale de test d'homogénéité dite procédure de tests d'homogénéité emboîtés de Hsiao (1986). La procédure pratique consiste à estimer l'équation suivante: a) $y_{it} = \alpha_i + \beta_i' x_{it} + \varepsilon_{it}$, pays par pays à l'aide de la méthode des MCO; puis, b) estimer le modèle empilé $y_{it} = \alpha + \beta' x_{it} + \mu_{it}$ pour l'ensemble de l'échantillon, et enfin c) réaliser des tests d'homogénéité suivants à l'aide de la statistique de Fischer: $\alpha_i = \alpha$, $\beta_i = \beta$. L'acceptation de ces deux hypothèses implique que le panel est homogène.

Au moins quatre cas des figures sont envisageables avec des conséquences sur la possibilité d'estimation ou non en panel.

1. Si $\alpha_i = \alpha$ et $\beta_i = \beta \quad \forall i \subseteq [1, N]$, alors l'échantillon est qualifié de panel homogène.
2. Si les tests ci-dessus indiquent que $\alpha_i \neq \alpha$ et $\beta_i \neq \beta$, alors on a N modèles spécifiques qui entraînent le rejet d'une analyse en panel.
3. Si $\alpha_i = \alpha$ et $\beta_i \neq \beta, \quad \forall i \subseteq [1, N]$, on a une constante commune et des spécificités propres à chaque pays, ce qui permet d'envisager une étude en panel avec une constante commune.
4. $\alpha_i \neq \alpha$ et $\beta_i \neq \beta, \quad \forall i \subseteq [1, N]$, on a ici un panel à effets individuels (ou effets fixes).

On peut considérer un cinquième cas de modèle à effets aléatoires applicables à l'analyse en panel. Dans ce cas on considère les constantes des variables comme aléatoires à travers le panel. On retient ici deux aspects caractéristiques: des effets temporels et des effets individuels ou fixes (HURLIN, C. 2002). Le modèle à effets aléatoires peut apparaître

comme une suite du modèle des effets fixes moyennant certaines hypothèses sur les résidus. Les estimations des paramètres par les effets aléatoires passent par l'utilisation des résidus des effets fixes pour estimer la variance de l'aléa μ_{it} .

Dans nos travaux empiriques nous évitons de procéder aux tests d'homogénéité compte tenu de la taille des observations (près de 170 par variables). De plus l'hypothèse d'homogénéité ne peut pas s'appliquer en économie sur une période relativement longue, même théoriquement compte tenu des structures différentes des économies, sans exclure des points de convergence et de divergence des paramètres qui justifient une étude en panel. C'est pourquoi nous allons étudier le panel des deux échantillons à partir des spécifications **de modèle à effets fixes** qui présente une supériorité par rapport au **modèle de constante commune** concernant l'effet des politiques sur la variable endogène (Wooldridge M. J. 2002), après avoir réalisé des estimations par les MCO pays par pays. Au cours des estimations MCO, nous utiliserons des estimateurs Heterokedastic consistent de White, ce qui permet de se prémunir contre les inconvénients de l'hétéroscédasticité (inférences incorrectes notamment le biais d'estimation) par rapport à la méthode des MCO, et cela sans tester la forme de l'hétéroscédasticité.

1. Le modèle à effets fixes

Les effets fixes impliquent des constantes estimées différentes pour chaque membre du panel. Dans ce cas les estimations en moindres carrés généralisés utilisent les variances des effets individuels, ce qui entraîne une pondération ou non selon les observations.

L'estimateur des effets fixes permet d'obtenir des constantes à travers le panel. La procédure d'estimation consiste à calculer les effets fixes en soustrayant la moyenne "within" de chaque variable et en estimant par les MCO par l'utilisation des données transformées:

$$y_i - \bar{y} = (x_i - \bar{x}_i)' \beta + (\varepsilon_i - \bar{\varepsilon}_i) \quad (2)$$

$$\bar{y}_i = \frac{\sum_t y_{it}}{N}, \quad \bar{x}_i = \frac{\sum_t x_{it}}{N}, \quad \bar{\varepsilon}_i = \frac{\sum_t \varepsilon_{it}}{N}$$

Les estimateurs de la matrice covariance des coefficients sont donnés par la formule usuelle de covariance par les MCO, appliquée au modèle de moyenne différenciée.

$$\text{var}(b_{FE}) = \hat{\sigma}_w^2 (\tilde{X}'\tilde{X})^{-1}$$

où \tilde{X} représente la moyenne différenciée de X, et

$$\hat{\sigma}_w^2 = \frac{e'_{FE} e_{FE}}{NT - N - K} = \frac{\sum_t (\tilde{y}_{it} - \tilde{x}_{it} b_{FE})^2}{NT - N - K}$$

où $e'_{FE} e_{FE}$ est la somme des carrés des résidus (SCR) du modèle des effets fixes. Si le pool est équilibré du point de vue des observations, NT est remplacé par le nombre total des observations excluant les valeurs manquantes.

Les effets fixes eux-mêmes ne sont pas directement estimés. On rapporte les effets fixes estimés calculés à partir de:

$$\hat{\alpha}_i = \sum_t (\bar{y}_i - \bar{x}'_i b_{FE}) / N$$

Les erreurs standard ne sont pas rapportées par les coefficients des effets fixes, on devrait réestimer un modèle sans constante, incluant le terme de la constante comme un régresseur spécifique individuel.

2. Les pondérations transversales

La régression des pondérations transversales est appropriée lorsque les résidus sont hétéroscédastiques de façon transversale sans être autocorrélées.

$$\Omega = E(\varepsilon\varepsilon') = E \begin{pmatrix} \hat{\sigma}^2 I_{T_1} & 0 & \dots 0 \\ 0 & \hat{\sigma}^2 I_{T_1} & \cdot \\ \cdot & & \cdot \\ 0 & \dots & \hat{\sigma}^2 I_{T_N} \end{pmatrix}$$

On applique les Moindres Carrés Généralisés Faisables sur $\hat{\sigma}_i^2$ estimé à partir d'une première étape de la régression MCO en panel. Les variances estimées sont calculées comme suit:

$$\hat{\sigma}_i^2 = \sum_t^T (y_{it} - \hat{y}_{it})^2 / T_i$$

où \hat{y}_{it} sont les valeurs MCO ajustées.

Les valeurs des coefficients estimés et la matrice de covariance sont données par l'estimateur MCG standard.

II. Analyses empiriques appliquées aux deux échantillons

Les données utilisées ici sont les mêmes que lors des estimations logit et probit appliquées aux deux échantillons (des pays africains et quelques pays émergents d'Amérique latine et d'Asie). Une comparaison entre les résultats obtenus par les MCO et ceux obtenus par les MCG (analyse en panel) permet de voir le comportement de l'indice de crise à travers les pays et les échantillons.

A. Echantillon des pays africains

1. Le cas de l'Afrique du Sud

1.1 L'estimation des équations structurelles

Ce sont les équations déjà estimées aux Chapitres 3 et 4 en logit et probit avec l'indice binaire de crise (*ibc*) comme variable endogène. Au cours des estimations en MCO pour les données

individuelles et par les MCG dans le cadre d'une analyse en panel, nous utilisons l'indice de crise (*indc*) comme variable endogène. Nous avons trois types d'équations structurelles temporelles qui sont:

$$indc_t = \alpha_0 + \alpha_1 dc\ int_t + \alpha_2 d\ det\ b_t + \alpha_3 dext_t + \alpha_4 dmm_t + \alpha_5 dprp_t + \alpha_6 sbg_t + \alpha_7 dtir_t + \alpha_8 ex_t + \alpha_9 im_t + \alpha_{10} pfmi_t + \alpha_{11} scc_t + \varepsilon_t \quad (i)$$

$$indc_t = \gamma_0 + \gamma_1 dc\ int_{t-j1} + \gamma_2 d\ det\ b_{t-j2} + \gamma_3 dext_{t-j3} + \gamma_4 dmm_{t-j4} + \gamma_5 dprp_{t-j5} + \gamma_6 sbg_{t-j6} + \gamma_7 dtir_{t-j7} + \gamma_8 ex_{t-j8} + \gamma_9 im_{t-j9} + \gamma_{10} pfmi_{t-j10} + \gamma_{11} scc_{t-j12} + \varepsilon_t \quad (ii)$$

Rappelons tout d'abord que les variables qui sont intégrées sont stationnarisées en vue des estimations économétriques. La première équation relève de la formulation traditionnelle où toutes les variables sont considérées au temps t . La deuxième équation part du postulat selon lequel les effets des chocs actuels sont ressentis la période suivante. La troisième équation est une équation d'optimisation des coefficients et statistiques indiquant la qualité d'ajustement (R carré ajusté, t de student ou p -value). Au cours des estimations appliquées à cette dernière équation nous recherchons les périodes de temps ($t-j$) pour lesquelles chaque variable est significative, ou contribue à une qualité d'ajustement supérieure. La technique est possible soit par l'introduction simultanée d'un même nombre de retards dans l'équation pour chaque variable et observer le (ou les) retard (s) qui rendent chaque variable significative. Ou bien considérer une variable et introduire des retards successifs jusqu'à obtenir le retard qui optimise les coefficients et statistiques mesurant la qualité d'ajustement, toutes choses égales par ailleurs. Dans le cas de l'indice de crise (*indc*) qui est une variable continue, nous utilisons la première technique, car cette variable a une mémoire tenant compte des retards des variables exogènes, tandis qu'avec l'indice binaire de crise (*ibc*) comme variable endogène la seconde méthode est plus appropriées, n'ayant pas de mémoire (en prenant les valeurs 1 ou 0). L'objectif pour la théorie économique est de déterminer les retards de pré-crise (Kaminsky et al., 1998) pour les variables macroéconomiques dont les détériorations

sont à la base des attaques spéculatives et de crises de change qui en découlent, autrement dit les seuils (critiques) qui rendent les crises inévitables.

1.2. Les résultats des estimations

Rappelons que la variable endogène au cours des estimations par les MCO et par les MCG, est l'indice de crise (*indc*). Dans le cas de l'indice de crise, nous introduisons simultanément 5 retards pour chaque variable, afin de déterminer la période de retard de pré-crise. Cette démarche est guidée par le fait que l'indice de crise (*indc*) est continu, et possède une mémoire par rapport aux variables exogènes. Ce qui n'est pas le cas de l'indice binaire de crise, qui est une variable discrète prenant les valeurs 1 ou 0 selon qu'il y ait crise ou non. Dans ce dernier cas, la mémoire des retards n'est pas nécessaire pour déterminer les paramètres des équations optimisées. Rappelons que les résultats obtenus à partir de l'indice binaire de crise comme variable exogène, offrent chaque fois les meilleures prévisions à partir des probabilités calculées, excepté le cas de l'UEMOA, où les équations non retardées produisent les meilleures prévisions. Le tableau 5.1 suivant nous décrit les résultats.

Le tableau 5.1 ci-dessous, présente les résultats des estimations économétriques sur l'Afrique du Sud par la méthode des Moindres Carrés Ordinaires (MCO) appliquée aux données de ce pays, et par la méthode des Moindres Carrés Généralisés (MCG) en analyse de panel pour l'échantillon de pays africain. Concernant la qualité d'ajustement, il apparaît que le modèle sans retard et celui à retards optimisés offrent les meilleurs résultats. Dans ces deux cas, la probabilité de la statistique F indique que l'ensemble des paramètres estimés est différent de zéro, et des valeurs du R^2 ajusté relativement élevées, 0,39 et 0,40 respectivement pour les MCO et les MCG pour les équations non retardées, et 0,35 et 0,43 respectivement pour les MCO et les MCG dans le cas des équations à retards optimisés. Ce qui n'est pas le cas des équations retardées d'une période où la statistique de F indique qu'en panel l'ensemble des coefficients n'est pas significativement différent de zéro, et des valeurs du R^2 ajusté très faibles. Ce qui montre que ce n'est pas l'adéquation des variables qui est en jeu, mais plutôt la spécification temporelle.

Tableau 5.1: Résultats estimations MCO & MCG (Afrique du Sud)

<u>modèle sans retard (t)</u>				
<u>variables</u>	<u>MCO</u>		<u>MCG(panel)</u>	
	<u>coefficients</u>	<u>prob.</u>	<u>coefficients</u>	<u>prob.</u>
Constante	0,109772	0,5251	-	-
Crédit intérieur***	-0,000346	0,0003	-0,000344	0,0000
Dettes des banques(*)	-0,000208	0,3687	-0,000204	0,0742
Dette extérieure	-4,40E-05	0,6309	-5,34E-06	0,9216
Masse monétaire(M2)***	-0,000271	0,0070	-0,000262	0,0000
Exportations(*)	6,05E-05	0,4487	6,84E-05	0,0819
Importations(*)	-6,26E-05	0,4483	-7,67E-05	0,0605
Position au FMI(*)	0,001790	0,3926	0,001924	0,0643
Prix réel du pétrole	0,000878	0,9283	0,000855	0,8600
Solde budgétaire***	-8,20E-05	0,0000	-8,18E-05	0,0000
Solde compte courant	-0,000213	0,6280	-0,000221	0,4582
Taux d'int. réel intern.(***)	0,026566	0,1446	0,026469	0,0034
R carré ajusté	0,391586		0,402713	
<u>modèle avec retards optimisés (t-j)</u>				
<u>variables</u>	<u>MCO</u>		<u>MCG(panel)</u>	
	<u>coefficients</u>	<u>prob.</u>	<u>coefficients</u>	<u>prob.</u>
Constante	0,140462	0,4151	-	-
Crédit intérieur***	-0,000403	0,0017	-0,000384	0,0000
Dettes des banques(-2)(***)	7,99E-05	0,1655	4,26E-05	0,0062
Dette extérieure(-3)(*)	0,000841	0,1594	0,000821	0,0977
Masse monétaire(M2)**(***)	-0,000255	0,0450	-0,000253	0,0000
Exportations(-3)**(***)	-0,000387	0,0233	8,72E-05	0,0000
Importations (-3)**(**)	0,000278	0,0918	0,000259	0,0006
Position au FMI	0,004273	0,6166	0,004172	0,3071
Prix réel du pétrole(-4)**	-0,012147	0,2866	-0,012271	0,0247
Solde budgétaire***	-0,000122	0,0002	-0,000117	0,0000
Solde compte courant(-3)**(***)	0,001734	0,0523	0,001679	0,0008
Taux d'int. réel intern.(**)	0,25384	0,2356	0,024155	0,0169
R carré ajusté	0,357016		0,427508	

* significatif au seuil de 10%

** significatif au seuil de 5%

*** significatif au seuil de 1%

MCG (panel)

Prob(*F-statistic*) = 0,000000 (t)

Prob(*F-statistic*) = 0,346480 (t-1)

Prob(*F-statistic*) = 0,000000 (t-j)

Globalement, les estimations pour l'Afrique du Sud, indiquent que 3 variables font l'unanimité comme variables de référence sur l'évolution de l'indice de crise dans le cas des deux spécifications temporelles qui présentent une bonne qualité d'ajustement. Il s'agit du crédit intérieur, de la masse monétaire ($M2$), et du solde budgétaire significatifs à 5% et 1%. Cependant, toutes ces variables ont un signe négatif pour toutes les méthodes et toutes les spécifications temporelles. Concernant la masse monétaire ($M2$) elle joue le rôle de demande de monnaie, ce qui implique une confiance vis-à-vis de la monnaie nationale. Dans les cas du crédit intérieur et du solde budgétaire, il apparaît que les comportements conjoncturels l'emportent, car structurellement la détérioration de ces variables augmente l'indice de crise et affaiblit la monnaie nationale.

Par ailleurs, il apparaît que pour la méthode d'optimisation des retards en panel, toutes les variables sont significatives à un seuil et à un retard donné, excepté la variable position au FMI, qui est tout de même significative au seuil de 10% dans le cas des équations sans retard en panel. Ce qui indique que les variables retenues sont appropriées pour expliquer l'évolution de l'indice de crise en Afrique du Sud et en moyenne dans les pays de l'échantillon.

Au cours de la méthode d'optimisation des retards, seule la variable prix réel du pétrole reste une variable de moyen terme, avec une période de pré-crise de 4 mois. Les autres variables particulièrement les variables de référence citées ci-dessus, sont des variables de court terme (0 mois de retard), tandis que des variables telles que la dette extérieure, les exportations, les importations, le solde du compte courant, sont des variables trimestrielles, autrement dit leur période de pré-crise par rapport à l'indice de crise est de 3 mois.

On retient une bonne adéquation des modèles à équations non retardées et à équations optimisées pour rendre compte de la part des données disponibles qui explique les variations de l'indice de crise.

1.3 Comparaison des résultats logit/probit et MCO/MCG de l'Afrique du Sud

→ *Equations non retardées*

Le R^2 de McFadden est supérieur dans le cas logit et probit par rapport au R^2 ajusté des MCO et MCG. Le R^2 de McFadden est de 0,70 pour le logit et 0,69 pour le probit. Le R^2 ajusté est de 0,39 pour les MCO et 0,40 pour les MCG.

Les variables significatives pour le logit et le probit sont: le crédit intérieur, la dette extérieure, le prix réel du pétrole, et le solde du compte courant. Avec les estimations MCO et MCG, toutes les variables sont significatives exceptés le prix réel du pétrole et le solde du compte courant qui étaient significatives pour le logit et le probit. Donc à ce niveau seules ces deux dernières variables ne sont pas des variables de crise de change. Alors que toutes les variables sont des variables de tension sur les marchés des changes.

→ *Equations retardées d'une période*

Le R^2 de McFadden est plus élevé en logit et probit que le R^2 ajusté des MCO et des MCG.

Le R^2 de McFadden est de 0,06 et 0,07 respectivement pour le logit et le probit. Le R^2 ajusté est de - 0,012 pour les MCO et 0,001 pour les MCG.

4 variables sont significatives en logit et probit: la dette extérieure, les exportations, la position au FMI, et le solde du compte courant. Elles sont trois en MCG: la dette des banques privées libellées en monnaie de réserve, la position au FMI, et le taux d'intérêt réel international.

→ *Equations à retards optimisés*

Le R^2 de McFadden est plus élevé en logit et probit que le R^2 ajusté des MCO et des MCG.

Le R^2 de McFadden est de 0,84 pour le logit et 0,83 pour le probit. La valeur du R^2 ajusté est de 0,36 en MCO, et 0,43 en MCG.

En estimation logit et probit 3 variables ne sont pas significatives sur l'ensemble: les exportations, le solde budgétaire, et le solde du compte courant. Par les MCO et les MCG, seule la variable position au FMI n'est pas significative.

Concernant les équations à retards optimisés, lorsqu'on passe de l'évaluation des épisodes de crise de change (logit, probit) à celle des tensions sur les marchés des changes, toutes les

périodes de pré-crise diminuent, sauf dans le cas des variables prix réel du pétrole où elle passe de 1 mois à 4 mois, et le solde du compte courant où elle passe de 0 à 3 mois. La période est identique pour les deux types d'estimation dans le cas du crédit intérieur et le solde budgétaire (0 mois).

2. Le cas du Nigeria

2.1. L'estimation des équations structurelles

On garde les mêmes variables dans leur structure, par rapport aux estimations en logit et probit, avec la différence qu'ici la variable expliquée est l'indice de crise au lieu de l'indice binaire de crise. D'où les équations suivantes :

$$\begin{aligned} \text{indc}_t = & \alpha_0 + \alpha_1 \text{dc int}_t + \alpha_2 \text{det } b_t + \alpha_3 \text{dmm}_t + \alpha_4 \text{dprp}_t + \alpha_5 \text{dtir}_t + \alpha_6 \text{ex}_t + \alpha_7 \text{dim}_t \\ & + \alpha_8 \text{dpfmi}_t + \alpha_9 \text{dscc}_t + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (i)$$

$$\begin{aligned} \text{indc}_t = & \gamma_0 + \gamma_1 \text{dc int}_{t-j1} + \gamma_2 \text{det } b_{t-j2} + \gamma_3 \text{dmm}_{t-j3} + \gamma_4 \text{dprp}_{t-j4} + \gamma_5 \text{dtir}_{t-j5} + \gamma_6 \text{ex}_{t-j6} + \gamma_7 \text{dim}_{t-j7} \\ & + \gamma_8 \text{dpfmi}_{t-j8} + \gamma_9 \text{dscc}_{t-j9} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (ii)$$

Comparativement à l'Afrique du Sud, on a deux variables en moins dont les données ne sont pas disponibles pour le Nigeria, ce sont la dette extérieure et le solde budgétaire. En outre la variable dette des banques privées est une variable à niveau, alors que les importations sont intégrées à l'ordre 1 pour le Nigeria. Ces différences dans la disponibilité des données et du niveau d'intégration des variables sont sources de variation des résultats, quand on passe de l'Afrique du Sud au Nigeria. Pour cette raison les résultats de chaque pays sont analysés toutes choses égales par ailleurs, avec l'assertion que l'agent représentatif n'existe qu'en hypothèse, et pas dans la réalité économique, beaucoup plus complexe. Ce qui n'empêche pas une analyse en panel avec des résultats à relativiser.

2.2. Les résultats des estimations

Les résultats des estimations à partir des données du Nigeria sont indiqués dans le tableau 5.2 ci-dessous.

Les résultats du Nigeria se sont nettement améliorés par rapport à ceux de l'Afrique Sud du point de vue de qualité d'ajustement. On a des valeurs du R^2 ajusté plus élevées quelle que soit la méthode ou la spécification temporelle considérée. De plus, la statistique de F rejette l'hypothèse que l'ensemble des coefficients estimés est nul, quelle que soit la spécification en données de panel.

Les valeurs du R^2 ajusté sont de 0,43 et 0,44 pour les MCO et les MCG respectivement, dans le cas des équations non retardées, et de 0,47 et 0,52 respectivement en MCO et en MCG concernant les équations à retards optimisés.

A partir du Nigeria, les variables de référence de façon individuelle, et en moyenne pour l'échantillon sont : la masse monétaire (M2), la position au FMI, et le taux d'intérêt réel international, variables qui sont significatives au seuil de 1% pour les équations non retardées et celles à retards optimisés. Le taux d'intérêt réel international influence positivement l'indice de crise en cas de détérioration compte tenu du signe positif du coefficient estimé. La masse monétaire (M2) avec son signe négatif indique une fonction de demande de monnaie. La position au FMI, avec son signe plus, contribue positivement à l'indice de crise, ce qui implique un comportement conjoncturel, car lorsque cette variable diminue, cela implique une mauvaise conjoncture économique pour le pays (signe +), et si elle augmente une conjoncture favorable (signe -) entraînant une baisse de l'indice de crise.

Dans le cadre des équations retardées d'une période, on a des valeurs du R^2 ajusté très faibles (0,04), mais les résultats indiquent tout de même quelques variables statistiquement significatives, surtout dans le cas du panel. Il s'agit : du crédit intérieur, la dette des banques privées contractées en devises, la masse monétaire (M2), et le taux d'intérêt réel international.

Tableau 5.2: Résultats estimations MCO & MCG (Nigeria)

variables	modèle sans retard (<i>t</i>)		<i>MCG(panel)</i>	
	<i>MCO</i> coefficients	prob.	coefficients	prob.
Constante	-0,150979	0,2800	-	-
Crédit intérieur(**)	0,000127	0,2631	0,000119	0,0270
Dettes des banques(**)	0,000465	0,3381	0,000540	0,0328
Masse monétaire(<i>M2</i>)***	-0,000887	0,0000	-0,000910	0,0000
Exportations(*)	8,58E-05	0,4768	0,000105	0,0871
Importations(***)	-0,000381	0,1114	-0,000410	0,0002
Position au FMI***	0,003913	0,0000	0,003948	0,0000
Prix réel du pétrole	-0,000128	0,9343	-8,68E-05	0,9115
Solde compte courant	-0,000124	0,6514	-1,25E-05	0,4700
Taux d'int. réel intern.***	0,007987	0,0001	0,008079	0,0000
R carré ajusté	0,433893		0,441325	

variables	modèle avec retards optimisés (<i>t-j</i>)		<i>MCG(panel)</i>	
	<i>MCO</i> coefficients	prob.	coefficients	prob.
Constante	-0,263410	0,0930	-	-
Crédit intérieur(-1)***	0,000179	0,0082	0,000178	0,0000
Dettes des banques(-4)**(***)	0,002301	0,0342	0,002317	0,0000
Masse monétaire(<i>M2</i>)***	-0,000863	0,0000	-0,000863	0,0000
Exportations(-2)(**)	-0,000548	0,2398	-0,000558	0,0115
Importations (-2)(***)	0,000567	0,1121	-0,000102	0,0000
Position au FMI***	0,004512	0,0014	0,004512	0,0000
Prix réel du pétrole(-3)**(***)	-0,002498	0,0205	-0,002505	0,0000
Solde compte courant(-1)	0,000243	0,3664	0,000246	0,1639
Taux d'int. réel intern.***	0,008859	0,0000	0,008851	0,0000
R carré ajusté	0,469769		0,521317	

* significatif au seuil de 10%

** significatif au seuil de 5%

*** significatif au seuil de 1%

MCG (panel)

Prob(*F-statistic*) = 0,000000 (*t*)

Prob(*F-statistic*) = 0,000000 (*t-1*)

Prob(*F-statistic*) = 0,000000 (*t-j*)

Avec la méthode d'optimisation des retards, seule la variable dette des banques privées devient une variable de moyen terme avec un retard de pré-crise de 4 mois. Tandis que le crédit intérieur (1 mois), la masse monétaire (M2), la position au FMI, et le taux d'intérêt réel international (0 mois) sont des variables significatives de très court terme. Dans le cadre de l'analyse en panel, les variables exportations et importations sont des variables de court terme (2 mois) avec des signes respectifs (+ et -) prévus par la théorie. Tandis que le solde du compte courant, n'est pas statistiquement significatif. Toutefois, chaque variable considérée individuellement est significative au moins dans un cas, ce qui crédite l'adéquation des variables exogènes comme sources de variations moyennes de l'indice de crise. De plus la variable prix réel du pétrole, a un signe négatif à tous les niveaux, ce qui implique que l'influence des autres pays de l'échantillon n'a pas empêché de faire ressortir le Nigeria comme un pays exportateur de pétrole.

2.3 Comparaison des résultats logit/probit et MCO/MCG du Nigeria

→ Equations non retardées

Le R^2 de McFadden est plus faible en logit et probit que le R^2 ajusté des MCO et des MCG. Le R^2 de McFadden est de 0,30 et 0,28 respectivement pour le logit et le probit. Le R^2 ajusté des MCO et des MCG sont respectivement de 0,43 et 0,44. Il n'y a pas de variables significatives en logit et probit, alors que seules les variables prix du pétrole et solde du compte courant ne sont significatifs en estimation par les MCO et les MCG.

→ Equations retardées d'une période

Le R^2 de McFadden est plus élevé en logit et probit que le R^2 ajusté des MCO et des MCG. Le R^2 de McFadden est de 0,28 pour le logit et 0,27 pour le probit. Le R^2 ajusté est de 0,045 pour les MCO et 0,044 pour les MCG.

5 variables sont significatives en estimation logit et probit: le crédit intérieur, la masse monétaire (M2), les exportations, le solde du compte courant, et le taux d'intérêt réel

international. Alors qu'en MCO et MCG, seules les variables exportations et position au FMI ne sont pas significatives.

→ Equations à retards optimisés

Le R^2 de McFadden est plus faible en logit et probit que le R^2 ajusté en MCO et MCG. Le R^2 de McFadden est de 0,39 et 0,38 respectivement pour le logit et le probit. Le R^2 ajusté est 0,47 et 0,52 respectivement pour les MCO et les MCG.

Concernant la mesure des crises de change toutes les variables sont significatives à un seuil donné. Tandis que dans le cas de la mesure des tensions sur les marchés des changes, seule le solde du compte courant n'est pas significatifs.

En passant des crises aux tensions sur les marchés des changes, tous les retards de pré-crise diminuent ou restent inchangés sauf pour la variable exportations où le retard passe de zéro à deux mois. Les variables pour lesquelles le retard de pré-crise reste identique sont: le crédit intérieur (1mois) et le solde du compte courant (1 mois).

3. Le cas de l'UEMOA

3.1. L'estimation des équations structurelles

Les équations de l'UEMOA avec l'indice de crise (*indc*) comme variable exogène sont:

$$\begin{aligned} indc_t = & \alpha_0 + \alpha_1 dc \text{ int}_t + \alpha_2 d \text{ det } b_t + \alpha_3 dmm_t + \alpha_4 dprp_t + \alpha_5 dtir_t + \alpha_6 ex_t + \alpha_7 dim_t \\ & + \alpha_8 dpfmi_t + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (i)$$

$$\begin{aligned} indc_t = & \gamma_0 + \gamma_1 dc \text{ int}_{t-j1} + \gamma_2 d \text{ det } b_{t-j2} + \gamma_3 dmm_{t-j3} + \gamma_4 dprp_{t-j4} + \gamma_5 dtir_{t-j5} + \gamma_6 ex_{t-j6} + \gamma_7 dim_{t-j7} \\ & + \gamma_8 dpfmi_{t-j8} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (ii)$$

Dans ce cas, on note l'absence du compte courant dont les données ne sont pas disponibles pour l'UEMOA. Donc les résultats seront considérés toutes choses égales par ailleurs, mais l'influence des variables manquantes peut être réduite à partir des estimations en panel.

3.2. Les résultats des estimations

Les résultats économétriques sur l'UEMOA sont présentés dans le tableau 5.3 suivant.

Les résultats de l'UEMOA en MCO ou en panel, montrent une relative bonne qualité de l'ajustement à partir des valeurs du R^2 ajusté qui sont de 0,52 pour les MCO, et 0,53 pour les MCG, avec les équations non retardées, et 0,58 pour les MCO et 0,62 pour les MCG dans le cas des équations à retards optimisés. Par ailleurs en panel, les statistiques de F indiquent que l'ensemble des coefficients estimés n'est pas nul quelle soit la spécification temporelle considérée. Ici aussi, les résultats des équations retardées d'une période sont moins significatifs (valeurs du R^2 ajusté très faibles).

A partir de l'UEMOA, la variable de référence est la masse monétaire (M2) avec un signe négatif, i.e. dans la forme demande de monnaie. D'autres variables, à savoir le crédit intérieur avec un signe négatif et surtout le prix réel du pétrole avec un signe plus, indiquent une sensibilité de l'indice de crise par rapport aux variations de ces variables, notamment des chocs pétroliers.

On note qu'avec la méthode d'optimisation des retards en panel, toutes les variables sont significatives et les variables tels que le crédit intérieur (2 mois), les exportations (1 mois), les importations (2 mois), la position au FMI (2 mois), et le prix réel du pétrole (3 mois) retrouvent leurs signes respectifs prévus par la théorie. On retient aussi que, toutes les variables sont en moyenne de court terme, excepté le taux d'intérêt réel international (4 mois), qui devient une variable de moyen terme, avec un signe négatif. Il ressort aussi que le nombre réduit de variables exogènes par rapport à l'Afrique du Sud et au Nigeria, n'a pas joué dans la qualité globale d'ajustement, car elle est aussi bonne voire meilleure dans le cas de l'UEMOA.

Tableau 5.3: Résultats estimations MCO & MCG (UEMOA)

<u>variables</u>	<u>modèle sans retard (t)</u>		<u>MCG(panel)</u>	
	<u>coefficients</u>	<u>prob.</u>	<u>coefficients</u>	<u>prob.</u>
Constante	-0,097906	0,5396	-	-
Crédit intérieur(**)	-0,000663	0,2802	-0,000662	0,0297
Dettes des banques(**)	-0,004094	0,2114	-0,004150	0,0103
Masse monétaire(M2)***	-0,004221	0,0000	-0,004224	0,0000
Exportations(**)	0,000418	0,4659	0,000417	0,1424
Importations(*)	-0,001191	0,3379	-0,001193	0,0528
Position au FMI	-0,022444	0,4794	-0,022472	0,1535
Prix réel du pétrole(***)	0,045837	0,1414	0,045810	0,0030
Taux d'int. réel intern.	0,046685	0,4328	0,046718	0,1134
R carré ajusté	0,525762		0,532871	

<u>variables</u>	<u>modèle avec retards optimisés (t-j)</u>		<u>MCG(panel)</u>	
	<u>coefficients</u>	<u>prob.</u>	<u>coefficients</u>	<u>prob.</u>
Constante	-0,123933	0,4944	-	-
Crédit intérieur(-2)*(***)	0,000809	0,0634	0,000610	0,0024
Dettes des banques*(***)	-0,006260	0,0659	-0,006202	0,0001
Masse monétaire(M2)***	-0,004430	0,0000	-0,004949	0,0000
Exportations(-1)**(***)	-0,004953	0,0102	-0,004949	0,0000
Importations (-2)*(***)	0,006564	0,0507	0,006518	0,0000
Position au FMI(-2)*(***)	-0,06325	0,0518	-0,063172	0,0000
Prix réel du pétrole(-3)**(***)	0,041533	0,0350	0,041534	0,0000
Taux d'int. réel intern.(-4)(***)	-0,082410	0,1170	-0,082589	0,0009
R carré ajusté	0,585321		0,625497	

* significatif au seuil de 10%

** significatif au seuil de 5%

*** significatif au seuil de 1%

MCG (panel)

Prob(*F-statistic*) = 0,000000 (t)

Prob(*F-statistic*) = 0,000000 (t-1)

Prob(*F-statistic*) = 0,000000 (t-j)

3.3 Comparaison des résultats logit/probit et MCO/MCG de l'UEMOA

→ Equations non retardées

Le R^2 de McFadden est plus faible en logit et probit que le R^2 ajusté des MCO et des MCG. Le R^2 de McFadden est de 0,32 et 0,31 respectivement pour le logit et le probit. Le R^2 ajusté est de 0,52 et 0,53 respectivement pour les MCO et les MCG.

Seules les variables prix réel du pétrole et taux d'intérêt réel international sont significatives en logit et probit, alors que seules 2 variables ne sont pas significatives en MCO et MCG: le crédit intérieur et la position au FMI.

→ Equations retardées d'une période

Le R^2 de McFadden est plus élevé en logit et probit que le R^2 ajusté en MCO et MCG. Le R^2 de McFadden est de 0,21 pour le logit et pour le probit. Le R^2 ajusté est de 0,012 et 0,026 respectivement pour les MCO et pour les MCG.

Seules deux variables sont significatives en logit et probit: la dette des banques privées libellée en monnaie de réserve et la position au FMI, alors que 2 variables ne pas significatives en MCO et MCG: le crédit intérieur et le taux d'intérêt réel international.

→ Equations à retards optimisés

Le R^2 de McFadden est plus élevé en logit et probit que le R^2 ajusté des MCO et des MCG. Le R^2 de McFadden est de 0,62 et 0,63 respectivement en logit et probit. Le R^2 ajusté est de 0,58 pour les MCO, et 0,62 pour les MCG.

Dans les cas toutes les variables sont significatives. Les retards de pré-crise baissent ou restent identiques lorsqu'on passe de la mesure des crises de change à celle des tensions sur les marchés des changes, sauf pour la position au FMI où elle passe de 1 à 2 mois.

4. Le cas de la CEMAC

4.1. L'estimation des équations structurelles

Les équations de la CEMAC sont identiques à celles de l'UEMOA, à une différence près que la variable exportations n'a pas de racine unitaire dans le cas de l'UEMOA, alors qu'ici elle est intégrée à l'ordre 1 (i.e. I(1)). Ces équations sont formulées comme suit:

$$\begin{aligned} \text{indc}_t = & \alpha_0 + \alpha_1 \text{dc int}_t + \alpha_2 d \det b_t + \alpha_3 \text{dmm}_t + \alpha_4 \text{dprp}_t + \alpha_5 \text{dtir}_t + \alpha_6 \text{dex}_t + \alpha_7 \text{dim}_t \\ & + \alpha_8 \text{dpfmi}_t + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (i)$$

$$\begin{aligned} \text{indc}_t = & \gamma_0 + \gamma_1 \text{dc int}_{t-j1} + \gamma_2 d \det b_{t-j2} + \gamma_3 \text{dmm}_{t-j3} + \gamma_4 \text{dprp}_{t-j4} + \gamma_5 \text{dtir}_{t-j5} + \gamma_6 \text{dex}_{t-j6} + \gamma_7 \text{dim}_{t-j7} \\ & + \gamma_8 \text{dpfmi}_{t-j8} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (ii)$$

On pourrait s'attendre à des résultats similaires à ceux de l'UEMOA, même si les structures économiques des deux zones sont légèrement différentes des autres pays de l'échantillon, à savoir l'Afrique du Sud et le Nigeria.

4.2. Les résultats des estimations

Les résultats sont présentés dans le tableau 5.4 ci-dessous.

Dans le cas de la CEMAC, la qualité globale d'ajustement demeure légèrement inférieure à celle de l'UEMOA. En revanche, les signes prévus des variables par la théorie, montrent une meilleure correspondance. Ici aussi les modèles sans retard et les équations à retards optimisés produisent les résultats les plus significatifs, individuellement et en moyenne. Dans le cas des équations non retardées, la valeur du R^2 ajusté est de 0,39 pour les MCO et 0,40 pour les MCG. En outre, les statistiques de F, indiquent que l'ensemble des coefficients estimés est différent de zéro quelle que soit la spécification temporelle en analyse de panel.

Les variables de référence par rapport à l'indice de crise sont: le crédit intérieur (signe +), la masse monétaire (M2, signe -), le prix réel du pétrole et le taux d'intérêt réel international (signe +). Par ailleurs, avec la méthode d'optimisation des retards, toutes les variables

deviennent statistiquement significatives à 1%, à une date donnée. Le crédit intérieur, la masse monétaire (M2), et le prix réel du pétrole sont des variables de très court terme (0 mois de retard de pré-crise). Tandis que les deux variables à savoir la dette des banques privées en devise, et les exportations deviennent des variables de moyen terme. Avec un signe négatif à tous les niveaux, la variable importations adopte un comportement conjoncturel.

Cela dit, le tableau 5.5 ci-dessous, présente un récapitulatif des retards obtenus à partir de la méthode d'optimisation pour les pays de l'échantillon de pays Africains.

4.3 Comparaison des résultats logit/probit et MCO/MCG de la CEMAC

→ Equations non retardées

Le R^2 de McFadden est plus faible en logit et probit que le R^2 ajusté des MCO et des MCG.

Le R^2 de McFadden est de 0,26 pour les estimations logit et pour le probit. Le R^2 ajusté est de 0,39 pour les MCO, et 0,40 pour les MCG.

Dans les deux cas il y a 4 variables significatives: le crédit intérieur, la masse monétaire (M2), le taux d'intérêt réel international dans les deux cas, et en plus de la dette des banques privées libellée en monnaie de réserve pour le logit probit, et le prix réel du pétrole pour les MCO et les MCG.

→ Equations retardées d'une période

Le R^2 de McFadden est plus élevé en logit et probit que le R^2 ajusté des MCO et des MCG.

Le R^2 de McFadden est de 0,017 et 0,019 respectivement pour le logit et le probit, alors que le R^2 ajusté est de -0,006 en MCO, et 0,008 en MCG.

Il n'y a pas de variable significative en logit et probit, et une seule variable significative en MCO et MCG: la position au FMI.

→ Equations à retards optimisés

Le R^2 de McFadden est plus élevé en logit et probit que le R^2 ajusté des MCO et des MCG.

Tableau 5.4: Résultats estimations MCO & MCG (CEMAC)

<u>variables</u>	<u>modèle sans retard (t)</u>		<u>MCG(panel)</u>	
	<u>coefficients</u>	<u>prob.</u>	<u>coefficients</u>	<u>prob.</u>
Constante	0,026260	0,6475	-	-
Crédit intérieur***	0,001844	0,0002	0,001844	0,0000
Dettes des banques	0,001563	0,6261	0,001617	0,3073
Masse monétaire(M2)***	-0,008703	0,0000	-0,008709	0,0000
Exportations	-0,001863	0,4753	-0,001863	0,1499
Importations	-0,000737	0,8151	-0,000736	0,6378
Position au FMI	-0,014222	0,7503	-0,014249	0,5203
Prix réel du pétrole**(***)	0,063898	0,0173	0,063965	0,0000
Taux d'int. réel intern.(***)	0,062955	0,1034	0,062919	0,0010
R carré ajusté	0,387918		0,397332	
<u>variables</u>	<u>modèle avec retards optimisés (t-j)</u>		<u>MCG(panel)</u>	
	<u>coefficients</u>	<u>prob.</u>	<u>coefficients</u>	<u>prob.</u>
Constante	0,025391	0,6663	-	-
Crédit intérieur***	0,001631	0,0007	0,001631	0,0000
Dettes des banques(-5)(***)	0,005263	0,2178	0,005272	0,0092
Masse monétaire(M2)***	-0,008542	0,0000	-0,008545	0,0000
Exportations(-5)(***)	-0,004150	0,2167	-0,004145	0,0094
Importations (-1)(***)	-0,010563	0,1365	-0,010553	0,0017
Position au FMI(-1)***	-0,080756	0,0082	-0,08085	0,0000
Prix réel du pétrole***	0,074166	0,0091	0,074223	0,0000
Taux d'int. réel intern.(***)	0,070784	0,1580	0,070804	0,0029
R carré ajusté	0,388785		0,448396	

* significatif au seuil de 10%

** significatif au seuil de 5%

*** significatif au seuil de 1%

MCG (panel)

Prob(*F-statistic*) = 0,000000 (t)

Prob(*F-statistic*) = 0,018645 (t-1)

Prob(*F-statistic*) = 0,000000 (t-j)

Le R^2 de McFadden est de 0,50 et 0,52 respectivement en logit et probit, et le R^2 ajusté est de 0,39 et 0,49 pour les MCO et les MCG.

En logit et probit seule la variable taux d'intérêt réel international n'est pas significatif, alors que toutes les variables sont significatives en MCO et en MCG.

Les variables crédit intérieur et masse monétaire (M2) conservent les mêmes retards de pré-crise quand on passe des logit et probit aux MCO et MCG: 0 mois pour le crédit intérieur et la masse monétaire (M2). Pour le reste des variables le retard diminue lorsqu'on passe du logit/probit aux MCO/MCG, i.e. il faut plus de temps pour corriger les problèmes par les crises que par les tensions sur les marchés des changes.

Tableau 5.5: récapitulatif des résultats de la méthode d'optimisation en MCO et MCG.

Monnaie et retards d'optimisation (pays africains)					
Variables	Rand	Naira	F CFA UEMAO	F CFA CEMAC	Moyenne
Crédit intérieur	(0)	(1)	(2)	(0)	(0,75)
Masse monétaire(M2)	(0)	(0)	(0)	(0)	(0,00)
Dette des banques privées	(2)	(4)	(0)	(5)	(2,75)
Dette extérieure	(3)	-	-	-	-
Exportations	(3)	(2)	(1)	(5)	(2,75)
Importations	(3)	(2)	(2)	(1)	(2,00)
Position au FMI	(0)	(0)	(2)	(1)	(0,75)
Prix réel du pétrole	(4)	(3)	(3)	(0)	(2,75)
Solde budgétaire	(0)	-	-	-	-
Solde compte courant	(3)	(1)	-	-	-
Taux d'int. réel intern.	(0)	(0)	(4)	(0)	(1,00)

Sources : tableaux 5.1, 5.2, 5.3, 5.4.

Les tableaux 3.11 et 5.5 résumant respectivement les estimations par la méthode d'optimisation des retards en logit et probit d'une part, et par les MCO et les MCG d'autre part, montrent qu'avec l'indice de crise (*indc*) comme variable expliquée, les périodes moyennes de pré-crise sont plus courtes que dans le cas de l'indice binaire de crise (*ibc*) utilisé en estimations logit et probit. En effet, la période moyenne de pré-crise pour l'ensemble des variables de l'échantillon passe de 5,31 mois en estimations logit et probit avec *ibc* comme variable endogène, à 1,59 mois en estimations MCO pays par pays, et MCG en panel, avec *indc* comme variable endogène. Ce qui implique qu'avec l'indice binaire de crise les périodes moyennes de pré-crise paraissent plus longues.

En outre, il apparaît que toutes les estimations, les variables sont en moyenne de court terme avec l'indice de crise *indc* comme variable expliquée en estimations MCO et MCG, tandis que dans le cas de l'indice binaire de crise utilisé en estimations logit et probit, seules les variables crédit intérieur et masse monétaire (M2) sont des variables de court terme. Par ailleurs en estimations MCO et MCG avec l'indice de crise *indc*, la masse monétaire (M2) présente la même période de pré-crise (0 mois) pour tous les pays de l'échantillon africain. Ce qui implique que l'effet d'une augmentation de la masse monétaire est immédiate sur l'indice de crise, quelle que soit la nature de l'effet (augmentation ou diminution de l'indice de crise selon le signe du coefficient estimé). Il apparaît aussi des comportements semblables par rapport à la période de pré-crise de la part de certaines variables. Ainsi, la dette des banques privées libellées en monnaie de réserve, les exportations et le prix réel du pétrole ont la même période moyenne de pré-crise (2,75 mois); le crédit intérieur et la position au FMI, 0,75 mois en estimations MCO et MCG avec l'indice de crise *indc* comme variable expliquée.

B. Echantillon de pays émergents de l'Amérique latine et d'Asie

1. Le cas de l'Argentine

1.1. L'estimation des équations structurelles

Les équations sont les mêmes par rapport aux variables exogènes utilisées en estimations logit et probit au Chapitre 4. La différence réside ici au niveau de la variable endogène qui est

l'indice de crise (*indc*) qui est une variable continue. De plus les estimations se font ici par les MCO pays par pays, et par les MCG en données de panel. Les équations à estimer sont les suivantes :

$$\begin{aligned} indc_t = & \alpha_0 + \alpha_1 dc\ int_t + \alpha_2 d\ det\ b_t + \alpha_3 dmm_t + \alpha_4 prp_t + \alpha_5 sbg_t + \alpha_6 tir_t \\ & + \alpha_7 dex_t + \alpha_8 dim_t + \alpha_9 dpfmi_t + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (i)$$

$$\begin{aligned} indc_t = & \gamma_0 + \gamma_1 dc\ int_{t-j1} + \gamma_2 d\ det\ b_{t-j2} + \gamma_3 dmm_{t-j3} + \gamma_4 prp_{t-j6} + \gamma_5 sbg_{t-j5} + \gamma_6 tir_{t-j6} \\ & + \gamma_7 dex_{t-j7} + \gamma_8 dim_{t-j8} + \gamma_9 dpfmi_{t-j9} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (ii)$$

Ces équations reprennent les mêmes spécifications temporelles et les mêmes niveaux d'intégration des variables exogènes que celles sur l'Argentine en estimations logit et probit. Dans ce Chapitre 5, les estimations se font donc pays par pays avec la méthode des MCO, et en données de panel par la méthode des MCG. Ce qui permet des comparaisons directes et utiles pour chaque pays.

1.2. Les résultats des estimations

Le tableau 5.6 ci-dessous expose les résultats des estimations économétriques.

Les estimations sont d'assez bonne qualité eu égard à la qualité d'ajustement globale d'ajustement et cela pour toutes les spécifications. Les statistiques de F indiquent que l'ensemble des coefficients estimés est différent de zéro en analyse de panel, quelle que soit la spécification temporelle considérée. En ce qui concerne les valeurs du R^2 ajusté, elles sont de

0,29 pour les MCO et 0,31 pour les MCG dans le cas des équations non retardées; et pour les équations à retards optimisés, ces valeurs sont de 0,38 et 0,56 respectivement pour les MCO et les MCG.

Tableau 5.6: Résultats estimations MCO & MCG (Argentine)

variables	modèle sans retard (<i>t</i>)		MCG(panel)	
	coefficients	prob.	coefficients	prob.
Constante	-0,129776	0,1626	-	-
Crédit intérieur	4,10E-06	0,9424	2,08E-06	0,9315
Dettes des banques***	-0,000113	0,0791	-0,000119	0,0000
Masse monétaire(M2)***	-0,000113	0,1503	-0,000103	0,0020
Exportations***	-0,000422	0,2573	-0,000422	0,0085
Importations***	0,000663	0,0657	0,000684	0,0000
Position au FMI	6,550828	0,7931	10,61964	0,3730
Prix réel du pétrole***	0,001380	0,0012	0,001402	0,0000
Solde budgétaire	1,64E-05	0,8798	-0,000103	0,6480
Taux d'int. réel intern.***	-0,001872	0,0031	-0,001902	0,0000
R carré ajusté	0,287442		0,309776	
variables	modèle avec retards optimisés (<i>t-j</i>)		MCG(panel)	
	coefficients	prob.	coefficients	prob.
Constante	-0,376131	0,1271	-	-
Crédit intérieur(-3)***	-0,000124	0,0697	-0,000127	0,0000
Dettes des banques(-5)***	0,000203	0,0996	0,000211	0,0000
Masse monétaire(M2)*****	-0,000205	0,0311	-0,000210	0,0000
Exportations(-2)***	-0,000978	0,1197	-0,000210	0,0000
Importations (-1)***	0,002187	0,0986	0,002145	0,0000
Position au FMI(-1)**	65,15193	0,4950	70,48148	0,0401
Prix réel du pétrole(-4)**	0,010192	0,3349	0,009371	0,0157
Solde budgétaire(-5)(*)	-0,000319	0,4085	-0,000344	0,0845
Taux d'int. réel intern.(-4)**	-0,020056	0,3789	-0,018351	0,0283
R carré ajusté	0,384499		0,561148	

* significatif au seuil de 10%
 ** significatif au seuil de 5%
 *** significatif au seuil de 1%

MCG (panel)

Prob(*F-statistic*) = 0,0000000 (*t*)

Prob(*F-statistic*) = 0,0000000 (*t-1*)

Prob(*F-statistic*) = 0,0000000 (*t-j*)

Par ailleurs les variables de référence sont: le prix réel du pétrole et le taux d'intérêt réel international, et secondairement la dette des banques privées en devises, la masse monétaire (M2), les exportations, les importations, le crédit intérieur et la position au FMI. Il apparaît aussi que les variables sont en général plus statistiquement significatives en analyse en panel que les résultats pays par pays. Le signe du coefficient de la masse monétaire est moins (-) à tous les niveaux d'estimation. Ce qui indique que l'Argentine n'est pas un pays d'inflation, de même que la moyenne des autres pays de l'échantillon., car le signe moins indique que M2 joue le rôle de demande de monnaie.

La méthode d'optimisation des retards nous indique 4 variables de moyen terme pour l'Argentine. Il s'agit de la dette des banques privées (5 mois), le prix réel du pétrole (4 mois), le solde budgétaire (5 mois), et le taux d'intérêt réel international (4 mois). La variable crédit intérieur devient une variable trimestrielle (retard de pré-crise de 3 mois). Les exportations (2 mois) et les importations (1 mois) respectent les signes prévus par la théorie à tous les niveaux d'estimation. Le prix réel du pétrole avec le signe plus (+) indique que l'Argentine importe du pétrole, et est donc vulnérable aux chocs pétroliers.

1.3 Comparaison des résultats logit/probit et MCO/MCG de l'Argentine

→ *Equations non retardées*

Le R^2 de McFadden est plus élevé en logit et probit que le R^2 ajusté des MCO et des MCG .
Le R^2 de McFadden est de 0,42 pour le logit et pour le probit. Le R^2 ajusté est 0,29 et 0,31 respectivement en MCO et en MCG.

Trois variables sur 9 ne sont pas significatives en logit et probit: le crédit intérieur, la dette des banques libellée en monnaie de réserve, et les exportations. Et trois aussi sur 9 en MCO et MCG: le crédit intérieur, la position au FMI, et le solde budgétaire.

→ *Equations retardées d'une période*

Le R^2 de McFadden est plus élevé en logit et probit que le R^2 ajusté des MCO et des MCG.

Le R^2 de McFadden est de 0,44 et 0,45 respectivement pour le logit et le probit, et le R^2 ajusté est de 0,19 et 0,21 respectivement en MCO et en MCG.

Quatre variables sur 9 ne sont pas significatives en logit et probit: la dette des banques privées libellée en monnaie de réserve, la masse monétaire (M2), le prix réel du pétrole, et le taux d'intérêt réel international. Tandis que deux variables ne sont pas significatives pour les MCO/MCG: les importations et le solde budgétaire.

→ *Equations à retards optimisés*

Le R^2 de McFadden est plus élevé en logit et probit que le R^2 ajusté des MCO/MCG.

Le R^2 de McFadden est de 0,69 et 0,70 respectivement en logit et probit. Le R^2 ajusté est de 0,34 en MCO et 0,56 en MCG.

En ce qui concerne les retards de pré-crise, 3 variables voient leur retard augmenter lorsqu'on passe du logit/probit aux MCO/MCG: la dette des banques privées libellée en monnaie de réserve où le retard passe de 0 à 5 mois, le solde budgétaire de 0 à 5 mois également, et le taux d'intérêt réel international de 3 à 4 mois. Mais en général, quand on passe du logit/probit aux MCO/MCG, le retard de pré-crise diminue ou reste identique.

2. Le cas du Brésil

2.1. L'estimation des équations structurelles

Les équations structurelles ci-dessus sur le Real brésilien comportent le solde du compte courant en plus comparativement aux équations sur le Peso argentin.

$$\begin{aligned} \text{indc}_t = & \alpha_0 + \alpha_1 \text{dc int}_t + \alpha_2 d \text{ det } b_t + \alpha_3 \text{dmm}_t + \alpha_4 \text{prp}_t + \alpha_5 \text{tir}_t + \alpha_6 \text{dex}_t + \alpha_7 \text{dim}_t \\ & + \alpha_8 \text{dpfmi}_t + \alpha_9 \text{dscc}_t + \alpha_{10} \text{sbg}_t + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (i)$$

$$\begin{aligned} \text{indc}_t = & \gamma_0 + \gamma_1 \text{dc int}_{t-j1} + \gamma_2 d \text{ det } b_{t-j2} + \gamma_3 \text{dmm}_{t-j3} + \gamma_4 \text{prp}_{t-j4} + \gamma_5 \text{tir}_{t-j5} + \gamma_6 \text{dex}_{t-j6} + \gamma_7 \text{dim}_{t-j7} \\ & + \gamma_8 \text{dpfmi}_{t-j8} + \gamma_9 \text{dscc}_{t-j9} + \beta_{10} \text{sbg}_{t-j10} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (ii)$$

Ces équations avec l'indice de crise (*indc*) comme variable endogène devraient à priori améliorer sensiblement les résultats sur la qualité d'ajustement. Cette hypothèse pose le problème du nombre de variables macroéconomiques qui expliquent dans les faits l'évolution de l'indice de crise, en dehors des situations de crise autoréalisatrice.

2.2. Les résultats des estimations

Le tableau 5.7 suivant, nous présente les résultats des estimations par les MCO pour le Brésil, et par les MCG en panel sur les données de l'échantillon.

Les résultats sur le Brésil font exception à l'ensemble des résultats passés du point de vue de la qualité d'ajustement où seules les équations à retards optimisés présentent la meilleure qualité d'ajustement. En effet, les statistiques de F indiquent l'ensemble des coefficients estimés est différent de zéro uniquement dans le cas des équations à retards optimisés en panel. En plus dans ce dernier cas, les valeurs du R^2 ajusté sont de 0,98 dans le cas des estimations par les MCO, et 0,99 par la méthode des MCG. En revanche, les résultats sur les équations non retardées, et celles retardées d'une période offrent l'un des plus mauvais résultats d'un point de vue de la qualité d'ajustement, avec des valeurs du R^2 ajusté négatives et des statistiques de F qui indiquent pour le panel que l'ensemble des paramètres estimés n'est pas statistiquement différent de zéro.

Néanmoins certaines variables apparaissent comme des références par rapport à l'indice de crise: la masse monétaire (M2) avec un signe positif pour les équations non retardées, ce qui indique qu'elle joue le rôle d'offre de monnaie à très court terme, et donc son accroissement disproportionné peut provoquer l'inflation et influencer positivement l'indice de crise. En plus, il y a les exportations, le prix réel du pétrole et le taux d'intérêt réel international. Le signe négatif de la variable prix réel du pétrole, en dehors d'un comportement conjoncturel, indique que le Brésil exporte du pétrole et peut donc bénéficier des retombées d'un choc

Tableau 5.7: Résultats MCO & MCG (Brésil)

variables	modèle sans retard (t)		MCG(panel)	
	coefficients	prob.	coefficients	prob.
Constante	-311,4857	0,9678	-	-
Crédit intérieur(**)	-0,211781	0,3660	-0,218321	0,0303
Dettes des banques	1,320954	0,6916	1,317389	0,3662
Masse monétaire(M2)(***)	0,534305	0,1804	0,544017	0,0016
Exportations(**)	-9,711882	0,2655	-9,587195	0,0113
Importations	-1,080683	0,8670	-1,180894	0,6759
Position au FMI	-410142,9	0,7215	-402467,3	0,4224
Prix réel du pétrole(**)	-3683,003	0,3618	-3664,341	0,0380
Solde budgétaire	-0,196936	0,8007	-0,224595	0,7866
Solde compte courant	7,237469	0,4222	7,204713	0,3718
Taux d'int. réel intern.(*)	8148,634	0,4331	8116,644	0,0744
R carré ajusté	-0,050523		-0,014290	
variables	modèle avec retards optimisés ($t-j$)		MCG(panel)	
	coefficients	prob.	coefficients	prob.
Constante	2305,520	0,0475	-	-
Crédit intérieur(-3)(***)	-0,131977	0,1103	-0,132383	0,0000
Dettes des banques(**)	0,389987	0,3855	0,372749	0,0235
Masse monétaire(M2)(-1)***	-0,711682	0,0001	-0,711522	0,0000
Exportations(-1)***	5,520783	0,0782	5,545498	0,0000
Importations (-1)**	-2,599206	0,3915	-2,582508	0,0250
Position au FMI(-2)(***)	-882485,9	0,1863	-865301,8	0,0004
Prix réel du pétrole(-1)***	-23635659	0,0006	-23650694	0,0000
Solde budgétaire(-4)***	0,765222	0,0546	0,742062	0,0032
Solde compte courant(-1)***	-3,429402	0,0766	-3,402878	0,0008
Taux d'int. réel intern.***	3,34E+08	0,0000	3,34E+08	0,0000
R carré ajusté	0,985969		0,989878	

* significatif au seuil de 10%
 ** significatif au seuil de 5%
 *** significatif au seuil de 1%

MCG (panel)

Prob(F -statistic) = 0,985390 (t)

Prob(F -statistic) = 0,948414 ($t-1$)

Prob(F -statistic) = 0,000000 ($t-j$)

pétrolier; analyse valable aussi en moyenne pour tout l'échantillon, en considérant que les pays forment un ensemble économique.

A travers la méthode d'optimisation des retards, la mémoire de l'indice de crise prend tout son sens, avec des variables comme la masse monétaire (M2), le prix réel du pétrole, et le taux d'intérêt réel international qui sont statistiquement significatives au seuil de 1% dans le cas des deux méthodes MCO et MCG, avec 1 mois de retard de pré-crise pour les deux premières, et 0 mois pour la dernière variable. Le coefficient de la masse monétaire (M2) devient négatif avec un retard d'un mois, autrement dit, une période après on peut assister à un rôle de demande de monnaie de la part de cette variable. Ce qui implique que l'inflation n'est pas structurelle au Brésil et en moyenne dans les autres pays de l'échantillon.

Concernant les retards de pré-crise, seul le solde budgétaire apparaît comme une variable de moyen terme (4 mois). La variable crédit intérieur reste une variable trimestrielle comme dans le cas de l'Argentine, de même que les importations qui demeure mensuelle. Les exportations et les importations avec les signes respectifs moins (-) et plus (+), confirment les signes attendus par la théorie. La variable solde du compte courant avec le signe moins (-) indique une prédominance des importations sur les exportations et/ou un afflux net de capitaux, ce qui diminue la valeur de l'indice de crise.

2.3 Comparaison des résultats logit/probit et MCO/MCG du Brésil

→ *Equations non retardées*

Le R^2 de McFadden est plus élevé en logit et probit que le R^2 ajusté des MCO et des MCG, même si, l'ensemble reste faible.

Le R^2 de McFadden est de 0,05 et 0,06 en logit et probit, alors que le R^2 ajusté est de -0,05 et -0,01 en MCO et en MCG.

Deux variables sur 10 sont significatives en logit et probit: la dette des banques privées libellée en monnaie de réserve et la position au FMI, alors qu'elles sont 5 en MCO/MCG: le

crédit intérieur, la masse monétaire (M2), les exportations, le prix réel du pétrole, et le taux d'intérêt réel international.

→ *Equations retardées d'une période*

Le R^2 de McFadden est plus élevé en logit/probit que le R^2 ajusté des MCO/MCG.

Le R^2 de McFadden est de 0,15 pour le logit et pour le probit. Et le R^2 corrigé est de -0,05 pour les MCO et -0,01 pour les MCG.

Il y a 4 variables sur 10 qui sont significatives en logit et probit: dette des banques privées en monnaie de réserve, exportations, position au FMI, et le solde budgétaire, tandis que 4 variables sur 10 ne sont pas significatives en MCO/MCG: le crédit intérieur, la position au FMI, le solde budgétaire, et le solde du compte courant.

→ *Equations à retards optimisés*

Le R^2 de McFadden est plus faible en logit et probit que le R^2 ajusté en MCO et MCG.

Le R^2 de McFadden est de 0,53 et 0,54 en logit et probit. Le R^2 ajusté est de 0,98 et 0,99 en MCO et MCG.

Deux variables sur 10 ne sont pas significatives en logit et probit: la dette des banques libellée en monnaie de réserve et la masse monétaire (M2), alors que toutes les variables sont significatives en MCO/MCG.

Trois variables voient leur retard de pré-crise augmenté en passant du logit/probit aux MCO/MCG: la position au FMI de 0 à 2 mois et le prix réel du pétrole de 0 à 1 mois. Le taux d'intérêt réel international garde constant son retard de pré-crise en passant du logit/probit en MCO/MCG.

3. Le cas du Mexique

3.1. L'estimation des équations structurelles

Dans le cas du Mexique, nous avons l'apparition des termes de l'échange, en plus des variables ordinaires classiques. Cependant, une variable est absente des données par rapport au Brésil: le solde du compte courant. Les équations sont formulées comme suit:

$$\begin{aligned} \text{indc}_t = & \alpha_0 + \alpha_1 \text{dc int}_t + \alpha_2 \text{d det } b_t + \alpha_3 \text{dmm}_t + \alpha_4 \text{dprp}_t + \alpha_5 \text{dtir}_t + \alpha_6 \text{dex}_t + \alpha_7 \text{dim}_t \\ & + \alpha_8 \text{dpfmi}_t + \alpha_9 \text{dte}_t + \alpha_{10} \text{sbg}_t + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (i)$$

$$\begin{aligned} \text{indc}_t = & \gamma_0 + \gamma_1 \text{dc int}_{t-j1} + \gamma_2 \text{d det } b_{t-j2} + \gamma_3 \text{dmm}_{t-j3} + \gamma_4 \text{dprp}_{t-j4} + \gamma_5 \text{dtir}_{t-j5} + \gamma_6 \text{dex}_{t-j6} + \gamma_7 \text{dim}_{t-j7} \\ & + \gamma_8 \text{dpfmi}_{t-j8} + \gamma_9 \text{dte}_{t-j9} + \gamma_{10} \text{sbg}_{t-j10} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (ii)$$

Ici aussi, les trois spécifications temporelles nous permettent de déterminer les effets individuels et les effets moyens par rapport à l'échantillon. Les équations structurelles ont toujours la particularité de prendre en compte la spécificité de chaque pays. Ce qui relativise l'analyse en panel, car on fait un arbitrage en faveur de la robustesse des statistiques et des tests.

3.2. Les résultats des estimations

Le tableau 5.8 ci-dessous expose les résultats en MCO pour les données du Mexique et en MCG pour une analyse en données de panel.

Comme ailleurs, les meilleures qualités d'ajustement s'observent dans le cas des résultats des équations non retardées et les équations à retards optimisés. C'est uniquement pour ces deux spécifications que les statistiques de F indiquent que l'ensemble des coefficients estimés est statistiquement différent de zéro. Cependant, même pour ces deux spécifications, les valeurs du R^2 ajusté ne sont pas assez élevées comparativement aux autres pays. Le R^2 ajusté est de 0,14 et 0,16 respectivement pour les MCO et les MCG avec les équations non retardées, alors que ces valeurs sont respectivement de 0,22 et 0,34 pour les équations à retards optimisés.

Tableau 5.8: Résultats estimations MCO & MCG (Mexique)

variables	modèle sans retard (<i>t</i>)		MCG(<i>panel</i>)	
	coefficients	prob.	coefficients	prob.
Constante	-0,135432	0,2662	-	-
Crédit intérieur**(***)	9,61E-05	0,0385	9,53E-05	0,0000
Dettes des banques(***)	-0,000274	0,1401	-0,000273	0,0009
Masse monétaire(<i>M2</i>)***	-0,000318	0,0000	-0,000317	0,0000
Exportations(**)	-0,000842	0,2881	-0,000804	0,0177
Importations(***)	0,000890	0,2128	0,000846	0,0051
Position au FMI	-3,80E-05	0,9816	-4,03E-05	0,9558
Prix réel du pétrole	-0,000383	0,7041	-0,000385	0,3885
Solde budgétaire***	-2,45E-05	0,0044	-2,40E-05	0,0015
Taux d'int. réel intern.	0,000401	0,5222	0,000406	0,1423
Termes de l'échange	-0,048674	0,4836	-0,049239	0,4414
R carré ajusté	0,142796		0,160074	
variables	modèle avec retards optimisés (<i>t-j</i>)		MCG(<i>panel</i>)	
	coefficients	prob.	coefficients	prob.
Constante	-0,212539	0,1897	-	-
Crédit intérieur***	0,000134	0,0042	0,000135	0,0000
Dettes des banques(***)	-0,000238	0,2065	-0,000239	0,0020
Masse monétaire(<i>M2</i>)***	-0,000413	0,0000	-0,000414	0,0000
Exportations(-4)**(***)	-0,001518	0,0151	-0,001504	0,0000
Importations (-4)**(***)	0,001172	0,0508	0,001168	0,0000
Position au FMI(**)	0,002309	0,3920	0,002224	0,0418
Prix réel du pétrole(-4)**(***)	-0,002279	0,0348	-0,002277	0,0000
Solde budgétaire**(***)	-3,49E-05	0,0120	-3,53E-05	0,0000
Taux d'int. réel intern.(-3)(***)	-0,001571	0,1847	-0,001568	0,0013
Termes de l'échange***	-0,245847	0,0081	-0,244898	0,0005
R carré ajusté	0,225712		0,343580	

* significatif au seuil de 10%

** significatif au seuil de 5%

*** significatif au seuil de 1%

MCG (*panel*)

Prob(*F-statistic*) = 0,000000 (*t*)

Prob(*F-statistic*) = 0,999995 (*t-1*)

Prob(*F-statistic*) = 0,000000 (*t-j*)

Concernant les résultats des équations retardées d'une période, aux valeurs du R^2 ajusté négatives s'ajoutent les statistiques de F indiquant que l'ensemble des coefficients estimés n'est pas statistiquement différent de zéro pour cette spécification. De plus aucune variable n'est statistiquement significative. Ce qui indique au moins dans ce cas que la spécification n'est pas adéquate.

Néanmoins, à partir des résultats des équations non retardées et celles à retards optimisés, il se dégage quelques variables de référence qui influencent dans un sens comme dans l'autre l'indice de crise. Il s'agit du crédit intérieur avec un signe positif (prévu par la théorie), la masse monétaire (M2) avec un signe négatif, et jouant donc le rôle de demande de monnaie, et le solde budgétaire avec un signe négatif, ce qui implique que l'aspect structurel n'a pas joué pour cette variable. On peut retenir aussi que les exportations et les importations sont significatives avec les signes attendus par la théorie.

Concernant la méthode d'optimisation des retards, 3 variables sont de moyen terme en présentant des retards de pré-crise de 4 mois. Ce sont les exportations, les importations, et le prix réel du pétrole. Le reste des variables sont des variables de court terme (période de pré-crise \leq à 3 mois). Par ailleurs le signe négatif du prix réel du pétrole indique que le Mexique est producteur/exportateur du pétrole. De plus la détérioration des termes de l'échange semble ne pas être un facteur déterminant qui augmente l'indice de crise.

3.3 Comparaison des résultats logit/probit et MCO/MCG du Mexique

→ *Equations non retardées*

Le R^2 de McFadden est plus élevé en logit et probit que le R^2 corrigé des MCO et des MCG. Le R^2 de McFadden est de 0,34 et 0,36 respectivement en logit et probit. Alors que le R^2 ajusté est de 0,14 et 0,16 respectivement pour les MCO et les MCG.

Deux variables sur 10 sont significatives en logit et probit: le crédit intérieur et la masse monétaire (M2), alors qu'elles sont 6 sur 10 en MCO/MCG, et donc 4 variables non

significatives: la position au FMI, le prix réel du pétrole, le taux d'intérêt international, et les termes de l'échange.

→ *Equations retardées d'une période*

Le R^2 de McFadden est plus élevé en logit/probit que le R^2 ajusté des MCO et des MCG.

Le R^2 de McFadden est de 0,09 en logit et en probit, et le R^2 ajusté est de -0,03 pour les MCO et -0,01 pour les MCG.

Une variable sur les 10 est significative en logit et en probit: le taux d'intérêt réel international., alors qu'il n'existe pas de variable significative en estimation par les MCO et les MCG.

→ *Equations à retards optimisés*

Le R^2 de McFadden est plus élevé en logit/probit que le R^2 ajusté des MCO et des MCG.

Le R^2 de McFadden est de 0,67 pour le logit et pour le probit, et le R^2 ajusté est de 0,22 et 0,34 respectivement en MCO et en MCG.

Deux variables sur les 10 ne sont pas significatives: le solde budgétaire et les termes de l'échange, alors que seule la variable termes de l'échange n'est pas significative en MCO/MCG.

Trois variables conservent le même retard de pré-crise en passant du logit/probit aux MCO/MCG: le crédit intérieur (0 mois), ainsi que la masse monétaire (M2), et le prix réel du pétrole (4 mois). Le retard augmente pour la variable taux d'intérêt réel international qui passe de 2 à 3 mois. La variable termes de l'échange n'est pas significative, néanmoins son retrait diminue la valeur du R^2 corrigé i.e. la qualité d'ajustement.

4. Le cas de la Malaisie

4.1. L'estimation des équations structurelles

Concernant la Malaisie, la disponibilité des données ressemble à celle de l'échantillon des pays des zones Franc CFA. Ce qui ne préjuge pas de la qualité d'ajustement des différentes équations ci-dessous.

$$\begin{aligned} \text{indc}_t = & \alpha_0 + \alpha_1 \text{dc int}_t + \alpha_2 d \text{ det } b_t + \alpha_3 \text{dmm}_t + \alpha_4 \text{dprp}_t + \alpha_5 \text{dtir}_t + \alpha_6 \text{dex}_t + \alpha_7 \text{dim}_t \\ & + \alpha_8 \text{dpfmi}_t + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (i)$$

$$\begin{aligned} \text{indc}_t = & \gamma_0 + \gamma_1 \text{dc int}_{t-j1} + \gamma_2 d \text{ det } b_{t-j2} + \gamma_3 \text{dmm}_{t-j3} + \gamma_4 \text{dprp}_{t-j4} + \gamma_5 \text{dtir}_{t-j5} + \gamma_6 \text{dex}_{t-j6} + \gamma_7 \text{dim}_{t-j7} \\ & + \gamma_8 \text{dpfmi}_{t-j8} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (ii)$$

Les équations structurelles indiquent bien que l'essentiel des variables sont présentes dans le cas de la Malaisie. Cependant, on note l'absence de données sur des variables telles que la dette extérieure, le solde budgétaire et le solde du compte courant. L'analyse en panel permet de réduire l'effet des variables manquantes.

Les résultats des estimations

Les résultats des estimations économétriques avec l'indice de crise (*indc*) comme variables exogènes sont présentés dans le tableau 5.9 ci-dessous.

Les résultats sur la qualité globale d'ajustement indiquent un assez bon comportement des différentes spécifications, avec de loin des valeurs du R^2 ajusté nettement supérieur dans les cas des spécifications sans retard et des équations à retards optimisés. La valeur du R^2 ajusté est de 0,29 pour les MCO, et 0,30 pour les MCG dans le cas des équations non retardées. Concernant les équations à retards optimisés, les valeurs du R^2 ajusté sont de 0,33 en MCO, et 0,39 pour les MCG. Ces valeurs pour les équations retardées d'une période sont relativement faibles 0,02 et 0,04 respectivement pour les MCO et les MCG. Par ailleurs, les statistiques de Fischer indiquent bien que l'ensemble des coefficients estimés est différent de zéro dans les trois cas de spécifications temporelles.

Tableau 5.9: Résultats MCO & MCG (Malaisie)

<u>variables</u>	<u>modèle sans retard (t)</u>		<u>MCG(panel)</u>	
	<u>coefficients</u>	<u>prob.</u>	<u>coefficients</u>	<u>prob.</u>
Constante	0,029294	0,6561	-	-
Crédit intérieur	3,03E-05	0,7228	3,32E-05	0,3785
Dettes des banques***	-0,000517	0,0005	-0,000523	0,0000
Masse monétaire(M2)***	-0,000625	0,0000	-0,000623	0,0000
Exportations**(***)	-0,000533	0,0134	-0,000508	0,0000
Importations**(***)	0,000355	0,1779	0,000329	0,0046
Position au FMI(***)	-0,004015	0,2250	-0,004096	0,0055
Prix réel du pétrole	-0,008391	0,8033	-0,005797	0,6980
Taux d'int. réel intern.(***)	0,130810	0,2044	0,130051	0,0044
R carré ajusté	0,292545		0,300872	
<u>variables</u>	<u>modèle avec retards optimisés (t-j)</u>		<u>MCG(panel)</u>	
	<u>coefficients</u>	<u>prob.</u>	<u>coefficients</u>	<u>prob.</u>
Constante	-0,035199	0,6255	-	-
Crédit intérieur(-2)**(***)	0,000219	0,0138	0,000229	0,0000
Dettes des banques***	-0,000548	0,0003	-0,000554	0,0000
Masse monétaire(M2)***	-0,000527	0,0000	-0,000518	0,0000
Exportations(**)***	-0,000689	0,0395	-0,000657	0,0000
Importations(**)	0,000355	0,3274	0,000312	0,0404
Position au FMI(-3)**(***)	0,009984	0,0173	0,009617	0,0000
Prix réel du pétrole(-2)(***)	-0,060391	0,2557	-0,066219	0,0029
Taux d'int. réel intern.(-4)**(***)	0,152790	0,0789	0,153978	0,0000
R carré ajusté	0,327410		0,392659	

* significatif au seuil de 10%
 ** significatif au seuil de 5%
 *** significatif au seuil de 1%

MCG (panel)

Prob(*F-statistic*) = 0,000000 (t)

Prob(*F-statistic*) = 0,000000 (t-1)

Prob(*F-statistic*) = 0,000000 (t-j)

On note que les variables statistiquement significatives de façon régulière sont: la dette des banques privées en monnaie de réserve, avec un signe moins (-), et le taux d'intérêt réel international avec un signe plus (+). On retient aussi d'autres variables à savoir la masse monétaire (M2), les exportations, les importations, et la position au FMI. On relève aussi que chaque variable prise individuellement est statistiquement significative au moins une fois au cours des estimations.

Une variable significative, le taux d'intérêt réel international, avec un signe positif dans tous les cas de figures, indique que l'indice de crise en Malaisie est très sensible aux variations de cette variable, et qui indique soit un fort endettement, soit un service de la dette important. En outre, le taux d'intérêt réel international est la seule variable de moyen terme (4 mois de retard de pré-crise). Les autres variables sont des variables de court à très court terme. Ainsi, la méthode d'optimisation indique qu'à court terme les variables qui influencent positivement l'indice de crise sont: le crédit intérieur (2 mois), les importations (0 mois), et la position au FMI (3 mois). La masse monétaire (M2) avec le signe négatif indique qu'elle joue à très court terme le rôle de demande de monnaie.

4.3 Comparaison des résultats logit/probit et MCO/MCG de la Malaisie

→ *Equations non retardées*

Le R^2 de McFadden est plus élevé en logit et probit que le R^2 ajusté des MCO/MCG.

Le R^2 de McFadden est de 0,44 pour le logit et pour le probit. Le R^2 ajusté est de 0,29 et 0,30 respectivement pour les MCO et les MCG.

5 variables sur 8 sont significatives en logit et probit: la dette des banques privées libellée en monnaie de réserve, la masse monétaire (M2), la position au FMI, le prix réel du pétrole et le taux d'intérêt réel international. Tandis que elles sont 6 sur les 8 variables pour les MCO/MCG: seules les variables crédit intérieur et pprix réel du pétrole ne sont pas significatives. La variable prix réel du pétrole apparaît donc en même temps comme une variable de crise et comme une vaiable de tension sur les marchés des changes dans le cas de la Malaisie.

→ *Equations retardées d'une période*

Le R^2 de McFadden est plus élevé en logit/probit que le R^2 corrigé en MCO/MCG.

Le R^2 de McFadden est de 0,17 pour le logit et pour le probit, alors que le R^2 ajusté est de 0,02 pour les MCO, et 0,03 pour les MCO.

Par ailleurs deux variables sur les 8 sont significatives en logit et probit. Ce sont: le crédit intérieur et le taux d'intérêt réel international. Alors que pour les MCO et MCG, 4 variables sur 8 sont significatives: le crédit intérieur, la dette des banques privées libellée en monnaie de réserve, le prix réel du pétrole, et le taux d'intérêt réel international.

→ *Equations à retards optimisés*

Le R^2 de McFadden est plus élevé en logit et probit comparé au R^2 ajusté des MCO et des MCG. Le R^2 de McFadden est de 0,53 pour le logit et pour le probit. Et le R^2 ajusté est de 0,32 et 0,39 respectivement pour les MCO et pour les MCG.

Dans le cas des deux types d'estimation, toutes les variables sont significatives à un seuil donné. Deux variables voient leur retard de pré-crise augmenté lorsqu'on passe du logit/probit aux estimations par les MCO/MCG: il s'agit du prix réel du pétrole (de 0 à 2 mois), et le taux d'intérêt réel international (de 0 à 4 mois). La masse monétaire (M2) conserve le même retard (0 mois) en logit/probit et en MCO/MCG.

5. Le cas de la Thaïlande

5.1. L'estimation des équations structurelles

Les équations de la Thaïlande se distinguent de celles de la Malaisie du point de vue des variables par la présence de la dette extérieure et du solde du compte courant. Cependant l'utilisation de l'indice de crise comme variable endogène rend une comparaison possible à partir des résultats des équations ci-dessous.

$$indc_t = \alpha_0 + \alpha_1 dc\ int_t + \alpha_2 d\ det\ b_t + \alpha_3 dmm_t + \alpha_4 dprp_t + \alpha_5 dtir_t + \alpha_6 dex_t + \alpha_7 dim_t$$

$$+ \alpha_8 dpfmi_t + \alpha_9 ddext_t + \alpha_{10} sbg_t + \varepsilon_t \quad (i)$$

$$indc_t = \gamma_0 + \gamma_1 dcint_{t-j1} + \gamma_2 d det b_{t-j2} + \gamma_3 dmm_{t-j3} + \gamma_4 dprp_{t-j4} + \gamma_5 dtir_{t-j5} + \gamma_6 dex_{t-j6} + \gamma_7 dim_{t-j7} \\ + \gamma_8 dpfmi_{t-j8} + \gamma_9 ddext_{t-j9} + \gamma_{10} sbg_{t-j10} + \varepsilon_t \quad (ii)$$

Il apparaît que toutes les variables sont I(1) excepté le solde budgétaire. Un des avantages de l'analyse en panel est de réduire ou d'éliminer la colinéarité entre les variables. L'analyse en panel permet aussi de réduire les effets des variables manquantes par rapport aux estimations économétriques.

5.2. Les résultats des estimations économétriques

Le tableau 5.10 ci-dessous présente les résultats des estimations en MCO pour les données de la Thaïlande et en MCG pour une analyse en données de panel.

Une vue d'ensemble de la qualité d'ajustement permet de conclure à une assez bonne adéquation des modèles surtout dans le cas des équations non retardées et celui des équations à retards optimisés. Les valeurs du R^2 ajusté sont de 0,50 en estimations MCO et MCG pour les équations non retardées, et 0,51 en MCO, et 0,56 en MCG dans le cas des équations à retards optimisés. Même si les valeurs du R^2 ajusté restent faibles concernant les résultats des équations retardées d'une période (0,08 et 0,09 respectivement en MCO et en MCG), les statistiques de F indiquent que pour toutes les spécifications temporelles, l'ensemble des coefficients estimés est statistiquement différent de zéro.

Le détail des estimations permet de dire que la masse monétaire (M2) et le taux d'intérêt réel international sont des variables de première référence pour la Thaïlande et en moyenne pour les autres de l'échantillon. Etant entendu que le signe négatif de la masse monétaire (M2) peut devenir positif à moyen terme au cas où cette variable augmente continuellement. D'autres variables jouent un rôle non négligeable: la dette extérieure la position au FMI, le prix réel du pétrole, et le solde budgétaire.

Tableau 5.10: Résultats estimations MCO & MCG (Thaïlande)

<u>variables</u>	<u>modèle sans retard (t)</u>		<u>MCG(panel)</u>	
	<u>coefficients</u>	<u>prob.</u>	<u>coefficients</u>	<u>prob.</u>
Constante	0,013402	0,8016	-	-
Crédit intérieur	0,082948	0,1379	0,011802	0,6792
Dettes des banques	-8,81E-05	0,4579	-2,18E-05	0,6664
Dette extérieure***()	-0,000284	0,0014	-5,82E-06	0,2386
Masse monétaire(M2)***	-0,479666	0,0000	-0,406113	0,0000
Exportations	2,56E-05	0,8944	1,45E-05	0,8635
Importations	-5,58E-05	0,7381	-0,000107	0,1468
Position au FMI***	-0,004818	0,0009	-0,005578	0,0000
Prix réel du pétrole(***)	-0,044243	0,1565	-0,044823	0,0014
Solde budgétaire***	-1,88E-05	0,0001	-1,66E-05	0,0000
Taux d'int. réel intern.***	0,330444	0,0002	0,330663	0,0000
R carré ajusté	0,496322		0,496388	

<u>variables</u>	<u>modèle avec retards optimisés (t-j)</u>		<u>MCG(panel)</u>	
	<u>coefficients</u>	<u>prob.</u>	<u>coefficients</u>	<u>prob.</u>
Constante	-0,010946	0,8588	-	-
Crédit intérieur(-3)**(***)	0,116045	0,0340	0,078560	0,0019
Dettes des banques***	-0,000340	0,0057	-0,000336	0,0000
Dette extérieure***	-0,000395	0,0000	-0,000395	0,0000
Masse monétaire(M2)***	-0,419395	0,0000	-0,419665	0,0000
Exportations(-5)***	-0,000919	0,0008	-0,000918	0,0000
Importations (-5)***	0,000770	0,0039	0,000773	0,0000
Position au FMI(-1)**(***)	0,004431	0,0413	0,004438	0,0000
Prix réel du pétrole(**)	-0,036526	0,3157	-0,036667	0,0170
Solde budgétaire***	-2,76E-05	0,0000	-2,76E-05	0,0000
Taux d'int. réel intern.***	0,345704	0,0003	0,345685	0,0000
R carré ajusté	0,515000		0,565375	

* significatif au seuil de 10%
 ** significatif au seuil de 5%
 *** significatif au seuil de 1%

MCG (panel)

Prob(*F-statistic*) = 0,000000 (t)

Prob(*F-statistic*) = 0,000000 (t-1)

Prob(*F-statistic*) = 0,000000 (t-j)

Ainsi, ce qui est déterminant c'est de savoir si une variable est statistiquement significative, pour le signe, il apparaît que chaque variable peut prendre alternativement le signe positif ou négatif, selon la conjoncture nationale et internationale. De ce fait une conjugaison d'effets positifs des variables sur l'indice de crise, à laquelle s'ajoutent les anticipations des agents peuvent conduire à une crise de change. La significativité statistique des variables détermine en partie la bonne adéquation du modèle pour expliquer l'indice de crise, que ça soit pour le pays ou pour l'échantillon.

La méthode d'optimisation des retards montre que les exportations et les importations sont les seules variables à effets de moyen terme pour la Thaïlande, avec 5 mois de retard de pré-crise, et les signes attendus par la théorie sont conformes. Pour le reste, le crédit intérieur devient une variable trimestrielle, tandis les variables restantes sont des variables de très court terme.

L'analyse en panel détermine l'effet moyen de chaque variable à partir de chaque pays. Le signe négatif du prix réel du pétrole à tous les niveaux d'estimation, indique que la Thaïlande exporte du pétrole du pétrole, par delà le fait que le comportement de cette variable peut être à prédominance conjoncturelle.

5.3 Comparaison des résultats logit/probit et MCO/MCG de la Thaïlande

→ *Equations non retardées*

Le R^2 de McFadden est plus élevé en logit et en probit que le R^2 ajusté des MCO et des MCG. En effet, le R^2 de McFadden est de 0,62 et 0,60 respectivement pour le logit et le probit. Alors que le R^2 ajusté est de 0,50 pour les MCO et pour les MCG.

Trois variables sur les 10 sont significatives en logit et probit: la dette des banques privées libellée en monnaie de réserve, la position au FMI, et le prix réel du pétrole. Tandis qu'elles sont 6 sur 10 en MCO/MCG, et donc 4 variables ne sont pas significatives dans ce dernier cas: le crédit intérieur, la dette de banques privées en monnaie de réserve, les exportations et les importations.

→ *Equations retardées d'une période*

Le R^2 de McFadden est plus élevé en logit/probit que le R^2 ajusté des MCO et des MCG.

Le R^2 de McFadden est de 0,38 et 0,39 respectivement en logit et en probit. Le R^2 ajusté est de 0,08 et 0,09 respectivement pour les MCO et pour les MCG.

5 variables sur les 10 sont significatives en logit et en probit: le crédit intérieur, la dette des banques privées libellée en monnaie de réserve, la dette extérieure, la masse monétaire (M2), et la position au FMI. Elles sont aussi 5 en MCO/MCG: le crédit intérieur, la dette des banques privées libellée en monnaie de réserve, la dette extérieure, la masse monétaire (M2), et le taux d'intérêt réel international. Cette dernière variable est une variable de tension, alors que la position au FMI est une variable de crise en Thaïlande, selon les résultats des équations retardées d'une période.

→ *Equations à retards optimisés*

Le R^2 de McFadden est plus en logit et en probit comparé au R^2 ajusté des MCO et des MCG. Le R^2 de McFadden est de 0,64 et 0,62 respectivement pour le logit et pour le probit.

Alors que le R^2 ajusté est de 0,51 et 0,56 respectivement pour les MCO et pour les MCG.

Deux variables ne sont pas significatives en logit et probit: les exportations et le taux d'intérêt réel international, alors que toutes les variables sont significatives en MCO/MCG.

Trois variables conservent leur période de pré-crise en passant du logit/probit aux MCO/MCG: la masse monétaire (M2) et le taux d'intérêt réel international (0 mois), et la position au FMI (1 mois). Toutefois certaines variables ont vu leur période de pré-crise augmenter en passant du logit/probit aux MCO/MCG: il s'agit des exportations (de 0 à 5 mois), les importations (de 1 à 5 mois), et le crédit intérieur (de 0 à 3 mois).

Le tableau 5.11 ci-dessous résume les retards de pré-crise qui découlent de estimations économétriques par optimisations des retards. L'examen de ce tableau permet de tirer des enseignements sur les crises de change à travers les pays de l'échantillon.

Tableau 5.11: récapitulatif des résultats de la méthode d'optimisation en MCO et MCG.

Monnaie et retards d'optimisation (pays émergents)						
Variables	Peso(Arg)	Real(Brl)	Peso(Mex)	Ringgit(Mal)	Baht(Tha)	Moy.
Crédit intérieur	(3)	(3)	(0)	(2)	(3)	(2,20)
Masse monétaire(M2)	(0)	(1)	(0)	(0)	(0)	(0,25)
Dette des banques privées	(5)	(0)	(0)	(0)	(0)	(1,00)
Dette extérieure	-	-	-	-	(0)	-
Exportations	(2)	(1)	(4)	(0)	(5)	(2,40)
Importations	(1)	(1)	(4)	(0)	(5)	(2,20)
Position au FMI	(1)	(2)	(0)	(3)	(1)	(1,75)
Prix réel du pétrole	(4)	(1)	(4)	(2)	(0)	(2,20)
Solde budgétaire	(5)	(4)	(0)	-	(0)	(1,80)
Solde compte courant	-	(1)	-	-	-	-
Taux d'int. réel intern.	(4)	(0)	(3)	(4)	(0)	(2,20)
Termes de l'échange	-	-	(0)	-	-	-

Source : tableaux 5.6, 5.7, 5.8, 5.9, 5.10.

Le tableau 5.11 résumant les périodes de pré-crise indique que la période moyenne pour une variable de cet échantillon est de 1,77 mois, inférieure à la période moyenne pour le même échantillon en estimations logit et probit où la période moyenne pour une variable est de 4,40 mois. Au cours des estimations MCO pour chaque pays, et en MCG en données de panel, la variable endogène est l'indice de crise (*indc*) qui est une variable continue, et en logit et probit c'est l'indice binaire de crise (*ibc*) qui est une variable discrète et qui est utilisé comme variable endogène, avec le fait que l'indice binaire est déterminé à partir de l'indice de crise.

A partir du tableau 5.11, on relève que les variables suivantes ont la même période de pré-crise (2,20 mois): il s'agit du crédit intérieur, des importations, du prix réel du pétrole, et du taux d'intérêt réel international. On peut expliquer le délai relativement long de la période de pré-crise par le fait que l'indice binaire ne présente pas de mémoire alors que l'indice de crise qui est continu a une, et tient donc compte des effets cumulatifs des comportements de chaque variable. La période de pré-crise indique que si une variable macroéconomique détériorée, n'est pas corrigée, alors, il se produira inévitablement une crise une fois le délai écoulé, toutes choses égales par ailleurs.

Conclusion du Chapitre 5

Ce Chapitre avait pour but d'estimer à partir des données des deux échantillons, les équations de crise de change pays par pays par la méthode des MCO d'une part, et une analyse en panel des mêmes équations de crise de change pour chaque échantillon par la méthode des MCG d'autre part. Les estimations par les Moindres Carrés Ordinaires (MCO) appliqués individuellement aux données de chaque pays, et les estimations en données de panel par les Moindres Carrés Généralisés (MCG), avec l'indice de crise (*indc*) comme variable expliquée, sur les deux échantillons sont riches d'enseignements. D'une part ces méthodes confirment une bonne adéquation des modèles par rapport aux variables exogènes retenues, et d'autre part un certain nombre de variables font l'unanimité à travers les échantillons et les pays comme variables de référence pour apprécier l'évolution de l'indice de crise. Il y a notamment de façon constante le crédit intérieur, la masse monétaire (M2), les exportations, les importations, et le taux d'intérêt réel international, qui dans la majorité des cas sont statistiquement significatives quel que soit le modèle ou la spécification temporelle considérés. Les autres variables à savoir la dette des banques privées en monnaie de réserve, la dette extérieure, la position au FMI, le prix réel du pétrole, le solde budgétaire, le solde du compte courant, et les termes de l'échange, elles sont significatives de façon plus ou moins régulière dans les équations non retardées et celles retardées d'une période. En revanche, la méthode d'optimisation des retards permet à chaque variable de devenir statistiquement significative à un seuil et à un niveau de retard donnés, qui détermine les périodes de pré-crise.

L'analyse en MCO et en MCG se caractérise par le fait que ces périodes de pré-crise sont en moyenne plus courtes que lors des estimations en logit et probit avec l'indice binaire de crise (*ibc*) comme variable endogène. Ce qui peut s'expliquer par le caractère continu de l'indice de crise (*indc*) conservant ainsi une mémoire (un passé ou une histoire) par rapport aux différents retards des variables exogènes.

On note aussi une alternance des signes des coefficients estimés, par rapport aux prévisions de la théorie. Dans la plupart des cas, le non respect du signe peut s'expliquer par une prédominance des comportements conjoncturels sur les aspects structurels des variables.

Conclusion générale

Cette thèse a proposé une étude d'un problème majeur des relations monétaires et financières internationales actuelles: les crises de change. Cette problématique dépasse le cadre classique de la comparaison des systèmes de changes fixes et flexibles, compte tenu des lourdes conséquences de ces épisodes en termes de perte d'activité, de chômage.... Notre objectif a été de lier des indices de pression et de crise de change aux principaux agrégats généralement retenus dans la littérature théorique pour expliquer ces épisodes. En effet, les trois générations de modèles qui expliquent les crises de change par une référence à des fondamentaux macroéconomiques détériorés, à des crises autoréalisatrices, et au hasard moral, n'indiquent pas toujours les formes fonctionnelles appropriées qui lient les variables endogènes et les variables exogènes, ni même le nombre de variables optimales pour expliquer le phénomène. A cela s'ajoute les problèmes de disponibilité des données selon les périodicités.

L'objectif de cette thèse a été de déterminer d'une part les variables de crise, et d'autre part de quantifier les périodes de pré-crise (de la détérioration d'un indicateur à l'avènement de la crise) à partir des densités de prévision (de probabilité) des crises de change en utilisant deux échantillons: le premier constitué de pays africains, et le second comprenant des pays émergents d'Amérique latine et d'Asie. Une des méthodes utilisées a consisté à optimiser des retards pour déterminer les périodes de pré-crise. Cette démarche a permis de confirmer la majeure partie des épisodes de crises passées et de valider le modèle pour la densité de prévision des crises de change d'une part, et ensuite de déterminer les retards moyens de pré-crise pour les deux échantillons.

Cette thèse avait pour objet, en partant des modèles développés dans la littérature théorique sur les crises de change, d'effectuer des analyses empiriques appliquées à un échantillon de pays africains et un échantillon de pays émergents d'Amérique latine et d'Asie. L'objectif a été

de mieux quantifier les épisodes de crise de change à travers les différents indicateurs (indices de crise, indicateurs macroéconomiques) retenus par la littérature.

Le Chapitre 1 avait pour objet d'étudier les mesures des tensions sur les marchés des changes. Ce qui a permis de faire un bilan de la littérature sur les indices de crise à travers la diversité des approches d'une part, et de tester les indices retenus dans le cadre de cette étude. Les indices que nous avons retenus sont celui dérivé de l'indice de Eichengreen, Rose et Wyplosz (1996), et celui déterminé par Cartapanis A. et al. (2002). Les deux indices sont calculés à partir du taux de change réel des monnaies et des réserves extérieures de change, sans inclure le taux d'intérêt qui n'est théoriquement pas pris en compte dans le cadre des pays en développement. L'application des deux indices sur l'échantillon de pays africains, et sur un échantillon de quelques pays émergents d'Amérique latine et d'Asie, a permis de retenir l'indice de crise (*indc*) déterminé par Cartapanis A et al. (1998). Le choix de cet indice se justifie par sa plus grande précision à identifier les crises passées, sans subir de pondération. Cet indice est utilisé pour déterminer un indice binaire de crise (*ibc*) des changes qui prend la valeur 1 pour les dates de crise, et 0 pour les périodes tranquilles. Les deux indices (*indc* et *ibc*) sont utilisés au cours des estimations économétriques comme variables endogènes. Les variables exogènes sont déterminées dans le Chapitres 2.

Le Chapitre 2 a pour objet de compléter le référentiel théorique permettant de relier les variables endogènes (indice binaire de crise, indice de crise) aux variables exogènes (indicateurs macroéconomiques) par des formes fonctionnelles permettant de déterminer les probabilités conditionnelles de crise étant donné les indices et les indicateurs appropriés. En effet, les indicateurs macroéconomiques ont été identifiés par les différentes générations de modèles, précisément trois. La première génération de modèles met en avant la détérioration des fondamentaux macroéconomiques pour expliquer les crises des changes, alors que la deuxième génération de modèles fait ressortir des nuances d'équilibres multiples sur les variables fondamentales de l'économie à moitié détériorées pour expliquer les crises autoréalisatrices, et enfin la troisième génération introduit la notion de hasard moral avec les crises bancaires qui apparaissent tantôt comme une des causes, tantôt comme une conséquence. Les différents modèles qui permettent de relier les crises de change et les tensions sur les marchés des changes mesurées par les indices, et expliquées et justifiées par

les variables et indicateurs macroéconomiques sont: les modèles monétaires qui utilisent les variables qui concourent à la détermination du taux de change à travers la demande et l'offre de monnaie. Ces modèles monétaires ne permettent pas de prendre en compte directement un grand nombre d'indicateurs macroéconomiques, d'où le recours aux modèles réduits. Ces derniers permettent d'adapter les variables et les formes fonctionnelles aux données des pays et des échantillons de pays. Les modèles les plus utilisés pour estimer les probabilités de crise de change sont les fonctions logit et probit qui utilisent l'indice binaire comme variable endogène, permettant de déterminer les variables statistiquement significatives pour déclencher des crises de change, par la méthode du maximum de vraisemblance. Par ailleurs l'indice de crise (*indc*) est utilisé comme variable endogène à travers une forme linéaire pour déterminer les variables significatives par rapport aux tensions sur les marchés des changes, par les méthodes des MCO pour les estimations par pays, et des MCG pour une analyse en données de panel. Nous avons utilisé trois spécifications temporelles pour les équations: les équations non retardées, les équations retardées d'une période, et les équations à retards optimisés. Cette dernière spécification permet de déterminer les retards de pré-crise pour chaque variable. Les Chapitres suivants seront donc des applications empiriques.

Le Chapitre 3 a pour objet d'appliquer les éléments théoriques des Chapitres 1 et 2 à un échantillon de pays africains (Afrique du Sud, Nigeria, UEMOA, CEMAC) pour vérifier les variables les plus déterminantes dans l'avènement des crises de change dans ces pays, et quantifier les retards de pré-crise. Nous considérons qu'une variable est déterminante, lorsqu'elle est significative pour au moins deux spécifications temporelles parmi les trois considérées. La périodicité nécessaire des données (données mensuelles) n'a pas permis de disposer de données sur certaines variables (exemple le PIB). Les résultats des estimations des différentes équations structurelles indiquent que pour l'Afrique du Sud, les variables déterminantes sont: le crédit intérieur, la dette extérieure, le taux d'intérêt réel international, et secondairement le prix réel du pétrole et le solde du compte courant. Concernant le Nigeria, les variables déterminantes de crise de change ont souvent des décalages temporels. Ce sont le crédit intérieur, la masse monétaire (M2), le solde du compte courant, le taux d'intérêt réel international, et secondairement les exportations. En ce qui concerne l'UEMOA, les variables déterminantes sont: la dette des banques privées libellée en monnaie de réserve, la position au FMI, le prix réel du pétrole, et secondairement le crédit intérieur, la masse monétaire (M2), et

le taux d'intérêt réel international. Pour la CEMAC, les variables de crise sont: le crédit intérieur, la dette des banques libellée en monnaie de réserve, la masse monétaire (M2), le taux d'intérêt réel international, et secondairement les exportations, les importations, la position au FMI, et le prix réel du pétrole. Pour cet échantillon les résultats de la méthode d'optimisation des retards retiennent que les périodes moyennes de pré-crise indiquent que deux variables: le crédit intérieur (2,50 mois) et la masse monétaire (0,75 mois) sont des variables de court terme (période de pré-crise inférieure ou égale à 3 mois), tandis que le reste des variables sont des variables de moyen terme (période de pré-crise supérieure à 3 mois).

Le Chapitre 4 adopte la même démarche appliquée à un échantillon de quelques pays émergents d'Amérique latine et d'Asie (Argentine, Brésil, Mexique, Malaisie, Thaïlande). L'objectif étant de déterminer les variables de crise dans ces pays d'une part, et quantifier les périodes de pré-crise d'autre part. Les résultats des estimations économétriques indiquent que les variables qui déterminent une crise de change en Argentine sont: le crédit intérieur, la masse monétaire (M2), les importations, la position au FMI, le prix réel du pétrole et le solde budgétaire. En ce qui concerne le Brésil, les variables de référence d'une crise de change sont: la dette des banques privées libellée en monnaie de réserve, la position au FMI, et secondairement les exportations et le solde budgétaire. Pour ce qui est du Mexique, les variables qui déterminent une crise de change sont: le crédit intérieur, la masse monétaire (M2), et secondairement le taux d'intérêt réel international, les exportations, les importations, la position au FMI, et le prix réel du pétrole. Concernant la Malaisie les variables de crise de change sont: la dette des banques privées libellée en monnaie de réserve, la masse monétaire (M2), le crédit intérieur, la position au FMI, le prix réel du pétrole, et le taux d'intérêt réel international. Et enfin pour la Thaïlande les variables statistiquement significatives en faveur des crises de change sont: la dette des banques privées libellée en monnaie de réserve, le crédit intérieur, la masse monétaire (M2), la position au FMI, la dette extérieure, et secondairement le prix réel du pétrole. Les résultats de la méthode d'optimisation des retards indiquent que pour l'échantillon des pays émergents, il y a 4 variables de court terme, i.e. dont les périodes moyennes de pré-crise sont inférieures ou égales à 3 mois. Ce sont la masse monétaire (M2) avec 1 mois de période moyenne de pré-crise, la position au FMI (3 mois), le solde budgétaire (2,20 mois), et le taux d'intérêt réel international (1 mois). Le crédit intérieur est une variable de moyen terme (5,60 mois) contrairement au cas de l'échantillon des pays

africains où la période moyenne est de 2 mois et demi. Il apparaît aussi qu'il y a plus de variables de court terme dans le cas de l'échantillon des pays émergents que pour celui des pays africains. Par ailleurs dans les deux cas la masse monétaire (M2) est une variable de court terme.

Le Chapitre 5 a pour but d'étudier de façon empirique les tensions sur les marchés des changes. Cette analyse complète la vision binaire des crises de change abordée dans les Chapitres 3 et 4. Ce qui permet d'élargir le nombre des variables qui agissent sur les indices de crise. La différence par rapport à la vision binaire est que l'approche par les tensions sur les marchés des changes utilise l'indice de crise (*indc*) comme variable endogène, et apparaît donc comme une vision continue des tensions sur les marchés des changes. En outre les estimations se font directement sur les équations linéaires par la méthode des Moindres Carrés Ordinaires (MCO) pays par pays, et par la méthode des Moindres Carrés Généralisés (MCG) en analyse de panel. Les résultats de l'Afrique de Sud indiquent que les variables qui déterminent les tensions sur les marchés des changes sont: le crédit intérieur, la dette des banques privées libellée en monnaie de réserve, la masse monétaire (M2), les exportations, les importations, la position au FMI, et le taux d'intérêt réel international. Comparativement à la vision binaire du Chapitre 3, la masse monétaire (M2), les importations, et le solde budgétaire sont seulement significatifs en vision continue, alors que les variables dette extérieure et le prix réel du pétrole le sont uniquement en vision binaire.

Concernant le Nigeria, les résultats indiquent que les variables de référence sont: le crédit intérieur, la dette des banques privées libellée en monnaie de réserve, la masse monétaire (M2), les exportations, les importations, la position au FMI, le taux d'intérêt réel international, et secondairement le prix réel du pétrole. Comparativement à l'approche binaire des crises de change du Chapitre 3, les importations et la position au FMI sont des variables de tension, car elles sont significatives seulement pour l'approche par les tensions, tandis que le solde du compte courant est une variable de crise de change.

En ce qui concerne l'UEMOA, les variables de tension monétaire sont: le crédit intérieur, la dette des banques privées libellée en monnaie de réserve, la masse monétaire (M2), les exportations, les importations, la position au FMI, et le prix réel du pétrole. Une comparaison

avec les résultats du Chapitre 3 indique que les variables crédit intérieur, la masse monétaire (M2), les exportations, et les importations sont des variables de tension monétaire et non pas des variables de crise, car elles ne sont pas statistiquement significatives dans le cas des estimations logit et probit utilisant l'indice binaire de crise.

Les résultats de la CEMAC indiquent que les variables déterminantes pour les tensions monétaires dans cette zone sont: le crédit intérieur, la masse monétaire (M2), la position au FMI, le prix réel du pétrole, et le taux d'intérêt réel international. Comparés aux résultats du Chapitre 3, les résultats du Chapitre 5 sur la CEMAC, permettent de conclure que la dette des banques privées libellée en monnaie de réserve est une variable de crise, tandis que les variables prix réel du pétrole et position au FMI sont des variables de tension, car la première est significative uniquement pour la vision binaire, alors que les deux dernières le sont pour l'approche continue, des tensions sur les marchés des changes.

En ce qui concerne l'Argentine, les variables de tension sur les marchés des changes autrement dit les variables statistiquement significatives avec l'indice de crise (*indc*) comme variable endogène, sont: toutes les variables excepté le solde budgétaire. Donc le solde budgétaire est une variable de crise, mais pas de tension en Argentine, alors que le taux d'intérêt réel international n'est pas une variable de crise, mais plutôt de tension.

Concernant le Brésil, seules les variables solde budgétaire et solde du compte courant ne sont pas des variables de tension sur les marchés des changes. En revanche le crédit intérieur, la masse monétaire (M2), les importations, le prix réel du pétrole, le solde du compte courant, et le taux d'intérêt réel international ne sont pas des variables de crise, mais plutôt des variables de tension, car elles ne sont pas significatives au cours des estimations dans l'approche binaire du Chapitre 4.

Pour le cas du Mexique, les variables de référence (i.e. qui sont statistiquement significatives) pour les tensions sur les marchés des changes sont: le crédit intérieur, la dette des banques libellée en monnaie de réserve, la masse monétaire (M2), les exportations, les importations, et le solde budgétaire. Alors que seules les variables crédit intérieur, masse monétaire (M2), et

taux d'intérêt réel international sont des variables de crise au Mexique. Donc le taux d'intérêt réel international est une uniquement une variable de crise et non de tension dans ce pays. Par ailleurs le crédit intérieur et la masse monétaire (M2) sont en même temps des variables de crise et des variables de tension sur les marchés des changes. La variable termes de l'échange n'est pas statistiquement significative, même si son retrait diminue la qualité d'ajustement des résultats du Mexique.

En ce qui concerne la Malaisie, toutes les variables retenues dans la régression sont significatives, donc sont des variables de tension sur les marchés des changes. Tandis que toutes les variables sont aussi des variables de crise de change exceptées les exportations et les importations qui ne sont pas significatives dans le cas de l'approche binaire des crises de change.

Enfin dans le cas de la Thaïlande, les variables statistiquement significatives sont: le crédit intérieur, la dette extérieure, la masse monétaire (M2), la position au FMI, le prix réel du pétrole, le solde budgétaire, et le taux d'intérêt réel international. Alors que les variables de crise de change sont: le crédit intérieur, la dette des banques privée libellée en monnaie de réserve, la dette extérieure, la masse monétaire (M2), la position au FMI, et le prix réel du pétrole. Donc il apparaît que la dette des banques privées libellée en monnaie de réserve est une variable de crise sans être une variable de tension, alors que la dette extérieure, le solde budgétaire, et le taux d'intérêt réel international sont des variables de tension sur les marchés des changes, sans être des variables de crise de change.

Il ressort de l'étude que les variables exogènes (indicateurs macroéconomiques) peuvent être simultanément ou exclusivement des variables de crise de change ou des variables de tension sur les marchés des changes selon le pays. La vision binaire des crises étudiée dans les Chapitre 3 et 4 utilise l'indice binaire de crise (crise ou pas) pour déterminer les variables de crise, alors que l'approche par les tensions sur les marchés des changes utilise l'indice de crise (variable continue) pour identifier les variables qui créent les tensions ou des pressions sur le taux de change des devises nationales. L'étude montre qu'il n'y a pas de règle en la matière, chaque pays a ses variables de crise et ses variables de tension. Cela peut s'expliquer

essentiellement par des différences dans les politiques économiques et sociales adoptées dans chaque pays.

De cette thèse il découle quelques questions importantes à savoir comment lier les fondamentaux macroéconomiques à l'indice de crise de façon satisfaisante et appropriée. Ce qui pose le problème de la forme fonctionnelle la plus adéquate, de même que le nombre optimal de variables explicatives (agrégats économiques) à retenir et à introduire dans les équations de crise de change, voire comment prendre en compte dans la même équation ou dans des équations simultanées une formulation économétrique qui prend en compte en même temps la vision binaire des crises de change et l'approche continue des tensions sur les marchés de change. Ce qui permettra de se fixer des objectifs de résultats d'analyse plus affinés pour expliquer le phénomène des crises de change, les tensions sur les marchés de change, et les périodes d'attaques spéculatives.

La question centrale de cette thèse a été de déterminer la meilleure manière de lier les indicateurs de pression et de crise de change aux principaux agrégats invoqués dans la littérature théorique. Les différents résultats obtenus montrent que quelques questions clés doivent être tranchées: le choix de l'indice approprié, le nombre d'indicateurs macroéconomiques à retenir, le retard avec lequel ils agissent etc... Les questions on le voit sont nombreuses et sans nul doute vont alimenter une littérature appliquée déjà abondante. Au vu de nos travaux le point central qui émerge est la classification des agrégats en fonction du temps qu'ils mettent à affecter l'indice de crise. Cette question, insuffisamment traitée par la littérature théorique jusqu'à présent devrait elle aussi servir de programme de recherche afin d'améliorer la qualité de celle ci.

Annexes

1. Résultats des estimations logit et probit des équations structurelles retardée d'une période

1.1 Cas de l'Afrique du Sud

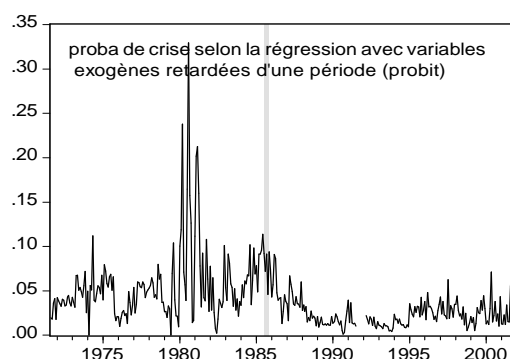
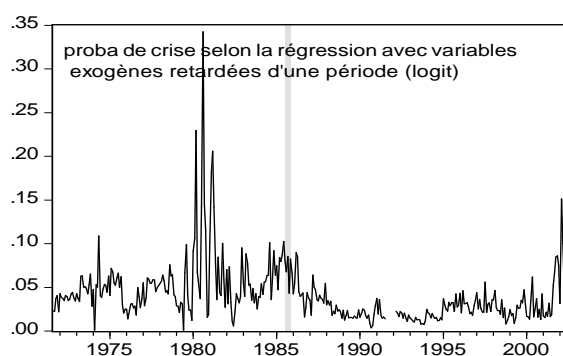
$$\begin{aligned} ibc_t = & \beta_0 + \beta_1 dcint_{t-1} + \beta_2 d det b_{t-1} + \beta_3 dext_{t-1} + \beta_4 dmm_{t-1} + \beta_5 dprp_{t-1} + \beta_6 sbg_{t-1} + \beta_7 dtir_{t-1} \\ & + \beta_8 ex_{t-1} + \beta_9 im_{t-1} + \beta_{10} pfmi_{t-1} + \beta_{11} scc_{t-1} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (ia)$$

Annexes I

(Afrique du Sud)

<u>Modèle avec une période de retard (t-1)</u>			<u>modèle avec une période de retard (t-1)</u>		
<u>Variables</u>	<u>coefficients</u>	<u>prob.</u>	<u>variables</u>	<u>coefficients</u>	<u>prob.</u>
Constante	-4,664151	0,0000	Constante	-2,551205	0,0000
Crédit intérieur	-0,000210	0,7922	Crédit intérieur	-4,21E-05	0,8248
Dettes des banques	0,000212	0,8241	Dettes des banques	8,94E-05	0,8194
Dette extérieure***	0,00964	0,0010	Dette extérieure***	0,000488	0,0003
Masse monétaire(M2)	9,25E-05	0,8680	Masse monétaire(M2)	2,56E-05	0,9148
Exportations*	-0,000468	0,0776	Exportations*	-0,000251	0,0511
Importations	0,000301	0,2832	Importations	0,000170	0,1978
Position au FMI**	0,010185	0,0450	Position au FMI**	0,005576	0,0211
Prix réel du pétrole	-0,070535	0,3018	Prix réel du pétrole	-0,03490	0,2578
Solde budgétaire	-1,40E-05	0,8959	Solde budgétaire	-1,20E-05	0,8020
Solde compte courant*	0,002155	0,0685	Solde compte courant**	0,001197	0,0457
Taux d'int. réel intern.	-0,025177	0,2609	Taux d'int. réel intern.	-0,014438	0,2156
R² de McFadden	0,060310		R² de McFadden	0,0670011	

<u>modèle avec une période de retard (t-1)</u>		<u>modèle avec une période de retard (t-1)</u>	
<u>variables</u>	<u>effet probable</u>	<u>variables</u>	<u>effet probable</u>
Constante		Constante	
Crédit intérieur	(+/-)	Crédit intérieur	(+/-)
Dettes des banques	(+/-)	Dettes des banques	(+/-)
Dette extérieure***	(++)	Dette extérieure***	(++)
Masse monétaire(M2)	(+/-)	Masse monétaire(M2)	(+/-)
Exportations*	(+)	Exportations*	(+)
Importations	(+/-)	Importations	(+/-)
Position au FMI**	(+)	Position au FMI**	(+)
Prix réel du pétrole	(+/-)	Prix réel du pétrole	(+/-)
Solde budgétaire	(+/-)	Solde budgétaire	(+/-)
Solde compte courant*	(+)	Solde compte courant**	(+)
Taux d'int. réel intern.	(+/-)	Taux d'int. réel intern.	(+/-)

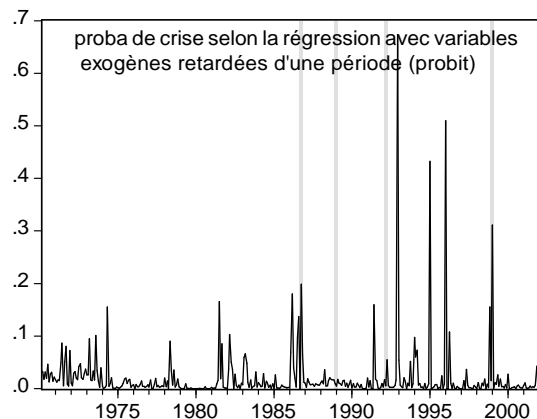
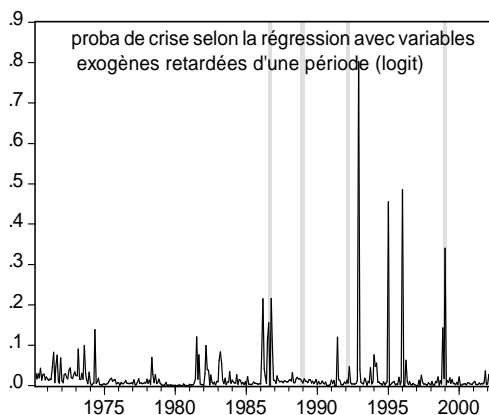


1.2 Cas du Nigeria

$$\begin{aligned}
 ibc_t = & \beta_0 + \beta_1 dc\ int_{t-1} + \beta_2 det\ b_{t-1} + \beta_3 dmm_{t-1} + \beta_4 dprp_{t-1} + \beta_5 dtir_{t-1} + \beta_6 ex_{t-1} + \beta_7 dim_{t-1} \\
 & + \beta_8 dpfmi_{t-1} + \beta_9 dsc_{t-1} + \varepsilon_t
 \end{aligned}
 \tag{1b}$$

<u>modèle avec une période de retard (t-1)</u>			<u>modèle avec une période de retard (t-1)</u>		
<u>variables</u>	<u>coefficients</u>	<u>prob.</u>	<u>variables</u>	<u>coefficients</u>	<u>prob.</u>
Constante	-3,400777	0,0000	Constante	-1,807178	0,0000
Crédit intérieur***	0,001026	0,0009	Crédit intérieur***	0,000521	0,0012
Dettes des banques	0,000139	0,9519	Dettes des banques	-0,000378	0,7053
Masse monétaire(M2)***	-0,001777	0,0004	Masse monétaire(M2)***	-0,000862	0,0005
Exportations*	-0,001837	0,0714	Exportations*	-0,000752	0,0629
Importations	-0,001254	0,2148	Importations	-0,000603	0,2622
Position au FMI	-0,002640	0,5797	Position au FMI	-0,001072	0,5964
Prix réel du pétrole	-0,024322	0,1591	Prix réel du pétrole	-0,011444	0,1388
Solde compte courant***	0,001685	0,0013	Solde compte courant**	0,000766	0,0162
Taux d'int. réel intern.**	0,014780	0,0149	Taux d'int. réel intern.**	0,006654	0,0319
R² de McFadden	0,276353		R² de McFadden	0,275055	

<u>modèle avec une période de retard (t-1)</u>		<u>modèle avec une période de retard (t-1)</u>	
<u>variables</u>	<u>effet probable</u>	<u>variables</u>	<u>effet probable</u>
Constante		Constante	
Crédit intérieur***	(++)	Crédit intérieur***	(++)
Dettes des banques	(+/-)	Dettes des banques	(+/-)
Masse monétaire(M2)***	(++)	Masse monétaire(M2)***	(++)
Exportations*	(+)	Exportations*	(+)
Importations	(+/-)	Importations	(+/-)
Position au FMI	(+/-)	Position au FMI	(+/-)
Prix réel du pétrole	(+/-)	Prix réel du pétrole	(+/-)
Solde compte courant***	(++)	Solde compte courant**	(+)
Taux d'int. réel intern.**	(+)	Taux d'int. réel intern.**	(+)

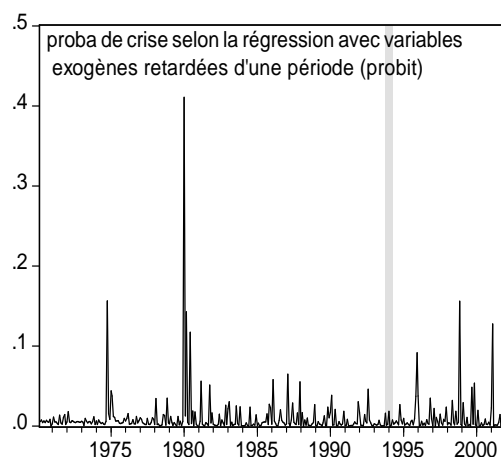
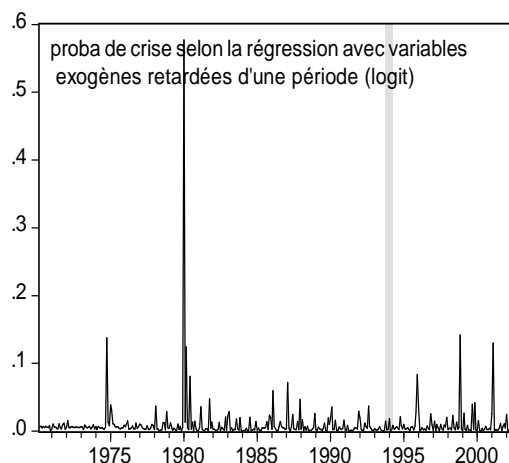


1.3 Cas de l'UEMOA

$$ibc_t = \beta_0 + \beta_1 dc\ int_{t-1} + \beta_2 d\ det\ b_{t-1} + \beta_3 dmm_{t-1} + \beta_4 dprp_{t-1} + \beta_5 dtir_{t-1} + \beta_6 ex_{t-1} + \beta_7 dim_{t-1} + \beta_8 dpfmi_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1c)$$

modèle avec une période de retard (t-1)			modèle avec une période de retard (t-1)		
variables	coefficients	prob.	variables	coefficients	prob.
Constante	-4,961837	0,0000	Constante	-2,486743	0,0000
Crédit intérieur	0,004581	0,2127	Crédit intérieur	0,002133	0,1467
Dettes des banques***	0,035203	0,0035	Dettes des banques***	0,015949	0,0039
Masse monétaire(M2)	0,000676	0,9188	Masse monétaire(M2)	-8,14E-05	0,9737
Exportations	-0,002264	0,4597	Exportations	-0,000823	0,4514
Importations	-0,005568	0,4016	Importations	-0,002172	0,3455
Position au FMI***	-0,261971	0,0011	Position au FMI**	-0,120159	0,0108
Prix réel du pétrole	-0,039037	0,9192	Prix réel du pétrole	-0,017916	0,8959
Taux d'int. réel intern.	-0,165896	0,2211	Taux d'int. réel intern.	-0,091193	0,2088
R² de McFadden	0,214197		R² de McFadden	0,207093	

modèle avec une période de retard (t-1)		modèle avec une période de retard (t-1)	
variables	effet probable	variables	effet probable
Constante		Constante	
Crédit intérieur	(+/-)	Crédit intérieur	(+/-)
Dettes des banques***	(++)	Dettes des banques***	(++)
Masse monétaire(M2)	(+/-)	Masse monétaire(M2)	(+/-)
Exportations	(+/-)	Exportations	(+/-)
Importations	(+/-)	Importations	(+/-)
Position au FMI***	(++)	Position au FMI**	(+)
Prix réel du pétrole	(+/-)	Prix réel du pétrole	(+/-)
Taux d'int. réel intern.	(+/-)	Taux d'int. réel intern.	(+/-)

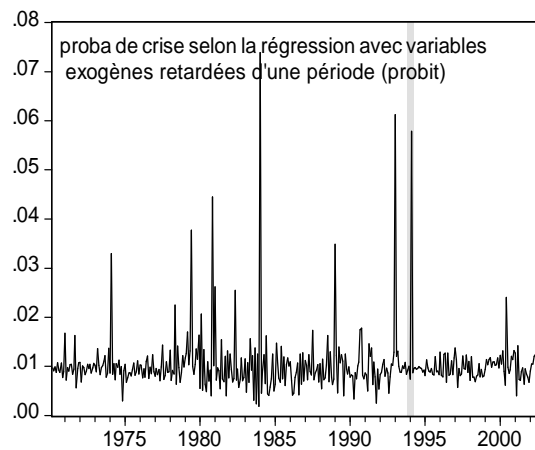
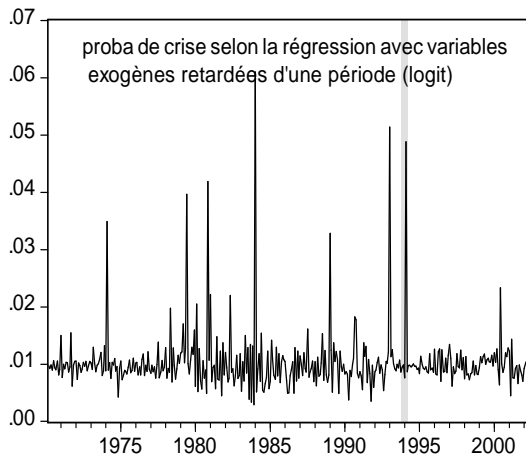


1.4 Cas de la CEMAC

$$ibc_t = \beta_0 + \beta_1 dc_{int_{t-1}} + \beta_2 d det b_{t-1} + \beta_3 dmm_{t-1} + \beta_4 dprp_{t-1} + \beta_5 dtir_{t-1} + \beta_6 dex_{t-1} + \beta_7 dim_{t-1} + \beta_8 dpfmi_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1d)$$

modèle avec une période de retard (t-1)			modèle avec une période de retard (t-1)		
variables	coefficients	prob.	variables	coefficients	prob.
Constante	-4,641003	0,0000	Constante	-2,346496	0,0000
Crédit intérieur	-0,001248	0,3215	Crédit intérieur	-0,000566	0,3184
Dettes des banques	0,009173	0,3825	Dettes des banques	0,003670	0,3842
Masse monétaire(M2)	0,000782	0,6403	Masse monétaire(M2)	0,000339	0,6453
Exportations	0,004758	0,7762	Exportations	0,001758	0,7584
Importations	0,005543	0,7878	Importations	0,002712	0,7147
Position au FMI	0,071852	0,2140	Position au FMI	0,035172	0,2535
Prix réel du pétrole	0,072533	0,6381	Prix réel du pétrole	0,028035	0,6773
Taux d'int. réel intern.	0,049568	0,6819	Taux d'int. réel intern.	0,022223	0,6342
R² de McFadden	0,016706		R² de McFadden	0,018806	

modèle avec une période de retard (t-1)		modèle avec une période de retard (t-1)	
variables	effet probable	variables	effet probable
Constante		Constante	
Crédit intérieur	(+/-)	Crédit intérieur	(+/-)
Dettes des banques	(+/-)	Dettes des banques	(+/-)
Masse monétaire(M2)	(+/-)	Masse monétaire(M2)	(+/-)
Exportations	(+/-)	Exportations	(+/-)
Importations	(+/-)	Importations	(+/-)
Position au FMI	(+/-)	Position au FMI	(+/-)
Prix réel du pétrole	(+/-)	Prix réel du pétrole	(+/-)
Taux d'int. réel intern.	(+/-)	Taux d'int. réel intern.	(+/-)



* significatif au seuil de 10%

** significatif au seuil de 5%

*** significatif au seuil de 1%

Afrique du Sud

Probability(LR stat) = 0,754122 (logit, $t-1$),

Probability(LR stat) = 0,679471 (probit, $t-1$),

Nigeria

Probability(LR stat) = 0,010505 (logit, $t-1$)

Probability(LR stat) = 0,010888 (probit, $t-1$)

UEMOA

Probability(LR stat) = 0,298852 (logit, $t-1$)

Probability(LR stat) = 0,323833 (probit, $t-1$)

CEMAC

Probability(LR stat) = 0,999406 (logit, $t-1$)

Probability(LR stat) = 0,999081 (probit, $t-1$)

(+/-) : sans effet (ou effet apparemment neutre);

(+/-) : effet probable faible (seuil 10%);

(+) : effet probable fort (seuil 5%);

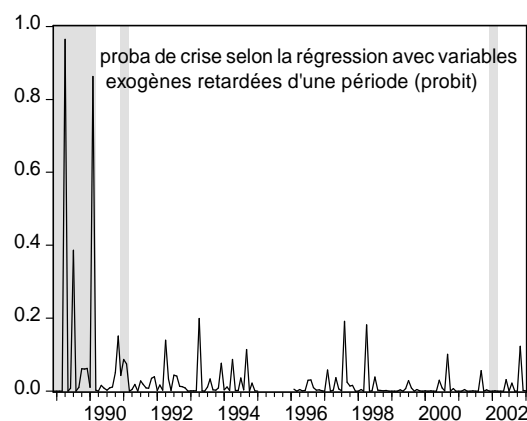
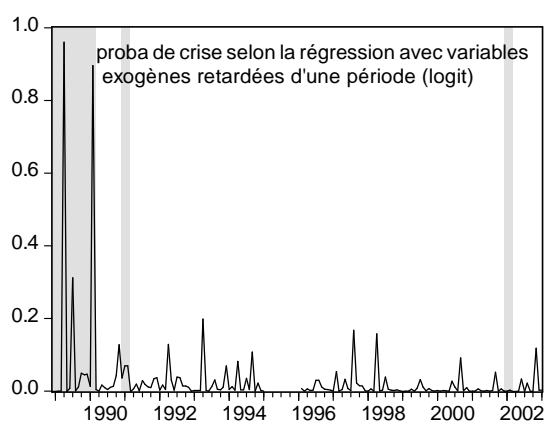
(++) : effet probable très fort (seuil 1%).

1.5 Cas de l'Argentine

$$ibc_t = \beta_0 + \beta_1 dc_{int,t-1} + \beta_2 d det b_{t-1} + \beta_3 dmm_{t-1} + \beta_4 prp_{t-1} + \beta_5 sbg_{t-1} + \beta_6 tir_{t-1} + \beta_7 dex_{t-1} + \beta_8 dim_{t-1} + \beta_9 dpfmi_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2a)$$

modèle avec une période de retard (t-1)			modèle avec une période de retard (t-1)		
variables	coefficients	prob.	variables	coefficients	prob.
Constante	-5,089204	0,0000	Constante	-2,696505	0,0000
Crédit intérieur***	0,000465	0,0017	Crédit intérieur***	0,000237	0,0015
Dettes des banques	0,000741	0,3917	Dettes des banques	0,000406	0,2443
Masse monétaire(M2)	-0,000208	0,4222	Masse monétaire(M2)	-9,35E-05	0,4666
Exportations*	-0,003129	0,0564	Exportations**	-0,001510	0,0336
Importations*	0,008771	0,0198	Importations***	0,004322	0,0096
Position au FMI***	-2991,059	0,0000	Position au FMI***	-508,8574	0,0000
Prix réel du pétrole	0,016980	0,2743	Prix réel du pétrole	0,009598	0,2194
Solde budgétaire***	0,002053	0,0001	Solde budgétaire***	0,001017	0,0004
Taux d'int. réel intern.	-0,027385	0,2815	Taux d'int. réel intern.	-0,015461	0,2229
R carré de McFadden	0,443988		R carré de McFadden	0,451855	

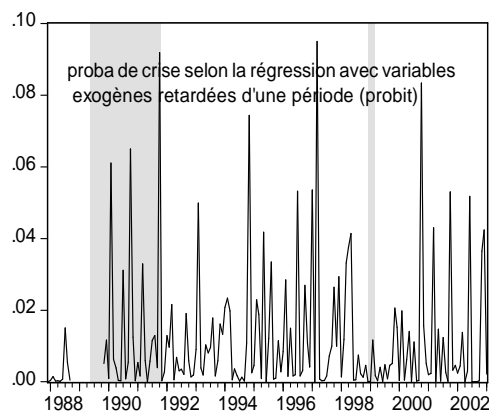
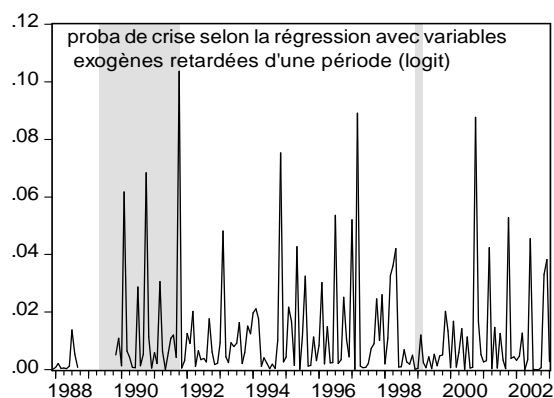
modèle avec une période de retard (t-1)		modèle avec une période de retard (t-1)	
variables	effet probable	variables	effet probable
Constante		Constante	
Crédit intérieur***	(++)	Crédit intérieur***	(++)
Dettes des banques	(+/-)	Dettes des banques	(+/-)
Masse monétaire(M2)	(+/-)	Masse monétaire(M2)	(+/-)
Exportations*	(+)	Exportations**	(+)
Importations**	(+)	Importations***	(++)
Position au FMI***	(++)	Position au FMI***	(++)
Prix réel du pétrole	(+/-)	Prix réel du pétrole	(+/-)
Solde budgétaire***	(++)	Solde budgétaire***	(++)
Taux d'int. réel intern.	(+/-)	Taux d'int. réel intern.	(+/-)



1.6 Cas du Brésil

$$\begin{aligned}
 ibc_t = & \beta_0 + \beta_1 dc_{int,t-1} + \beta_2 d det b_{t-1} + \beta_3 dmm_{t-1} + \beta_4 prp_{t-1} + \beta_5 tir_{t-1} + \beta_6 dex_{t-1} + \beta_7 dim_{t-1} \\
 & + \beta_8 dpfmi_{t-1} + \beta_9 dscc_{t-1} + \beta_{10} sbg_{t-1} + \varepsilon_t
 \end{aligned}
 \tag{2b}$$

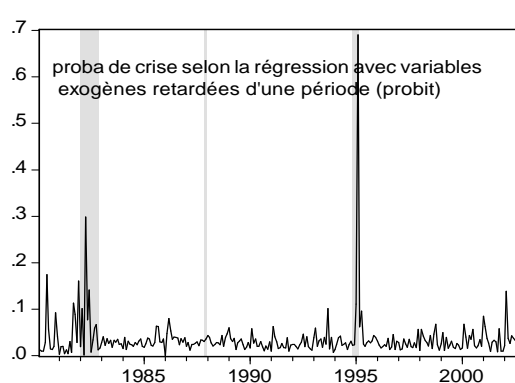
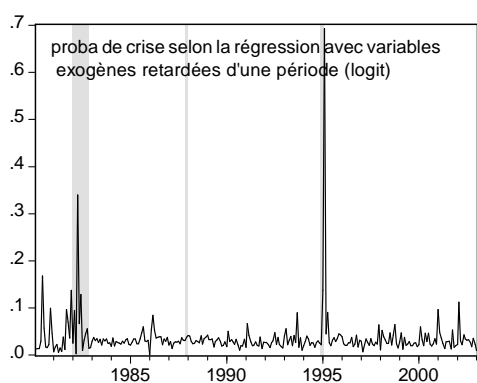
modèle avec une période de retard ($t-1$)			modèle avec une période de retard ($t-1$)		
variables	coefficients	prob.	variables	coefficients	prob.
Constante	-5,291028	0,0000	Constante	-2,594807	0,0000
Crédit intérieur	-1,52E-05	0,4730	Crédit intérieur	-6,81E-06	0,4642
Dettes des banques**	0,000636	0,0385	Dettes des banques**	0,000259	0,0259
Masse monétaire(M2)	-1,68E-05	0,6908	Masse monétaire(M2)	-4,78E-06	0,7679
Exportations**	-0,002590	0,0349	Exportations**	-0,001088	0,0306
Importations	-0,000184	0,7239	Importations	-4,24E-05	0,8603
Position au FMI***	-513,2182	0,0000	Position au FMI***	-190,4201	0,0000
Prix réel du pétrole	-1,052892	0,2932	Prix réel du pétrole	-0,468500	0,2364
Solde budgétaire*	0,000154	0,0889	Solde budgétaire	7,02E-05	0,1068
Solde compte courant	-0,000869	0,2575	Solde compte courant	-0,000340	0,2799
Taux d'int. réel intern.	1,714865	0,4118	Taux d'int. réel intern.	0,782244	0,3511
R carré de McFadden	0,147145		R carré de McFadden	0,151118	
modèle avec une période de retard ($t-1$)			modèle avec une période de retard ($t-1$)		
variables	effet probable		variables	effet probable	
Constante			Constante		
Crédit intérieur	(+/-)		Crédit intérieur	(+/-)	
Dettes des banques**	(+)		Dettes des banques**	(+)	
Masse monétaire(M2)	(+/-)		Masse monétaire(M2)	(+/-)	
Exportations**	(+)		Exportations**	(+)	
Importations	(+/-)		Importations	(+/-)	
Position au FMI***	(++)		Position au FMI***	(++)	
Prix réel du pétrole	(+/-)		Prix réel du pétrole	(+/-)	
Solde budgétaire*	(+/-)		Solde budgétaire	(+/-)	
Solde compte courant	(+/-)		Solde compte courant	(+/-)	
Taux d'int. réel intern.	(+/-)		Taux d'int. réel intern.	(+/-)	



1.7 Cas du Mexique

$$\begin{aligned}
 ibc_t = & \beta_0 + \beta_1 dcint_{t-1} + \beta_2 d det b_{t-1} + \beta_3 dmm_{t-1} + \beta_4 dprp_{t-1} + \beta_5 dtir_{t-1} + \beta_6 dex_{t-1} + \beta_7 dim_{t-1} \\
 & + \beta_8 dpfmi_{t-1} + \beta_9 dte_{t-1} + \beta_{10} sbg_{t-1} + \varepsilon_t
 \end{aligned}
 \tag{2c}$$

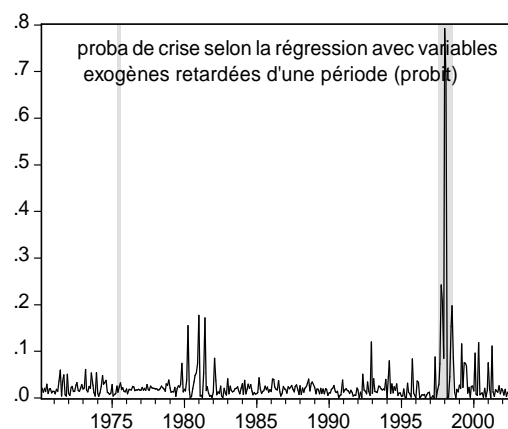
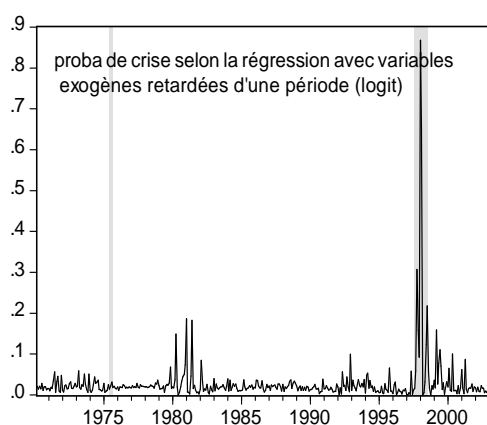
modèle avec une période de retard (t-1)			modèle avec une période de retard (t-1)		
variables	coefficients	prob.	variables	coefficients	prob.
Constante	-3,459588	0,0000	Constante	-1,884213	0,0000
Crédit intérieur	-2,82E-05	0,8494	Crédit intérieur	-1,32E-06	0,9774
Dettes des banques	0,000460	0,6396	Dettes des banques	0,000196	0,6378
Masse monétaire(M2)	-8,02E-05	0,5682	Masse monétaire(M2)	-5,55E-05	0,2722
Exportations	0,000700	0,6985	Exportations	0,000515	0,4584
Importations	-0,000679	0,6609	Importations	-0,000480	0,4241
Position au FMI	-0,003033	0,1908	Position au FMI	-0,001454	0,1833
Prix réel du pétrole	0,002098	0,1909	Prix réel du pétrole	0,001023	0,1659
Solde budgétaire	-7,02E-06	0,6726	Solde budgétaire	-4,29E-06	0,5313
Taux d'int. réel intern.*	-0,001486	0,0881	Taux d'int. réel intern.	-0,000794	0,1370
Termes de l'échange	-0,129616	0,3014	Termes de l'échange	-0,059575	0,2894
R carré de McFadden	0,086376		R carré de McFadden	0,094430	
modèle avec une période de retard (t-1)			modèle avec une période de retard (t-1)		
variables	effet probable		variables	effet probable	
Constante			Constante		
Crédit intérieur	(+/-)		Crédit intérieur	(+/-)	
Dettes des banques	(+/-)		Dettes des banques	(+/-)	
Masse monétaire(M2)	(+/-)		Masse monétaire(M2)	(+/-)	
Exportations	(+/-)		Exportations	(+/-)	
Importations	(+/-)		Importations	(+/-)	
Position au FMI	(+/-)		Position au FMI	(+ /)	
Prix réel du pétrole	(+/-)		Prix réel du pétrole	(+/-)	
Solde budgétaire	(+/-)		Solde budgétaire	(+/-)	
Taux d'int. réel intern.*	(+ /)		Taux d'int. réel intern.	(+/-)	
Termes de l'échange	(+/-)		Termes de l'échange	(+/-)	



1.8 Cas de la Malaisie

$$\begin{aligned}
 ibc_t = & \beta_0 + \beta_1 dcint_{t-1} + \beta_2 d det b_{t-1} + \beta_3 dmm_{t-1} + \beta_4 dprp_{t-1} + \beta_5 dtir_{t-1} + \beta_6 dex_{t-1} + \beta_7 dim_{t-1} \\
 & + \beta_8 dpfmi_{t-1} + \varepsilon_t
 \end{aligned}
 \tag{2d}$$

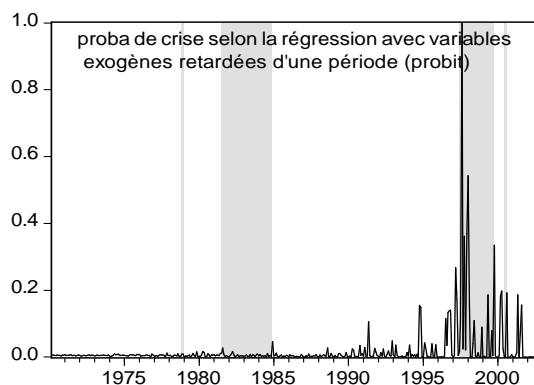
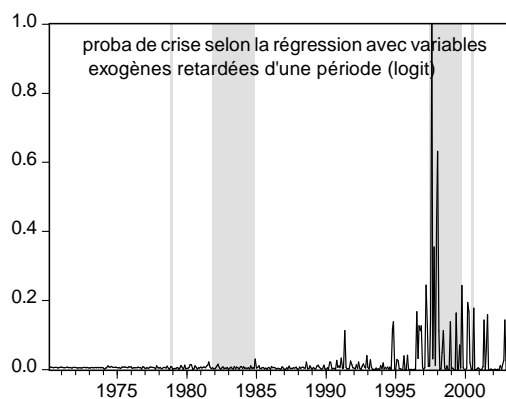
modèle avec une période de retard (t-1)			modèle avec une période de retard (t-1)		
variables	coefficients	prob.	variables	coefficients	prob.
Constante	-3,945137	0,0000	Constante	-2,077909	0,0000
Crédit intérieur***	-0,000799	0,0026	Crédit intérieur**	-0,000357	0,0141
Dettes des banques	8,25E-05	0,9281	Dettes des banques	-9,12E-05	0,7876
Masse monétaire(M2)	0,000470	0,1323	Masse monétaire(M2)	0,000188	0,2303
Exportations	-0,000840	0,6634	Exportations	-0,000568	0,3645
Importations	0,000287	0,9076	Importations	0,000275	0,7357
Position au FMI	0,006982	0,5096	Position au FMI	0,002566	0,6691
Prix réel du pétrole	-0,118434	0,3508	Prix réel du pétrole	-0,059058	0,3149
Taux d'int. réel intern.**	0,740556	0,0212	Taux d'int. réel intern.**	0,346867	0,0436
R carré de McFadden	0,170109		R carré de McFadden	0,173717	
modèle avec une période de retard (t-1)			modèle avec une période de retard (t-1)		
variables	effet probable		variables	effet probable	
Constante			Constante		
Crédit intérieur***	(++)		Crédit intérieur**	(+)	
Dettes des banques	(+/-)		Dettes des banques	(+/-)	
Masse monétaire(M2)	(+/-)		Masse monétaire(M2)	(+/-)	
Exportations	(+/-)		Exportations	(+/-)	
Importations	(+/-)		Importations	(+/-)	
Position au FMI	(+/-)		Position au FMI	(+/-)	
Prix réel du pétrole	(+/-)		Prix réel du pétrole	(+/-)	
Taux d'int. réel intern.**	(+)		Taux d'int. réel intern.**	(+)	



1.9 Cas de la Thaïlande

$$\begin{aligned}
 ibc_t = & \beta_0 + \beta_1 dcint_{t-1} + \beta_2 d det b_{t-1} + \beta_3 dmm_{t-1} + \beta_4 dprp_{t-1} + \beta_5 dtir_{t-1} + \beta_6 dex_{t-1} + \beta_7 dim_{t-1} \\
 & + \beta_8 dpfmi_{t-1} + \beta_9 ddext_{t-1} + \beta_{10} sbg_{t-1} + \varepsilon_t
 \end{aligned}
 \quad (2e)$$

modèle avec une période de retard ($t-1$)			modèle avec une période de retard ($t-1$)		
variables	coefficients	prob.	variables	coefficients	prob.
Constante	-5,045731	0,0000	Constante	-2,515083	0,0000
Crédit intérieur***	1,913380	0,0001	Crédit intérieur***	0,894774	0,0000
Dettes des banques***	-0,002699	0,0021	Dettes des banques***	-0,001172	0,0018
Dette extérieure***	-0,002323	0,0001	Dette extérieure***	-0,001123	0,0000
Masse monétaire(M2)***	-2,325141	0,0000	Masse monétaire(M2)***	-1,107011	0,0000
Exportations	-0,000181	0,8516	Exportations	-2,07E-05	0,9665
Importations	-0,000371	0,6944	Importations	-0,000216	0,6554
Position au FMI***	0,031141	0,0001	Position au FMI***	0,014376	0,0001
Prix réel du pétrole	-0,154855	0,3533	Prix réel du pétrole	-0,055698	0,4258
Solde budgétaire	2,27E-05	0,5779	Solde budgétaire	5,14E-06	0,7906
Taux d'int. réel intern.	0,032152	0,9514	Taux d'int. réel intern.	0,030055	0,8668
R carré de McFadden	0,383123		R carré de McFadden	0,386484	
modèle avec une période de retard ($t-1$)			modèle avec une période de retard ($t-1$)		
variables	effet probable		variables	effet probable	
Constante			Constante		
Crédit intérieur***	(++)		Crédit intérieur***	(++)	
Dettes des banques***	(++)		Dettes des banques***	(++)	
Dette extérieure***	(++)		Dette extérieure***	(++)	
Masse monétaire(M2)***	(++)		Masse monétaire(M2)***	(++)	
Exportations	(+/-)		Exportations	(+/-)	
Importations	(+/-)		Importations	(+/-)	
Position au FMI***	(++)		Position au FMI***	(++)	
Prix réel du pétrole	(+/-)		Prix réel du pétrole	(+/-)	
Solde budgétaire	(+/-)		Solde budgétaire	(+/-)	
Taux d'int. réel intern.	(+/-)		Taux d'int. réel intern.	(+/-)	



* significatif au seuil de 10%

** significatif au seuil de 5%

*** significatif au seuil de 1%

Argentine

Probability(LR stat) = 0,019853 (logit, $t-1$)

Probability(LR stat) = 0,017609 (probit, $t-1$)

Brésil

Probability(LR stat) = 0,976415 (logit, $t-1$),

Probability(LR stat) = 0,973964 (probit, $t-1$)

Mexique

Probability(LR stat) = 0,684567 (logit, $t-1$),

Probability(LR stat) = 0,617120 (probit, $t-1$)

Malaisie

Probability(LR stat) = 0,029172 (logit, $t-1$),

Probability(LR stat) = 0,025715 (probit, $t-1$)

Thaïlande

Probability(LR stat) = 0,000866 (logit, $t-1$),

Probability(LR stat) = 0,000784 (probit, $t-1$)

(+/-) : sans effet (ou effet apparemment neutre);

(+/-) : effet probable faible (seuil 10%);

(+) : effet probable fort (seuil 5%);

(++) : effet probable très fort (seuil 1%).

2. Résultats des estimations MCO et MCG des équations structurelles retardées d'une période

2.1 Cas de l'Afrique du Sud

$$indc_t = \beta_0 + \beta_1 dcint_{t-1} + \beta_2 d det b_{t-1} + \beta_3 dext_{t-1} + \beta_4 dmm_{t-1} + \beta_5 dprp_{t-1} + \beta_6 sbg_{t-1} + \beta_7 dtir_{t-1} \\ + \beta_8 ex_{t-1} + \beta_9 im_{t-1} + \beta_{10} pfmi_{t-1} + \beta_{11} scc_{t-1} + \varepsilon_t$$

variables	modèle avec une période de retard (t-1)		MCG(panel)	
	coefficients	prob.	coefficients	prob.
Constante	-0,162231	0,4828	-	-
Crédit intérieur	-1,50E-07	0,9989	-1,32E-05	0,8002
Dettes des banques(*)	-0,000228	0,4483	-0,000248	0,0956
Dette extérieure	2,61E-05	0,8448	-5,28E-05	0,5446
Masse monétaire(M2)	-3,96E-05	0,7341	-3,43E-05	0,5541
Exportations	-5,14E-05	0,6879	-6,17E-05	0,3340
Importations	7,30E-05	0,6093	9,55E-05	0,1810
Position au FMI(**)	0,003374	0,1788	0,003036	0,0148
Prix réel du pétrole	-0,003598	0,7830	-0,003779	0,5605
Solde budgétaire	-3,18E-05	0,2507	-2,59E-05	0,3401
Solde compte courant	1,02E-05	0,9856	4,07E-06	0,9916
Taux d'int. réel intern.(*)	0,015046	0,4074	0,015440	0,0858
R carré ajusté	-0,012391		0,001452	

2.2 Cas du Nigeria

$$indc_t = \beta_0 + \beta_1 dcint_{t-1} + \beta_2 det b_{t-1} + \beta_3 dmm_{t-1} + \beta_4 dprp_{t-1} + \beta_5 dtir_{t-1} + \beta_6 ex_{t-1} + \beta_7 dim_{t-1} \\ + \beta_8 dpfmi_{t-1} + \beta_9 dscc_{t-1} + \varepsilon_t$$

<u>modèle avec une période de retard (t-1)</u>				
<u>variables</u>	<u>MCO</u>		<u>MCG(panel)</u>	
	<u>coefficients</u>	<u>prob.</u>	<u>coefficients</u>	<u>prob.</u>
Constante	-0,111665	0,4739	-	-
Crédit intérieur***)	0,000312	0,0584	0,000339	0,0001
Dettes des banques***)	0,001038	0,1538	0,000992	0,0026
Masse monétaire(M2)**(***)	-0,000534	0,0443	-0,000430	0,0001
Exportations	-8,80E-05	0,5398	-0,000124	0,1229
Importations(*)	-0,000322	0,2315	-0,000216	0,0980
Position au FMI	0,000282	0,7221	0,000136	0,7279
Prix réel du pétrole(*)	-0,001226	0,4193	-0,001367	0,0637
Solde compte courant*()	0,000477	0,0931	1,35E-05	0,7330
Taux d'int. réel intern.***)	-0,002784	0,2276	-0,003067	0,0068
R carré ajusté	0,044860		0,044493	

2.3 Cas de l'UEMOA

$$\begin{aligned}
 \text{indc}_t = & \beta_0 + \beta_1 \text{dc int}_{t-1} + \beta_2 \text{d det } b_{t-1} + \beta_3 \text{dmm}_{t-1} + \beta_4 \text{dprp}_{t-1} + \beta_5 \text{dtir}_{t-1} + \beta_6 \text{ex}_{t-1} + \beta_7 \text{dim}_{t-1} \\
 & + \beta_8 \text{dpfmi}_{t-1} + \varepsilon_t
 \end{aligned}$$

<u>modèle avec une période de retard (t-1)</u>				
<u>variables</u>	<u>MCO</u>		<u>MCG(panel)</u>	
	<u>coefficients</u>	<u>prob.</u>	<u>coefficients</u>	<u>prob.</u>
Constante	0,137544	0,4421	-	-
Crédit intérieur	0,000699	0,3439	0,000704	0,0546
Dettes des banques(*)	0,007585	0,1730	0,007710	0,0052
Masse monétaire(M2)	-0,000416	0,6803	-0,000422	0,3988
Exportations(**)	-0,00722	0,2406	-0,000729	0,0167
Importations**(***)	-0,003578	0,0078	-0,003559	0,0000
Position au FMI(*)	-0,036484	0,3370	-0,036935	0,0503
Prix réel du pétrole(**)	-0,049492	0,2904	-0,050285	0,0304
Taux d'int. réel intern.	-0,008219	0,8992	-0,008042	0,8025
R carré ajusté	0,011745		0,025656	

2.4 Cas de la CEMAC

$$indc_t = \beta_0 + \beta_1 dcint_{t-1} + \beta_2 d det b_{t-1} + \beta_3 dmm_{t-1} + \beta_4 dprp_{t-1} + \beta_5 dtir_{t-1} + \beta_6 dex_{t-1} + \beta_7 dim_{t-1} + \beta_8 dpfmi_{t-1} + \varepsilon_t$$

modèle avec une période de retard (t-1)				
variables	<u>MCO</u>		<u>MCG(panel)</u>	
	coefficients	prob.	coefficients	prob.
Constante	-0,023154	0,7514	-	-
Crédit intérieur	-0,000121	0,8314	-9,53E-05	0,7363
Dettes des banques	-0,001398	0,7645	-0,001589	0,4904
Masse monétaire(M2)	0,000453	0,6511	0,000416	0,4013
Exportations	-0,000666	0,8188	-0,000652	0,6518
Importations	-0,003087	0,4485	-0,003077	0,1279
Position au FMI***	-0,080601	0,0014	-0,080638	0,0000
Prix réel du pétrole	-0,012588	0,7787	-0,013430	0,5458
Taux d'int. réel intern.	-0,027921	0,5456	-0,027726	0,2258
R carré ajusté	-0,006211		0,007658	

2.5 Cas de l'Argentine

$$indc_t = \beta_0 + \beta_1 dcint_{t-1} + \beta_2 d det b_{t-1} + \beta_3 dmm_{t-1} + \beta_4 prp_{t-1} + \beta_5 sbg_{t-1} + \beta_6 tir_{t-1} + \beta_7 dex_{t-1} + \beta_8 dim_{t-1} + \beta_9 dpfmi_{t-1} + \varepsilon_t$$

modèle avec une période de retard (t-1)				
variables	<u>MCO</u>		<u>MCG(panel)</u>	
	coefficients	prob.	coefficients	prob.
Constante	-0,222155	0,1039	-	-
Crédit intérieur(**)	5,44E-05	0,3525	5,17E-05	0,0438
Dettes des banques**(***)	0,000246	0,0347	0,000247	0,0000
Masse monétaire(M2)	-5,24E-05	0,4473	-4,92E-05	0,1030
Exportations(*)	-0,000220	0,4994	-0,000261	0,0660
Importations	9,10E-05	0,8675	0,000104	0,6630
Position au FMI(**)	27,11666	0,3233	27,21434	0,0236
Prix réel du pétrole**(***)	0,000983	0,0414	0,000980	0,0000
Solde budgétaire	-0,000239	0,1868	-0,000245	0,1331
Taux d'int. réel intern.*(***)	-0,001200	0,0582	-0,001195	0,0000
R carré ajusté	0,186313		0,213407	

2.6 Cas du Brésil

$$\begin{aligned} \text{indc}_t = & \beta_0 + \beta_1 \text{dc int}_{t-1} + \beta_2 d \text{ det } b_{t-1} + \beta_3 \text{dmm}_{t-1} + \beta_4 \text{prp}_{t-1} + \beta_5 \text{tir}_{t-1} + \beta_6 \text{dex}_{t-1} + \beta_7 \text{dim}_{t-1} \\ & + \beta_8 \text{dpfmi}_{t-1} + \beta_9 \text{dsc}_{t-1} + \beta_{10} \text{sbg}_{t-1} + \varepsilon_t \end{aligned}$$

modèle avec une période de retard (t-1)				
variables	<u>MCO</u>		<u>MCG(panel)</u>	
	coefficients	prob.	coefficients	prob.
Constante	-454,3399	0,9534	-	-
Crédit intérieur	0,039361	0,8093	0,039006	0,5831
Dettes des banques(***)	4,156484	0,1435	4,144365	0,0008
Masse monétaire(M2)**(***)	-0,783413	0,0103	-0,782279	0,0000
Exportations(*)	-8,054793	0,4470	-7,948875	0,0881
Importations(**)	7,633360	0,3120	7,511265	0,0202
Position au FMI	633771,8	0,6540	623654,9	0,3092
Prix réel du pétrole(**)	-2140,380	0,2702	-2106,089	0,0129
Solde budgétaire	0,636465	0,5911	0,639827	0,4350
Solde compte courant	-3,430416	0,4708	-3,464295	0,4289
Taux d'int. réel intern.(**)	5111,880	0,2644	5022,671	0,0110
R carré ajusté	-0,047899		-0,011567	

2.7 Cas du Mexique

$$\begin{aligned} \text{indc}_t = & \beta_0 + \beta_1 \text{dc int}_{t-1} + \beta_2 d \text{ det } b_{t-1} + \beta_3 \text{dmm}_{t-1} + \beta_4 \text{dprp}_{t-1} + \beta_5 \text{dtir}_{t-1} + \beta_6 \text{dex}_{t-1} + \beta_7 \text{dim}_{t-1} \\ & + \beta_8 \text{dpfmi}_{t-1} + \beta_9 \text{dte}_{t-1} + \beta_{10} \text{sbg}_{t-1} + \varepsilon_t \end{aligned}$$

modèle avec une période de retard (t-1)				
variables	<u>MCO</u>		<u>MCG(panel)</u>	
	coefficients	prob.	coefficients	prob.
Constante	-0,158397	0,2567	-	-
Crédit intérieur	-9,27E-06	0,7823	-9,14E-06	0,5362
Dettes des banques	6,55E-06	0,9721	4,95E-06	0,9521
Masse monétaire(M2)	2,70E-05	0,7565	2,74E-05	0,4723
Exportations	0,000147	0,8876	0,000148	0,7460
Importations	-6,70E-05	0,9411	-6,90E-05	0,8633
Position au FMI	0,000549	0,6872	0,000604	0,3001
Prix réel du pétrole	-0,000222	0,7912	-0,000225	0,5434
Solde budgétaire	6,19E-06	0,3350	5,17E-06	0,3467
Taux d'int. réel intern.	0,000216	0,7892	0,000216	0,5439
Termes de l'échange	-0,037504	0,6025	-0,036938	0,5751
R carré ajusté	-0,034918		-0,013386	

2.8 Cas de la Malaisie

$$indc_t = \beta_0 + \beta_1 dc\ int_{t-1} + \beta_2 d\ det\ b_{t-1} + \beta_3 dmm_{t-1} + \beta_4 dprp_{t-1} + \beta_5 dtir_{t-1} + \beta_6 dex_{t-1} + \beta_7 dim_{t-1} + \beta_8 dpfmi_{t-1} + \varepsilon_t$$

modèle avec une période de retard (t-1)				
variables	<u>MCO</u>		<u>MCG(panel)</u>	
	coefficients	prob.	coefficients	prob.
Constante	-0,096065	0,3740	-	-
Crédit intérieur(**)	-0,000118	0,3565	-0,000118	0,0363
Dettes des banques(***)	-0,000312	0,1911	-0,000309	0,0034
Masse monétaire(M2)	-1,89E-05	0,9275	-1,88E-05	0,8383
Exportations	-0,000115	0,7495	-0,000121	0,4466
Importations	0,000288	0,5659	0,000290	0,1938
Position au FMI	0,001027	0,7883	0,001117	0,5074
Prix réel du pétrole(**)	-0,050447	0,2783	-0,049490	0,0164
Taux d'int. réel intern.(***)	0,144084	0,1356	0,144009	0,0008
R carré ajusté	0,022487		0,036459	

2.9 Cas de la Thaïlande

$$indc_t = \beta_0 + \beta_1 dc\ int_{t-1} + \beta_2 d\ det\ b_{t-1} + \beta_3 dmm_{t-1} + \beta_4 dprp_{t-1} + \beta_5 dtir_{t-1} + \beta_6 dex_{t-1} + \beta_7 dim_{t-1} + \beta_8 dpfmi_{t-1} + \beta_9 ddext_{t-1} + \beta_{10} sbg_{t-1} + \varepsilon_t$$

modèle avec une période de retard (t-1)				
variables	<u>MCO</u>		<u>MCG(panel)</u>	
	coefficients	prob.	coefficients	prob.
Constante	-0,066808	0,4164	-	-
Crédit intérieur(***)	0,174884	0,2252	0,177142	0,0053
Dettes des banques(***)	-0,000234	0,2674	-0,000240	0,0099
Dette extérieure(*)	-0,000171	0,1611	-0,000174	0,0988
Masse monétaire(M2)***	-0,337902	0,0043	-0,340395	0,0000
Exportations	-0,000119	0,7122	-0,000104	0,4646
Importations	0,000164	0,6327	0,000180	0,2324
Position au FMI	-0,000987	0,6835	-0,000914	0,3932
Prix réel du pétrole	-0,000491	0,9913	-0,001960	0,9217
Solde budgétaire	-2,12E-06	0,8441	-2,19E-06	0,6464
Taux d'int. réel intern.(***)	0,131306	0,0683	0,131221	0,0000
R carré ajusté	0,078419		0,093977	

* significatif au seuil de 10%

** significatif au seuil de 5%

*** significatif au seuil de 1%

3. Détermination d'un indice de crise

Indice de crise de change de change tel que défini par Cartapanis A. et al. (2002). L'indice est défini comme une moyenne des variations du taux de change réel par rapport au dollar US et des variations négatives des réserves internationales, pondérée par l'inverse de leur écart-type respectif pris sur les cinq années précédentes en données mensuelles.

$$CRISE = (Log(TCR_t / TCR_{t-1}) / \sigma_{DTCR} - Log(RES_t / RES_{t-1}) / \sigma_{DRES})$$

Où

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

TCR: taux de change réel

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 domestique du pays

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

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

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

Cet indice est défini comme une fonction croissante du taux de dépréciation réelle et une fonction décroissante du niveau de la baisse des réserves de change. Pour les auteurs, un pays est exposé à une attaque spéculative lorsque cet indice atteint le double de l'écart par rapport à sa moyenne (qu'on peut appeler seuil critique). Ils ont par la suite défini un second indice nommé ICRISE i.e. un indice de crise comme une variable binaire prenant la valeur 1 lorsque le premier indice atteint le seuil critique et 0 ailleurs.

Les autres modèles construits par Cartapanis A. et al. (Modèle de vulnérabilité et modèle d'insoutenabilité) relèvent d'après les auteurs des variables retenus par les investisseurs internationaux pour se faire une idée de la situation économique et financière d'un pays, guidant ainsi leurs anticipations.

a) Le modèle de vulnérabilité

Dans ce cas le choix des variables est guidé par un souci d'identifier les variables susceptibles d'indiquer des fondamentaux dégradés d'une part et des déséquilibres transitoires ou des chocs ponctuels d'autre part.

Le modèle est spécifié comme suit:

$$\begin{aligned}
 CRISE_t = & \delta_1 \text{Log}(TCR\$)_{t-1} + \delta_2 (CC / PIB)_{t-1} + \delta_3 (DETXC / RES)_{t-1} + \\
 & \delta_4 (M2 / RES)_{t-1} + \delta_5 (S / PIB)_{t-1} + \delta_6 (RLIBOR)_{t-1} + \\
 & \delta_7 \text{Log}(PRP)_{t-1} * dumexp + \delta_8 \text{Log}(PRP)_{t-1} * dumimp + \xi_t
 \end{aligned}$$

b) Le modèle d'insoutenabilité

Le deuxième modèle retient des variables à travers lesquelles on juge la dégradation des situations commerciale et financière du pays pouvant engendrer des déséquilibres fondamentaux. Ce modèle est spécifié de la manière suivante:

$$\begin{aligned}
 CRISE_t = & \phi_1 \text{Log}(RTCR\$)_{t-1} + \phi_2 (DIFCC / PIB)_{t-1} + \phi_3 (DETX / EXP)_{t-1} + \\
 & \phi_4 (BUDG / PIB)_{t-1} + \phi_5 (ICOIR)_{t-1} + \phi_6 d\text{Log}(CD / PIB)_{t-1} + \\
 & \phi_7 (RLIBOR)_{t-1} + \phi_8 \text{Log}(PRP)_{t-1} * dumexp + \\
 & \phi_9 \text{Log}(PRP)_{t-1} * dumimp + \kappa_t
 \end{aligned}$$

où:

TCR\$ = taux de change réel par rapport au dollar U.S.

RTCR\$ = résidus du taux de change réel relatif au filtre HP.

DIFCC = différence entre la balance courante nécessaire CC* pour stabiliser le ratio de la dette extérieure et la balance courante observée CC, sur le PIB (toutes deux 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

ICOIR = augmentation du PIB nominal/investissement

dLog(CD/PIB) = taux de croissance du crédit domestique – taux de croissance du PIB

M2 = masse monétaire (M1 + Quasie-monnaie)

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

PRP = prix réel du pétrole

dumexp = variable muette qui prend la valeur 1 si le pays est exportateur de pétrole

dumimp = variable muette prenant la valeur 1 pour un pays importateur de pétrole

ξ_t et κ_t sont des perturbations aléatoires des deux modèles respectifs.

4. Modèle logit

Le modèle logit est un modèle de choix discret qui dérive du modèle de probabilité linéaire $Y = P(X) = \alpha + \beta X$. En désignant Y_i comme une variable ménage qui possède ou non une voiture:

$Y_i = 1$ si le ménage i possède une voiture

$Y_i = 0$ sinon

Ce qui a permis de poser le modèle de probabilité linéaire

$$P(X) = \alpha + \beta X$$

Si α et β peuvent être estimés avec plus ou moins de succès en utilisant les techniques économétriques, il demeure un problème de fond qui est que cette spécification linéaire n'est pas soumise à la contrainte qui limite les probabilités entre 0 et 1. Si on veut varier la probabilité de manière monotone avec X tout en restant dans l'intervalle, il faut alors choisir la fonction appropriée i.e. la fonction logistique (d'où le terme logit) qui s'écrit comme suit:

$$P(X) = \exp(\alpha + \beta X) / (1 + \exp(\alpha + \beta X))$$

D'autre part en posant: $Z = \alpha + \beta X$, on a $Y = P(Z) = \exp Z / (1 + \exp Z)$.

L'avantage de ce modèle, outre qu'il satisfait la contrainte de probabilité, permet de considérer tous les états possibles de façon exhaustive: e, ..., E à partir du modèle logit multinomial. Un autre aspect non moins important est la prise en compte dans certains cas des sous-groupes qui se forment à l'intérieur d'un état (modèle de logit niché ou nested logit model).

5. Modèles monétaires de détermination du taux de change

5.1 Les équations

Les équations retenues proviennent des modèles monétaires utilisés par des auteurs tels que Flood et Garber (1984), Flood et Hodrick (1986), Goldberg (1991) pour étudier une attaque spéculative.

$$m_t^d - q_t = \alpha_0 - \alpha_1 i_t + \alpha_2 y_t - \alpha_3 (E_t s_{t+1} - s_t) \quad (1)$$

$$i_t = i_t^* + (E_t s_{t+1} - s_t) + \eta_t \quad (2)$$

$$q_t = a p_t + (1-a)(s_t + p_t^*) \quad (3)$$

$$p_t = s_t + p_t^* + \delta_t \quad (4)$$

$$\delta_t = \rho \delta_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5)$$

$$y_t = \beta(p_t^* + s_t - p_t) - \gamma(i_t - (E_t q_{t+1} - q_t)) \quad (6)$$

$$\Delta p_t^* = \Delta p_{t-1}^* + \tau(\pi^* - p_{t-1}^*) + \omega_t \quad (7)$$

$$i_t^* = i_{t-1}^* + \chi(i_t^* - i_{t-1}^*) + \psi_t \quad (8)$$

$$M_t^s \equiv D_t + R_t \quad (9)$$

$$d_t = \mu + d_{t-1} + \theta_t \quad (10)$$

où

E = opérateur d'anticipations

m^d = logarithme naturel de la demande domestique de monnaie

q = logarithme naturel du niveau des prix domestiques

i = taux d'intérêt domestique

y = logarithme naturel du produit intérieur

s = logarithme naturel du taux de change en bulle spéculative (formé par anticipation)
(monnaie nationale par unité de devise étrangère)

i^* = taux d'intérêt à l'étranger

p = logarithme naturel de l'indice des prix des biens produits domestiquement

p^* = logarithme naturel de l'indice des prix à l'étranger

M^s = niveau d'offre domestique de monnaie

D = niveau du crédit intérieur

R = niveau des réserves étrangères (évaluée en monnaie nationale)

d = logarithme naturel du crédit domestique

$\eta, \varepsilon, \omega, \psi, \theta$ = variables aléatoires indépendantes identiquement distribuées (*i.i.d.*)

δ = perturbation autorégressive

La forme fonctionnelle de la demande de monnaie est donnée par l'équation (1). L'équation (2) donne la condition de la parité du taux d'intérêt avec une prime de risque liée à la variation dans le temps. L'équation (3) détermine le niveau des prix domestiques, alors que l'équation (4) fait l'hypothèse que les écarts de la parité du pouvoir d'achat suit un processus autorégressif d'ordre un. L'équation (5) indique que la production est une fonction croissante du prix relatif des biens étrangers par rapport aux biens domestiques, et une fonction décroissante du taux d'intérêt réel. Les équations (6) et (7) décrivent l'évolution du taux d'inflation et du taux d'intérêt étrangers. Les moyennes de ces variables reviennent à un niveau moyen de long terme. L'équation (8) détermine l'offre de monnaie définie comme la somme du crédit intérieur (ou domestique) et des réserves, tandis que l'équation (9) spécifie le processus du crédit domestique.

5.2 Calcul de la probabilité conditionnelle d'effondrement du taux de change

L'évaluation de la fonction de vraisemblance (équation (10a) du texte), nécessite le calcul des termes impliquant $\Pr[c_t | \theta_t, \psi_t, \omega_t, \alpha_3 \eta_t]$. Pour la construction de cette probabilité conditionnelle, on fait recours à la technique de changement de variable. On définit une variable aléatoire comme suit :

$$g_t = \theta_t + \lambda_3 \psi_t + \lambda_4 \omega_t + \lambda_6 \varepsilon_t + \lambda_7 \eta_t \quad (11)$$

Ce qui implique qu'à partir de l'équation (6a) ci-dessus on peut écrire

$$c_t = \begin{cases} 1 & \text{si } g_t \geq \bar{s}_t - H_{t-1} \\ 0 & \text{si } g_t < \bar{s}_t - H_{t-1} \end{cases} \quad (12)$$

Pour calculer $\Pr[c_t = 1 | \theta_t, \psi_t, \omega_t, \alpha_3 \eta_t]$ et $\Pr[c_t = 0 | \theta_t, \psi_t, \omega_t, \alpha_3 \eta_t]$, on pose

$$f_g(g_t | \theta_t, \psi_t, \omega_t, \alpha_3 \eta_t) = \frac{f_{g, \theta, \psi, \omega, \alpha_3 \eta}(g_t, \theta_t, \psi_t, \omega_t, \alpha_3 \eta_t)}{f_{\theta, \psi, \omega, \alpha_3 \eta}(\theta_t, \psi_t, \omega_t, \alpha_3 \eta_t)} \quad (13)$$

Pour dériver une expression du numérateur, on définit cinq nouvelles variables et un Jacobien, en laissant tomber l'indice de temps si ce n'est pas nécessaire.

$$Y_1 = \theta_t + \lambda_3 \psi_t + \lambda_4 \omega_t + \lambda_6 \varepsilon_t + \lambda_7 \eta_t = z_1(\varepsilon, \theta, \psi, \omega, \alpha_3 \eta)$$

$$Y_2 = \theta_t = z_2(\varepsilon, \theta, \psi, \omega, \alpha_3 \eta)$$

$$Y_3 = \psi_t = z_3(\varepsilon, \theta, \psi, \omega, \alpha_3 \eta)$$

$$Y_4 = \omega_t = z_4(\varepsilon, \theta, \psi, \omega, \alpha_3 \eta)$$

$$Y_5 = \alpha_3 \eta_t = z_5(\varepsilon, \theta, \psi, \omega, \alpha_3 \eta)$$

$$J = \begin{vmatrix} \frac{\partial \varepsilon}{\partial Y_1} & \cdot & \cdot & \frac{\partial \varepsilon}{\partial Y_5} \\ \cdot & & & \cdot \\ \cdot & & & \cdot \\ \frac{\partial \alpha_3 \mu}{\partial Y_1} & \cdot & \cdot & \frac{\partial \alpha_3 \eta}{\partial Y_5} \end{vmatrix} \quad (14)$$

Ce qui permet d'écrire l'expression du numérateur (13) de manière suivante :

$$\begin{aligned}
 f_{g_t, \theta_t, \psi_t, \omega_t, \alpha_3 \eta_t} (g_t, \theta_t, \psi_t, \omega_t, \alpha_3 \eta_t) &= f(Y_1, Y_2, Y_3, Y_4, Y_5) \\
 &= |J| f_{\varepsilon, \theta, \psi, \omega, \alpha_3 \eta} (z_1^{-1}(Y_1, Y_2, Y_3, Y_4, Y_5), \dots, z_5^{-1}(Y_1, Y_2, Y_3, Y_4, Y_5)) \\
 &= |J| f_{\varepsilon} (z_1^{-1}(Y_1, Y_2, Y_3, Y_4, Y_5), \dots, f_{\alpha_3 \eta} (z_5^{-1}(Y_1, Y_2, Y_3, Y_4, Y_5))) \quad (15)
 \end{aligned}$$

où la dernière égalité dans l'équation (15) découle de l'hypothèse d'indépendance de $\varepsilon, \theta, \psi, \omega$ et η .

A partir de l'équation (15) et en prenant en compte l'hypothèse d'indépendance des perturbations, l'équation (13) peut s'écrire :

$$f_g (g_t | \theta_t, \psi_t, \omega_t, \alpha_3 \eta_t) = \frac{|J| f_{\varepsilon} (z_1^{-1}(Y_1, Y_2, Y_3, Y_4, Y_5), \dots, f_{\alpha_3 \eta} (z_5^{-1}(Y_1, Y_2, Y_3, Y_4, Y_5)))}{f_{\theta}(\theta_t) \dots f_{\alpha_3 \eta}(\alpha_3 \eta_t)} \quad (16)$$

Notons que $Y_2 = \theta$, $Y_3 = \psi$, $Y_4 = \omega$, et $Y_5 = \alpha_3 \eta$, et en calculant le Jacobien, l'équation (16) devient

$$f_g (g_t | \theta_t, \psi_t, \omega_t, \alpha_3 \eta_t) = \frac{1}{\lambda_6} f_{\varepsilon} (z_1^{-1}(Y_1, Y_2, Y_3, Y_4, Y_5)) \quad (17)$$

En considérant que ε suit une loi normale, on a

$$f_g (g_t | \theta_t, \psi_t, \omega_t, \alpha_3 \eta_t) = \frac{1}{\lambda_6} \frac{1}{(2\pi)^{0,5}} \frac{1}{\sigma_{\varepsilon}} \exp\left(-\left(\frac{(g_t - \theta_t - \lambda_3 \psi_t - \lambda_4 \omega_t - \lambda_7 \eta_t)}{\lambda_6 \sigma_{\varepsilon}}\right)^2 / 2\right) \quad (18)$$

L'équation (18) permet de calculer alors :

$$\Pr[c_t = 1 | \theta_t, \psi_t, \omega_t, \alpha_3 \eta_t] = \Pr[g_t \geq \bar{s}_t - H_{t-1} | \theta_t, \psi_t, \omega_t, \alpha_3 \eta_t] \quad (19)$$

$$\begin{aligned}
 &= 1 - \int_{-\infty}^{\bar{s}_t - H_{t-1}} \frac{1}{\lambda_6} \frac{1}{(2\pi)^{0,5}} \frac{1}{\sigma_{\varepsilon}} e^{-\left(\frac{(g_t - \theta_t - \lambda_3 \psi_t - \lambda_4 \omega_t - \lambda_7 \eta_t)}{\lambda_6 \sigma_{\varepsilon}}\right)^2 / 2} \\
 &= 1 - \Phi \left[\frac{(\bar{s}_t - H_{t-1} - \theta_t - \lambda_3 \psi_t - \lambda_4 \omega_t - \lambda_7 \eta_t)}{\lambda_6 \sigma_{\varepsilon}} \right] \\
 &= \Phi \left[\frac{-(\bar{s}_t - H_{t-1} - \theta_t - \lambda_3 \psi_t - \lambda_4 \omega_t - \lambda_7 \eta_t)}{\lambda_6 \sigma_{\varepsilon}} \right]
 \end{aligned}$$

D'où

$$\Pr[c_t = 0 | \theta_t, \psi_t, \omega_t, \alpha_3 \eta_t] = \Phi \left[\frac{(\bar{s}_t - H_{t-1} - \theta_t - \lambda_3 \psi_t - \lambda_4 \omega_t - \lambda_7 \eta_t)}{\lambda_6 \sigma_\varepsilon} \right] \quad (20)$$

Les équations (19) et (20) peuvent finalement être utilisées pour remplacer la dernière expression de l'équation (10a) pour obtenir

$$\Phi \left[\left(\frac{\bar{s}_t - H_{t-1} - \theta_t - \lambda_3 \psi_t - \lambda_4 \omega_t - \lambda_7 \eta_t}{\lambda_6 \sigma_\varepsilon} \right) (1 - 2c_t) \right] = c_t \ln \Pr[c_t = 1 | \theta_t, \psi_t, \omega_t, \alpha_3 \eta_t] + (1 - c_t) \Pr[c_t = 0 | \theta_t, \psi_t, \omega_t, \alpha_3 \eta_t] \quad (21)$$

C'est ce résultat qui est utilisé dans l'équation (11a).

6. Résultats sur la performance des indicateurs

Tableau A6.1: Performances des indicateurs au cours des travaux empiriques

Secteur	Variables	Nombre d'études considérées	Résultats statistique- ment significatifs
Compte de capital	Réserves internationales	12	11
	Flux de capitaux à court terme	2	1
	Investissement direct étranger	2	2
	Solde du compte de capital	1	-
	Différentiel du taux d'intérêt domestique et étranger	2	1
Profil de la dette	Aide étrangère	1	-
	Dette extérieure	2	-
	Dette publique	1	-
	Part des prêts des banques commerciales	1	1
	Part des prêts concessionnels	2	2
	Part de la dette à taux variable	2	-
	Part de la dette à court terme	2	-
Compte courant	Part de la dette des banques multilatérales de développement	1	-
	Taux de change réel	14	12
	Solde compte courant	7	2
	Balance commerciale	3	2
	Exportations	3	2
	Importations ^a	2	1
	Termes de l'échange	3	2
	Prix des exportations	1	-
	Epargnes	1	-
	Investissement	2	-
International	Espérances de taux de change	1	-
	Taux de croissance réelle du PIB à l'étranger	2	1
	Taux d'intérêt étrangers	4	2
Libéralisation financière	Niveau des prix à l'étranger	2	1
	Taux d'intérêt réels	1	1
	Croissance du crédit	7	5
	Fourchette de déficit sur l'intérêt des prêts	1	-
Autres variables financières	Multiplicateur de monnaie	1	1
	Prime liée au marché parallèle	1	1
	Parité centrale	1	1
	Position à l'intérieur de la bande	1	1
	Gap demande et offre de monnaie	1	1

Tableau A6.1: Performances des indicateurs (suite)

	Variation des dépôts bancaires	1	-
	Crédit banque centrale aux banques	1	1
	Monnaie	3	2
	M2/réserves internationales	3	3
Secteur réel	Inflation ^b	5	5
	Taux de croissance réelle du PIB ou le niveau	9	5
	Gap de production	1	1
	Emploi/non-emploi ^c	3	2
	Variation du prix des actions	1	1
Contagion	Variable dummy de crise	1	1
Fiscal	Déficit fiscal	5	3
	Consommation gouvernementale	1	1
	Crédit au secteur public	3	3
Institutionnel/ structurel	Taux de change multiple	1	-
	Contrôle de change/de capitaux ^d	2	1
	Ouverture	1	1
	Concentration commerciale	1	-
	Crise bancaire	1	1
	Libéralisation financière	2	1
	Nombre de mois de change fixe	1	1
	Crise antérieure du marché étranger de change ^e	1	1
	Événement passé sur le marché des changes étranger ^f	1	-
Politique	Victoire électorale	1	-
	Défaite électorale	1	1
	Transfert légal de l'exécutif	1	1
	Transfert illégal de l'exécutif	1	1

Source : Kaminsky G. et al. (1998)

^aDans les résultats statistiquement significatifs, le taux de croissance des importations décline avant une dévaluation.

^bDans un des résultats statistiquement significatifs, une augmentation de l'inflation diminue la probabilité d'une attaque.

^cDans un des résultats statistiquement significatifs, une augmentation de l'emploi (ou diminution du chômage), augmente la probabilité d'une attaque sans succès.

^dDans le résultat statistiquement significatif, la présence du contrôle de change augmente la probabilité d'une attaque sans succès et diminue la probabilité d'une attaque avec succès.

^eUne crise antérieure du marché des changes étranger réduit significativement la possibilité d'une attaque sans succès, et augmente marginalement la possibilité d'une attaque à succès.

^fLes événements inclus les variations significatives dans les arrangements de change (telles que les dévaluations, les réévaluations, les décisions de flottement, et l'élargissement des bandes de taux de change); les crises se chevauchent avec les événements mais inclus les attaques spéculatives sans succès et exclus les variations dans les arrangements (régimes de change) qui ne sont pas liés à la pression du marché.

7. Séries chronologiques non stationnaires et tests de racine unitaire

La théorie d'estimation des modèles ARMA est basée sur les séries chronologiques stationnaires. Une série est dite (faiblement ou covariance) stationnaire si la moyenne et les autocovariances de la série sont indépendantes du temps. Toute série qui n'est pas stationnaire est dite non stationnaire.

Un exemple ordinaire de séries non stationnaires est la marche au hasard.

$$y_t = y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (22)$$

où ε est le terme de perturbation aléatoire stationnaire. La série y a une valeur de prévision constante, conditionnellement à t , et la variance croît avec le temps. La marche au hasard est une série à différence stationnaire puisque la première différence de y est stationnaire :

$$y_t - y_{t-1} = (1 - L)y_t - \varepsilon_t \quad (23)$$

Une série à différence stationnaire est dite intégrée et est notée $I(d)$ où d est l'ordre d'intégration. L'ordre d'intégration est le nombre de racines unitaires contenues dans la série, ou le nombre d'opérations de différenciation qu'il faut pour rendre la série stationnaire. Pour la marche au hasard ci-dessus, il y a une racine unitaire, donc c'est une série $I(1)$. De façon similaire, une série stationnaire est $I(0)$.

Les procédures standard d'inférence ne sont pas applicables aux régressions d'une variable dépendante intégrée ou régresseur intégré. Donc il est important de vérifier si la série est ou non stationnaire avant de l'utiliser dans une régression. La méthode formelle pour tester la stationnarité d'une série est le test de racine unitaire.

Deux types de tests de racine unitaire sont utilisés : le test Dickey-Fuller Augmenté (ADF), et le test de Phillips-Perron (PP). Dans cette section nous évoquerons quelques notions théoriques de base concernant ces deux tests qui sont réalisés sur les séries chronologiques.

7.1. Le test de Dickey-Fuller augmenté (ADF)

Pour illustrer l'utilisation des tests de Dickey-Fuller, considérons d'abord un processus autorégressif d'ordre 1, $AR(1)$:

$$y_t = \mu + \rho y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (24)$$

où μ et ρ sont des paramètres et ε_t est supposé être bruit blanc. y est une série stationnaire si $-1 < \rho < 1$. Si $\rho = 1$, y est une série non stationnaire (marche au hasard avec dérive); si le processus commence à partir d'un point, la variance de y croît régulièrement avec le temps jusqu'à l'infini. Si la valeur absolue de ρ est supérieure à 1, la série est explosive. Donc l'hypothèse de stationnarité de la série peut être évaluée en testant si la valeur absolue de ρ est strictement inférieure à 1. Tous les tests DF et PP considère la racine unitaire comme hypothèse nulle $H_0 : \rho = 1$. Puisque les séries explosives n'ont pas beaucoup de sens en économie, cette hypothèse nulle est testée contre alternative $H_1 : \rho < 1$.

Le test est exécuté en estimant l'équation de laquelle on soustrait y_{t-1} des deux côtés :

$$\Delta y_t = \mu + \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (24a)$$

où $\gamma = \rho - 1$, et les hypothèses nulle et alternatives sont :

$$H_0 : \gamma = 0$$

$$H_1 : \gamma < 0$$

Tandis qu'il peut apparaître que le test soit effectué en performant (réalisant) un t-test sur les γ estimés, la statistique t sous l'hypothèse nulle de racine unitaire ne suit pas la distribution conventionnelle. Dickey et Fuller (1979) ont montré que la distribution sous l'hypothèse nulle n'est pas standard, et ont simulé des valeurs critiques de grands échantillons sélectionnés. Plus récemment, Mackinnon (1991) a implémenté un grand ensemble de simulations que ceux tabulés par Dickey et Fuller. En plus, Mackinnon a estimé la surface de réponse en utilisant les résultats de la simulation, permettant ainsi de calculer les valeurs critiques de Dickey et Fuller quelque soit la taille de l'échantillon et pour n'importe quel nombre de variables explicatives. Les logiciels économétriques (Gauss, RATS, Eviews, TSP, etc.) rapportent les valeurs critiques de Mackinnon pour les tests de racine unitaire.

Le test de racine unitaire simple décrit ci-dessus est valable seulement si la série est un processus AR(1). Si la série est corrélée à un ordre supérieur de retards, l'hypothèse de perturbation bruit blanc est violée. Les tests ADF et PP utilisent différentes méthodes pour vérifier le niveau supérieur de corrélation sérielle dans la série. Le test ADF procède à une correction paramétrique pour corrélation d'ordre supérieur en supposant que la série y suis un processus AR(p) et en ajustant la méthodologie du test. L'approche PP est décrite ci-dessous.

L'approche ADF contrôle la corrélation d'ordre supérieure en ajoutant des différences des termes retardés de la variable dépendante y de côté droit de la régression :

$$\Delta y_t = \mu + \gamma y_{t-1} + \delta_1 \Delta y_{t-1} + \delta_2 \Delta y_{t-2} + \dots + \delta_p \Delta y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (25)$$

Cette spécification augmentée est alors utilisée pour tester :

$$H_0 : \gamma = 0$$

$$H_1 : \gamma < 0$$

dans cette régression. Un important résultat obtenu par Fuller est que la distribution asymptotique de la statistique t de γ est indépendante de nombre de retards de première différence inclus dans la régression ADF. De plus, l'hypothèse paramétrique selon laquelle y suit un processus autorégressif peut paraître restreint, Said et Dickey (1984) démontrent que le test ADF demeure valide même lorsque la série a une composante moyenne mobile (MA), fournit assez de différence de termes de retards augmentés à la régression.

On aura à faire face aux questions pratiques en exécutant le test ADF. D'abord on aura à spécifier le nombre de différences premières de termes retardés à ajouter au test de la régression (en sélectionnant zéro, on aura le test DF; en choisissant un nombre supérieur à zéro conduit aux tests ADF). Le conseil usuel (pas particulièrement nécessaire), est d'inclure de retards suffisants afin d'enlever toute corrélation sérielle des résidus.

Ensuite on peut inclure d'autres variables dans le test de la régression. On a le choix d'inclure soit une constante, soit une constante et un trend linéaire de temps, ou pas dans le test de la régression. Ce choix ici est important puisque la distribution asymptotique de la statistique t sous l'hypothèse nulle dépend des hypothèses sur ces termes déterministes.

- Si on inclut une constante dans le test de la régression, la statistique t aurait une distribution non standard si le processus fondamental contient une racine unitaire sans constante.

- Si on inclut une constante et un trend linéaire dans le test de la régression, la statistique t aurait une distribution non standard si le processus fondamental contient une racine unitaire sans trend linéaire.

La distribution asymptotique change si ces hypothèses ne sont pas satisfaites. Par exemple si on inclut une constante dans le test de la régression et si le processus fondamental contient une racine unitaire avec une constante, alors la statistique t suit une distribution standard normale asymptotique sous l'hypothèse nulle de racine unitaire.

Bien que ces résultats compliquent d'avantage la procédure de test en augmentant le nombre de cas à considérer, Hilleberg et Mizon (1989) ont montré que les valeurs critiques standard normal conduisent vraisemblablement au rejet assez fréquent de l'hypothèse nulle même avec de grands échantillons, à moins que la constante ne soit très grande. Ils présentent leurs valeurs critiques pour des échantillons sélectionnés, et diverses valeurs positives du paramètre constant μ . Leur valeurs critiques sont comprises entre celles de Dickey-Fuller et celles de la

distribution normal standard ; au fur et à mesure que la valeur de μ devienne petite, les valeurs critiques tendent vers les valeurs de Dickey-Fuller. Leur recommandation consiste à utiliser les valeurs de Dickey-Fuller plutôt que celles de la loi Normale standard pour des échantillons de taille modérée ou moyenne.

Il reste le problème de l'inclusion ou non soit de la constante, soit de la constante plus le trend linéaire dans les tests de la régression. Une approche pourrait être de réaliser le test avec la constante et le trend linéaire puisque les deux autres cas sont juste des cas spéciaux d'une spécification plus générale. Cependant, l'inclusion des régresseurs non appropriés dans la régression, réduit la puissance du test, probablement conclure qu'il y a une racine unitaire lorsqu'en fait il n'y a pas. Le principe général est de choisir une spécification qui est une description plausible des données, sous l'ensemble des hypothèses nulle et alternative (Hamilton 1994a, p.501). Si les séries semblent contenir des trends (soit déterministe soit stochastique), on devrait inclure la constante et le trend dans le test de la régression. Si la série ne montre aucun trend et a une moyenne, on devrait juste inclure une constante dans la régression, tandis que si la série semble fluctuée autour de la moyenne, on doit inclure soit une constante ou un trend dans le test de la régression.

7.2. Le test de Phillips-Perron (PP)

Phillips et Perron (1988) proposent une méthode non paramétrique de contrôle de corrélation d'ordre supérieur dans la série. Le test de la régression pour le test de Phillips-Perron (PP) est le processus AR(1) :

$$\Delta y_t = \alpha + \beta y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (26)$$

Tandis que le test ADF corrige la corrélation sérielle d'ordre supérieur en ajoutant des termes de retard de différence, du côté droit, le test de PP procède à une correction de la statistique t sur le coefficient γ à partir de la régression AR(1) pour rendre compte de la corrélation sérielle dans ε . La correction est non paramétrique puisqu'on a utilisé ici un estimateur du spectre de ε de fréquence zéro qui est robuste à la forme inconnue d'hétéroscédasticité et

d'autocorrélation. Pour calculer la statistique t de PP, on utilise l'estimateur consistant de Newey-West d'hétéroscédasticité et d'autocorrélation.

$$\hat{\omega}^2 = \gamma_0 + 2 \sum_{r=1}^q \left(1 - \frac{r}{q+1}\right) \gamma_r \quad (27)$$

$$\gamma_j = \left(\sum_{r=j+1}^T \hat{\varepsilon}_r \hat{\varepsilon}_{r-j} \right) / T \quad (28)$$

où q est le retard de troncature. La statistique t de PP est calculé comme suit :

$$t_{\beta_s} = \frac{\gamma_0^{1/2} t_b}{\hat{\omega}} - \frac{(\hat{\omega}^2 - \gamma_0) T s_b}{2 \hat{\omega} s} \quad (29)$$

où t_b , s_b sont la statistique t et l'erreur standard de β et s est l'erreur standard du test de la régression.

La distribution asymptotique de la statistique t de PP est la même que la statistique t du test ADF et on obtient en plus les valeurs critiques de Mackinnon. Comme dans le cas du test ADF, on doit spécifier s'il faut inclure ou non une constante, une constante et un trend linéaire dans la régression. Pour le test de PP, on doit aussi spécifier le retard de troncature q pour la correction de Newey-West, qui est le nombre de périodes à inclure pour la corrélation sérielle. Le dialogue initial contient la sélection automatique du retard de troncature de Newey-West (la fonction plancher du plus grand entier n'excédant pas l'argument).

$$q - \text{plancher} \left(4(T/100)^{2/9} \right) \quad (30)$$

et qui est basé uniquement sur le nombre d'observations utilisées dans le test de régression. On peut naturellement spécifier pour tout nombre entier.

Un autre problème économétrique pour les séries macroéconomiques est celui de la multicolinéarité. Il apparaît dans les modèles qui incluent des variables explicatives plus ou moins corrélées. Lorsque la covariance entre deux variables est nulle, on dit qu'elles sont orthogonales, ce qui est souhaitable au cours des estimations économétriques. Cependant il

n'y a aucun mal à introduire dans un modèle des séries corrélées. Toutefois si cette corrélation est très élevée, d'une part il serait difficile de déterminer les effets partiels de chaque variable et d'autre part, cela conduit à des problèmes techniques par rapport à la matrice $X'X$, qui ne serait pas inversible (déterminant nul). Cela peut aussi entraîner une instabilité des coefficients obtenus par la méthode des moindres carrés ordinaires, à cause de la variabilité des variances estimées des coefficients qui seront biaisés. Il y a présomption de multicollinéarité lorsque le R carré est inférieur au coefficient de corrélation partielle (Klein, 1962). On remédie à la multicollinéarité en augmentant la taille des variables. Ce qui nous permet avec l'étendue de nos séries de réduire les inconvénients liés à la multicollinéarité.

Bibliographie

Abramowitz, M, and I,A, Stegun (1964) "Handbook of Mathematical Functions with Formulas, Graphs, and Mathematical Tables," Dover Publications.

Agenor P. R., Bhandari J. S. and Flood R. P. (1992), "Speculative attacks and Models of Balance of Payments crises." International Monetary Fund (IMF) Staff Papers, 39 (2), June, pp. 357-394.

Agénor Pierre-Richard (1994) "Exchange Restrictions and Devaluation Crises." International Review of Economics and Finance 3 (4) 361-372.

Aitchison, J, and S,D, Silvey (1957) "The Generalization of Probit Analysis to the Case of Multiple Responses," Biometrika, 44, 131–140.

Alessandro Prati, and Massimo Sbracia (2001) "Currency crises and uncertainty about fundamentals," IMF Working paper.

Amemiya, Takeshi (1983) "Nonlinear Regression Models," Chapter 6 in Handbook of Econometrics, Volume 1, North-Holland.

Andrews, Donald W,K, (1988a) "Chi-Square Diagnostic Tests for Econometric Models: Theory," Econometrica, 56, 1419–1453.

Andrews, Donald W,K, (1988b) "Chi-Square Diagnostic Tests for Econometric Models: Introduction and Applications," Journal of Econometrics, 37, 135–156.

Andrews, Donald W,K, (1991) "Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix Estimation," Econometrica, 59, 817–858.

Andrew Levin, Chien-Fu Lin, Chia-Shang James Chu (2002) "Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties," Journal of Econometrics 108 (2002) 1-14.

Andrews, Donald W, K, and J, Christopher Monahan (1992) "An Improved Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix Estimator," *Econometrica*, 60, 953–966.

Alex Cukierman, Itay Goldstein, and Yossi Spiegel (2002), "The choice of exchange rate regime and speculative attacks." Seminar Paper at CERGE-EI (Prague).

Arthus Patrick (2000) "Crises des pays émergents: Faits et modèles explicatifs," *Economica*, Paris.

Axel A. Weber (1998), "Sources of currency crises: an empirical analysis." CEPR working papers.

Azis Iwan J. (2001) "Modeling Crisis Evolution and Counterfactual Policy Simulations: A country Case Study."

Baltagi B. (1995) "Econometric Analysis of Panel data," John Wiley and Sons, New York.

Beck, Nathaniel and Jonathan N, Katz (1995) "What to Do (and Not to Do) with Time-Series Cross-Section Data," *American Political Science Review*, 89, 634–647.

Berg Adrew and Catherine Patillo (1999), "Are currency crises predictable ? A test." IMF staff papers vol. 46, No 2.

Berndt, Ernst R, (1991) "The Practice of Econometrics: Classic and Contemporary," Addison-Wesley.

Bickel, Peter J, and Kjell A, Doksum (1977) "Mathematical Statistics, Holden-Day".

Bollerslev, Tim (1986), "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity," *Journal of Econometrics* 31, 307–327.

Bollerslev Tim, Ray Y, Chou, and Kenneth F, Kroner (1992) "ARCH Modeling in Finance: A Review of the Theory and Empirical Evidence," *Journal of Econometrics* 52, 5–59.

Bollerslev, Tim and Jeffrey M, Wooldridge (1992) "Quasi-Maximum Likelihood Estimation and Inference in Dynamic Models with Time Varying Covariances," *Econometric Reviews*, 11, 143–172.

Bollerslev, Tim, Robert F, Engle and Daniel B, Nelson (1994) "ARCH Models," in Chapter 49 of *Handbook of Econometrics*, Volume 4, North-Holland.

Bourbonnais R. (1993) "Econométrie: cours et exercices corrigés", Dunod, Paris.

Bowerman, Bruce L, and Richard T, O'Connell (1979) *Time Series and Forecasting: An Applied Approach*, Duxbury Press.

Box, George E,P, and Gwilym M, Jenkins (1976) *Time Series Analysis: Forecasting and Control*, Revised Edition, Holden-Day.

Brown, R,L,, J, Durbin, and J,M, Evans (1975) "Techniques for Testing the Constancy of Regression Relationships Over Time," *Journal of the Royal Statistical Society, Series B*, 37, 149–192.

Brown, M,B, and A,B, Forsythe (1974a) "Robust Tests for the Equality of Variances," *Journal of the American Statistical Association*, 69, 364–367.

Brown, M,B, and A,B, Forsythe (1974b) "The Small Sample Behavior of Some Test Statistics which Test the Equality of Several Means," *Technometrics*, 16, 129–132.

Calvo Guillermo A. and Enrique G. Mendoza (1996), "Mexico's Balance-of-Payments Crisis: a Chronicle of Death Foretold." *Journal of International Economics*, vol. 41, (December), pp.64-235.

Calvo G., Leo Leiderman, and Reinhart C. (1993) "Capital inflows and Real Exchange Rate Appreciation in Latin America: The Role of External Factors," *IMF Staff Papers*, No 1, March 1993, pp. 108-150.

Calvo, Guillermo, A. (1999) "Fixed Versus Flexible Exchange Rates: Preliminaries of a Turn-of-Millennium Rematch." Center for International Economics Working Paper, Department of Economic, University of Maryland.

Cartapanis A., Dropsy V., et Mametz S. (2002), "The Asian Currency Crises: Vulnerability, Contagion, or Unsustainability," *Review of International Economics*, 10(1), 79-91, 2002.

Chambers, John M., William S, Cleveland, Beat Kleiner, Paul A, Tukey (1983) *Graphical Methods for Data Analysis*, Wadsworth & Brooks/Cole Publishing Company.

Chesher, A, and M, Irish (1987) "Residual Analysis in the Grouped Data and Censored Normal Linear Model," *Journal of Econometrics*, 34, 33–62.

Chesher, A., T, Lancaster, and M, Irish (1985) "On Detecting the Failure of Distributional Assumptions," *Annales de L'Insee*, 59/60, 7–44.

Cleveland, William S, (1993) *Visualizing Data*, Hobart Press.

Cleveland, William S, (1994) *The Elements of Graphing Data*, Hobart Press.

Conover, W,J, (1980) *Practical Nonparametric Statistics*, 2nd edition, John Wiley & Sons.

Conover, W,J., M,E, Johnson and M,M, Johnson (1981) "A Comparative Study of Tests for Homogeneity of Variance with Applications to the Outer Continental Shelf Bidding Data," *Technometrics*, 23, 351–361.

Cramer J.S. (1991), "The Logit model: an introduction for economists." London, New York, Melbourne, Auckland.

Davidson, Russell and James G, MacKinnon (1989) "Testing for Consistency using Artificial Regressions," *Econometric Theory*, 5, 363–384.

Davidson, Russell and James G, MacKinnon (1993) *Estimation and Inference in Econometrics*, Oxford University Press
Dezhbaksh, Hashem (1990) "The Inappropriate Use of Serial Correlation Tests in Dynamic Linear Models," *Review of Economics and Statistics*, 126–132.

Diamond D. W. Dybvig P.H. (1983), "Bank runs, Deposits insurance and Liquidity," *Journal of Political Economy* 91, june, 401-419.

Diamond D. W. Dybvig P.H. (2000), "Bank runs, Deposits insurance and Liquidity." *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quaterly Review* vol. 24, No 1.

De Boef Suzanna (1998) "Pooled Time Series Cross Sectional Analysis," SPO4.

Dehove Mario (2003) "Crises financières: deux ou trois choses que nous savons d'elle: que nous apprend l'approche statistique des crises financières?" *Document de travail du Conseil d'Analyse Economique*.

Dickey, D. A. and W. A. Fuller (1979) "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root," *Journal of the American Statistical Association*, 74, 427–431.

Eichengreen B., Rose A., and Wyplosz C. (1995) "Exchange market mayhem: the aftermath of speculative attacks", *Economic policy*, vol. 21 october, pp. 249-312.

_____, (1996) "Contagious currency crises", CEPR discussion paper No. 1453
(London: Center for Economic Policy Research, August).

Ekonomie J.J. (2000) "La dévaluation des francs CFA et l'approche monétaire de la balance des paiements: Cas du Gabon," LEA, Libreville.

Engle, Robert F, (1982) "Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of U.K, Inflation," *Econometrica*, 50, 987–1008.

Engle, Robert F, and C,W,J, Granger (1987) "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing," *Econometrica* 55, 251–276.

Engle, Robert F., David M, Lilien, and Russell P, Robins (1987) "Estimating Time Varying Risk Premia in the Term Structure: The ARCH-M Model," *Econometrica* 55, 391–407.

Engle, Robert F, and Victor K, Ng (1993) "Measuring and Testing the Impact of News on Volatility," *Journal of Finance*, 48, 1022–1082.

Fahrmeir, Ludwig, and Gerhard Tutz (1994) *Multivariate Statistical Modelling Based on Generalized Linear Models*, Springer.

Fair, Ray C, (1970) "The Estimation of Simultaneous Equation Models With Lagged Endogenous Variables and First Order Serially Correlated Errors," *Econometrica*, 38, 507–516.

Fair, Ray C, (1984) *Specification, Estimation, and Analysis of Macroeconomic Models*, Harvard University Press.

Fan, J, and Gijbels, I, (1996) *Local Polynomial Modelling and Its Applications*, Chapman & Hall.

Fan, J, and J,S, Marron (1994) "Fast Implementations of Nonparametric Curve Estimators," *Journal of Computational and Graphical Statistics*, 3, 35–56.

Fielding David and Shields Kalvinder (2001) "Modelling macroeconomic shocks in the CFA Franc Zone." *Journal of Development Economics*, Vol. 66, 199-223.

Florence T. (1998), "Impact économique d'une dévaluation: le cas du S.M.E." IRES, Université Catholique de Louvain.

Flood Robert and Nancy Marion (1998), "Perspectives on the Recent Currency Crisis Literature." NBER Working Paper No 6380 (Cambridge, Massachusetts: National Bureau of Economic Research).

Flood Robert P. and Robert J. Hodrick (1986), "Real aspects of exchange rate regime choice with collapsing fixed rates." *Journal of International Economics*, 21 (3-4), November, pp. 32-215.

Gandolfo Giancarlo (1997), "Economic Dynamics." Springer-Verlag Berlin.

Glick R. and Hutchison M. (1999) "Banking and currency crises: how common are twins?" Presented to the Federal Reserve Bank of San Francisco Basin Conference "Financial Market in Emerging Markets", September 23-24, 1999.

Glosten, L.R., R, Jagannathan, and D, Runkle (1993) "On the Relation between the Expected Value and the Volatility of the Normal Excess Return on Stocks," *Journal of Finance*, 48, 1779–1801.

Godfrey, L.G, (1988) *Specification Tests in Econometrics*, Cambridge University Press,
Gourieroux, C., A, Monfort, E, Renault, and A, Trognon (1987) "Generalized Residuals," *Journal of Econometrics*, 34, 5–32.

Gourieroux, C., A, Monfort, and C, Trognon (1984a) "Pseudo-Maximum Likelihood Methods: Theory," *Econometrica*, 52, 681–700.

Gourieroux, C., A, Monfort, and C, Trognon (1984b) "Pseudo-Maximum Likelihood Methods: Applications to Poisson Models," *Econometrica*, 52, 701–720.

Gourrieroux Christian et Monfort Alain (1996) "Statistiques et Modèles économétriques." 2^e édition, vol.2, Paris, Economica.

Granger, C, W, ,J, (1969) "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods," *Econometrica*, 37, 424–438.

Grasa, Antonio Aznar (1989) *Econometric Model Selection: A New Approach*, Kluwer,
Green E. J. and Lin Ping (2000), "Diamond and Dybvig's classic theory of financial intermediation: what's missing?" *Federal Reserve of Minneapolis Quaterly Review*, vol. 24, No 1.

Greene, William H, (1997) *Econometric Analysis*, 3rd edition, Prentice-Hall.

Greene W. H. (2000) "Econometric analysis", Prentice-Hall, Inc.

Greene W. (2001) "Fixed and Random Effects in Nonlinear Models," Department of Economics, Stern School of Business, New York University.

Greene W. (2002) "Convenient Estimator for the Panel probit model: futher results," Department of Economics, Stern School of Business, New York University.

Hadjimichael, M. T. and Galy Michel (1998) "La zone franc CFA et l'UEM." article paru dans *Développement et Coopération* No 3, pp.27-28.

Hamilton, James D, (1994a) *Time Series Analysis*, Princeton University Press.

Hamilton, James D, (1994b) "State Space Models" in Chapter 50 of *Handbook of Econometrics*, Volume 4, North-Holland.

Härdle, Wolfgang (1991) *Smoothing Techniques with Implementation in S*, Springer-Verlag.

Harvey, Andrew C, (1989) *Forecasting, Structural Time Series Models and the Kalman Filter*, Cambridge University Press.

Harvey, Andrew C, (1990) *The Econometric Analysis of Time Series*, 2nd edition, MIT Press.

Harvey, Andrew C, (1993) *Time Series Models*, 2nd edition, MIT Press.

Hausman, Jerry A, (1978) "Specification Tests in Econometrics," *Econometrica*, 46, 1251–1272.

Hendry F. D. (1995) "Dynamic Econometrics: Advanced Texts in Econometrics" Oxford University Press Inc., New York.

Hermet François (2003) "Crise de change et activité économique: le rôle de la qualité du Bilan des firmes," Thèse de Doctorat Université de la Réunion.

Hodrick, R,J, and E,C, Prescott (1997) "Postwar U,S, Business Cycles: An Empirical Investigation," *Journal of Money, Credit, and Banking*, 29, 1–16.

Hosmer, David W, Jr, and Stanley Lemeshow (1989) *Applied Logistic Regression*, John Wiley & Sons.

Hsiao C. (1989) "Analysis of panel data," Cambridge University Press.

Hurlin Christophe (2002) "L'Econométrie des données de panel: modèles linéaires simples et modèles dynamiques," Séminaire méthodologique.

Hylleberg, S, and G,E, Mizon (1989) "A Note on the Distribution of the Least Squares Estimator of a Random Walk with Drift," *Economics Letters*, 29, 225–230.

Ivan Pastine (1998) "On Nash Equilibria in speculative attack models," Department of Economics, Bilkent University.

Jarque, C, and A, Bera (1980) "Efficient Tests for Normality, Homoskedasticity, and Serial Independence of Regression Residuals," *Economics Letters*, 6, 255–259.

Johansen, Soren (1991) "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models," *Econometrica*, 59, 1551–1580.

Johansen, Soren (1995) *Likelihood-based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*, Oxford University Press.

Johansen, Soren and Katarina Juselius (1990) "Maximum Likelihood Estimation and Inferences on Cointegration—with applications to the demand for money," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, 169–210.

Johnston, Jack and John Enrico DiNardo (1997) *Econometric Methods*, 4th edition, McGraw-Hill.

Joseph Atta-Mensah and Greg Tkacz (1998) "Predicting Canadian Recessions Using Financial Variables: A Probit Approach," Bank of Canada Working Paper 98-5.

Judge, George G., W,E, Griffiths, R, Carter Hill, Helmut Lutkepohl, and Tsoung-Chao Lee (1985) *The Theory and Practice of Econometrics*, 2nd edition, John Wiley & Sons.

Levene, H, (1960) "Robust Tests for the Equality of Variances," in I, Olkin, S,G, Ghurye, W, Hoeffding, W,G, Madow, and H,B, Mann (eds) *Contribution to Probability and Statistics*, Stanford University Press.

Kaminsky G.L. (2003) "Variety of currency crises," Department of Economics, George Washington University, Washington.

Kaminsky G. and Reinhart Carmen M. (1995) "The Twin Crises: The Causes of Banking and Balance-of-Payments Problems." *American Economic Review*.

Kaminsky G., Lizondo S., and Reinhart C. (1998), "Leading Indicators of Currency Crises." IMF staff papers.

Keith Cuthbertson, Stephen G. Hall and Mark P. Taylor (1992), "Applied Econometrics Techniques." New York, London, Toronto, Sydney, Tokyo, Singapore.

Krugman, P. (1979) "A model of Balance of Payment Crises." *Journal of Money, Credit and Banking* 11(3), 311-325.

Kumhof Michael (2000) "Balance of Payments Crises: The Role of Short Term Debt." Center for International Economics Working Paper No 38, Department of Economic, University of Maryland at College Park.

Lancaster Tony (1998) "Panel data analysis," report by Gijsbert Van Lomwel.

Ljung, G, and G, Box (1979) "On a Measure of Lack of Fit in Time Series Models," *Biometrika*, 66, 265–270.

Lutkepohl, Helmut (1991) *Introduction to Multiple Time Series Analysis*, Springer-Verlag.

MacKinnon, J,G, (1991) "Critical Values for Cointegration Tests," Chapter 13 in *Long-run Economic Relationships: Readings in Cointegration*, edited by R,F,Engle and C,W,J, Granger, Oxford University Press.

Marc Nerlove (2000) "An Essay on the History of Panel data Econometrics," Department of Agricultural and Ressources Economics, University of Maryland.

Mark C. N. (2001) "International Macroeconomics and Finance: Theory and Econometric Methods," Blacwell Publishing.

Marno Verbeek (2000) "A guide to modern Econometrics" John Willey & Sons, Ltd, New York.

Marron, J,S, and D, Nolan (1989) "Canonical Kernels for Density Estimation," *Statistics and Probability Letters*, 7, 191–195.

McCullagh, P, and J,A, Nelder (1989) *Generalized Linear Models*, 2nd Edition, Chapman & Hall.

McDonald, J, and R, Moffitt (1980) "The Uses of Tobit Analysis," *Review of Economic and Statistics*, 62, 318–321.

McFadden D. and Kenneth Train (2000) "Mixed MNL Models for discrete response," *Journal of Applied Econometrics*.

McFadden Daniel (2001) "Statistical tools for Economists," Department of Economics, University of California, Berkeley.

Melick William R. (1996), "Estimation of speculative attack models: Mexico yet again." Bank for International Settlement working paper No 36.

Miler Victoria (1996), "Speculative currency attacks with endogenously induced commercial Bank crises." *Journal of International Money and Finance*, 15 (3), June, pp. 383-403.

Mroz, Thomas A, (1987) "The Sensitivity of an Empirical Model of Married Women's Hours of Work to Economic and Statistical Assumptions," *Econometrica*, 55, 765–799.

Mundell Robert A. (1968) "International Economics: The Monetary Dynamics of International Adjustment under Fixed and Flexible Exchange Rates." New York: Macmillan pp. 152-176.

Nelson, Daniel B, (1991) "Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach," *Econometrica*, 59, 347–370.

Nada Choueiri (1999), "A Model of Contagious Currency Crises with Application to Argentina." IMF Working Paper.

Neter, John, Michael H, Kutner, Christopher J, Nachtsheim, and William Wasserman (1996) *Applied Linear Statistical Models*, 4th edition, Irwin.

Newey, Whitney and Kenneth West (1987a) "Hypothesis Testing with Efficient Method of Moments Estimation," *International Economic Review*, 28, 777–787.

Newey, Whitney and Kenneth West (1987b) "A Simple Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix," *Econometrica*, 55, 703–708.

Newey, Whitney and Kenneth West (1994) "Automatic Lag Selection in Covariance Matrix Estimation," *Review of Economic Studies*, 61, 631–653.

Obstfeld M. (1996), "Models of currency crises with self-fulfilling features." *European Economic Review*, 40, 1037.

Olivier Loisel et Phillipe Martin. (1999), "Coopération internationale et crises de change spéculatives."

Osterwald-Lenum, Michael (1992) "A Note with Quantiles of the Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood Cointegration Rank Test Statistics," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54, 461–472.

Parks, R,W, (1967) "Efficient Estimation of a System of Regression Equations When Disturbances Are Both Serially and Contemporaneously Correlated," *Journal of the American Statistical Association*, 62, 500–509.

Phillips, P,C,B, and P, Perron (1988) "Testing for a Unit Root in Time Series Regression," *Biometrika*, 75, 335–346.

Patrick Osakwe and Lawrence Schembri (1998) "Currency crises and fixed exchange rates in 1990s: A review. Bank of Canada Review, (Autumn).

Pesaran H. M. (2000) "On the interpretation of panel unit root tests," University of Cambridge.

Pesenti Paolo and Tille Cédric (2000) "The Economics of Currency Crises and Contagion: An Introduction." FRBNY Economic Policy Review.

Pindyck, Robert S, and Daniel L, Rubinfeld (1998) *Econometric Models and Economic Forecasts*, 4th edition, McGraw-Hill.

Poutineau J.C. (2005) "The Consequences of Imperfect Market Integration in a Monetary Union" CREM, Université de Rennes 1.

Poutineau J.C. et Pentecôte J.S. (2003) "Substitution de consommation, rigidité des prix et soutenabilité du régime de change fixe," *Revue Economique*, Presse de Sciences Po, Paris.

Press, W. H., S.A. Teukolsky, W. T. Vetterling, and B. P. Flannery (1992) *Numerical Recipes in C*, 2nd edition, Cambridge University Press.

Quandt, Richard E, (1983) "Computational Problems and Methods," Chapter 12 in *Handbook of Econometrics*, Volume 1, North-Holland.

Quandt, Richard E, (1988) *The Econometrics of Disequilibrium*, Blackwell.

Ramkishen S. Rajan and Iman Sugema (1999) "Government bailout and Monetary Disequilibrium: common fundamentals in the Mexican and East Asian currency crises." Discussion Paper of Research School of Pacific and Asian Studies, Australia National University.

Ramsey, J, B, (1969) "Tests for Specification Errors in Classical Linear Least Squares Regression Analysis," *Journal of the Royal Statistical Society, Series B*, 31, 350–371.

Ramsey, J, B, and A, Alexander (1984) "The Econometric Approach to Business-Cycle Analysis Reconsidered," *Journal of Macroeconomics*, 6, 347–356.

Rao, P, and Z, Griliches (1969) "Small Sample Properties of Several Two-Stage Regression Methods in the Context of Auto-Correlated Errors," *Journal of the American Statistical Association*, 64, 253–272.

Roberto Chang and Andres Velasco (2000) "Liquidity Crises in Emerging Markets: Theory and Policy," in *NBER Macroeconomics Annual*, MIT Press, Cambridge.

Ronald MacDonald (1998) "What Do We Really Know About Real Exchange Rates ?" Working Paper, Oesterreichische Nationalbank, Wien.

Said, Said E, and David A, Dickey (1984) "Testing for Unit Roots in Autoregressive Moving Average Models of Unknown Order," *Biometrika*, 71, 599–607.

Senhadji Abdelhak (1997) "Sources of Debt Accumulation in a Small Open Economy." IMF Working Paper.

Sheskin, David J, (1997) *Parametric and Nonparametric Statistical Procedures*, CRC Press,
Silverman, B,W, (1986) *Density Estimation for Statistics and Data Analysis*, Chapman & Hall.

Simonoff, Jeffrey S, (1996) *Smoothing Methods in Statistics*, Springer-Verlag.

Sokal, Robert R, and F, James Rohlf (1995) *Biometry : The Principles and Practice of Statistics in Biological Research*, W,H, Freeman.

Tauchen, George (1986) "Statistical Properties of Generalized Method-of-Moments Estimators of Structural Parameters Obtained From Financial Market Data," *Journal of Business & Economic Statistics*, 4, 397–416.

Tavéra C. (1998) "L'effet d'une dépréciation compétitive de l'Euro," *Economie internationale, Revue du CEPII*, No 75, 1^è trimestre, pp. 31-50.

Thisted, Ronald A, (1988) *Elements of Statistical Computing*, Chapman and Hall,

Temme, Nico M, (1996) *Special Functions: An Introduction to the Classical Functions of Mathematical Physics*, John Wiley & Sons.

Train K. (2002) "Discrete choice methods with simulation," Cambridge University Press.

Vuong, Q, (1989) "Likelihood Ratio Tests for Model Selection and Non-Nested Hypotheses," *Econometrica*, 57, 307–334.

White, Halbert (1980) "A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix and a Direct Test for Heteroskedasticity," *Econometrica*, 48, 817–838.

Wooldridge, Jeffrey M, (1996) "Quasi-Likelihood Methods for Count Data," forthcoming in the *Handbook of Applied Econometrics*.

Wooldridge J. M., (2002) "Econometrics analysis of Cross section and Panel data" MIT.

Zakoian, J,M, (1990) "Threshold Heteroskedastic Models," manuscript, CREST, INSEE, Paris.

Yue Ma and Angelos Kanas (2000) "Testing a nonlinear relationship among fundamentals and exchange rates in the ERM," *Journal of International Money and Finance* 19 - 135-152.

Youchang Wu (2000) "The Multi-Equilibrium Approach to currency crises: an overview," School of Economics, Peking University.

Zellner, Arnold (1962) "An Efficient Method of Estimating Seemingly Unrelated Regressions and Tests of Aggregation Bias," *Journal of the American Statistical Association*, 57, 348–368.

Table des figures

Figures 1 : Graphiques échantillon des pays africains.....	38
Figures 2 : Graphiques échantillon des pays de l'Amérique latine et d'Asie.....	39
Graphique des probabilités calculées : Afrique du Sud	133
Graphique des probabilités calculées : Nigeria.....	141
Graphique des probabilités calculées : UEMOA.....	149
Graphique des probabilités calculées : CEMAC.....	156
Graphique des probabilités calculées : Argentine.....	176
Graphique des probabilités calculées : Brésil.....	182
Graphique des probabilités calculées : Mexique.....	189
Graphique des probabilités calculées : Malaisie.....	196
Graphique des probabilités calculées : Thaïlande.....	203

Liste des tableaux

Tableau 1.1 détermination des crises par les écarts-type des indices : Afrique du Sud.....	43
Tableau 1.2 détermination des crises par les écarts-type des indices : Nigeria.....	45
Tableau 1.3 détermination des crises par les écarts-type des indices : UEMOA.....	47
Tableau 1.4 détermination des crises par les écarts-type des indices : CEMAC.....	47
Tableau 1.5 détermination des crises par les écarts-type des indices : Argentine.....	49
Tableau 1.6 détermination des crises par les écarts-type des indices : Brésil.....	52
Tableau 1.7 détermination des crises par les écarts-type des indices : Mexique.....	54
Tableau 1.8 détermination des crises par les écarts-type des indices : Malaisie.....	59
Tableau 1.9 détermination des crises par les écarts-type des indices : Thaïlande.....	61
Tableau 2.1 Incidence des variables sur l'indice de crise et études de référence.....	70
Tableau 2.2 Signes théoriques des variables attendues dans la régression.....	73
Tableau 2.3 Périodes de pré-crise selon les variables.....	92
Tableau 2.4 Mémoire des variables après les crises.....	93
Tableau 3.1 Données mensuelles disponibles (pays africains).....	119
Tableau 3.2 Niveau d'intégration des variables des différents pays.....	121

Liste des tableaux

Tableau 3.3 résultats des estimations logit et probit: Afrique du Sud.....	126
Tableau 3.4 Effets probables des variables significatives: Afrique du Sud.....	130
Tableau 3.5 résultats des estimations logit et probit: Nigeria.....	136
Tableau 3.6 Effets probables des variables significatives: Nigeria	139
Tableau 3.7 résultats des estimations logit et probit: UEMAO.....	144
Tableau 3.8 Effets probables des variables significatives: UEMOA.....	147
Tableau 3.9 résultats des estimations logit et probit: CEMAC.....	152
Tableau 3.10 Effets probables des variables significatives: CEMAC.....	152
Tableau 3.11 Récapitulatif des retards d'optimisation.....	158
Tableau 4.1 Données mensuelles disponibles (pays émergents).....	165
Tableau 4.2 Niveau d'intégration des variables des différents pays.....	167
Tableau 4.3 résultats des estimations logit et probit : Argentine.....	170
Tableau 4.4 Effets probables des variables significatives: Argentine.....	173
Tableau 4.5 résultats des estimations logit et probit : Brésil.....	178
Tableau 4.6 Effets probables des variables significatives: Brésil.....	180
Tableau 4.7 résultats des estimations logit et probit: Mexique.....	185
Tableau 4.8 Effets probables des variables significatives: Mexique	187
Tableau 4.9 résultats des estimations logit et probit: Malaisie.....	194
Tableau 4.10 Effets probables des variables significatives: Malaisie.....	195
Tableau 4.11 résultats des estimations logit et probit: Thaïlande.....	199
Tableau 4.12 Effets probables des variables significatives: Thaïlande.....	202
Tableau 4. 13 Récapitulatif des retards d'optimisation.....	205
Tableau 5.1 résultats des estimations MCO et MCG : Afrique du Sud.....	222
Tableau 5.2 : résultats des estimations MCO et MCG : Nigeria.....	227
Tableau 5.3 résultats des estimations MCO et MCG : UEMOA.....	231
Tableau 5.4 résultats des estimations MCO et MCG : CEMAC.....	235
Tableau 5.5 Récapitulatif des retards d'optimisation.....	237
Tableau 5.6 résultats des estimations MCO et MCG : Argentine.....	240

Liste des tableaux

Tableau 5.7 résultats des estimations MCO et MCG : Brésil.....	244	
Tableau 5.8 résultats des estimations MCO et MCG : Mexique.....	248	
Tableau 5.9 résultats des estimations MCO et MCG : Malaisie.....	252	
Tableau 5.10 résultats des estimations MCO et MCG : Thaïlande.....	256	
Tableau 5.11 Récapitulatif des retards d'optimisation.....	259	
Tableaux et graphiques des résultats logit et probit des équations retardées d'une période		
Tableau A1.1: cas de l'Afrique du Sud.....	272	
Tableau A1.2: cas du Nigeria.....	273	
Tableau A1.3: cas de l'UEMOA.....	274	
Tableau A1.4: cas de la CEMAC.....	275	
Tableau A1.5: cas de l'Argentine.....	277	
Tableau A1.6: cas du Brésil.....	278	
Tableau A1.7: cas du Mexique.....	279	
Tableau A1.8: cas de la Malaisie.....	280	
Tableau A1.9: cas de la Thaïlande.....	281	
Tableau A2.1: Résultats des estimations MCO et MCG des équations retardées d'une période (tout pays).....pp....		283-287
Tableau A6.1: Performances des indicateurs au cours des travaux empiriques.....	296	

Table des matières

INTRODUCTION GENERALE.....	1
-----------------------------------	----------

Chapitre 1

La mesure des tensions sur les marchés de changes.....	15
I. Le choix des indices de crise: un bilan de la littérature.....	17
A. Les modèles et la notion de crise de change: la mesure du phénomène.....	17
1. La construction des indices: la théorie de la parité des pouvoirs d'achat.....	17
2. La définition des indices et la littérature empirique.....	20
B. Autres indices de crise et simulation.....	32
II. La mesure des indices retenus dans le cadre de notre étude.....	33
A. Définition et applications par les graphiques.....	33
1. Définitions et propriétés des indices.....	33
1.1 L'indice dérivé de celui de Eichengreen, Rose et Wyplosz (1996).....	35
1.2 L'indice de Cartapanis A. et al. (2002).....	35
2. Applications aux échantillons: histoire des monnaies à partir des crises.....	37
2.1 Evolution comparée des taux de change réels et des indices des pays.....	37
B. Etudes des épisodes de crise à partir des écarts-type des indices de crise.....	41
1. Le cas de l'Afrique du Sud.....	42
2. Le cas du Nigeria.....	44
3. Comparaison de l'UEMOA/CEMAC.....	46
4. Le cas de l'Argentine.....	48
5. Le cas du Brésil.....	51
6. Le cas du Mexique.....	54
7. Le cas de la Malaisie.....	58
8. Le cas de la Thaïlande.....	60
Conclusion du Chapitre 1.....	65

Chapitre 2

Les facteurs explicatifs des crises de changes: l'origine du phénomène.....	67
I. Les explications des crises de changes.....	68
A. Les différentes variables retenues dans la littérature.....	69

B. Les explications par les générations de modèles.....	74
1. Les crises de change et les générations de modèles.....	74
1.1 Les modèles de première génération relatifs aux fondamentaux.....	78
1.2 Les modèles de 2 ^e génération relatifs aux crises autoréalisatrices.....	79
1.3 Les modèles de 3 ^e génération relatifs au hasard moral aux crises b.....	81
II. La méthodologie empirique.....	84
A. Bilan de la littérature du cadre opérationnel.....	84
1. Les indicateurs et crises de change: la littérature empirique.....	86
1.1 Les indicateurs.....	87
B. Méthodologie d'approche des travaux empiriques.....	88
1. Les indicateurs les plus statistiquement significatifs.....	90
2. Quelques méthodologies d'estimation des coefficients des variables.....	95
2.1 Les modèles monétaires.....	95
2.1.1 Détermination de la probabilité d'effondrement.....	95
2.1.2 Le calcul de la fonction de vraisemblance.....	98
2.2 Les modèles réduits.....	102
3. Méthodologies économétriques.....	105
3.1 Le modèle linéaire général et spécifications temporelles.....	105
3.2 Les modèles de choix discrets: les modèles logit et probit.....	106
3.2.1 Le modèle probit.....	108
3.2.2 Le modèle logit.....	108
3.3 L'Analyse en données de panel.....	110
Conclusion du Chapitre 2.....	113

Chapitre 3

Etudes empiriques sur l'échantillon des pays africains.....	115
I. Caractéristiques de l'échantillon.....	116
1. Disponibilité et origine des données.....	117
2. Niveau d'intégration des variables: tests de racine unitaire.....	120
3. Les spécifications économétriques générales.....	123
II. Les estimations économétriques en logit et probit.....	124
1. Le cas du Rand Sud africain.....	124

1.1 L'estimation des équations structurelles.....	124
1.2 Les probabilités calculées (Afrique du Sud).....	133
2. Le cas du Naira du Nigeria.....	135
2.1 L'estimation des équations structurelles.....	135
2.2 Les probabilités calculées (Nigeria).....	141
3. Le cas du Franc CFA de l'UEMOA.....	143
3.1 L'estimation des équations structurelles.....	143
3.2 Les probabilités calculées (UEMOA).....	149
4. Le cas du Franc CFA de la CEMAC.....	151
4.1 L'estimation des équations structurelles.....	151
4.2 Les probabilités calculées (CEMAC).....	156
Conclusion du Chapitre 3.....	160

Chapitre 4

Etudes empiriques sur l'échantillon de pays émergents d'Amérique latine

et d'Asie.....	162
I. Caractéristiques de l'échantillon.....	163
1. Origines et disponibilité des données.....	163
2. Niveau d'intégration des variables.....	166
II. Les estimations économétriques en logit et probit.....	169
1. Le cas du Peso argentin.....	169
1.1 L'estimation des équations structurelles.....	169
1.2 Les probabilités calculées (Argentine).....	176
2. Le cas du Real brésilien.....	177
2.1 L'estimation des équations structurelles.....	177
2.2 Les probabilités calculées (Brésil).....	182
3. Le cas du Peso mexicain.....	183
3.1 L'estimation des équations structurelles.....	183
3.2 Les probabilités calculées (Mexique).....	189
4. Le cas du Ringgit malaisien.....	191
4.1 L'estimation des équations structurelles.....	191
4.2 Les probabilités calculées (Malaisie).....	196

5. Le cas du Baht thaïlandais.....	198
5.1 L'estimation des équations structurelles.....	198
5.2 Les probabilités calculées (Thaïlande).....	203
Conclusion du Chapitre 4.....	207

Chapitre 5

Etudes empiriques des tensions sur les marchés des changes.....	209
I. Les modèles de données de panel: cadre théorique.....	212
A. Considérations générales.....	212
1. Modèle en panel et modèle SUR.....	212
2. Les équations économétriques.....	213
B. La spécification des modèles d'estimation en panel.....	215
1. Le modèle à effets fixes.....	217
2. Les pondérations transversales	218
II. Analyses empiriques appliquées aux deux échantillons.....	219
A. Echantillon des pays africains.....	219
1. Le cas de l'Afrique du Sud	219
1.1 Les équations structurelles.....	219
1.2 Les résultats des estimations.....	221
1.3 Comparaison des résultats logit/probit et MCO/MCG.....	223
2. Le cas du Nigeria.....	225
2.1 Les équations structurelles.....	225
2.2 Les résultats des estimations.....	225
2.3 Comparaison des résultats logit/probit et MCO/MCG.....	228
3. Le cas de l'UEMOA.....	229
3.1 Les équations structurelles	229
3.2 Les résultats des estimations	230
3.3 Comparaison des résultats logit/probit et MCO/MCG.....	232
4. Le cas de la CEMAC.....	232
4.1 Les équations structurelles.....	233
4.2 Les résultats des estimations.....	233
4.3 Comparaison des résultats logit/probit et MCO/MCG.....	234

B. Echantillon de quelques pays d'Amérique latine et d'Asie.....	238
1. Le cas de l'Argentine.....	238
1.1 Les équations structurelles.....	238
1.2 Les résultats des estimations.....	239
1.3 Comparaison des résultats logit/probit et MCO/MCG.....	241
2. Le cas du Brésil.....	242
2.1 Les équations structurelles.....	242
2.2 Les résultats des estimations.....	243
2.3 Comparaison des résultats logit/probit et MCO/MCG.....	245
3. Le cas du Mexique.....	246
3.1 Les équations structurelles.....	246
3.2 Les résultats des estimations.....	247
3.3 Comparaison des résultats logit/probit et MCO/MCG.....	249
4. Le cas de la Malaisie.....	250
4.1 Les équations structurelles.....	250
4.2 Les résultats des estimations.....	251
4.3 Comparaison des résultats logit/probit et MCO/MCG.....	253
5. Le cas de la Thaïlande.....	254
5.1 Les équations structurelles.....	254
5.2 Les résultats des estimations.....	255
5.3 Comparaison des résultats logit/probit et MCO/MCG.....	257
Conclusion du Chapitre 5.....	261
CONCLUSION GENERALE.....	263
ANNEXES.....	271
BIBLIOGRAPHIE.....	305
Table des figures.....	321
Liste des tableaux.....	321