

L'association de la discipline du marché dans la prédiction des crises bancaires : analyses univariée et multivariée appliquées aux pays émergents

Fouad Machrouh*

26^{èmes} Journées d'Economie Monétaire et Bancaire
Orléans, Jeudi 25 et vendredi 26 juin 2009

Résumé

L'objectif de ce papier est de présenter un outil de prédiction des crises bancaires. Pour cela, nous retenons un échantillon de pays émergents d'Asie et d'Amérique latine que nous étudions sur la période 1987-2004. Nous nous inspirons des travaux de Demirguc-Kunt et Detragiache (2005) tout en proposant une technique événementielle et un panel de variables explicatives plus large. En effet, l'originalité de ce travail réside dans l'utilisation simultanée des données bancaires, macroéconomiques, institutionnelles et du marché. Les méthodes univariée et multivariée utilisées aboutissent à trois principaux résultats. Tout d'abord, les crises bancaires d'Asie et d'Amérique latine sont mieux prédites lorsque les variables bancaires, macroéconomiques et institutionnelles et du marché sont prises simultanément. Ensuite, les variables retardées d'un an prédisent mieux les crises que celles retardées de deux et trois ans. Enfin, quelque soit la méthode utilisée, les variables les plus pertinentes sont quasiment les mêmes, il s'agit principalement du taux de croissance du PIB réel, des flux bruts des capitaux étrangers par rapport au PIB, des réserves sur créances douteuses rapportées au total d'actif et de résultat net rapporté au total d'actif.

Abstract

The objective of this paper is to present an early warning system of banking crises. The empirical application is established for Latin America and Asian area from 1987 to 2004. We take as a starting point Demirguc-Kunt and Detragiache's works (2005) and we suggest an event study and a large panel of explanatory variables. The originality of this work is the simultaneous use of banking, macroeconomic, institutional and market data. We employ univariate and multivariate methods. We find three principal results. First, Asian and Latin America banking crises are better predicted when banking, macroeconomic, institutional and market variables are taken together. Second, one year lagged variables predict more crises than two or three years lagged variables. Finally, we obtain almost the same significant variables for univariate and multivariate analyses: the growth rate of the real GDP, the Gross private capital flows to GDP, the reserves of non performing loans reported on the total asset and the return on asset.

* Laboratoire d'Analyse et de Prospective Economiques (LAPE). Université de Limoges, 5 Rue Félix Eboué ; BP 3127, 87031 Limoges cedex 1.

Courriel : fouad.machrouh@unilim.fr

Mots clés : pays émergents, prédiction, crise bancaire, indicateurs bancaires et du marché, logit, méthode événementielle.

I- Introduction

L'histoire bancaire témoigne que l'une des premières crises a été repérée aux Etats-Unis il y a plus d'un siècle (1884). Depuis, elles ne cessent de se reproduire et de s'amplifier provoquant l'instabilité des systèmes bancaires, même les plus solides d'entre eux. Pourtant, l'arrivée des crises n'est pas un phénomène étrange : du fait du développement de l'économie mondiale, les banques voient leurs activités s'intensifier brusquement et durablement. De plus, les banques doivent répondre aux exigences des épargnants en matière de rentabilité, elles sont obligées de s'adapter à la donne financière actuelle caractérisée par une concurrence acharnée des nouveaux intermédiaires et des marchés financiers. Pour sauvegarder leurs marges, les banques s'engagent dans des activités de plus en plus périlleuses et ne cessent de s'aventurer dans des domaines de risques énormes.

Les spécialistes se sont rendus compte que pour éviter les conséquences néfastes de telles crises, il ne suffit pas de les appréhender, il faut aussi savoir les prédire. Depuis, un certain nombre d'études se sont focalisées sur le rôle de la conjoncture économique et plus récemment sur celui des indicateurs institutionnels dans la survenance des crises. Tout en s'inscrivant dans ce nouveau schéma d'analyse, L'originalité de ce papier réside dans l'utilisation plus large, pour la première fois, à notre connaissance, de données individuelles des banques sous une forme agrégée. L'objectif de ce papier est de trouver un outil capable de prédire les crises bancaires, nous nous appuyons sur deux techniques différentes : la première technique est une technique univariée basée sur l'analyse événementielle, elle vise à détecter les variables les plus volatiles autour de la date de crises. La deuxième technique et de nature multivariée, davantage utilisée dans la prédiction des crises, l'objectif de cette technique est de constituer un système d'alerte avancé des crises bancaires en faisant appel à une combinaison de variables.

II- Revue de la littérature

Les principales recherches sur les crises bancaires datent des années 1990. Les travaux de Demirgüç-Kunt et Detragiache (1998a, 2005) constituent aujourd'hui l'une des principales références en matière de prédiction. Les deux auteurs démontrent que les crises bancaires sont liées à un faible taux de croissance économique et à une vague de libéralisation financière locale. Dans une étude sur les causes de la fragilité du système bancaire mexicain, Hermosillo et alii (1997) soutiennent, qu'en plus des indicateurs bancaires et de l'effet potentiel d'un phénomène de contagion, d'autres facteurs de type macroéconomiques peuvent affaiblir les systèmes bancaires. Il s'agit notamment d'un taux d'intérêt élevé et d'une dépréciation du taux de change. Eichengreen et Arteta (2000), dans leurs recherches sur les causes des crises bancaires, distinguent des facteurs robustes et des facteurs de moindre influence. Les facteurs robustes se résument dans une croissance rapide des crédits, un ratio élevé de M2 rapporté aux réserves en monnaie étrangère et un contrôle strict des taux d'intérêt sur les dépôts. Les

facteurs de moindre influence sont la nature de régime de taux de change adopté, le degré de libéralisation financière et l'influence de la mise en place d'un système d'assurance des dépôts. Honohan (1997), quant à lui fonde son analyse sur un ensemble d'indicateurs macroéconomiques. Il en déduit que la forte croissance des crédits par rapport aux dépôts, l'augmentation des emprunts étrangers par rapport aux dépôts et un taux élevé de crédits sont les principaux déterminants des crises bancaires. Il a aussi démontré l'existence d'un lien positif entre les crises bancaires et les dernières étapes d'un cycle d'expansion- récession. Pour leur part, Hardy et Pazabasioglu (1998) mettent l'accent sur la particularité de la crise asiatique de 1997-1998. Leurs résultats montrent, à titre d'exemple, que la prise en compte de la dette externe des banques asiatiques et des mouvements de taux de change permet de prédire, avec une grande précision, la crise bancaire asiatique.

Récemment, une nouvelle démarche s'est développée. Celle-ci prend en considération l'effet des facteurs institutionnels sur la stabilité bancaire. L'approche dite institutionnelle des crises bancaires s'intéresse au rôle exercé par la qualité des lois, des réglementations et du cadre administratif propre à chaque pays. Plusieurs études ont tenté de déceler le lien éventuel entre les indices institutionnels et les crises bancaires. Kaminsky et Reinhart (1999), Drees et Pazarbasioglu (1998), Gavin et Hausmann (1998) montrent que la libéralisation du secteur financier, lorsqu'elle est associée à une réglementation prudentielle faible, expose les banques à une grande concurrence interne et externe. Une telle situation réduit leurs marges et les pousse à prendre davantage de risques. À partir d'une étude portant sur un échantillon de 61 pays considérés sur une période allant de 1980 à 1997, Demirguc-Kunt et Detragiache (2000) constatent que l'adoption d'un système d'assurance des dépôts explicite, est susceptible d'entraîner la survenance des crises bancaires lorsque les institutions de pays concerné sont de mauvaise qualité. Rossi (1999), Goldstein et Turner (1996) évoquent l'impact négatif d'un faible dispositif de réglementation prudentielle sur la stabilité des systèmes bancaires.

Klapper et Love (2002) étudient la relation entre l'environnement juridique et le système de gouvernance des banques dans 14 pays émergents. Leurs résultats révèlent qu'un environnement institutionnel défavorable engendre une gouvernance de faible qualité et par conséquent des performances bancaires médiocres. Mitton (2002) adhère à cette analyse et l'applique à la crise asiatique de 1997-1998. Il en déduit que des mécanismes de gouvernance défaillants ont contribué à l'apparition et à l'aggravation de la crise. De même, Campos (2000) trouve qu'un faible niveau de démocratie et une mauvaise application des lois fragilisent le système bancaire.

Une autre approche basée sur des indicateurs bancaires pourrait apporter un plus aux travaux relatifs à la prédiction des crises bancaires. Cependant, cette approche a souvent été limitée à l'examen des faillites et non pas des crises bancaires. Le modèle de surveillance bancaire américain CAMEL est la principale référence en la matière. La contribution de ce type de modèle en tant qu'outil de contrôle et de prédiction des faillites bancaires a été prouvé à plusieurs reprises (De Young et alli, 1998 et Berger

et Davies, 1998). Bongini, Claessens et Ferri (2001) ont démontré que l'application du modèle CAMEL sur la crise asiatique (Indonésie, Corée, Malaisie, Philippines et la Thaïlande) a fait preuve d'une grande efficacité dans la prédiction des détresses et de fermetures des banques. Toutefois, le pouvoir prédictif du modèle CAMEL a été contesté dans la crise latino-américaine (Suarez et Weisbrod 1996). Honohan (1997) et Plihon et Miotti (2001), soulignent que la prise excessive de risques bancaires soutenue par une vague de libéralisation financière constitue l'un des facteurs microéconomiques le plus influent.

Le rôle de la mauvaise gestion bancaire, l'incompétence des dirigeants, la fraude et le poids des dépenses de fonctionnement ont été également évoqués par Caprio et Klingebiel (1996) et Martin (1977). Gorton et Rosen (1995) analysent l'impact des mécanismes de gouvernance d'entreprise sur la stabilité du système bancaire américain. Ils concluent que les incitations à la prise de risque dépendent du niveau de participation au capital de la banque. Néanmoins, ils constatent qu'au-delà d'une participation managériale majoritaire, une prise de risque excessive sanctionne le manager qui pourra perdre son investissement en capital humain et ses participations au capital de la banque. Saunders et alli (1990) soutiennent que les banques les plus risquées sont celles contrôlées majoritairement par des actionnaires extérieurs. Cette thèse est réfutée par Knopf et Teall (1996) et Anderson et Fraser (2000) qui affirment que ce sont les dirigeants internes qui adoptent un comportement plus risqué.

Demirguc-Kunt et Detragiache (1998b), soulignent, que dans un environnement d'ouverture et de libéralisation, la baisse de la valeur des franchises des banques affecte leur rentabilité. Keeley (1990) s'est préoccupée de la relation entre la prise de risque et la valeur de franchise de la banque. Il trouve que cette valeur est plus importante dans des situations de monopole ou de concurrence monopolistique. En revanche, la déréglementation des activités bancaires et l'ouverture du système bancaire à la concurrence réduiraient cette valeur.

Le débat sur la prise en compte de la discipline du marché a pris de l'ampleur avec l'augmentation des faillites et crises bancaires.¹ Cette ampleur s'est accentuée suite aux différentes critiques mettant en doute l'efficacité de la réglementation prudentielle en place. Dans cette étude, nous essayons d'intégrer l'information émanant des marchés financiers en faisant appel à l'indice général du marché et à l'indice du secteur bancaire. Certes, le recours à ce genre d'information est de plus en plus fréquent dans les travaux sur la prédiction des faillites bancaires. À ce niveau, Distinguin, Rous et Tarazi (2006) ont examiné le rôle de l'information de marché en plus des variables bancaires à travers le prix des actions des établissements bancaires dans la prédiction des futures dégradations de la

¹ Plusieurs travaux se sont intéressés au rôle de la discipline de marché dans le maintien de la stabilité bancaire et le renforcement de la supervision et de la réglementation des banques. Il s'agit d'une application relatives à des banques et non à des systèmes bancaires. Nous citons, entre autres, les travaux de Berger, Davies et Flannery [2000] et de Flannery [2001].

notation des banques. Leur conclusion générale a montré que la contribution de l'information du marché est significative.

À notre connaissance, nous ne comptabilisons aucun travail à avoir intégré l'information en provenance des marchés financiers dans la prédiction des crises bancaires. Ce qui s'explique, principalement, par le manque de données en la matière. En fait, l'information, en provenance des marchés financiers, est quasiment limitée aux données sur les établissements bancaires et non pas par rapport aux systèmes bancaires, alors que la prédiction des crises fait appel aux données relatives aux systèmes bancaires et non à celles des banques, ce que restreint la panoplie des données des marchés financiers. Au final, la stabilité bancaire semble résulter d'une interconnexion entre un environnement bancaire, macroéconomique institutionnel et des marchés financiers, c'est la raison pour laquelle, nous testons, dans cette étude, la contribution simultanée de ces différents types d'information à la prédiction des crises bancaires.

L'utilisation séparée de ces quatre approches appauvrit l'information sur la stabilité des systèmes bancaires. La prise en compte simultanée des variables bancaires en plus des variables macroéconomiques, institutionnelles et du marché permettrait de combler ce manque d'information. Par conséquent, nous pouvons détecter non seulement les défaillances individuelles, mais aussi les crises des systèmes bancaires.

III- Données et méthodologies

1. Données

L'échantillon désigné est composé des pays émergents d'Asie et d'Amérique latine issus en majorité des deux associations, l'ASEAN et l'ALADI. Nous avons retenu 25 pays. Cet échantillon sera étudié sur une période allant de 1987 à 2004. Le tableau 1 récapitule les pays de l'échantillon et les dates de crises correspondantes (Demirguc-Kunt et Detragiache, 2005).

Tableau 1. Pays et dates des crises bancaires

Pays d'Amérique latine		Pays asiatiques	
Argentine	1989-1990 ; 1995 ; 2001-2004	Hong Kong	1998
Bolivie	1994-1997 ; 2001-2004	Indonésie	1992-1995 ; 1997-2004
Brésil	1990 ; 1994-1999	Inde	1991-1994
Chili	1981-1987	Corée	1997-2002
Colombie	1999-2000	Sri Lanka	1989-1993
Costa Rica	1994-1997	Malaisie	1997-2001
Equateur	1995-2004	Philippines	1998-2004
Jamaïque	1996-2000	Singapour	-
Mexique	1994-1997	Thaïlande	1997-2004
Panama	1988-1989	Vietnam	1997-2004
Paraguay	1995-1999		
Pérou	1983-1990		
Salvador	1989		
Uruguay	2002-2004		
Venezuela	1993-1997		

Source : Demirguc-Kunt et Detragiache 2005

La définition de la variable à expliquer « crise bancaire » n'a jamais fait l'unanimité. Nous retenons comme définition celle fourni par Demirguc-Kunt et Detragiache (2005). Selon ces deux auteurs, pour que les problèmes d'un système bancaire puissent être qualifiés de crise, au moins une des quatre conditions suivantes doit être vérifiée :

- le ratio des prêts non performants dépasse 10 % du total d'actif,
- le coût de la crise constitue au moins 2% du PIB,
- l'application d'un large programme de nationalisation des banques,
- l'apparition d'une vague de ruées bancaires ou la prise par les autorités publiques de certaines mesures d'urgence telles des fermetures bancaires ou des garanties des dépôts, etc.

Le choix des variables explicatives est basé sur la littérature existante et sur le degré de corrélation entre les différentes variables (annexe 1 et 2).² Les sept variables macroéconomiques sélectionnées sont issues de la base des données de la Banque Mondiale. Les données bancaires retenues sont au nombre de cinq et proviennent de la base des données Fitch-IBCA. Cette base fournit des données

² Afin de choisir les variables explicatives, nous nous sommes basés en premier lieu sur un programme stepwise intégrant une trentaine des variables explicatives. Ce programme a drastiquement réduit le nombre de variables explicatives. C'est la raison pour laquelle, nous l'avons abandonné.

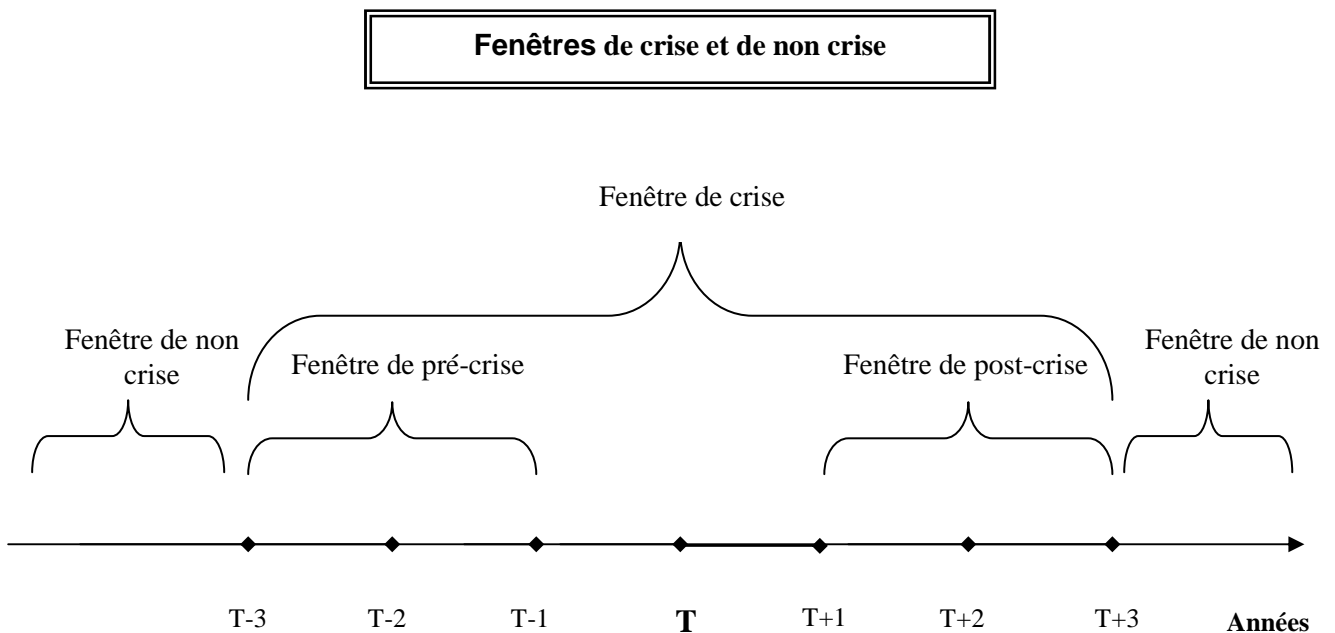
individuelles (banque par banque), par conséquent, nous étions obligé de constituer nos variables bancaires pour chaque pays. Nous avons calculé tous les ratios en moyenne pondérée au total d'actif de chaque banque avant d'être calculé pour chaque pays et pour chaque année de 1987 à 2004. Nous utilisons une seule variable institutionnelle représentée par la nature du système d'assurance des dépôts adopté par chaque pays (système explicite ou implicite). Aussi, nous intégrons une variable du marché représentée par l'indice d secteur bancaire propre à chaque pays. Enfin, nous intégrons une variable « région » qui distingue entre les deux régions.

Tableau 2. Variables explicatives et signes attendus

Identifiants	Définition des variables	Signes attendus
Variables macroéconomiques		
MINFL	Déflateur du PIB	Positif
MBCC	Solde de Balance de compte courant / PIB	Négatif
MCPIB	Taux de croissance réel du PIB	Négatif
MFLUX	Flux bruts des capitaux privés / PIB	Négatif
MCRSP	Crédit domestique au secteur privé / PIB	Positif
MINTE	Taux d'intérêt réel	Positif
MM2RV	M2 rapporté au total des réserves	Positif
Variables bancaires		
BRKAP	Capitaux propres / Actif total	Négatif
BRLI1	Actif interbancaire / Passif interbancaire	Négatif
BROA	Résultat net / Actif total	Négatif
BRQTA2	Réserves sur Créances Douteuses / Crédits bruts	Positif
BRMAN1	Frais généraux / Actif moyen	Positif
Variable institutionnelle		
IASSUR	Système d'assurance des dépôts égal à 1 si explicite ou 0 si implicite	Positif
Variable région		
REGION	valeur 1 pour les pays appartenant à la région d'Asie et 0 pour ceux d'Amérique latine	Positif
Variables issues des marchés financiers		
INDIBNK	Indice boursier de secteur bancaire	Négatif
INDIMRT	Indice général des marchés financiers	Négatif

2. Méthodologies

Nous utilisons deux techniques, une technique univariée basée sur une méthode événementielle et une technique multivariée qui fait appel à un modèle Logit. La méthode événementielle est un outil de comparaison. Elle permet de repérer les variables qui changent significativement leur comportement autour d'un événement prédéfini (crise). Ces variables constitueraient une source d'informations précoces sur l'imminence éventuelle des crises bancaires. Dans cette étude, nous cherchons à identifier graphiquement l'évolution des variables bancaires et macroéconomiques trois ans avant et trois ans après la date des crises bancaires.³ Statistiquement, notre démarche s'inspire de l'analyse événementielle sans se référer à un modèle de marché. L'application de cette méthode nécessite la définition d'un événement, d'une fenêtre d'événement et d'une fenêtre de non événement. L'événement étudié est la crise bancaire survenue dans chacun des 25 pays de notre échantillon entre 1987 et 2004. La fenêtre d'événement (ou fenêtre de crise) contient la période de crise (année de crise), une période de pré-crise (trois années avant l'année de crise) et une période de post-crise (trois années après l'année de crise). La fenêtre de non événement (ou fenêtre de non crise) contient toutes les autres années de la période étudiée. Le schéma suivant résume le principe de la méthode événementielle en séparant la fenêtre de crise de la fenêtre de non crise.⁴



Cette méthode a été employée pour la première fois dans les sciences sociales (Allison 1984, Kiefer 1988). Ensuite elle a été souvent utilisée dans le cadre des crises monétaires (Eichengreen, Rose et Wyplosz (1996) ; Frankel et Rose (1996) ; Aziz, Caramazza et Salgado (2000). Par ailleurs, Eichengreen et Rose (1998) ont élaboré la principale étude qui a utilisé une méthode événementielle

³ La variable nature de système d'assurance des dépôts en tant que variable institutionnelle n'est pas intégrée puisqu'il s'agit d'une variable binaire.

⁴ T indique l'année de crise, T-1 la première année d'avant crise et ainsi de suite pour les autres années.

pour relever les principaux facteurs de crises bancaires. Cette méthode peut être considérée comme un outil de prédiction dans la mesure qu'elle permet de distinguer les variables les plus volatiles autour des crises bancaires. Ces variables peuvent être utilisées par les superviseurs dans leurs processus de surveillance et de prédiction.

L'autre technique, ayant un caractère beaucoup plus prédictif fait appel au modèle qualitatif Logit. Cette technique permet de mettre en évidence la contribution jointe d'un ensemble de variables à prédire la crise. Nous nous appuyons sur cette dernière pour compléter et renforcer les constats issus de la technique événementielle. Les travaux de Demirguc-Kunt et Detragiache (1998a, 1998b, 2005) sont des références en ce sujet. D'autres auteurs tels que Fontenla et Gonzalez (2007) ; Hardy et Pazabasioglu (1998) ont fait appel au modèle logit dans leurs études sur la prédiction des crises bancaires. Du point de vue pratique, le modèle à estimer prend la forme suivante :

$$\ln L = \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T y_{i,t} \ln(p) + (1 - y_{i,t}) \ln(1 - p)$$

où, $y_{i,t}$ représente la propension d'avoir une crise bancaire dans chaque pays de l'échantillon. T désigne les 18 années prises en compte allant de 1987 à 2004 et N les pays de l'échantillon qui sont au nombre de 25.

IV – Résultats

1. Analyse événementielle graphique

Les résultats issus de la méthode événementielle sont formulés sous forme de graphiques. Ils nous renseignent sur l'évolution des variables pendant la fenêtre de crise et en dehors de la fenêtre de crise. Nous avons pu dégager certains éléments de risque qui ont manifesté une évolution notable tout autour de la crise. Au niveau macroéconomique, l'influence de l'état de l'économie locale est évidente à travers le taux de croissance économique réel. Ainsi, nous rejoignons les conclusions de Demirguc-Kunt et Detragiache (1998a) qui prouvent qu'un faible taux de croissance économique augmente la probabilité d'avoir des crises bancaires. Les résultats d'Hardy et de Pazarbasioglu (1998) et de Eichengreen et Arteta (2000) trouvent aussi que les crises bancaires sont précédées par un recul de la croissance économique.

La compétitivité de l'économie locale est également à prendre en considération. Le solde de la balance des comptes courants par rapport au PIB nous a montré que les pays émergents souffraient d'une grande concurrence étrangère. Hardy et Pazarbasioglu (1998) affirment que l'utilisation du solde de la balance des comptes courants rapporté au PIB n'a pas été très efficace dans la prédiction des crises bancaires, son apport est plus important lorsqu'il est utilisé distinctement des autres ratios. Caprio et Klingebiel (1997) trouvent que 75% des pays en développement inclus dans leur étude et qui ont subi

des crises bancaires ont vu chuter leurs termes d'échange d'au moins 10% avant le déclenchement des crises bancaires. Kaminsky et Reinhart (1999) trouvent également que certains pays industrialisés (les petits d'entre eux) et les pays émergents subissent des dégradations de leurs termes d'échange en période de pré-crise. La dépréciation des termes d'échange avant la crise est aussi remarquée par Hausmann et Gavin (1996).

De plus, l'influence des risques externes a été illustrée grâce à l'ampleur des flux bruts des capitaux privés rapportés au PIB. Les pays asiatiques et d'Amérique latine n'ont pas cessé d'attirer les flux externes même à la veille des crises. Pendant la fenêtre de non crise, la moyenne des flux bruts des capitaux étrangers avoisine les 20% du PIB. Ce ratio peut être interprété de deux manières : d'une part, il indique l'abondance des moyens de financement, d'autre part, il présente le danger d'une éventuelle fuite de ces capitaux vers d'autres économies. Nous constatons que ce ratio n'a pas fourni un signal forte sur le risque d'un resserrement des crédits (Credit Crunch) éventuel et donc des crises bancaires qui peuvent surgir.

Le taux d'inflation manifeste une tendance à la baisse tout au long des années précédant la crise. À un an de celle-ci, il a été inférieur à celui enregistré pendant la période de non crise. La seule augmentation a été marquée durant la première année de post-crise. Cette augmentation brusque et limitée dans le temps trouve probablement ses origines dans les efforts des autorités publiques. Ces derniers visaient l'endiguement de la crise en injectant dans l'économie des sommes colossales de monnaie pour regagner la confiance des agents économiques et éviter un resserrement des crédits bancaires. Nous considérons que le taux d'inflation n'a pas pu fournir un signal fort sur l'éminence des crises bancaires. Certes ce taux reste assez élevé (environ 10%) mais aussi largement couvert par un taux de croissance économique réel qui avoisinait également les 10%. Nos résultats ne confirment pas les constats de Demirguc-Kunt et Detragiache (1998a), Hutchison et McDill (1999) et Eric Santor (2003) selon lesquels un taux d'inflation élevé est largement associé à l'arrivée des crises bancaires.

Dans le cas des pays émergents, la tendance à la hausse du ratio de M2 rapporté aux réserves traduit le fort taux de croissance des crédits accordés au secteur privé. Nous rejoignons les résultats d'Eichengreen et Arteta (2000), selon lesquels, l'expansion rapide des crédits au secteur privé est un des facteurs déclencheurs de crises bancaires. Borio et Lowe (2002), de leur côté, estiment que l'augmentation des crédits mesurée par le ratio des crédits au secteur privé rapportés au PIB augmente la probabilité de survenance des crises bancaires. Le même résultat est trouvé par Hardy et Pazarbasioglu (1998). De leur part, Gavin et Hausmann (1996) affirment qu'une période de boom de crédit précède les crises enregistrées en Amérique latine ainsi que dans certains pays industriels.

Au niveau des variables bancaires, nous remarquons particulièrement le rôle de la mauvaise politique de crédits à travers le ratio des réserves sur créances douteuses rapportées aux crédits bruts et de la dégradation des performances économiques des banques illustrée par des résultats médiocres. De même, nos résultats montrent un rôle croissant du management dans la survenance des crises. En ce qui concerne les réserves sur créances douteuses rapportées aux crédits bruts, nous distinguons une augmentation faible mais constante de ce ratio avant la crise et beaucoup plus forte après. Même si les banques ont consenti plus de réserves avant le déclenchement des crises, la valeur du ratio en question n'a jamais atteint la moyenne observée en période de calme (4.5%). Ceci est probablement dû à la liberté excessive accordée aux dirigeants et au manque de dispositifs de contrôle adéquats des crédits bancaires. Cette situation peut aussi traduire l'asymétrie d'information qui existe entre les banques et leurs clients. La faible valeur de ce ratio nous signale que les banques non pas étaient attentives à la qualité des prêts consentis.

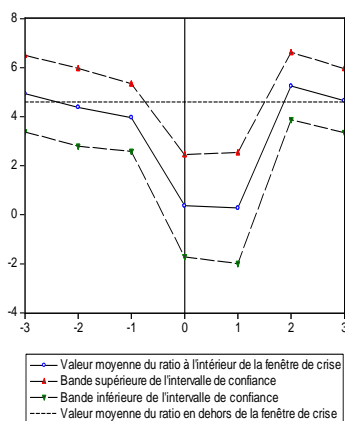
Les mauvaises performances économiques des banques sont mises en évidence par l'évolution décroissante du ratio des résultats nets rapportés au total d'actif (ROA). Parmi les explications possibles à cette chute libre des résultats bancaires, nous pouvons citer le recul de l'activité économique, la fin d'un cycle où les banques dégageaient des résultats positifs sur plusieurs années de suite et enfin, la concurrence des banques nouvellement installées grâce à la libéralisation de l'activité bancaire et financière. Dans notre étude, ce ratio nous a fourni un signe de malaise bancaire pendant les trois années de pré-crise.

La quantification de la qualité du management est encore peu utilisée dans les travaux sur les crises bancaires. D'une manière générale, l'augmentation croissante du ratio des frais généraux rapportés à l'actif moyen expliquerait la difficulté des dirigeants à maîtriser les dépenses. Une telle augmentation peut être tolérée si elle est couverte par des résultats bancaires rassurants, ce qui n'a pas été le cas pour ces pays. L'évolution positive et continue de ce ratio pendant la période de pré-crise peut donc refléter un mauvais management. Malgré cela, nous estimons que la contribution de ce ratio dans la prédiction des crises bancaires demeure moins évidente.

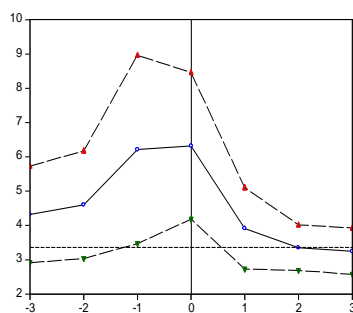
En ce qui concerne les variables issues des marchés financiers, l'évolution de l'indice de secteur bancaire est beaucoup plus parlante que celui du marché. La dégradation de l'indice de secteur bancaire nous renseigne sur la baisse des performances boursières des banques. Cette dégradation constatée pendant les trois années de pré-crise peut être perçue comme un signal d'une crise bancaire éminente. Nous estimons que l'indice du secteur bancaire fournit une information plus riche, plus détaillée et davantage ciblée sur les performances des systèmes bancaires. C'est dans ce cadre que cet indice reste utile pour apprécier et alerter des difficultés que rencontrent les banques.

Graphiques. Étude évènementielle

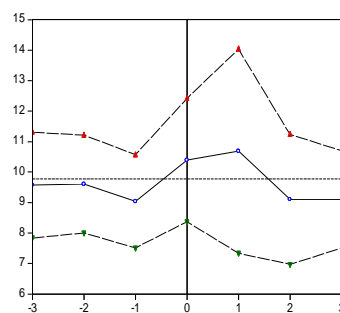
Taux de croissance du PIB réel



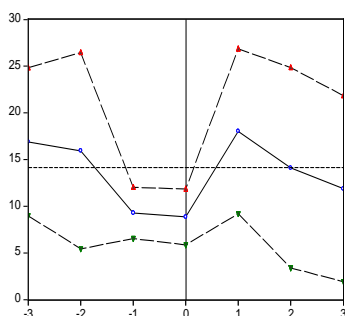
M2 rapporté au total des réserves



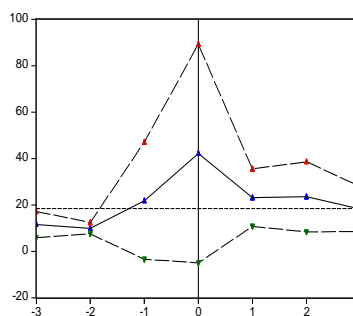
Capitaux propres rapportés au total d'actif



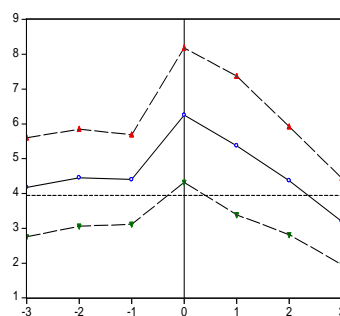
Taux d'inflation annuel



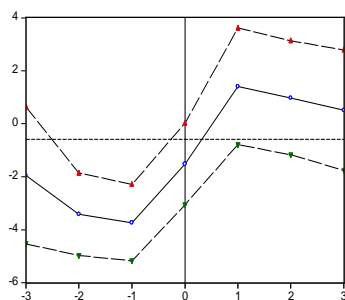
Flux bruts des capitaux privés rapportés au PIB



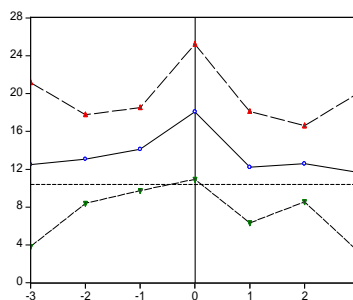
Frais généraux rapportés à l'actif moyen



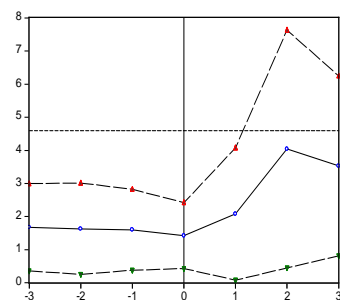
Solde de la balance des comptes courants rapportés au PIB



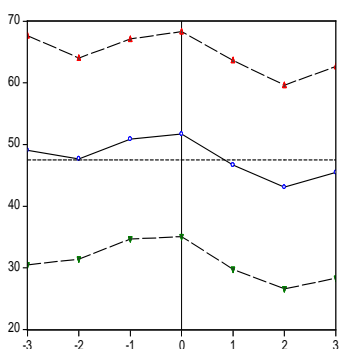
Taux d'intérêt réel annuel



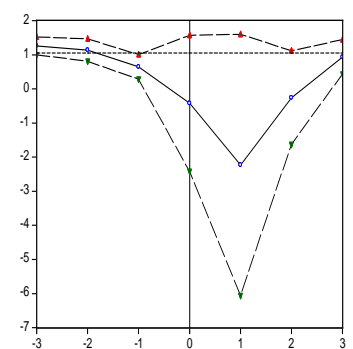
Actif interbancaire rapporté au passif interbancaire



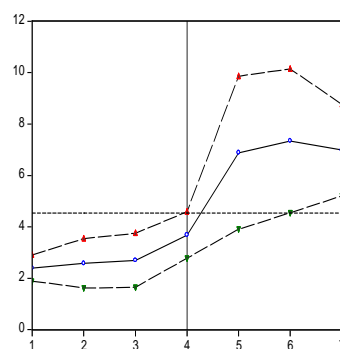
Crédits domestiques aux secteurs privés rapportés au PIB

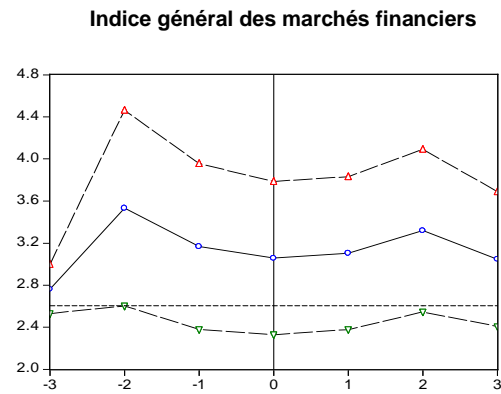
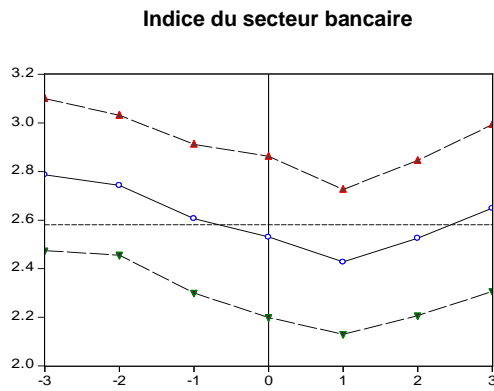


Résultat net rapporté au total d'actif



Réserves sur créances douteuses rapportées aux crédits bruts





2. Analyse multivariée Logit

Empiriquement, nous cherchons le meilleur modèle de prédiction des crises bancaires pour les pays d'Asie et d'Amérique latine. Le tableau 3 présente les résultats des modèles 1, 2 et 3 de prédiction basés respectivement sur des variables décalées d'un, du deux et de trois ans. Pour jauger du modèle qui prédit le mieux la crise, nous utilisons le critère d'Akaike, la statistique de Khi-deux (Wald χ^2), la statistique d'Hosmer Lemeshow et le Pseudo R2 de McFadden. Nous signalons que l'introduction des données issues des marchés financiers est faite dans une section apart à cause d'un manque important des données.

L'information rapportée par le critère d'Akaike ne permet pas de trancher clairement entre les trois modèles. Ceci s'explique largement par le nombre d'observations assez proche pour les trois modèles et donc par un degré de liberté assez similaire. Néanmoins, le modèle 3 dispose d'un nombre d'observation plus faible par rapport aux deux autres modèles alors que les modèles 1 et 2 sont jugés concurrents. La statistique de χ^2 montre que dans les trois modèles de prédiction, l'hypothèse selon laquelle les coefficients des variables indépendantes sont conjointement égaux est rejetée au seuil de 1% pour les deux premiers modèles et au seuil de 5% pour le troisième. Concernant la statistique d'Hosmer-Lemeshow, l'hypothèse d'adéquation est acceptée au seuil de 1% dans les trois modèles. Ce critère ne permet donc pas de différencier les différents modèles de prédiction. La valeur de Pseudo R2 est plus élevée dans le modèle 1. Cette valeur baisse au fur et à mesure que nous décalons nos variables de deux et de trois ans. Elle est de 32 % pour le modèle 1 et de 29 et 23 respectivement pour les modèles 2 et 3. L'examen des modèles décalés sur la base de ces quatre critères montre que c'est le modèle 1 qui prédit mieux la crise. De plus, chaque fois qu'on s'éloigne de la date de début de la crise, la prédiction perd en qualité. Le tableau 3 récapitule les résultats de prédiction des différents modèles.

Tableau 3. Prédiction des crises par retardement des variables

	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3	Signes attendus
MBCC	-0,493*** (-3,388)	-0,424** (-2,316)	-0,290*** (-3,032)	Négatif
MCPIB	-0,120 (-1,401)	-0,284** (-2,000)	-0,219** (-2,271)	Négatif
MCRSP	0,012 (0,673)	-0,003 (-0,175)	0,004 (0,241)	Positif
MFLUX	-0,106** (-2,459)	-0,038 (-1,009)	-0,055 (-1,336)	Négatif
MINFL	-0,028 (-1,290)	-0,011 (-0,913)	0,002 (0,300)	Positif
MINTE	-0,040 (-1,584)	-0,019 (-0,708)	-0,025 (-0,686)	Positif
MM2RV	0,113 (1,319)	0,022 (0,145)	-0,209 (-1,252)	Positif
BRKAP	0,086 (0,725)	-0,019 (-0,153)	0,053 (0,620)	Négatif
BRLI1	-0,021 (-0,347)	-0,167 (-0,907)	-0,153 (-1,143)	Négatif
BRMAN1	0,191*** (3,197)	0,118* (1,751)	0,040 (0,297)	Positif
BROA	-1,492*** (-3,388)	-0,306 (-0,479)	-0,224 (-0,722)	Négatif
BRQTA2	-0,272** (-2,070)	-0,332** (-2,099)	-0,233*** (-2,638)	Positif
IASSUR	-0,342 (-0,490)	-0,947 (-1,327)	-1,491* (-1,875)	Positif
REGION	0,592 (-0,473)	-1,665 (1,352)	-1,599 (1,249)	Positif
C	-1,000 (-0,392)	-2,232 (-0,812)	-1,767 (-0,637)	
Nombre d'observation	225	206	189	
Critère d'Akaike	0,53	0,51	0,56	
Pseudo R2	0,32	0,29	0,23	
Wald chi2	33,88***	35,20***	27,21**	
Stat.Hosmer-Lemeshow	7,86***	3,07***	4,040***	

Note : **MBCC** = Balance de compte courant / PIB ; **MCPIB** = Taux de croissance réel du PIB ; **MCRSP** = Crédit domestique au secteur privé / PIB ; **MFLUX** = Flux bruts des capitaux privés / PIB ; **MINFL** = Déflateur du PIB ; **MINTE** = Taux d'intérêt réel ; **MM2RV** = M2 / total des réserves ; **BRKAP** = Capitaux propres / Actif total ; **BRLI1** = Actif interbancaire / Passif interbancaire ; **BRMAN1** = Frais généraux / Actif moyen ; **BROA** = Résultat net / Actif total ; **BRQTA2** = Réserves sur Créances Douteuses / Crédits bruts ; **IASSUR** = Système d'assurance dépôt égal à 1 si explicite ou 0 si implicite ; **REGION** = valeur 1 pour les pays appartenant à la région d'Asie et 0 pour ceux d'Amérique latine.

Les modèles 1, 2 et 3 englobent des variables macroéconomiques, institutionnelles et bancaires retardées respectivement d'un, deux et trois ans. Une, deux et trois étoiles indiquent respectivement le niveau de significativité de 10%, 5% et 1%. La variable dépendante crise bancaire (Crise) prend la valeur 1 si le pays a subi une crise à la date T. Sinon, elle prend la valeur 0. Les valeurs des z-statistics des coefficients des régresseurs sont entre parenthèses. La méthode d'Hubert White d'estimation des variances et covariances des coefficients estimés est utilisée.

Pour distinguer le modèle qui prédit mieux les crises, nous nous basons, aussi, sur le degré des erreurs de prédiction⁵ représentées par l'erreur de type 1 et l'erreur de type 2. Quoiqu'il soit souvent fixé d'une manière arbitraire, le seuil (cutoff) de référence a toujours fait débat autour de la valeur qu'on lui attribue. Cette valeur dépend en partie de l'importance du degré d'aversion pour le risque du décideur ou de l'organe de supervision en question (Bussière et Fratzscher.2006). À l'instar des travaux de Demirguc-Kunt et Detragiache (1998a), nous supposons que le seuil de décision associé au meilleur système d'alerte est celui qui est calculé à partir du rapport entre le nombre d'événements réalisés (nombre de crises) et le nombre total d'observations. Nous suivons cette démarche pour identifier notre système d'alerte. Du surcroît, Pour tester les résultats obtenus, d'un coté, nous attribuons d'autres valeurs au seuil de décision (0.5 et 0.75), de l'autre coté, nous procédons à un raisonnement en termes d'espérance et non pas en termes de seuil (tableau 4).

Tableau 4. Prédiction en termes de seuil de décision et d'espérance

Analyse en termes de seuil de décision (C)									
	Modèle 1			Modèle 2			Modèle 3		
	C=0.08	C=0.5	C=0.75	C=0.07	C=0.50	C=0.75	C=0.07	C=0.50	C=0.75
Nombre total d'observations	225			206			189		
% total d'observations correctes	80.00	93,33	91.11	75.24	93.69	93.20	72.49	92.06	92.59
% des crises correctement prédites	89.47	31,58	0.00	86.67	13.33	6.67	85.71	0.00	0.00
% des non-crisis correctement prédites	79.13	99,03	99.51	74.35	100.00	100.00	71.43	99.43	100.00
Erreur de type 1 en %	10.53	68,42	100.00	13.33	86.67	93.33	14.29	100.00	100.00
Erreur de type 2 en %	20.87	0,97	0.49	25.65	0.00	0.00	28.57	0.57	0.00
Analyse en termes d'espérance									
	Modèle 1			Modèle 2			Modèle 3		
Nombre total d'observations	225			206			189		
% total d'observations correctes	88.43			89.48			88.13		
% des crises correctement prédites	31.51			27.75			19.86		
% des non-crisis correctement prédites	93.68			94.33			93.59		
Erreur de type 1 en %	68.49			72.25			80.14		
Erreur de type 2 en %	6.32			5.67			6.41		

⁵ L'erreur de type 1 apparaît lorsque l'hypothèse nulle est rejetée alors qu'elle est, en fait, vraie. Dans ce cas, cela signifie que le système d'alerte nous annonce que le pays est sain alors qu'il va subir une crise. Dans le cas de l'erreur de type 2, le système d'alerte nous annonce une crise alors que le pays est sain.

Les résultats acquis par référence au seuil de décision ou par rapport au seuil de 0.5, démontrent que le modèle le mieux spécifié en terme de prédiction est le modèle 1. Ce modèle présente le degré le moins élevé d'erreur de type 1. Le seuil de décision de 0.75 donne des résultats mitigés. En fait, les modèles 1 et 3 ne prédisent aucune crise, et le modèle 2 ne prédit correctement que peu de crises (6.67%). En termes d'espérance, les tests de prédiction confirment en grande partie nos résultats. Le modèle ayant le pouvoir prédictif le plus élevé est toujours le modèle 1. Au final, le modèle 1 correspondant aux variables macroéconomiques, bancaires et institutionnelles décalées d'un an est celui qui définit le meilleur système d'alerte en termes de seuil de décision et d'espérance. Par conséquent, les crises bancaires des pays émergents, selon nos résultats, sont mieux prédites par des données plus récentes.

Toujours, dans le but de vérifier la stabilité de nos résultats concernant les variables qui prédisent mieux les crises bancaires, nous nous sommes demandé si les variables bancaires ou macroéconomiques décalées et prises séparément prédisent mieux les crises que lorsqu'elles sont prises ensemble. L'annexe 3 prend en considération les variables macroéconomiques décalées d'un an, de deux ans et de trois ans. L'annexe 4 reprend des régressions effectuées que sur des variables bancaires décalées d'un, de deux et de trois ans. Selon les quatre critères préfinis au dessus et selon le degré de l'erreur de type 1 et de type 2, nous constatons que la prise non simultanée des variables bancaires, macroéconomiques et institutionnelles fournit des résultats moins intéressants. De plus, l'annexe 5 prouve que l'utilisation d'un modèle Probit aboutit au même résultat que celui du modèle Logit. Autrement dit, l'association des variables bancaires, macroéconomiques et institutionnelles décalées d'un an permet d'avoir le meilleur modèle de prédiction.

La significativité des variables explicatives est différente d'un modèle à l'autre. Néanmoins, c'est dans le modèle 1 qu'on s'aperçoit que la plupart des variables sont significatives à 1%. Au niveau des signes attendus, les variables BRMAN1 et BROA disposent des bons signes. Cela apparaît assez logique : la détérioration des résultats économiques des banques ne peut que fragiliser leur bilan et les exposer aux crises. Cette baisse de rentabilité économique peut être expliquée par une concurrence forte provoquée par une libéralisation financière précipitée. Le ratio du management est significatif et dispose du signe attendu dans le cas des variables décalées d'un et de deux ans. En fait, dans des marchés bancaires et financiers de plus en plus complexes, le rôle des managers apparaît déterminant. Un bon manager est celui qui a les facultés de rationaliser ses dépenses, augmenter ses recettes et jouir de la confiance de marché. Un mauvais manager peut à lui seul mener toute une banque à la faillite. La significativité de ce ratio montre que les pays émergents étudiés ne disposent pas d'un management de qualité. Par contre, la variable BRQTA2 présente un signe contraire à celui attendu. Si nous raisonnons à l'échelle d'une banque, l'augmentation des réserves sur créances douteuses par rapport aux crédits peut expliquer une mauvaise politique de crédits. Mais cette augmentation peut aussi expliquer le caractère méfiant et bienveillant de la banque qui constitue de nouvelles réserves chaque fois que la qualité de ses créances se détériore. Une banque qui dispose d'un faible ratio de réserves sur créances douteuses par rapport aux crédits n'adopte pas nécessairement une bonne politique de

crédit. C'est le cas par exemple des pays émergents où les banques octroient beaucoup de crédits grâce à des dispositifs de surveillance moins contraignants. En effet, l'examen de la significativité des variables bancaires montre que la crise a été engendrée, en partie, par une dégradation des résultats économiques des banques. Cette dégradation peut être expliquée par une qualité médiocre du management et par une mauvaise politique de crédit.

S'agissant des variables macroéconomiques, trois des sept variables sont significatives au moins une fois sur trois (dans les trois modèles de prédiction). Il s'agit du solde de la balance de compte courant par rapport au PIB (MBCC), du taux de croissance du PIB réel (MCPIB) et du flux brut des capitaux privés rapportés au PIB (MFLUX). Le taux de croissance réel du PIB est significatif à 5% avec le signe attendu dans tous les modèles sauf pour le modèle 1. Ces résultats expliquent que l'effet d'une baisse du taux de croissance économique est moins contributif lorsqu'on considère sa valeur retardée d'un an. Ce ratio nous renseigne sur l'interdépendance entre les performances des banques et celles des autres agents. Le rôle de la libéralisation financière externe matérialisé par le ratio des flux brut des capitaux privés rapportés au PIB est significatif. Ce ratio présente le signe attendu, il est significatif à 5% dans le modèle 1. Un taux élevé de ce ratio reflète une bonne confiance des investisseurs internationaux dans l'économie locale. D'ailleurs, un pays qui manque de stabilité économique, politique et sociale ne jouit pas de la confiance internationale et il en résulte une fuite des capitaux vers l'étranger. Le solde de la balance des comptes courants rapporté au PIB est significatif à 1% dans les modèles 1 et 3 et à 5% dans les modèles 2. La détérioration de ce solde peut refléter la baisse de la compétitivité de l'économie locale par rapport au reste du monde.

L'effet de la variable institutionnelle (nature du système d'assurance des dépôts) sur la stabilité des systèmes bancaires est moins évident. Cette variable n'est significative que dans le modèle 3 au seuil de 10%. Nous estimons que l'intégration de cette variable pourrait être plus intéressante en prenant en considération la qualité des lois et de la réglementation prudentielle en vigueur. La variable région utilisée pour repérer des éventuelles différences entre la région d'Amérique latine et de celle d'Asie fournit un résultat clair : notre système d'alerte est un système d'alerte pour les pays émergents. La non significativité de cette variable dans toutes nos estimations conforte notre hypothèse de départ : les pays de notre échantillon disposent d'un niveau de développement convergent, de systèmes bancaires comparables et d'une architecture institutionnelle et réglementaire partagée. Dès lors, nous pouvons qualifier notre système d'alerte d'un système d'alerte avancé pour les pays émergents d'Asie et d'Amérique latine.

V- Quel rôle pour les variables issus des marchés financiers ?

L'introduction des variables issues des marchés financiers diminue considérablement le nombre d'observations dans nos estimations.⁶ Sur les 25 pays de l'échantillon, neuf d'entre eux ne disposent, ni des données relatives à l'indice général du marché financier, ni à l'indice du secteur bancaire. De plus, nous avons exclu également les observations de l'indice du marché de l'Argentine qui n'est pas bien renseigné.⁷ Ce manque de données peut s'expliquer, d'une part, par le nombre très faible de banques cotées sur les marchés financiers pour ces pays et, d'une autre part, par le poids dominant de la finance indirecte par rapport à celui la finance directe.

Lorsque nous avons effectué un test d'auto-corrélation entre l'indice du marché et l'indice du secteur bancaire, nous avons trouvé un degré de corrélation positif très élevé (77%). Cependant, pour effectuer nos régressions, nous avons seulement choisi l'indice du secteur bancaire. Ce choix est justifié, d'un côté, par le type de problématique que nous abordons et par le nombre d'observations pour chaque indice. En effet, notre objectif est l'examen des facteurs prédictifs des crises bancaires, nous supposons, alors, que l'indice du secteur bancaire, qui ne concentre l'information que sur les établissements bancaires, fournirait une information plus riche et mieux ciblée. De l'autre côté, cet indice dispose de plus d'observations par rapport à l'indice général du marché. Le tableau 5 présente les résultats des régressions (modèles 4, 5, 6) relatives respectivement à la prédiction en T-1, T-2, T-3. Dans ces régressions, nous retenons, en plus de l'indice du secteur bancaire, les mêmes variables que dans les modèles de prédiction précédents (Modèles 1, 2 et 3).

⁶ Dans le tableau 5 qui dresse les résultats de prédiction lorsque l'on considère l'ensemble de variables simultanément, nous constatons que le nombre d'observations pour les modèles 4, 5 et 6 est faible, soit respectivement 135, 123 et 113. Ceci constitue un handicap majeur pour notre étude. C'est la raison pour laquelle, nous avons préféré intégrer l'indice bancaire dans une section distincte.

⁷ Sur les neuf pays exclus, huit appartiennent à la région d'Amérique Latine (Bolivie, Costa Rica, Equateur, Jamaïque, Panama, Paraguay, Salvador, et Uruguay) et un seul à la région asiatique (Vietnam).

Tableau 5. Prédiction par intégration de l'indice du secteur bancaire

	Modèle 4	Modèle 5	Modèle 6	Signes attendus
MBCC	-0,717* (-1,648)	-1,347** (-2,531)	-0,304* (-1,905)	Négatif
MCPIB	-0,190 (-1,110)	-0,323* (-1,834)	-0,091 (-0,964)	Négatif
MCRSP	0,012 (0,253)	0,010 (0,298)	0,010 (0,399)	Positif
MFLUX	-0,147 (-1,103)	0,258** (2,485)	0,005 (0,166)	Négatif
MINFL	-0,109 (-1,561)	0,004 (0,073)	-0,114 (-1,086)	Positif
MINTE	0,006 (0,134)	-0,085 (-1,242)	-0,018 (-0,283)	Positif
MM2RV	0,859 (1,565)	1,650** (2,053)	0,277 (0,905)	Positif
BRKAP	0,210 (0,952)	0,292 (1,148)	0,206 (0,884)	Négatif
BRLI1	-0,297 (-1,112)	-0,516 (-1,046)	-0,152 (-0,720)	Négatif
BRMAN1	0,084 (0,515)	0,068 (0,402)	0,034 (0,119)	Positif
BROA	-1,249* (-1,808)	-0,669 (-1,097)	0,706 (1,182)	Négatif
BRQTA2	-0,063 (-0,353)	-0,134 (-0,634)	-0,135 (-1,054)	Positif
IASSUR	0,280 (0,169)	3,689 (1,312)	-0,464 (-0,263)	Positif
REGION	0,291 (0,102)	2,637 (0,836)	0,543 (0,260)	Positif
INDIBNK	-0,051 (-0,062)	-2,357 (-1,038)	0,224 (0,183)	Négatif
C	-7,121 (-0,901)	-17,099* (-1,648)	-6,585 (-0,834)	
Nombre d'observations	135	123	113	
Critère d'Akaike	0.55	0.50	0.62	
Pseudo R2	0.44	0.45	0.26	
Wald chi2	33.51***	24.09*	13.88	
Stat.Hosmer-Lemeshow	1.716***	2.703***	7.312***	
% des crises correctement prédites⁸	41.24	36.91	21.14	
Erreur de type 1 en %	58.76	63.09	78.86	

Note. **MBCC** = Balance de compte courant / PIB; **MCPIB** = Taux de croissance réel du PIB; **MCRSP** = Crédit domestique au secteur privé / du PIB; **MFLUX** = Flux bruts des capitaux privés / PIB; **MINFL** = Déflateur du PIB; **MINTE** = Taux d'intérêt réel; **MM2RV** = M2 / total des réserves; **BRKAP** = Capitaux propres / Actif total; **BRLI1** = Actif interbancaire / Passif interbancaire; **BRMAN1** = Frais généraux / Actif moyen; **BROA** = Résultat net / Actif total; **BRQTA2** = Réserves sur Créances Douteuses / Crédits bruts; **IASSUR** = Système d'assurance dépôt égal à 1 si explicite ou 0 si implicite; **REGION** = valeur 1 pour les pays appartenant à la région d'Asie et 0 pour ceux à l'Amérique latine. **INDIBNK** = indice boursier du secteur bancaire.

⁸ Le nombre d'observations correctement prédites et la valeur de l'erreur de type 1 sont calculés en termes d'espérance et non pas selon un seuil de décision.

Trois critères permettent de distinguer le modèle qui prédit mieux les crises : la valeur d'Akaike, celle de Pseudo-R2 et de l'erreur de type un. Le critère d'Akaike nous indique que les modèles 4 et 5 restent concurrents (0.50 et 0.55) alors que le modèle 6 est doté d'un Akaike plus important (0.62). Au niveau du R2, le modèle 4 et 5 ont quasiment le même R2, soit 0.44 pour le modèle 4 et 0.45 pour le modèle 5. Le modèle 6 retardé de trois ans dispose d'un R2 beaucoup plus faible (0.26). En effet, en termes d'erreur de type 1, il est clair que le modèle retardé de trois ans participe le moins dans la prédiction des crises (78.86% d'erreur). C'est le modèle retardé d'un an qui se place en première position (58.76%), suivi de celui retardé de deux ans (63.09%). Par conséquent, nous pouvons en déduire que c'est le modèle 4, qui dispose aussi de l'erreur de type 1 la plus faible est celui qui permet de mieux prédire les crises.

Au niveau de la significativité des variables, force est de constater que l'indice du secteur bancaire n'est significatif dans aucun des modèles. Par ailleurs, il est clair que l'intégration de cette variable a largement amélioré nos résultats de prédiction. D'autres variables, par contre, confirment une fois de plus leur rôle dans la prédiction des crises bancaires. Il s'agit principalement de l'état de la balance des paiements et de la croissance économique.

Afin de tester la robustesse de nos résultats, nous nous sommes demandé si la prise des variables explicatives distinctement les une des autres et sur des dates décalées d'un, de deux et de trois ans fournirait des résultats plus intéressants en termes de prédiction. Autrement dit, pourquoi ne pas estimer un autre modèle qui retiendrait le meilleur décalage pour chaque variable? Par exemple, nous avons pris la variable MBCC, nous l'avons retardé d'un an et nous l'avons régressé sur la variable à expliquer, ensuite, nous l'avons retardé de deux ans, et nous l'avons régressé sur la variable à expliquer et enfin, nous l'avons retardé de trois ans et nous l'avons régressé sur la variable à expliquer. Par la suite, nous avons choisi la variable MBCC la plus significative. La même méthode est appliquée pour les autres variables, par conséquent, à la fin nous avons pu constituer un modèle qui récapitule les variables explicatives les mieux décalées. L'annexe 6 constitue le modèle de prédiction basé sur les variables les plus significatives à savoir : MINFL, MM2RV et BROA retardées d'un an et MBCC et MFLUX retardées de deux ans, les autres variables ne sont pas significatives. Les résultats obtenus, montre que la prise en compte des variables, distinctement, fournit des résultats très mitigés comparés au modèle qui intègre toutes les variables explicatives simultanément (modèles 1 et 4).

VI - Conclusion

Les résultats empiriques obtenus (régressions Logit) attestent que les crises bancaires d'Asie et d'Amérique latine trouvent leurs origines dans l'environnement bancaire, macroéconomique, institutionnel et du marché. La prise en compte simultanée de ces quatre catégories de variables améliore significativement la qualité de la prédiction et constitue une originalité dans ce sens. Également, nous constatons que, se servir des variables à valeurs retardées dans le processus de prédiction est d'une grande importance. Les modèles à variables explicatives retardées d'un an prédisent mieux les crises que ceux à variables retardées de deux ans et encore mieux que ceux à variables retardées de trois ans.

L'utilisation de la technique univariée et de la technique multivariée aboutit à des résultats pertinents. Nous plaçons les deux méthodes dans une logique de complémentarité plutôt que de substituabilité. Si l'analyse multivariée consiste à dégager le *modèle* le plus performant en termes de prédiction, l'analyse événementielle permet de repérer les *variables* qui subissent un fort changement autour de la crise et qui peuvent fournir, distinctement, des signes précoces sur l'arrivée de celles-ci. Parmi les variables les plus influentes issues des deux méthodes, il y'a le taux de croissance économique réel, du solde de la balance des comptes courants par rapport au PIB et le solde des flux bruts des capitaux privés par rapport au PIB. Pour les variables bancaires, il s'agit particulièrement des réserves sur créances douteuses par rapport aux crédits bruts, du résultat net rapporté à l'actif total et des frais généraux par rapport à l'actif moyen.

Ce travail est une contribution vers un système d'alerte avancée des crises bancaires pour la région d'Asie et d'Amérique latine. Néanmoins, nous estimons que l'adoption de données semestrielles ou trimestrielles pourrait, par exemple, rendre plus pertinente la prédiction des crises en particulier au niveau du timing. L'application à d'autres zones de pays émergents et développés (Afrique, moyens orient, Etats-Unis...) pourrait également aider à vérifier la robustesse de nos résultats. Enfin, l'intégration d'indicateurs de marché dans la détection des crises pourrait constituer un apport supplémentaire. Cet apport serait d'autant plus contributif que la périodicité des données utilisées est plus courte.

Annexe 1. Statistiques descriptives

	Moyenne	Médiane	Maximum	Minimum	Écart-type	Observations
MBCC	-0,77	-1,87	29,18	-14,70	5,89	426
MCPIB	4,11	4,37	17,85	-13,38	4,23	450
MCRSP	47,69	32,00	172,87	2,48	38,36	440
MFLUX	19,85	10,49	649,17	0,51	41,97	426
MINFL	14,18	8,16	204,10	-23,48	22,08	434
MINTE	11,57	8,78	84,05	-46,63	14,94	408
MM2RV	3,91	3,19	29,28	0,00	3,53	437
BRKAP	9,77	9,05	44,25	-5,45	4,91	419
BRLI1	10,08	1,33	513,57	0,00	45,72	374
BRMAN1	4,28	3,60	36,57	0,00	4,06	413
BROA	0,67	0,93	5,32	-46,89	3,07	419
BRQTA2	4,65	3,13	34,97	0,01	4,51	377

Annexe 2. Matrice de corrélation

	MBCC	MCPIB	MCRSP	MFLUX	MINFL	MINTE	MM2RV	BRKAP	BRLI1	BRMAN1	BROA	BRQTA2
MBCC	1											
MCPIB	-0,06	1										
MCRSP	0,40	0,12	1									
MFLUX	0,37	-0,16	0,32	1								
MINFL	-0,01	-0,07	-0,30	-0,14	1							
MINTE	-0,20	-0,12	-0,15	-0,02	-0,16	1						
MM2RV	-0,08	-0,06	0,06	0,29	-0,02	-0,08	1					
BRKAP	0,08	-0,24	-0,15	-0,04	0,00	0,12	-0,25	1				
BRLI1	-0,03	0,02	-0,07	-0,02	-0,04	-0,10	-0,13	0,22	1			
BRMAN1	-0,12	-0,20	-0,37	-0,13	0,20	0,20	-0,11	0,26	0,03	1		
BROA	-0,10	0,28	-0,05	-0,04	-0,05	-0,03	-0,06	-0,38	-0,02	0,01	1	
BRQTA2	0,06	-0,27	-0,16	-0,09	0,02	0,04	-0,24	0,41	0,10	0,12	-0,46	1

Annexe 3. Variables macroéconomiques décalées d'un, deux et trois ans

	Macroéconomiques T-1	Macroéconomiques T-2	Macroéconomiques T-3	Signes attendus
MBCC	-0,184*** (-3,317)	-0,109 (-1,446)	-0,032 (-0,361)	Négatif
MCPIB	-0,064 (-0,923)	-0,072 (-0,729)	0,001 (0,019)	Négatif
MCRSP	-0,001 (-0,107)	0,015 (1,608)	0,010 (0,713)	Positif
MFLUX	0,005 (0,685)	-0,051** (-2,115)	-0,023 (-1,237)	Négatif
MINFL	-0,008 (0,545)	-0,003 (-0,286)	0,011 (0,976)	Positif
MINTE	0,021 (1,304)	0,002 (0,166)	0,005 (0,260)	Positif
MM2RV	0,128** (2,872)	0,063 (0,825)	0,051 (0,737)	Positif
REGION	0,683 (1,253)	0,186 (0,294)	0,252 (0,475)	Positif
C	-4,435*** (-3,448)	-3,000** (-2,507)	-3,494*** (-3,028)	
Nombre d'observations	280	259	239	
Critère d'Akaike	0.569	0.55	0.57	
Pseudo R2	0.11	0.07	0.03	
Wald chi2	17.76**	10.20	3.94	
Stat.Hosmer- Lemeshow	6.157***	9.07***	10.14***	
Erreur de type 1	68.49	88.04	91.23	
Erreur de type 2	6.32	6.97	6.99	

Note : **MBCC** = Balance de compte courant / PIB ; **MCPIB** = Taux de croissance réel du PIB ; **MCRSP** = Crédit domestique au secteur privé / du PIB ; **MFLUX** = Flux bruts des capitaux privés / PIB ; **MINFL** = Déflateur du PIB ; **MINTE** = Taux d'intérêt réel ; **MM2RV** = M2 / total des réserves ; **REGION** = valeur 1 pour les pays appartenant à la région d'Asie et 0 pour ceux d'Amérique latine.

Annexe 4. Variables bancaires décalées d'un, deux et trois ans

	Bancaires T-1	Bancaires T-2	Bancaires T -3	Signes attendus
BRKAP	-0,035 (-0,585)	-0,049 (-0,772)	0,045 (0,613)	Négatif
BRLI1	-0,091 (-0,891)	-0,141 (-0,916)	-0,089 (-0,854)	Négatif
BRMAN1	0,103** (2,259)	0,076 (1,554)	0,101 (1,092)	Positif
BROA	-0,791*** (-2,722)	-0,008 (-0,032)	-0,134 (-0,564)	Négatif
BRQTA2	-0,192** (-1,980)	-0,142* (-1,655)	-0,091 (-1,564)	Positif
REGION	-0,177 (-0,307)	0,132 (0,235)	0,523 (0,729)	Positif
C	-0,702 (-0,611)	-1,577 (-1,285)	-3,355** (-2,200)	
Nombre d'observations	238	218	199	
Critère d'Akaike	0.60	0.62	0.60	
Pseudo R2	0.10	0.06	0.05	
Wald chi2	14.20**	7.42	5.70	
Stat.Hosmer- Lemeshow	5.93***	7.43***	5.42***	
Erreur de type 1	84.87	88.41	89.84	
Erreur de type 2	8.21	8.44	7.86	

Note : **BRKAP** = Capitaux propres / Actif total ; **BRLI1** = Actif interbancaire / Passif interbancaire ; **BROA** = Résultat net / Actif total ; **BRQTA2** = Réserves sur Créances douteuses / Crédits bruts ; **BRMAN1** = Frais généraux / Actif moyen ; **REGION** = valeur 1 pour les pays appartenant à la région d'Asie et 0 pour ceux d'Amérique latine.

Annexe 5. Prédiction des crises par un modèle Probit

	Probit T-1	Probit T-2	Probit T-3	Signes attendus
MBCC	-0,261*** (-3,594)	-0,209*** (-2,834)	-0,163*** (-3,409)	Négatif
MCPIB	-0,075* (-1,662)	-0,159** (-2,415)	-0,114** (-2,430)	Négatif
MCRSP	0,007 (0,845)	-0,001 (-0,154)	0,002 (0,182)	Positif
MFLUX	-0,058** (-2,501)	-0,019 (-1,025)	-0,028 (-1,327)	Négatif
MINFL	-0,014 (-1,348)	-0,006 (-1,163)	0,001 (0,107)	Positif
MINTE	-0,021 (-1,605)	-0,010 (-0,756)	-0,013 (-0,833)	Positif
MM2RV	0,063 (1,314)	0,003 (0,032)	-0,116 (-1,387)	Positif
BRKAP	0,035 (0,589)	-0,026 (-0,471)	0,033 (0,782)	Négatif
BRLI1	-0,013 (-0,418)	-0,078 (-1,077)	-0,077 (-1,296)	Négatif
BRMAN1	0,104*** (3,127)	0,061** (2,005)	0,018 (0,323)	Positif
BROA	-0,767*** (-3,098)	-0,062 (-0,210)	-0,118 (-0,748)	Négatif
BRQTA2	-0,144** (-2,208)	-0,177** (-2,445)	-0,124*** (-2,700)	Positif
INSSUR	-0,316 (-0,658)	-0,513 (-1,560)	-0,735** (-2,012)	Positif
REGION	-0,226 (-0,530)	0,883 (1,485)	0,922 (1,496)	Positif
C	-0,505 (-0,402)	-1,106 (-0,892)	-1,113 (-0,887)	
Nombre d'observations	225	206	189	
Critère d'Akaike	0.53	0.52	0.56	
Pseudo R2	0.32	0.29	0.24	
Wald chi2	41.96***	31.37***	23.91**	
Stat.Hosmer- Lemeshow	3.85***	4.85***	4.28***	
Erreur de type 1	69.26	73.79	80.33	
Erreur de type 2	6.38	5.85	6.37	

Note : **MBCC** = Balance de compte courant / PIB ; **MCPIB** = Taux de croissance réel du PIB ; **MCRSP** = Crédit domestique au secteur privé / du PIB ; **MFLUX** = Flux bruts des capitaux privés / PIB ; **MINFL** = Déflateur du PIB ; **MINTE** = Taux d'intérêt réel ; **MM2RV** = M2 / total des réserves ; **BRKAP** = Capitaux propres / Actif total ; **BRLI1** = Actif interbancaire / Passif interbancaire ; **BRMAN1** = Frais généraux / Actif moyen ; **BROA** = Résultat net / Actif total ; **BRQTA2** = Réserves sur Créances Doubteuses / Crédits bruts ; **IASSUR** = Système d'assurance dépôt égal à 1 si explicite ou 0 si implicite ; **REGION** = valeur 1 pour les pays appartenant à la région d'Asie et 0 pour ceux d'Amérique latine.

Annexe 6. Régression Logit sur des variables prises individuellement

	Modèle basé sur des variables prises une par une	Signes attendus
MBCC	-0,168 [*] (-1,885)	Négatif
MFLUX	-0,032 ^{**} (-2,234)	Négatif
MINFL	-0,014 (-1,296)	Positif
MM2RV	0,128 ^{**} (2,398)	Positif
BROA	0,036 (0,095)	Négatif
C	-2,947 (-5,503)	
Nombre d'observations	253	
Critère d'Akaike	0.53	
Pseudo R2	0.10	
Wald chi2	13.18	
Stat.Hosmer-Lemeshow	5.638 ^{***}	
% total d'observations correctes	87.04	
Erreur de type 1 en %	86.31	

Note : **MBCC** = Balance de compte courant / PIB ; **MFLUX** = Flux bruts des capitaux privés / PIB ; **MINFL** = Déflateur du PIB ; **MM2RV** = M2 / total des réserves ; **BROA** = Résultat net / Actif total.

Bibliographie

Allison P D "*Event history analysis. Regression for longitudinal event data*" QASS 46. Beverly Hills and London : Sage.1984.

Anderson R C. Fraser D R "*Corporate Control. Bank Risk Taking and the Health of the Banking Industry*" Journal of Banking and Finance. Vol 24. PP 1383-1398. 2000.

Berger A N. Davies S M "*The information of bank Examinations*" Journal of Financial Services Research. Vol 14 (2). PP 117-144. 1998.

Bongini P. Claessens S. Ferri G "*The Political Economy of Distress in East Asian Financial Institutions*" Journal of Financial Services Research. Vol 19 (1). PP 5–25. 2001.

Demirguc-Kunt A. Detragiache E "*Cross-country empirical studies of systemic bank distress: a survey*" National Institute. Economic Review 192. PP 68-83. April 2005.

Demirguc-Kunt A. Detragiache E "*Does Deposit Insurance Increase banking system fragility? An Empirical Investigation*" IMF Working Paper 3. 2000.

Demirguc-Kunt A. Detragiache E "*Financial liberalization and financial fragility*" Policy Research Working Paper Series 1917. The World Bank. 1998b.

Demirguc-Kunt A. Detragiache E "*The determinants of banking crises in developing and developed countries*" IMF Staff Papers. Vol 45. 1. PP 81-109. 1998a.

DeYoung R. Flannery M J. Lang W W. Sorescu M S "*The Information Advantage of Specialized Monitors: the Case of Bank Examiners*" Federal Reserve Bank of Chicago. Working paper 98-4. 1998.

Drees B. Pazarbasioglu C "*The Nordic banking crises. Pitfalls in Financial liberalisation ?*"IMF. Occasional Paper 161. 1998.

Eichengreen B. Arteta C "*Banking crises in emerging markets: Presumptions and Evidence*" Working Papers 115. Centre for International and Development Economics Research. Berkeley. 2000.

Eichengreen B. Rose A K "*Staying afloat when the wind shifts: external factors and emerging-market banking crises*" NBER Working Paper 6370. 1998.

Eichengreen B. Rose A K. Wyplosz C "*Exchange Market Mayhem: The Antecedents and Aftermath of Speculative Attacks*" Economic Policy 21. PP 249-312. 1996.

Fontenla M. Gonzalez F "*Self-fulfilling and Fundamental Banking Crises: A Multinomial Logit Approach*" Economics Bulletin. Vol 6. 17. PP 1-11. 2007.

Frankel J A. Rose A K "*Currency crashes in emerging markets : an Empirical Treatment*" Journal of international economics. Vol 44. 3-4. PP 351-366. 1996.

Gavin M. Hausmann R "*The Roots of banking crises : the macroeconomic context*" Inter-American Development Bank. Research Department. working Paper 27. 1998.

Goldstein M. Turner P "*Banking Crises in Emerging Economies: Origins and Policy Options*" BIS Economic Papers 46. 1996.

- Gonzalez-Hermosillo B. Pazabasioglu C. Billings R "Determinants of Banking System Fragility: A Case Study of Mexico" IMF Staff Papers. Vol 44. 3. PP 295-314. 1997.
- Gorton G. Rosen R "Corporate Control, Portfolio Choice and the Decline of Banking" Journal of Finance. Vol 50. 5. PP 1377-1420. 1995.
- Hardy D C. Pazabasioglu C "Leading Indicators of Banking Crises: Was Asia Different?" IMF Working Paper 98/91. 1998.
- Hardy D C. Pazabasioglu C "Leading Indicators of Banking Crises: Was Asia Different?" IMF Working Paper 98/91. 1998.
- Honohan P "Banking system failures in developing and transition countries: Diagnosis and predictions" BIS Working Papers 39. 1997.
- Honohan P. Klingebiel D "The fiscal cost implications of an accommodating approach to banking crises " Journal of Banking & Finance, Elsevier. Vol 27(8). Pp 1539-1560. 2003.
- Kaminsky G. Reinhart C "The Twin Crises : The Causes of Banking and Balance- of-Payments Problems" American Economic Review. Vol 89. PP 473-500. 1999.
- Keeley M C "Deposit Insurance, Risk and Market Power" American Economic Review. Vol 80. PP 1183-1200. 1990.
- Kiefer N "Economic Duration and Hazard Functions" Journal of Economic Literature. Vol 26. PP 646-679. 1988.
- Klapper L F. Love I "Corporate Governance, Investor Protection and Performance in Emerging Markets" Policy Research Working Paper 2818. Banque Mondiale. 2002.
- Knopf J D. Teall J L "Risk Taking Behavior in the US Thrift Industry : Ownership Structure and Regulatory Changes" Journal of Banking and Finance. Vol 20. PP 1329-1350. 1996.
- Mitton T A " Cross-Firm Analysis of the Impact of Corporate Governance of the East Asian Financial Crisis" Journal of Financial Economics. Vol 64. PP 215-241. 2002.
- Nava-Campos G "The Politics of Financial Crisis Management" Papier préparé pour conference on The Political Economy of Reform in Latin America. Harvard University. Nov 30. 2000.
- Plihon D. Miotti L "Libéralization Financière. Spéculation et crises bancaires" Economie Internationale. 85. 2001.
- Rojas-Suarez L. Weisbrod S "Banking Crises in Latin America: Experiences and Issues" Hausmann R et Rojas-Suarez L (eds). Baltimore: Johns Hopkins University Press. PP 3-21. 1996.
- Rossi M "Financial fragility and economic performance in developing economies: do capital controls, Prudential regulation and supervision matter?" IMF Working paper 66. 1999.
- Saunders A. Strock S. Travlos N G "Ownership Structure, De- regulation, and Bank Risk Taking" Journal of Finance. Vol 45. PP 643-654. 1990.
- Aziz J. Caramazza F. Ranil S " Currency Crises: In Search of Common Elements" IMF Working Paper No. 00/67. 2000.