



Munich Personal RePEc Archive

# **Early Warning Indicators of the 2000-2001 Turkish Financial Crisis: A Twin Crisis Prediction Model**

Ari, Ali and Dagtekin, Rustem

LEAD, Université du Sud, Toulon-Var, CEFI/CNRS, Université de  
la Méditerranée, Aix-Marseille II

2007

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/25856/>  
MPRA Paper No. 25856, posted 13 Oct 2010 06:44 UTC

# LES INDICATEURS D'ALERTE DE LA CRISE FINANCIÈRE DE 2000-2001 EN TURQUIE : UN MODÈLE DE PRÉVISION DE CRISE JUMELLE

Ali ARI\* et Rustem DAGTEKIN\*\*

***Résumé :** La crise turque de 2000-2001 est souvent analysée dans la littérature sans qu'il y ait un fondement économétrique robuste. Cet article présente un modèle de régression linéaire et un modèle logit qui permettent de mesurer le degré d'implication des fondamentaux économiques et des variables bancaires dans le déclenchement de la crise turque. L'objectif est de déterminer quels sont les facteurs qui ont précipité la crise turque et d'analyser de quelle nature ils relèvent.*

***Mots clés :** DÉFAILLANCE DU SYSTÈME BANCAIRE, CRISE DE CHANGE, MODÈLE DE CRISE DE TROISIÈME GÉNÉRATION, TURQUIE.*

***JEL Classification :** C22, C53, F47, G21.*

La première version de ce travail a été présentée à la Conférence Internationale d'Economie d'Ankara (11-13 septembre 2006) organisée par la Turkish Economic Association. Les auteurs remercient Philippe Gilles pour ses conseils dans la conception de cet article.

---

\* Doctorant, LEAD, Université du Sud, Toulon -Var.

\*\* Doctorant, CEFI/CNRS, Université de la Méditerranée, Aix-Marseille II.

## INTRODUCTION

Les années 1990-2000 sont marquées par une recrudescence des crises financières internationales. L'Europe connaît la crise du Système Monétaire Européen (SME) en 1992 et 1993. C'est à la fin de 1994 que l'histoire se poursuit avec la crise du peso mexicain. L'« *effet tequila* » se propage et gagne l'Asie du Sud-Est en 1997. Le décrochage du baht thaïlandais indexé au dollar américain induit une réaction en chaîne qui aboutit à la crise asiatique. Ce phénomène, jusqu'alors peu étudié, touche des économies très différentes : tous les pays émergents de l'Asie du Sud-Est (Thaïlande, Malaisie, Indonésie, Philippines), les nouveaux pays industrialisés (Hong Kong, Singapour, Taiwan) et la Corée du Sud qui est un pays quasi-industrialisé. On parle alors d'effet de contagion qui touche des pays qui n'ont pas de déséquilibres financiers ni même macroéconomiques, et de crise systémique mettant en péril le système financier international dans sa globalité. La crise russe de 1998 semble se révéler comme la plus conséquente, car le rouble se déprécie de plus de 250 %. L'État russe est quasiment illiquide et c'est la première fois qu'apparaît une littérature parlant de la soutenabilité d'un État et de sa mise en faillite. Enfin, la crise brésilienne se déclenche début 1999. Ces dernières crises ont un point commun défini par leur propension à se propager aux économies voisines.

La crise argentine de 2001 est due à des erreurs de gestion économique qui forcent le gouvernement à adopter des politiques de lutte monétaire dans un contexte de *currency board* poussant ainsi à l'insoutenabilité de la dette souveraine. C'est en février 2001 qu'une crise financière se manifeste en Turquie. La crise est certes due aux défaillances du système bancaire et à la détérioration de certains fondamentaux macroéconomiques, mais le déclenchement est lié à des rumeurs d'instabilité politique. Cette crise entraîne des conséquences graves pour l'ensemble du pays : la livre se déprécie de plus de 35 % par rapport au dollar américain en un jour, perdant ainsi 70 % de sa valeur en deux mois, la décroissance du PIB est de 6,4 % et le chômage atteint 10,6 % fin 2001.

Chacune de ces crises a une particularité qui la définit. De ce fait, un modèle économique général recouvrant l'ensemble de ces situations n'est pas envisageable. De même, les solutions sont à étudier au niveau d'un pays ou de pays proches économiquement. Cependant, l'ensemble de ces crises met en relief la nouvelle structure des marchés financiers internationaux des années 1980 et 1990, qui est la libéralisation des mouvements de capitaux. Désormais les problèmes de change ne proviennent plus nécessairement de la détérioration des fondamentaux économiques, mais peuvent aussi surgir de flux de capitaux beaucoup plus volatils. Partant, la politique économique mise en œuvre par les pays doit tenir compte des mouvements de capitaux et pouvoir les influencer.

Notre analyse porte sur la crise financière turque. Il est tout d'abord élaboré un indicateur de crise susceptible de mesurer la vulnérabilité du pays face à un choc extérieur initié par un afflux et/ou un retrait massif des capitaux. Nous proposons alors un modèle de régression linéaire et un modèle logit qui

permettent de juger le degré d'implication des variables fondamentales et des variables bancaires dans le déclenchement de la crise. L'objectif de ce travail est de déterminer quels sont les indicateurs qui ont précipité la crise turque et d'analyser de quelle nature ils relèvent. Notre échantillon est composé de 215 observations mensuelles s'étalant de janvier 1987 à décembre 2004. Ces données ont été recueillies auprès du FMI [International Financial Statistics, IFS, janvier 2006], de la Banque Centrale de Turquie et de la Banque mondiale [World Development Indicators, 2005]. Par ailleurs, la base de données a été harmonisée en exprimant toutes les variables dans la même unité (livre turque, TL).

L'article est organisé autour de six sections. Après l'introduction, dans la deuxième section seront présentés les faits stylisés de la crise financière turque de 2000-2001. Dans la troisième, seront définis les modèles et leurs variables. Dans la quatrième, sera présentée l'élaboration des modèles dont les résultats seront analysés dans la cinquième, la dernière section servant de conclusion.

### 1. LA CRISE FINANCIÈRE TURQUE DE 2000-2001

La Turquie est entrée dans le nouveau millénaire avec un programme de stabilisation ancré sur un panier de devises composé de dollar américain et d'euro. Ce programme pré-annonçant la valeur du taux de change a été soutenu par des crédits *stand-by* du FMI. Le pays s'est engagé à diminuer le taux d'inflation à 25 % en 2000 puis à 12 % en 2001. Le programme a été accompagné par une politique monétaire et budgétaire restrictive, ce qui ne permettait à la Banque centrale d'accroître la liquidité interne qu'avec des entrées de capitaux, lui donnant un caractère de *currency board*.

Ce programme de stabilisation a trouvé un écho favorable chez les agents économiques résidents et étrangers ; l'entrée de capitaux s'est accélérée (15,2 milliards de USD en 2000), les taux d'intérêt ont fortement diminué (de plus de 80 % à 40 %), et la consommation a augmenté notamment avec les crédits à faible coût des banques domestiques.

Cependant, la rigidité de l'inflation à la baisse, en raison principalement de la forte hausse de la consommation satisfaite en grande partie par l'importation, a entraîné la surévaluation de la livre turque d'environ 15 % par rapport à la parité pré-annoncée du taux de change fixe, ce qui a détérioré à son tour la balance commerciale (déficit de 27 milliards de USD fin 2000) et la balance du compte courant (déficit de 9,8 milliards de USD, soit 4,9 % du PIB). De plus, la hausse du ratio de la dette à court terme/réserves internationales, associée à l'échec à atteindre certains objectifs comme les revenus de la privatisation, a augmenté les tensions sur le marché financier turc et a créé des doutes chez les opérateurs sur la soutenabilité du programme. Les investisseurs internationaux sont alors devenus de plus en plus réticents à renouveler leurs crédits, ce qui a accru les taux d'intérêt domestiques et leur volatilité. En outre, la prise de conscience de la forte exposition du système bancaire aux risques de taux d'intérêt, de change et d'échéance a accentué ces doutes. Fin octobre 2000, le Fonds d'Assurance de Dépôts d'Épargne (FADE)

a pris le contrôle de deux banques de petite échelle (Etibank et Bank Kapital), ce qui a entraîné des rumeurs sur l'insolvabilité de Demirbank. En effet, cette dernière, étant la sixième grande banque du pays et l'associée d'Etibank, aurait pu intervenir auprès d'Etibank. Ces rumeurs ont accru les tensions sur le marché financier turc, accentuant la hausse des taux d'intérêt début novembre, et fragilisant les banques ayant une forte exposition aux risques de taux d'intérêt.

Dans la même période, comme elles le font chaque année, les banques ont commencé à couvrir leurs positions courtes en devises afin d'équilibrer leurs bilans pour la fin de l'année. Cela a accéléré la demande de liquidité et a encore augmenté les taux d'intérêt, fragilisant davantage les banques souffrant d'illiquidité. Ces dernières ont donc commencé à vendre à perte leurs bons du trésor (*distress sales*) afin d'avoir de la liquidité. Le 20 novembre, comme les rumeurs sur les banques illiquides se sont répandues dans le système bancaire, les grandes banques ont coupé leurs lignes de crédit au marché interbancaire. Les taux d'intérêt ont monté en flèche (taux d'intérêt au jour le jour autour de 4000 %) et les placements des non-résidents ont commencé à quitter le pays. C'était le début de la crise de liquidité bancaire. Afin de protéger le système bancaire et de limiter la hausse des taux d'intérêt, la Banque centrale a suspendu son engagement de « *currency board* » et a renfloué les banques illiquides.

Pourtant, les opérateurs n'ont été rassurés que le 6 décembre, avec la Facilité de Réserve Supplémentaire<sup>1</sup> du FMI d'un montant de 7,5 milliards de dollars. Le même jour, le FADE a pris le contrôle de Demirbank, source essentielle des problèmes de liquidité du système bancaire turc. Avec cette décision, la confiance des opérateurs a été regagnée et la sortie de capitaux s'est arrêtée. Néanmoins, la forte détérioration des structures financières des banques publiques et du FADE et leurs immenses besoins de financement à court terme ont accru de nouveau les taux d'intérêt. En outre, la forte croissance de la dette publique à la suite de la crise de novembre a accentué les doutes chez les opérateurs sur la soutenabilité du régime de change fixe. L'attaque spéculative contre la livre a *in fine* commencé par les rumeurs d'instabilité politique contraignant le pays à laisser flotter sa monnaie après trois jours de « résistance ». Cette crise de change a aggravé à son tour la crise bancaire déjà déclenchée fin novembre 2000, selon un scénario du type « *crises jumelles* » [Kaminsky et Reinhart, 1999].

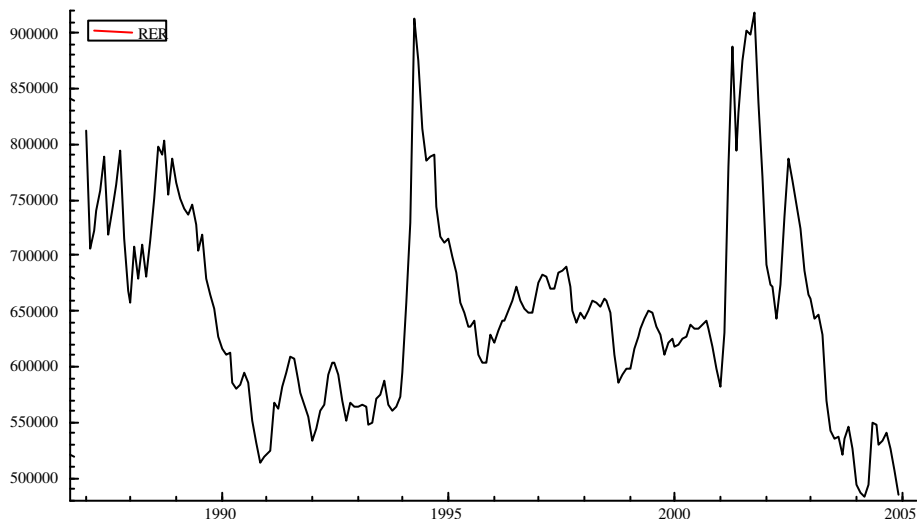
La crise financière turque s'apparente à une crise de troisième génération en faisant référence, d'une part, aux anticipations mimétiques et aux tâches solaires, d'autre part, à la fragilité et l'inefficacité du système bancaire associées à la détérioration des fondamentaux économiques. Alors que les fondamentaux du pays ne justifiaient pas une crise de telle ampleur, la crise

---

<sup>1</sup> La Facilité de Réserve Supplémentaire est une sorte de crédit à court terme et à un taux d'intérêt élevé, accordée aux pays qui souffrent d'une crise ou de problèmes de balance des paiements.

financière a débuté par un bruit : l'attaque spéculative sur la livre turque a commencé, le 19 février 2001, suite au différend entre le Premier Ministre de l'époque et le Président de la République, perçu par les opérateurs comme un signe d'instabilité politique. Le scénario classique s'est poursuivi : le pays a défendu la fixité de sa parité de taux de change par la mobilisation des réserves et l'augmentation des taux d'intérêt au jour le jour jusqu'à 8000 %, mais suite à la défiance généralisée des investisseurs, les Autorités politiques se sont trouvées contraintes d'adopter le régime de change flottant, le 22 février 2001. En un seul jour, la livre a décroché de 35 % par rapport au dollar et, jusqu'en avril 2001, sa dévaluation a dépassé plus de 70 % (cf. graphique 1).

**Graphique 1. L'évolution du taux de change réel**



## 2. DÉFINITION DES MODÈLES

L'apport de ce travail est double. Premièrement, il mobilise une approche d'indicateurs d'alerte (*early warning signals approach*) inédite dans la littérature sur la crise turque de 2000-2001. Deuxièmement, il consiste en l'élaboration d'un indicateur de crise de nouvelle génération alliant les dimensions macroéconomique et microéconomique de la crise. En effet, les crises de change de troisième génération associent généralement la faiblesse des fondamentaux économiques à la fragilité du système financier, notamment celle du secteur bancaire. A la suite d'Eichengreen et al. (1995), Sachs et al. (1996), Kaminsky et al. (1997) ou encore Cartapanis et al. (1998, 2002), Dagtekin (2002a) et Abiad (1999, 2003), la première partie de notre indicateur de crise est constituée de la variation du taux de change réel, celle du stock des réserves internationales (moins le stock d'or du pays) et celle du taux d'intérêt

réel. La deuxième partie de notre indicateur de crise fait référence aux trois mesures de risques portant sur la fragilité du système bancaire que l'on peut trouver sous une forme agrégée chez Kibritcioglu (2002), définie comme l'indice de fragilité du secteur bancaire.

Notre indicateur de crise se présente de façon suivante :

$$Itwin_t = \left( \frac{\log RER_t}{\sigma(\log RER_{t-1})} - \frac{\log RES_t}{\sigma(\log RES_{t-1})} + \frac{r_t}{r_{t-1}} \right) + \left( \frac{\log CPS_t}{\sigma(\log CPS_{t-1})} + \frac{\log FXLIAB_t}{\sigma(\log FXLIAB_{t-1})} - \frac{\log DEPO_t}{\sigma(\log DEPO_{t-1})} \right) + \varepsilon_t \quad (1)$$

avec  $RER = (NER \times P^*) / P$

$RER$  : taux de change réel (une hausse correspond à une dépréciation réelle)

$NER$  : taux de change nominal (unités de TL/USD)

$P^*$  : prix américains à la consommation (base 100 = 1995)

$P$  : prix turcs à la consommation (base 100 = 1995)

$RES$  : réserves internationales (en USD)

$r$  : taux d'intérêt réel (déflaté par le taux d'inflation à la consommation du pays domestique)

$CPS$  : crédits réels accordés par le système bancaire au secteur privé (en TL)

$FXLIAB$  : passifs en devises du système bancaire (en USD)

$DEPO$  : totalité des dépôts réels du système bancaire (en TL)

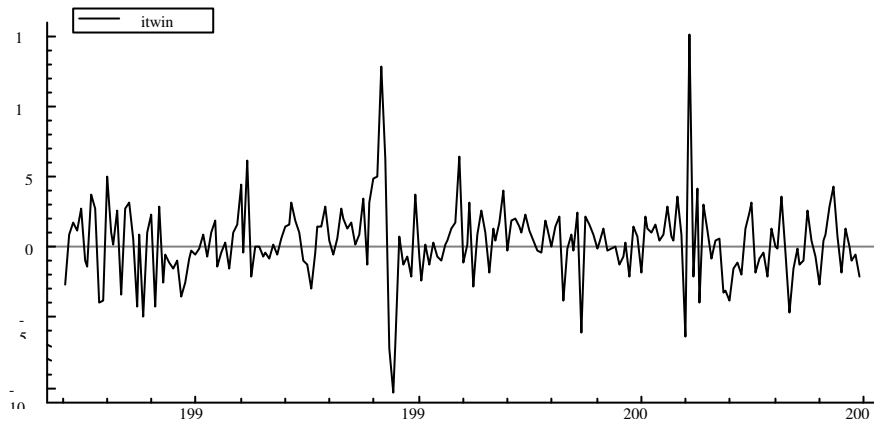
$\sigma$  = écart-type des variables

Cet indicateur appelé *Itwin* (indicateur de crise jumelle) peut prêter à discussion quant à la recevabilité économique d'allier les sphères micro-économique et macroéconomique. Notre choix est conforté par la réalité de la crise turque, qui ne serait jamais survenue sans la fragilisation du système bancaire, car les fondamentaux étaient déjà faibles malgré l'appui massif du FMI. L'évolution de cet indicateur de crise *Itwin* est donnée dans le graphique 2. La courbe permet de détecter les pics de crise subis par l'économie domestique.

La première partie de l'équation (1) mesure la pression du marché, ou la pression spéculative comme définie chez Eichengreen et al. (1995). L'indicateur de crise est d'autant plus élevé que le taux de change domestique décroche de son peg, que les réserves de changes de la Banque centrale baissent de manière considérable et que le taux d'intérêt réel enregistre une forte hausse. La deuxième partie de l'équation mesure la vulnérabilité du système bancaire domestique. La croissance de la probabilité d'une crise correspond donc à la prise de risque excessive du système bancaire.

En définitive, l'indicateur de crise est d'autant plus élevé que le crédit accordé au secteur privé par le système bancaire augmente, que les engagements en devises du système bancaire enregistrent une forte hausse, et que les dépôts du système bancaire baissent de manière considérable.

**Graphique 2. L'indicateur de crise jumelle (Itwin)**



**Tableau 1. Variables de l'analyse**

Variables	Définitions
CA	Compte courant (en millions de TL)
TRADE	Balance commerciale = Exportations – Importations (en millions de TL)
EXPORT	Recettes d'exportations (en millions de TL)
IMPORT	Recettes d'importations (en millions de TL)
GDP	Produit intérieur brut (en millions de TL)
G	Taux de croissance du PIB
IBANK	Taux d'intérêt interbancaire
ISE	Indice de la Bourse d'Istanbul
GFCF	Formation Brute de Capital Fixe (en millions de TL)
D(GFCF)	Variation de l'investissement
ICOIR	Qualité d'investissement = G/d(GFCF)
RES	Total des réserves internationales – Or (en millions de TL)
SHORTDEBT	Dette à court terme (en millions de TL)
EXDEBT	Dette externe (en millions de TL)
PORTEF	Investissements de portefeuille (en millions de TL)
BUDG	Solde budgétaire (en millions de TL)
PSBR	Besoin de financement du secteur public (en millions de TL)
CRED	Volume du crédit domestique (en millions de TL)
M2	Agrégat monétaire = Monnaie + Quasi Monnaie (en millions de TL)
OUVCOM	Degré d'ouverture au commerce international [(EXPORT + IMPORT)/2]/GDP
TDE	Termes de l'échange = prix des exportations/prix des importations
BANKRES	Stock de réserves du système bancaire (en millions de TL)
BANKASSETS	Total des actifs du système bancaire (en millions de TL)
BANKLIAB	Total des passifs du système bancaire (en millions de TL)
BCCRED	Montant de crédits de la Banque centrale au secteur bancaire (en millions de TL)

Sur cette base, les variables explicatives des modèles sont regroupées dans le tableau 1. Les indicateurs retenus et leur impact sur l'indice de crise sont regroupés dans le tableau 2.



Tableau 2. Indicateurs d'alerte retenus et impact attendu sur l'indice de crise

Indicateurs d'alerte	Notations	Impact attendu des indicateurs sur l'indice de crise
Surévaluation du taux de change	RER	- Une augmentation de la distorsion de change, vis-à-vis du dollar, devrait impliquer une hausse de l'indice de crise. Ainsi, un pays est d'autant plus vulnérable à une crise de change que sa monnaie est surévaluée.
Déséquilibre Commercial et courant	TRADE	- Une augmentation du déficit de la balance courante peut être perçue comme un signe de fragilité aux yeux des marchés et peut contribuer à une augmentation de l'indice de crise.
	CA/GDP	- Un pays enregistrant durablement un déficit du compte courant peut le financer seulement avec des entrées de capitaux, c'est-à-dire grâce à la confiance des opérateurs. Si ces derniers évaluent l'insoutenabilité du déficit de compte courant élevée, le pays devient insolvable, ce qui augmente la probabilité de crise.
Impact de la libéralisation financière	PORTEF/GDP	- Une accélération des entrées de capitaux à court terme souvent sous forme d'investissement de portefeuille rend le pays vulnérable aux chocs au moment du retrait massif de ces capitaux. Une augmentation de ce ratio accroît donc les risques de crise pour le pays si les opérateurs perdent la confiance à l'égard de la monnaie domestique.
	ISE	- L'effondrement de l'indice boursier montrant le retrait massif des capitaux peut être perçu comme un signe avant-coureur de la crise.
Endettement externe	SHORTDEBT/RES	- Un ratio élevé de dette à court terme par rapport aux réserves internationales accroît le risque d'illiquidité et donc la vulnérabilité d'un pays à une attaque spéculative.
	EXDEBT/EXPORT	- Un ratio élevé de dette externe totale par rapport aux revenus commerciaux peut conduire à une situation d'insolvabilité.
	BUDG/GDP	- Un déficit budgétaire est souvent considéré par les marchés comme une source de déséquilibre puisqu'il réduit l'épargne nationale disponible et peut conduire à des taux d'inflation élevés ou à une hausse des taux d'intérêt. L'indice de crise devrait augmenter suite à une détérioration du solde budgétaire.
Déséquilibre budgétaire	PSBR/GDP	- Un besoin élevé de financement du secteur public peut augmenter les taux d'intérêt sur les marchés internes, ainsi le système bancaire peut choisir de compenser cette demande excessive sans risque de remboursement au lieu d'accorder des crédits au secteur privé. Cette situation entraîne la diminution des investissements dans l'économie et ainsi un ralentissement de l'activité. Une hausse de ce ratio devrait augmenter l'indice de crise.
	M2/RES	- Une économie sera d'autant plus vulnérable à une crise de confiance que le ratio de l'offre de monnaie sur les réserves internationales est élevé. Ce ratio permet de mesurer la capacité d'une banque centrale à faire face à une chute des réserves en cas de perte de confiance des agents, voire en présence d'une panique bancaire.
Déséquilibre Monétaire	CRED/GDP	- Une croissance permanente du crédit domestique supérieure à la croissance économique peut être jugée comme un signe de politique monétaire laxiste, de nature à induire une accélération de l'inflation ou une bulle spéculative sur les valeurs mobilières ou boursières. L'indice de crise devrait donc réagir à une hausse de ce ratio.
Déséquilibre du secteur réel	ICOIR	- Une baisse de ce ratio traduit une moindre qualité des investissements réalisés et laisse entrevoir une situation de surinvestissement.
Degré d'ouverture	OUVCOM	- Un degré d'ouverture commerciale élevé est généralement perçu comme un facteur positif de croissance à long terme mais augmente la vulnérabilité du pays à un déséquilibre externe.
Chocs internationaux	TDE	- Un pays sera d'autant plus vulnérable à une variation de ses termes de l'échange qu'il est fortement ouvert au commerce international. Par exemple, une hausse du prix réel du pétrole peut amener une détérioration de la balance commerciale des pays importateurs.
	IBANK	- La hausse soudaine et/ou continue du taux d'intérêt interbancaire permet de spécifier le degré de vulnérabilité du système bancaire.
Faiblesse du système bancaire	CPS/DEPO	- Ce ratio montre la capacité du système bancaire à mobiliser les dépôts. Une hausse de ce ratio augmente l'indice de crise.
	BANKRES/ BANKASSETS	- Ce ratio montre la capacité du système bancaire à faire face à la ruée bancaire. Une diminution de ce ratio est perçue par les opérateurs comme un signe de faiblesse du système bancaire.
	BANKASSETS/GDP	- Ce ratio représente l'étendue et l'importance du système bancaire dans le pays.
	BCCRED/BANKLIAB	- Ce ratio présente la part des prêts de la banque centrale dans les actifs du secteur bancaire. Une hausse de ce ratio représente l'illiquidité du système bancaire à laquelle l'indice de crise devrait réagir.

Source : Cartapanis et al. (1998), Abiad (1999, 2003) et complétée par les auteurs.

### 3. ÉLABORATION DES MODÈLES DE CRISE

Notre objectif consiste tout d'abord à regarder l'allure des variables qui composent notre base de données afin d'avoir une idée sur la stationnarité. Nous partons du principe que si l'on observe un phénomène de retour à la tendance (« *mean reverting* ») alors les dites variables seront stationnaires. Nous effectuons un test de racine unitaire afin de juger la stationnarité des variables. Le test de Dickey Fuller Augmenté (ADF) nous indique que certaines variables ne sont pas du tout stationnaires et quelques-unes ne présentent pas de stationnarité en niveau, d'où leur exclusion.

Nous procédons à une régression « *stepwise* » (pas à pas) qui consiste à intégrer un maximum de variables dans l'analyse afin d'en extraire celles qui, en premier lieu, présentent une colinéarité évidente entre elles, et en second lieu, celles qui ont une significativité négligeable. Certaines variables faisant partie intégrante du contexte analytique de crise n'ont pas pu être intégrées dans le modèle, en raison de multicollinéarités.

Nous estimons successivement les systèmes d'équations avec 4, 3, 2, 1 puis 0 retards (respectivement système 2, 3, 4, 5, 6) par la procédure de Johansen (1995), (le 7<sup>me</sup> système du modèle correspond à une structure sans les termes en (t) mais uniquement en (t-1) des variables respectives). Les critères d'informations AIC (Akaike criterion), HQ (Hannan-Quinn), et SC (Swartz criterion)<sup>2</sup> permettent de distinguer le nombre de retard(s) le(s) plus significatif(s) selon les simplifications apportées au modèle. Une diminution de la valeur de critères d'informations correspond à une amélioration. Au vu des résultats, nous pouvons privilégier le système 5 qui correspond au modèle avec 1 retard sur les variables explicatives.

Notre modèle est validé en ayant recours aussi à d'autres statistiques telles les tests de normalité et les tests d'hétéroscédasticité (tableau 3).

**Tableau 3. Les tests**

AIC	2,68675
HQ	2,92828
SC	3,28445
FPE	14,7399
AR 1-7 test	F(7,169) = 1,9416 [0,0659]
Hetero test	F(74,101) = 1,3439 [0,0836]
log-likelihood	-249,483
Durbin Watson	2,19
Nombre de paramètres	38
Nombre d'observations	215

<sup>2</sup> Les statistiques ci-dessus mentionnées sont calculées et peuvent être définies comme suit :

$$SC = \log(\sigma^2) + k \frac{\log(T)}{T}, \quad HQ = \log(\sigma^2) + 2k \frac{\log(\log T)}{T}, \quad FPE = \frac{(T+k)\sigma^2}{T-k}, \quad AIC = \log(\sigma^2) + \frac{2k}{T}$$

Après avoir estimé un modèle par les moindres carrés ordinaires (OLS), nous testons une variable dépendante binaire dans le cadre d'une régression logit. Le choix du seuil pour passer de l'état de non crise (0) à celui de crise (1) d'une période à une autre a été choisi afin de coller à la réalité de la crise turque. Nous avons testé les seuils de 2 à 9 voire 10 écarts-types comme nous pouvons le voir dans certaines études, notamment chez Vlaar (2000). La solution, définitivement retenue a consisté à placer le seuil de bascule dans l'état de crise à la moyenne de deux écarts-types.

$$\begin{aligned} Itwin &= 1, \text{ si } Itwin \geq 2\sigma \\ Itwin &= 0, \text{ si } Itwin < 2\sigma \end{aligned} \quad (2)$$

#### 4. RÉSULTATS ET COMMENTAIRES

Les résultats des régressions montrent que notre indicateur de crise est assez fidèle à la réalité et qu'il confirme la survenance des crises en avril 1994 et en février 2001. Nos variables semblent être choisies de façon satisfaisante. Il faut noter que certaines variables mensuelles, comme le PIB, sont affectées par des variations saisonnières et ont nécessité l'introduction dans les régressions de variables muettes correctrices. Les coefficients ainsi que leurs degrés de significativité sont regroupés dans les tableaux 4 et 5.

**Tableau 4. Modèle I : OLS**

<i>Indicateur</i>	<i>Coefficient</i>	<i>Test de Student</i>
RER-hpRER	6,63687e-005	22,2
TRADE	-6,32983e-10	-1,83
CA/GDP	6,93501	1,29
PORTEF/GDP	0,0316210	0,522
ISE	0,000233172	2,69
SHORTDEBT/RES ; variation	5,83497	8,34
EXTDEBT/EXPORT	0,00948126	0,680
BUDG/GDP	-0,00557158	-0,001
PSBR/GDP	8,24629	2,12
M2/RES	0,494364	0,569
CRED/GPD	-2,69920	-1,27
OUVCOM	0,00651498	0,694
IBANK	0,0330357	19,8
CPS/DEPO	40,8122	14,1
BANKRES/BANKASSETS ; variation	3,78043	2,10
BANKASSETS/GDP	-1,23066	-1,91
BCCRED/BANKLIAB	6,45613	3,52

**Tableau 5. Modèle II : Logit**

<i>Indicateur</i>	<i>Coefficient</i>	<i>Test de Student</i>
RER-hpRER	6,15745e-005	3,26
CA/GDP	30,4911	0,923
SHORTDEBT/RES ; variation	4,76282	1,45
M2/RES ; variation	-20,9880	-8,04
CRED/GDP ; variation	15,9573	1,73
IBANK	0,0673785	6,76
CPS/DEPO ; variation	56,6321	2,10
BANKRES/BANKASSETS ; variation	-35,6818	-2,21
BANKASSETS/GDP ; variation	-84,4943	-155

**Tableau 7. Fiabilité des prévisions des crises jumelles à partir du modèle logit**

	<i>Absence de crise prévue par le modèle (%)</i>	<i>Crise prévue par le modèle (%)</i>	<i>Total (%)</i>
Absence de crise observée	96,744	3,256	100
Crise observée	60	40	100
	<i>Absence de crise prévue par le modèle</i>	<i>Crise prévue par le modèle</i>	<i>Total</i>
Absence de crise observée	208	2	210
Crise observée	3	2	5

Notre modèle prévoit l'occurrence d'une crise effectivement réalisée dans 40% des cas. Il prévoit aussi l'absence de crise dans 97% des cas alors que la défaillance n'atteint que 3% (occurrence d'une crise signalée qui n'est jamais survenue).

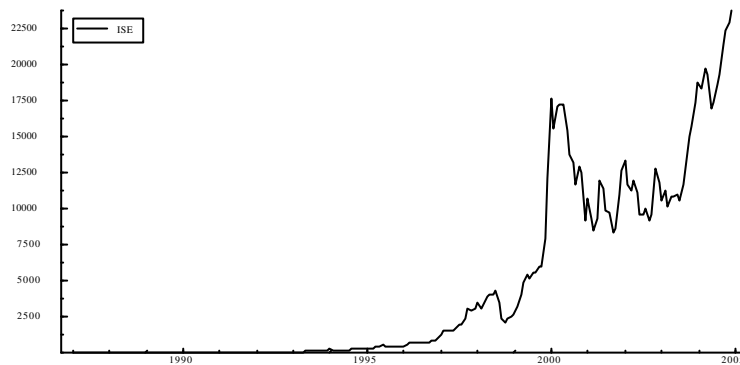
Nos indicateurs de surévaluation ont l'effet attendu avec un degré de significativité supérieur à 95%. On note que la lecture des écarts par rapport à la tendance du taux de change réel RER-hpRER améliore considérablement la prédictibilité de la crise, ce qui confirme les études antérieures sur les crises financières.

La libéralisation de l'économie turque a joué un rôle dans la survenance de la crise. L'indicateur associé au déséquilibre commercial est assez significatif. L'indicateur de crise diminue lorsque les déficits du compte courant sont financés par les entrées de capitaux, mais lorsque les opérateurs perdent leur confiance dans le pays, on observe une brusque augmentation propice à un état de crise. Le piège de la libéralisation ne peut être évité qu'en ayant acquis au préalable des fondamentaux économiques stables.

La libéralisation financière représentée par PORTEF/GDP est un autre facteur important dans l'apparition de la crise. L'afflux massif de capitaux puis leur retrait brusque créent une volatilité incontrôlable opérant un mouvement de défiance généralisée qui peut aboutir à une panique et ainsi réellement affaiblir les fondamentaux dont les « signes de fatigue avant-coureurs » ne sont pas évidents. Ces mésalignements aboutissent à un engrenage autoentretenu qui parachève la séquence par un état de crise avancé. C'est pourquoi notre variable dépendante est principalement expliquée par quelques variables de base comme

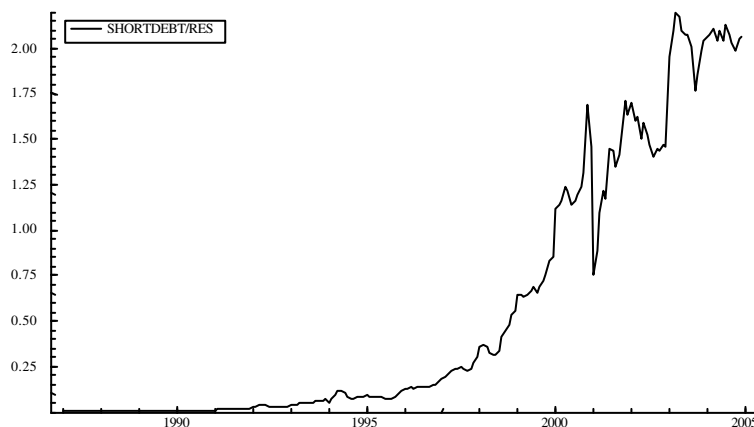
RER, SHORTDEBT/RES et M2/RES. Néanmoins, l'indicateur de Bourse d'Istanbul (ISE) n'est pas significatif, alors qu'on observe une forte chute sur le graphique 3. Le choix de retirer cette variable de l'analyse est justifié par la recherche d'une amélioration de la robustesse du modèle.

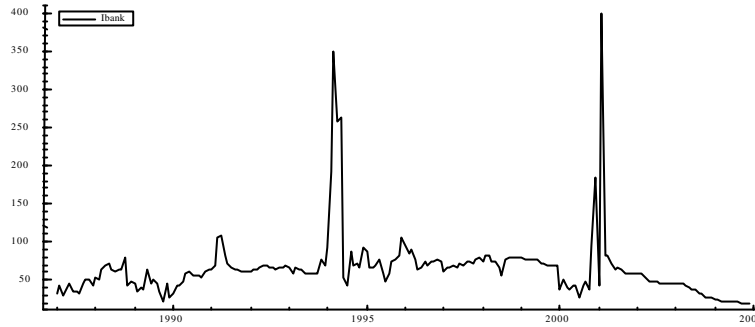
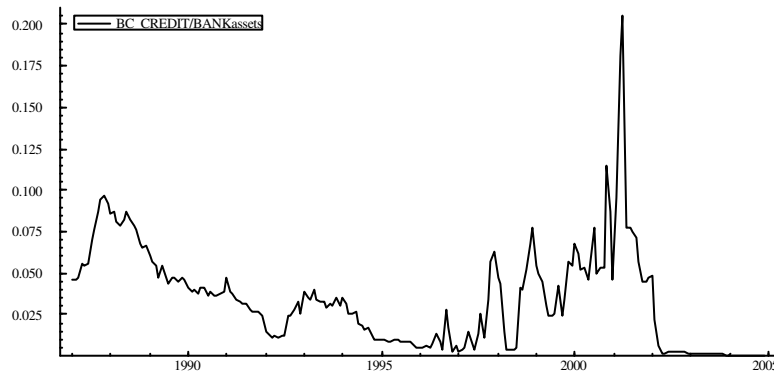
**Graphique 3. L'indice de la Bourse d'Istanbul**



L'un de nos indicateurs de l'endettement externe SHORTDEBT/RES (dette à court terme sur les réserves internationales du pays) est particulièrement significatif. Ce ratio atteignant plus de 1,8 (cf. graphique 4) à proximité de la crise explique ainsi le risque important d'une attaque spéculative et la vulnérabilité croissante du pays à une crise d'illiquidité. Pourtant un autre indicateur de l'endettement externe, le ratio de dette externe sur les recettes d'exportation (EXDEBT/EXPORT) n'est pas significatif dans l'explication des crises turques. Ce résultat est surprenant sachant que l'endettement est un important problème depuis le début de l'ouverture du pays à l'extérieur.

**Graphique 4. Dette à court terme sur les réserves internationales**



**Graphique 5. Taux d'intérêt interbancaire****Graphique 6. La place des crédits de la Banque centrale dans les actifs des banques**

L'indicateur BUDG/GDP, représentant le solde budgétaire du pays par rapport au PIB, n'est pas significatif. On peut l'expliquer par la mise en place d'un programme de stabilisation début 2000 qui prévoyait une politique budgétaire restrictive afin de limiter les dépenses publiques et ainsi de diminuer le taux d'inflation. L'excédent, hors paiements d'intérêts, atteignait environ 6% fin 2000. De l'autre côté, l'indicateur PSBR/GDP, représentant le besoin de financement du secteur public par rapport au PIB, est assez significatif. Cela est dû au renflouement des banques insolubles par le Trésor et la Banque centrale suite à la crise bancaire de novembre. En conséquence, il faut chercher les principales causes de la crise financière turque dans le secteur privé.

Les variations de M2/RES et CRED/GDP montrant l'impact du déséquilibre monétaire sur le déclenchement de la crise présentent un aspect important. La non stérilisation des entrées excessives des capitaux dans le marché financier turc par les autorités monétaires tout au long de l'année 2000 a entraîné une forte hausse de la masse monétaire et ainsi du volume de crédit domestique. L'utilisation du seignuriage induit une augmentation de la

monnaie en circulation qui, couplée à la perte de réserves internationales (lutte afin de maintenir la parité du taux de change fixe), accroît fortement ce ratio. L'explosion de crédit a également influencé de façon indirecte et négative la politique anti-inflation en poussant la consommation interne et les importations. De ce fait, c'est la variable qui influe le plus sur la variable de crise en valeur absolue.

La variable du déséquilibre du secteur réel, ICOIR, n'est pas significative. De même, les indicateurs OUVCOM (le degré d'ouverture au commerce international) et TDE (les termes de l'échange) n'ont pas d'effet significatif sur l'indice de crise, confirmant que le choc ne vient pas de l'extérieur mais de l'intérieur, en raison de l'instabilité politique et de la fragilité du système bancaire turc.

Cette constatation est confirmée par la significativité des indicateurs de la faiblesse du système bancaire, IBANK, CPS/DEPO, BANKASSETS/GDP, BANKRES/BANKASSETS et BCCRED/BANKLIAB, en particulier le taux d'intérêt interbancaire, qui atteint plus de 400 % à proximité de la crise (cf. graphique 5), et les crédits de la Banque centrale au secteur bancaire, qui enregistrent une forte hausse suite au renflouement des banques illiquides (cf. graphique 6). Le BANKRES/BANKASSETS s'avère significatif, car le système bancaire sans mécanisme de contrôle efficace jusqu'à la mise en œuvre de l'Agence de Régulation et Supervision Bancaire en septembre 2000, ne respectait pas les ratios prudentiels.

## CONCLUSION

Ce travail avait pour objet d'étudier la capacité explicative d'un ensemble de variables à anticiper les crises apparues dans le marché financier turc depuis les années 1990. Comme le montrent les modèles proposés, la crise turque de 2000-2001 a principalement été influencée par des variables de fragilité du système bancaire et des indicateurs de déséquilibres courants et monétaires.

La particularité de la crise turque de 2000-2001 est non seulement sa violence mais aussi sa soudaineté. Nous observons deux séquences rapides de crise, ce qui est différent, par exemple, des crises asiatiques de 1997/1998 durant lesquelles la totalité des pays enregistraient des pics qui restaient dans l'état de crise (état 1) pendant plusieurs mois. Il convient de noter ici les injections de fonds du FMI. Et il serait intéressant d'étudier l'impact réel de cette crise en soustrayant les apports en capitaux du FMI des comptes de l'État. Dans ce cas précis, le prêt en dernier ressort par l'instance supranationale a pleinement fonctionné de sorte que sans cette aide les effets de la crise auraient été encore visibles longtemps.

En définitive, la crise turque de 2001 s'apparente à un cas d'école où la crise bancaire et la crise de change surviennent quasi simultanément. Cette crise est bien une crise jumelle comme l'entendaient Kaminsky et Reinhart : la crise

bancaire est suivie par une crise de change qui a approfondi, à son tour, la crise bancaire. En effet, la majorité des dépôts et des lignes de crédit s'ouvrent en monnaie locale alors que les engagements se font en devises. Le système s'assèche très rapidement par manque de liquidité et fait envoler le taux de change qui redonne une dimension généralisée à la crise.

### RÉFÉRENCES

- Abiad A., 1999, "Early Warning Systems for Currency Crises: A Markov-Switching Approach with Application to Southeast Asia", *Working Paper*, University of Pennsylvania.
- Abiad A., 2003, "Early Warning Systems: A Survey and a Regime Switching Approach", *IMF Working Paper*, n°03-02.
- Agence de Régulation et Supervision Bancaire, 2002, "Rapport annuel de 2000".
- Akyuz Y., Boratav K., 2001, "The Making of the Turkish Financial Crisis", Papier présenté à la *Conference on Financialization of the Global Economy*, University of Massachusetts, 7-9 décembre.
- Alper E.C., Onis Z., 2003, "The Turkish Banking System, Financial Crises and the IMF in the Age of Capital Account Liberalization: A Political Economy Perspective", Papier présenté au *Fourth Mediterranean Social and Political Research Meeting*, Florence-Montecatini Terme, 19-23 mars.
- Ari A., 2003, "Les récentes crises financières dans les marchés financiers émergents : Le cas de la crise financière turque de 2000-2001", *Mémoire de DEA*, Université du Sud Toulon -Var, septembre.
- Association des Banques de Turquie, 2001, "Système Bancaire Turc", *Rapport annuel*, juin.
- Banque Centrale de Turquie, 2001, "Rapport annuel de 2001".
- Bussière M., Fratzscher M., 2002, "Towards a New Early Warning System of Financial Crises", *European Central Bank Working Paper Series*, n°145.
- Cartapanis A., Dropsy V., Mametz S., 1998, "Crises de change et indicateurs de vulnérabilité: Le cas des pays émergents d'Amérique latine et d'Asie", communication présentée aux Journées Internationales d'Economie Monétaire et Bancaire du GDR du CNRS Economie Monétaire et Financière, Toulouse, 4-5 juin.
- Cartapanis A., Dropsy V., Mametz S., 2002, "The Asian Currency Crises : Vulnerability, Contagion or Unsustainability?", *Review of International Economics*, n° 10.
- Crockett A., 2000, "Marrying the Micro and Macro-prudential Dimensions of Financial Stability", communication présentée au *BIS Financial Stability Forum*, Basel, 21 septembre.



- Dagtekin R., 2002a, "Analyse de la Crise Financière de 2000/2001 en Turquie: Elaboration d'un Early Warning System", *CEFI Working Paper*, septembre.
- Dagtekin R., 2002b, "Turbulences, Crises Financières et Nouvelle Architecture: Le Cas de la Turquie", *Mémoire de DEA*, Université de la Méditerranée, septembre.
- Demirguc-Kunt A., Detragiache E., 1997, "The Determinants of Banking Crises: Evidence from Developing and Developed Countries", *IMF Working Paper*, n°97/106.
- Eichengreen B., A.K. Rose, Wyplosz C., 1995, "Exchange Market Mayhem: The Antecedents and Aftermath of Speculative Attacks", *Economic Policy: A European Forum*, n°21.
- Kaminsky G., Lizondo S., Reinhart C.M., 1998, "Leading Indicators of Currency Crises", *IMF Staff Papers*, vol. 5, n°1.
- Kaminsky G., Reinhart C.M., 1999, "The Twin Crises: The Causes of Banking and Balance-of-Payments Problems", *The American Economic Review*, vol. 89, n°3.
- Kibritcioglu A., 2003, "Monitoring Banking Sector Fragility", *The Arab Bank Review*, vol. 5, n°2.
- OECD, 2001, "OECD Economic Surveys-Turkey" (Country Reviews), février.
- Ozatay F., Sak, G., 2003, "Banking Sector Fragility and Turkey's 2000-01 Financial Crisis", *The Central Bank of Republic of Turkey Research Department Working Paper*.
- Sachs J., Tornell A., Velasco A., 1996, "Financial Crises in Emerging Markets : The Lessons Learned From 1995 ?", *Brookings Papers on Economics Activity*.
- Vlaar J.G., 2000, "Currency Crises Models for Emerging Markets", *De Nederlandsche Bank Staff Report*, n°45.

#### **WARNING INDICATORS OF THE 2000-2001 FINANCIAL CRISIS IN TURKEY: A FORECASTING MODEL OF A TWIN CRISIS**

**Abstract** - *The 2000-2001 Turkish crisis has often been analysed in the literature without a solid econometric basis. This article presents a linear regression model as well as a logit model that enable us to measure the extent to which economic fundamentals and banking variables can account for sparking off the Turkish crisis. We aim to determine which factors have led Turkey to experience this crisis and to gain deeper insight into their nature.*