



HAL
open science

Globalisation financière et fragilités économiques et bancaires : une modélisation d'un système d'indicateurs d'alerte pour l'économie turque

Ali Ari

► **To cite this version:**

Ali Ari. Globalisation financière et fragilités économiques et bancaires : une modélisation d'un système d'indicateurs d'alerte pour l'économie turque. Economies et finances. Université du Sud Toulon Var, 2009. Français. NNT : . tel-00486629

HAL Id: tel-00486629

<https://theses.hal.science/tel-00486629>

Submitted on 26 May 2010

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

UNIVERSITE DU SUD, TOULON-VAR
Ecole Doctorale n° 509
Faculté des Sciences Economiques et de Gestion
Laboratoire d'Economie Appliquée au Développement
(LEAD EA 3163)

**Globalisation financière et fragilités économiques et
bancaires : une modélisation d'un système
d'indicateurs d'alerte pour l'économie turque**

ALI ARI

Thèse
pour le Doctorat en Sciences Economiques
présentée et soutenue publiquement le
7 septembre 2009

Directeur de Recherche :

GILLES Philippe : Professeur à l'Université du Sud, Toulon-Var, Doyen de
la Faculté des Sciences Economiques et de Gestion

Jury :

CARTAPANIS André : Professeur à l'Institut d'Etudes Politiques d'Aix-en-
Provence, Doyen honoraire de la Faculté des Sciences
Economiques d'Aix-Marseille II (Rapporteur)

GILLES Philippe : Professeur à l'Université du Sud, Toulon-Var, Doyen de
la Faculté des Sciences Economiques et de Gestion
(Directeur de Recherche)

MOULEY Sami : Professeur à l'Université de Tunis, Directeur Général du
Centre de Recherches et d'Etudes Financières et
Monétaires de la Banque Centrale de Tunisie (Rapporteur)

PARASIZ Ilker : Professeur émérite à l'Université de Galatasaray,
Membre du Conseil Général de la Banque Centrale de
Turquie (Suffragant)

PERIDY Nicolas : Professeur à l'Université du Sud, Toulon-Var
(Suffragant)

La Faculté n'entend donner aucune approbation ni improbation aux opinions émises dans les thèses : ces opinions doivent être considérées comme propres à leurs auteurs.

REMERCIEMENTS

Je tiens à exprimer ma profonde reconnaissance à toutes les personnes qui m'ont apporté leur soutien et confiance tout au long de la réalisation de ce travail.

Je tiens en premier lieu à exprimer toute ma reconnaissance et gratitude à mon Directeur de thèse Monsieur le Professeur Philippe Gilles pour son encadrement, son soutien, ses conseils qu'il m'a prodigués, et particulièrement pour sa confiance qu'il m'a témoignée tout au long de ces années de recherche et au cours de mon parcours académique à l'Université du Sud, Toulon-Var depuis 2002.

Je remercie, tout particulièrement, Monsieur le Professeur André Cartapanis qui m'a fait l'honneur d'accepter de participer à ce jury, en tant que Rapporteur. Le Professeur Cartapanis, par ses nombreux travaux théoriques et empiriques, a beaucoup inspiré l'orientation suivie dans la conception de ces recherches.

Je remercie également Monsieur le Professeur Sami Mouley pour l'honneur qu'il m'a fait en acceptant de participer à ce jury, en tant que Rapporteur et d'en compléter l'appréciation par son expérience académique et professionnelle au sein de la Banque centrale de Tunisie.

Je tiens à remercier Monsieur le Professeur Ilker Parasiz pour avoir accepté de participer à ce jury. Le Professeur Parasiz, avec ses nombreux travaux sur l'économie turque et son expérience professionnelle au sein de la Banque centrale de Turquie, a le statut de référent en la matière.

Je tiens à remercier Monsieur le Professeur Nicolas Peridy pour avoir accepté de participer à ce jury et de se consacrer à l'évaluation de ce travail de recherche, notamment pour ce qui concerne la partie économétrique.

Tous mes remerciements s'adressent ensuite à Monsieur Rüstem Dagtekin pour ses apports dans la matérialisation des modèles économétriques de ce travail. Notre fructueuse collaboration, a été l'occasion d'échanges parfois contradictoires mais toujours constructifs, aboutissant alors à la publication d'articles communs.

Tous mes remerciements vont aussi aux enseignants-chercheurs du LEAD et au personnel de la Faculté des Sciences économiques, spécialement à Monsieur Yusuf Koçoglu, Maître de conférences à l'Université du Sud, Toulon-Var pour ses lectures et notamment pour ses remarques dans la mise au point des modèles économétriques de ce travail de recherche.

Enfin, je tiens tout particulièrement à remercier ma femme Sophie pour sa patience, en particulier à travers ses lectures et relectures, ses conseils et critiques, et aussi pour son soutien sans failles dans les moments de découragement. De même, je remercie infiniment mes parents et mes amis qui m'ont toujours fait sentir qu'ils étaient là, même de loin, pour me soutenir et m'encourager tout au long de la réalisation de ce travail de recherche.

à Sophie

**Globalisation financière et
fragilités économiques et
bancaires : une modélisation
d'un système d'indicateurs
d'alerte pour l'économie turque**

SOMMAIRE

INTRODUCTION GENERALE.....	1
PARTIE I. LES CRISES TURQUES DANS LA LITTERATURE DES CRISES DE CHANGE	12
INTRODUCTION.....	13
CHAPITRE 1. LES MODELES TRADITIONNELS DE CRISE DE CHANGE ET LA CRISE TURQUE DE 1994	14
1.1. LES MODELES STANDARDS DE CRISE DE CHANGE	14
1.2. LA CRISE TURQUE DE 1994	61
CONCLUSION DU CHAPITRE 1	77
CHAPITRE 2. LES MODELES DE CRISE DE CHANGE RECENTS ET LA CRISE TURQUE DE 2000-2001.....	83
2.1. LES MODELES DE CRISE DE TROISIEME GENERATION	84
2.2. LA CRISE TURQUE DE 2000-2001	121
CONCLUSION DU CHAPITRE 2.....	147
PARTIE II. LES INDICATEURS D'ALERTE DES CRISES TURQUES	153
INTRODUCTION.....	154
CHAPITRE 3. LES SYSTEMES D'INDICATEURS D'ALERTE, UN BILAN EMPIRIQUE DES CRISES DE CHANGE.....	155
3.1. IDENTIFIER LES CRISES DE CHANGE	156
3.2. DIVERS METHODOLOGIES ET INDICATEURS UTILISES POUR CONSTRUIRE UN SYSTEME D'ALERTE DE CRISES DE CHANGE	173
CONCLUSION DU CHAPITRE 3.....	202
CHAPITRE 4. UN SYSTEME D'INDICATEURS D'ALERTE DES CRISES DE CHANGE : UNE MODELISATION LOGIT APPLIQUEE AUX CRISES TURQUES	216
4.1. DEFINITION DU MODELE DE SYSTEME D'INDICATEURS D'ALERTE.....	217
4.2. INTERPRETATION DES RESULTATS D'ESTIMATION DU MODELE DE SYSTEME D'INDICATEURS D'ALERTE	243
CONCLUSION DU CHAPITRE 4.....	294
CONCLUSION GENERALE	297
BIBLIOGRAPHIE.....	305
ANNEXES.....	326
TABLE DES ILLUSTRATIONS.....	369
LISTE DES ANNEXES	372
LISTE DES ABREVIATIONS	373
TABLE DES MATIERES	374

Introduction générale

Les crises financières ne sont pas un phénomène spécifique au système économique capitaliste contemporain.¹ Cependant, l'effondrement du système de Bretton Woods a accéléré l'occurrence et la récurrence des crises, notamment suite à une période « tranquille » relativement longue, dite des « Trente Glorieuses ». Les deux dernières décennies du 20^{ème} siècle ont été caractérisées par la multiplication de crises bancaires et de crises de change, survenues dans la plupart des pays développés et émergents.² D'après une étude empirique du Fonds Monétaire International (FMI)³ de 1998, plus de 50 crises bancaires et 150 crises de change ont été observées dans la période 1975-1997, sans compter la crise de la dette russe d'août 1998, la crise brésilienne de janvier 1999 et les crises turque et argentine de 2001.

Ces faits marquants et récurrents de l'histoire économique mondiale traduisent explicitement l'instabilité et la vulnérabilité financière croissante des pays, notamment des pays en développement, ouverts aux marchés financiers internationaux suite aux efforts de libéralisation financière entrepris au début des années 1980. Bien que cette recrudescence des crises financières internationales au cours des années 1990 s'inscrive dans une tendance longue, les conséquences de ces dernières en termes de pertes cumulées de production ont été de plus en plus sévères même si certains travaux le contredisent.⁴ L'étude du FMI de 1998 indique également que la perte cumulée de production par rapport à la tendance de croissance

¹ Voir Gilles (2004) qui effectue une large étude théorique et historique des crises économiques et financières survenues dans le système économique capitaliste aux 19^{ème} et 20^{ème} siècles. Voir également Bordo et Eichengreen (1999, 2002) qui réalisent une présentation historique des crises de change, ainsi qu'une étude comparative entre les crises de la fin du 19^{ème} siècle et celles de la fin du 20^{ème} siècle.

² Selon Wikipédia, la notion des pays émergents ou des marchés financiers émergents (MFE), même si elle reste floue, se réfère à des économies en phase de transition, du sous-développement au développement, à revenu intermédiaire et à fort potentiel de croissance, qui, d'une part, s'ouvrent sur l'économie mondiale en effectuant des importantes transformations institutionnelles et structurelles, et d'autre part, pratiquent, d'une manière plus ou moins efficace, l'économie de marché et accèdent aux financements internationaux.

³ FMI, « World Economic Outlook », mai 1998.

⁴ Voir Bordo, Eichengreen, Klingebiel, Martinez-Peria et Rose (2001) entre autres.

économique après le déclenchement de crises de change atteint 4 à 8 % du Produit Intérieur Brut (PIB), alors que la perte de production suite aux crises bancaires et aux crises jumelles (crises monétaires accompagnées de crises bancaires) est respectivement de l'ordre de 12% et de 15% du PIB (cf. tableau 1). Notons aussi que les retournements des entrées de capitaux ont particulièrement été importants dans les crises des années 1990, ce qui explique en grande partie l'ampleur de ces chocs (Cartapanis, 2004). Nous avons observé une chute de 30 milliards de dollars en Amérique latine après la crise du peso mexicain de 1994, une chute de 100 milliards de dollars dans les pays asiatiques suite à la crise de 1997 et une chute de plus de 10 milliards de dollars en Turquie au lendemain de la crise de 2000-2001 (Boratav, 2001).

Tableau 1. Les coûts des crises financières

	Nombre de crises	Période moyenne nécessaire à la reprise économique ¹ (en nombre d'années)	Perte de production par crise ² (%)	Nombre de crises ayant une perte de production ³ (%)
Crises de change	158	1,6	4,3	61
MFE ⁴	42	1,9	3,1	55
PD ⁵	116	1,5	4,8	64
Crises bancaires	54	3,1	11,6	82
MFE	12	4,1	10,2	67
PD	42	2,8	12,1	86
Crises jumelles	32	3,2	14,4	78
MFE	6	5,8	17,6	100
PD	26	2,6	13,6	73

Source : FMI, « World Economic Outlook », mai 1998, p.79.

¹ Période moyenne pour retrouver le niveau de croissance du PIB d'avant la crise.

² Différence moyenne entre la production d'avant et d'après la crise.

³ Pourcentage des crises entraînant la diminution de production

⁴ Marché financier émergent

⁵ Pays développé

Outre leur impact négatif sur le système financier et la sphère réelle de l'économie, les crises des années 1990 se distinguent également par leurs répercussions (contagion). Lors de ces crises, un choc adverse n'est pas resté limité à un pays, mais s'est propagé à d'autres pays de tailles et de structures économiques différentes, voire sans fragilités économiques ou financières manifestes dans certains cas. Le caractère systémique⁵ de ces crises dans le cadre de la globalisation financière intensifiant l'interdépendance des marchés a provoqué de nombreux débats sur la spécification de modèles théoriques de crises, d'une part, et sur l'estimation économétrique des indicateurs d'alerte de crises (*early warning systems*), d'autre part, (Cartapanis, 2004).

Suite à la première vague des crises de change, en particulier celles déclenchées dans les pays d'Amérique latine à la fin des années 1970 et au début des années 1980, les premiers modèles de crises de change ont été développés par Krugman (1979) et Flood et Garber (1984). Dans ces premiers modèles, dits *modèles de première génération*⁶, les crises de change sont associées aux déséquilibres des fondamentaux macroéconomiques qui entrent en conflit avec la contrainte d'un stock limité de réserves de change du Gouvernement. En effet, la monétisation d'un déficit budgétaire conduit à une hausse excessive du crédit domestique et, en parallèle, à une perte progressive de réserves internationales dans une économie optant pour un régime de change fixe. Lorsque les réserves descendent sous un seuil critique, précisément connu par les opérateurs, ces derniers déclenchent une attaque spéculative « rationnelle » leur permettant d'éviter les pertes en capital d'une éventuelle dévaluation. Ici, l'attaque spéculative avance la date du déclenchement de la crise, mais la crise serait intervenue même en son absence au moment de l'épuisement complet des réserves de change du Gouvernement.

⁵ Voir De Bandt et Hartmann (2000) et Aglietta (2002) pour une analyse détaillée du concept de risque et crise systémique.

⁶ Pour une discussion détaillée sur les générations des crises de change, voir Eichengreen, Rose et Wyplosz (1994 et 1995), Flood et Marion (1998), Cartapanis (2004) et Mouley (2004).

Suite à l'insuffisance des modèles de première génération dans l'explication des crises du Système Monétaire Européen (SME) en 1992-1993, de nouveaux modèles ont été créés, notamment par Obstfeld (1991, 1994, 1997), dits *modèles de seconde génération*, selon lesquels une crise peut être déclenchée sans détérioration significative *ex ante* des fondamentaux macroéconomiques. Dès lors, même si les politiques économiques sont compatibles avec le régime de change fixe, une attaque spéculative peut se manifester suite à la modification des anticipations des investisseurs privés dont le comportement grégaire entraîne une crise de change autoréalisatrice. A la différence des modèles de première génération qui décrivent de façon simple et mécanique le comportement des Autorités politiques face à une attaque spéculative, le comportement optimisateur de ces dernières est au cœur du processus de crise dans les modèles de deuxième génération. En effet, dans ce type de modélisations, le Gouvernement est supposé arbitrer entre son objectif à court terme de maintenir le taux de change fixe et ses objectifs macroéconomiques à long terme tels la croissance économique, la réduction de son stock de dette ou du niveau de chômage. Ici, l'attaque spéculative intervient, lorsque les investisseurs se doutent de l'engagement de change à court terme du Gouvernement. Quant aux anticipations des agents privés sur la soutenabilité de la parité fixe, elles se forment en fonction de l'orientation future des politiques économiques qui n'est, elle-même, pas prédéterminée, mais répond à la fonction-objectif de l'Autorité politique et à l'évolution future de l'économie (Cartapanis, 2004). Cette circularité crée des équilibres multiples propices à la manifestation de crises autoréalisatrices.

Le déclenchement de la crise asiatique de 1997 a profondément modifié les analyses des crises de change. En effet, les pays asiatiques qui ont souffert d'une crise n'avaient pas de problèmes de déficit budgétaire, les politiques économiques étaient relativement prudentes et le stock de réserves de change des Banques centrales était stable et significatif. Il n'y avait donc pas de conflit entre le régime de change fixe et les politiques économiques de type formulé dans les modèles de première génération

conduisant à une perte progressive de réserves de change. D'autre part, le taux de chômage et le taux d'inflation étaient faibles et la croissance économique était de l'ordre de 7% entre 1993 et 1996. Il n'existait pas non plus de conflit entre le maintien du taux de change fixe et l'activité économique de type formulé dans les modèles de deuxième génération, laissant l'Autorité politique devant le dilemme classique de dévaluer ou de maintenir la parité du taux de change fixe. Ceci est d'ailleurs confirmé par les faibles différentiels des taux d'intérêt ou encore par les évaluations positives des agences de notation quant aux économies des pays asiatiques à l'approche de la crise. Certes, avant la crise asiatique, un certain nombre de fondamentaux macroéconomiques s'étaient déjà affaiblis, comme la dégradation du déficit du Compte courant, la surévaluation de plusieurs monnaies de la région, le ralentissement des exportations (Furman et Stiglitz, 1998), mais comme l'affirme Krugman (1998), cette situation n'était pas nouvelle et n'avait pas entraîné un ralentissement des entrées des capitaux. Ce sont plutôt des déterminants de la sphère microéconomique, inexistantes ou peu modélisés jusqu'alors dans les analyses des crises de change, qui ont provoqué la crise asiatique. Plusieurs travaux ont alors été conduits afin de pouvoir saisir les spécificités de cette crise violente, brusque et contagieuse sur le plan national, régional et international, en formalisant à nouveau la nature des chocs ou des déséquilibres (comme la fragilité du système bancaire et financier ou la dégradation des bilans des institutions non financières) susceptibles d'engendrer une crise de change, et en reconsidérant de nombreuses questions concernant le caractère informationnel et le comportement des marchés financiers internationaux. Comme le précise Cartapanis (2004), « ce faisant, de multiples séquences de crises ont été spécifiées sans que l'on dispose d'un nouveau modèle canonique de caractère synthétique. ». Dans ce sens, certains modélisateurs de troisième génération mettent en avant les distorsions structurelles telles que les garanties implicites ou explicites des Autorités monétaires et/ou la régulation et la supervision bancaire inadéquate, dans l'aggravation de la vulnérabilité financière (Krugman, 1998 et Corsetti, Pesenti et Roubini, 1999). D'autres mettent l'accent sur le caractère autoréalisateur de la crise asiatique en modélisant une dynamique

d'instabilité financière ou bancaire sur la base des modèles, initialement conçus en économie fermée, de *run* bancaire de Diamond et Dybvig (1983) (Chang et Velasco, 1998, 2001). D'autres encore formalisent une fragilité financière, liée à une hausse de l'endettement à court terme et en devises des entreprises, qui peut contribuer à l'occurrence d'une crise financière autoréalisatrice ; ils soulignent en particulier les impacts d'une crise sur la sphère réelle de l'économie à travers les effets d'une dépréciation de la monnaie domestique sur la dégradation des bilans des entreprises, (Krugman, 1999 et Aghion, Bacchetta et Banerjee, 2000). Enfin, quelques modélisateurs s'efforcent de réconcilier, puis combiner les propos de ces trois approches opposées mais aussi complémentaires (Schneider et Tornell, 2000, Irwin et Vines, 2003, Burnside, Eichenbaum et Rebelo, 2003).

Ce contexte de forte instabilité financière, engendrant d'importants coûts socio-économiques pour les acteurs publics et privés des pays en crise, ainsi que pour le système financier international dans son ensemble *via* les mécanismes de contagion, a suscité de nombreux débats sur la réforme nécessaire du système financier international et sur les moyens susceptibles de prévenir de futures crises financières, en général de caractère systémique. La littérature empirique, consacrée à l'élaboration de systèmes d'indicateurs d'alerte afin de détecter les faiblesses d'une économie à travers une batterie d'indicateurs économiques et financiers, a alors pris une dimension considérable. Dans ce sens, de nombreux efforts quantitatifs ont été entrepris tant au niveau public (Autorités nationales et internationales), que sur le plan privé (plusieurs grandes banques d'investissement) ou encore par les universitaires.⁷

Les premiers travaux empiriques avaient pour objectif de mieux appréhender les mécanismes des crises et de valider les modèles théoriques (Dehove, 2004). Les études récentes viennent ajouter un autre objectif : identifier un ensemble

⁷ Voir Kaminsky, Lizondo et Reinhart (1998) pour le résumé des travaux empiriques effectués avant 1998, et Abiad (1999, 2003) pour les travaux menés après 1998.

d'indicateurs de crise, sans forcément se référer à des fondements théoriques explicites, susceptibles d'informer de l'imminence d'une crise, d'une part, les Autorités du pays et/ou les organisations financières internationales, ce qui permet d'améliorer leur capacité de réaction (prise de mesures économiques nécessaires dans le but de la prévenir ou au moins de diminuer ses effets sur l'économie), et d'autre part, les opérateurs privés, afin qu'ils diminuent leurs expositions aux risques excessifs de changes. Partant, l'existence d'un mécanisme d'alerte fonctionnel est bénéfique tant pour les acteurs publics, que pour les agents économiques privés.

Malgré la multiplication remarquable des travaux empiriques dans les vingt dernières années, notamment depuis la crise asiatique, ceux-ci restent encore insuffisamment performants dans la prédiction des crises et leurs résultats quant aux indicateurs « clés » des crises sont loin d'être convergents. Les indicateurs, qui sont significatifs dans un certain nombre de travaux, ne le sont pas dans le cadre des autres. Ceci est lié en grande partie aux larges et hétérogènes échantillons des travaux empiriques combinant, d'une part, les pays développés et les pays en développement qui ont des structures financières et économiques complètement différentes, et d'autre part, les années 1970 et les années 1990 qui présentent des caractéristiques bien différentes étant donné que les pays, notamment les pays en développement, ont radicalement modifié leurs économies suite à leurs efforts de libéralisation commerciale et financière entrepris depuis les années 1980. Dans ce sens, mélanger ces deux périodes bien différentes biaise les résultats d'estimation des modèles empiriques, et joue un rôle important dans la significativité divergente des indicateurs d'alerte d'une étude à l'autre.

Etant donné les différences structurelles des pays développés et en développement, l'origine des crises peut aussi être différente dans les pays développés que dans les pays en développement. En fonction du choix du groupe de pays à analyser dans le cadre d'un travail empirique, les indicateurs peuvent donc montrer différents degrés de significativité. De plus, Cartapanis, Dropsy et Mametz (1998) et Edison (2003),

entre autres, démontrent que la significativité des indicateurs peut également changer en fonction des différences régionales (pays asiatiques ou pays latino-américains par exemple). Bien que ces pays fassent partie d'un groupe de pays plutôt homogènes (pays émergents ayant libéralisé leur marché financier interne et externe), certains indicateurs ne sont pas significatifs dans l'explication des crises dans les pays asiatiques, tandis qu'ils sont informatifs dans l'explication des crises des pays sud-américains. Abiad (2003) va encore plus loin, en affirmant que la significativité des indicateurs change même dans le cadre d'une analyse qui ne traite que les crises d'une seule région spécifique. Il indique que seulement la surévaluation du taux de change réel est significative dans les crises de cinq pays asiatiques (Corée du Sud, Indonésie, Malaisie, Philippines et Thaïlande).

Partant, nous affirmons que l'objet de notre thèse est de bâtir un système d'indicateurs d'alerte de crises de change adéquat et performant. Pour ce faire, nous limitons notre analyse économétrique aux crises turques (d'avril 1994, de février 2001, de mai 2006 et d'octobre 2008) caractérisant les deux dernières décennies de l'économie turque, afin d'éviter les travers décrits précédemment. Nous optons pour un modèle logit binomial et multivarié estimé avec une batterie de seize variables économiques et financières explicatives. La variable dépendante *ISP1* de ce modèle logit, qui nous permet d'estimer des probabilités de fortes pressions spéculatives sur le marché des changes turc, est composée des variations mensuelles du taux de change réel, des réserves internationales et du taux d'intérêt nominal. Etant donné que la libéralisation économique et financière réalisée tout au long des années 1980 a radicalement modifié la structure économique-financière de la Turquie, nous distinguons bien les périodes précédant et succédant cette date, en restreignant la période d'échantillon du modèle de janvier 1990 à décembre 2002, afin d'expliquer les crises turques de 1994 et de 2001. En effet, considérer à la fois une période pré- et post-libéralisation aurait pu biaiser les résultats d'estimation du modèle, ainsi que la significativité des variables explicatives. Nous effectuons également divers tests de sensibilité afin de vérifier la robustesse de nos résultats d'estimation. Dans ce sens,

nous utilisons différentes définitions du terme de crise, divers seuils de crise en termes d'écart-types et différents poids pour les composantes de l'indice de crise. Nous estimons ensuite notre modèle sur une période de hors échantillon allant de janvier 2003 à décembre 2008 afin d'évaluer la performance du modèle à prédire les crises de change turques de 2006 et de 2008. Nous utilisons enfin différents retards pour les variables explicatives (un, trois, six et douze mois) dans l'objectif de démontrer la capacité du modèle à prédire correctement et suffisamment à l'avance les épisodes des crises turques.

Cette thèse est composée de quatre chapitres. Les deux premiers sont consacrés à l'évolution de la littérature théorique des crises de change. Dans le premier chapitre, sont présentés en détail les modèles de crise de première génération dans la lignée des articles fondateurs de Krugman (1979) et de Flood et Garber (1984) et les modèles de crise de deuxième génération introduits dans la littérature par les articles fondateurs d'Obstfeld (1991, 1994). Les effets stylisés de la crise turque de 1994 correspondant à ce cadre d'analyse sont également traités dans ce premier chapitre. Dans le deuxième chapitre, sont exposés, en premier lieu, les modèles de crise de troisième génération, élaborés suite à la crise asiatique de 1997, à travers lesquels est détaillée, en second lieu, la crise turque de 2001.

Dans le troisième chapitre, le bilan critique de la littérature théorique des crises de change est complété par un *survey* de la littérature empirique. Dans ce chapitre, dans un premier temps, sont étudiées en détail toutes les problématiques des systèmes d'indicateurs d'alerte : la définition empirique de la crise de change, les méthodologies employées dans l'élaboration des systèmes d'alerte, le choix des indicateurs d'alerte et les seuils de probabilités de crise, et, dans un deuxième temps, est effectué un résumé des divers travaux empiriques fournissant un apport supplémentaire important à la littérature. Enfin, le quatrième et dernier chapitre de ce travail de recherche est consacré, d'une part, à la définition et la spécification du modèle : la description de la méthodologie logit, la construction d'un indice de crise

binaire et la détermination des variables explicatives, et d'autre part, à l'interprétation des résultats d'estimation et aux divers tests de sensibilité vérifiant la robustesse et la qualité de notre modèle économétrique.

Partie I. Les crises turques dans la littérature des crises de change

PARTIE I. LES CRISES TURQUES DANS LA LITTERATURE DES CRISES DE CHANGE	12
INTRODUCTION	13
CHAPITRE 1. LES MODELES TRADITIONNELS DE CRISE DE CHANGE ET LA CRISE TURQUE DE 1994	14
1.1. LES MODELES STANDARDS DE CRISE DE CHANGE	14
1.1.1. <i>Les modèles de crises de première génération</i>	14
1.1.2. <i>Les modèles de crise de deuxième génération</i>	33
1.2. LA CRISE TURQUE DE 1994	61
1.2.1. <i>La transformation structurelle de l'économie turque</i>	61
1.2.2. <i>La crise financière de 1994</i>	63
1.2.3. <i>Le cadre théorique de la crise de 1994 dans la littérature des crises</i>	75
CONCLUSION DU CHAPITRE 1	77
CHAPITRE 2. LES MODELES DE CRISE DE CHANGE RECENTS ET LA CRISE TURQUE DE 2000-2001	83
2.1. LES MODELES DE CRISE DE TROISIEME GENERATION	84
2.1.1. <i>L'approche fondamentaliste : excès d'emprunt et d'investissement liés au phénomène d'aléa moral</i>	84
2.1.2. <i>L'approche de panique : fragilité financière et crise de liquidité autoréalisatrice</i>	98
2.1.3. <i>L'approche des effets de bilans : endettement externe excessif et crise financière autoréalisatrice</i>	110
2.2. LA CRISE TURQUE DE 2000-2001	121
2.2.1. <i>L'économie turque entre les deux crises (1996-1999)</i>	121
2.2.2. <i>Le programme de stabilisation de décembre 1999</i>	123
2.2.3. <i>Les signaux de la crise</i>	127
2.2.4. <i>Le cadre théorique de la crise de 2000-2001 dans la littérature des crises</i>	138
CONCLUSION DU CHAPITRE 2	147

Introduction

Le contexte de forte instabilité économique et financière mondiale des années 1980 et surtout des années 1990, affectant en particulier les pays émergents, n'a pas épargné l'économie turque. La dernière décennie du 20^{ème} siècle s'est en effet caractérisée pour la Turquie par de fortes instabilités économiques et politiques et par des crises financières importantes, survenues d'abord en avril 1994, puis en février 2001. Quelles ont été les déterminants de ces crises ? Sur quel cadre théorique des crises peut-on se baser pour les expliquer ? Présentent-elles des caractéristiques communes ou proviennent-elles d'origines différentes ? Partant, nous analysons de façon théorique les différents modèles de crise de change afin de mieux comprendre les facteurs qui ont poussé l'économie turque dans un processus de crises.

Dans cette partie, nous présentons l'évolution des différents modèles de crise de change. Dans le premier chapitre, nous commençons par les modèles de crise de première génération et présentons ensuite les modèles de crise de deuxième génération. Nous détaillons enfin les effets stylisés de la crise turque de 1994 correspondant à ce cadre d'analyse. Dans le deuxième chapitre, nous examinons d'abord les modèles de troisième génération, dits aussi *modèles de crise intergénération*, à travers lesquels nous expliquons ensuite la crise turque de 2001.

Ce type d'analyse critique vise, d'une part, à appréhender la logique de ces modèles pour expliquer les crises turques et, d'autre part, à en tirer les indicateurs théoriques susceptibles d'être intégrés dans un système d'alerte de crises de change, qui constitue la deuxième partie de ce travail de recherche.

Chapitre 1. Les modèles traditionnels de crise de change et la crise turque de 1994

La théorie traditionnelle des crises de change regroupe deux types d'approches (Eichengreen et al., 1994, 1995) : les modèles de première génération et les modèles de deuxième génération. Selon la première approche, les crises sont la conséquence des déséquilibres économiques persistants dans une économie optant pour un régime de change fixe. En revanche, la deuxième approche insiste sur le caractère autoréalisateur des crises de change dans un contexte d'équilibres multiples. Dans ce sens, les crises ne sont pas forcément la conséquence de déséquilibres économiques insoutenables, mais peuvent résulter d'un simple changement d'anticipation des agents économiques. Quant à la crise financière turque de 1994, elle présente en grande partie les caractéristiques de la première approche avec la dégradation d'un certain nombre de fondamentaux économiques, notamment des déficits publics et courants excessifs, un stock croissant de dette interne et externe et un taux d'inflation élevé).

1.1. Les modèles standards de crise de change

1.1.1. Les modèles de crises de première génération

La première génération de modèles de crise de change s'inscrit dans la lignée des articles fondateurs de Krugman (1979) et de Flood et Garber (1984), selon lesquels la crise est indissociable des déséquilibres monétaires et/ou budgétaires persistants dans une économie où le taux de change est fixé. La croissance excessive du crédit domestique suite à la monétisation d'un déficit budgétaire dans un régime de change fixe conduit à la perte progressive des réserves de change du Gouvernement. Lorsque

ces réserves atteignent un niveau critique, connu par les investisseurs, au-dessous duquel le taux de change fixe n'est plus soutenable, une attaque spéculative se déclenche contre la monnaie domestique, épuisant ainsi le reste des réserves du Gouvernement qui se trouve contraint de laisser flotter sa monnaie.

Dans cette section, nous présentons les fondements des modèles de Krugman (1979) et de Flood et Garber (1984), en détaillant également les extensions apportées à ces modèles de base.

1.1.1.1. La dégradation insoutenable des fondamentaux économiques : modèle fondateur de Krugman (1979)

Krugman (1979) affirme que les crises de change ont des caractéristiques communes. Une crise de Balance des paiements survient lorsqu'un Gouvernement n'est plus capable de maintenir la parité fixe de son taux de change en raison d'un stock limité de réserves en devises. L'action du Gouvernement sur le maintien de la fixité de son taux de change est alors limitée à la mobilisation de ses réserves.

Krugman considère, sous l'hypothèse des anticipations parfaites (*perfect foresight*), une petite économie ouverte qui produit un seul bien commercial. Le prix de ce bien est égal au prix du bien étranger exprimé en monnaie domestique selon la parité du pouvoir d'achat (PPA).⁸

$$P = sP^* \tag{1.1}$$

⁸ Notons que nous n'effectuons pas de résolution mathématique des modèles économiques présentés dans le cadre de ce travail de recherche afin de ne pas être répétitif, puisque un certain nombre de travaux (Agénor, Bhandari et Flood, 1991, Mametz, 2001 et Arias, 2004 entre autres) l'ont déjà réalisée.

où P et P^* sont respectivement le niveau des prix domestiques et étrangers et s le taux de change nominal. Etant donné que le niveau des prix étrangers est supposé fixe, $P^* = 1$, nous pouvons ainsi récrire l'équation (1.1) comme $P = s$.

L'économie considérée possède des prix et des salaires parfaitement flexibles, assurant ainsi que la production qui est supposé être exogène se trouve toujours à son niveau de plein emploi Y . La Balance commerciale réelle B , qui est aussi égale, ici, au solde du Compte courant, est établie par la différence entre la production et les dépenses :

$$B = Y - G - C(Y - T, W) \quad C_1, C_2 > 0 \quad (1.2)$$

où G symbolise les dépenses publiques réelles, C la consommation, T les taxes réelles et W la richesse privée réelle des agents domestiques.

Dans cette économie, les investisseurs sont supposés avoir un choix d'actifs limité entre les monnaies domestique et étrangère. Il faut noter que sur ces deux monnaies le taux d'intérêt nominal est nul. La richesse totale des agents domestiques est donc constituée de la valeur réelle de leurs avoirs en monnaie domestique M/P et en monnaie étrangère F .

$$W = M/P + F \quad (1.3)$$

Dans cette économie, les investisseurs étrangers ne détiennent pas d'avoirs en monnaie domestique contrairement aux opérateurs domestiques, ce qui exclut alors leur responsabilité dans le déclenchement d'une crise de Balance des paiements. M est le stock de monnaie en circulation et, à l'équilibre, les résidents domestiques cherchent à ne détenir que de la monnaie nationale dans un comportement d'optimisation de leur richesse. La condition d'équilibre de portefeuille s'écrit ainsi :

$$M/P = L(\pi)W \qquad L_1 < 0 \qquad (1.4)$$

où π est le taux d'inflation anticipé, étant également le taux de dépréciation anticipée du taux de change fixe.

Dans cette économie, un Gouvernement ayant un déficit budgétaire $G-T$ possède deux options pour le financer : émettre de la monnaie domestique \dot{M}/P ou puiser dans ses réserves de change \dot{R} . Sa contrainte budgétaire s'écrit alors :

$$\dot{M}/P + \dot{R} = G - T = g(M/P) \qquad (1.5)$$

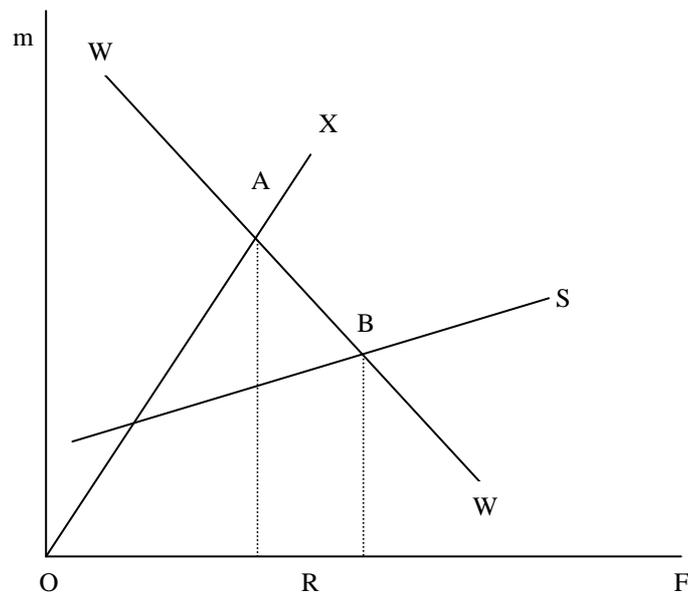
Lorsque le Gouvernement s'engage à défendre la fixité de son taux de change, le financement de son déficit dépend du désir des investisseurs privés d'acquérir ou non de la monnaie domestique supplémentaire.

$$\dot{R} = -(G - T) + \ell S \qquad (1.6)$$

L'émission de la monnaie excessive réduira progressivement les réserves du Gouvernement même si l'épargne privée S est nulle au départ, puisque le Gouvernement émettra davantage de monnaie domestique que ce que les investisseurs privés voudront détenir. L'excès de monnaie en circulation sera donc stérilisé par l'échange de monnaie nationale contre la monnaie étrangère. Lorsque les réserves de change du Gouvernement atteignent un seuil inférieur critique, les spéculateurs, anticipant l'abandon du taux de change fixe, cherchent à acquérir le reste des réserves par une attaque spéculative qui précède toujours l'épuisement des réserves. L'attaque spéculative fait donc avancer la date d'épuisement des réserves, autrement dit, la date de déclenchement d'une crise de Balance des paiements. Quant

aux investisseurs privés, ils évitent des pertes de capital, en anticipant la dévaluation de la monnaie domestique qui aura lieu suite à l'abandon du régime de change fixe. Si ce comportement se généralise, les réserves du Gouvernement seront complètement éliminées. Pour le Gouvernement, l'attaque représente une liquidation de ses réserves, tandis que pour les résidents domestiques, elle représente la variation de la composition de leurs portefeuilles en faveur de la monnaie étrangère, ce qui leur permet d'éviter des pertes de capital.

Figure 1.1. Abandon anticipé d'un régime de change fixe et élimination complète des réserves de change à la suite d'une attaque spéculative

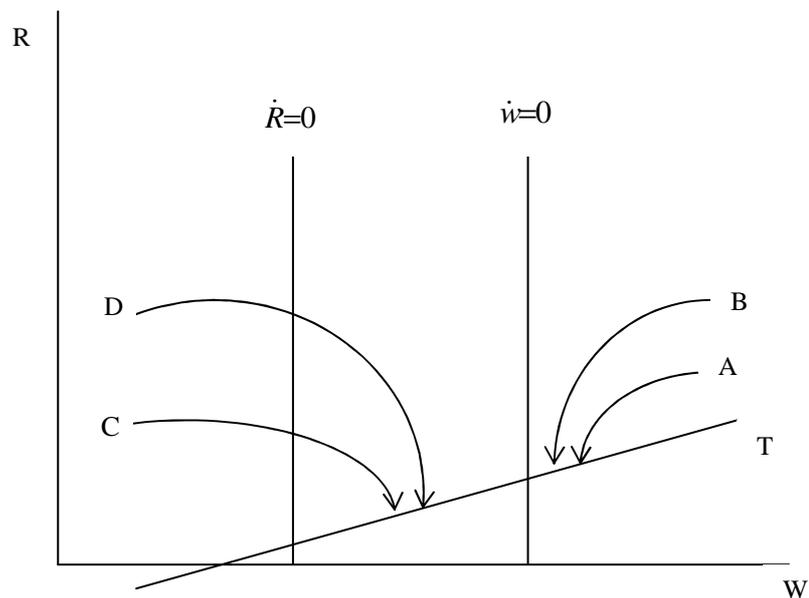


Source : Krugman 1979, p.322

Le graphique 1.1 démontre l'occurrence d'une crise de change. Juste avant l'attaque spéculative, l'économie se trouve sur le point *A* de la courbe *OX*. Au moment de l'attaque, l'économie se déplace de *A* vers *B* sur la courbe de richesse privée *WW*, puisque les agents modifient leurs portefeuilles en faveur de la monnaie étrangère. Juste après l'attaque, le régime de change fixe est abandonné et l'économie se situe sur la courbe *SS*. Afin de connaître la date de la crise, Krugman compare les sentiers représentatifs *A*, *B*, *C* et *D*, sur le graphique 1.2, qui définissent des niveaux

initiaux de réserves différents. Lorsque le niveau de réserves est élevé, comme sur les points *B* ou *D*, la crise sera retardée, ce qui confirme l'idée intuitive du modèle : la période durant laquelle un Gouvernement peut maintenir la fixité de son taux de change est, toutes choses égales par ailleurs, une fonction croissante du niveau initial de ses réserves de change.

Figure 1.2. Date du déclenchement d'une crise de Balance des paiements en fonction du montant initial de réserves



Source : Krugman 1979, p.322

1.1.1.1.1. La critique du modèle

Bien que Krugman (1979) explique comment une crise de change se déclenche, son modèle fait l'objet de certaines limites majeures. D'une part, il se base sur un modèle macroéconomique très simplifié qui restreint les indicateurs de crise au déficit budgétaire et à la perte graduelle des réserves de change. D'autre part, l'hypothèse selon laquelle seuls deux actifs sont disponibles limite le champ d'action du Gouvernement (qui ne peut que mobiliser ses réserves de change) afin de maintenir la fixité de son taux de change, ce qui n'est pas réaliste. Enfin, Krugman n'aborde

qu'intuitivement le *timing* de la crise, sans pouvoir le calculer. Du fait du caractère non linéaire de son modèle, Krugman ne parvient pas, en effet, à apporter de solution explicite quant à la date de l'effondrement du régime de change fixe. Néanmoins, malgré ces limites, le modèle krugmanien explique pourquoi les efforts de défense du taux de change fixe conduisent souvent à des crises de change, à travers l'incohérence des politiques économiques avec le maintien du régime de change fixe.

1.1.1.2. Le *shadow exchange rate* et la date précise de la crise : modèle de Flood et Garber (1984)

Flood et Garber (1984) approfondissent dans leur modèle la notion du *timing* de la crise, les fondamentaux dégradés conduisant à une crise et le taux de change flottant intervenant après l'effondrement du régime de change fixe suite à une attaque spéculative. Ils visent surtout à calculer la date précise de l'effondrement d'un régime de change fixe en formulant un modèle linéaire tout en préservant les éléments essentiels de l'analyse krugmanienne non linéaire. Nous sommes toujours dans une petite économie ouverte produisant un seul bien commercial. Dans un environnement toujours des anticipations parfaites, les opérateurs domestiques possèdent cette fois-ci un choix d'actifs plus élargi par rapport au modèle précédent : les monnaies domestique et étrangère, les titres domestiques et étrangers qui sont parfaitement substituables. Cependant, les résidents domestiques préfèrent ne pas détenir de monnaie étrangère qui n'apporte aucun profit en dehors des périodes de crises. Le Gouvernement possède un stock de réserves de change afin de maintenir la parité fixe de son taux de change. La variable fondamentale qui caractérise les déséquilibres monétaires est la croissance excessive du crédit domestique par rapport à la demande de monnaie domestique.

Ce modèle est construit autour de cinq équations :

$$M_t / P_t = a_0 - a_1 i_t \quad a_1 > 0 \quad (1.7)$$

$$M_t = R_t + D_t \quad (1.8)$$

$$\dot{D}_t = \mu \quad \mu > 0 \quad (1.9)$$

$$P_t = P_t^* s_t \quad (1.10)$$

$$i_t = i_t^* + \dot{s}_t / s_t \quad (1.11)$$

La première équation représente la demande de monnaie M/P en tant que fonction négative du taux d'intérêt i où M est le stock de monnaie nationale et P le niveau des prix domestiques.

La deuxième définit l'offre de monnaie M comme la somme des réserves de change du pays R , exprimées en monnaie domestique, et du crédit domestique D .⁹

La troisième traduit le fait que le crédit domestique D , utilisé pour le financement du déficit budgétaire, s'accroît toujours avec un taux positif et constant μ .

Les quatrième et cinquième représentent respectivement la PPA et la parité des taux d'intérêt (PTI) non couverte où s est le taux de change, P^* le niveau des prix étrangers et i^* le taux d'intérêt étranger. P^* et i^* sont supposés constants.

En régime de change fixe, $s_t = \bar{s}$, ce qui traduit le fait que la variation du taux de change est nulle dans le temps, $\dot{s} = 0$, et que le taux d'intérêt domestique est égal au taux d'intérêt étranger, $i_t = i_t^*$. On en déduit ainsi que la masse monétaire est constante. On obtient (1.12) en introduisant (1.10) et (1.11) en (1.7) :

$$M_t = \beta s_t - \alpha \dot{s}_t \quad (1.12)$$

⁹ Notons que le stock de monnaie domestique (la base monétaire) est ici égale à la somme des réserves internationales et du crédit domestique, puisque Flood et Garber (1984) négligent l'existence des banques privées dans le cadre de ce modèle

avec $\beta \equiv a_0 P^* - a_1 P^* i^*$ supposé positif et constant et $\alpha = a_1 P^*$ supposé constant. Etant donné que le taux de dépréciation est nul $\dot{s} = 0$ et que la masse monétaire reste constante, la Banque centrale ajuste tout changement de la demande de monnaie nationale par l'achat ou la vente des réserves internationales. Le montant de réserves de change à chaque instant t est traduit par l'équation (1.13) et le taux de variation de ces réserves est représenté par (1.14) d'après (1.13) :

$$R_t = \beta \bar{s} - D_t \quad (1.13)$$

$$\dot{R}_t = -\dot{D}_t = -\mu \quad (1.14)$$

Au fur et à mesure que le crédit intérieur augmente au taux μ et que les réserves de change du Gouvernement décroissent au même taux en parallèle à la hausse du crédit domestique, le Gouvernement ne peut pas toujours maintenir la fixité de son taux de change avec un stock de réserves limité. Dès que ses réserves sont épuisées (ou atteignent une limite inférieure \bar{R} , $R_t > \bar{R}$), la crise « naturelle » de Balance des paiements survient et le Gouvernement est contraint de laisser flotter définitivement son cours de change. Cependant, le taux de change fixe s'effondre juste avant l'épuisement complet des réserves gouvernementales, car les opérateurs ayant des anticipations parfaites chercheront à éviter d'éventuelles pertes de capital liées à la dépréciation de la monnaie domestique suite à l'abandon du régime de change fixe, en vendant leurs actifs libellés en monnaie domestique contre des actifs en monnaie étrangère. Cette opération (attaque spéculative) précipite ainsi la date d'effondrement du régime de change fixe. La date exacte d'effondrement « précoce » du régime de change fixe est calculée par l'intermédiaire d'un processus d'induction tourné vers le passé. La date précise de crise correspond alors au point où le taux de change fixe est égal au *shadow exchange rate*¹⁰ $\tilde{s} = \bar{s}$ (le taux de change qui prendrait place après l'attaque spéculative). Le *shadow exchange rate* reflète donc les fondamentaux du

¹⁰ Jeanne (1996) le définit comme le « taux de change flexible virtuel ou fantôme », mais nous continuerons à utiliser le terme de *shadow exchange rate* dans le cadre de ce travail.

marché. En effet, si les opérateurs anticipent que le *shadow exchange rate* est inférieur au taux de change fixe $\tilde{s} < \bar{s}$, il n'y aura pas d'attaque spéculative. Par contre, s'il est anticipé supérieur au taux de change fixe $\tilde{s} > \bar{s}$, les investisseurs déclencheront une attaque spéculative qui leur apportera des profits à un taux de rendement infini. Pourtant, aucun opérateur ne peut devancer les autres étant donné l'hypothèse des anticipations parfaites qui élimine les opportunités d'arbitrage sur le marché des changes. La concurrence entre les investisseurs les pousse, en effet, à anticiper l'attaque à la date précise z où il n'y a pas de profit ni de perte $\tilde{s}_z = \bar{s}$. Juste après l'attaque, l'équilibre du marché monétaire devient :

$$M_{z+} = \beta s_{z+} - \alpha \dot{s}_{z+} \quad (1.15)$$

Etant donné que les réserves de change du Gouvernement sont épuisées suite à l'attaque¹¹ $R_{z+} = 0$, le stock de monnaie devient égal au crédit intérieur :

$$M_{z+} = D_{z+} \leftrightarrow \dot{M}_t = \dot{D}_t = \mu \quad (1.16)$$

Afin de trouver le *shadow exchange rate*, Flood et Garber utilisent la méthode des coefficients indéterminés, en supposant que le taux de change flottant est de la forme de $s_t = \lambda_0 + \lambda_1 M_t$. En introduisant l'équation (1.16) en (1.12) on obtient $\lambda_0 = \alpha\mu / \beta^2$ et $\lambda_1 = 1 / \beta$. Le taux de change est défini ainsi :

$$s_t = \alpha\mu / \beta^2 + M_t / \beta \quad t \geq z \quad (1.17)$$

Au moment de l'attaque à z , $\tilde{s}_z = \bar{s}$ et $R_z \geq 0$. La croissance du crédit domestique au cours du temps s'écrit :

¹¹ Comme Krugman (1979), Flood et Garber (1984) modélisent un Gouvernement passif qui ne stérilise pas les pertes de réserves lors de l'attaque spéculative.

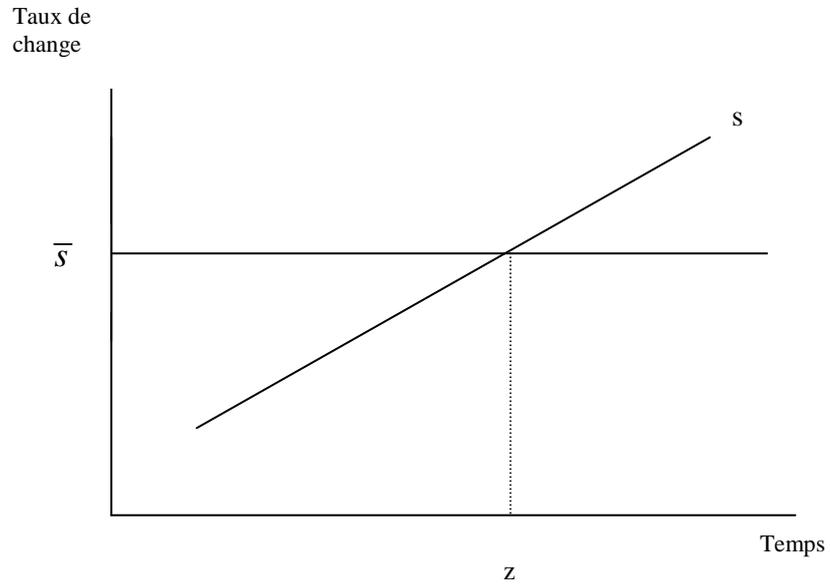
$$D_t = D_0 + u_t \quad (1.18)$$

En remplaçant M_t sur (1.17) par l'équation (1.19), on obtient la date précise de l'attaque z :

$$z = \frac{\beta \bar{s} - D_0}{\mu} - \frac{\alpha}{\beta} = \frac{R_0}{\mu} - \frac{\alpha}{\beta} \quad (1.19)$$

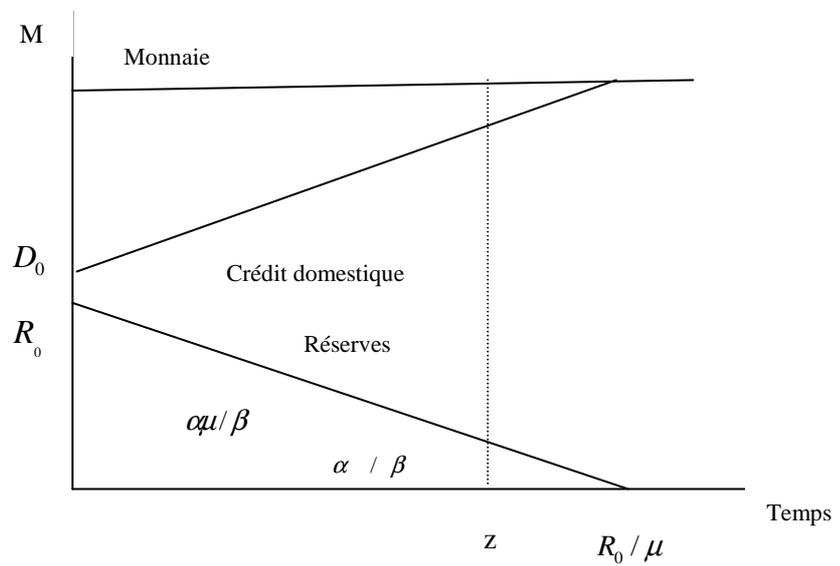
L'équation (1.19) indique qu'un niveau initial de réserves de change plus élevé retarde l'effondrement du taux de change fixe, alors qu'une croissance plus élevée du crédit domestique avance le déclenchement de la crise. Comme l'indique le graphique 1.3 la crise de Balance des paiements se déclenche à z où $\tilde{s}_z = \bar{s}$. Après l'attaque, le taux de change fixe subit une dépréciation et devient le taux de change flottant. Quant au graphique 1.4, il présente le lien entre les fondamentaux (crédit domestique, offre de monnaie et réserves de change) et la date de l'attaque spéculative. Juste avant l'attaque, l'offre de monnaie reste constante, mais ses composants varient ; D_t augmente au taux de μ et R_t décroît au même taux. Après l'attaque, les réserves sont épuisées et l'offre de monnaie n'est constituée que du crédit domestique. Sur le graphique 1.4, le point de R_0/μ indique la date de l'épuisement de réserves du Gouvernement en l'absence d'attaque spéculative de la part des investisseurs, en d'autres termes la date « naturelle » de la crise. Aussi, l'attaque spéculative avance la date du déclenchement de la crise de change.

Figure 1.3. Intersection des taux de change pour la date de l'attaque



Source : Flood et Garber 1984, p.5

Figure 1.4. Lien entre les fondamentaux et la date de l'attaque



Source : Flood et Garber 1984, p.6

1.1.1.2.1. La critique du modèle

Flood et Garber (1984) donnent au modèle d'attaque spéculative rationnelle sa forme canonique tout en préservant les éléments essentiels de l'analyse de Krugman (1979). Ils introduisent dans la littérature des crises le nouveau concept du *shadow exchange rate*. Ils calculent également la date précise de l'attaque spéculative. Ils précisent davantage les fondamentaux économiques dégradés entraînant une crise de Balance des paiements : un large déficit public, une croissance excessive du crédit domestique et un épuisement progressif des réserves de change du Gouvernement. Ce sont donc les indicateurs clés des crises dans la logique des modèles fondateurs de première génération.

Flood et Marion (1998) log-linéarisent le modèle de Flood et Garber (1984).¹² En le simplifiant, ils confirment de nouveau les résultats du modèle de Flood et Garber (1984) : un niveau initial de réserves de change élevé et/ou un taux de croissance du crédit domestique faible retardent l'effondrement du régime de change fixe alors qu'une croissance du taux de crédit domestique relativement élevée avance le déclenchement de la crise.

1.1.1.3. Les extensions apportées aux modèles fondateurs

Diverses extensions ont été apportées à la théorie de base sans pour autant modifier sa logique sous-jacente.¹³ Ici, nous détaillons les impacts des crises de change sur la sphère réelle de l'économie, certains cas d'abandon des hypothèses des modèles de base et les éventuelles politiques de défense contre les attaques spéculatives.

¹² Une version log-linéarisée du modèle de Flood et Garber (1984) peut également être trouvée dans Agénor et al. (1991) et Agénor (2000).

¹³ Pour une analyse plus détaillée des extensions des modèles de base, voir Agénor et al. (1991), Blackburn et Sola (1993), Agénor et Flood (1994), Eichengreen et al. (1994, 1995), Flood et Marion (1996 et 1998) et Antczak (2000) entre autres.

1.1.1.3.1. Impact des crises sur la sphère réelle de l'économie

Les modèles fondateurs ne se focalisent que sur les aspects financiers des crises, en omettant les aspects réels. En réalité, ces crises ne sont pas indépendantes des mouvements de la Balance commerciale et du Compte courant. Le déficit du Compte courant est un indicateur typique qui explique les ruées des opérateurs vers les réserves de change du Gouvernement. Calvo (1987) et Willman (1988) tendent à associer les crises de Balance des paiements à l'appréciation du taux de change réel et au déficit du Compte courant.

Willman (1988) propose un modèle avec une rigidité des prix, des salaires prédéterminés et une production endogène déterminée par la demande. En supposant que les salaires nominaux sont établis par rapport aux variations anticipées du taux de change réel, un effondrement anticipé du régime de change fixe augmente les salaires, se répercutant alors sur les prix, le taux de change réel, le taux d'intérêt réel, la Balance commerciale et la production générale. Comme les prix commencent à s'ajuster à la hausse des salaires, le pays perd graduellement sa compétitivité commerciale suite à l'appréciation réelle de la monnaie domestique, conduisant à une détérioration du Compte courant avant la période de crise, ce qui crée un impact négatif sur l'activité économique. En provoquant la dévaluation de la monnaie, l'attaque spéculative permet de rétablir l'équilibre des échanges extérieurs.

1.1.1.3.2. Abandon des hypothèses des modèles fondateurs

Les travaux plus récents qui visent à modéliser les crises de change ont abandonné certaines hypothèses de base de la logique de Krugman-Flood-Garber en introduisant la substituabilité imparfaite des actifs, la rigidité des prix et l'incertitude de la date de crise.

Blackburn (1988) élimine l'hypothèse de la substituabilité parfaite des actifs à travers le degré de mobilité des capitaux δ . Son analyse met en évidence le fait que plus le degré de mobilité des capitaux est élevé, plus la date de la crise de change est avancée, ce qui permet de montrer l'effet déstabilisant des entrées et/ou sorties de capitaux dans l'occurrence des crises, ce que nous avons récemment observé à travers le cas des crises des pays émergents (asiatique et turque par exemple) des années 1990. Il introduit également la rigidité des prix par l'intermédiaire de la vitesse d'ajustement des prix sur le marché des biens λ . Plus la flexibilité des prix est faible, plus la crise sera retardée et plus la transition d'un régime de change fixe à un régime de change flottant sera longue.

Les modèles fondateurs sont établis autour de l'hypothèse des anticipations parfaites selon laquelle, d'une part, le processus d'expansion du crédit domestique pour financer les déficits budgétaires conduit à un épuisement progressif des réserves de change et, d'autre part, il existe un seuil critique des réserves de change au-dessous duquel la parité fixe du taux de change n'est plus soutenable. L'introduction de l'incertitude¹⁴ dans les modèles constitue l'un des apports essentiels à la modélisation et à la compréhension du mécanisme de déclenchement des crises de change. Les opérateurs ne sont plus certains de prévoir quand aura lieu une attaque spéculative, quel sera le niveau critique des réserves de change du Gouvernement pour qu'une attaque soit déclenchée, quelles politiques adopteront les Autorités monétaires contre et après une attaque spéculative et comment le taux de change fixe changera suite à une attaque spéculative.

¹⁴ Ici, on parle plutôt de l'incertitude probabilisable (risque) dans laquelle le choix des agents peut être associé à une distribution des probabilités (Gilles, 1992). D'après Knight (1921) qui opère d'ailleurs une distinction entre les notions de risque et d'incertitude (non probabilisable), les probabilités des événements futurs peuvent être calculées à partir des données empiriques permettant d'assurer des probabilités statistiques dites objectives. Quant à Savage (1954), il attribue une subjectivité aux probabilités des événements futurs. Ceci implique le fait que les croyances des agents sur les états de la nature, façonnées par l'environnement, déterminent ces probabilités. Enfin, en situation d'incertitude non probabilisable, les agents économiques ne sont pas capables d'établir les probabilités de distribution.

L'incertitude dans la littérature des crises de Balance des paiements est introduite sous diverses formes, mais les modèles se focalisent en particulier sur deux aspects : l'incertitude sur le niveau critique de réserves qui déclenche une attaque (Krugman, 1979), et l'incertitude sur la croissance du crédit domestique (Flood et Garber, 1984, Obstfeld, 1986 et Dornbusch, 1987). Dans la pratique, les opérateurs ignorent la quantité potentielle de réserves que la Banque centrale est prête à utiliser afin de maintenir la parité fixe du taux de change (Krugman, 1979). Une telle incertitude produit de façon alternative des phases de crises et de non crises. Quant à Flood et Garber (1984), ils introduisent l'incertitude sur la croissance du crédit à travers un modèle stochastique où le crédit domestique est supposé dépendre d'un composant aléatoire. La probabilité d'un effondrement du régime de change fixe à $z+1$ est alors calculée par l'évaluation effectuée à z de la probabilité de croissance excessive du crédit domestique à $z+1$. La probabilité d'une attaque spéculative augmente alors si l'évolution croissante du crédit domestique rend la crise à $z+1$ de plus en plus plausible.

L'introduction de l'incertitude dans la littérature des crises a conduit à un grand nombre de travaux présentant diverses implications. Premièrement, comme Agénor et al. (1991) le démontrent, la date de l'effondrement d'un régime de change fixe suit un processus stochastique et ne peut plus être déterminée précisément, car la date d'une future attaque spéculative devient une variable aléatoire. Deuxièmement, ce contexte d'incertitude ouvre la voie au déclenchement des crises par la réalisation des anticipations des opérateurs, en mettant en œuvre la possibilité d'équilibres multiples dans le cadre des modèles de crise de première génération (Obstfeld, 1986). Ainsi un régime de change fixe peut s'effondrer sans que le lien ne soit établi avec l'état des fondamentaux économiques et les politiques suivies par les Autorités monétaires, mais simplement parce que les agents l'anticipent, même si le régime de change est parfaitement soutenable. Dans ce sens, les crises de Balance des

paiements sont proches de l'analyse des *runs* bancaires à la Diamond et Dybvig (1983).

Obstfeld (1986) modélise une crise autoréalisatrice en modifiant certaines hypothèses du modèle de Flood et Garber (1984). Il suppose que la croissance du crédit domestique ne suit pas toujours une tendance régulière et constante, mais peut avoir un caractère discontinu suite à des chocs exogènes. L'évolution du crédit domestique s'écrit alors avec \bar{D} qui représente le niveau moyen constant du crédit domestique et v_t la déviation du crédit domestique de son niveau moyen.

$$D = \bar{D} + v_t \quad (1.20)$$

$$D_t = D_{t-1} + \mu_t \quad (1.21)$$

Obstfeld introduit également l'incertitude sur la politique monétaire de la Banque centrale suite à l'effondrement du régime de change fixe à $t+1$, ce qui reflète une indétermination d'équilibres, puisqu'à chaque anticipation des agents correspond un équilibre possible qui est caractérisé par l'évaluation subjective de la probabilité de crise. Supposons que le crédit domestique n'augmente pas de façon excessive et constante suite à des chocs et que les agents économiques anticipent la continuité de la fixité du taux de change. Ainsi aucune attaque contre la monnaie domestique ne se réalise et l'économie repose sur un seul équilibre. En revanche, si la croissance du crédit domestique est constante et régulière (1.21) et que les agents anticipent un changement de politique monétaire suite à une attaque spéculative, l'équilibre de l'économie est alors indéterminé et les attaques autoréalisatrices peuvent se manifester, même en cas de parfaite soutenabilité du régime de change fixe. Mais afin que ces attaques réussissent à renverser le régime de change fixe, Obstfeld impose une condition nécessaire : il faut que $v_t > \bar{C}$, où \bar{C} représente le niveau critique pour lequel une élimination complète des réserves de change est possible suite à une attaque spéculative. Même si Obstfeld (1986) explique le phénomène des

équilibres multiples et des crises autoréalisatrices, les réponses du Gouvernement face à une attaque spéculative restent imprécises, ce qui différencie ce modèle de 1986 des modèles d'Obstfeld (1991, 1994, 1996b, 1997) analysés dans la section suivante.

1.1.1.3.3. Politiques de défense contre une attaque spéculative

Les modèles fondateurs donnent l'impression que les crises sont inévitables, car la mobilisation des réserves de change est considérée comme le seul moyen du Gouvernement contre une attaque spéculative, ce qui crée une difficulté conceptuelle. Or, dans la réalité le Gouvernement peut prendre certaines mesures en vue de retarder et/ou de prévenir une crise. Nous examinons ici les cas de l'emprunt des réserves supplémentaires auprès des marchés internationaux, du contrôle des capitaux et de la hausse des taux d'intérêt.

Un pays ayant des difficultés de Balance des paiements peut recourir à l'emprunt de réserves supplémentaires afin de pouvoir continuer à maintenir la parité fixe du taux de change. Si une Banque centrale a un accès parfait aux marchés des capitaux internationaux, elle peut toujours créer des réserves supplémentaires. Ainsi un tel accès illimité à l'emprunt aux réserves pourrait, en principe, indéfiniment éviter l'effondrement du régime de change fixe. Pourtant, en général, la plupart des pays, notamment les pays en développement, font face aux contraintes de l'emprunt qui limitent leur capacité de créer des réserves supplémentaires. De plus, le taux de croissance du crédit domestique ne peut pas être maintenu durablement au-dessus du taux d'intérêt mondial, ce qui conduit ainsi à la violation de la contrainte budgétaire intertemporelle du Gouvernement (Agénor et al., 1991). Partant, la politique de

croissance excessive du crédit domestique entraîne l'effondrement du régime de change fixe.¹⁵

La deuxième politique ayant pour objet de retarder ou de prévenir le déclenchement d'une crise de change est le contrôle des capitaux qui peut avoir un caractère temporaire ou permanent. Agénor et al. (1991) et Agénor et Flood (1994) modélisent de tels contrôles en introduisant une taxe proportionnelle permanente sur les gains d'intérêt obtenus par le différentiel des taux d'intérêt domestique et étranger. Leur proposition nous ramène au récent débat sur l'imposition d'une taxe (taxe Tobin) suite aux crises des marchés financiers émergents des années 1990. Agénor et al. (1991) et Agénor et Flood (1994) affirment que l'introduction de tels contrôles va dans le sens d'un maintien prolongé du régime de change fixe. En revanche, Dellas et Stockman (1988) prétendent que la menace des contrôles de capitaux peut contribuer à une attaque spéculative autoréalisatrice. Bacchetta (1990) confirme Dellas et Stockman (1988) dans son modèle qui examine l'effet des contrôles de capitaux sur le processus d'une crise de change ; il démontre qu'une attaque spéculative arrive juste avant que le contrôle de capitaux soit imposé, détournant l'objectif de ce dernier.

Flood, Garber et Kramer (1995) et Flood et Marion (1996) analysent l'action active des Autorités monétaires dans la stérilisation des pertes de réserves de change. Suite à l'expérience de la crise mexicaine de 1994, Flood et al. (1995) démontrent comment une attaque spéculative est stérilisée. La stérilisation de la perte des réserves nécessite que le crédit domestique s'accroisse d'un montant égal à la perte

¹⁵ Buiter (1987) examine les conséquences d'un emprunt des réserves sur la date de la crise. Il indique que si le Gouvernement emprunte des réserves juste avant le déclenchement de l'attaque spéculative, la crise sera retardée. En revanche, si l'emprunt est effectué bien avant la crise, elle sera précipitée. Car un montant plus faible du crédit domestique et plus élevé de réserves éloigne la date de la crise, alors que la croissance excessive du crédit domestique liée au financement de la dette publique croissante suite à l'emprunt (constituant des *bad news* qui influencent de façon négative les anticipations des agents sur la soutenabilité du taux de change fixe) précipite la date de la crise. Le fait d'emprunter des réserves fait gagner du temps au Gouvernement sans pourtant pouvoir indéfiniment éviter l'occurrence de la crise.

de réserves au moment de l'attaque spéculative, ainsi une attaque n'influence pas le niveau de la base monétaire. Cette croissance du crédit domestique permet aux Autorités monétaires de racheter les titres d'État détenus par le secteur privé *via* « l'*open market* », ce qui implique un changement discret sur le marché des titres. En cas de stérilisation complète, le régime de change fixe pourrait temporairement être viable avec un niveau initial de réserves de change suffisamment élevé.

Flood et Marion (1996) mettent pourtant en avant les limites de cette politique de stérilisation qui conduit à la hausse du taux d'intérêt nominal domestique. Cette hausse pourrait repousser la date d'une éventuelle attaque spéculative, mais ne peut pas l'éviter indéfiniment. Flood et Jeanne (2000) et Kraay (2001) confirment empiriquement ce dernier résultat : la défense du régime de change fixe avec la hausse du taux d'intérêt nominal domestique juste avant l'attaque spéculative n'est pas toujours une politique de défense appropriée, ce qui ne fait que précipiter le déclenchement de la crise. Car la hausse du taux d'intérêt avant l'attaque spéculative alourdit la contrainte budgétaire du Gouvernement et/ou déstabilise davantage le système bancaire domestique endetté, ce qui conduit inévitablement à l'abandon du régime de change fixe comme nous l'avons récemment observé dans le cas de la crise financière turque de 2001.

1.1.2. Les modèles de crise de deuxième génération

La crise du SME de 1992-1993, ainsi que la crise mexicaine de 1994 ont reconduit les analyses sur les attaques spéculatives et la fragilité des régimes de change fixes. La caractéristique essentielle de l'approche des modèles de deuxième génération est de modéliser un Gouvernement optimisateur qui décide de rester ou non dans un régime de change fixe en comparant les coûts et les bénéfices d'une sortie du système. Autrement dit, la réponse du Gouvernement aux anticipations du marché est

endogénéisée.¹⁶ Cette approche crée une interaction entre le Gouvernement et les opérateurs, entraînant une multiplicité d'équilibres. L'économie peut alors passer d'un équilibre à l'autre en fonction des anticipations spéculatives des agents, anticipations qui dépendent des réponses conjoncturelles du Gouvernement qui, à leur tour, dépendent de la manière dont les changements de coûts alimentés par les anticipations spéculatives elles-mêmes affectent les positions politique et économique du Gouvernement. Cette circularité dynamique crée des crises purement autoréalisatrices. De plus, contrairement aux modèles fondateurs de crise de première génération, les crises dans les modèles de deuxième génération ne sont pas forcément dues à l'incohérence *ex ante* entre les politiques économiques et le régime de change fixe. Une attaque peut survenir dès que les opérateurs modifient leurs anticipations sur la soutenabilité du régime de change fixe en fonction d'une future dégradation anticipée des fondamentaux ou d'une tâche solaire coordonnant les anticipations de dévaluation des agents.

Dans cette section, nous analysons, dans un premier temps, la logique sous-jacente des modèles fondateurs qui sont développés par Obstfeld (1991, 1994, 1996b, 1997), et dans un deuxième temps, examinons les modifications apportées à ces modèles de base.

1.1.2.1. Le Gouvernement optimisateur versus les anticipations autoréalisatrices : modèles fondateurs d'Obstfeld (1991, 1994, 1996b, 1997)

Obstfeld (1997) publie ultérieurement son article fondateur de 1991 sur les clauses de sortie avec un certain nombre de changements. Il analyse les options d'un Gouvernement optant pour un régime de change fixe contre une attaque spéculative. L'auteur renouvelle et approfondit ses analyses en réaction à la crise du SME de 1992-1993. Partant, nous préférons examiner les deux modèles d'Obstfeld de 1994.

¹⁶ C'est pourquoi les modèles de deuxième génération sont également nommés modèles à clause de sortie (*escape clause*).

Selon Obstfeld (1994), les modèles de crise de première génération qui restreignent les fondamentaux économiques dégradés à la croissance excessive du crédit domestique et à la diminution des réserves restent insuffisants dans l'explication de la crise du SME. Car pour les pays européens industrialisés ayant un accès parfait aux marchés internationaux de capitaux, la perte de réserves de change n'était que le symptôme de la crise, non la cause. En outre, limiter l'action du Gouvernement contre une attaque spéculative à la mobilisation de ses réserves de change diminue la capacité d'analyse des modèles de première génération. Partant, Obstfeld (1994) modélise les options du Gouvernement optimisateur –dévaluer (*discretion*) ou maintenir la parité fixe (*commitment*)– qui en évalue les coûts et les bénéfices face à une attaque spéculative. Cette analyse met l'accent sur la réponse endogène du Gouvernement aux anticipations des opérateurs, permettant de saisir le caractère autoréalisateur des crises.

Obstfeld (1994) présente alors deux modèles de crises autoréalisatrices avec la réponse endogène du Gouvernement aux anticipations du marché. Dans le premier modèle, les anticipations de dévaluation augmentent les taux d'intérêt, ce qui affaiblit la détermination du Gouvernement à résister à un réaligement du taux de change fixe. Dans le deuxième modèle, les anticipations de dévaluation affectent les salaires et la compétitivité commerciale, forçant de nouveau le Gouvernement à valider les anticipations de dévaluation des opérateurs. Dans ces deux modèles, les réserves de change peuvent librement être empruntées sur les marchés internationaux de capitaux, étant seulement l'objet de la contrainte budgétaire intertemporelle du Gouvernement. Aussi, le niveau des réserves n'a pas de rôle clé à jouer dans le déclenchement des crises de change contrairement aux modèles de première génération.

1.1.2.1.1. Le rôle de la hausse des taux d'intérêt nominaux

La hausse des taux d'intérêt due aux anticipations de dévaluation des agents, qui alourdit le service de la dette du Gouvernement, ainsi que la structure de maturité des obligations domestiques du Gouvernement et la composition en devises de la dette publique totale, jouent un rôle clé dans l'occurrence d'une attaque spéculative. La dette publique et le taux d'intérêt nominal sont donc les deux indicateurs clés de crises dans le modèle d'Obstfeld.

Obstfeld considère un modèle à deux périodes $t=1, 2$. Dans cette économie, le Gouvernement est supposé émettre des titres de dette et participer au marché des changes dans l'objectif d'emprunter des réserves. Il a des engagements de paiements de montants non négatifs en monnaie domestique pour les périodes 1 et 2 ${}_0D_1, {}_0D_2$. Il effectue également des consommations sur les deux périodes G_1 et G_2 , supposées exogènes. A côté de ses dépenses, il perçoit des revenus de ses avoirs en monnaie étrangère des deux périodes ${}_0F_1$ et ${}_0F_2$, et peut aussi imposer –seulement en $t=2$ – des taxes sur la production au taux τ afin d'équilibrer son budget. Enfin, la parité du pouvoir d'achat est retenue :

$$P = sP^* \tag{1.22}$$

où le niveau des prix étrangers P^* est supposé fixe. Ainsi le niveau des prix domestiques P est égal au taux de change nominal s , $P = s$. Le taux de change nominal est fixé à s_1 en $t=1$, tandis qu'en $t=2$, il peut toujours rester fixe ou peut se déprécier s_2 .

La paire ${}_0D_1, {}_0D_2$ représente la structure de maturité de la dette domestique du Gouvernement. Lorsque ${}_0D_1=0$, la maturité de cette dette est longue, alors que

quand ${}_0D_2 = 0$, elle est courte et doit être remboursée en $t = 1$, ce qui est une source potentielle de difficultés pour un Gouvernement en manque de crédibilité.¹⁷ La contrainte budgétaire du Gouvernement révèle l'évolution de sa vulnérabilité par rapport aux développements du marché en fonction de la maturité de sa dette et de sa composition en devises. La contrainte budgétaire du Gouvernement de la première période s'écrit ainsi :

$${}_1D_2 = (1+i) \left[{}_0D_1 + s_1G_1 - s_1({}_0F_1) + \frac{s_1({}_1F_2)}{1+i^*} \right] \quad (1.23)$$

où ${}_1D_2$ représente les engagements en monnaie domestique du Gouvernement contractés en $t = 1$ et remboursés en $t = 2$, ${}_1F_2$ les nouveaux avoirs en monnaie étrangère du Gouvernement acquis en $t = 1$, s_1G_1 la consommation du Gouvernement en $t = 1$, i et i^* les taux d'intérêt nominaux domestique et étranger, respectivement.

Lors de la deuxième période, le Gouvernement rembourse toutes ses obligations contractées en $t = 1$ et avant ${}_1D_2 + {}_0D_2$ et consomme un montant égal à s_2G_2 . Afin de financer ses obligations, le Gouvernement utilise ses revenus provenant des avoirs en monnaie étrangère $s_2({}_1F_2 + {}_0F_2)$, ses recettes de taxes imposées sur la production $s_2\tau Y$ et la variation du montant de la monnaie domestique que les résidents veulent détenir en $t = 2$ par rapport au montant détenu en $t = 1$, soit $M_2 - M_1$. La contrainte budgétaire de la deuxième période s'écrit alors :

$${}_1D_2 + {}_0D_2 - s_2({}_1F_2 + {}_0F_2) + s_2G_2 = s_2\tau Y + M_2 - M_1 \quad (1.24)$$

¹⁷ Voir Drazen et Masson (1993) qui résument explicitement la crédibilité des politiques économiques et des Autorités politiques et monétaires.

Compte tenu des hypothèses de mobilité parfaite des capitaux et de parité des taux d'intérêt non couverte, l'équilibre de l'anticipation parfaite contribue à l'égalité des profits des actifs en monnaies domestique et étrangère :

$$1+i = (s_2 / s_1)(1+i^*) \quad (1.25)$$

En combinant les équations (1.23), (1.24) et (1.25), on obtient alors la contrainte budgétaire intertemporelle du Gouvernement :

$$s_1({}_0F_1) - {}_0D_1 + \frac{s_2({}_0F_2) - {}_0D_2}{1+i} = s_1G_1 + \frac{s_2G_2 - \tau Y - (M_2 - M_1)}{1+i} \quad (1.26)$$

A côté de sa contrainte budgétaire, le Gouvernement poursuit en même temps des objectifs économiques comme la stabilité du taux d'inflation, supposé nul à la première période. Le Gouvernement cherche donc à minimiser sa fonction de perte en termes de distorsions de ses objectifs économiques tout en tenant compte de sa contrainte budgétaire intertemporelle.

$$L = \frac{1}{2}\tau^2 + \frac{\theta}{2}\varepsilon^2 \quad (1.27)$$

où τ est le taux de taxation sur la production, θ le poids de la dépréciation par rapport à τ et ε le taux de dépréciation de la monnaie domestique (considéré également le taux d'inflation) que l'on peut écrire sous la forme de :

$$\varepsilon = \frac{s_2 - s_1}{s_2} \quad (1.28)$$

Obstfeld réécrit les équations (1.23) et (1.24) afin d'éclaircir le rôle fiscal du taux de dépréciation ε dans l'analyse du comportement gouvernemental :

$$(1.23) \rightarrow {}_1d_2 = (1+i) \left({}_0d_1 + g_1 - {}_0f_1 + \frac{{}_1f_2}{1+i} \right) \quad (1.29)$$

$$(1.24) \rightarrow \varepsilon({}_1d_2 + {}_0d_2 + ky) + \tau y = {}_1d_2 + {}_0d_2 + g_2 - {}_1f_2 - {}_0f_2 \quad (1.30)$$

L'équation (1.30) indique qu'en $t = 2$, les revenus perçus de la taxe d'inflation ε et des taxes conventionnelles τ doivent couvrir l'ensemble de la dette nette et des dépenses courantes du Gouvernement. Partant, le Gouvernement détermine ε et τ afin de minimiser sa fonction de perte (1.27) en fonction de (1.30). Cependant, étant donné que les opérateurs ont des anticipations rationnelles concernant les objectifs du Gouvernement, ils peuvent le forcer à choisir un taux de dépréciation plus élevé en provoquant une hausse des taux d'intérêt domestiques dès la première période. La minimisation de la fonction-objectif du Gouvernement impose alors une condition nécessaire :

$$\frac{\theta \tau}{({}_1d_2 + {}_0d_2 + ky)} = \frac{\tau}{y} \quad (1.31)$$

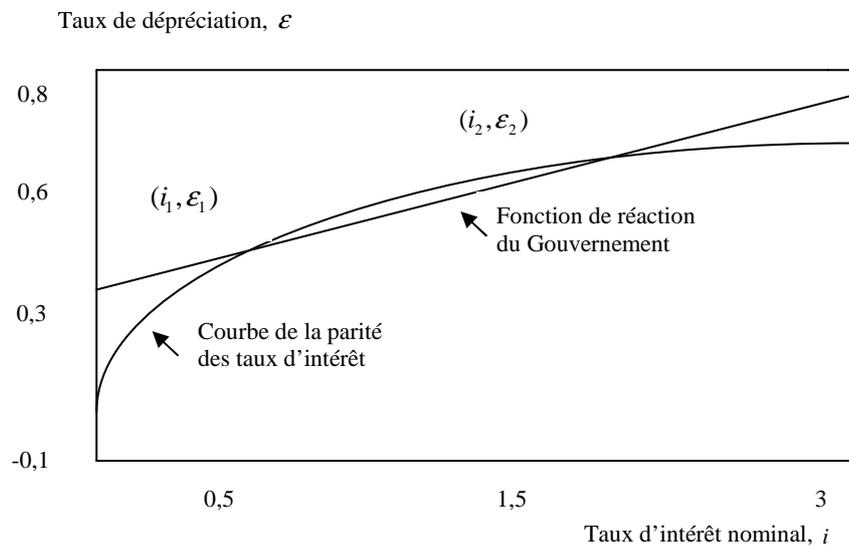
L'équation (1.31) indique qu'à l'optimum, le coût marginal d'une dépréciation plus forte de la monnaie domestique accroît le coût marginal des taxes conventionnelles. En combinant les équations (1.30) et (1.31), on obtient le taux de dépréciation de la monnaie domestique ε qui est affecté par les taux d'intérêt domestiques et par la composition en devises de la dette gouvernementale.

$$\varepsilon = \frac{({}_1d_2 + {}_1d_2 + ky)({}_1d_2 + {}_1d_2 + g_2 - {}_1f_2 - {}_0f_2)}{({}_1d_2 + {}_1d_2 + ky)^2 + \theta y^2} \quad (1.32)$$

Obstfeld illustre ensuite graphiquement les résultats de son modèle. Les deux équilibres des taux d'intérêt nominaux et des taux de dépréciation de la monnaie

domestique sont déterminés par l'intermédiaire de l'intersection de deux courbes. La première courbe traduisant la fonction de réaction du Gouvernement indique le taux de dépréciation ε préféré par le Gouvernement en $t=2$ lorsqu'il est confronté à un taux d'intérêt i en $t=1$. La pente de cette courbe est positive, ce qui traduit intuitivement qu'une hausse du taux d'intérêt nominal en $t=1$, en augmentant la taxe d'inflation de base en $t=2$, optimise la dépréciation de la monnaie domestique. La seconde courbe représentant la parité des taux d'intérêt, qui peut aussi être considérée comme la fonction de réaction du marché, également de pente positive, montre la détermination des taux d'intérêt domestiques en $t=1$ en fonction du taux de dépréciation anticipé en $t=2$ ε , à savoir $\varepsilon = \frac{i - i^*}{1 + i}$.

Figure 1.5. La possibilité de deux équilibres pour la paire des taux d'intérêt et des taux de dépréciation



Source : Obstfeld 1994, p.31

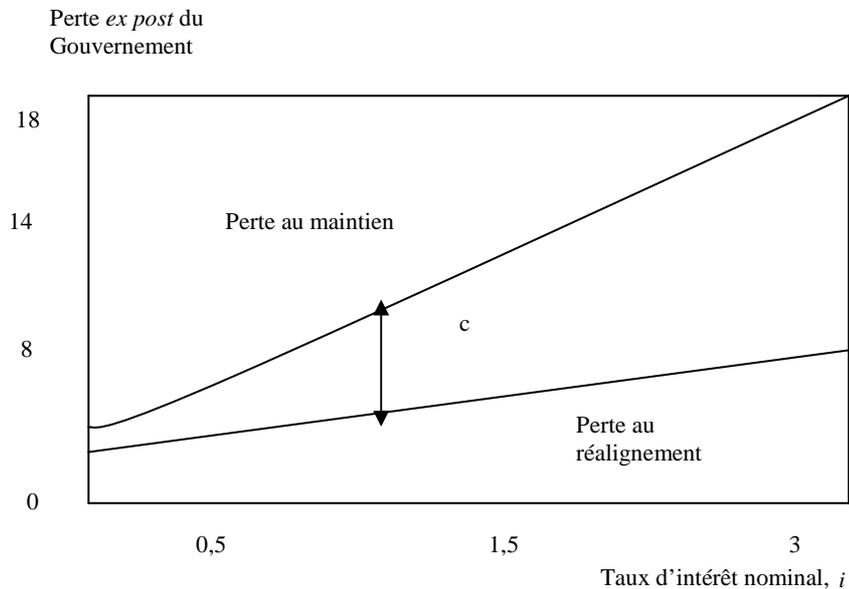
Il y a donc deux niveaux de taux d'intérêt et de taux de dépréciation. Sur l'équilibre de faible dépréciation i_1, ε_1 , la perte du Gouvernement est inférieure par rapport à sa perte sur l'équilibre de forte dépréciation i_2, ε_2 . Pourtant, le marché ne se

coordonnera peut-être pas sur ce taux d'intérêt relativement faible i_1 par rapport au taux d'intérêt relativement fort i_2 . Le Gouvernement fait donc face à un problème d'incompatibilité dynamique qui peut le contraindre à valider les anticipations du marché pour un taux de dépréciation plus élevé afin de minimiser sa fonction de perte. Cependant, le Gouvernement subit un coût fixe c en cas de réalignement de son taux de change, exprimé comme la perte de crédibilité. Dans ce cas, la fonction de perte du Gouvernement devient :

$$L = \frac{1}{2}\tau^2 + \frac{\theta}{2}\varepsilon^2 + cZ \quad Z = 1 \text{ si } \varepsilon \neq 0, \text{ sinon } Z = 0 \quad (1.33)$$

Le graphique 1.6 démontre la fonction de perte du Gouvernement lorsqu'une augmentation du taux d'intérêt nominal définit l'inconvénient relatif de maintenir la parité fixe du taux de change par rapport à la dévaluation. Dès que le coût du maintien de la parité fixe dépasse celui du réalignement, le Gouvernement trouvera optimal de dévaluer son taux de change. Il existe deux cas de figure et deux scénarios possibles. Dans le premier cas, le marché n'anticipe pas de dévaluation, le taux d'intérêt nominal domestique est égal au taux d'intérêt nominal étranger et il n'y aura pas d'attaque spéculative, ni de dévaluation. Le Gouvernement validera les anticipations de non crise des opérateurs. Dans le deuxième cas, le marché anticipe une dépréciation au cours de la période 2 ε_2 et établit ainsi le taux d'intérêt nominal i_2 compte tenu de ce niveau de dépréciation anticipé. Le Gouvernement subissant un taux d'intérêt trop élevé en cas de maintien de la parité fixe de son taux de change dévaluera en validant encore les anticipations de crise des spéculateurs. C'est un exemple d'attaque autoréalisatrice où le Gouvernement finit par valider les anticipations du marché en dépit de sa volonté et de sa perte de crédibilité (coût de réalignement), car la décision du maintien serait trop coûteuse pour le Gouvernement en termes de hausse du taux d'intérêt alourdissant le poids de sa dette, s'il ne valide pas les anticipations de dévaluation des opérateurs.

Figure 1.6. La fonction de perte du Gouvernement



Source : Obstfeld 1994, p.33

1.1.2.1.2. Le rôle des chocs de la demande agrégée

Le deuxième modèle, basé sur les modèles d'économie fermée de Kydland et Prescott (1977), indique qu'un régime de change fixe mais ajustable peut engendrer des équilibres multiples. Dans ce modèle, les anticipations des opérateurs ne se font plus sur les taux d'intérêt, mais sur le niveau de chômage à travers la hausse des salaires nominaux qui réduit la compétitivité commerciale du pays par rapport à ses partenaires commerciaux et augmente ainsi la probabilité de dévaluation en raison du poids insoutenable du chômage.

Dans ce modèle log-linéaire, Obstfeld suppose comme dans le cas du premier modèle que la PPA se vérifie. Le prix de la production domestique p est donc égal au prix étranger p^* , supposé constant, exprimé en monnaie domestique. La production y s'écrit ainsi :

$$y_t = \alpha(s_t - w_t) - u_t \quad (1.34)$$

où w_t est le niveau des salaires et u_t un choc négatif lié aux taux d'intérêt étrangers et aux changements de la demande globale (privée et publique) que le Gouvernement tente de gérer en fonction de ses objectifs de production générale y_t et de taux de change fixe s_t . Les salaires sont prédéterminés par un accord établi en $t-1$ en fonction des anticipations du taux de change des agents et de l'information disponible en $t-1$, afin de maintenir un salaire réel constant.

$$w_t = (E_{t-1})s_t \quad (1.35)$$

où E_{t-1} est une anticipation conditionnelle basée sur l'information disponible en $t-1$. Cette information n'inclut donc pas le choc u_t , ainsi les salaires en t ne peuvent pas s'ajuster aux chocs de la période t . En revanche, le Gouvernement peut utiliser le taux de change s_t pour compenser l'effet du choc u_t sur le niveau de production optimale $y_t - y^*$. Il peut effectuer une dévaluation surprise afin de pousser la production à son niveau naturel y^* dès que le risque d'inflation salariale érode la compétitivité commerciale du pays.

$$s_t - s_{t-1} = \lambda \frac{u_t}{\alpha} + \lambda (w_t - s_{t-1}) + \lambda \frac{y^*}{\alpha} \quad (1.36)$$

où λ est défini comme $\alpha^2 / (\theta + \alpha^2)$ mesurant la volonté du Gouvernement de réaligner le taux de change fixe. Pourtant, en cas de réalignement, le Gouvernement subit un coût c , comme dans le premier modèle, en termes de crédibilité ou de mécontentement social. La fonction de perte du Gouvernement s'écrit alors :

$$\ell_t = \frac{\theta}{2}(s_t - s_{t-1})^2 + \frac{1}{2}[\alpha(s_t - w_t) - u_t - y^*]^2 + cZ_t \quad (1.37)$$

où Z est défini comme dans le premier modèle ; $Z = 1$ si $\varepsilon \neq 0$, sinon $Z = 0$. Si le Gouvernement maintient la parité du taux de change fixe $s_t - s_{t-1} = 0$, sa fonction de perte prend la forme suivante :

$$\ell_t^F = \frac{1}{2}(\alpha\pi_t + u_t + y^*)^2 \quad (1.38)$$

où π est le taux d'inflation anticipé, à savoir $\pi_t = (E_{t-1})s_t - s_{t-1}$.

En revanche, si le Gouvernement réaligne son taux de change, sa fonction de perte devient avec le coût fixe c :

$$\ell_t^R = \frac{1}{2}(1 - \lambda)(\alpha\pi_t + u_t + y^*)^2 + c \quad (1.39)$$

Le réalignement intervient donc lorsque la perte subie par le maintien du régime de change fixe est supérieure à la perte suite au réalignement :

$$\begin{aligned} \ell_t^F - \ell_t^R &= \frac{1}{2}\lambda(\alpha\pi_t + u_t + y^*)^2 - c > 0 \\ \frac{1}{2}\lambda(\alpha\pi_t + u_t + y^*)^2 &> c \end{aligned} \quad (1.40)$$

Résoudre l'équation (1.40) nous donne deux valeurs pour le choc sur la production u : \underline{u} la valeur inférieure et \bar{u} la valeur supérieure. Le Gouvernement dévalue la monnaie domestique lorsque $u > \bar{u}$ et la réévalue lorsque $u < \underline{u}$. En effet, les points

de sortie du système \underline{u} et \bar{u} dépendent de π_t qui traduit les anticipations de dépréciation, liées à des perceptions du marché concernant les points de sortie sur lesquels un réaligement du taux de change peut se produire. Cette circularité crée les équilibres multiples et un changement d'équilibre brusque provoque une crise pour un taux de change jusqu'alors soutenable sur la base des fondamentaux économiques.

1.1.2.1.3. La critique des modèles

Obstfeld (1994) modélise les options du Gouvernement en cas d'attaque spéculative : dévaluer ou maintenir le taux de change fixe. Le Gouvernement passif de Krugman (1979) devient alors un Gouvernement optimisateur qui calcule les coûts et les bénéfices de telle ou telle politique avant de prendre telle ou telle décision. Cette approche crée une interaction entre le Gouvernement et les opérateurs, entraînant une multiplicité d'équilibres propice à la manifestation des crises de change autoréalisatrices. Les spéculateurs déclenchent alors, par simple changement d'anticipation, une crise de Balance des paiements qui ne serait pas survenue dans le cas contraire, car le régime de change fixe était jusqu'alors soutenable sur la base des fondamentaux économiques. L'économie peut donc passer d'un équilibre où la dévaluation est peu probable, même en cas de choc important, à un équilibre où elle devient fortement probable, simplement parce que les anticipations des agents économiques sur la dépréciation de la monnaie domestique se modifient. Ce changement d'anticipation qui est accompagné d'une forte augmentation des taux d'intérêt rend la crise inévitable, à moins que les conditions économiques ultérieures soient exceptionnellement favorables. Les crises sont donc de nature autoréalisatrice.

Pourtant, selon Obstfeld, il n'existe pas de dichotomie entre les crises autoréalisatrices et les crises dues aux fondamentaux dégradés, car les facteurs fondamentaux sont liés aux préférences et contraintes du Gouvernement. Leurs

contraintes sont elles-mêmes endogènes à travers leur dépendance aux anticipations du marché. Partant, une économie ayant des fondamentaux économiques sains est moins susceptible de subir une attaque spéculative, alors qu'une économie avec des fondamentaux dégradés risque davantage de subir une attaque spéculative autoréalisatrice. Nous pouvons donc prétendre que les anticipations autoréalisatrices ne sont pas totalement déconnectées des fondamentaux économiques ; le taux d'intérêt, la dette publique et le niveau du chômage jouent un rôle important dans l'occurrence des crises autoréalisatrices. Il faut également noter que dans ces modèles, la crise n'intervient pas pour l'état le plus dégradé des fondamentaux, mais pour un état intermédiaire des fondamentaux. Nous développons cette notion d'« *état intermédiaire des fondamentaux* », qui est fondamentale selon nous afin de mieux appréhender la manifestation des crises autoréalisatrices, avec Obstfeld (1996b) et Jeanne (1996, 1997).

Le concept d'équilibres multiples et de crises autoréalisatrices d'Obstfeld apporte des nouveautés importantes dans la littérature des crises de change. Bien qu'Obstfeld (1994) explique la manifestation des équilibres multiples par les anticipations autoréalisatrices des opérateurs, il reste insuffisant dans la compréhension de la coordination de ces anticipations. Il nous éclaire sur les facteurs engendrant les attaques spéculatives, mais reste obscur sur la date précise de leur déclenchement.

Obstfeld (1996b) met en place les fondements stratégiques des équilibres multiples et des attaques autoréalisatrices pour un intervalle de fondamentaux dont la valeur n'est ni trop faible pour permettre une attaque, ni trop forte pour l'éviter. Pour un niveau intermédiaire de réserves du Gouvernement (état intermédiaire des fondamentaux économiques), il existe deux équilibres. Pour le premier, les agents attaquent la monnaie domestique et récupèrent la totalité des réserves du Gouvernement, ce qui entraîne l'effondrement du régime de change fixe, tandis que pour le deuxième les opérateurs ne déclenchent pas d'attaque et le régime de change fixe reste inchangé.

Dans ce sens, l'équilibre d'attaque a un caractère autoréalisateur. Néanmoins, Obstfeld n'approfondit pas assez cet intervalle dans son modèle.

1.1.2.2. Le développement de l'analyse des crises autoréalisatrices¹⁸

Plusieurs travaux de recherche viennent compléter les insuffisances des modèles de base d'Obstfeld. Les travaux de Jeanne (1996, 1997, 2000) et de Bensaïd et Jeanne (1997) simplifient les modèles de crise de deuxième génération et approfondissent également le lien entre les fondamentaux et les anticipations du marché dans l'occurrence des crises de change autoréalisatrices en développant la notion d'état intermédiaire des fondamentaux appelé ensuite « zone de danger ou *danger zone* ». Quant aux travaux de Sachs, Tornell et Velasco (1996a) et de Cole et Kehoe (1996), ils illustrent les crises autoréalisatrices à travers le cas de la crise mexicaine de 1994.

1.1.2.2.1. L'état intermédiaire des fondamentaux et les tâches solaires : modèles de Jeanne (1996, 1997) et de Bensaïd et Jeanne (1997)

Jeanne (1996) met en œuvre un modèle de crise de change, basé sur la logique d'Obstfeld (1994), qui se situe sur deux périodes $t = 1, 2$. En $t = 1$, le Gouvernement maintient la parité fixe du taux de change $s_1 = \bar{s}$, en $t = 2$, il peut dévaluer sa monnaie au taux d qui traduit le taux d'inflation entre les deux périodes : soit $\pi = d$ lorsqu'une dévaluation intervient, sinon $\pi = 0$. Le Gouvernement cherche alors à minimiser sa fonction de perte :

$$\ell = (U_2)^2 + \delta C \tag{1.41}$$

¹⁸ Voir Jeanne (2000) et Rangvid (2001) qui résument et analysent explicitement les principales extensions apportées aux modèles de deuxième génération à travers les modifications effectuées aux hypothèses standards formalisées qui portent essentiellement sur l'hypothèse des anticipations parfaites, la fonction de perte du Gouvernement et le coût lié à l'abandon du régime de change fixe.

où U_2 symbolise la déviation du taux de chômage de son niveau naturel en $t = 2$, δ une variable indicatrice qui prend la valeur 1 en cas de dévaluation, ce qui produit un coût de sortie du système C correspondant à la perte de crédibilité, ou la valeur 0 en cas de maintien.

Dans le modèle, le taux de chômage est associé à la politique monétaire par l'intermédiaire d'une courbe Phillips à anticipations rationnelles :

$$U_2 = \rho U_1 - \alpha(\pi - \pi^e) \quad (1.42)$$

où U_1 est la déviation du taux de chômage de son niveau naturel en $t = 1$ et π^e le taux d'inflation anticipé par les opérateurs, autrement dit le taux de dépréciation anticipé. Supposant que le salaire nominal de la deuxième période est établi à la première période comme dans le deuxième modèle d'Obstfeld (1994), une expansion monétaire non anticipée, en d'autres termes une augmentation de l'inflation ou une dépréciation du taux de change, peut accroître l'emploi en diminuant le salaire réel. La crédibilité de la parité fixe dépend alors des anticipations des opérateurs sur l'action du Gouvernement en $t = 2$.

Jeanne considère en premier lieu le cas où les opérateurs anticipent le maintien du taux de change fixe $\pi^e = 0$. En cas de dévaluation, la fonction de perte du Gouvernement devient ℓ^d , sinon ℓ^f :

$$\ell^d = (\rho U_1 - \alpha d)^2 + C \quad (1.43)$$

$$\ell^f = (\rho U_1)^2 \quad (1.44)$$

Ne pas dévaluer est donc la décision optimale pour le Gouvernement si la perte liée à la dévaluation est supérieure à celle due au maintien, $\ell^d > \ell^f$:

$$\frac{C}{\alpha d} - 2\rho U_1 > -\alpha d \quad (1.45)$$

Jeanne considère en second lieu le cas où les opérateurs anticipent la dévaluation du taux de change $\pi^e = d$. Le Gouvernement possède encore deux options : en cas de réalignement du taux de change, sa perte devient ℓ^d , sinon ℓ^f :

$$\ell^d = (\rho U_1)^2 + C \quad (1.46)$$

$$\ell^f = (\rho U_1 + \alpha d)^2 \quad (1.47)$$

Dévaluer est donc la décision optimale pour le Gouvernement si $\ell^d < \ell^f$:

$$\frac{C}{\alpha d} - 2\rho U_1 < \alpha d \quad (1.48)$$

Jeanne définit ainsi la variable fondamentale du modèle :

$$\Phi = \frac{C}{\alpha d} - 2\rho U_1 \quad (1.49)$$

Ce raisonnement pousse Jeanne à considérer trois cas de figure, ce qui est un apport important dans la théorie des crises de deuxième génération :

- si $\Phi > \alpha d$, il y a un équilibre unique avec maintien du taux de change fixe ;
- si $-\alpha d < \Phi < \alpha d$, il y a deux équilibres, l'un avec dévaluation et l'autre avec maintien ;

- si $\Phi < -\alpha d$, il y a un équilibre unique avec dévaluation.

Les équilibres multiples apparaissent lorsque la variable fondamentale Φ prend des valeurs intermédiaires (cas 2). Jeanne associe donc l'apparition des équilibres multiples à l'état des fondamentaux économiques. Lorsque les fondamentaux sont robustes (cas 1), la parité fixe est maintenue, alors que quand ils se dégradent, l'économie entre dans un intervalle de valeurs critiques (cas 2) où les anticipations de dévaluation peuvent se manifester, rendant la monnaie domestique vulnérable aux attaques autoréalisatrices qui peuvent contraindre le Gouvernement à valider ces anticipations. Néanmoins, Jeanne (1996) n'explique pas la cause du changement d'équilibre, c'est à dire le passage de l'équilibre de non crise à l'équilibre de crise. Enfin, lorsque les fondamentaux sont dégradés (cas 3), la dévaluation intervient.

Bensaïd et Jeanne (1997) modélisent un Gouvernement qui décide de rester ou non dans un régime de change fixe en fonction des coûts relatifs de défense de la parité fixe par la hausse du taux d'intérêt nominal par rapport aux coûts de dévaluation définis comme la perte de crédibilité. Le Gouvernement répond à la spéculation des agents en augmentant le taux d'intérêt nominal. Or, cette stratégie qui a un coût pour le Gouvernement ne peut perdurer indéfiniment, ce que les agents n'ignorent pas. Les agents ignorent pourtant le coût maximal que le Gouvernement est prêt à supporter avant de valider leurs anticipations de dévaluation (asymétrie d'information). Dans ce sens, les crises s'apparentent à une « guerre d'usure » entre le Gouvernement et les spéculateurs.

Le Gouvernement cherche à minimiser à chaque période t sa fonction de perte intertemporelle :

$$\ell_t = \int_t^{\tau} c_s e^{-\delta(s-t)} ds + \int_{\tau}^{+\infty} (f + c_s) e^{-\delta(s-t)} ds \quad (1.50)$$

où δ est le taux d'escompte du Gouvernement et τ la date de sortie du système. La première intégrale représente le coût de défense par le taux d'intérêt nominal c et la seconde montre le coût de dévaluation f . Afin de minimiser ces deux coûts, le Gouvernement détermine sa politique monétaire selon la condition de parité des taux d'intérêt :

$$i_t = i^* + \pi_t \Delta e \quad (1.51)$$

où i^* symbolise le taux d'intérêt nominal étranger supposé constant, π_t la probabilité de dévaluation en $t+$ formulée par les opérateurs en t et Δe la modification anticipée du taux de change lorsque la dévaluation intervient. La fonction de perte du Gouvernement se réécrit ainsi :

$$\begin{aligned} \text{Min}_{\tau} \int_t^{\tau} y(i_s) e^{-\delta(s-t)} ds + \frac{f}{\delta e^{-\delta(\tau-t)}} \\ \frac{\partial \ell}{\partial \tau} = [y(i_{\tau}) - f] e^{-\delta(\tau-t)} \end{aligned} \quad (1.52)$$

L'équation (1.52) implique que la fonction de perte du Gouvernement diminue lorsque $y(i_{\tau}) < f$ et augmente lorsque $y(i_{\tau}) > f$. \underline{i} et $\underline{\pi}$ sont les seuils minima de crise satisfaisant les conditions de $y(i_{\tau}) = f$ et de $i = i^* + \underline{\pi} \Delta e$ où le coût de maintien de la parité fixe est égal au coût de sortie du système connu uniquement par le Gouvernement, $c = y(i_{\tau}) = f$. Cette spécification est génératrice d'équilibres multiples dus au fait que les anticipations de dévaluation des agents ne sont pas prédéterminées. Sur un équilibre, les agents n'anticipent pas de dévaluation $\pi = 0$ et le Gouvernement ne dévalue pas : c'est l'équilibre de non crise. Pourtant, les anticipations de dévaluation peuvent soudainement changer et atteindre le niveau

critique $\underline{\pi}$ où le Gouvernement dévalue sa monnaie : c'est l'équilibre de crise. Le passage de l'équilibre de non crise à l'équilibre de crise est expliqué par un phénomène de tâche solaire, définie comme un choc exogène qui déclenche la crise de change en coordonnant les anticipations de dévaluation des opérateurs.

Les dynamiques de la crise sont basées sur la circularité suivante : les anticipations de dévaluation augmentent le taux d'intérêt nominal (coût de rester dans le système) qui renforce, à son tour, des anticipations de dévaluation, élevant davantage le taux d'intérêt nominal. Cette circularité continue jusqu'à ce que les agents trouvent le « vrai » coût de dévaluation f où le Gouvernement décide de valider leurs anticipations de dévaluation. Les anticipations de dévaluation initiales peuvent provenir des signes de dégradation des fondamentaux économiques ou d'instabilité politique. Dès que π dépasse la valeur critique $\underline{\pi}$, la probabilité de crise entre dans une zone de danger où maintenir la parité fixe nécessite un taux d'intérêt si élevé que le Gouvernement finira par dévaluer.

Bensaïd et Jeanne (1997) analysent enfin le rôle de l'arrivée d'une bonne nouvelle concernant les conditions économiques domestiques, par exemple un choc favorable de production ou d'inflation, dans le retardement ou la prévention de la crise. Lorsque la probabilité de crise est dans la zone de danger, le Gouvernement défend la parité fixe par la hausse du taux d'intérêt nominal en espérant l'arrivée d'une bonne nouvelle avant la date τ , ce qui arrêtera la crise. Dans ce cas, le Gouvernement est prêt à supporter un coût plus élevé exprimé par la hausse du taux d'intérêt jusqu'à la valeur critique i_τ définie comme $y(i_\tau) = f(1 + v/\delta)$ au-dessus de laquelle il dévaluera sa monnaie. Comme nous l'avons évoqué précédemment, cette logique des crises s'apparente à une guerre d'usure entre le Gouvernement qui attend l'évolution favorable des conditions économiques qui stoppera la crise et les spéculateurs qui maintiennent leur pression sur la monnaie domestique sachant que la ténacité du Gouvernement n'est pas sans limite (Bensaïd et Jeanne, 1997).

Jeanne (1997) tente de réconcilier les fondamentaux affaiblis et la spéculation autoréalisatrice dépendant des esprits animaux (*animal spirits*) des agents économiques dans le déclenchement de la crise de change. La caractéristique de son modèle est que la spéculation autoréalisatrice n'apparaît que lorsque les fondamentaux sont affaiblis, ainsi la détérioration des fondamentaux prépare les conditions propices à la spéculation et les esprits animaux déterminent l'occurrence et la date de la crise.

Jeanne (1997) modélise un Gouvernement de type stochastique qui est face au dilemme classique de maintenir la parité fixe ou de dévaluer. Le Gouvernement peut être dans une bonne période avec la probabilité $1-\mu$ où il maintient la parité fixe dans toutes les circonstances ou il peut être dans une mauvaise période avec la probabilité μ où il ne maintient la parité que si le profit net de défense est positif et dévalue dans le cas contraire. Le bénéfice net du maintien de la parité fixe s'écrit comme :

$$B_t = b_t - \alpha\pi_{t-1} \quad (1.53)$$

où b_t est le bénéfice brut de la parité fixe et π_{t-1} la probabilité évaluée par le secteur privé en $t-1$ que le Gouvernement dévaluera en t . L'équation (1.53) définit le fait que le bénéfice d'une parité fixe dépend non seulement des conditions économiques b_t , soit des variables fondamentales telles que la Balance commerciale ou le niveau de chômage, mais aussi de la crédibilité du Gouvernement quant à son engagement en faveur de la parité fixe π_{t-1} . Partant, une amélioration des fondamentaux augmente le bénéfice net de la parité fixe, alors que pour un état donné des fondamentaux, la faible crédibilité du Gouvernement le diminue.

Les anticipations des agents en t sur le changement de l'état des fondamentaux en $t+1$ sont définies par $\Phi_t = s_t b_{t+1}$:

$$\varepsilon_t = b_t - \Phi_{t-1} \quad (1.54)$$

Jeanne reprend ensuite la fonction de perte du Gouvernement (1.41) définie par Jeanne (1996) :

$$\ell_t = u_t^2 + \delta_t C_t \quad (1.55)$$

où u_t est la déviation du taux de chômage de son niveau naturel, δ_t une variable muette (*dummy*) qui prend la valeur 1 si le Gouvernement dévalue ou la valeur 0 dans le cas contraire et C_t le coût de sortie du système défini comme la perte de crédibilité. Le Gouvernement utilise la dévaluation comme moyen de réduction du niveau de chômage :

$$u_t = u_t^f = u_t^d + \alpha \Delta s \quad (1.56)$$

Jeanne (1997) définit alors le bénéfice net du maintien de la parité fixe comme la différence entre la perte liée à la dévaluation et la perte liée à son maintien :

$$B_t = \ell_t^d - \ell_t^f \quad (1.57)$$

Jeanne définit ensuite la probabilité de dévaluation en t comme la probabilité que le Gouvernement soit dans une mauvaise période et que son bénéfice net du maintien de la parité fixe soit négatif en $t+1$:

$$\pi_t = \mu \text{Prob}_t (B_{t+1} < 0)$$

où la probabilité de dévaluation en $t+1$ est une fonction des informations disponibles en t :

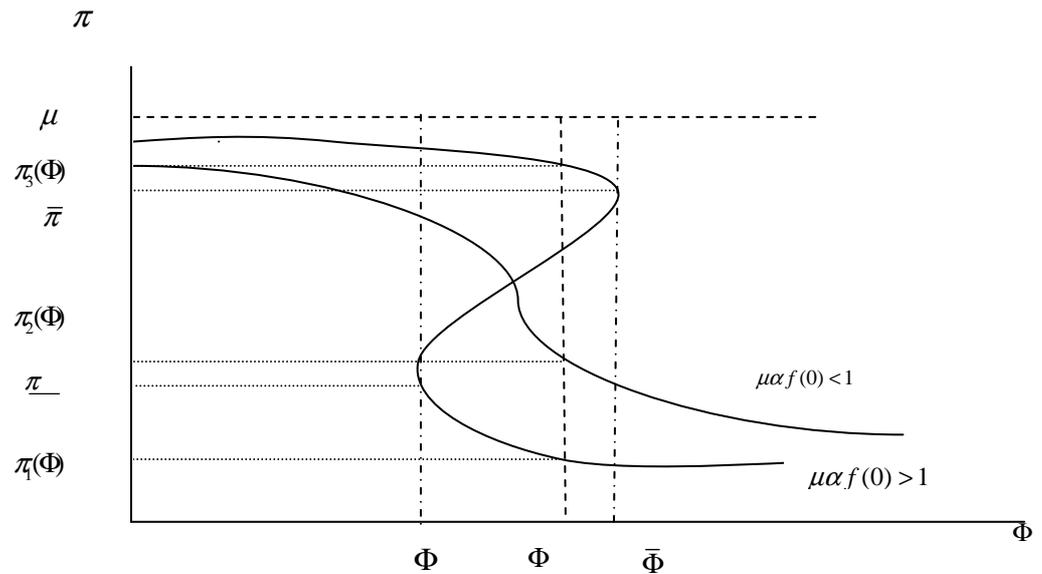
$$\begin{aligned}\pi_t &= \mu_t \text{Prob}(\varepsilon_{t+1} < \alpha\pi_t - \Phi_t) \\ \pi_t &= \mu F(\alpha\pi_t - \Phi_t)\end{aligned}\tag{1.58}$$

Jeanne analyse enfin la relation entre les fondamentaux Φ et les anticipations de dévaluation sous la multiplicité des équilibres avec trois cas de figure :

- si $\mu\alpha f(0) < 1$, la probabilité de dévaluation π est uniquement déterminée de façon décroissante par les fondamentaux Φ ;
- si $\mu\alpha f(0) > 1$, il y a deux valeurs critiques anticipées des fondamentaux Φ : $\underline{\Phi} < \bar{\Phi}$ de telle sorte que :
 - ❖ lorsque $\Phi > \bar{\Phi}$, les fondamentaux sont considérés forts et la probabilité de dévaluation π est proche de 0. Il reste pourtant toujours une faible probabilité de choc négatif sur les fondamentaux pouvant contraindre le Gouvernement à réaligner le taux de change dans la prochaine période ;
 - ❖ lorsque $\Phi < \underline{\Phi}$, les fondamentaux sont considérés faibles et la dévaluation intervient, sauf en cas de choc positif assez fort sur les fondamentaux ;
- si $\Phi \in]\underline{\Phi}, \bar{\Phi}[$, la probabilité de dévaluation π peut prendre trois valeurs : $\pi_1(\Phi) < \pi_2(\Phi) < \pi_3(\Phi)$, ce qui rend le régime de change fixe vulnérable aux attaques autoréalisatrices pour une situation intermédiaire de l'économie $\pi_2(\Phi)$. Afin qu'il y ait la multiplicité d'équilibres, il faut que $\mu\alpha f(0) > 1$ et que les fondamentaux soient dans l'intervalle de $]\underline{\Phi}, \bar{\Phi}[$, soit dans la zone de danger. Lorsque l'économie entre dans cette zone, une crise de change peut être déclenchée

par les esprits animaux des agents économiques qui peuvent être déterminés par une tâche solaire coordonnant les anticipations de dévaluation des marchés.

Figure 1.7. Relation entre les fondamentaux et la probabilité de dévaluation



Source : Jeanne 1997, p.272

Jeanne présente également à travers un graphique les déterminants d'une crise de change. Selon la première explication, la crise est due à la dégradation des fondamentaux, lorsque $\Phi < \underline{\Phi}$. En revanche, si les fondamentaux se trouvent dans une situation intermédiaire $]\underline{\Phi}, \bar{\Phi}[$ avec $\pi_2(\Phi)$, la crise peut être déclenchée par une tâche solaire. Ici, la crise n'est pas engendrée par les fondamentaux, même si elle y est liée, mais par les esprits animaux provoquant un changement brusque des anticipations des agents sur la probabilité de dévaluation. Jeanne (1997) réconcilie donc les deux hypothèses sur l'origine des crises de change. Il nous permet ainsi de considérer la spéculation autoréalisatrice comme un phénomène lié à l'état des fondamentaux économiques. Pour une valeur intermédiaire des fondamentaux, les équilibres multiples apparaissent et les crises autoréalisatrices peuvent ainsi se manifester.

Les modèles de Jeanne (1996, 1997) approfondissent l'analyse des crises de deuxième génération et clarifient également le rôle des fondamentaux dégradés dans l'apparition des équilibres multiples grâce à des zones de danger. Néanmoins, Jeanne ne fournit pas de mécanisme rigoureux du passage de l'équilibre de non crise à l'équilibre de crise, en se contentant des tâches solaires. En effet, il s'agit de la difficulté essentielle des modèles de crise de deuxième génération. Aussi, leur vérification empirique est limitée. En outre, Jeanne ne parvient pas non plus à déterminer la date précise de la crise, même en présence des fondamentaux dégradés, ce qui constitue le second point faible de ce type de modélisations.

1.1.2.2. L'illustration des modèles de crise de deuxième génération : cas de la crise mexicaine

Sachs et al. (1996a) et Cole et Kehoe (1996) analysent la crise mexicaine de 1994 à travers des modèles de crise de deuxième génération. Selon Sachs et al. (1996a), cette crise ne peut pas être expliquée par la logique d'attaque spéculative de type krugmanien (1979), étant donné que le Mexique suivait une politique budgétaire restrictive avec un excédent budgétaire de 1% du PIB. Dans ce sens, ils proposent deux modèles de paniques autoréalisatrices, l'un composé d'une période et l'autre de deux périodes.

Dans le premier modèle, la contrainte budgétaire du Gouvernement est définie de la sorte :

$$Rb_t + \theta(\pi_t^e - \pi_t) = x_t \quad \theta > 0 \quad (1.59)$$

où π_t est le taux d'inflation courant et π_t^e le taux d'inflation anticipé. L'hypothèse de la PPA est retenue, ainsi le taux de dévaluation est égal au taux d'inflation. R

indique le taux d'intérêt réel mondial supposé exogène à l'économie nationale, dû à l'hypothèse de la mobilité parfaite des capitaux, b_t le stock réel des obligations nettes du Gouvernement, x_t le revenu d'impôts du Gouvernement et $\theta(\pi_t^e - \pi_t)$ le différentiel d'inflation nommé également taxe d'inflation. La fonction-objectif gouvernementale à minimiser s'écrit alors en fonction de (1.59) :

$$\frac{1}{2}(\alpha\pi_t^2 + x_t^2) \quad \alpha > 0 \quad (1.60)$$

Sous la condition des anticipations parfaites, le taux de dépréciation anticipé est déterminé en fonction du niveau de la dette gouvernementale et des taux d'intérêt à payer pour cette dette.

$$\theta\pi_t = (1-\lambda)(Rb_t + \theta\pi_t^e) \quad \text{avec } \lambda \equiv \frac{\alpha}{\alpha + \theta^2} < 1 \quad (1.61)$$

Le Gouvernement peut alléger le poids de la dette en effectuant une dévaluation surprise. Pourtant, dévaluer engendre un coût fixe c défini comme la perte de crédibilité ou le mécontentement social. Le Gouvernement trouve alors que la dévaluation est une décision optimale si :

$$\begin{aligned} \ell^d(b_t, \pi_t^e) + c &< \ell^f(b_t, \pi_t^e) \\ Rb_t + \theta\pi_t^e &> k \quad \text{avec } k \equiv (1-\lambda)^{-\frac{1}{2}}(2c)^{\frac{1}{2}} > 0 \end{aligned} \quad (1.62)$$

Sachs et al. (1996a) expliquent la probabilité de la crise en fonction du niveau de dette gouvernementale et des anticipations des agents économiques quant à la dévaluation. Partant, pour un niveau de dette Rb_t inférieur à λk , les opérateurs n'anticipent pas de dévaluation et il n'y a alors qu'un seul équilibre avec maintien du

taux de change fixe. Pour un niveau de dette intermédiaire, supérieur à λk mais inférieur à k , $\lambda k \leq Rb_t \leq k$, il y a deux équilibres : l'un avec maintien du taux de change fixe si les agents n'anticipent pas de dévaluation, et l'autre avec dévaluation si les agents anticipent une dévaluation d'un montant de $\theta\pi_t^e = \frac{1-\lambda}{\lambda}$. Les équilibres multiples apparaissent donc au niveau intermédiaire des fondamentaux économiques où la crédibilité du régime de change fixe dépend des esprits animaux des opérateurs. Enfin, pour un niveau de dette supérieur à k , la dévaluation intervient inévitablement.

Dans le deuxième modèle à deux périodes, les auteurs essaient surtout de savoir si dévaluer en $t-1$ diminue la crédibilité du régime de change fixe en t . Ils affirment que si le Gouvernement ne dévalue pas en $t-1$, il peut y avoir trois cas de figure en t en fonction des anticipations de dévaluation des opérateurs q liées à l'état des fondamentaux :

- lorsque $q = 0$, le Gouvernement maintient la parité fixe du taux de change ;
- lorsque $q = 1$, le Gouvernement dévalue inévitablement ;
- lorsque $0 < q < 1$, il y a deux équilibres : l'un avec maintien du taux de change fixe et l'autre avec dévaluation.

Ils indiquent aussi qu'une dévaluation surprise réalisée en $t-1$ augmenterait la crédibilité du régime de change en diminuant le niveau de dette gouvernementale. Ce résultat qui va de pair avec celui de Drazen et Masson (1993) est partiellement acceptable, car les auteurs oublient l'effet de composition en devises de la dette publique. Si la dette publique est libellée en monnaie étrangère, la dévaluation n'allégera pas le poids de la dette publique, mais au contraire l'aggravera, ce qui diminuerait alors la crédibilité des Autorités.

Dans un modèle récursif, Cole et Kehoe (1996) analysent l'interaction des comportements de trois agents (Gouvernement, banquiers et consommateurs) dans le déclenchement de la crise. L'agent stratégique du modèle est le Gouvernement dont le niveau de dette est le déterminant crucial des comportements de ces trois acteurs. Si le niveau de dette est assez faible, le Gouvernement peut la rembourser même s'il n'est pas capable de vendre la nouvelle dette, c'est-à-dire d'émettre de nouveaux titres, ainsi il n'y aura pas de crise. En revanche, si le niveau de dette est assez élevé, le Gouvernement choisira de ne pas payer sa dette même s'il peut émettre de nouveaux titres et ainsi la crise interviendra. Pour le niveau intermédiaire de dette gouvernementale, il y a une zone de crise où les équilibres multiples peuvent se manifester. Dans ce cas, l'arrivée de la crise dépend de la réalisation d'une variable de tâche solaire exogène ζ . Si ζ est au-dessous d'un certain seuil critique avec un niveau de dette intermédiaire, les banquiers n'achètent pas les nouveaux titres du Gouvernement et le poussent à annoncer le défaut de remboursement de sa dette, ce qui entraîne une crise de dette autoréalisatrice. Un Gouvernement situé en zone de crise devrait donc réduire son niveau de consommation et son stock de dette ou augmenter la maturité de sa dette afin d'éviter une crise autoréalisatrice. Le Mexique dont le stock de dette n'était que de 30% du PIB (Calvo et Mendoza, 1996) a surtout souffert de la courte maturité de sa dette (seulement 200 jours en moyenne) ; motif principal de la crise.

Après avoir résumé les grandes lignes des modèles de crises de première et de deuxième génération, nous présentons dans la section suivante les effets stylisés de la crise turque de 1994 qui nous semble correspondre à ces cadres d'analyse.

1.2. La crise turque de 1994

1.2.1. La transformation structurelle de l'économie turque

Fin 1977, la Turquie a souffert d'une crise de Balance des paiements, transformée ensuite en une crise de dette, due en grande partie aux déficits budgétaires financés par l'émission monétaire et la croissance des dettes publiques, et à la politique budgétaire expansionniste accompagnée des taux d'intérêt réels négatifs dans le contexte de « répression financière » à la McKinnon (1973) et Shaw (1973). L'objectif de la stratégie des taux d'intérêt réels négatifs était, d'une part, de stimuler les investissements et, d'autre part, de financer l'endettement public à faible coût. Toutefois, comme l'affirment McKinnon et Shaw, cette politique a diminué l'épargne domestique et les investissements, car les agents se sont orientés vers des actifs immobiliers et/ou vers des marchés financiers informels dont l'apport de profit était supérieur à celui des dépôts bancaires. Partant, une crise de Balance des paiements s'est déclenchée, conduisant à une décroissance économique de 1% et à un taux d'inflation supérieur à 100% début 1980, jamais vu jusqu'alors, provoquant une violence politique et un désordre social qui ont ensuite entraîné un coup d'État militaire, le 12 septembre 1980.

En janvier 1980, un plan de stabilisation et d'ajustement structurel a été adopté, en accord avec le FMI et avec le soutien de la Banque mondiale et de l'Organisation de Coopération et de Développement Economiques (OCDE), dans l'objectif de réduire les déséquilibres économiques, notamment le taux d'inflation élevé, et d'assurer parallèlement une croissance économique soutenable en augmentant l'épargne privée et l'efficacité du système financier. Dans le cadre de ce programme, la Turquie a réorienté sa stratégie de développement économique en abandonnant sa politique de substitution aux importations (l'une des politiques économiques dominantes suivie depuis la grande crise économique de 1929) en faveur d'une stratégie d'ouverture vers l'extérieur. La libéralisation commerciale et financière constituait donc la

réforme essentielle du programme. Pendant la période 1983-1987, le Gouvernement dirigé par Turgut Özal (sous-secrétaire d'État auprès du premier ministre en janvier 1980, qui a préparé ce programme de stabilisation et est ensuite devenu président de la République en 1989) a élargi le processus d'ouverture commerciale : suppression des contrôles de prix et remplacement des limitations quantitatives d'importation par une protection tarifaire en 1983. Il a également adopté une politique de dépréciation régulière de la livre soutenue par un système de subventions afin d'accroître la compétitivité des entreprises exportatrices. La privatisation de certaines entreprises étatiques fin 1988 dans l'objectif de réduire le poids de l'État, agent investisseur et producteur depuis toujours, dans l'économie a constitué le dernier pilier du processus de libéralisation commerciale özalien. La transformation de l'économie turque sous la houlette d'Özal a porté ses fruits à partir de 1981 avec la croissance des recettes d'exportation et du Produit National Brut (PNB) et la diminution de l'inflation, mais au détriment de la croissance des déficits publics et de la dette externe, en particulier après l'élection générale de 1987 (cf. Tableau 1.1).

D'autre part, le système financier turc a été dérégulé afin d'accroître son efficacité et sa productivité. Dans ce contexte, les Autorités ont enlevé les plafonds des taux d'intérêt et ont également facilité l'entrée des nouvelles banques domestiques et/ou étrangères dans le secteur afin de créer une structure financière plus compétitive. En outre, les contrôles de la Banque centrale de Turquie (BCT) sur les banques commerciales se sont réduits à la révision de leur liquidité et de leur niveau de réserves obligatoires. En 1984 le Gouvernement d'Özal a libéralisé les taux d'intérêt et le régime de change, ainsi les banques ont été autorisées à accepter les dépôts en devises et à effectuer des transactions en monnaie étrangère. En 1986, le Conseil du marché des capitaux et le marché interbancaire (Interbank) ont été créés. Avec la réouverture de la Bourse d'Istanbul (*Istanbul Stock Exchange, ISE*) en 1986, la convertibilité totale de la livre turque et la libéralisation complète des mouvements de capitaux accompagnée de la création d'un marché des changes en 1989, le

processus de libéralisation financière a été accompli, ce qui a accéléré les flux de capitaux vers le marché financier turc.

A la fin de la décennie, l'expérience turque était présentée comme une réussite de la libéralisation commerciale et financière. Pourtant, ceci n'a pas duré très longtemps, car la libéralisation du Compte de capital a apporté, comme conséquence majeure, l'exposition de l'économie turque aux mouvements de capitaux spéculatifs à court terme, ce qui a contribué aux déséquilibres extérieurs et financiers croissants et à l'occurrence de deux crises financières en 1994 et 2001.¹⁹

1.2.2. La crise financière de 1994

Début 1994, l'économie turque a fait face à une crise qui a entraîné une dépréciation de 100% de la livre, a ensuite touché le système bancaire, conduisant au transfert de trois banques (Marmarabank, TYT Bank et Impexbank) au Fonds d'Assurance de Dépôt d'Épargne (FADE) et a enfin frappé le secteur réel causant une décroissance économique de 6% et un taux d'inflation plus de 125% fin 1994.

Quelles étaient alors les causes de cette crise ? Les fondamentaux dégradés ou les anticipations autoréalisatrices ? Comme nous pouvons le constater sur le tableau 1.2, certains indicateurs macroéconomiques donnaient déjà des signaux d'alerte pour une éventuelle crise à partir de fin 1992 : le taux d'inflation élevé, le creusement du déficit budgétaire, la croissance du besoin de financement du secteur public (BFSP), la détérioration de la Balance commerciale et du Compte courant et la croissance de la dette externe. Partant, nous pouvons affirmer que les problèmes macroéconomiques persistants de la Turquie, accompagnés de l'entrée excessive des capitaux à court terme suite à la libéralisation des mouvements de capitaux après

¹⁹ Voir Agénor, McDermott et Ucer (1997), Ertugrul et Selcuk (2001) et Boratav et Yeldan (2002) entre autres, pour une discussion générale sur les caractéristiques post-libérales de l'économie turque en termes d'ajustement macroéconomique et d'efficacité du système financier.

1989 contribuant à la croissance excessive du crédit domestique et à l'accélération du taux d'inflation, constituent les facteurs essentiels de la crise de 1994.

Après une relative amélioration des bilans d'État dans la période 1981-1987 par rapport à la période de crise 1977-1980, les finances publiques ont commencé de nouveau à se dégrader en 1988. Partant, le besoin de financement du secteur public et la dette publique ont suivi un trend régulier croissant parallèle au creusement du déficit budgétaire. Le déficit budgétaire résultait de la politique budgétaire expansionniste du Gouvernement qui prenait l'initiative d'investir en infrastructures et dans certains secteurs (pétrochimique et minier par exemple), de la performance médiocre des entreprises étatiques, des larges subventions accordées aux entreprises exportatrices et au secteur agricole, du système fiscal inefficace et archaïque, du renouveau des politiques populistes avec le retour à la démocratie parlementaire en 1987 et enfin du coût croissant des opérations militaires menées contre l'organisation séparatiste et terroriste kurde PKK, sans oublier l'effet négatif de la Guerre du Golfe de 1991.

L'ajustement macroéconomique et la croissance économique basée sur les revenus d'exportations avaient été réalisés en partie à travers la diminution drastique des salaires réels (de 25% entre 1980 et 1988)²⁰ dans un environnement politique répressif sous l'effet du coût d'État de septembre 1980. Le retour à la démocratie parlementaire a fait réapparaître les anciens réflexes des gouvernements successifs : l'utilisation des ressources publiques à des fins populistes, comme l'augmentation des salaires des fonctionnaires avant les périodes d'élection. Nous pouvons alors affirmer l'importance de l'effet des cycles politiques (par exemple les périodes d'élections, de gouvernements de coalition et/ou de changement de gouvernements) sur l'instabilité économique persistante et l'inflation chronique de la Turquie depuis

²⁰ Yeldan (1994), p.21.

la fin des années 1960.²¹ La forte croissance des salaires réels après 1988 a donc contribué à la dégradation des finances publiques, mais également à la diminution de la compétitivité commerciale, engendrant un fort déficit commercial (12,1 milliards de dollars en 1993). En outre, la politique de croissance économique centrée sur la promotion de l'exportation des produits manufacturés, malgré l'absence d'avantages comparatifs ricardiens, a entraîné un fort déficit du Compte courant, en particulier en 1993, à savoir 6,4 milliards de dollars.

Les larges subventions accordées aux entreprises exportatrices (20% des recettes totales du budget gouvernemental entre 1980 et 1990) et l'adoption d'une politique de dépréciation régulière de la livre afin d'accroître leur compétitivité commerciale ont aussi contribué à la dégradation des finances publiques. Par ailleurs, avec l'autorisation de détenir de la monnaie étrangère après 1989, la Turquie a assisté à la dollarisation de son économie dans un environnement de forte inflation entraînant une perte graduelle de la valeur des avoirs en monnaie domestique, ce qui a fait augmenter davantage le taux d'inflation créant ainsi un cercle vicieux : libéralisation → dollarisation → dépréciation de la livre → inflation → dollarisation...²² La forte chute du ratio $M2/M2Y$ (la part des dépôts en livres dans la totalité des dépôts bancaires) de 80% en 1991 à 43% en décembre 1993 est d'ailleurs un bon exemple de la dollarisation de l'économie turque.

²¹ Kibritcioglu (2001a) approfondit cette relation de cause-conséquence dans une étude portant sur la période 1969-2001. Il prépare un indice de crise d'inflation et un indice de pression financière qu'il compare avec les périodes de changement du Gouvernement perçues comme un signe d'instabilité politique. Tutar et Tansel (2000) indiquent également que les cycles politiques amènent des effets négatifs significatifs sur les déficits budgétaires de l'économie turque.

²² Voir Rodrik (1990), Asikoglu et Ersel (1993) et Sak (1995) pour une meilleure compréhension du processus de la libéralisation et de ses conséquences sur l'économie turque.

Tableau 1.1. Principaux indicateurs économiques de la Turquie (1975-1987)

Indicateur	1975	1976	1977	1978	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	
Croissance du PNB (%)	8,0	7,9	3,9	2,9	-0,4	-1,1	4,1	4,5	3,3	5,9	5,1	8,1	7,4	
Indice des prix à la conso. (%)	9,9	15,7	23,9	52,6	63,9	107,2	36,8	25,2	30,6	52,0	43,4	29,4	32,0	
Taux d'intérêt réel (%)	-17,2	-18,5	-23,6	-27,9	-30,1	-34,4	13,0	15,5	5,1	3,3	5,4	12,9	5,1	
Exportations (millions de \$)	1917	2010	2135	2288	2261	2910	4703	5746	5728	7133	7958	7457	10190	
Balance com. (% du PNB)	-0,8	-6,9	-7,7	-3,9	-4,4	-7,9	-6,5	-4,8	-5,8	-5,8	-5,6	-5,2	-4,7	
Compte courant (% du PNB)	-0,4	-4,8	-6,5	-2,4	-2,4	-5,8	-3,3	-1,8	-3,7	-2,9	-1,9	-2,5	-1,2	
Epargne dom. (% du PNB)	18,5	17,6	19,0	20,5	21,3	21,4	18,3	17,1	18,6	19,3	21,8	24,1	24,4	
Investissement (% du PNB)	17,5	17,6	18,0	18,5	18,3	21,4	21,5	20,3	20,6	19,3	20,8	24,5	25,4	
Déficits publics (% du PNB)	-5,5	-8,1	-9,8	-3,6	-8,6	-10,0	-5,4	-6,0	-5,2	-6,5	-4,9	-4,5	-8,3	
BFSP (% du PNB)	4,3	7,3	9,1	2,5	6,9	9,8	3,7	3,4	4,2	4,1	2,1	1,2	3,9	
Dette externe (millions de \$)	3062	3115	3430	3275	3129	2726	2613	2980	3261	3950	4729	5317	5618	
Sources de fin. du secteur pub. <i>Etranger (%)</i>							35,5	62,8	49,5	23,9	51,6	15,3	53,6	34,5
<i>Domestique (%)</i>							30,2	17,2	37,8	64,9	37,3	59,1	31,7	53,4
<i>BCT (%)</i>							34,3	20,0	12,7	11,2	11,1	25,6	14,7	11,9
Taux de change nom. (1\$=TL)	14	16	18	24	38	76	110	161	224	365	518	699	856	

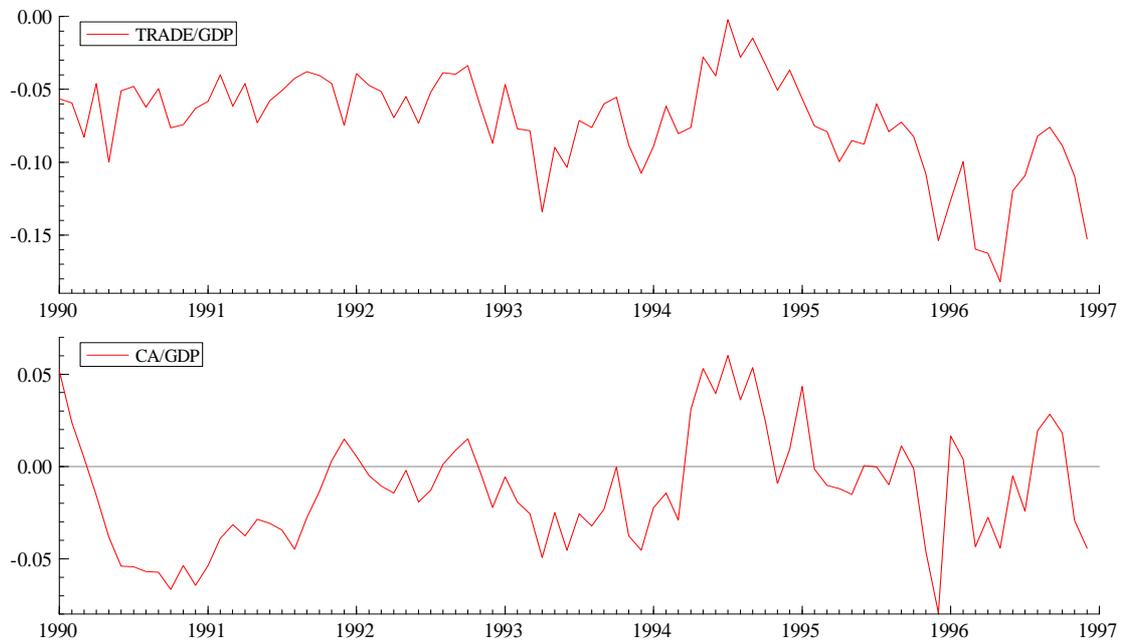
Source : Rodrik, 1990 pp.33-39, Sak, 1995 pp.83-94, Uzunoglu, Alkin et Gurlesel, 1995 pp.98-113 et Ertugrul et Selcuk, 2001 pp.7-10.

Tableau 1.2. Principaux indicateurs économiques de la Turquie (1988-1995)

Indicateur	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995
Croissance du PIB (%)	2,7	1,2	7,9	1,1	6,4	7,6	-5,5	7,2
Revenu par habitant (en \$)	1684	1959	2682	2655	2744	3056	2161	2788
Indice des prix à la consommation	73,7	63,6	60,4	66,1	71,1	66	125,5	93,6
Indice des prix de gros	75,4	64,3	60,4	71,1	61,4	60,3	149,6	65,6
Besoin de financement du secteur public (% du PIB)	4,6	5,2	7,4	10,3	12,2	14,4	8,1	5,2
Déficit budgétaire (% PIB)	-3,0	-3,3	-3,1	-5,3	-6,3	-6,9	-3,5	-4,2
Dette externe (milliards de \$)	40,7	41,8	49,0	50,5	55,6	67,3	64,4	73,3
Taux d'intérêt nominal (%)	69,4	61,7	56,6	86,1	94,7	85,2	156,4	123,8
Echéance de la dette domestique (nombre d'années)	2,1	2	2	1,5	1	1	0,7	0,9
Taux de change nominal (1\$=TL)	1421	2121	2608	4170	6888	10986	29670	45679
Croissance de la consommation domestique (%)	0,1	-0,1	10,5	3,2	9,5	13,3	-3,1	6,1
Balance commerciale (milliards de \$)	-2,4	-4,0	-9,3	-7,4	-8,1	-12,1	-1,1	-8,6
- <i>Exportations</i>	11,9	11,7	13,0	13,6	14,7	17,3	21,5	26,5
- <i>Importations</i>	14,3	15,7	22,3	21,0	22,8	29,4	22,6	35,1
Compte courant (milliards de \$)	1,5	0,9	-2,6	0,2	-0,9	-6,4	2,6	-0,8
Compte de capitaux (milliards de \$)	-----	-----	3,9	-1,3	2,4	8,7	-4,2	4,7
Taux de chômage (%)	7,7	7,8	7,9	7,9	8,1	7,7	8,1	6,9

Source : Banque centrale de Turquie, Institut de Statistique de Turquie et OCDE Economic Surveys (Turkey, 1994-1995).

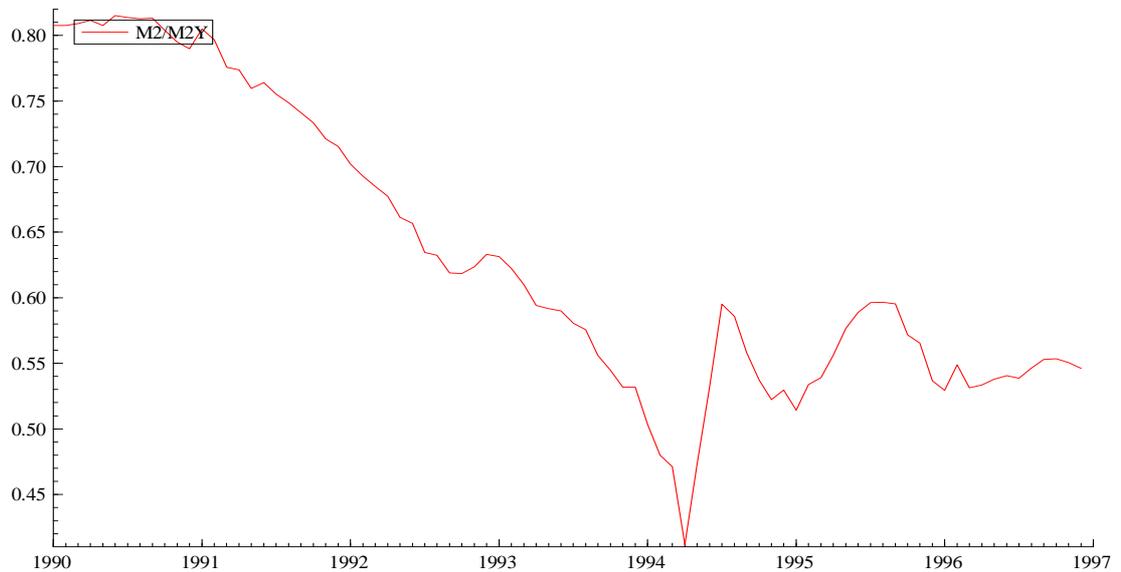
Figure 1.8. Balances commerciale (TRADE/GDP) et courante (CA/GDP) rapportées au PIB



Le recouvrement très partiel des revenus de l'impôt, dû à l'inefficacité de l'administration fiscale et à l'existence d'une grande économie informelle,²³ a également joué un rôle dans la dégradation des finances publiques. L'impôt direct ne concernait que 20% de la population active à la fin des années 1980. Tous ces facteurs que nous avons cités ont accentué le besoin de financement du pays, notamment à partir de 1990, atteignant 14% du PIB en 1993. Dans ce contexte, l'État s'est massivement endetté surtout dans le marché interne *via* les bons du trésor vendus en particulier aux banques domestiques qui s'endettaient à leur tour dans les marchés de capitaux externes, ce qui leur créait de larges positions courtes en devises. L'endettement domestique massif du secteur public a également créé des tensions sur les taux d'intérêt domestiques incitant les institutions financières à compenser cette demande massive sans risque de retour au lieu d'accorder des crédits au secteur privé (effet d'éviction ou *crowding-out effect*), (Parasiz, 2002).

²³ Comme le démontrent plusieurs études sur ce sujet, l'économie informelle turque peut atteindre encore de nos jours environ 30-40% du PIB.

Figure 1.9. La part des dépôts en livres dans la totalité des dépôts bancaires (M2/M2Y)

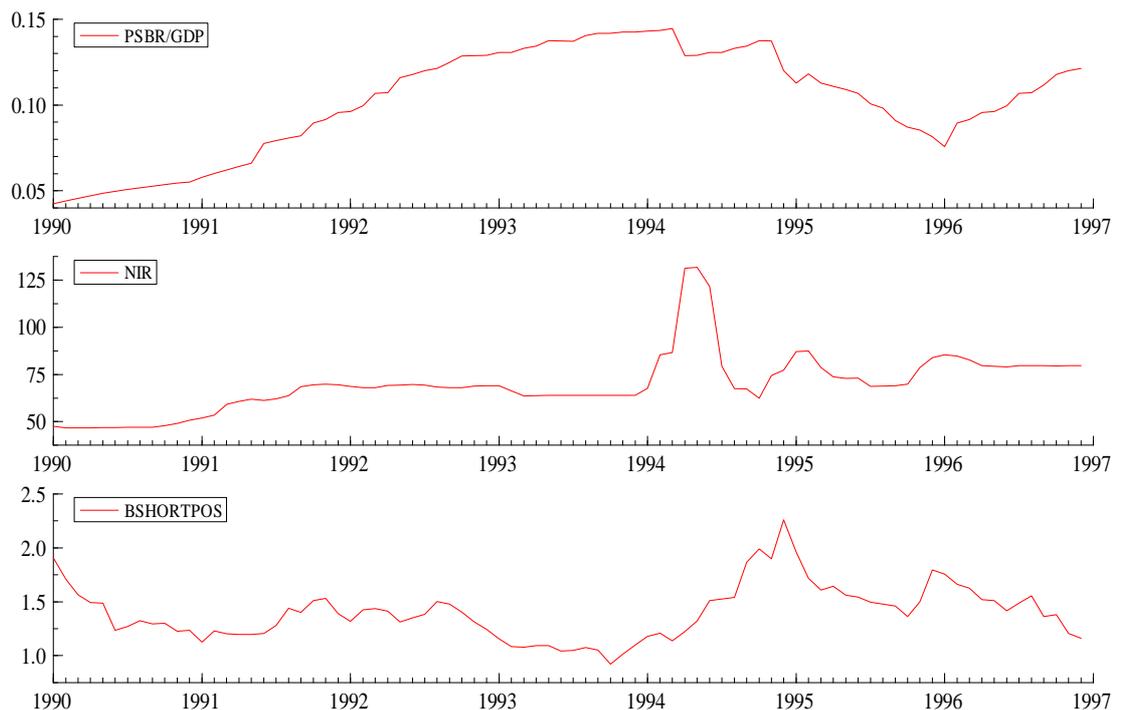


La nouvelle législation de 1989 a enlevé les restrictions devant les transactions financières en devises des résidents et des non résidents, ainsi l'économie a été exposée aux flux de capitaux internationaux. Les taux d'intérêt élevés dus en grande partie au besoin de financement de l'État, dans un contexte de libéralisation financière, ont stimulé les flux massifs de capitaux, créant une pression sur l'appréciation de la livre, ce qui a attiré en retour davantage de capitaux étrangers à court terme souhaitant profiter du taux d'intérêt élevé et de l'appréciation de la parité livre/dollar. C'était un grand handicap pour la Turquie dont la stratégie de croissance était basée sur l'exportation, car la surévaluation de la livre contre le dollar diminuait la compétitivité du pays, entraînant un large déficit de la Balance commerciale.

Les entrées massives de capitaux ont en même temps créé une bulle spéculative sur le marché boursier. En théorie, les prix des actions devraient dépendre de la performance productive des entreprises, et en principe, un marché boursier qui fonctionne bien devrait soutenir le processus de développement économique à travers

la hausse de l'épargne et l'allocation efficiente des ressources à l'investissement vers les secteurs les plus performants. Néanmoins, la nature volatile et spéculative des afflux de capitaux à court terme entraîne la déconnexion des cours d'actifs boursiers des valeurs réelles des fondamentaux économiques, ce qui crée des bulles spéculatives. Le retrait massif et brusque de ces capitaux engendre ensuite l'éclatement de ces bulles (*boom-bust cycle*).²⁴ Comme on le voit sur le graphique 1.11, l'indice de la Bourse d'Istanbul a été multiplié par quatre au cours de l'année 1993, mais a perdu plus de 40% de sa valeur dans le premier trimestre de 1994.

Figure 1.10. Le besoin de financement du secteur public (PSBR/GDP), le taux d'intérêt nominal (NIR) et le ratio actifs en devises sur passifs en devises du système bancaire (BSHORTPOS)



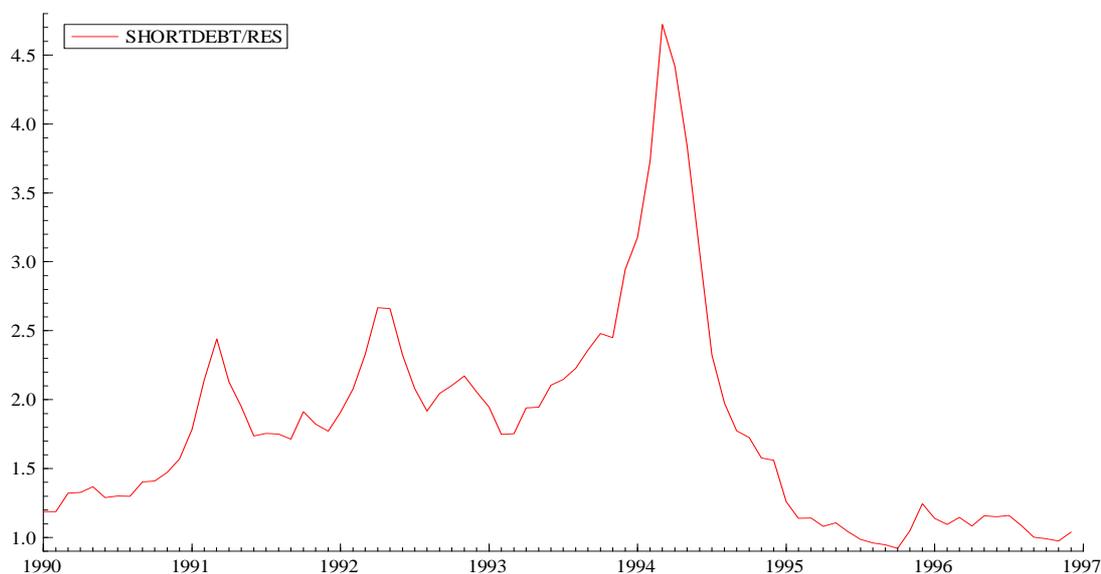
²⁴ Voir Coudert et Verhille (2001) entre autres qui présentent les principaux modèles mettant en évidence la formation des bulles rationnelles et irrationnelles.

Figure 1.11. L'indice de la Bourse d'Istanbul (ISE)



En effet, l'objectif implicite de la libéralisation des mouvements de capitaux était de faciliter le financement du déficit du secteur public à un coût plus faible. Cependant, la libéralisation a, au contraire, aggravé le problème de déficit gouvernemental en le forçant à payer davantage de prime de risque en raison de l'instabilité économique et politique et de la forte inflation (le taux d'intérêt réel sur la dette publique était de l'ordre de 30% en moyenne après 1990). Le paiement de l'intérêt de la dette publique a alors dépassé de 50% les recettes d'impôt au début des années 1990, alors qu'il était inférieur à 20% dans les années 1980. Par ailleurs, le stock de la dette totale a dépassé les 65 milliards de dollars en 1993 et le stock de dette à court terme est passé de 6 milliards de dollars en 1989 à 18,5 milliards de dollars en 1993, tandis que le stock de réserves de la Banque centrale était inférieur à 7 milliards de dollars sur la même période.

Figure 1.12. Dette externe à court terme rapporté aux réserves internationales (SHORTDEBT/RES)



La dégradation d'un certain nombre de fondamentaux était alors manifeste. Selon Celasun (1998) et Ozatay (1996, 1999), la crise a cependant été la conséquence de la croissance incontrôlable du stock de dette publique et des mesures erronées prises pour son financement. A partir du deuxième semestre de 1993, afin de réduire ce stock de dette et d'augmenter la maturité de celle-ci, le nouveau Gouvernement issu des élections générales de novembre 1991 a choisi de s'adresser aux ressources de la Banque centrale au lieu de s'endetter de nouveau auprès des marchés domestiques. Arrivé au quatrième trimestre de 1993, le Gouvernement a commencé à annuler toutes les ventes des nouveaux titres d'endettement et, en même temps, à augmenter sa facilité d'avances à court terme auprès de la Banque centrale.²⁵ Néanmoins, cette monétisation des déficits publics a engendré une croissance excessive du crédit domestique de 95% en 1993 (Uzunoglu et al., 1995) qui a ensuite contribué à la

²⁵ La facilité d'avances à court terme de la Banque centrale est une sorte de crédit domestique sans intérêt accordée au Gouvernement dans l'objectif de créer des ressources financières supplémentaires. Il s'agit donc d'une sorte de monétisation des déficits publics à travers les ressources de la Banque centrale.

croissance de la consommation domestique et à la hausse du taux d'inflation, créant des tensions sur la parité livre/dollar en poussant à la hausse la demande de monnaie étrangère auprès de la Banque centrale.

Les opérateurs prenant conscience de l'insoutenabilité de la situation ont déclenché des attaques spéculatives successives contre la livre turque à partir de janvier 1994. La dégradation du rating de crédit de la Turquie par certaines agences de notation comme Moody's et Standard and Poor's fin janvier 1994 a accéléré ce processus, limitant alors la capacité du Gouvernement à emprunter sur les marchés internationaux. Aussi, les taux d'intérêt à court terme ont fortement augmenté (passant de 70-80% en décembre 1993 à 700% en mars 1994). Les interventions de la Banque centrale dans l'objectif de défendre la parité par la mobilisation des réserves de change n'ont pas empêché la forte dépréciation de la livre (plus de 100%), aggravant davantage le fardeau de dette libellée en monnaie étrangère.

La crise de change s'est ensuite propagée dans le secteur bancaire, largement exposé au risque de change, particulièrement entre 1992 et 1993 : la part des passifs libellés en devises des banques dans la totalité de leurs passifs avait atteint 43% fin 1993. Les dépréciations successives de la livre turque accompagnées de l'augmentation du taux d'intérêt interbancaire jusqu'à 350% fin mars 1994 ont rendu les banques de plus en plus vulnérables aux problèmes de liquidité. Le FADE a alors pris le contrôle de trois banques de petite échelle. Suite à la crise de liquidité bancaire, les banques, en particulier les banques à capitaux étrangers, ont immédiatement rationné leurs crédits au secteur non financier et ont également commencé à prêter en devises, mais cette stratégie n'a conduit qu'à transférer le risque de change sur leurs emprunteurs, aggravant davantage la contraction économique.

Les Autorités monétaires ont dû signer un accord de stand-by avec le FMI, le 5 avril 1994 afin de prévenir une éventuelle crise systémique. Ce programme de stabilisation prévoyait la hausse des revenus des impôts et la baisse des dépenses du

Gouvernement, allant ainsi dans le sens d'une diminution du déficit budgétaire chronique. Nous pouvons également trouver les mêmes mesures prises suite à la crise de 2001. Ces recettes du FMI envers les crises devraient alors être remises en cause, qui n'ont pas changé dans l'intervalle de dix ans, étant appliquées aux crises de différentes périodes, mais aussi aux crises de différents pays sans prendre en considération leurs éventuelles caractéristiques d'un pays à l'autre ou encore d'une période à une autre.

La Banque centrale a mis en œuvre une garantie de 100% pour tous les dépôts libellés en livres ou en devises dans l'objectif de rassurer la confiance des déposants envers le secteur bancaire. Néanmoins, même si cette mesure de garantie-dépôt a apporté une relative confiance à court terme, elle se trouverait à l'origine du transfert des huit banques au FADE en 1998-1999 et ensuite à l'origine de l'occurrence de la crise financière de 2000-2001 (problème d'aléa moral).

L'application de mesures d'urgence drastiques par le Gouvernement a assuré une certaine stabilité dans le marché financier avec la diminution des taux d'intérêt et l'arrêt des sorties de capitaux à partir du troisième trimestre de 1994. Pourtant, la politique budgétaire restrictive dans l'objectif d'avoir des surplus primaires et la forte diminution des salaires réels (15% en moyenne) dans une économie où le taux d'inflation annuel était au-dessus de 125% ont engendré une forte diminution de la demande domestique (12% en termes réels) et des investissements, provoquant ainsi une décroissance économique de 6,1% en 1994. La réticence des banques à accorder des crédits aux institutions non financières était une autre raison aggravante du ralentissement économique.

Les efforts de l'économie turque pour s'intégrer dans le Système Monétaire International (SMI) à travers la libéralisation commerciale et financière, sans correction préalable de certaines difficultés structurelles citées plus haut, ont entraîné une sévère crise financière. Notons également la contribution défavorable de la

conjoncture économique (crises du SME de 1992-1993) et politique globale (chute de l'Union soviétique en 1991 et Guerre du Golfe de 1991) et locale (interventions militaires répétées contre le PKK et succession de gouvernements de coalition) au déclenchement de la crise financière turque de 1994.

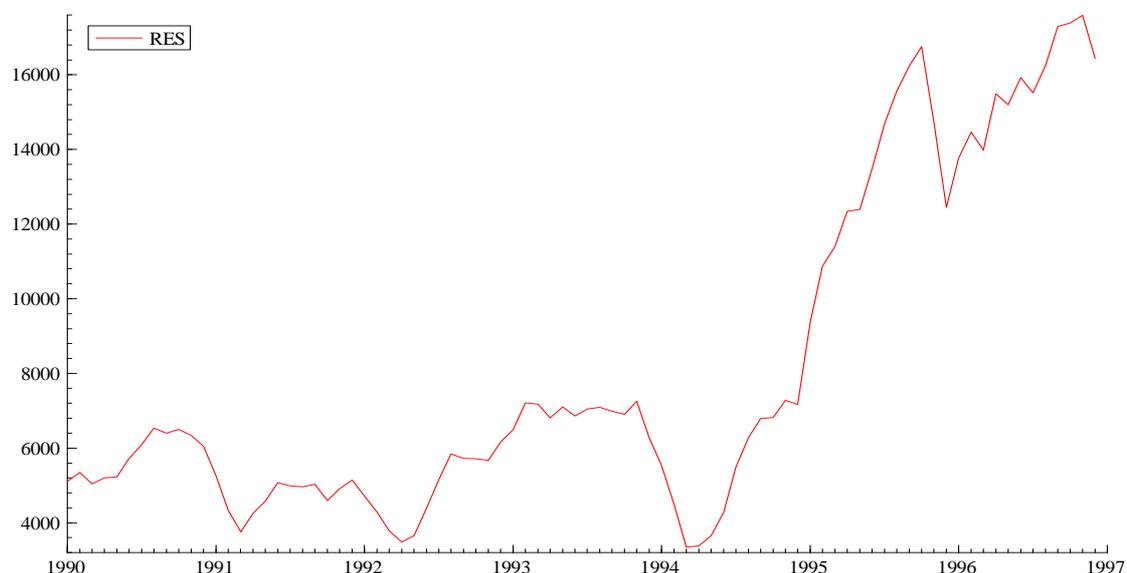
1.2.3. Le cadre théorique de la crise de 1994 dans la littérature des crises

La crise financière de 1994 a résulté de l'accumulation des déséquilibres macroéconomiques persistants. Les entrées massives de capitaux suite à la libéralisation financière ont aussi largement contribué au réchauffement de l'économie à travers la croissance du crédit et de la consommation domestiques, en particulier entre 1992 et 1993, poussant l'accélération du taux d'inflation et du déficit du Compte courant. La hausse excessive des déficits publics et du besoin de financement du secteur public, augmentant ainsi les taux d'intérêt domestiques, reste pourtant la cause primordiale de la crise. La monétisation de ces déficits a conduit à une perte de contrôle de l'offre de monnaie domestique, aggravée par une dollarisation à grande échelle qui a diminué la demande des actifs libellée en livres, provoquant, en fin de compte, une forte dépréciation de la livre.

Partant, la crise turque de 1994 correspond à la logique canonique de Krugman-Flood-Garber. Cependant, contrairement au modèle canonique de première génération, la perte de réserves n'a pas été graduelle, mais brusque, comme on peut le voir sur le graphique 1.13. Le stock de réserves de la Banque centrale est resté à son niveau de début 1993 jusqu'en février 1994 (autour de 6,5 milliards de dollars), niveau à partir duquel on observe une chute remarquable. Ozatay (1999) l'explique par le financement des déficits publics à travers l'endettement domestique à un taux élevé qui a évité la perte graduelle de réserves. Ce phénomène a également caché la relation entre la dégradation continue des fondamentaux économiques et le taux d'inflation élevé, mais relativement stable autour de 60-70% entre 1989 et 1993. Par

ailleurs, les taux d'intérêt sont restés à leur niveau jusqu'en février 1994, contrairement à ce qui est prévu dans les modèles de crises autoréalisatrices où la hausse des taux d'intérêt contraint le Gouvernement à dévaluer sa monnaie, ce qui nous confirme l'inexistence d'anticipation de crise de change par les agents économiques jusqu'à fin janvier 1994.

Figure 1.13. Les réserves internationales de la Banque centrale de Turquie (RES) en millions de dollars américains



Quelle a été la raison du changement d'attitude des agents ? La réponse réside dans le changement de stratégie du financement des déficits publics à partir du troisième trimestre de 1993, passant de l'emprunt domestique à la monétisation, ce qui a conduit à la hausse de l'offre monétaire augmentant ainsi la demande de monnaie étrangère. Les attaques spéculatives successives contre la livre ont entraîné ses dépréciations successives, malgré l'intervention de la Banque centrale, jusqu'à la signature de l'accord de stand-by avec le FMI début avril, passant de la parité dollar/livre de 14,500 le 1^{er} janvier à 39,850 le 7 avril 1994. Comme l'affirme Ozatay (1996, 1999), le Gouvernement était déjà devenu insolvable fin 1992 vu la

dégradation des indicateurs économiques, pourtant c'était la perte de confiance des opérateurs suite aux interventions du Gouvernement dans le processus d'emprunt fin 1993 qui a entraîné la crise, autrement dit qui a déterminé le *timing* de la crise financière turque de 1994.

Enfin, les faiblesses du système bancaire turc, comme son exposition aux risques de change et de maturité, étaient manifestes. Cependant, cette fragilité a davantage joué un rôle dans la propagation de la crise de change au système bancaire, puis au secteur réel. C'est pourquoi la crise turque de 1994 est plutôt analysée dans le cadre de modèles traditionnels, même si elle est un exemple des crises jumelles à la Kaminsky et Reinhart (1999).

Conclusion du Chapitre 1

Dans ce chapitre, nous avons résumé les grandes lignes des modèles traditionnels de crises de change et également présenté la crise turque de 1994 comme un exemple de ce type de modélisations.

La modélisation de première génération explique la crise en termes de dégradation insoutenable des fondamentaux. Le principe est qu'un Gouvernement ne peut maintenir un régime de change fixe s'il poursuit une politique monétaire expansionniste afin de pouvoir financer ses déficits domestiques. La création monétaire entraîne la croissance excessive du crédit domestique qui, combinée à la fixité de la devise, induit une diminution progressive des réserves de change du Gouvernement. Avec un stock limité de réserves et la non existence d'autres moyens de défense de la parité fixe comme le contrôle de capitaux ou l'emprunt sur les marchés de capitaux, le régime de change fixe serait naturellement abandonné lorsque ce stock de réserves s'épuiserait. Néanmoins, dans un tel cadre prévisible les agents économiques rationnels ayant des anticipations parfaites réagissent en

échangeant leurs actifs libellés en monnaie domestique contre des actifs libellés en devises avant l'épuisement complet des réserves afin de ne pas subir de pertes liées à la dépréciation de la monnaie nationale. Partant, ils précipitent l'effondrement du régime de change fixe. Flood et Garber (1984) calculent alors la date précise « précoce » (par rapport à la date « naturelle » de l'épuisement complet des réserves) de la crise en fonction du *shadow exchange rate*, à savoir le taux de change « fantôme » qui prévaudrait une fois que le régime de change fixe serait abandonné. Dans ce sens, les crises sont la conséquence naturelle de la dégradation insoutenable des fondamentaux et du comportement maximisateur et rationnel des opérateurs. Le Gouvernement est donc le seul responsable de la crise en raison de ses politiques économiques incohérentes avec le régime de change fixe.

Quant à la modélisation de deuxième génération, le scénario de crise n'est plus déterministe, mécanique ou linéaire. L'explication du déclenchement de la crise se focalise sur le rôle des anticipations autoréalisatrices des opérateurs face auxquelles le Gouvernement passif de la logique krugmanienne devient une Autorité optimisatrice qui calcule les coûts et les bénéfices de maintenir ou d'abandonner le régime de change fixe. Le principe est qu'un Gouvernement peut être forcé à l'abandon de son régime de change fixe suite à un simple changement d'anticipations des spéculateurs même en cas de parfaite compatibilité de sa politique économique avec son régime de change fixe. Face à un choc exogène affectant de façon négative les grandeurs économiques (niveau d'emploi, production ou dette publique), le Gouvernement optimisateur essaie de minimiser sa fonction de perte. Si ce choc (représentant ici la vulnérabilité de l'économie) est trop élevé, le Gouvernement abandonnera forcément son régime de change fixe, sauf en cas d'arrivée d'une bonne nouvelle. Si le choc n'est ni trop faible ni trop fort, l'économie entrera dans la zone de danger où les équilibres multiples apparaissent. Face au dilemme de maintenir ou de dévaluer, le Gouvernement sera poussé à l'abandon de son régime de change fixe si les opérateurs changent leurs anticipations en faveur de la dévaluation, car les anticipations de dévaluation augmenteront le coût de rester dans le régime de change

fixe (hausse des taux d'intérêt par exemple). Cependant, l'abandon du régime de change fixe créera également un coût fixe défini comme la perte de crédibilité ou le mécontentement social. Le Gouvernement comparera donc les coûts et les bénéfices de telle ou telle politique avant de prendre une décision « optimale ». Cette approche crée une interaction dynamique entre le Gouvernement et les opérateurs entraînant la multiplicité d'équilibres propices à la manifestation des crises de change autoréalisatrices.

La première différence²⁶ entre ces deux approches se trouve dans la modélisation d'un Gouvernement passif ou actif, plus concrètement dans la modélisation de la minimisation explicite d'une fonction de perte du Gouvernement (ou endogénéisation de la réponse du Gouvernement aux anticipations de marché et/ou aux chocs exogènes) qui introduit une non linéarité dans le processus de prise de décision entre le maintien ou l'abandon du régime de change fixe, ce qui crée la multiplicité d'équilibres (Gandolfo, 2001 et Arias, 2003). La deuxième différence est le caractère beaucoup moins prévisible des crises dans le cas de modèles de deuxième génération, qui interviennent suite au changement d'anticipations des opérateurs. Bien sûr, les crises n'apparaissent pas sans la fragilisation d'un certain nombre de fondamentaux, mais cette fragilisation ne suffit pas à déclencher une crise de change. La date de la crise restant imprévisible, elle dépend alors des anticipations autoréalisatrices des opérateurs. Ce type de scénario de crise non déterministe est la différence fondamentale entre les modèles de deuxième génération et les modèles de première génération qui présentent un scénario déterministe et mécanique conduisant à une attaque spéculative rationnelle (Cartapanis, 2004). Dans ce type de scénario, la « responsabilité » de crise n'appartient plus uniquement au Gouvernement, mais aussi aux spéculateurs et à leurs anticipations autoréalisatrices.

²⁶ Voir Jeanne (2000) qui effectue une revue de critique approfondie sur les différences entre les modèles de première et de deuxième générations.

La troisième différence entre les modèles des deux générations se situe au niveau des facteurs économiques potentiels d'une crise de change. Dans les modèles de première génération, ce sont les déterminants macroéconomiques étroits (*hard*) comme hausse du déficit budgétaire, croissance du crédit domestique, baisse des réserves de change, hausse des taux d'intérêt domestiques, augmentation des déficits commercial et courant et surévaluation de la monnaie domestique qui entraînent une crise de change, tandis que dans les modèles de deuxième génération les déterminants d'une crise de change ne sont pas simplement les fondamentaux dégradés des modèles de première génération, mais aussi les facteurs économiques élargis (*soft*) comme niveau élevé du chômage, baisse de la production domestique, hausse du stock de dette publique (et/ou privée) et de la dette externe à court terme, et choc exogènes négatifs internes (incertitude ou instabilité politique, chocs de demande ou de production) ou externes (perte de compétitivité commerciale ou hausse des taux d'intérêt internationaux). De plus, non seulement les facteurs entraînant une crise de change diffèrent d'une génération à l'autre, mais aussi le niveau de dégradation de ces déterminants change d'une génération à l'autre. Dans le cadre des modèles de première génération, il s'agit d'une insoutenabilité des fondamentaux économiques, alors que dans les modèles de deuxième génération, il s'agit plutôt d'une vulnérabilité reflétant un niveau de dégradation intermédiaire des fondamentaux.²⁷

Plusieurs travaux ont néanmoins mis en cause la notion d'équilibres multiples. Krugman (1996), en admettant la contribution importante des « nouveaux » modèles (notamment modélisation d'un Gouvernement actif), s'oppose à l'idée que ces derniers impliquent une avancée radicale dans l'explication des crises de change. Selon Krugman, modéliser un Gouvernement optimisateur qui calcule les coûts de ses actions ne crée pas d'équilibres multiples ni alors de crises de change autoréalisatrices, même si ce type de modélisation entraîne une incertitude sur la

²⁷ D'ailleurs, en spécifiant leurs indicateurs de crises en trois catégories d'insoutenabilité, de vulnérabilité et de contagion, Cartapanis, Dropsy et Mametz (1998, 2002) cherchent à démontrer le rôle des différentes générations de crises dans le déclenchement de ces dernières.

détermination du Gouvernement à maintenir le régime de change fixe. En construisant un modèle avec un Gouvernement optimisateur dans la logique d'Obstfeld (1994) où les fondamentaux se détériorent de façon prévisible, Krugman (1996) montre que les équilibres multiples disparaissent et que la crise est issue d'un équilibre unique. Une fois l'évolution des fondamentaux impliquée dans la crise, on ne peut pas remettre en question la logique des modèles de première génération. Krugman conclut qu'en fin de compte les crises sont la conséquence de l'insoutenabilité du taux de change fixe due à la détérioration des fondamentaux. Pourtant, Krugman (1999) retient les notions d'équilibres multiples et de contagion afin d'expliquer la crise asiatique et reconnaît que, sans ces notions, la crise asiatique ne peut être appréhendée de façon complète.

Une deuxième critique générale émise à l'égard des modèles de deuxième génération concerne le passage d'un équilibre de non crise à un équilibre de crise à travers des tâches solaires définies comme un choc exogène qui déclenche la crise de change en coordonnant les anticipations de dévaluation des opérateurs. Comment se coordonnent alors les anticipations de dévaluation des opérateurs ? La plupart des auteurs se focalisent ainsi sur la structure informationnelle du marché pour expliquer la coordination soudaine. Dans le cas d'asymétrie d'information entre investisseurs sur la valeur réelle des fondamentaux économiques, les opérateurs adoptent un comportement moutonnier (*herding*), parce qu'anticiper les comportements des autres devient « rationnel » : chaque opérateur fonde ainsi ses anticipations sur l'opinion générale du marché (Banerjee, 1992), puisque ne pas suivre les actions des autres agents économiques pourrait entraîner des pertes de capital.²⁸ Comment se forme donc l'opinion générale du marché ? Krugman (1996) parle du cas de présence d'un large investisseur de type « George Soros » qui détient des informations « privées » par rapport aux petits investisseurs bénéficiant seulement d'une

²⁸ Chari et Kehoe (1997) démontrent d'ailleurs que les « cascades informationnels » de Banerjee (1992) rendent les flux de capitaux excessivement volatiles, ce qui peut expliquer la sortie brusque et brutale des capitaux, notamment à court terme, comme on l'a observé lors des crises financières des pays émergents des années 1990 et 2000.

information publique générale. Le passage à l'équilibre de crise est alors déclenché par les anticipations autoréalisatrices des larges investisseurs suivis par les petits investisseurs (Corsetti et al., 2004). Flood et Marion (1998) indiquent que les équilibres multiples n'existent que si les opérateurs sont de petite taille, et disparaissent si les opérateurs sont de grande taille, car ces derniers exploitent des opportunités de profit et l'économie passe directement à l'équilibre de crise. Dans un marché composé d'investisseurs de petite taille, sans aucun moyen de coordination de leurs anticipations, il n'y aura pas d'attaque spéculative assez forte pour forcer le Gouvernement à réaligner son taux de change. Morris et Shin (1998), dans un modèle avec un marché composé d'agents hétérogènes où, en raison de la perception subjective des informations, il n'existe plus d'information commune publique sur la valeur réelle des fondamentaux et sur les croyances des autres agents concernant les fondamentaux, indiquent que les équilibres multiples disparaissent. Lorsqu'un certain nombre d'agents reçoivent des signaux bruités (*noisy signals*) concernant l'état de l'économie, l'information commune disparaît et une attaque spéculative peut se développer par certains opérateurs, même si les autres pensent que l'économie est stable. L'attaque se déclenche ici en raison du manque d'information transparente et on se trouve sur un seul équilibre de crise.

Quant à la crise turque d'avril 1994, elle correspond plutôt à la modélisation de la première génération puisqu'elle a été entraînée par la dégradation des variables macroéconomiques telles le déficit budgétaire, la croissance du crédit domestique excessive et un stock de dette publique élevé. Pourtant, ces deux types de modélisations ne parviennent pas à expliciter la crise jumelle turque de février 2001 dans le déclenchement de laquelle les variables bancaires ont joué un rôle primordial. Partant, nous nous intéressons dans le chapitre suivant aux modèles de troisième génération qui dépassent donc ce handicap.

Chapitre 2. Les modèles de crise de change récents et la crise turque de 2000-2001

L'incapacité des modèles de crises de première et de deuxième générations, qui insistent sur les déséquilibres macroéconomiques dans le déclenchement d'une crise de change, à illustrer des crises asiatiques a réorienté les analyses sur la modélisation des crises de change. A alors été formalisée une troisième génération de modèles de crises qui expliquent les crises à partir du Compte de capital (non plus à partir du Compte courant) en intégrant les déséquilibres microéconomiques inexistantes ou très peu modélisés jusqu'alors dans les analyses des crises de change. Malgré une floraison de modèles depuis 1997, il n'y a toujours pas de consensus sur les caractéristiques communes d'une crise de troisième génération, même si ces divers modèles prennent tous en considération les effets pervers des entrées massives de capitaux à court terme accélérées suite à la libéralisation du Compte de capital (dans un contexte de supervision prudentielle inadéquate), les fragilités au sein du système financier et non financier, notamment relatives au surendettement en monnaie étrangère, et le rôle du pessimisme des créiteurs étrangers (au moins dans la propagation de la crise) dans la montée de la vulnérabilité d'un pays donné.

Nous pouvons regrouper les modèles de troisième génération en trois catégories opposées mais aussi complémentaires : l'approche fondamentaliste privilégiant le surinvestissement dû à l'aléa moral dans le contexte de garantie implicite du Gouvernement (McKinnon et Pill, 1996, 1998, Dooley, 1997, 2000, Krugman, 1998 et Corsetti et al., 1999), l'approche de panique financière autoréalisatrice soulignant le problème d'illiquidité bancaire et financière internationale (Chang et Velasco, 1998, 1999, 2000a, 2000b, 2001) et l'approche des effets de bilans mettant l'accent sur les implications d'une dévaluation sur les bilans des entreprises surendettées (Krugman, 1999, Aghion, et al., 2000, 2001a, 2001b).

Dans ce chapitre, nous résumons, dans un premier temps, les grandes lignes de ces différentes modélisations de crises de troisième génération, et traitons, dans un deuxième temps, la crise financière turque de 2000-2001 dans le cadre de cette analyse.

2.1. Les modèles de crise de troisième génération

2.1.1. L'approche fondamentaliste : excès d'emprunt et d'investissement liés au phénomène d'aléa moral

Cette approche essaie de démontrer que la crise asiatique est essentiellement due à des distorsions structurelles économiques et financières, aggravées par un phénomène d'aléa moral entre les Autorités étatiques (ou des institutions internationales telles que le FMI) et le secteur privé dans le contexte d'une économie financièrement libéralisée. Dans ce sens, cette approche présente les caractéristiques des modèles de crise de première génération, où l'occurrence d'une crise est inévitable et prévisible dès lors que son déclenchement est associé à la dégradation de fondamentaux. Dans les modèles de crise de première génération, il existe une incompatibilité entre le maintien du régime de change fixe et les déséquilibres monétaires et/ou budgétaires du secteur public, alors que dans ces modèles de crise de troisième génération, l'incompatibilité se situe entre le maintien du régime de change fixe et les déséquilibres financiers profonds, ce qui constitue ainsi la différence essentielle entre les modèles de première et de troisième générations.

Dans ce type de modélisation, le déclenchement d'une crise résulte de l'emprunt et de l'investissement excessifs liés à un phénomène d'aléa moral des agents économiques résidents et non résidents (banques étrangères prêteuses et banques et entreprises domestiques emprunteuses) qui se sentent protégés des risques de leurs

investissements, dettes ou encore créances financières, dans un contexte de garantie implicite ou explicite des Autorités étatiques. La libéralisation financière internationale et la déréglementation financière domestique contribuent aux entrées excessives de capitaux, notamment par l'intermédiaire des banques domestiques, institutions financières dominantes dans les marchés financiers émergents qui entraînent une abondance de liquidité, créant un environnement propice à la spéculation et à la création de bulles spéculatives dans le marché boursier et/ou dans le secteur immobilier. Cette phase euphorique prend ensuite fin une fois que la confiance des prêteurs étrangers s'ébranle. Le fait que ces derniers ne souhaitent plus renouveler leurs lignes de crédits génère l'éclatement des bulles spéculatives, causant l'insolvabilité des banques domestiques. Cette crise bancaire se transforme ensuite en une crise de change, lorsque les entrées massives de capitaux s'inversent brutalement, entraînant une forte perte des réserves du Gouvernement et une forte dévaluation de la monnaie domestique.

McKinnon et Pill (1996, 1998) analysent les effets de la libéralisation commerciale et financière et ceux de la garantie implicite du Gouvernement sur la croissance excessive de l'emprunt et de l'investissement dans l'économie domestique. McKinnon et Pill (1996) modélisent un Gouvernement à la fois « réformateur » qui entreprend des efforts structurels économiques (de stabilisation et de libéralisation commerciale et financière) et « garant » qui assure implicitement les passifs du système bancaire afin de le protéger contre les risques intrinsèques de ses fonctions. Le processus de réformes structurelles, accompagné d'une assurance implicite, crée un certain optimisme chez les agents économiques domestiques et étrangers, encouragés en effet par les futures perspectives positives du système bancaire quant à la performance de l'économie réformée.²⁹ L'accélération des entrées de capitaux étrangers dans le marché domestique, finançant la croissance économique, confirme

²⁹ Contrairement au système bancaire qui possède de l'information privée sur ses emprunteurs, les Autorités publiques sont supposées avoir des contraintes informationnelles et sont donc obligées, dans un sens, de faire confiance aux informations confiées par le système bancaire.

alors cet optimisme des agents économiques, créant un cycle vertueux central à l'analyse du « syndrome de suremprunt » de McKinnon et Pill (1996). Ce contexte de liquidité abondante génère une forte croissance du crédit domestique, octroyé en particulier par le système bancaire domestique. Cette séquence euphorique accompagnée d'une assurance des dépôts engendre alors un *boom* de consommation et d'investissement, mais au détriment de la hausse des risques du système bancaire. La prise de conscience des risques bancaires par les opérateurs étrangers met alors un terme à la séquence euphorique. La dévaluation qui en résulte entraîne ensuite la défaillance de la plupart des banques, obligeant les Autorités à intervenir en tant que prêteur en dernier ressort (PDR) afin de préserver l'intégrité du système des paiements. D'après les auteurs, même si, au départ, le Gouvernement annonce l'absence d'un quelconque schéma de garantie-dépôt en cas de crise bancaire, cette déclaration n'est pas crédible aux yeux des agents économiques qui considèrent que le système bancaire, au moins certaines grandes banques du système, est « *too big to fail* » et anticipent donc une opération de sauvetage en cas de crise.

Dooley (1997, 2000) développe également un modèle de crise dans une économie financièrement libéralisée où le Gouvernement accumule des actifs internationaux afin, d'une part, de stabiliser la consommation nationale en cas de chocs négatifs, et d'autre part, d'assurer les dettes financières des agents domestiques privés. Ce double objectif gouvernemental crée néanmoins une incompatibilité politique économique qui provoque une rupture de « contrat d'assurance » dès que les agents rationnels anticipent le fait que les actifs du Gouvernement atteignent le même niveau que les dettes assurées des agents privées. En effet, au départ pour que l'annonce de garantie explicite des dépôts du Gouvernement soit crédible aux yeux des investisseurs domestiques et étrangers, le montant de ses actifs nets (essentiellement composés des réserves de change et de lignes de crédit internationales) doit être supérieur aux dettes privées bancaires. Une garantie-dépôt crédible attire par ailleurs des entrées de capitaux étrangers, en particulier par l'intermédiaire du système bancaire domestique, qui souhaitent profiter du

différentiel d'intérêt élevé. Ces entrées de capitaux accroissent pourtant le montant des dettes contingentes bancaires. Au moment où ce montant des dettes bancaires atteint le niveau des actifs du Gouvernement, le contrat d'assurance perd toute sa crédibilité et les déposants se ruent vers les guichets bancaires. La crise d'assurance peut aussi être accompagnée d'une crise de change si le Gouvernement a opté pour un régime de change fixe. Les attaques spéculatives des investisseurs réduisent le stock de réserves du Gouvernement, d'où la dévaluation.

Quant à Krugman (1998), il modélise une petite économie commercialement et financièrement ouverte vers l'extérieur, capable donc d'emprunter aux taux d'intérêt mondiaux. Les entreprises réalisent des investissements une fois qu'elles parviennent à emprunter du crédit auprès des banques domestiques, dont les dettes sont implicitement assurées par le Gouvernement. En présence d'une garantie implicite et d'un système bancaire compétitif, les banques ont plutôt tendance, afin d'obtenir des profits supérieurs, à générer un certain optimisme chez les agents économiques privés ou publics quant aux futurs retours des investissements effectués dans la période actuelle, fondés non sur les valeurs anticipées, mais sur les valeurs qualifiées de « Pangloss », par Krugman, qui ne se réalisent que si les meilleures conditions économiques possibles se réunissent. Ce comportement spéculatif des intermédiaires financiers, étant seulement possible dans une économie financièrement libéralisée où les banques ont accès aux marchés de capitaux mondiaux, contribue au suremprunt et au surinvestissement dans l'économie concernée. Ce comportement n'est pas limité aux investissements réels, mais aussi aux investissements boursiers ou immobiliers. Les investisseurs achètent alors les titres risqués mais à fort potentiel de gain au-delà de leur valeur fondamentale (somme actualisée des revenus anticipés que doit rapporter cet actif). La forte demande entraîne ensuite la hausse des prix des actifs à fort risque, ce qui indique une situation financière des banques domestiques plus saine qu'en réalité. Et la bulle spéculative se forme et perdure tant que les revenus générés par les placements couvrent le montant de la dette ou les intérêts à défaut du capital ; au-delà le Gouvernement n'a plus assez de moyens financiers pour assurer la

totalité des dettes privées bancaires et une attaque survient réduisant alors les prix des actifs. La bulle spéculative éclate, obligeant les banques fortement endettées à vendre à perte des titres pour rembourser leurs emprunts, ce qui entraîne en fin de compte leur insolvabilité. La sortie des capitaux étrangers suite à la crise bancaire et les coûts budgétaires de la restructuration du système bancaire provoquent la dépréciation de la monnaie domestique, autrement dit l'occurrence de la crise de change.

Enfin, Corsetti et al. (1999) développent un modèle de crise jumelle dans lequel le phénomène d'aléa moral est considéré comme la source commune de l'emprunt et de l'investissement excessifs et des déficits courants dans une petite économie financièrement libéralisée accompagnée d'une régulation et d'une supervision bancaire inefficace. Les agents privés domestiques, supposant qu'ils bénéficient des garanties implicites du Gouvernement, s'engagent dans des investissements à fort risque. Quant aux créanciers étrangers qui partagent la conviction des emprunteurs domestiques, ils participent à ce « jeu » en effectuant des prêts pour des projets d'investissement excessivement risqués jusqu'à ce que les dettes privées atteignent une fraction critique des réserves internationales du Gouvernement, au-delà de laquelle ils refusent de renouveler leurs lignes de crédits ; une crise de liquidité bancaire se déclenche alors. Le Gouvernement se trouve ainsi contraint d'intervenir, comme prévu par les agents privés, en tant que PDR. Cette opération de sauvetage du système bancaire entraîne une forte hausse des déficits et dettes publics qui pourtant étaient parfaitement soutenables jusqu'alors. L'occurrence de la crise de change est donc appréhendée comme une conséquence des coûts importants de la restructuration financière. La création monétaire, permettant de financer ces coûts, génère une attaque spéculative contre la monnaie domestique, entraînant le déclenchement d'une crise de change aux effets adverses sur la sphère réelle de l'économie.

Corsetti et al. (1999) considèrent une petite économie ouverte spécialisée dans la production d'un bien commercial Y . La fonction de production agrégée est de la forme suivante :

$$Y_t = \tilde{A}_t K_t^\alpha L_t^{1-\alpha} \quad (2.1)$$

où K représente le capital, L la main d'œuvre et \tilde{A} le paramètre technologique de production qui est stochastique.

$$\tilde{A}_t = \begin{cases} A + \sigma & \text{avec une probabilité de } 1/2 \\ A - \sigma & \text{avec une probabilité de } 1/2 \end{cases} \quad A > \sigma > 0 \quad (2.2)$$

Ils supposent qu'il existe deux types d'agents domestiques privés dans cette économie : les élites ELI profitant d'un accès parfait aux marchés de capitaux et le reste du pays ROC qui n'a que la force du travail comme source de revenus. En effet, ce caractère asymétrique des agents économiques qui participent aux marchés d'actifs financiers permet aux auteurs d'analyser les issues distributionnelles liées au phénomène d'aléa moral. Les auteurs supposent également que le stock de capital initial du pays est entièrement composé/financé par l'emprunt étranger. Dans cette économie, les élites sont à la fois emprunteurs (effectuent des emprunts à l'extérieur aux taux d'intérêt mondiaux), prêteurs (réalisent des prêts aux entreprises domestiques) et producteurs (étant donné que ces entreprises appartiennent aux élites). Quant au reste du pays, il offre sa main d'œuvre afin d'obtenir une source de revenus et n'a pas la possibilité d'accéder aux marchés de capitaux. Leurs contraintes budgétaires respectives s'écrivent ainsi :

$$(K_{t+1} - K_t) - (D_{t+1} - D_t) \frac{\varepsilon_t}{P_t} = Y_t - W_t - r \frac{\varepsilon_t}{P_t} D_t - C_t^{ELI} - T_t^{ELI} - \frac{M_t^{ELI} - M_{t-1}^{ELI}}{P_t} \quad (2.3)$$

$$W_t = C_t^{ROC} + T_t^{ROC} + \frac{M_t^{ROC} - M_{t-1}^{ROC}}{P_t} \quad (2.4)$$

où D est le montant d'emprunt ou de dette externe des élites, ε le taux de change nominal, P le niveau des prix domestiques, W le coût de main d'œuvre payé par les élites en termes réels (ou le revenu du reste du pays), r le taux d'intérêt réel, M^{ELI} et M^{ROC} les avoirs en monnaie domestique des élites et du reste du pays, respectivement, C^{ELI} et C^{ROC} la consommation des élites et du reste du pays, respectivement, T^{ELI} et T^{ROC} les impôts net payés au Gouvernement par les élites et le reste du pays, respectivement, et $M_t^{ROC} - M_{t-1}^{ROC} / P_t$ la taxe de seigneurage.

Le Gouvernement dans cette économie récolte les recettes relatives aux taxes des élites et du reste du pays T , soit $T = T^{ELI} + T^{ROC}$, et possède un stock de réserves internationales libellé en monnaie étrangère R . La contrainte budgétaire du Gouvernement avant l'occurrence de la crise s'écrit alors :

$$T_t + \frac{M_t - M_{t-1}}{P_t} + r \frac{\varepsilon_t}{P_t} R_t = \frac{\varepsilon_t}{P_t} (R_{t+1} - R_t) \quad (2.5)$$

Considérer ensemble les contraintes budgétaires de ces trois agents économiques nous donne la Balance courante de l'économie à travers l'hypothèse de la parité du pouvoir d'achat selon laquelle le prix du bien domestique est égal au prix du bien étranger exprimé en monnaie domestique. Etant donné que le niveau des prix étrangers est supposé fixe et constant, le prix du bien domestique est égal au taux de change nominal, $P_t = \varepsilon_t$.

$$-(D_{t+1} - R_{t+1}) + (D_t - R_t) = Y_t - r(D_t - R_t) - C_t - (K_{t+1} - K_t) \quad (2.6)$$

Quel est alors le comportement optimal des agents économiques dans cette économie ? Les élites étant neutres vis-à-vis du risque essaient de maximiser leur fonction d'utilité en fonction de l'équation (2.3).

$$E_t \sum_{s=t}^{\infty} \frac{1}{(1+r)^{s-t}} \left[C_s^{ELI} + \chi \ln \left(\frac{M_s^{ELI}}{P_s} \right) \right] \quad (2.7)$$

Leur choix de capital optimal est lié au retour marginal du capital, tout en prenant en compte le taux d'imposition et les politiques de transfert mis en œuvre par le Gouvernement.

$$E_t \frac{\partial Y_{t+1}}{\partial K_{t+1}} - E_t \frac{\partial \sum_{s=0}^{\infty} T_{t+1+s}^{ELI} / (1+r)^s}{\partial K_{t+1}} = r \quad (2.8)$$

Le terme de $E_t \frac{\partial \sum_{s=0}^{\infty} T_{t+1+s}^{ELI} / (1+r)^s}{\partial K_{t+1}}$ démontre le fait que les décisions

d'investissement de la période actuelle affectent le montant d'impôts net payés au Gouvernement par les élites T^{ELI} . Si ce terme est égal à 0, le stock de capital effectif est fixé à son niveau efficient \bar{K} , tel que $r\bar{K} = \alpha A \bar{K}^\alpha$. C'est le niveau de capital qui maximise la consommation continue du pays, lorsque l'ensemble du stock de capital de la nation est entièrement financé à travers l'emprunt étranger, soit $\bar{K} = D$. Quant à la demande optimale de monnaie des élites, elle est une fonction décroissante du taux d'intérêt nominal domestique i_{t+1} qui est déterminé par rapport à la parité des taux d'intérêt non couverte. Dans ce cas, la demande de monnaie domestique des élites est liée aux anticipations du taux de dépréciation de la monnaie domestique reflétées à travers le taux d'intérêt nominal, (2.10).

$$\frac{M_t^{ELI}}{P_t} = \chi \frac{1+i_{t+1}}{i_{t+1}} \quad (2.9)$$

$$1+i_{t+1} = (1+r) E_t \left(\frac{\varepsilon_{t+1}}{\varepsilon_t} \right) = (1+r) E_t \left(\frac{P_{t+1}}{P_t} \right) \quad (2.10)$$

Contrairement aux élites, le reste des agents économiques n'a pas accès aux marchés de capitaux, ainsi leur fonction de demande de monnaie est inélastique au taux d'intérêt domestique.

$$M_{t-1}^{ROC} = P_t C_t^{ROC} \quad (2.11)$$

Le comportement des élites par rapport à leur choix optimal de capital change néanmoins profondément (à la hausse), s'ils anticipent une garantie publique pour leurs investissements, même s'ils sont à fort risque, en cas de chocs adverses, (2.12).

$$\frac{\partial \left[\sum_{s=0}^{\infty} T_{t+1+s}^{ELI} / (1+r)^s \right]}{\partial K_{t+1}} = -\tilde{\theta}_{t+1} \quad (2.12)$$

Partant, le phénomène d'aléa moral peut être modélisé comme un schéma de transfert non négatif du Gouvernement aux élites θ , contingent à la réalisation du paramètre de technologie de production \tilde{A} . Si la réalisation de \tilde{A} est négative, $\tilde{A} = A - \sigma$, les agents domestiques et étrangers anticipent un renflouement positif du Gouvernement, alors que si la réalisation de \tilde{A} est positive, $\tilde{A} = A + \sigma$, aucun transfert supplémentaire n'est anticipé. En équilibre, le renflouement perçu par chaque unité de capital est déterminé par :

$$\tilde{\theta}_{t+1} = \alpha \left(A + \sigma - \tilde{A}_{t+1} \right) K_{t+1}^{\alpha-1} = r - \frac{\alpha Y_{t+1}}{K_{t+1}} \quad (2.13)$$

Au fur et à mesure que les élites anticipent une garantie implicite du Gouvernement, elles n'auront aucune incitation à diminuer leur demande de capital et/ou leur consommation, lorsqu'elles sont confrontées aux chocs négatifs, mais au contraire elles accéléreront leur emprunt auprès des marchés financiers internationaux. La demande de capital \hat{K} excédera alors le niveau de capital efficient \bar{K} .

$$\hat{K} \equiv \left(\frac{\alpha(A + \sigma)}{r} \right)^{\frac{1}{1-\alpha}} > \bar{K} \equiv \left(\frac{\alpha A}{r} \right)^{\frac{1}{1-\alpha}} \quad (2.14)$$

Cet emprunt excessif augmentera à son tour le niveau d'investissement, mais plutôt pour des projets à fort risque, ce qui élèvera la dette externe des élites. La dette externe totale devient alors

$$D_{t+1} = K_{t+1} + F_{t+1} \quad (2.15)$$

où K représente le stock de capital et F le niveau cumulatif d'« *evergreening* » défini comme le processus au cours duquel les élites couvrent leurs pertes ou manque de capital en s'endettant davantage auprès des marchés financiers internationaux. Ce processus entraîne néanmoins, d'une part, les déficits de la Balance commerciale et du Compte courant, et d'autre part, la hausse du stock de dette externe des élites, donc du Gouvernement. Notons que les problèmes liés à l'aléa moral sont aggravés par la présence de mouvements de capitaux libéralisés.

$$F_{t+1} = \sum_{s=t_0}^t \left[\alpha(A + \sigma - \tilde{A}_s) \hat{K}^\alpha \right] (1+r)^{t-s} \quad (2.16)$$

Par ailleurs, le processus d'« *evergreening* » est limité par la contrainte budgétaire intertemporelle du Gouvernement. En effet, les élites pourront continuer à emprunter

à l'extérieur jusqu'à ce que leurs dettes atteignent un seuil critique des réserves internationales du Gouvernement, γF . Au-delà, le Gouvernement devient techniquement insolvable et ne pourra plus rembourser les dettes des agents privés. Partant, les prêteurs étrangers non seulement refusent de renouveler leurs lignes de crédit, mais réclament également le remboursement de leurs crédits, déclenchant ainsi une crise financière.

$$R_{t_c+1} = \gamma F_{t_c+1} \quad 0 < \gamma < 1 \quad (2.17)$$

Suite à la crise financière, les dettes privées deviennent *de facto* les dettes publiques. Le Gouvernement effectue alors des transferts nets aux élites qui remboursent à leur tour leurs dettes aux crédateurs internationaux. Le paiement des dettes privées n'est pas opéré en une seule fois, mais plutôt restructuré dans le cadre d'un programme de stabilisation, fréquemment soutenu par les crédits stand-by du FMI. La crise financière contribue ensuite à la réduction du stock de capital \tilde{K} à son niveau efficient \bar{K} ou encore plus bas, $\hat{K} > \bar{K} \leq \tilde{K}$ et à la chute de l'investissement.

La résolution de cette crise financière qui dépendra de la condition de solvabilité du secteur public au moment de la crise t_{c+1} , traduite par l'équation (2.18), est un important problème pour le Gouvernement. Si les revenus anticipés des taxes récoltées du reste du pays $\frac{\eta}{r}(1-\alpha)A\tilde{K}^\alpha$ sont supérieurs aux dettes implicites du

Gouvernement $(1-\gamma)F_{t_c+1}$, le Gouvernement n'aura pas besoin de recourir aux

revenus de seigneuriage $E_{t_c+1} \sum_{s=t_c+1}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r} \right)^{s-t_c} \left(\frac{M_s - M_{s-1}}{P_s} \right)$ et la crise financière ne

sera pas accompagnée d'une crise de change. En revanche, si le renflouement des élites nécessite des moyens financiers supérieurs aux revenus anticipés des taxes, les agents rationnels anticiperont une création monétaire (assurant des revenus de

seigneuriage au Gouvernement nécessaires au remboursement de ses dettes implicites) qui entraînera ensuite une crise de change dans une économie où le Gouvernement a fixé le taux de change à $\bar{\epsilon}$. En effet, l'occurrence de la crise de change se fait comme dans l'optique d'un modèle de première génération. Le Gouvernement monétise ses déficits et/ou dettes, mais au prix de la réduction de son stock de réserves internationales. Lorsque ces dernières atteignent un seuil critique, une attaque spéculative se déclenche et le Gouvernement se trouve contraint de laisser flotter son cours de change. Les auteurs précisent néanmoins le fait que pour qu'une attaque spéculative se déclenche, il faut que le taux de change après l'attaque (*shadow exchange rate*) soit supérieur au taux de change fixe, soit $E_{t_s} \epsilon_{t_s+1} > \bar{\epsilon}$.

$$(1-\gamma)F_{t_c+1} - \frac{\eta}{r}(1-\alpha)AK\tilde{K}^\alpha = E_{t_c+1} \sum_{s=t_c+1}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r}\right)^{s-t_c} \left(\frac{M_s - M_{s-1}}{P_s}\right) \quad (2.18)$$

2.1.1.1. La critique du modèle de Corsetti et al. (1999) et de l'approche fondamentaliste

Le modèle de Corsetti et al. (1999) souligne les effets défavorables des déséquilibres réels (investissements excessifs des entreprises domestiques) et des déficits courants dans une économie financièrement libéralisée qui profite des entrées excessives de capitaux, ce qui entraîne néanmoins des distorsions financières (excès d'emprunts et de prêts) dans un secteur bancaire mal régulé et bénéficiant d'une garantie implicite du Gouvernement. Ce processus d'excès perdure pendant que les réserves internationales du Gouvernement restent supérieures à ses dettes implicites. Au-delà, les créanciers étrangers ne renouvèlent plus leurs prêts et la crise bancaire survient. La crise bancaire est accompagnée d'une crise de change si les agents privés anticipent le fait que le Gouvernement aura recours à la monétisation visant à rembourser ses dettes aux créanciers étrangers. Les anticipations de l'expansion monétaire excessive conduiront alors à l'effondrement du régime de change fixe.

Cette analyse de Corsetti et al. (1999) illustre donc les éventuelles dynamiques derrière l'occurrence d'une crise jumelle.

Ce cadre d'analyse fondamentaliste semble rendre compte de certaines spécificités de la crise asiatique, ainsi que de la crise turque de 2000-2001 : garanties implicites ou explicites des Autorités monétaires et libéralisation des mouvements de capitaux dans le cas de l'inadéquation des réglementations et des supervisions prudentielles → entrées excessives de capitaux étrangers à court terme → suremprunt et surinvestissement = formation d'une bulle spéculative (hausse du crédit, hausse des prix d'actifs entraînant toujours plus de suremprunt et de surinvestissement) → croissance des dettes privées, hausse des prêts non performants et forte position courte en devises du système bancaire = vulnérabilité financière croissante → non renouvellement des lignes de crédits de la part des créanciers étrangers → éclatement de la bulle → sorties de capitaux → intervention du Gouvernement en tant que PDR → baisse des réserves internationales du Gouvernement et hausse des taux d'intérêt domestiques → croissance des dettes publiques et hausse du besoin de financement du secteur public → accélération des sorties de capitaux → dépréciation de la monnaie domestique.

Dans ce sens, l'approche fondamentaliste, qui place les problèmes structurels économiques (réglementation et supervision prudentielle inadéquate dans une économie financièrement libéralisée) et la détérioration des fondamentaux économiques et financiers au cœur du mécanisme de crise, partage des similitudes avec les modèles de crise de change de première génération (Krugman, 1979 et Flood et Garber, 1984). Aussi, comme dans les modèles de première génération, le déclenchement de la crise de change est lié à l'expansion monétaire et à l'évolution du stock de réserves internationales du Gouvernement. En plus, Corsetti et al. (1999) calcule le *timing* de la crise de change en fonction du *shadow exchange rate*. L'utilisation de mécanismes incitatifs institutionnels, dus aux garanties implicites du Gouvernement et à la réglementation prudentielle inappropriée en économie ouverte

qui entraînent un processus d'excès de liquidité, d'emprunt et d'investissement, fait référence au phénomène de la « myopie au désastre » alimentant l'euphorie et la bulle spéculative traitée dans les théories des crises financières en économie fermée (Kindleberger, 1978 et Minsky, 1992).

L'approche fondamentaliste laisse entendre que lorsque la crise financière survient, elle rétablit des déséquilibres structurels qui la précèdent comme dans les modèles de première génération. Dans ce sens, l'occurrence d'une crise constitue un impact favorable au redressement économique et financier. Cependant, les crises financières des années 1990 (asiatique, russe et turque par exemple) ont entraîné une forte chute de la production et une importante hausse du chômage. Comme l'admet d'ailleurs Krugman (1998), modéliser un système bancaire ou un secteur non financier qui n'adoptent qu'un comportement maximisateur de profit, parce qu'ils n'ont rien à perdre en cas des chocs économiques négatifs dans le cadre de garanties implicites du Gouvernement, ne permet pas de saisir les effets adverses des crises financières sur la croissance économique. En effet, lors des crises les banques perdent aussi une partie de leur capital et coupent ensuite leurs lignes de crédit aux entreprises, indispensables aux investissements productifs, et aux ménages, importants pour les dépenses de consommation, ce qui entraîne une sévère contraction économique.

D'un autre côté, l'approche fondamentaliste ignore les effets néfastes d'une dépréciation sur la dette externe du secteur public et sur les engagements en devises du secteur privé (notamment des banques domestiques ayant de fortes positions courtes en devises en raison de leur fonction de transformation des emprunts à court terme et en devises en prêts à long terme et en monnaie domestique). Les larges dépréciations qui suivent les crises financières génèrent en général d'importantes pertes de capital tant pour le secteur public, que pour le secteur privé, une forte hausse des dettes publiques et privées, une aggravation de la crise bancaire et une chute de production.

Enfin, expliquer tous les épisodes de la crise asiatique de la Thaïlande à la Corée du Sud en termes d'investissements excessifs liés au phénomène d'aléa moral nous semble invraisemblable. En effet, ces pays présentaient des caractéristiques économiques et des structures financières différentes au moment de la propagation de la crise dans la région. La propagation de la crise d'un pays à un autre en l'absence d'un choc commun exogène reste obscure dans le cadre de cette approche. Les causes de la défiance généralisée des agents économiques privés traitées par l'approche de panique peuvent nous apporter quelques fondements concernant la transmission des crises financières.

2.1.2. L'approche de panique : fragilité financière et crise de liquidité autoréalisatrice

Radelet et Sachs (1998a, 1998b) insistent sur le fait que la crise asiatique n'a pas été anticipée par les opérateurs : les notes de rating des pays en crise étaient stables et/ou croissantes et les entrées des capitaux étrangers étaient constantes jusqu'à l'approche de la dévaluation du baht thaïlandais en juillet 1997. C'est pourquoi, même s'il existait un certain nombre de déséquilibres macroéconomiques et financiers (surévaluation des monnaies domestiques, ralentissement des recettes d'exportations et hausse des prêts non performants des banques domestiques) mis en avant par les modèles fondamentalistes, ils affirment que la crise asiatique présentait les éléments d'une crise autoréalisatrice dans le déclenchement de laquelle le changement soudain des anticipations des créditeurs étrangers et des déposants résidents a joué un rôle primordial. Les ruées bancaires et les retraits successifs de capitaux étrangers suite à la défiance généralisée des investisseurs, traduisant un mouvement de « panique financière », ont ensuite entraîné une profonde contraction économique.

Les modèles de crise de change suivant cette perspective (particulièrement Chang et Velasco, 1998, 1999, 2000a, 2000b, 2001 et Diamond et Rajan, 2001) se focalisent, d'une part, sur l'instabilité intrinsèque des marchés de capitaux internationaux, et d'autre part, sur les problèmes d'illiquidité bancaire ou financière domestique. Ces modèles tendent à définir une dynamique d'instabilité financière ou bancaire, sur la base des modèles, initialement conçus en économie fermée, de *run* bancaire de Diamond et Dybvig (1983) ou de discordances/désajustements d'échéances au sein des bilans bancaires de Bernanke et Gertler (1986, 1989), (Cartapanis, 2004). Ils sont néanmoins adaptés aux mutations de l'économie et de la finance contemporaine afin de saisir l'influence de l'ouverture du Compte de capital, de la dérégulation financière, de la faible réglementation prudentielle et des relations de crédit entre les créanciers étrangers et les emprunteurs domestiques sur le risque d'une crise de change. Le risque d'illiquidité domestique et internationale est le facteur clé sous-jacent aux *runs* sur les dépôts ainsi qu'au retrait des crédits étrangers entraînant la crise financière. En effet, la panique financière, due à la crainte d'illiquidité, peut être considérée rationnelle aux yeux d'un créancier individuel qui essaie d'éviter des pertes de capital, alors que la conséquence collective de cette panique devient désastreuse pour l'ensemble de l'économie. Cette logique se rapproche donc des modèles de crise de change de deuxième génération à la Obstfeld (1994, 1997).

Diamond et Dybvig (1983) modélisent, dans une économie fermée, les dynamiques d'un *run* bancaire au cours duquel les résidents retirent soudainement leurs dépôts, poussant ainsi la banque à annoncer le défaut de sa dette. Le problème essentiel résulte de l'activité bancaire traditionnelle de transformation de maturité : dans la période 0, la banque reçoit des dépôts liquides et en investit ensuite dans des projets à long terme (illiquides), dont le retour est prévu pour la période 2. Dans ce contexte, si les déposants préfèrent retirer leurs dépôts à la période 1, la banque sera contrainte de liquider son investissement à long terme afin de pouvoir rembourser sa dette à l'ensemble de déposants. Pourtant, la valeur liquidée de l'investissement de la banque sera insuffisante pour couvrir l'ensemble de sa dette et la banque deviendra

insolvable. Cette panique traduisant l'équilibre rationnel (en raison de l'hypothèse du « premier arrivé, premier servi ») engendrera néanmoins une perte de capital pour les déposants, confirmant ainsi leur motivation initiale. Ici, la ruée n'est pas provoquée par une mauvaise décision d'investissement de la banque, mais par les anticipations des déposants individuels sur le fait que les autres déposants retirent leurs dépôts. Le risque d'illiquidité bancaire se transforme donc en une crise d'illiquidité bancaire.

Quant à la crise d'illiquidité en économie ouverte, elle est associée aux afflux de capitaux, en général à court terme, qui sont à la source des tensions bancaires domestiques, puis au cœur du renversement des anticipations des opérateurs qui déclenche la crise dans un contexte prudentiel et informationnel très imparfait (Cartapanis, 2004). En effet, les flux massifs de capitaux étrangers à court terme entrent dans une économie émergente par l'intermédiaire du système bancaire domestique qui les transforme en prêts à long terme, ce qui conduit, d'une part, à un désajustement de maturité (prêts étrangers à court terme finançant des investissements domestiques à long terme) et d'autre part, à une hausse du risque de change (crédits étrangers en devises du système bancaire prêtés en monnaie domestique aux investisseurs domestiques). Ces déséquilibres financiers du système bancaire créent donc un risque d'illiquidité internationale.³⁰ Dès que les créanciers étrangers et/ou les déposants domestiques perdent leur confiance, les dépôts sont massivement retirés et les lignes de crédits étrangers s'assèchent. Cette ruée bancaire accompagnée des sorties de capitaux conduit ensuite à l'épuisement des réserves internationales et à la dépréciation de la monnaie domestique. Ici, la crise bancaire précède la crise de change qui l'aggrave à son tour, selon un scénario de type crises jumelles (Kaminsky et Reinhart, 1999). Des faillites bancaires et la contraction de crédit domestique (*credit crunch*) en résultent, entraînant une forte chute des prix des actifs et de la production économique.

³⁰ L'illiquidité internationale indique une situation où un stock de réserves internationales reste insuffisant pour couvrir une éventuelle ruée sur les dépôts échangés contre la monnaie étrangère et/ou une situation où l'endettement extérieur à court terme en devises du secteur privé domestique (financier ou non financier) est supérieur à ce stock de réserves de change.

Le modèle de Chang et Velasco (1998, 2001) qui est une extension à l'économie ouverte du modèle canonique de ruées bancaires de Diamond et Dybvig (1983) place l'illiquidité internationale au cœur de l'analyse de crise. Le modèle qui est constitué de trois périodes $t = 0, 1, 2$, examine les relations entre les trois principaux acteurs (banques domestiques, déposants résidents et créateurs étrangers des banques domestiques) dans une petite économie ouverte où il n'existe qu'un seul bien échangeable qui peut être librement consommé et investi sur le marché mondial à un prix fixé et normalisé à une unité de monnaie étrangère, dite dollar américain (une unité de consommation correspond donc à une unité de dollar).

Dans cette économie, chaque résident domestique est doté d'actifs d'un montant de $e > 0$ et peut emprunter jusqu'à $d > 0$ sur le marché mondial de capitaux. Le résident peut ensuite placer ses avoirs et/ou ses emprunts en $t = 0$ pour un investissement à court terme i_1 , dont le retour est attendu en $t = 1$, ou à long terme i_2 . L'investissement à long terme est illiquide, mais apporte davantage $r_2 > 1$ par rapport à celui à court terme $r_1 < 1$. Seuls les résidents domestiques ont accès à ce type de plan d'investissement. Chaque résident a également ses préférences quant à sa consommation : il peut être « impatient » avec une probabilité de λ en liquidant alors son investissement en $t = 1$ ou il reste « patient » et préfère consommer en $t = 2$. L'utilité anticipée de l'agent représentatif est ainsi décrite avec c_1 et c_2 indiquant ses préférences de consommation en période 1 et 2, respectivement.

$$\lambda u(c_1) + (1 - \lambda)u(c_2) \quad \text{avec } u(c) = c^{1-\sigma} / (1-\sigma) \quad (2.19)$$

Quant à la banque commerciale, elle essaie de maximiser le bien-être de ses déposants en déterminant la meilleure stratégie possible d'emprunt-investissement et de consommation, contingente au type de déposant (patient ou impatient). Cette

stratégie de la banque assure alors l'optimum social de l'ensemble des résidents sous certaines contraintes (équations de (2.20) à (2.26)). En effet, les contrats de dépôts entre banques et déposants domestiques contraignent ces derniers à céder aux banques leurs actifs initiaux e et leurs droits à investir \tilde{i} ou emprunter à l'étranger \tilde{d} en $t=0$. Les déposants peuvent néanmoins effectuer des retraits bancaires (pour consommer) de \tilde{c}_1 unités en $t=1$ ou de \tilde{c}_2 unités en $t=2$.

$$i_2 \leq d_0 + e \quad (2.20)$$

$$\lambda c_1 \leq d_1 + r_1 l \quad (2.21)$$

$$(1-\lambda)c_2 + d_0 + d_1 \leq r_2(i_2 - l) \quad (2.22)$$

$$d_0 \leq d \quad (2.23)$$

$$d_0 + d_1 \leq d \quad (2.24)$$

$$c_2 \geq c_1 \quad (2.25)$$

$$c_1, c_2, i_2, l \geq 0 \quad (2.26)$$

L'équation (2.20) démontre que l'investissement à long terme i_2 ne peut dépasser les actifs et la capacité d'emprunt initiaux des résidents domestiques.

L'équation (2.21) indique que la banque peut financer la consommation de l'agent impatient en empruntant à l'extérieur d'un montant de d_1 et/ou en liquidant une partie de son investissement à long terme l .

L'équation (2.22) notifie que la banque rembourse à ses déposants patients en $t=2$ grâce au retour de son investissement à long terme et à l'emprunt à l'extérieur limité de façon exogène par un plafond de d . D'ailleurs, les équations de (2.23) et (2.24) démontrent ce seuil de plafond.

L'équation (2.25) signifie enfin que la consommation de la période 2 est supérieure à celle de la période 1, en raison du retour plus élevé de l'investissement à long terme par rapport à l'investissement à court terme.

Chang et Velasco supposent également que la banque assure la demande de retraits de ses déposants sur la base du « premier arrivé, premier servi » (contrainte de service séquentielle), et que la banque rembourse toujours sa dette extérieure, ce qui élimine la possibilité de panique des créanciers étrangers (cette hypothèse est abandonnée plus loin). Pour que la dernière hypothèse tienne, la banque doit limiter la liquidation de son investissement à long terme à l^+ en $t = 1$.

$$l^+ = (r_2 \tilde{i}_2 - d) / r_2 \quad (2.27)$$

Dans cette configuration économique et financière, les résidents domestiques sont face à une décision stratégique sur le choix du moment où retirer leurs dépôts. Il existe en effet deux cas de figure :

- dans le bon équilibre (de non crise), seuls les déposants impatientes ayant réellement besoin de liquidité retirent leurs dépôts en $t = 1$. La banque répond de façon séquentielle à cette demande de dépôts, en premier lieu en empruntant à l'étranger, et en deuxième lieu en liquidant une partie de ses investissements à long terme en $t = 1$.
- dans le mauvais équilibre (de crise ou de *run*), tous les déposants tentent de retirer leurs dépôts en $t = 1$ en anticipant que les autres feront de même. La panique des déposants, aboutissant à une crise d'illiquidité bancaire, devient alors la stratégie optimale pour un déposant individuel, lorsque la valeur liquidée des actifs bancaires reste insuffisante en $t = 1$ pour couvrir ses engagements potentiels à court terme, soit si

$$z^+ \equiv \tilde{c}_1 - (\tilde{d}_1 + r_1 l^+) > 0 \quad (2.28)$$

Suite à la ruée sur les dépôts bancaires, la banque annonce le défaut de ses dettes envers les déposants domestiques. Le mécanisme de dépôts bancaires, initialement mis en œuvre afin d'assurer l'allocation sociale optimale, crée donc un problème d'illiquidité qui peut générer l'occurrence de crises financières. Notons également que comme dans les autres modèles avec équilibres multiples, le passage d'un équilibre à l'autre, autrement dit l'origine exacte du changement soudain des anticipations des déposants, reste indéterminé.

Dans le scénario précédent, les créanciers étrangers de la banque domestique ne participent pas à la panique bancaire, étant donné qu'ils sont toujours sûrs d'être remboursés par la banque domestique. Supposons maintenant un autre scénario dans lequel la banque ne parvient pas toujours à garantir le paiement de sa dette externe en raison de ses moyens financiers liquides devenus insuffisants suite à un *run* bancaire domestique. Une panique des créanciers étrangers peut ensuite avoir lieu, comme une panique des déposants domestiques. En effet, le changement d'anticipations qui conduit à ce mauvais équilibre, peut inciter les créanciers étrangers de la banque domestique à ne plus lui renouveler leurs lignes de crédit en $t = 1$. Cette incapacité de la banque domestique à emprunter auprès des créanciers étrangers, $\tilde{d}_1 = 0$, réduira la valeur des actifs bancaires liquides et mobilisables, la rendant ainsi davantage vulnérable aux ruées bancaires. De plus, si les créanciers étrangers décident non seulement d'arrêter l'octroi de leurs prêts en $t = 1$, mais aussi de se faire rembourser en $t = 1$ leurs prêts octroyés en $t = 0$ \tilde{d}_0 , la valeur des actifs bancaires liquides sera encore plus réduite, ce qui accroîtra davantage la vulnérabilité de la banque aux ruées bancaires.

$$z^a \equiv \tilde{c}_1 - r_1 l^a = \tilde{c}_1 - (r_1 \tilde{i}_2 - (r_1 / r_2) \tilde{d}_0) > 0 \quad \text{avec } \tilde{l}^a = \tilde{i}_2 - \tilde{d}_0 / r_2 \quad (2.29)$$

Chang et Velasco (1998, 2001) examinent ensuite l'effet de la libéralisation financière interne (*via* une baisse des réserves obligatoires ou une concurrence bancaire accrue) et externe (à travers une hausse des entrées de capitaux étrangers, notamment à court terme, ainsi qu'une hausse de la dette à court terme du secteur bancaire) sur l'exposition au risque d'une crise de liquidité bancaire.³¹ Les auteurs affirment que la libéralisation financière interne assure une certaine croissance initiale d'efficacité du système financier, grâce à la hausse de la concurrence bancaire au niveau domestique. En revanche, cette même concurrence accrue, qui contraint les banques à offrir davantage de profit aux déposants afin de ne pas perdre leur part de marché, diminue leur rentabilité et augmente dans un second temps la fragilité de l'ensemble des banques domestiques, ainsi que le risque d'une ruée bancaire.

Quant à la libéralisation financière externe favorisant des entrées de capitaux à court terme, elle facilite l'endettement à l'étranger de la banque domestique avec des plafonds de crédits plus élevés d , ce qui conduit à une plus grande dette externe contractée en $t = 0$. Si l'échéance de cette dernière est courte (doit être renouvelée ou remboursée en $t = 1$), la vulnérabilité des banques, d'une part, à un arrêt des crédits étrangers, et d'autre part, à une ruée bancaire au niveau domestique, augmente. Lorsque les engagements à court terme de la banque, incluant la demande de dépôts des résidents et la dette externe à court terme, dépasse la valeur liquidée de son investissement à long terme, une ruée bancaire se déclenche et les entrées de capitaux se renversent.

³¹ Chang et Velasco (1998, 2001) analysent également les effets des cycles de boom-récession (*boom-bust cycle*) sur les marchés d'actifs, d'une hausse soudaine et imprévue du taux d'intérêt international de référence en $t = 1$ (choc exogène) ou d'une subvention publique et d'une garantie publique implicite (distorsions structurelles) sur les décisions d'investissements à long terme de la banque domestique. Ils trouvent que la combinaison des distorsions structurelles avec les chocs défavorables exogènes peuvent entraîner une crise financière, confirmant ainsi l'idée avancée par l'approche fondamentaliste. En revanche, contrairement à l'approche fondamentaliste, ils démontrent que cette combinaison ne crée pas de déséquilibres économiques et financiers (surinvestissement et/ou hausse excessive des prix d'actifs), mais l'illiquidité financière qui provoque une crise financière.

$$z^b \equiv \tilde{c}_1 + \tilde{d}_0 - r_1 \tilde{i}_2 > 0 \quad (2.30)$$

La panique autoréalisatrice des crédateurs, liée à la crainte de non remboursement de leurs prêts, est alors une fonction croissante de la grandeur de la dette externe de la banque domestique et des fragilités bancaires incitées par la libéralisation financière interne et externe qui contribue à l'accélération des entrées de capitaux étrangers dans le marché domestique. Il convient de préciser que comme dans les modèles de deuxième génération, des équilibres multiples se manifestent, ici, lorsque l'illiquidité du système bancaire (fondamental financier) se situe dans une zone intermédiaire de crise (zone de danger). Un changement brusque d'anticipations des crédateurs étrangers, de l'équilibre de non crise à l'équilibre de crise, suite à un choc exogène par exemple, entraîne l'arrêt des crédits aux banques domestiques et ensuite une ruée des déposants domestiques sur les dépôts bancaires. La crise de liquidité bancaire autoréalisatrice qui en résulte génère des sorties de capitaux, provoquant alors des pressions sur la dépréciation de la monnaie domestique. En effet, comme précisé par Chang et Velasco (1998, 2000a), pour qu'une ruée bancaire produise une crise de change dans cet environnement économique préalablement défini, il faut que le Gouvernement ait opté pour un régime de change fixe et que la Banque centrale se comporte en tant que prêteur en dernier ressort en renflouant la ou les banques domestiques en difficultés financières qui subissent un retrait massif de dépôts en $t=1$. Ici, le renflouement par la Banque centrale qui implique une baisse de ses réserves de change, évite l'insolvabilité du système bancaire, mais entraîne l'occurrence d'une crise de change.³²

³² Dans une série d'articles qui examinent le rôle du prêt octroyé par le prêteur international en dernier ressort (PIDR) dans la gestion et prévention des crises de change de troisième génération, Bastidon, Gilles et Huchet (2007, 2008a, 2008b) affirment que ce prêt « ne constitue une solution si et seulement si le PIDR bénéficie d'informations fiables relatives aux marchés financier et bancaire domestiques afin d'assurer, parallèlement à sa fonction macroéconomique traditionnelle, une fonction microéconomique de prêts sélectifs à des banques individuelles ». La sélectivité de renflouement (seulement des banques solvables) est alors la clé de la réussite d'une opération de sauvetage administrée par le prêteur en dernier ressort au niveau national ou international.

Formalisons les propos de Chang et Velasco (1998, 2000a) : le rôle de prêteur en dernier ressort de la Banque centrale dans un régime de change fixe la contraint de prêter un montant illimité de monnaie domestique à la banque qui fait face une demande de retraits de dépôts de plus de λ résidents en $t=1$. En octroyant un « crédit d'urgence » de ce type, la Banque centrale qui évite la faillite de la banque domestique, obtient le contrôle de l'investissement à long terme de la banque domestique \tilde{i}_2 en $t=1$, mais assume également le remboursement du stock de la dette externe de la banque en $t=2$. Les déposants ayant obtenu leurs retraits s'adressent ensuite à la Banque centrale afin d'échanger leurs avoirs en monnaie domestique contre la monnaie étrangère à la parité fixée. La Banque centrale répond à cette attaque spéculative en mobilisant son stock de réserves internationales et en liquidant son investissement à long terme jusqu'à la limite de \tilde{l}^+ (montant nécessaire pour rembourser le stock de dette externe) au-delà de laquelle elle stoppe la vente de monnaie étrangère et la crise de Balance des paiements se déclenche. Notons néanmoins que la crise de change peut être évitée si la Banque centrale parvient à emprunter auprès d'autres Banques centrales.³³

2.1.2.1. La critique du modèle de Chang et Velasco (1998, 2000a, 2001) et de l'approche de panique

Chang et Velasco (1998, 2000a, 2001) expliquent l'occurrence d'une crise financière, liée au problème d'illiquidité financière, par les anticipations autoréalisatrices des déposants domestiques et/ou des créanciers étrangers. L'illiquidité financière ou bancaire définie comme une situation où les actifs du système bancaire sont insuffisants pour couvrir ses engagements à court terme,

³³ Ici, l'idée générale est que protéger le système bancaire d'une crise systémique et maintenir un régime de change fixe sont deux politiques incompatibles. Le renflouement des banques domestiques et/ou le maintien des taux d'intérêt domestiques afin d'éviter l'effondrement du système bancaire entraîne une expansion monétaire qui réduit à son tour le stock limité de réserves internationales. Le déclenchement d'une crise financière ou d'une crise de change est alors lié au poids accordé à ces deux objectifs (interne et externe).

résulte de la fonction traditionnelle de transformation de maturité des banques qui investissent pour des projets à long terme, alors que leurs passifs sont en général à court terme. Ceci est une source de vulnérabilité financière aggravée par les efforts de la libéralisation financière interne et externe qui augmente la concurrence bancaire au niveau domestique et favorise l'entrée de capitaux étrangers. Ce contexte économique et financier sans supervision prudentielle adéquate qui facilite l'endettement externe des banques domestiques les rend vulnérable aux ruées bancaires et/ou aux retraits de capitaux. Il suffit alors un changement brusque des anticipations des déposants domestiques ou des créanciers étrangers pour que survienne une crise financière autoréalisatrice. Si la Banque centrale fournit un crédit d'urgence aux banques domestiques en cas de ruées afin de protéger le système de paiements, la crise financière peut engendrer une crise de change dans une économie optant pour un régime de change fixe.

Ce cadre d'analyse démontre, d'une part, la défiance généralisée des agents économiques privés, donnée nécessaire à la compréhension du phénomène de contagion d'une crise locale vers les économies voisines ou les marchés financiers mondiaux, et d'autre part, la propagation de la crise financière sur la sphère réelle de l'économie, contrairement à l'approche fondamentaliste qui reste plutôt muette sur l'aspect réel de la crise. Même si les répercussions négatives de la crise de change sur la sphère réelle ne sont pas véritablement formalisées, nous pouvons indiquer que la difficulté financière (illiquidité) des banques domestiques les obligent à couper leurs lignes de crédit au secteur non financier, ce qui peut entraîner la faillite de nombreuses entreprises et la crise de liquidité bancaire se transforme en une crise économique globale que même le renflouement de la Banque centrale ne peut éviter, puisque les moyens financiers publics sont, eux, aussi limités. La contraction économique aggrave à son tour les crises bancaire et de change déjà déclenchées.³⁴

³⁴ La succession de ce type d'événements (d'une crise d'illiquidité bancaire à une crise de change et puis à une crise économique globale qui amplifie les effets de la crise financière) est appelée « boucles autoaggravantes » par Artus (2000) et Cartapanis (2004).

Dans ce sens, cette approche apporte des fondements opposés, mais aussi des compléments théoriques à l'analyse précédente, qui nous permettent d'ailleurs d'illustrer la soudaineté de la crise financière turque de 2000-2001, ainsi que les conséquences des crises bancaire et de change sur le secteur réel de l'économie (forte chute de production d'environ 7%).

Sur le plan général, ce type de modèle qui insiste sur le caractère autoréalisateur des crises s'approche alors des modèles de crise de deuxième génération (Obstfeld, 1994, 1997). Comme dans les modèles de crise de deuxième génération, la crise survient, lorsque la vulnérabilité financière (illiquidité bancaire) se trouve dans un état intermédiaire (zone de danger) entraînant une multiplicité d'équilibres propice à la manifestation des crises financières et/ou de change autoréalisatrices. Les déposants et les créanciers déclenchent alors, par simple changement d'anticipation, une crise financière qui ne serait pas survenue dans le cas contraire. L'économie peut donc passer d'un équilibre où la ruée bancaire (ou l'arrêt de crédits) est peu probable à un équilibre où elle devient fortement probable. Le changement d'équilibre reste néanmoins imprécis comme dans les modèles de deuxième génération. Un choc exogène tel que les tâches solaires qui coordonnent les anticipations de crise des opérateurs est d'ailleurs étudié dans Chang et Velasco (2000b). Toutefois comme le souligne Jeanne (1997, 2000), la justification empirique de l'existence d'équilibres multiples reste difficile à démontrer.

Notons qu'il existe une troisième catégorie de modèles théoriques, traitée dans la prochaine sous-section, qui met en avant la dégradation des bilans des entreprises dans un contexte d'équilibres multiples rendant possible l'occurrence de crises autoréalisatrices comme dans l'approche de panique. Toutefois, la fragilité financière qui est formalisée en dehors du système bancaire, est associée à un fort effet de levier et à une hausse de l'endettement en devises des entreprises domestiques.

2.1.3. L'approche des effets de bilans : endettement externe excessif et crise financière autoréalisatrice

Cette approche introduite dans la littérature par Krugman (1999) est ensuite suivie par une série de modèles formalisés par Aghion et al. (2000, 2001a, 2001b). Krugman (1999) insiste sur le fait que les approches précédentes ne parviennent pas à effectuer un dessin complet de la crise asiatique, notamment concernant sa violence et sa sévérité, même s'ils en expliquent quelques aspects importants. Il affirme que ces approches précédentes ignorent ou omettent, d'une part, le rôle des bilans des entreprises dans le déclenchement et/ou l'aggravation d'une crise financière et, d'autre part, le rôle des sorties de capitaux dans la dépréciation de la monnaie domestique. De plus, la contagion de la crise thaïlandaise de 1997 ou encore de la crise russe de 1998 à des pays sans véritables liens économiques (commerciaux ou financiers) pousse Krugman à admettre pour la première fois (ce qu'il avait pourtant nié dans Krugman, 1996) l'existence des équilibres multiples se manifestant dans des pays vulnérables au pessimisme autoréalisateur des créanciers étrangers. Il met également l'accent sur les effets de la dégradation des bilans des entreprises suite à une dépréciation de la monnaie domestique, notamment en présence d'un grand stock de dette externe, sur le déclenchement, mais surtout sur l'aggravation d'une crise financière.

Partant, l'auteur adapte le mécanisme de « l'accélérateur financier » de Bernanke et Gertler (1989) au cas d'une économie ouverte, qui est associé à un effet de « transfert ». L'idée est que la capacité d'emprunt des entreprises qui finance leurs investissements est une fonction croissante de leur richesse correspondant à la valeur nette de leurs actifs. Ici, le scénario de crise peut être décrit ainsi : une perte brusque de confiance des créanciers étrangers entraîne une sortie nette de capitaux qui provoque une dépréciation réelle de la monnaie domestique. La dépréciation signifie alors le début de la crise de change dont les impacts ne restent pas limités au marché monétaire. En effet, la dépréciation contribue à la dégradation des bilans des

entreprises qui sont fortement endettées en monnaie étrangère. La diminution de leur richesse qui en résulte réduit alors leur capacité d'endettement qui engendre successivement des baisses de l'investissement et de la production dans l'économie domestique, ce qui diminue à son tour davantage la capacité d'emprunt des firmes et aggrave la dépréciation de la monnaie domestique qui touche cette fois-ci des entreprises moins endettées (contagion), créant un cercle vicieux. Ce schéma de crise confirme alors *ex post* la perte de confiance initiale des prêteurs étrangers.

Krugman (1999) considère une petite économie ouverte qui produit le même bien à chaque période en utilisant capital K et travail L selon une fonction de production G de type Cobb-Douglas :

$$y_t = G(K_t, L_t) = K_t^\alpha L_t^{1-\alpha} \quad (2.31)$$

Le capital qui a une durée de vie limitée à une période, est en effet issu de l'investissement de la période précédente. Il existe deux types d'agents domestiques privés dans cette économie : les travailleurs qui n'ont pas accès au marché de capitaux, consomment la totalité de leur revenu dans chaque période, contrairement aux entrepreneurs qui épargnent et investissent tout leur revenu (autrement dit, ils détiennent et créent le capital) dans le pays domestique et/ou à l'étranger. Le bien y produit dans cette économie n'est pas un substitut parfait des biens étrangers et l'élasticité de substitution entre biens domestique et étrangers est supposée égale à l'unité, avec une fraction μ de la consommation et de l'investissement consacrée aux biens étrangers (importations), et la fraction restante $1 - \mu$ dépensée pour le bien domestique.

Quant au reste du monde, (logiquement) supposé plus grand que l'économie domestique, il ne dépense qu'une part négligeable de son revenu pour le bien domestique. Avec une élasticité de substitution supposée égale à l'unité dans le reste

du monde, la valeur des exportations domestiques en termes de produits étrangers est exogène et fixée à X et sa valeur relative au produit domestique devient alors pX où p représente le taux de change réel. Selon les hypothèses décrites ci-dessus, la condition d'équilibre dans le marché domestique peut s'écrire avec I et C représentant respectivement les dépenses de l'investissement et de la consommation relatives au bien domestique :

$$y_t = (1-\mu)I_t + (1-\mu)C_t + p_t X = (1-\mu)I_t + (1-\alpha)(1-\mu)y_t + p_t X \quad (2.32)$$

A partir de l'équation (2.32), on déduit le taux de change réel (2.33) qui est une fonction décroissante de l'investissement anticipé.

$$p_t = \frac{(1-(1-\alpha)(1-\mu))y_t - (1-\mu)I_t}{X} \quad (2.33)$$

Quant à l'investissement des entrepreneurs, il est supposé limité par leur capacité d'emprunt (ou d'endettement) auprès de prêteurs, qui est une fonction de leur richesse initiale W . Plus précisément, les entrepreneurs ne peuvent emprunter que λ fois leur richesse où λ est une constante positive.

$$I_t \leq (1+\lambda)W_t \quad (2.34)$$

Cette richesse des entrepreneurs W est alors définie, avec la fonction de production y et sous l'hypothèse que le capital et l'investissement ont une durée de vie limitée à une période, comme suit :

$$W_t = \alpha y_t - D_t - p_t F_t \quad (2.35)$$

où D et F représentent les dettes nettes des entrepreneurs exprimées en termes de produits domestique et étrangers, respectivement (autrement dit libellées en monnaies domestique et étranger). Précisons que, d'après l'équation (2.35), les entrepreneurs domestiques disposent la totalité du capital domestique, mais aussi peuvent détenir des créances ou dettes étrangères.

Au vu des contraintes (2.34) et (2.35), les entrepreneurs domestiques prennent leurs décisions d'investissement en comparant le rendement réel de l'investissement domestique i avec le rendement réel de l'investissement étranger i^* . Dans ce sens, il faut que le rendement réel de l'investissement domestique soit au moins égal au retour de l'investissement étranger et/ou au coût de l'endettement à l'étranger, car au-delà les entrepreneurs n'emprunteront plus.

$$(1+i_t)(p_t / p_{t+1}) \geq 1+i^* \quad (2.36)$$

Il est enfin supposé que l'investissement ne peut pas être négatif :

$$I_t \geq 0 \quad (2.37)$$

Selon les hypothèses décrites ci-dessus, on peut résumer les caractéristiques de cette économie et appréhender alors le déclenchement d'une crise financière ; la capacité d'emprunt à l'étranger des entrepreneurs qui finance leurs investissements dépend de leur richesse qui est, à son tour, fonction de leur capacité d'emprunt et donc du niveau d'investissement agrégé dans l'ensemble de l'économie. Partant, un ralentissement des entrées de capitaux affectera négativement le taux de change réel selon l'équation (2.33), ainsi que les bilans des entreprises domestiques à travers la détérioration des termes de l'échange et la hausse de la dette libellée en devises selon l'équation (2.35). Ceci réduira ensuite la capacité d'endettement et le niveau

d'investissement domestique, accélérant la sortie de capitaux et le processus de la dépréciation de la monnaie domestique...

Soyons plus précis en considérant un contexte dans lequel les prêteurs étrangers accordent du crédit aux entrepreneurs domestiques en se basant sur leur évaluation subjective de la valeur des collatéraux procurés par ces entrepreneurs, liée à leur richesse courante. Etant donné qu'une partie de la dette externe des entrepreneurs est libellée en devises, la valeur des collatéraux dépend aussi du taux de change réel et du niveau d'emprunt (ou d'endettement) effectif. Quant au niveau effectif d'investissement, il dépendra de la capacité d'emprunt des entrepreneurs domestiques, autrement dit de l'estimation subjective des crédateurs sur la valeur de la richesse nette des entrepreneurs. On peut ainsi en déduire d'après (2.35) une relation richesse-investissement :

$$\frac{dW}{dI} = \frac{(1-\mu)F}{X} \quad (2.38)$$

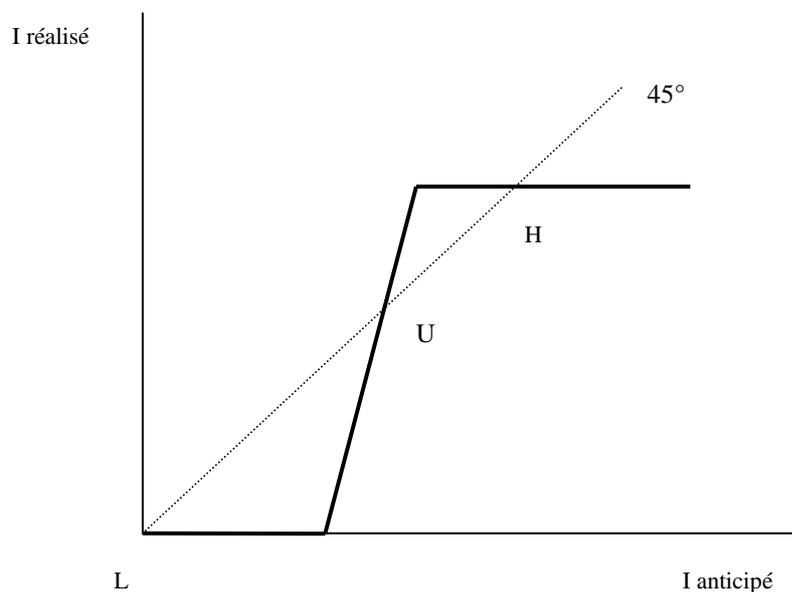
Ajoutons également qu'à l'équilibre d'anticipations rationnelles, le niveau d'investissement anticipé, implicite dans les offres de crédit octroyées, devrait être égal au niveau d'investissement effectif « finançable » I_f qui correspond à la capacité maximum d'emprunt des entrepreneurs selon la contrainte (2.34). On en déduit ainsi :

$$\frac{dI_f}{dI} = \frac{(1+\lambda)(1-\mu)F}{X} \quad (2.39)$$

Le ratio $\frac{dI_f}{dI}$ a un rôle stratégique dans le modèle de Krugman (1999). S'il est inférieur à l'unité, soit $\frac{dI_f}{dI} < 1$, une économie avec un rendement d'investissement

élevé ne subira pas de crise financière. En revanche, s'il est supérieur à l'unité, soit $\frac{dI_f}{dI} > 1$, il y aura une multiplicité d'équilibres et une perte de confiance des crédeurs entraînera alors une crise financière autoréalisatrice. Ce scénario peut être illustré sur le graphique ci-après.

Figure 2.1. Problèmes de transfert et effets de bilans : une crise financière autoréalisatrice



Source : Krugman (1999), p.468

Le niveau anticipé d'investissement se trouvant sur l'axe horizontal détermine, à travers les effets passant par le taux de change réel et les bilans des entreprises, le montant de crédit effectif à octroyer aux entreprises domestiques. Ce montant de crédit effectif permet alors de réaliser le niveau d'investissement effectif qui figure sur l'axe vertical du graphique. Quant aux points d'équilibres stables H et L , ils correspondent aux niveaux élevé et faible d'investissements réalisés, respectivement, alors que le point U qui correspond au niveau intermédiaire d'investissement réalisé, est le point d'équilibre instable (en raison du mécanisme de formation des

anticipations). Dans cette configuration, on a trois équilibres qui seront établis selon les anticipations autoréalisatrices des prêteurs lorsque $\frac{dI_f}{dI} > 1$:

- pour un niveau intermédiaire d'investissement anticipé, l'investissement est contraint par la limite sur l'emprunt, autrement dit par le financement disponible. Etant donné que U est le point d'équilibre instable, il est finalement écarté de l'analyse ;
- pour un niveau élevé d'investissement anticipé, l'investissement n'est plus déterminé par la contrainte de financement (2.34), mais par la condition de retour sur investissement (2.36) de sorte que l'investissement final se réalisera jusqu'au point H sur lequel les rendements domestiques et étrangers sont égalisés ;
- pour un faible niveau d'investissement anticipé, les créditeurs étrangers ne croient pas que les entreprises domestiques possèdent des collatéraux suffisants pour garantir le remboursement des prêts. L'arrêt et/ou la sortie de capitaux qui en résulte entraînera une dépréciation réelle de la monnaie domestique et ensuite la faillite des entreprises, validant ainsi *ex post* les anticipations initiales des prêteurs.

On a alors une interprétation de la crise asiatique que l'on peut représenter comme un passage brusque de H à L suite au pessimisme soudain (rationnel ou non) des prêteurs étrangers. Krugman insiste sur le fait que la vraie source de vulnérabilité dans cette économie est la fragilité financière qui est liée, conformément à l'équation (2.39), à un fort effet de levier, à une faible propension marginale à importer et à un ratio élevé dette externe (en monnaie étrangère)/recettes d'exportations. Le ratio $\frac{dI_f}{dI} > 1$ est alors la condition nécessaire afin qu'une crise financière puisse se déclencher.

En outre, Krugman ajoute que, malgré la perte de confiance des prêteurs, si les Autorités monétaires essaient de maintenir la parité fixe du taux de change à travers

la hausse des taux d'intérêt domestiques, cette politique devrait nécessairement engendrer une chute de la production domestique qui conduit, à son tour, à la faillite des entreprises fortement endettées. En effet, Krugman note qu'en maintenant la fixité du taux de change, la production sera déterminée par une sorte de multiplicateur quasi-keynésien. L'équation (2.32) se réécrit ainsi :

$$y = \frac{pX + (1-\mu)I}{1-(1-\alpha)(1-\mu)} \quad (2.40)$$

En introduisant (2.40) dans (2.35), on obtient :

$$\frac{dW}{dI} = \frac{\alpha(1-\mu)}{1-(1-\alpha)(1-\mu)} \quad (2.41)$$

Etant donné qu'une part α du revenu (investissement réalisé) est destinée aux profits des entrepreneurs, une diminution de l'investissement réduira leur richesse. On a de nouveau un cercle vicieux entre niveaux de l'investissement effectif et de l'investissement finançable :

$$\frac{dI_f}{dI} = \frac{(1+\lambda)\alpha(1-\mu)}{1-(1-\alpha)(1-\mu)} \quad (2.42)$$

L'équation (2.42) confirme à nouveau le rôle de l'effet de levier dans l'occurrence d'une crise. Elle démontre également les difficultés de gestion et/ou de prévention de ce type de crise financière, ce qui explique d'ailleurs en partie les raisons de la stratégie très critiquée du FMI dans la défense du taux de change par la forte hausse des taux d'intérêt domestiques qui a approfondi la contraction économique.

Aghion et al. (2000), suivant les propos du modèle de Krugman (1999), formalisent un modèle de crise de change et de crise financière qui surviennent dans une petite économie ouverte où les firmes domestiques ont une capacité d'emprunt limitée qui est une fonction croissante de leur richesse initiale. L'investissement des firmes, c'est-à-dire la production agrégée de l'ensemble de l'économie, est alors lié à leur capacité d'emprunt, donc à leur richesse. Ces entreprises peuvent s'endetter en monnaie domestique et étrangère, respectivement auprès de prêteurs domestiques et étrangers. Quant aux prêteurs (consommateurs) domestiques, ils ont besoin de monnaie afin d'effectuer leurs transactions. Leur demande de monnaie standard est une fonction croissante et décroissante, respectivement de la production domestique et du taux d'intérêt domestique. Partant, une hausse de la production et/ou une baisse du taux d'intérêt contribuent à une hausse de la demande de monnaie domestique ainsi que son appréciation. En revanche, une expansion monétaire et/ou une chute de la production engendrent une dépréciation de la monnaie domestique. Quels peuvent être alors les impacts d'un choc exogène non anticipé qui affecte le taux de change et le niveau de production domestique, étant donné que les prix des biens sont préétablis au début de chaque période ? Il peut en effet y avoir trois cas liés au stock de dette externe des entreprises :

- dans le « bon » équilibre, le stock de dette externe est faible et il n'y aura pas d'anticipations de dépréciation qui peut entraîner une chute de la production domestique ;
- dans le « mauvais » équilibre, le stock de dette externe est trop élevé et, une dépréciation anticipée provoquera une sévère crise financière entraînant la faillite de plusieurs firmes domestiques ;
- dans l'équilibre intermédiaire, le stock de dette se situe dans une zone de danger. Si les consommateurs anticipent une forte dépréciation, ils diminueront leur demande de monnaie domestique, ce qui conduira à sa dépréciation et ensuite à la faillite des entreprises, confirmant alors *ex post* leurs anticipations. Dans le cas contraire, la non anticipation d'une forte dépréciation ne provoquera pas de crise financière. La

crise survient alors lorsque la vulnérabilité, liée ici au stock de dette externe, se trouve dans un état intermédiaire entraînant une multiplicité d'équilibres propices à la manifestation des crises financières autoréalisatrices.

Enfin, Aghion et al. (2001b) reprennent leur modèle de 2000 en y ajoutant le rôle du système bancaire dans l'octroi du crédit aux entreprises domestiques et en endogénéisant le volume du crédit à accorder aux entreprises et la composition en devises de leurs dettes. On est toujours dans une petite économie ouverte où les prix des biens produits qui sont préétablis au début de chaque période ne peuvent pas s'ajuster à un éventuel choc exogène. C'est alors le taux de change nominal qui absorbera les impacts d'un tel choc : l'anticipation d'une forte dépréciation de la monnaie domestique qui en résulte augmentera la charge de dette en devises des entreprises qui réduiront ensuite leur production. La chute de leurs profits qui s'en suit diminuera leurs investissements entraînant une contraction économique. La fuite de la monnaie domestique s'accélèrera, provoquant encore la dépréciation de la monnaie domestique, et ainsi de suite.

2.1.3.1. La critique du modèle de Krugman (1999) et de l'approche des effets de bilans

Krugman (1999)³⁵ explique l'occurrence d'une crise de change de troisième génération par les anticipations autoréalisatrices des prêteurs étrangers. Il suffit alors d'un simple changement d'anticipations pour qu'une crise de change se déclenche. Bien que l'occurrence de la crise de change soit provoquée par les anticipations des prêteurs, c'est le stock de dette externe en devises des entreprises domestiques (fragilité financière) qui entraîne l'économie dans une zone de danger où les équilibres multiples peuvent se manifester. Dans ce sens, le modèle de Krugman s'approche du modèle de crise financière de Chang et Velasco (1998, 2001) résumé

³⁵ Voir également Krugman (2001) pour une version simplifiée du modèle de Krugman (1999).

dans la sous-section précédente. Le passage d'un équilibre de non crise à un équilibre de crise n'est pourtant toujours pas défini comme dans le modèle de Chang et Velasco (1998, 2001) ou encore comme dans d'autres modèles spécifiant les équilibres multiples.

Ces deux modèles partagent également, en partie, la même définition de la fragilité financière qui est associée au stock de dette externe en devises des entreprises dans Krugman (1999) et des banques dans Chang et Velasco (1998, 2001). L'approche de Krugman cherche alors à porter l'analyse de crise financière dans le secteur non financier en négligeant le rôle du système bancaire dans le déclenchement de la crise, contrairement aux deux approches précédentes. Pourtant, les trois approches insistent sur le rôle important des mouvements de capitaux, d'abord dans la montée des risques, puis dans le déclenchement de la crise financière.

La dernière caractéristique importante de l'approche des effets de bilans est le fait qu'elle formalise explicitement les répercussions réelles négatives qui succèdent à la crise de change, inexistantes dans l'approche fondamentaliste et vaguement traitées dans l'approche de panique. En effet, selon le scénario décrit par cette approche, la dépréciation de la monnaie domestique entraîne la dégradation des bilans des entreprises fortement endettées en devises, qui sont alors contraintes de réduire leurs investissements, étant donné que ces derniers sont une fonction croissante de leur capacité d'emprunt qui dépend à son tour de leur richesse. Dans le cadre de cette circularité, une dépréciation provoquée par le pessimisme brusque des prêteurs engendre en fin de compte la chute de la production et la faillite de plusieurs entreprises. Ceci explique d'ailleurs, selon Krugman (1999, 2001), l'absence de reprise des exportations juste après les dévaluations des monnaies asiatiques.

Après avoir résumé les grandes lignes des trois approches des crises de troisième génération, nous démontrons dans la section suivante les effets stylisés de la crise

financière turque de 2000-2001 qui nous semble porter les caractéristiques de ce cadre d'analyse.

2.2. La crise turque de 2000-2001

Avant d'analyser la crise et ses causes essentielles, nous résumons brièvement l'histoire de l'économie turque entre les deux crises et le programme de stabilisation de décembre 1999 qui a joué, selon nous, un rôle important dans la dégradation de la Balance extérieure et l'aggravation de la fragilité du système bancaire turc, causes principales de la crise de 2001.³⁶

2.2.1. L'économie turque entre les deux crises (1996-1999)

La mise en place des mesures à court terme prévues dans le programme de stabilisation signé avec le FMI le 5 avril 1994 a assuré une certaine stabilité au marché financier turc. Cependant, ce programme n'a achevé aucune de ses mesures d'ajustement structurel à moyen terme telles que les réformes du système de sécurité sociale et du système fiscal et l'implémentation du programme de privatisation des entreprises étatiques. Même si la croissance économique était de l'ordre de 6% au cours des deux années suivant la crise de 1994, les déséquilibres chroniques de l'économie turque n'ont pas été corrigés. Suite à la crise asiatique, et plus particulièrement à la crise russe, la Turquie a de nouveau enregistré un ralentissement économique en 1998 et 1999, d'où l'effet contagion.³⁷ La dévaluation des monnaies de ces pays a diminué la compétitivité/prix de la Turquie, et donc ses recettes d'exportation. Les crises successives dans les marchés émergents ont

³⁶ Voir Yeldan (2001), Parasiz (2002) et Ertugrul et Yeldan (2003) pour une analyse détaillée sur le rôle important du programme de désinflation dans le déclenchement de la crise, à travers la croissance de la vulnérabilité extérieure et l'aggravation de la fragilité du système bancaire turc.

³⁷ Voir Binay et Salman (1998) et Akcay et Zenginobuz (2001) pour une étude amplifiée qui examine l'effet contagion des crises asiatique et russe sur l'économie turque.

également contribué à une défiance généralisée des opérateurs envers ces marchés et un afflux de capitaux vers les pays développés (*flight to quality*). La Turquie n'a pas été épargnée par cette vague : il y a eu une forte sortie de capitaux (10,5 milliards de dollars), l'indice boursier a enregistré une forte chute, notamment après la crise russe d'août 1998 et la Banque centrale a perdu 5 milliards de dollars fin août. Les taux d'intérêt ont enregistré une importante hausse, ce qui a contribué au transfert de trois banques (Turkbank, Bank Ekspres et Interbank) au Fonds d'Assurance de Dépôt d'Épargne (FADE). Le secteur bancaire a diminué l'octroi du crédit aux ménages et aux entreprises qui ont réduit à leur tour leurs dépenses et investissements, entraînant une chute de production fin 1998.

Au cours du deuxième semestre de 1998, la Turquie a mis en œuvre un plan de stabilisation avec le FMI (*Staff Monitored Program*) centré sur le redressement du solde budgétaire et l'augmentation de l'exportation par des subventions aux entreprises exportatrices. Partant, la croissance du PIB a retrouvé son trend croissant à partir du second trimestre de 1999, malgré l'incertitude politique continue. Cependant, suite au séisme du 17 août 1999 l'économie turque a replongé dans la récession en enregistrant une chute de 7,3% du PNB fin 1999. Dans un environnement économique décroissant et dans des conditions financières contractées, le FADE a pris le contrôle de cinq banques supplémentaires (Yasarbank, Ege Bank, Yurtbank, Esbank et Sumerbank) à la fin de l'année.

Fin 1999, l'économie turque se caractérisait par une inflation chronique, le ralentissement de l'activité économique, des difficultés importantes dans la structure financière et bancaire, et des déséquilibres économiques domestiques insoutenables : dette publique de plus de 70% du PIB et besoin de financement public de 16% du PIB. Ce contexte a conduit les Autorités politiques à signer un « nouveau » programme de stabilisation basé sur le régime de change fixe (*exchange-rate-based*

stabilization program) avec le FMI en décembre 1999.³⁸ Le programme a eu un succès initial pendant les dix premiers mois, mais l'appréciation inévitable de la livre et le creusement du déficit du Compte courant dans le cadre du régime de change fixe, le ratio très élevé de la dette publique et bancaire à court terme libellée en devises ont contribué à une nouvelle crise jumelle à partir de novembre 2000. Nous pouvons affirmer que le programme a diminué le taux d'inflation, mais au prix de l'accentuation de la fragilité du système bancaire et de la hausse de la vulnérabilité extérieure de l'économie.

2.2.2. Le programme de stabilisation de décembre 1999

La Turquie est entrée dans le nouveau millénaire avec un programme de stabilisation sur trois ans (2000-2002), ancré sur un panier de devises et soutenu par des crédits stand-by du FMI. L'objectif principal de ce programme a été de rabaisser le taux d'inflation chronique marquant les trois dernières décennies du 20^{ème} siècle de l'économie turque, d'abord à 25% en 2000, puis à 12% en 2001 et enfin à 7% en 2002, et ainsi d'assurer une croissance économique soutenable. Pour ce faire, trois éléments ont simultanément été encadrés dans le programme :

- un régime de change ancré sur un panier de devises composé de 1 dollar + 0,77 euro (ancrage nominal glissant) ;
- une politique monétaire et budgétaire restrictive ;
- des réformes structurelles, en particulier dans le secteur bancaire et le système de sécurité sociale.

Dans le cadre du programme, la cible d'inflation a été liée à l'évolution du taux de change, pré-annoncée pour une période de dix-huit mois dans l'objectif de rompre

³⁸ Il s'agissait du dix-septième accord signé avec le FMI depuis l'accession de la Turquie au Fonds en avril 1947. Ce long processus d'accords avec le FMI a commencé en janvier 1961 et continue encore jusqu'à ce jour.

l'inertie inflationniste des trois dernières décennies. Le programme a prévu une dépréciation de 20% de la livre turque contre le panier de devises, égal à l'augmentation anticipée de l'indice des prix de gros pendant la même période (25% pour l'augmentation ciblée de l'indice des prix à la consommation). A partir de juillet 2001, un régime de change plus flexible a été prévu avec l'introduction progressive d'une bande de change ($\pm 7,5\%$), constituant la « stratégie de sortie » du régime d'ancrage. Cette stratégie de sortie était nécessaire pour le renforcement du programme si l'on considère les anciennes expériences, notamment latino-américaines, soutenues par le FMI. Pourtant, elle portait en même temps un risque d'attaque spéculative : un échec dans l'atteinte de l'objectif d'inflation pré-annoncé aurait pu entraîner les anticipations d'une dépréciation engendrant ainsi des attaques spéculatives contre la livre avant la date de sortie du système, afin d'éviter des pertes d'une éventuelle dévaluation. D'ailleurs, c'est ce qui s'est produit en février 2001.

De plus, alors que deux conditions étaient requises pour assurer le succès d'une telle stratégie, aucune n'était réunie en Turquie au moment de sa mise en œuvre. D'une part, le pays aurait dû disposer de réserves de change considérables afin de pouvoir repousser les inévitables attaques spéculatives que l'ancrage nominal entraîne. Or, ces réserves étaient à peine supérieures à 20 milliards de dollars, soit moins que la dette externe à court terme du pays et peu par comparaison aux flux de capitaux de portefeuille entrant et sortant. D'autre part, le taux de change initial aurait dû être compétitif, faute de quoi l'appréciation réelle qu'implique mécaniquement l'ancrage allait conduire à des pertes de parts de marchés extérieures et à une progression très rapide des importations. Or, le taux de change réel de la livre turque était déjà surévalué avant la décision de l'ancrage. Autrement dit, la stratégie économique était bien réfléchie, mais elle s'appuyait sur des bases trop fragiles pour pouvoir tenir, si l'on prend aussi en considération la fragilité du système bancaire turc.

A travers une politique budgétaire rigoureuse, les Autorités politiques se sont engagées à restreindre les dépenses publiques et à augmenter les recettes de taxes

dans l'objectif d'avoir un excédent primaire (le solde budgétaire moins les charges d'intérêt sur la dette de l'État) de 3,9% du PIB en 2000, afin de pouvoir diminuer la charge de l'endettement sur le budget. Partant, le Gouvernement acceptait donc que la principale raison de l'inflation chronique résultait des déficits publics (7,5% du PIB en moyenne annuelle entre 1994 et 1999) et de leur mode de financement.³⁹ En effet, l'inflation chronique élevée était plus précisément le produit de la multiplication d'activités quasi-budgétaires, activités ayant une nature budgétaire mais étant menées en dehors du cadre budgétaire, *i.e.* un certain nombre de dépenses pour soutenir certains secteurs (principalement la défense nationale et la solidarité sociale) par l'intermédiaire de fonds extrabudgétaires. De même, le Gouvernement soutenait l'activité de certains secteurs (par exemple l'agriculture) par l'intermédiaire de banques publiques chargées de fournir des financements à des taux subventionnés. En outre, ces activités quasi-budgétaires ont également permis le financement de certains projets de réseaux proches de l'État, ce qui a davantage poussé les déficits publics.

Du côté de la politique monétaire, le programme a limité l'expansion monétaire aux changements de position nette en devises de la Banque centrale en déterminant une limite plafond pour ses actifs domestiques nets à son niveau de décembre 1999 (~1,750 milliards de dollars). La croissance monétaire n'était donc possible qu'avec les entrées de capitaux étrangers dans le marché domestique, donnant un caractère de « *Currency Board* »⁴⁰ au programme de stabilisation turc. Les besoins de liquidité de l'économie domestique auraient alors été compensés par l'afflux du crédit étranger, en grande partie à court terme. La Banque centrale s'est également engagée à ne pas

³⁹ Voir Cizre-Sakallioglu et Yeldan (1999), Akcay, Alper et Ozmucur (2001), Kibritcioglu (2001b, 2004), Nas et Perry (2001), Leigh et Rossi (2002), Parasiz (2002) et Domac (2004) entre autres, pour une analyse détaillée des raisons de l'inflation chronique dans l'économie turque.

⁴⁰ En effet dans le système de *Currency Board* (Conseil monétaire ou Caisse d'émission) la politique monétaire est partagée entre la Banque centrale et le Conseil monétaire qui détermine l'offre de monnaie dans l'économie. En revanche, cette séparation des tâches n'a pas eu lieu dans l'exemple turc.

stériliser les entrées de capitaux. Dans ce sens, la liquidité disponible dans l'économie aurait été gérée par les taux d'intérêt : un taux d'intérêt élevé aurait attiré les flux de capitaux, alors qu'une liquidité excessive aurait réduit le taux d'intérêt et donc les flux de capitaux. Selon nous, cette politique était le maillon faible du programme. D'ailleurs, la crise de novembre 2000 l'a confirmé.

Les réformes structurelles ont constitué le dernier pilier du programme de stabilisation. Dans ce contexte, certaines mesures ont été prévues pour améliorer le système bancaire : renforcer le contrôle et la supervision du secteur bancaire avec la création d'un organisme indépendant, l'Agence de Régulation et de Supervision Bancaire (ARSB), et améliorer le système de contrôle interne des banques. En outre, afin de réduire le risque de change des banques dans le cadre du régime d'ancrage, une limite de 20% a été fixée pour leur position courte en devises. Les banques qui dépassaient cette limite, devaient déposer 8% de réserves obligatoires à la Banque centrale. Le ratio des réserves obligatoires a été monté à 100% en juin 2000, ce qui montrait qu'il n'y avait aucun intérêt pour les banques à dépasser cette limite de position courte de 20%. Les réformes du système de sécurité sociale, la rationalisation des politiques agricoles, l'amélioration de la gestion fiscale et la privatisation des entreprises étatiques (Turkish Airlines et Turk Telekom étant deux éléments majeurs du projet de privatisation) constituaient les autres réformes structurelles du programme qui a été complété par une politique de revenus. Selon cette dernière, la hausse des salaires et des loyers a été restreinte à 25%, ce qui équivalait à la hausse de l'indice des prix à la consommation. Partant, les Autorités entendaient renforcer le programme en rompant les anticipations d'inflation des agents économiques.

2.2.3. Les signaux de la crise

La mise en place du programme de stabilisation a trouvé un écho assez favorable chez les agents économiques domestiques et étrangers. Les flux de capitaux, en grande partie à court terme pour les investissements de portefeuille, se sont accélérés vers l'économie turque (autour de 15 milliards de dollars en octobre 2000 selon Boratav, 2001).⁴¹ Cette hausse de l'entrée de capitaux non stérilisée par la Banque centrale a accru à son tour la liquidité domestique et a alors réduit remarquablement les taux d'intérêt (de plus de 100% en décembre 1999 à 35-40% en janvier 2000) poussant l'accélération du crédit domestique des banques (croissance réelle du crédit domestique supérieure à 30%), en particulier à la consommation (de 1,5 milliard de dollars fin décembre 1999 à 6,6 milliards de dollars en octobre 2000). Est alors apparu un *boom* de consommation, qui avait été reportée en raison de l'inflation chronique élevée, en particulier pour des biens durables et semi-durables. Cette forte demande a entraîné une croissance économique de 7,4% du PIB en 2000 après le fort déclin d'environ 5% l'année précédente, mais a influencé de façon négative la chute de l'inflation et l'équilibre extérieur. La diminution des taux d'intérêt a également influencé de manière positive l'équilibre budgétaire en allégeant la charge de la dette publique.

Cependant, la rigidité de l'inflation à la baisse, due à la forte diminution des taux d'intérêt, à la forte hausse de la consommation et aux salaires dépassant la cible d'inflation de 25%, a entraîné la surévaluation de la livre turque d'environ 14% par rapport à la parité pré-annoncée du taux de change fixe, ce qui a détérioré à son tour

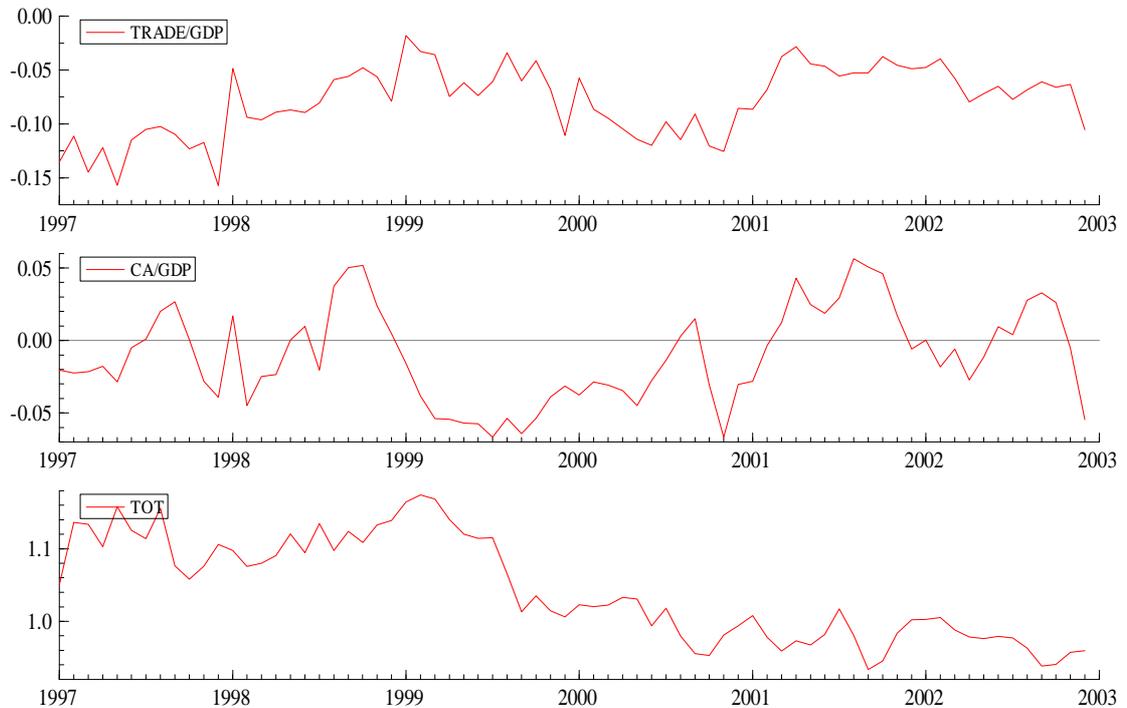
⁴¹ Lorsqu'un investisseur étranger investit dans un autre pays que le sien, il calcule le retour de son investissement en fonction du risque-pays. La prime de risque est composée de deux facteurs de risque : risque de défaut (*sovereign risk*) et risque de taux de change. Le programme basé sur le taux de change diminue relativement le risque de taux de change et également le risque de défaut quand il est accompagné de mesures de politique fiscale et budgétaire et/ou de réformes structurelles (cas de la Turquie). Partant, avec la prime de risque réduite l'entrée de capitaux s'accélère dans le pays comme dans l'exemple turc. L'entrée de capitaux réduit alors les taux d'intérêt qui diminuent à leur tour le risque de défaut, étant donné que le pays peut emprunter à un coût plus faible, et pousse davantage les nouvelles entrées de capitaux dans le marché domestique.

la Balance commerciale (déficit de 27 milliards de dollars fin 2000, soit une hausse de 90% par rapport à l'année précédente) et la Balance courante (déficit de 9,8 milliards de dollars, soit 4,9% du PIB ou 50% du stock des réserves de changes de la Banque centrale). L'appréciation de la livre contre les autres monnaies a diminué la compétitivité/prix du pays, limitant ainsi ses recettes d'exportations dont l'augmentation n'était que de 3% (la hausse de l'importation avait dépassé 33% dans la même période). En outre, le ralentissement global de l'économie mondiale et les chocs des termes de l'échange de -8,4% résultant en grande partie de la forte hausse des prix de pétrole⁴² et de l'appréciation du dollar contre l'euro, ont également joué un rôle important dans l'aggravation du déficit du Compte courant. En effet, dans le programme, le déficit du Compte courant n'avait été prévu que de 1,5-2% du PIB. Ce fort décalage entre le déficit prévu et le déficit réalisé a créé, à partir de fin septembre, des doutes chez les opérateurs internationaux sur la viabilité du programme de stabilisation.

Cette situation n'aurait pu continuer qu'avec de nouvelles entrées de capitaux étrangers qui dépendaient de la soutenabilité du programme. Néanmoins, la hausse du ratio dette externe à court terme/réserves internationales supérieur à 150%, associée à l'échec à atteindre certains objectifs comme les revenus de la privatisation et la cible d'inflation anticipée dans le programme, a augmenté les tensions sur le marché financier turc. Les investisseurs internationaux sont alors devenus de plus en plus réticents à renouveler leurs lignes de crédits, ce qui a accru les taux d'intérêt domestiques et leur volatilité.

⁴² Selon le Rapport annuel (2000) de la Banque centrale, la hausse des prix du pétrole et du gaz correspond à la hausse de 31% des dépenses d'importations en 2000.

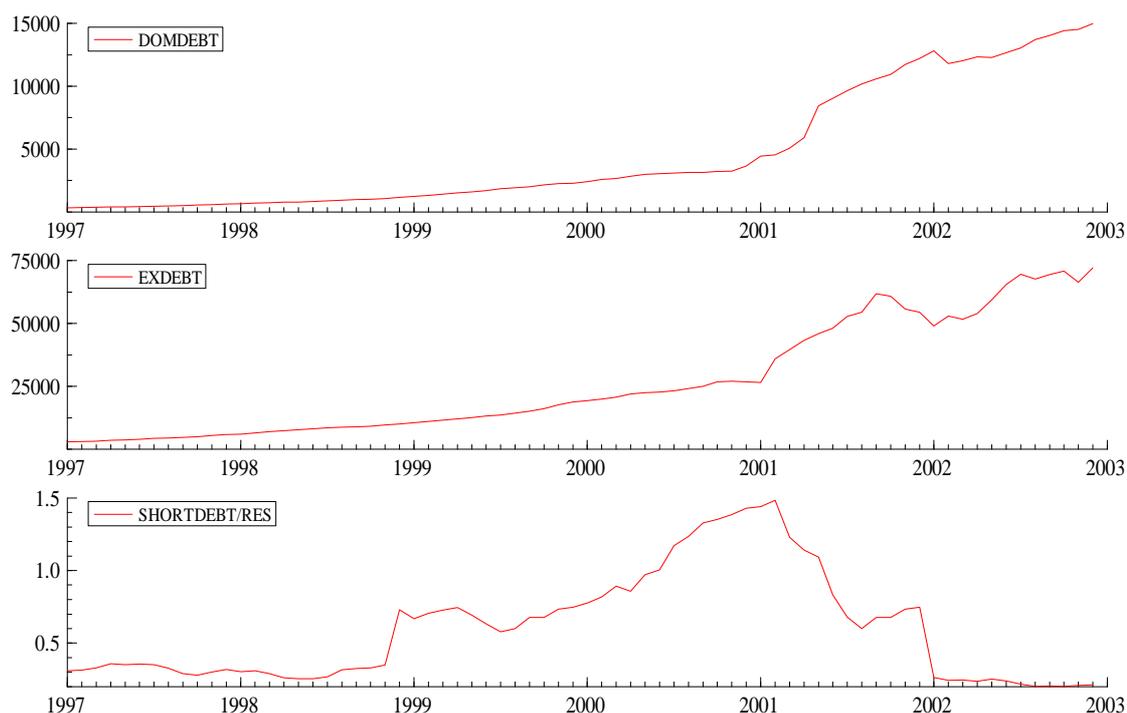
Figure 2.2. Balances commerciale (TRADE/GDP) et courante (CA/GDP) et les termes de l'échange (TOT)



Fin octobre, il est devenu évident que le programme n'attendrait pas ses objectifs d'inflation : l'indice des prix à la consommation et l'indice des prix de gros allaient dépasser de 14% et de 13%, respectivement, les taux ciblés. Comme l'affirme Uygur (2001), ces ratios n'auraient pas dû être négligés, car dans le cas de la crise mexicaine de 1994, le peso s'était apprécié de 13,1%, de même dans le cas des crises asiatiques, les monnaies s'étaient appréciées entre 12,1% et 17,7% dans une période de deux ans avant la crise. D'autre part, le non transfert de la deuxième tranche de crédits par le FMI, dû au non respect des conditions de l'accord de stand-by, en particulier dans la réalisation des réformes structurelles, a aggravé la défiance des opérateurs non résidents vis-à-vis du programme.

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. Début novembre 2000, le 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, qui était la sixième grande banque du pays et l'associée d'Etibank. Ces rumeurs ont accru les tensions sur le marché financier turc, poussant davantage les taux d'intérêt à la hausse mi-novembre, fragilisant notamment les banques ayant un grand stock de titres publics (risque de liquidité).

Figure 2.3. La charge des dettes domestique (DOMDEBT) et externe (EXDEBT) en millions de TL et le ratio dette externe à court terme sur réserves internationales (SHORTDEBT/RES)



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 d'année. Ceci a accéléré la demande de monnaie domestique et étrangère, ce qui a encore augmenté les taux d'intérêt, fragilisant davantage les banques illiquides. Ces

dernières ont donc commencé à vendre à perte leurs titres (*distress sales*). 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 sont montés en flèche (taux d'intérêt au jour le jour autour de 4000%) et les non résidents ont commencé à échanger leurs actifs en monnaie domestique contre dollar, diminuant ainsi le stock de réserves de la Banque centrale de 5,2 milliards de dollars. 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 renfloué les banques illiquides (prêteur en dernier ressort) en suspendant son engagement en tant que Conseil monétaire.

Pourtant, les opérateurs n'ont été rassurés que le 6 décembre avec la Facilité de Réserve Supplémentaire⁴³ du FMI d'un montant de 7,5 milliards de dollars. Le même jour, le FADE a pris le contrôle de Demirbank, l'une des sources essentielles des problèmes de liquidité du système bancaire turc. Le Gouvernement a également confirmé qu'il maintiendrait le programme de désinflation en révisant certains détails pour l'année 2001 par une nouvelle Lettre d'Intention, le 21 décembre 2000, dans laquelle la priorité a été donnée à l'atteinte de la cible d'inflation de 12% et à la réduction du déficit du Compte courant à 3,5% du PIB. La politique budgétaire restrictive a été renforcée par des mesures supplémentaires, limitant ainsi la consommation publique à 0,5% du PIB tout en augmentant les revenus de taxes. Une flexibilité a été apportée dans la règle de non stérilisation des flux de capitaux afin d'éviter la croissance excessive de l'offre monétaire en cas d'entrées massives de capitaux. Les Autorités politiques se sont engagées à réaliser les réformes structurelles prévues dans le programme de décembre 1999 et à privatiser les grandes entreprises étatiques. Partant, elles ont annoncé la vente de 33,5% et de 51% des actifs de Turk Telekom et de Turkish Airlines, respectivement. La confiance des opérateurs a été regagnée ; mi-janvier 2001, le stock de réserves en devises de la

⁴³ 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.

Banque centrale s'est redressé avec le retournement des capitaux, en excédant même son niveau de pré-crise (27,9 milliards de dollars) et les taux d'intérêt ont de nouveau reculé au-dessous de 60%.

Néanmoins, la forte détérioration des structures financières des banques publiques et des banques du FADE et leurs immenses besoins de financement à court terme ont de nouveau accru les taux d'intérêt. En outre, la forte croissance de la dette publique, notamment à court terme, à la suite de la crise de novembre a de nouveau accentué les doutes des opérateurs sur la soutenabilité du régime de change fixe. L'attaque spéculative contre la livre a commencé, le 19 février 2001, par des rumeurs d'instabilité politique (suite au différend médiatisé du Premier Ministre avec le Président de la République) contraignant le pays à laisser flotter sa monnaie au bout de trois jours de résistance. La livre s'est dépréciée de 70% dans les deux mois suivants la crise de février. Cette crise de change a aggravé à son tour la crise bancaire déjà déclenchée fin novembre 2000, selon un scénario de type crises jumelles (Kaminsky et Reinhart, 1999). Deux banques insolubles, Ulusal Bank et Iktisat Bankasi ont été transférées au FADE, respectivement le 28 février et le 15 mars 2001.

Le 2 mars 2001, Kemal Dervis, Vice-président de la Banque mondiale, a été nommé Ministre de l'Economie et le Président de la Banque centrale de Turquie a été remplacé. Avec les nouveaux responsables économiques, a été annoncé le 14 avril 2001 un nouveau programme économique appelé « le programme de passage à l'économie stable » dont l'objectif essentiel a été d'éliminer l'instabilité financière et de restructurer l'économie. Partant, quinze lois réformistes ont été annoncées dans différents domaines de l'économie. La restructuration du système bancaire et de la dette publique et la transparence du secteur public constituaient les piliers du programme. Le 3 mai 2001, le Gouvernement turc a signé une nouvelle Lettre d'Intention avec le FMI qui a approuvé une aide financière de 19 milliards de dollars, dont la première tranche d'un montant de 3,9 milliards de dollars a été transférée, le

15 mai, suivant l'annonce du programme de restructuration du secteur bancaire par l'ARSB.⁴⁴ L'annonce explicite de garantie-dépôt de 100% pour tous les dépôts libellés en livre ou en devises et l'extension de cette garantie aux engagements hors dépôt des banques privées ont constitué le premier élément du programme de restructuration bancaire dans l'objectif d'assurer la confiance des agents économiques dans le secteur bancaire turc.

Cependant, le plan de stabilisation de Dervis n'a pas pu empêcher la décroissance du PNB de 9,5% en 2001. Les sorties excessives de capitaux, les incertitudes croissantes dans l'économie, notamment sur le taux de change, la défiance des agents économiques, la forte diminution de l'offre monétaire (M1 et M2 ont reculé respectivement de 20% et 15% en base réelle), le rationnement des crédits bancaires à la consommation et à la production et la montée des taux d'intérêt réels (autour de 40%) ont contribué à la diminution de la demande domestique de 17,4% et ainsi, à la récession de l'activité économique en 2001, touchant négativement le marché du travail. Selon les données de l'Institut National de Statistique (INS), le taux de chômage s'est accru de 6,3% en 2000 à 8,5% à la fin de 2001, les revenus réels des salariés se sont réduits de 9,5% en moyenne, ce qui a naturellement diminué la consommation domestique. Le ralentissement de l'activité économique a également entraîné la faillite de plus de dix mille petites et moyennes entreprises (PME), ce qui a augmenté les prêts non performants des banques, détériorant davantage leurs bilans. Le FADE a de nouveau pris le contrôle de cinq banques de petite et moyenne échelle (Sitebank, Tarisbank, Bayindirbank, EGS Bank et Kentbank), le 9 juillet 2001.

⁴⁴ La restructuration du système bancaire turc a coûté environ 50 milliards de dollars à l'économie turque, soit plus de 30% de son PNB de 2001. Les politiques irresponsables des Autorités publiques et la corruption ont, d'une part, diminué le niveau du bien-être social et ont, d'autre part, contribué à la distribution très inégale de la richesse.

Tableau 2.1. Indice des salaires réels (1994=100)

Salaires	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2005
Salaire net des ouvriers								
-Public	82,9	62,2	74,1	73,1	103,8	111,1	98,3	92,5
-Privé	91,7	93,4	90,6	105,9	118,2	119,4	103,2	99,1
Salaire net des fonctionnaires	95,3	102,5	119,3	117,7	123,1	108,7	104,5	115,7
Salaire minimum	93,3	110,6	121,2	115,2	154,9	132,3	114,0	165,3
Salaire moyen des retraités	97,3	130,3	153,0	142,3	146,3	133,0	130,0	148,7

Source : Institut National de Statistique

Toutefois, les recettes d'exportation ont enregistré une hausse naturelle mais limitée de 7,4% dans le contexte de dépréciation réelle de la livre et de diminution des salaires réels, ce qui a augmenté la compétitivité des entreprises exportatrices turques. De plus, la diminution de la demande domestique a davantage orienté les entreprises vers l'exportation dans l'objectif de réduire leurs stocks. De l'autre côté, l'importation a fortement baissé et le déficit de la Balance commerciale est descendu à 9,3 milliards de dollars en 2001 alors qu'il était de l'ordre de 26,7 milliards de dollars l'année précédente. Les revenus du tourisme et la diminution des dépenses de transferts en 2001 ont compensé le déficit de la Balance commerciale. Aussi, le Compte courant a enregistré un excédent de 3,3 milliards de dollars fin 2001, soit 1,4% du PIB.

D'autre part, l'endettement public et le service de la dette se sont fortement accrus suite à la dévaluation et la hausse des taux d'intérêt. Les paiements d'intérêt ont atteint 103% des revenus des taxes en 2001. La hausse des taux a également augmenté le déficit budgétaire (17% du PIB) et le besoin de financement du secteur public (21% du PIB). Durant cette période, le Trésor s'est orienté vers l'endettement domestique à un coût élevé à cause de la réticence des investisseurs internationaux à accorder de nouveaux crédits. Le stock total de la dette domestique a atteint 66% du PNB, alors qu'il se situait à 29% du PNB en 2000. Cette forte augmentation du stock a résulté en grande partie de l'émission des titres de l'endettement domestique

libellés en livres et en devises afin d'ajuster les structures financières des banques publiques et des banques transférées au FADE. La part des titres libellés en devises dans le stock total de titres a fortement augmenté de 8,2% en 2000 à 35,6% en 2001, ce qui a confirmé l'incertitude sur la parité et la défiance des agents envers la livre.

Enfin, la crise a contribué à une nouvelle hausse du taux d'inflation. Le passage au flottement de la livre, le 22 février, a entraîné une forte dépréciation de la livre contre le dollar (115,3%) et l'euro (107,1%), ce qui a augmenté les indices des prix de gros (88,6%) et des prix à la consommation (68,5%). Grâce à la diminution de la demande totale domestique, la hausse de l'indice des prix à la consommation est restée inférieure à l'indice des prix de gros en 2001. Nous pouvons ainsi affirmer que la crise financière turque de 2000-2001 est alors l'une des plus graves crises encourues dans les marchés financiers émergents en termes de chute de la production nationale, de hausse du chômage et de restructuration financière dépassant les 50 milliards de dollars. La crise déclenchée dans le système bancaire en novembre 2000 s'est propagée d'abord à l'ensemble du système financier et ensuite à l'économie réelle. La crise de change et la crise économique ont aggravé, à leur tour, la crise bancaire suite à la forte dévaluation de la livre et aux faillites successives des institutions non financières dans un environnement de forte dévaluation et de taux d'intérêt élevés.

La crise turque a également confirmé les effets négatifs des programmes de stabilisation basés sur le taux de change.⁴⁵ Il est devenu courant que ces programmes génèrent au départ une hausse de la demande domestique qui engendre une croissance du PIB, mais au prix de l'appréciation de la monnaie domestique et des déficits commerciaux et courants croissants et non soutenables suivis ensuite par une phase de contraction de liquidité, augmentant en flèche les taux d'intérêt et contraignant ainsi l'abandon du régime de change fixe. Contrairement à certains pays émergents, *i.e.* Mexique et Russie, qui ont déjà mis en place ce genre de programme

⁴⁵ Les effets des programmes basés sur le taux de change sont résumés en détail dans Calvo et Végh (1999) et Rodrik et Velasco (2000).

et ont réussi dans une certaine mesure à diminuer l'instabilité chronique du niveau général des prix, malgré l'effondrement de leur régime de change fixe, le programme turc a suivi un chemin similaire, mais a rencontré des difficultés à un stade plus précoce du processus de désinflation. La phase de *boom* du programme n'a duré que dix mois, contrairement aux deux à quatre ans observés dans les exemples similaires précédents, ce qui montre, d'après nous, l'existence de défauts dans la conception du programme de stabilisation. La non stérilisation des entrées et/ou sorties de capitaux en constitue un exemple qui a complété le processus de la détérioration des fondamentaux macroéconomiques dans un système bancaire et financier fragile. Les entrées de capitaux dépassant les 15 milliards de dollars ont diminué les taux d'intérêt domestiques en allégeant ainsi la charge de la dette publique, mais ont néanmoins accéléré le crédit et la consommation domestiques qui ont abouti à une croissance des déficits extérieurs et à une hausse de la vulnérabilité des risques du système bancaire, les deux causes fondamentales de la crise de 2000-2001.

Boratav (2001) et Yeldan (2002) mesurent d'ailleurs l'effet des sorties brusques de capitaux sur les crises de novembre 2000 et de février 2001. Ils montrent que les mouvements des capitaux atteignant 26,7 milliards de dollars (5,2 sortant pendant la crise de novembre 2000 + 6,3 sortant pendant la crise de février 2001 + 15,2 entrant dans les dix premiers mois de l'an 2000) ont joué un rôle prépondérant dans le déclenchement de la crise de 2000-2001. Enfin, l'occurrence de la crise turque a également indiqué la nécessité de stabilité et de crédibilité politique afin de pouvoir assurer la confiance des agents domestiques ou étrangers dans les politiques économiques mises en œuvre.

Tableau 2.2. Principaux fondamentaux économiques (1995-2005)

Indicateur	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005
Croissance du PIB (%)	7,0	7,2	3,1	-4,7	7,4	-7,5	7,8	5,7	9,1	5,0
Indice des prix à la consommation	82,3	85,7	84,6	68,8	39,0	68,5	29,7	18,4	9,4	7,7
Indice des prix de gros	77,9	81,9	71,8	62,9	42,7	88,6	30,8	13,9	15,3	2,7
Besoin de financement du secteur public (% du PIB)	11,4	11,6	9,4	15,6	18,1	21,1	12,8	9,4	4,7	0,2
Déficit budgétaire (% du PIB)	8,5	7,5	7,3	11,9	10,9	17,4	14,9	11,3	7,1	2,0
Dettes externes (milliards de \$ et % du PIB)	79,7/43,2	89,2/45,5	97,3/47,0	103,1/55,6	119,6/58,6	113,8/79,2	131,3/72,2	145,8/61,0	161,9/54,1	168,7/47,9
Dettes externes à court terme (milliards de \$)	20,5	22,6	21,2	23,4	28,3	16,2	16,4	23,0	30,0	33,2
Taux d'intérêt nominal (%)	138,1	113,2	111,4	94,0	58,7	125,8	59,7	47,0	24,8	20,1
Croissance de la consommation domestique (%)	8,5	7,6	1,3	-2,1	6,3	-9,2	2,4	5,6	9,0	6,6
Croissance de la demande domestique (%)	10,0	9,6	1,5	-5,6	8,9	-15,5	1,7	9,3	14,1	7,4
Balance commerciale (milliards de \$)	-19,4	-21,3	-13,5	-9,8	-27,3	-7,1	-15,5	-22,0	-34,3	-43,1
- Exportations	23,6	26,7	31,9	29,5	27,8	31,3	36,1	47,3	63,2	73,3
- Importations	43,0	48,0	45,4	39,7	54,5	41,4	51,6	69,3	97,5	116,4
Compte courant (milliards de \$ et % du PIB)	-5,3/-3,0	-4,7/-2,5	1,9/1,1	-1,3/-0,9	-9,8/-4,9	3,4/2,4	-1,5/-0,8	-8,0/-2,8	-15,6/-3,6	-22,9/-3,0
Compte de capitaux (milliards de \$)	9,7	9,2	-0,7	4,6	9,4	-13,8	1,5	1,3	13,3	20,8
Flux de capitaux à court terme (milliards de \$)	6,9	2,4	1,3	0,7	4,0	-11,0	-1,2	3,1	7,5	8,6
Taux de chômage (%)	6,0	6,4	6,3	7,7	6,6	8,5	10,3	9,6	10,3	10,3
Taux de change nominal (1\$=TL)	108045	205740	314230	542703	666764	1447714	1648438	1389282	1338312	1341987
Réserves de la Banque centrale (milliards de \$)	17,6	19,5	18,8	22,4	21,5	18,1	25,1	30,7	32,7	47,7

Source : Banque centrale de Turquie et FMI Country Reports on Turkey (1997, 1998, 1999, 2000, 2001, 2002, 2003, 2004, 2005)

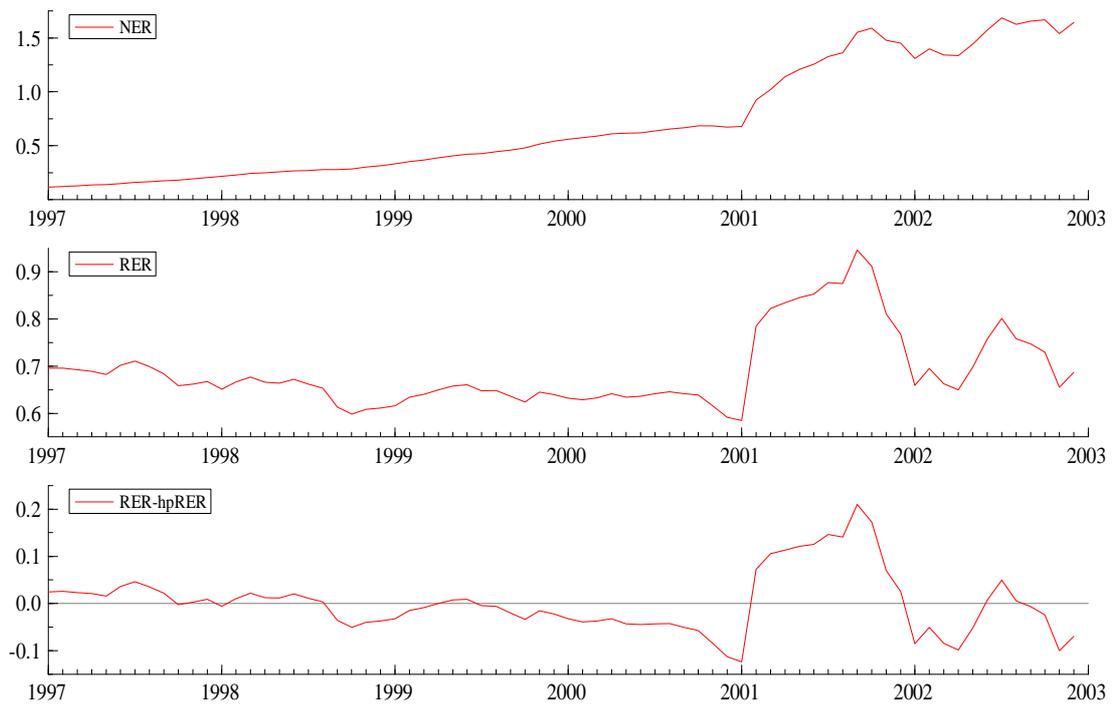
2.2.4. Le cadre théorique de la crise de 2000-2001 dans la littérature des crises

La crise financière turque s'apparente plutôt à une crise de troisième génération, puisque la fragilité du système bancaire associée à la détérioration des fondamentaux économiques, ainsi que les anticipations autoréalisatrices des opérateurs constituent les facteurs essentiels pour son occurrence. Alors que les fondamentaux du pays ne justifiaient pas une crise d'une telle ampleur, la crise de change 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 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 de change et l'augmentation des taux d'intérêt au jour le jour jusqu'à 8000%, mais suite à la défiance généralisée des investisseurs augmentant le coût du maintien du régime de change fixe, les Autorités politiques se sont trouvées contraintes à 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 70%.

Cette situation a été confortée par une absence totale d'efficacité du système bancaire turc. En effet, les banques ont un rôle essentiel dans l'économie. Elles se trouvent au centre des circuits monétaires et gèrent le système de paiements. De plus, elles occupent une place centrale dans la mobilisation et la répartition de l'épargne. Leur structure est alors une importante source de risque systémique, ainsi la fragilité et/ou l'inefficacité du système bancaire peut créer un risque pour tout le système financier (voire pour toute l'économie), dont la restructuration peut entraîner un bilan assez coûteux. C'est pourquoi une réglementation et une supervision efficaces sont nécessaires pour que les banques conduisent leurs opérations avec prudence et disposent de suffisamment de capitaux propres afin de faire face aux risques

inhérents à leurs fonctions, particulièrement dans le contexte de libéralisation financière.⁴⁶

Figure 2.4. Evolution du taux de change nominal (NER) et réel (RER) et la déviation du taux de change réel de son trend (RER-hpRER)



Ce n'était pas le cas du système bancaire turc qui souffrait de certaines faiblesses structurelles, bien que la dérégulation et la libéralisation financières aient augmenté la compétitivité dans le secteur. Le nombre de banques, de leurs succursales et de leurs employés et la variété de leurs services ont augmenté tout au long des années 1980 et 1990. Fin 1999, dans le système bancaire il y avait quatre-vingt-un banques, dont soixante-deux étaient des banques commerciales et dix-neuf des banques de développement et d'investissement, alors qu'il n'en existait que quarante-trois en

⁴⁶ Même s'il existe une importante littérature sur la réglementation bancaire, il n'y a toujours pas de consensus sur le schéma de régulation bancaire optimale. Pour une analyse détaillée voir Dewatripont et Tirole (1995) et Santos (2000) et pour le cas du système bancaire turc voir Alper et Onis (2002).

1980 et soixante-six en 1990. Les actifs totaux du secteur bancaire ont aussi augmenté dans la période 1980-2000, atteignant 156 milliards de dollars, soit 76,9% du PNB en 2000, alors qu'il n'était que de 20,8 milliards de dollars, soit 28,6% du PNB en 1980. Le volume de dépôts bancaires s'est également accru dans cette période atteignant les 64,4 milliards de dollars. Bien que l'augmentation du nombre de banques ait diminué le poids des banques publiques dans le système bancaire, elles possédaient toujours une part de 34% dans les actifs totaux du système en 2000.

Tableau 2.3. La structure du secteur bancaire turc

Banques	1995	1999	2000	2002	2005
Banques commerciales	55	62	61	40	34
<i>Publiques</i>	5	4	4	3	3
<i>Privées</i>	32	31	28	20	17
<i>Banques du FADE</i>	2	8	11	2	1
<i>Etrangères</i>	18	19	18	15	13
Banques de développement et d'investissement	13	19	18	14	13
<i>Publiques</i>	3	3	3	3	3
<i>Privées</i>	7	13	12	8	8
<i>Etrangères</i>	3	3	3	3	3
Total	68	81	79	54	47

Source : Association des Banques de Turquie (ABT), Rapport Annuel (2000, 2003, 2005)

Tableau 2.4. Evolution de la structure financière du système bancaire turc (milliards de dollars)

Système bancaire turc	1980	1990	1994	1999	2000	2001	2005
Actifs totaux	20,7	58,1	52,5	133,5	155,2	129,7	295,7
Crédits totaux	11,1	27,3	20,5	40,2	50,9	34,4	114,0
Portefeuille des valeurs mobilières	1,3	5,9	5,9	22,9	17,8	52,5	113,0
Dépôts d'épargne	4,2	19,3	24,1	58,8	64,3	86,8	188,9
Sources hors dépôts	1,2	11,7	9,0	22,9	29,4	16,4	49,8
Capitaux propres	1,1	5,9	4,4	7,8	11,3	15,6	40,0
Actifs totaux/PNB (%)	28,6	38,2	40,3	71,7	76,9	96,1	82,3
Crédits totaux/PNB (%)	15,4	17,9	15,8	21,6	25,2	25,6	32,1
Dépôts d'épargne/PNB (%)	5,9	12,7	18,5	31,6	31,9	64,3	31,8

Source : Association des Banques de Turquie, Rapport Annuel (2000, 2003, 2005)

Malgré son développement dans les deux dernières décennies du 20^{ème} siècle, le système bancaire turc est encore resté sous-développé avec un faible taux de

bancarisation et inefficace dans l'exercice de sa fonction traditionnelle d'allocation des ressources financières vers les investissements de production : le ratio crédits au secteur privé/actifs totaux du système bancaire s'est réduit de 57% en 1990 à 32,8% en 2000. Il est également resté fragile dans un environnement économique instable où le taux d'inflation élevé (environ 70% de moyenne annuelle), les fluctuations du taux de croissance économique et les taux de change imprévisibles, en augmentant les incertitudes, ont contribué au raccourcissement des échéances dans l'économie, à l'augmentation des taux d'intérêt réels (plus de 30%) et à la défiance des résidents à l'encontre de la livre. La dollarisation était l'une des caractéristiques fondamentales de l'économie turque dans la période de post-libéralisation financière⁴⁷ : le ratio dépôts en devises/dépôts totaux a été de l'ordre de 45% en 2000. Dans cet environnement, les banques ne pouvaient s'endetter qu'à court terme avec des taux d'intérêt élevés, ce qui a augmenté leurs risques d'échéance et de taux d'intérêt. La hausse des taux d'intérêt sur les prêts au secteur réel a, d'une part, diminué les investissements de production dans l'économie et a, d'autre part, augmenté le risque de défaut de leurs emprunteurs qui a ensuite dégradé la qualité de leurs actifs.

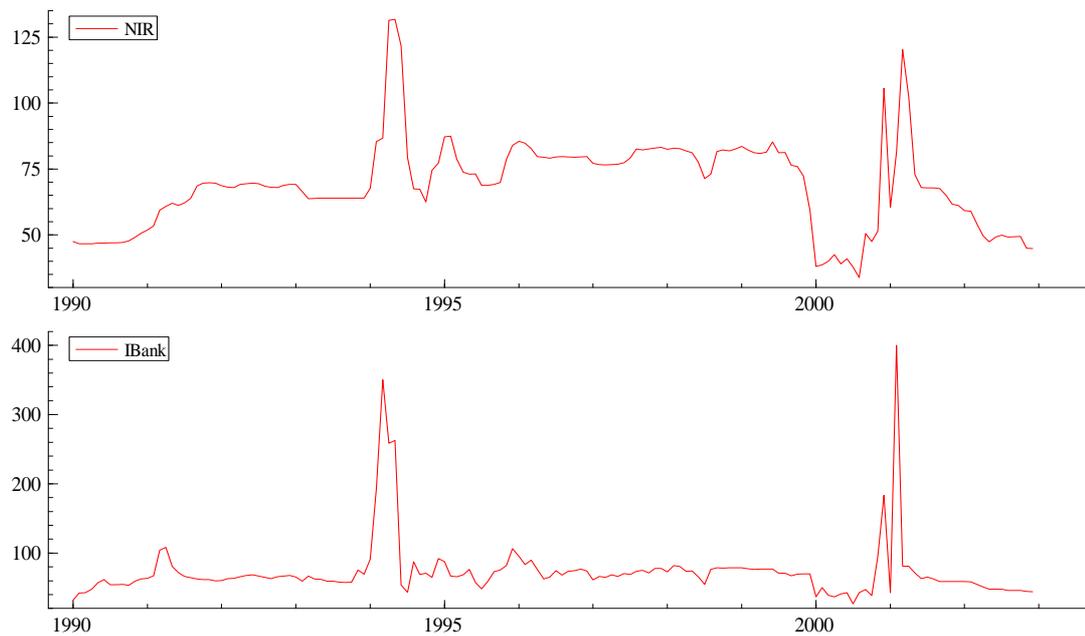
Les grands déficits du secteur public contribuant à la hausse permanente du besoin de financement public étaient un autre handicap de l'économie turque. Le financement de ces déficits par les taux d'intérêt réels élevés sans risque de retour a incité les banques domestiques à les compenser au lieu d'accorder des crédits au secteur réel.⁴⁸ Le ratio crédits/dépôts bancaires a fortement diminué de 84% en 1990 à 51% en 2000. Les titres d'État représentaient plus de 50% des actifs bancaires en novembre 2000 au lieu de 21% en 1990. Ces chiffres illustrent bien l'effet d'éviction de la dette publique sur le crédit au secteur privé. Dans ce contexte, afin de profiter des gains d'arbitrage, les banques se sont fortement endettées en devises à court terme auprès

⁴⁷ Voir Civcir (2003) pour une analyse détaillée sur la dollarisation de l'économie turque.

⁴⁸ La forte rentabilité du secteur bancaire turc dans cet environnement de demande de liquidité excessive publique était l'une des raisons principales de la hausse des nouvelles banques entrant dans le secteur, en particulier après la crise de 1994. D'ailleurs, une étude du FMI (Turkey Country Report, 2000, p.42) le confirme.

des marchés financiers internationaux en investissant ensuite en titres du secteur public libellés en monnaie domestique à long terme, ce qui a engendré une forte croissance des positions ouvertes en devises des banques turques.

Figure 2.5. Taux d'intérêt nominal (NIR) et taux d'intérêt interbancaire (IBank)

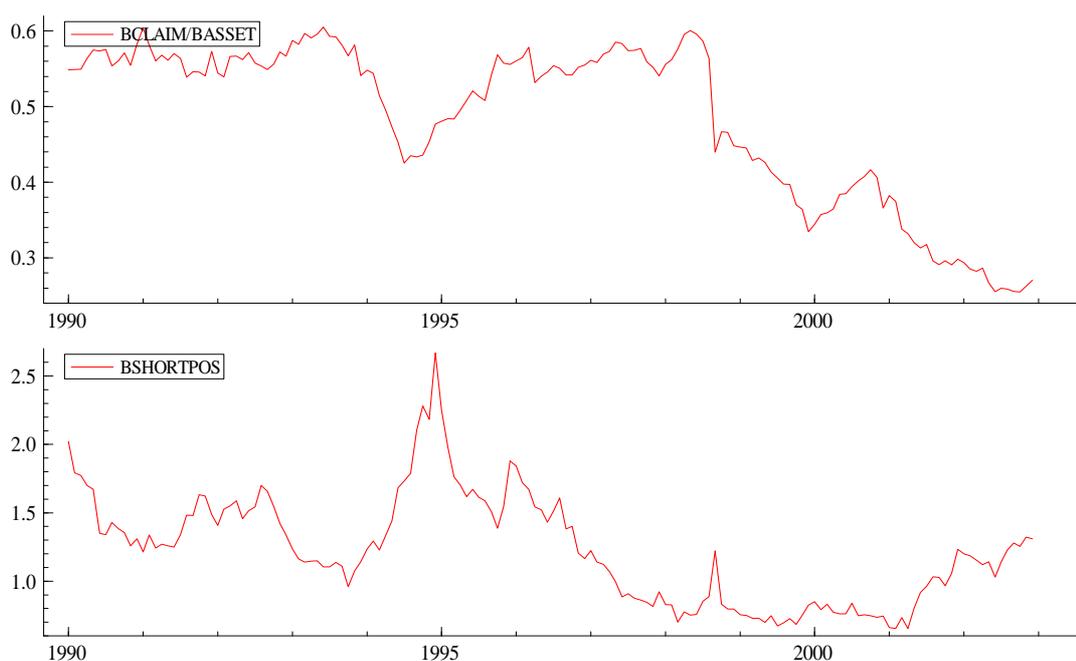


La grande place qu'occupaient les banques publiques dans le secteur a aussi créé des effets négatifs sur le système bancaire. Les interventions des Autorités politiques dans leur gestion et l'utilisation de leurs actifs dans le financement de déficits publics et de projets douteux d'entrepreneurs proches des Autorités ont diminué leurs performances (le ratio prêts non performants/totalité des crédits a atteint 26%) et ont détérioré leurs structures financières, contribuant ainsi aux pertes de fonctionnement (*duty losses*)⁴⁹ qui ont atteint 21 milliards de dollars fin 2000, soit 12% du PIB et

⁴⁹ Les *duty losses* correspondent aux pertes quasi-fiscales encourues à travers l'accord de prêts que le Trésor reconnaît comme une obligation.

plus de 50% de leurs actifs totaux.⁵⁰ La compensation de leur besoin de financement par des fonds à taux élevés et à court terme dans le marché domestique a entraîné l'augmentation de leurs pertes et l'aggravation de l'instabilité du système financier turc. Par conséquent, les banques publiques sont devenues incapables d'exercer leur fonction essentielle de « collecter des dépôts et accorder des crédits ». Bien qu'elles aient collecté 53% des dépôts bancaires totaux, elles n'accordaient que 34% des crédits au secteur réel en 2000.

Figure 2.6. Part des crédits bancaires octroyés au secteur privé dans les actifs du système bancaire (BCLAIM/BASSET) et ratio actifs en devises sur passifs en devises du système bancaire (BSHORTPOS)



⁵⁰ En effet, dans la première phase de développement économique (*take-off*) où les ressources financières sont assez rares, l'existence des banques publiques peut être bénéfique à la croissance économique. Au fur et à mesure que l'économie se développe et atteint une certaine maturité, l'État devrait avoir un rôle plutôt indirect et régulateur en privatisant les banques publiques. La Turquie a souffert de ce manque de transformation qui n'a d'ailleurs toujours pas été complètement réalisée à ce jour.

Tableau 2.5. Part des banques publiques dans le secteur bancaire turc (%)

Moyennes des périodes Banques commerciales	1990-1994			1995-2001			2002-2005		
	Pub.	Pri.	Etr.	Pub.	Pri.	Etr.	Pub.	Pri.	Etr.
Part dans les actifs totaux	41	47	3	38	55	3	32	60	5
Part dans les dépôts totaux	46	51	2	42	57	2	39	57	3
Part dans les crédits totaux	31	52	3	27	58	3	21	68	7

Source : Association des Banques de Turquie, Rapport Annuel (2000, 2003, 2005)

Dans une structure de garantie-dépôt de 100%⁵¹ mise en place suite à la crise de 1994, l'aléa moral était inévitable, ayant ainsi détérioré la discipline de marché dans le secteur bancaire. Cette structure a incité les banques et ses déposants à prendre des risques excessifs afin d'obtenir des profits supérieurs. Les déposants sont devenus indifférents aux risques de leurs banques et, de leur côté, les banques ont investi dans des projets trop risqués et/ou ont accordé des crédits à des clients douteux. De plus, l'absence d'une ARSB indépendante des Autorités politiques⁵² a empêché un contrôle efficace des opérations et des structures des banques. La majorité des banques du système ne respectait pas les ratios prudentiels et avait un niveau de capitaux propres assez faible, accompagné de pratiques de comptabilité médiocres et de standards d'audit déficients. Dans cet environnement, plusieurs banques insolubles ont été transférées au FADE durant, notamment, la dernière décennie du 20^{ème} siècle.

⁵¹ L'objectif principal du mécanisme de garantie-dépôt implicite ou explicite est de décourager les paniques bancaires à la Diamond et Dybvig (1983), notamment dans le contexte d'instabilité financière et/ou économique. Cependant, cette garantie affecte négativement la stabilité bancaire, en particulier dans un environnement réglementaire laxiste qui est la caractéristique générale des systèmes bancaires des marchés émergents. Voir Demirguc-Kunt et Detragiache (2002) pour une discussion avancée, et Onder et Ozyildirim (2003) pour le cas turc.

⁵² Le Trésor était la principale institution responsable de la supervision bancaire jusqu'en septembre 2000 bien qu'il soit parfois accompagné par la Banque centrale dans son rôle de régulation. Cette structure a contribué au renforcement des relations corrompues des hommes politiques avec les propriétaires de ces banques. Une quinzaine des banques qui ont été créées début 1990 ont toutes été transférées au FADE avant ou après la crise de 2000-2001.

Tableau 2.6. La liste des banques transférées au FADE

Banque	Année de prise de contrôle	Situation actuelle
Marmara Bank	Janvier 1994	Liquidée
TYT Bank	Janvier 1994	Liquidée
Impexbank	Janvier 1994	Liquidée
Turkbank	Novembre 1997	Liquidée
Bank Ekspres	Décembre 1998	Vendue à Tekfenbank (2001)
Interbank	Janvier 1999	Fusionnée avec Etibank
Egebank	Décembre 1999	Fusionnée avec Sumerbank
Yurtbank	Décembre 1999	Fusionnée avec Sumerbank
Yasarbank	Décembre 1999	Fusionnée avec Sumerbank
Esbank	Décembre 1999	Fusionnée avec Etibank
Sumerbank	Décembre 1999	Vendue à Oyak Bank (2002)
Kibris Kredi Bankasi	Septembre 2000	Liquidée
Etibank	Octobre 2000	Fusionnée avec Bayindirbank
Bank Kapital	Octobre 2000	Fusionnée avec Sumerbank
Demirbank	Décembre 2000	Vendue à HSBC (2001)
Ulusal Bank	Février 2001	Fusionnée avec Sumerbank
Iktisat Bankasi	Mars 2001	Fusionnée avec Bayindirbank
Bayindirbank	Juillet 2001	Tjs. sous le contrôle du FADE sous le nom de Banque unie de Fonds
Kentbank	Juillet 2001	Fusionnée avec Bayindirbank
EGS Bank	Juillet 2001	Fusionnée avec Bayindirbank
Sitebank	Juillet 2001	Vendue à Novabank (2002)
Tarisbank	Juillet 2001	Vendue à Denizbank (2002)
Toprakbank	Novembre 2001	Fusionnée avec Bayindirbank
Pamukbank	Juin 2002	Transférée à Halkbank (2004)
Imar Bankasi	Juillet 2003	Liquidée

Source : Fonds d'Assurance de Dépôt d'Épargne, Rapport Annuel (2002, 2006, 2007)

La structure oligopolistique du système bancaire turc et la caractéristique générale des banques privées appartenant à des grands groupes d'entreprises (cas de chaebols coréens) constituaient deux autres problèmes du secteur bancaire turc. Cette structure a en fait été l'un des résultats de l'effet d'éviction du secteur privé. Les grandes entreprises qui étaient en difficulté pour trouver des fonds à faible coût suite à la demande excessive du secteur public se sont orientées vers la création de leurs propres banques afin d'établir une base de capital à travers les dépôts bancaires. Elles ont également été encouragées par les conditions laxistes des Autorités réglementaires permettant la création des banques (Akçay, 2001). Cette structure a conduit ces banques à effectuer, en général, des prêts aux entreprises de leur groupe, ce qui a mené à un niveau élevé de créances douteuses dans leurs bilans.

Tableau 2.7. Taux de concentration du secteur bancaire turc (%)

	1990	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2005
Cinq premières banques									
Actifs	54	48	46	44	43	46	47	56	63
Dépôts	59	53	52	47	49	50	49	55	66
Crédits	57	50	46	46	40	42	40	49	56
Dix premières banques									
Actifs	75	71	69	67	66	68	65	80	85
Dépôts	85	73	72	70	70	69	67	81	89
Crédits	78	75	72	72	66	73	63	80	80

Source : Association des Banques de Turquie

Tableau 2.8. Quelques banques domestiques et leurs propriétaires

Is Bank	Commerciale	Quasi-publique
Akbank	Commerciale	Sabancı Holding
Demirbank	Commerciale	Cingillioglu Holding
Garanti Bankasi	Commerciale	Dogus Holding
Osmanli Bankası	Commerciale	Dogus Holding
Korfez Bank	Commerciale	Dogus Holding
Garanti Yatirim ve Ticaret Bank	d'Investissement	Dogus Holding
Yapı Kredi Bakasi	Commerciale	Cukurova Holding
Pamukbank	Commerciale	Cukurova Holding
Park Yatirim Bankasi	d'Investissement	Cukurova Holding
Adabank	Commerciale	Uzan Holding
Imarbank	Commerciale	Uzan Holding
Iktisat Bankasi	Commerciale	Aksoy Holding
Kentbank	Commerciale	Suzer Holding
Atlas Yatirim Bankasi	d'Investissement	Suzer Holding
Kocbank	Commerciale	Koc Holding
Toprakbank	Commerciale	Toprak Holding
Toprak Yatirim Bankasi	d'Investissement	Toprak Holding
Finansbank	Commerciale	Fiba Holding
Fiba Bank	Commerciale	Fiba Holding
Turk Ekonomi Bankasi	Commerciale	Colakoglu Holding

Source: Association des Banques de Turquie

Toutes ces caractéristiques du système bancaire turc l'ont rendu faible et fragile à l'égard des chocs et l'ont empêché d'exercer son rôle essentiel d'intermédiaire financier dans l'économie. En outre, la mise en œuvre du programme de stabilisation au début de l'année 2000 a aggravé les faiblesses du système puisque, comme dans

plusieurs cas de crises des marchés financiers émergents, les entrées excessives de capitaux étrangers à court terme ont d'abord fragilisé le système financier turc avant d'être à l'origine de la crise elle-même lorsqu'un renversement d'opinion s'est produit. Premièrement, dans un contexte de non stérilisation des entrées excessives de capitaux, l'économie turque a connu un essor du crédit, notamment vers la consommation, financé par les banques. Pourtant, cet essor du crédit les a rendues vulnérables aux risques de défaut de leurs prêts et de taux d'intérêt non couverts. Deuxièmement, dans un contexte de certitude sur la parité, les banques ont été incitées à emprunter en devises à faible coût et à court terme sur les marchés internationaux (19 milliards de dollars en 2000) et à en investir dans les actifs à moyen et long terme libellés en livres afin d'augmenter leurs profits d'arbitrage. Partant, le secteur bancaire est devenu davantage vulnérable aux risques de maturité, d'intérêt et de change. Comme l'indique le graphique 2.6 ci-dessus, la position ouverte des banques a réalisé une forte hausse au cours de l'année 2000. A la veille de la crise de février 2001, les positions courtes des banques représentaient 163% de leurs fonds propres, soit huit fois le plafond prudentiel défini dans le programme de stabilisation. La chute de la parité de la livre turque après le flottement a détruit la moitié des fonds propres du système bancaire turc. La garantie de la Banque centrale sur les dépôts a cependant permis d'éviter une panique, mais des sommes importantes, évaluées à 5 milliards de dollars, sont alors sorties du système. Au total, la crise bancaire a aggravé la récession et a contraint l'État turc à financer une restructuration qui a coûté 30% de son PNB, soit environ 50 milliards de dollars.

Conclusion du Chapitre 2

Dans ce deuxième chapitre de notre thèse, nous avons analysé, dans un premier temps, de manière critique les modèles de crises de troisième génération et, dans un deuxième temps, la crise financière turque de 2000-2001 qui correspond bien à ce cadre d'analyse.

Nous avons distingué trois grandes catégories de modèles de crises de troisième génération, à savoir l'approche fondamentaliste, l'approche de panique et l'approche des effets de bilans, qui permettent de compléter le cadre théorique traditionnel des crises de change de première et de deuxième générations. Contrairement aux modèles des deux générations précédentes qui formalisent les crises de change en termes de déséquilibres macroéconomiques, les modèles de troisième génération mettent l'accent sur les distorsions microéconomiques dans l'occurrence des crises financières (bancaire et de change). Les modèles de troisième génération formalisent également les impacts d'une libéralisation financière interne et externe dans la montée des risques et le déclenchement de crises. Les entrées de capitaux excessives entraînent une hausse du stock de dette externe des économies concernées, qui est la source essentielle de la vulnérabilité financière. Dans l'approche fondamentaliste, le surendettement diminue la qualité des investissements, ainsi que la qualité des actifs bancaires, alors que dans les approches de panique et des effets de bilans, le surendettement pousse l'économie dans une zone de danger où les équilibres multiples peuvent se manifester. Le caractère autoréalisateur des crises différencie d'ailleurs les approches de panique et des effets de bilans de l'approche fondamentaliste. De ce fait, l'approche fondamentaliste qui met en avant la détérioration progressive des fondamentaux macro et microéconomiques, considère la crise comme une réponse rationnelle à ces déséquilibres structurels et peut ainsi démontrer le *timing* de la crise anticipée (comme dans les modèles de première génération), contrairement aux deux autres approches dans lesquelles la crise autoréalisatrice se manifeste sous la forme d'une panique généralisée et non anticipée bien que son déclenchement soit lié à la hausse de fragilités au sein du système financier ou non financier (comme dans les modèles de deuxième génération).

L'approche fondamentaliste accorde un poids prépondérant à l'influence de l'aléa moral, lié à des garanties implicites ou explicites du Gouvernement concernant les engagements du système bancaire, sur l'accumulation de fragilités financières

entraînant un problème de solvabilité, alors que le problème d'aléa moral a un effet négligeable dans l'approche de panique où les risques bancaires sont intrinsèques à leur fonction de transformation de maturité qui crée un problème d'illiquidité financière. C'est pourquoi, elles se départagent quant à l'utilité d'un prêteur en dernier ressort dans la gestion de la crise. L'approche de panique prône un renflouement d'urgence de la part de la Banque centrale qui assurera l'apaisement des marchés par la réduction de l'incertitude, tandis que l'approche fondamentaliste est plutôt contre ce renflouement, mettant en avant l'importance de restructurer le système financier à travers des programmes de réforme. Quant à l'approche des effets de bilans, elle démontre que l'accord d'un crédit d'urgence ne serait probablement pas suffisant pour éviter une crise.

L'approche des effets de bilans se différencie des deux approches précédentes, d'une part, en modélisant une fragilité financière dans le secteur non financier, et d'autre part, en formalisant explicitement les répercussions d'une crise de change sur la sphère réelle de l'économie selon un scénario où la dépréciation de la monnaie domestique provoquée par une sortie de capitaux étrangers entraîne la dégradation des bilans des entreprises fortement endettées en devises. La diminution de l'investissement qui s'ensuit réduit leur niveau de production, ainsi que leur capacité d'endettement. La faillite successive des entreprises aggrave la dépréciation de la monnaie domestique, et ainsi de suite.

Le problème commun et général de ces trois approches est qu'elles expliquent divers épisodes de la crise asiatique de 1997-1998 de la Thaïlande à la Corée du Sud dans le cadre d'un seul modèle, sans prendre en considération, d'une part, les caractéristiques économiques et les structures financières différentes des pays en crise et, d'autre part, les diverses fragilités que ces pays présentaient au moment de l'occurrence de la crise. De plus, le phénomène de contagion qui a eu un rôle crucial dans le déclenchement des épisodes de la crise asiatique n'est pas formellement spécifié dans ces modèles même s'ils laissent entendre certains canaux de

transmission des chocs exogènes. L'approche fondamentaliste parle d'un choc externe commun et d'une transmission réelle de la crise liée aux fondamentaux, alors que les approches de panique et des effets de bilans penchent plutôt pour une explication en termes de changements soudains d'anticipations sans qu'il y ait forcément de liens avec les fondamentaux.

Comment définir alors la contagion ? Elle peut être définie comme la propagation d'une crise aux pays voisins, voire aux pays géographiquement éloignés, à travers les liens commerciaux et financiers (effets de débordements), les causes communes externes (effets de mousson) ou par simple changement d'anticipations des opérateurs, révélant ainsi le caractère purement autoréalisateur des crises.⁵³ Bien que la contagion n'ait pas joué de rôle dans le déclenchement des crises turques des années 1990, nous l'étudions tout de même brièvement afin de compléter l'analyse théorique des crises.

Les chocs communs externes comme la hausse des taux d'intérêt américains ou le ralentissement de la croissance économique mondiale peuvent déclencher des crises en produisant des effets négatifs similaires simultanés sur un grand nombre d'économies. Ce type de contagion est qualifié d'*effet de mousson* par Masson (1998).⁵⁴

Une crise déclenchée dans une économie peut affecter les fondamentaux d'autres économies à travers les liens commerciaux et financiers. Les dévaluations compétitives en sont un bon exemple. Une dévaluation dans un pays peut diminuer la

⁵³ Il existe un grand nombre de travaux sur l'analyse théorique et empirique de la contagion. Pour une analyse explicite et détaillée, consulter Masson (1998, 1999a, 1999b), Dornbusch, Park et Claessens (2000), Kaminsky et Reinhart (2000), van Rijckeghem et Weder (2001) et Caramazza, Ricci et Salgado (2000, 2004).

⁵⁴ Selon certains comme Drazen (1999) par exemple, l'effet de mousson n'est pas un phénomène de contagion. Car d'après l'auteur, le terme de contagion consiste le fait qu'une crise déclenchée dans le pays A devrait augmenter la probabilité d'en avoir une autre dans le pays B.

compétitivité commerciale d'autres pays avec lesquels il est en concurrence dans les marchés tiers, ce qui peut inciter ces derniers à aussi dévaluer leurs monnaies. De plus, dans un contexte de partenariat commercial direct, un pays A qui subit une dépréciation peut, en raison du déclin économique que la crise entraîne, diminuer ses importations du pays B qui peut également baisser les siennes du pays C suite à la dégradation de ses recettes d'exportation et cela peut ainsi continuer en chaîne (Kaufman, 2000). De même, une crise déclenchée dans un pays peut inciter les investisseurs à réévaluer les risques de leurs portefeuilles en transférant leurs fonds vers des actifs de qualité (*flight to quality*). Le cas d'un créancier commun est intéressant à noter. Il investit en grande partie dans un petit nombre de pays différents. Une fois qu'il subit des pertes de capitaux importantes suite à une dévaluation chez l'un de ses emprunteurs, il est contraint de vendre ses actifs afin de pouvoir rembourser ses obligations (problèmes de liquidité).

Enfin, la contagion peut avoir un caractère purement autoréalisateur. Une crise dans un pays peut entraîner une crise dans l'autre par un simple changement d'anticipations des agents indépendamment des fondamentaux économiques. Cette dernière catégorie, qui est alors qualifiée de contagion pure, dépend des changements d'anticipations des opérateurs, contribuant à des équilibres multiples. Dans ce cas, les opérateurs adoptent un comportement moutonnier (*herd behaviour*), parce qu'anticiper les comportements des autres devient « rationnel » dans l'incertitude (asymétrie d'information) où chaque opérateur fonde ses anticipations sur l'opinion générale du marché (Banerjee, 1992).

Cette analyse critique des modèles de crises de troisième génération nous a permis, d'une part, d'expliquer la crise financière turque de 2000-2001 dans l'occurrence de laquelle les fragilités bancaires et financières ont joué un rôle essentiel, et d'autre part, d'en tirer un certain nombre d'indicateurs d'alerte à intégrer dans notre modèle économétrique présenté dans le chapitre quatre de ce travail de recherche. Nous pouvons en citer quelques-uns ; hausse de l'investissement et des prix d'actifs (indice

boursier), hausse des dettes externes à court terme (comme un ratio des réserves internationales ou du PIB), augmentation des crédits bancaires accordés aux entreprises, position courte en devises du système bancaire, ou encore occurrence d'une crise bancaire, etc.

Dans le chapitre suivant, nous effectuons cette fois-ci un bilan critique de la littérature empirique des crises de change qui complète l'analyse de la littérature théorique. Cette étude nous guidera alors dans la construction de notre propre système d'alerte dans le dernier chapitre de cette thèse.

Partie II. Les indicateurs d’alerte des crises turques

PARTIE II. LES INDICATEURS D’ALERTE DES CRISES TURQUES	153
INTRODUCTION.....	154
CHAPITRE 3. LES SYSTEMES D’INDICATEURS D’ALERTE, UN BILAN EMPIRIQUE DES CRISES DE CHANGE.....	155
3.1. IDENTIFIER LES CRISES DE CHANGE	156
3.1.1. <i>L’indicateur de crise effective (IEC).....</i>	<i>157</i>
3.1.2. <i>L’indicateur de pression spéculative (ISP).....</i>	<i>160</i>
3.1.3. <i>Les problèmes liés à la définition et aux seuils arbitraires de crises</i>	<i>163</i>
3.2. DIVERS METHODOLOGIES ET INDICATEURS UTILISES POUR CONSTRUIRE UN SYSTEME D’ALERTE DE CRISES DE CHANGE	173
3.2.1. <i>La méthode des « events »</i>	<i>174</i>
3.2.2. <i>La méthode des signaux.....</i>	<i>179</i>
3.2.3. <i>La méthode des régressions non linéaires (modèles logit ou probit)</i>	<i>191</i>
CONCLUSION DU CHAPITRE 3.....	202
CHAPITRE 4. UN SYSTEME D’INDICATEURS D’ALERTE DES CRISES DE CHANGE : UNE MODELISATION LOGIT APPLIQUEE AUX CRISES TURQUES	216
4.1. DEFINITION DU MODELE DE SYSTEME D’INDICATEURS D’ALERTE.....	217
4.1.1. <i>Méthodologie : le modèle non linéaire logit binominal.....</i>	<i>217</i>
4.1.2. <i>Identification des crises : la construction d’un indice de crise binaire</i>	<i>221</i>
4.1.3. <i>Description de la base de données et des variables explicatives.....</i>	<i>233</i>
4.2. INTERPRETATION DES RESULTATS D’ESTIMATION DU MODELE DE SYSTEME D’INDICATEURS D’ALERTE	243
4.2.1. <i>Spécification du modèle binominal logit.....</i>	<i>243</i>
4.2.2. <i>Résultats des premières estimations</i>	<i>246</i>
4.2.3. <i>Résultats d’estimation du modèle final</i>	<i>262</i>
4.2.4. <i>Tests de sensibilité</i>	<i>264</i>
4.2.5. <i>Résultats d’estimation des modèles logit utilisant des variables explicatives retardées de trois, six et douze mois.....</i>	<i>268</i>
4.2.6. <i>Résultats d’estimation du modèle hors échantillon</i>	<i>278</i>
CONCLUSION DU CHAPITRE 4.....	294

Introduction

Les années 1980 se caractérisent en Turquie par une transformation radicale de son économie à travers des efforts significatifs de libéralisation commerciale et financière. Avec une économie et un système financier libéralisés début 1990, la Turquie était présentée aux autres pays en développement comme un exemple remarquable et réussi par de nombreuses organisations internationales telles que le FMI, la Banque mondiale ou encore l'OCDE. Cependant, ce processus « remarquable » de libéralisation qui a été réalisé sans correction préalable des déséquilibres macroéconomiques persistants comme les déficits publics a aggravé les instabilités économiques et financières, en particulier après 1990, dans un contexte politico-économique local et global défavorable, entraînant deux sévères crises financières en 1994 et 2001. Aussi, nous essayons d'identifier les causes principales de ces crises à travers un modèle de système d'indicateurs d'alerte.

Dans le premier chapitre de cette partie, nous étudions en détail l'élaboration des mécanismes d'alerte dans le cadre de la littérature empirique des crises de change ; de la définition empirique de la crise de change aux méthodologies utilisées et aux indicateurs les plus significatifs. Dans le second chapitre, nous construisons un système d'indicateurs d'alerte *via* un modèle logit binominal et multivarié qui permet d'identifier les principales causes des crises turques. A travers les résultats du modèle sont également proposées des politiques économiques appropriées à adopter afin de pouvoir éviter de futures crises et atteindre un développement économique soutenable en Turquie, celle-ci souffrant, en effet, encore de certains problèmes structurels (système fiscal inefficace), de déséquilibres externes courants et d'un niveau élevé de l'endettement externe, notamment à court terme des institutions financières et non financières malgré les améliorations réalisées depuis 2002.

Chapitre 3. Les systèmes d'indicateurs d'alerte, un bilan empirique des crises de change

Suite aux crises financières récurrentes et contagieuses de caractère systémique des années 1990 engendrant d'importants coûts pour l'ensemble des acteurs publics et privés des pays en crise, voire pour le système financier international à travers les effets de contagion, la littérature empirique consacrée à l'estimation économétrique des indicateurs d'alerte des crises a pris une dimension considérable. Comme l'affirme Dehove (2004), les premiers travaux empiriques cherchaient plutôt à mieux comprendre les mécanismes des crises et à valider les modèles théoriques (Blanco et Garber, 1986, entre autres). Les études récentes viennent ajouter un autre objectif : identifier un ensemble d'indicateurs de crise susceptibles d'informer de la possibilité d'une crise, d'une part, les Autorités du pays et/ou les organisations financières internationales, et d'autre part, les opérateurs privés.

Comment élabore-t-on alors un système d'indicateurs d'alerte ? Quelle est la méthodologie la plus appropriée ? Comment détermine-t-on les variables explicatives à inclure dans l'analyse ? Faut-il tenir compte des caractéristiques spécifiques des crises d'un pays à un autre ou d'une période à une autre dans le choix d'indicateurs censés influencer le déclenchement d'une crise ? Enfin, qu'entend-on par le terme de « crise » sur le plan empirique ?

Dans ce chapitre, nous tentons de trouver des réponses à ces questions. Nous définissons d'abord le terme de crise, traitons ensuite les méthodologies utilisées, et analysons enfin le choix des variables économiques et/ou financières à inclure dans un système d'alerte.

3.1. Identifier les crises de change

Les crises financières peuvent être regroupées en trois grandes catégories : crises de change, crises bancaires et crises de dette externe (FMI World Economic Outlook, 1998 et Aziz, Caramazza et Salgado, 2000). Les crises de change font référence, d'une part, à une dévaluation (ou une forte dépréciation en changes flexibles) de la monnaie suite aux attaques spéculatives et, d'autre part, au coût de défense du taux de change contre les attaques par la hausse des taux d'intérêt et/ou la mobilisation des réserves de change. Les crises bancaires sont considérées comme les ruées ou faillites bancaires qui provoquent la suspension de paiements de leurs engagements et/ou contraignent le Gouvernement à intervenir en tant que prêteur en dernier ressort. Les crises de dette sont définies comme la situation où un pays ne parvient pas à assurer son service de dette externe, qu'elle soit publique ou privée.

Ces différents types de crises peuvent se manifester simultanément comme dans le cas des deux crises turques de 1994 et de 2001. Une crise de change peut précéder une crise bancaire comme en 1994 ou l'inverse comme en 2001. Il existe donc une certaine causalité entre les crises bancaires et les crises de change (crises jumelles).⁵⁵ Kaminsky et Reinhart (1999) confirment d'ailleurs empiriquement les liens entre ces deux types de crises. Elles trouvent que les crises bancaires précèdent en général les crises de change, dans une économie financièrement libéralisée, celles-ci aggravant à leur tour les crises bancaires déjà déclenchées.⁵⁶

⁵⁵ Il existe également des liens entre les crises de change et les crises de dette externe. Les crises de change peuvent entraîner les crises de dette souveraine comme dans le cas de la crise turque de 1978 ou plus récemment de la crise russe de 1998. La littérature empirique qui s'intéresse aux liens entre ces deux types de crises est plutôt récente ; Reinhart (2002) et Bauer, Herz et Karb (2003) en sont quelques exemples.

⁵⁶ Il faut néanmoins noter que dire qu'une crise précède une autre n'implique pas forcément une relation de causalité immédiate.

Comment définit-on alors une crise de change sur le plan empirique ?⁵⁷ La réponse consiste à construire des indices ou des indicateurs de crises, en tant que variables dépendantes, avec des seuils arbitraires afin d'identifier *ex post* les épisodes de crises. Il s'agit ici de l'un des problèmes majeurs des travaux empiriques qui tentent de créer des systèmes d'indicateurs d'alerte.

Il existe deux approches principales dans la définition d'une crise de change sur le plan empirique,⁵⁸ à savoir, selon les termes de Dehove (2003), l'indicateur de crise effective (IEC) qui ne considère que les attaques spéculatives aboutissant à une dévaluation ou une forte dépréciation de la monnaie au-dessus d'un certain seuil (Frankel et Rose, 1996 et Milesi-Ferretti et Razin, 1998 entre autres), et l'indicateur de pression spéculative (ISP) qui prend en compte les périodes de fortes pressions spéculatives, car les Autorités monétaires peuvent défendre avec succès leurs monnaies contre les attaques en mobilisant leurs stocks de réserves internationales et/ou en augmentant leurs taux d'intérêt nominaux (Eichengreen et al., 1994, 1995, 1996 et Kaminsky et al., 1998 entre autres), ce qui produit en revanche un coût social élevé.

3.1.1. L'indicateur de crise effective (IEC)

Cette approche est initiée par Frankel et Rose (1996) qui définissent la crise de change comme une forte dépréciation annuelle du taux de change nominal s_t de 25%

⁵⁷ Bien que les crises turques soient jumelles, notre intérêt se porte sur les crises de change dans ce travail. Voir Caprio et Klingebiel (1996, 2003), Demirguc-Kunt et Detragiache (1998, 2000), Hardy et Pazarbasioglu (1998, 1999), Kaminsky et Reinhart (1999) et Kibritcioglu (2003) entre autres pour une littérature empirique des crises bancaires. En revanche, nous incluons des variables représentant la fragilité du système bancaire et financier dans notre système d'alerte afin de pouvoir expliquer les crises turques.

⁵⁸ Précisons qu'il existe un certain nombre d'études qui adoptent d'autres définitions plus spécifiques de crise de change ; Caramazza et al. (2000, 2004) retiennent la croissance des indices boursiers dans l'indicateur de crise ou Kamin et Babson (1999) emploient la baisse des importations comme une composante de l'indice ou encore Rodrick et Velasco (1999) identifient les épisodes de crise comme le retournement des flux de capitaux étrangers mesuré en tant que ratio du PIB.

vis-à-vis du dollar américain (monnaie de référence) étant donné que la plupart des pays en développement choisissent le dollar comme monnaie ancre.

$$IEC_t = \alpha\% \Delta s_t \quad (3.1)$$

Afin de ne pas considérer les périodes d'hyperinflation comme des épisodes de crises, un deuxième critère est retenu : la dépréciation du taux de change de 25% est dite crise C_t lorsqu'elle excède en même temps la dépréciation du taux de change de l'année précédente de 10% au moins. C_t est alors une variable binaire définie comme

$$C_t = \begin{cases} 1 & \text{si } IEC_t > 25\% \text{ et } IEC_t - IEC_{t-1} > 10\% \\ 0 & \text{sinon} \end{cases} \quad (3.2)$$

Une fois la série de dates de crises obtenue, les auteurs définissent une fenêtre d'exclusion (*exclusion window*) de trois ans à l'intérieur de laquelle une deuxième dévaluation de 25% n'est pas considérée comme une nouvelle crise, mais comme la suite de la première à cause de leur forte proximité temporelle.⁵⁹ La variable binaire de crise C_t prend alors la forme suivante avec j représentant la durée de la fenêtre d'exclusion :

$$C_t = \begin{cases} 1 & \text{si } IEC_t > 25\% \text{ et } IEC_t - IEC_{t-1} > 10\% \text{ et } C_{t-j} = 0 \text{ pour } j = 1, 2, \dots, j \\ 0 & \text{sinon} \end{cases} \quad (3.3)$$

⁵⁹ Cette méthode de fenêtre n'est pas spécifique à Frankel et Rose (1996). Plusieurs études empiriques comme Eichengreen et al. (1994, 1995, 1996) l'utilisent également avec différents intervalles de temps de trois mois à trois ans.

Milesi-Ferretti et Razin (1998) étendent l'étude de Frankel et Rose (1996) en adoptant quatre définitions de crise de change dont la première est l'indice IEC de Frankel et Rose (1996). Leur deuxième indicateur redéfinit les conditions des épisodes d'hyperinflation. Une période est considérée comme une période de crise si la dépréciation de la monnaie domestique est supérieure à 25% et qu'elle double le taux de dépréciation de l'année précédente qui doit être à son tour inférieur à 40%.

$$C_t = \begin{cases} 1 & \text{si } IEC_t > 25\% \text{ et } IEC_t > 2IEC_{t-1} \text{ et } IEC_{t-1} < 40\% \\ 0 & \text{sinon} \end{cases} \quad (3.4)$$

Les troisième et quatrième indicateurs se focalisent sur les périodes dans lesquelles le taux de change est plutôt stable avant les épisodes de crises. Le troisième définit la crise comme une dépréciation au-dessus de 15%. Il faut que le taux de dépréciation soit également supérieur à celui de l'année précédente de plus de 10% et que ce dernier soit aussi inférieur à 10%. Quant au quatrième, il reprend le troisième en ajoutant une condition supplémentaire : il faut que le taux de change soit fixé dans la période qui précède la crise.

$$C_t = \begin{cases} 1 & \text{si } IEC_t > 15\% \text{ et } IEC_t - IEC_{t-1} > 10\% \text{ et } IEC_{t-1} < 10\% \\ 0 & \text{sinon} \end{cases} \quad (3.5)$$

Un autre travail, qui exclut les attaques spéculatives défendues avec succès, est celui d'Esquivel et Larrain (2000) qui définissent la crise comme une large et soudaine modification du taux de change réel $s_{r,t}$. Une crise est dite apparue si la dépréciation trimestrielle est supérieure à 15% ou si la dépréciation mensuelle est supérieure à 4% et qu'elle dépasse en même temps de 2,5 écarts-types ($2.5\sigma_{IEC}$) le taux de change réel mensuel en moyenne μ_{IEC} . La première condition enregistre toute dépréciation du taux de change réel au dessus du seuil arbitraire de 15% comme un épisode de

crise, alors que la deuxième essaie de capturer les changements relativement larges du taux de change réel par rapport à sa moyenne générale.

$$C_t = \begin{cases} 1 & \text{si } IEC_t^3 > 15\% \text{ ou si } IEC_t^1 > 2.5\sigma_{IEC} + \mu_{IEC} \text{ et } IEC_t > 4\% \\ 0 & \text{sinon} \end{cases} \quad (3.6)$$

Il existe encore d'autres travaux qui utilisent ou reproduisent des indicateurs IEC comme Goldfajn et Valdes (1997), Glick et Moreno (1999), Osband et Van Rijckeghem (2000) et Dowling et Zhuang (2002), entre autres, que nous ne détaillons pas ici.

3.1.2. L'indicateur de pression spéculative (ISP)

Cette approche définit la crise comme les épisodes de fortes pressions spéculatives sur le marché des changes. Eichengreen et al. (1994, 1995, 1996) construisent un indicateur ISP inspiré du modèle de Girton et Roper (1977).⁶⁰ Cet indicateur combine de façon linéaire les variations du taux de change, des réserves de change et du taux d'intérêt, pondérées par l'inverse de leurs écarts-types respectifs, ce qui permet d'uniformiser la volatilité des composantes de l'indice. Les composantes de l'indice sont mesurées par rapport à un pays de référence, l'Allemagne, ce qui est logique sachant que leur analyse concerne en grande partie les pays industriels de l'OCDE et que la plupart des pays européens de l'échantillon avaient ancré leurs monnaies au deutschemark dans le cadre du SME.

$$ISP_{i,t} = \frac{1}{\sigma_s} \frac{\Delta s_{i,t}}{s_{i,t}} - \frac{1}{\sigma_r} \left(\frac{\Delta rM_{i,t}}{rM_{i,t}} - \frac{\Delta rM_{d,t}}{rM_{d,t}} \right) + \frac{1}{\sigma_i} \Delta(i_{i,t} - i_{d,t}) \quad (3.7)$$

⁶⁰ A l'origine, Girton et Roper (1977) ont déduit un tel indice d'un modèle monétaire du taux de change en considérant que les mouvements du taux de change et des réserves internationales peuvent affecter le marché des changes ou la pression sur la position externe d'un pays. Consulter Lestano (2004) pour la résolution mathématique du modèle de Girton et Roper (1977).

où $s_{i,t}$ représente le taux de change nominal du pays i par rapport au deutschemark en t , $rM_{i,t}$ et $rM_{d,t}$ les variations des réserves sur $M1$ du pays i et du pays de référence d en t , respectivement, $i_{i,t}$ et $i_{d,t}$ les taux d'intérêt nominaux du pays i et du pays de référence d en t , respectivement, et σ_s , σ_r et σ_i les écarts-types des composantes de l'indice. La crise est dite survenue lorsque l'indice dépasse un certain seuil critique *ad hoc* défini comme deux écarts-types ($2\sigma_{ISP}$) plus sa moyenne sur l'ensemble de la période analysée, μ_{ISP} dans Eichengreen et al. (1995).⁶¹ Une fenêtre d'exclusion de trois mois est également déterminée.

$$C_{i,t} = \begin{cases} 1 & \text{si } ISP_{i,t} > 2\sigma_{ISP} + \mu_{ISP} \text{ et } C_{i,t-3} = 0 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases} \quad (3.8)$$

Kaminsky et al. (1998) élaborent un indice similaire à celui d'Eichengreen et al. (1994, 1995, 1996), mais écartent de l'indice ISP le taux d'intérêt et les liens avec le pays de référence.⁶² Les auteurs expliquent ce choix par l'indisponibilité de données relatives aux taux d'intérêt dans les pays émergents de leur échantillon. Leur indice ISP est alors composé des variations du taux de change vis-à-vis du dollar américain s_t et des réserves en devises du Gouvernement r_t , pondérées par l'inverse de leurs écarts-types respectifs, σ_s et σ_r .

⁶¹ Dans Eichengreen et al. (1996), ce seuil est déterminé à $1.5\sigma_{ISP}$ plus sa moyenne sur l'ensemble de la période analysée, même si les auteurs utilisent également un seuil de $2\sigma_{ISP}$ pour tester la robustesse de leurs résultats.

⁶² La plupart des travaux empiriques, celui de Kaminsky et al. (1998) inclus, développent des indices de crises indépendantes de tout modèle structurel, étant donné que les indices inspirés d'un modèle structurel nécessitent l'estimation de certaines équations du modèle sous-jacent, qui limite ainsi leur usage opérationnel (Arias, 2004).

$$ISP_t = \frac{\Delta s_t}{s_t} - \frac{\sigma_s}{\sigma_r} \frac{\Delta r_t}{r_t} \quad (3.9)$$

Afin de ne pas considérer les périodes d'hyperinflation comme des épisodes de crises, Kaminsky et al. (1998) divisent leur échantillon en deux sous-périodes en fonction du niveau d'inflation. Les auteurs définissent une période d'hyperinflation comme un taux d'inflation supérieur à 150% dans les six derniers mois.⁶³ L'indicateur de crise est alors d'autant plus élevé que la monnaie domestique se déprécie fortement et que le Gouvernement enregistre de fortes pertes en réserves de change. La crise est identifiée lorsque l'indice dépasse de trois écarts-types sa moyenne générale.

$$C_t = \begin{cases} 1 & \text{si } ISP_t > 3\sigma_{ISP} + \mu_{ISP} \\ 0 & \text{sinon} \end{cases} \quad (3.10)$$

Quant à Cartapanis et al. (1998), ils élaborent un indicateur de crise similaire à celui de Kaminsky et al. (1998), mais utilisent le taux de change réel par rapport au dollar, à la place du taux de change nominal⁶⁴ avec les variations négatives des réserves internationales. Leur indicateur est alors constitué de la moyenne des variations du taux de change réel et des réserves internationales, pondérées par l'inverse de leurs écarts-types respectifs.

$$ISP_t = \frac{1}{\sigma_{s_r}} \log(s_{r,t} / s_{r,t-1}) - \frac{1}{\sigma_r} \log(r_t / r_{t-1}) \quad (3.11)$$

⁶³ Une période d'hyperinflation est différemment définie dans divers travaux : inflation dépassant 50% dans les six derniers mois dans Vlaar (2000), 100% dans les douze derniers mois dans Caramazza et al. (2000), ou encore 150% dans les six derniers mois dans Berg et Patillo (1999a, 1999b).

⁶⁴ L'idée derrière l'utilisation du taux de change réel est de distinguer un épisode de crise d'une dépréciation nominale significative due au taux d'inflation élevé. Par ailleurs, cette procédure est moins arbitraire que celle de Kaminsky et al. (1998) qui divisent leur échantillon en sous-périodes selon le niveau d'inflation.

où le taux de change réel $s_{r,t}$ est de la forme de $s_r = sP^*/P$ avec P^* et P représentant respectivement les prix à la consommation américaine et à la consommation du pays domestique, et s le taux de change nominal. Comme dans Eichengreen et al. (1995), la crise est identifiée lorsque l'indice atteint les valeurs extrêmes, soit plus de deux écarts-types au-dessus de sa moyenne.

Il existe encore un grand nombre de travaux empiriques qui définissent la crise de change comme une période de fortes pressions spéculatives. Les études concernées peuvent être regroupées en deux sous-catégories selon les composantes de l'indice. La majorité de ces études privilégie l'approche de Kaminsky et al. (1998) excluant le taux d'intérêt, à savoir celles de Berg et Pattillo (1999a, 1999b), Vlaar (2000), Aziz et al. (2000), Kamin, Schindler et Samuel (2001), Wyplosz (2001), Edison (2003), Komulainen et Lukkarila (2003) entre autres, et le reste suit la voie d'Eichengreen et al. (1994, 1995, 1996) : Herrera et Garcia (1999), Hawkins et Klau (2000), Krkoska (2001), Bussière et Fratzscher (2002) et Ari et Dagtekin (2007, 2008) entre autres.

3.1.3. Les problèmes liés à la définition et aux seuils arbitraires de crises

Le « vrai » problème lié à l'identification des crises par la construction des indices est que le nombre et la date des épisodes de crises identifiés dans divers travaux empiriques peuvent changer en fonction de la définition du terme de crise retenue et des seuils de crise arbitrairement choisis. Kamin et al. (2001) le confirment d'ailleurs en comparant leurs dates de crises identifiées avec celles de Kaminsky et al. (1998) et de Frankel et Rose (1996). Ils trouvent que seulement 61% et 51% des dates de crises sont identifiées de façon identique, respectivement avec Kaminsky et al. (1998) et avec Frankel et Rose (1996).

La définition de la crise est cruciale pour tous les travaux empiriques. Pourtant, il n'existe toujours pas de consensus sur la définition du terme de crise. La première approche qui ne considère que les épisodes de dévaluation est critiquée pour sa définition limitée du terme de crise, puisque même si une attaque spéculative n'aboutit pas à une dévaluation de la monnaie domestique suite à une défense réussie du Gouvernement, elle engendre une perte de réserves et/ou une hausse des taux d'intérêt, ce qui a un coût pour le Gouvernement. L'utilisation de cette approche peut être, néanmoins, justifiée par le fait que les attaques spéculatives entraînent en général une dévaluation, notamment dans les économies émergentes. Dans ce sens, inclure les réserves ou les taux d'intérêt n'aurait pas d'effet significatif sur l'indice de crise.

De plus, d'après certains auteurs, utiliser les mouvements de réserves de change et de taux d'intérêt dans un indice composé peut contribuer à une interprétation potentiellement trompeuse de la crise, car les données concernant les réserves de change peuvent comporter non seulement des éléments liés aux interventions du Gouvernement sur le marché des changes pour défendre la parité fixe du taux de change contre une attaque spéculative, mais aussi des opérations telles que les remboursements de dette externe. Le cas de la Banque de Thaïlande est un exemple récent de ce type de problème : elle a, en effet, été affectée par des pertes significatives de réserves sur le marché à terme (Glick et Moreno, 1999). Quant aux taux d'intérêt, les critiques partent, d'une part, des données inadéquates ou incomplètes, notamment dans plusieurs pays émergents et, d'autre part, du manque de consensus sur l'impact d'une hausse des taux d'intérêt sur les pressions spéculatives en période de crise (Arias, 2004). Comme précisé dans les modèles de crise de deuxième génération, une hausse des taux d'intérêt peut augmenter les préoccupations des opérateurs concernant l'insoutenabilité du régime de change, et donc motiver les attaques spéculatives au lieu de les empêcher, surtout dans un contexte économique et financier fragile (en cas de fort endettement du système financier ou non financier, par exemple).

Toutefois, la mobilisation des réserves de change et la hausse des taux d'intérêt sont une pratique généralisée chez les Autorités monétaires dans la défense d'un taux de change sous pressions spéculatives.⁶⁵ Cette politique de défense peut réussir à stabiliser le taux de change, mais dans le cas contraire l'attaque spéculative aboutit à une dévaluation. La conséquence des attaques spéculatives est donc incertaine pour un Gouvernement qui subit néanmoins un coût social élevé dans les deux cas. Dans ce sens, il est justifié de considérer les crises comme des épisodes de fortes pressions spéculatives incluant également les attaques défendues avec succès par les Autorités. En outre, l'approche de crise effective fait apparaître comme crise chaque décision de réalignement effectuée à froid par le Gouvernement dans les périodes dites tranquilles (situation en dehors d'attaque spéculative), (Dehove, 2003). Dans ce sens, les crises de change ne peuvent être simplement réduites aux grandes variations de taux de change réel ou nominal à la Frankel et Rose (1996).

Cette approche de pressions spéculatives pose cependant deux types de problèmes. En premier lieu, comme l'affirment Flood et Marion (1998), certains mouvements particuliers des réserves de change et des taux d'intérêt liés à la défense du taux de change pourraient diminuer ou effacer l'effet des mouvements du taux de change sur l'indice, ne nous permettant ainsi pas de détecter certaines crises de change. Dans ce sens, Zhang (2001) donne l'exemple des pressions spéculatives sur le peso philippin de septembre 1997 qu'un ISP standard n'a pas réussi à détecter, car les réserves de change avaient augmenté de 6% pendant le même mois au cours duquel le taux de change s'était déprécié plus de 10%, limitant ainsi l'impact du taux de change sur l'indice de crise. Partant, Zhang (2001) tente d'identifier les épisodes de crises par l'évolution séparée de chaque composante de l'indice. Une crise de change est alors

⁶⁵ L'idée derrière cette politique de défense est d'absorber la pression sur le taux de change. Par exemple, une hausse des taux d'intérêt est censée limiter la sortie de capitaux étrangers, ce qui va donc à l'encontre des pressions spéculatives.

identifiée si les variations du taux de change ou des réserves de change dépassent de trois écarts-types la moyenne d'échantillon.⁶⁶

$$C_t = \begin{cases} 1 & \left\{ \begin{array}{l} \text{si } \Delta s_t / s_t > 3\sigma_s + \mu_s \text{ ou} \\ \text{si } \Delta r_t / r_t < -3\sigma_r + \mu_r \end{array} \right. \\ 0 & \text{sinon} \end{cases} \quad (3.12)$$

En second lieu, se trouve le problème lié aux poids arbitraires des composantes de l'indice. Lorsque l'indice est linéaire de type ISP et composé de plusieurs variables, la question cruciale est de savoir comment pondérer ces dernières. La solution la plus simple est, comme l'affirment Eichengreen et al. (1994, 1995, 1996), de construire un indice avec une moyenne des composantes non pondérée. Néanmoins, étant donné que la volatilité de chaque composante est différente, ne pas pondérer les variables de l'indice ne constitue donc pas une solution optimale.⁶⁷ Partant, la plupart des études empiriques avec un indice ISP suivent une procédure standard qui consiste à égaliser la volatilité des composantes de l'indice, de sorte qu'aucune des composantes n'affecte de façon excessive la valeur de l'indice. Pour ce faire, les études empiriques utilisent, en général, l'inverse des écarts-types ou de variance de chaque composante de l'indice sur l'ensemble de l'échantillon (Kaminsky et al., 1998) ou sur des périodes précédentes (cinq ans dans Cartapanis et al., 1998 ou encore dix ans dans Sachs et al., 1996b).

⁶⁶ En évaluant l'évolution séparée de chaque composante de l'indice, Zhang (2001) évite également le problème dû à la pondération arbitraire des composantes.

⁶⁷ Eichengreen et al. (1994, 1995, 1996) insistent sur le fait que la volatilité des réserves de change est beaucoup plus élevée que celle du taux de change, notamment pour les pays ayant adopté des régimes de change fixes ou quasi-fixes. Il faudrait donc attribuer un poids plus faible aux réserves qu'au taux de change. D'ailleurs, Vlaar (2000) attribue un poids de 0,8 et de 0,2, respectivement au taux de change et aux réserves de change. Quant à Corsetti et al. (2001), les poids des composantes sont de l'ordre de 0,75 et de 0,25, respectivement pour le taux de change et les réserves de change. En revanche, Herrera et Garcia (1999) et Krkoska (2001) standardisent les poids attribués à chaque composante. Dans ce sens, toutes les composantes de l'indice prennent un poids égal et unitaire. Ils justifient leur choix par le fait que des poids différents n'ont pas d'effet significatif sur la valeur que prend l'indice de crise.

Cette méthode d'écart-type pose néanmoins un problème dû à la volatilité variable dans le temps des séries des composantes de l'indice (Nitithanprapas et Willett, 2002). La volatilité des mouvements du taux de change et des réserves peut varier en fonction du régime de change adopté (fixe ou flexible). Supposons qu'un pays de crise ait adopté différents régimes de change sur une période d'échantillon de vingt ans. Dans un régime de change fixe, ce sont les mouvements des réserves de change qui sont plus volatils que ceux du taux de change, alors que dans un régime de change flexible c'est le contraire. Etant donné que, dans plusieurs travaux empiriques, les écarts-types de l'indice portent sur des périodes antérieures à la crise ou sur l'ensemble de la période de l'échantillon, le régime ayant une volatilité élevée dominera toute la période d'échantillon. Partant, certaines périodes de pressions spéculatives seront sur(sous)estimées selon la pondération des composantes de l'indice. Afin de contourner ce problème de volatilité, Aziz et al. (2000), Nitithanprapas et Willett (2002) ou Caramazza et al. (2004) proposent de désaisonnaliser ou de « détendancer » (*detrend*) les données concernant les composantes de l'indice. Nitithanprapas et Willett (2000, 2002) suggèrent également de tester un certain nombre de poids différents pour les composantes (valeurs standardisées et unitaires incluses) avant de prendre une décision finale, tout en précisant néanmoins que différents poids attribués aux composantes ne changent pas de manière significative la sévérité des pressions spéculatives en termes de seuils de crise, à savoir un ou deux écarts-types au-dessus de sa moyenne (Schnatz, 1998).

Il faut également noter que la plupart des travaux empiriques déterminent des poids spécifiques pour les composantes de l'indice de chaque pays d'échantillon (Sachs et al., 1996b, ou Aziz et al., 2000, ou encore Edison, 2003), alors que le reste utilise des poids communs à tous les pays d'échantillon (Vlaar, 2000 ou Corsetti et al., 2001). La logique derrière la première approche est le fait que chaque pays, même s'il fait partie d'un groupe de pays homogènes ayant des caractéristiques économiques similaires, possède des variables avec des volatilités différentes, et le fait d'utiliser les mêmes poids pour différents pays peut entraîner de « faux » épisodes de crises ou

à l'inverse, ne pas signaler correctement de « vrais » épisodes de crises. Quant à la deuxième approche, elle tente de construire un indice de crise standard pour tous les pays de l'échantillon afin de pouvoir assurer la comparabilité de l'indice parmi les différents pays.

Dans le cas de ces deux approches (IEC et ISP), une crise de change est identifiée lorsque l'indice IEC ou ISP dépasse un certain seuil arbitraire. Ce seuil prend fréquemment la forme de combinaisons linéaires de la moyenne de l'indice $\mu_{ISP,IEC}$ et d'un multiple de son écart-type $\sigma_{ISP,IEC}$. Cette procédure de seuil a pour objectif d'avoir un certain nombre d'épisodes de crises sur l'ensemble de l'échantillon. Ici, le problème naît du nombre d'écart-types arbitrairement choisi par le chercheur (allant d'un écart-type jusqu'à trois), ce qui amène les dates et le nombre de crises à être différemment identifiés d'une étude à une autre, même si un certain nombre de travaux (Frankel et Rose, 1996 ou Eichengreen et al., 1996) affirment que la datation des crises est peu sensible à la valeur du seuil. Précisons le fait que plus la valeur du seuil est élevée moins le nombre d'épisodes de crises est identifié, toutes choses égales par ailleurs. Si l'on définit le seuil de crise à trois écarts-types, à titre d'exemple, on n'identifiera que les crises « sévères » dans le sens de Schnatz (1998). Notons également que non seulement la valeur du seuil, autrement dit le multiple d'écart-types, mais aussi le nombre de composantes de l'indice (les réserves et/ou les taux d'intérêt inclus ou non) et le caractère nominal ou réel des composantes affectent la valeur que prend l'indice de crise, ce qui explique mieux la différence du nombre de crises identifié dans divers travaux qui utilisent le même nombre d'écart-types.

Lestano et Jacobs (2004, 2007) comparent les indices de crise d'Eichengreen et al. (1995, 1996), de Frankel et Rose (1996), de Kaminsky et al. (1998), et de Zhang (2001) dans l'identification de crises de change dans les six pays asiatiques (Corée du Sud, Indonésie, Malaisie, Philippines, Singapour et Thaïlande) pour une période

allant de 1970 à 2002. Ils trouvent que l'indice de Frankel et Rose (1996), qui exclut les attaques défendues avec succès par le Gouvernement, détecte moins de crises que les autres, tandis que l'indice de Zhang (2001), qui analyse séparément les mouvements des réserves et du taux de change, identifie davantage d'épisodes des crises par rapport aux autres. Quant à l'indice d'Eichengreen et al. (1995, 1996), il identifie plus d'épisodes de crises que l'indice de Kaminsky et al. (1998). Les auteurs modifient ensuite l'indice de Kaminsky et al. (1998) en incluant le taux d'intérêt et l'indice d'Eichengreen et al. (1995, 1996) en déterminant le seuil de crise à trois écarts-types. Ils trouvent que le nombre de crises et les dates des épisodes de crises identifiés sont similaires (Lestano et Jacobs, 2004, Tableau 6 et 7, pp.30-32). Il est également important de noter que tous les indices détectent les événements autour de la crise asiatique de 1997-1998.

Amuedo-Dorantes et Pozo (2003) montrent pourtant le caractère inadéquat de la définition de seuils en termes d'écarts-types au dessus de la moyenne, dû à l'hypothèse implicite de la méthode d'écarts-types à satisfaire selon laquelle l'indice suit une distribution de probabilité normale standard. Ils mettent en cause cette condition de normalité en raison des données biaisées. C'est pourquoi ils proposent d'exploiter l'information dans les « queues » de distribution de l'indice en utilisant la théorie des valeurs extrêmes afin de calculer le seuil de crise.⁶⁸ Néanmoins, l'indice modifié de Kaminsky et al. (1998) suivant la théorie des valeurs extrêmes, élaboré par Lestano et Jacobs (2007) fournit des dates de crise quasi-identiques par rapport à l'indice original de Kaminsky et al. (1998), ce qui diminue ainsi les critiques d'Amuedo-Dorantes et Pozo (2003).

Edison (2003) souligne un autre problème lié à la définition de seuils de crise en termes d'écarts-types, les seuils étant de nature dépendante de l'échantillon. Cette méthode implique le fait que l'occurrence d'une nouvelle crise relativement sévère,

⁶⁸ Voir Lestano et Jacobs (2007) pour une analyse approfondie de la méthode des valeurs extrêmes utilisée pour la datation des crises de change.

comme la crise asiatique de 1997, peut considérablement changer la moyenne et la variance de l'échantillon, ce qui entraîne des dates de crises différemment identifiées. Ainsi, apparaît le phénomène de crises « disparaissantes » : les crises, qui étaient précédemment détectées, ne sont plus identifiées comme telles depuis le déclenchement d'une nouvelle crise relativement sévère. Edison (2003) compare les dates de crises identifiées dans Kaminsky et al. (1998) pour une période d'échantillon originale de 1970 à 1995 avec une période d'échantillon étendue jusqu'à la fin de 1999, incluant la crise asiatique. Il trouve que les dates de crises dans les cinq pays asiatiques (Corée du Sud, Malaisie, Pakistan, Singapour et Thaïlande) changent lorsque la période d'échantillon est étendue. De plus, Edison note que les cinq crises qui avaient été identifiées en Malaisie par l'indice utilisant l'échantillon original (1970-1995) ont été ignorées par l'indice utilisant l'échantillon étendu (1970-1999), (Edison, 2003, Tableau 3, pp.20-23).

Zhang (2001) cite un problème similaire : si la période d'échantillon est marquée par différents niveaux de volatilité dus à l'adoption de différents régimes de change fixe ou flexible, le régime de forte volatilité dominera l'échantillon. Ainsi, le seuil de crise pourrait être trop élevé afin de pouvoir identifier une crise qui s'est déclenchée dans le régime de faible volatilité (Arias, 2004). C'est pourquoi, selon Zhang (2001), l'indice d'Eichengreen et al. (1995, 1996) ne parvient pas à identifier comme un épisode de crise les pressions spéculatives de mai 1997 en Thaïlande. Car les taux de change et les réserves internationales étaient beaucoup moins volatils dans les années 1980 par rapport aux années 1990. Afin de contourner ce problème, il propose d'utiliser des seuils changeants dans le temps pour chaque composante de l'indice sur une période de $(t - 36, t - 1)$.

D'autre part, Martinez-Peria (2002) et Abiad (2003) ou encore Arias (2004) présentent une méthode alternative : le modèle Markov-switching avec les probabilités de transition (d'un régime à un autre ou d'une période de non crise à une

période de crise) changeantes dans le temps. De ce fait, le modèle ne requiert pas *a priori* de mécanisme de datation des épisodes de crises ; en revanche, il permet de détecter de manière endogène les épisodes de fortes pressions spéculatives, évitant alors les pièges liés à la procédure arbitraire de seuils.

Dans les deux approches, l'indice de crise IEC ou ISP est transformé en une variable binaire qui prend une valeur nulle en cas de non crise et une valeur unitaire en cas de crise. Un certain nombre de travaux (Vlaar, 2000, Eliasson et Kreuter, 2001, entre autres) critiquent cette méthode et évitent d'utiliser un indice binaire. Les raisons essentielles de ce choix se trouvent, d'une part, dans la perte d'information en transformant une variable continue en une variable binaire, d'autre part, dans la classification d'une forte pression spéculative juste en-dessous du seuil arbitraire comme période tranquille, et enfin, dans l'impossibilité d'observer la sévérité d'une pression spéculative. Partant, un groupe de travaux (Sachs et al., 1996b, Tornell, 1999, Bussière et Mulder, 1999a, 1999b, Mulder, Perelli et Rocha, 2002) utilisent un indicateur de crise continu afin de mesurer la sévérité d'une crise plutôt que sa probabilité. Leur indicateur de crise est constitué de la somme des variations du taux de change et des réserves internationales, pondérées par l'inverse de la variance de chaque composante. Quant à Vlaar (2000), il essaie de calculer non seulement la sévérité d'une crise de change, mais aussi d'identifier la date de crise en élaborant un indice continu constitué de la moyenne pondérée des variations mensuelles du taux de change et des réserves de change. Il définit une période de crise lorsque la valeur de l'indice est supérieure à 10.

De leur côté, Hawkins et Klau (2000) et Eliasson et Kreuter (2001) transforment l'indice de crise en un système de scores. Hawkins et Klau (2000) élaborent un indicateur de crise composé des variations des réserves de change, des taux d'intérêt réels et des taux de change à trois et à douze mois. Le taux de change entre donc deux fois dans l'indice dans l'objectif d'accroître son poids sur l'indice. Chaque composante de l'indice est transformée en scores discrets pouvant prendre cinq

valeurs possibles : -2 (représentant un risque faible), -1, 0, 1, 2 (représentant un risque élevé). En prenant cinq valeurs différentes, cet indice est plus informatif qu'un indice binaire ne prenant que deux valeurs, il reste néanmoins aussi arbitraire qu'un indice de crise binaire. Quant à Eliasson et Kreuter (2001), ils construisent un indice continu alternatif basé sur la distribution des valeurs extrêmes liée aux variations du taux de change, de la hausse du taux d'intérêt réel et des déviations du taux d'intérêt réel de sa moyenne à long terme. En utilisant la fonction cumulative de densité prenant une valeur nulle ou unitaire, ils obtiennent leur indice de crise utilisé comme une variable dépendante dans un modèle logit multinomial. Ils affirment que l'indice continu est plus informatif en ce qui concerne le développement des crises de change qu'un indice binaire.

Une dernière critique à propos de l'indice binaire concerne la définition d'une fenêtre d'exclusion qui ignore certains épisodes de crises signalés par l'indice dans un intervalle de temps arbitraire allant de trois mois (Eichengreen et al., 1996) à trois ans (Frankel et Rose, 1996) en fonction de la fréquence des séries de données utilisées et du jugement des économistes sur la durée d'une crise de change. La motivation derrière l'utilisation d'une fenêtre d'exclusion est de ne pas compter plusieurs fois la même crise, partant du principe que la deuxième crise est la suite de la première à cause de leur forte proximité temporelle. En imposant une fenêtre d'exclusion, l'information concernant la sévérité et la durée de la crise de change disparaît (Wyplosz, 2001) et la variable de crise C_t ne nous renseigne que sur le début d'une crise de change plutôt que sur toute la période de crise. Il s'agit donc d'un facteur qui joue un rôle important dans l'identification des épisodes de crises.

3.2. Divers méthodologies et indicateurs utilisés pour construire un système d'alerte de crises de change

La construction d'un système d'alerte passe par trois étapes, à savoir la définition empirique de la crise de change, le choix d'une méthodologie appropriée et la détermination des indicateurs à retenir, censés expliquer l'occurrence des crises de change. Après avoir défini dans la section précédente la crise de change sur le plan empirique, l'objectif de cette section est de présenter différentes méthodologies et divers indicateurs utilisés en vue de construire un système d'alerte.

Les premiers travaux empiriques (Blanco et Garber, 1986 ou Cumby et Van Wijnbergen, 1989) avaient pour objectif de valider les modèles théoriques structurels de première génération. En utilisant une variante du modèle krugmanien de 1979, Blanco et Garber (1986) ont essayé d'anticiper la date et la magnitude des dévaluations du peso mexicain encourues en 1976 et en 1982. De façon similaire, Cumby et Van Wijnbergen (1989) ont analysé les attaques spéculatives à l'encontre du peso argentin de 1979 et de 1981. Les travaux empiriques plus récents, eux, ne sont pas basés de façon explicite sur la littérature théorique,⁶⁹ même s'ils s'en inspirent, mais visent plutôt à identifier un ensemble d'indicateurs de crise susceptibles d'informer les Autorités d'un pays et/ou les organisations financières internationales de l'occurrence d'une crise. Dans la littérature empirique, il existe deux méthodes dominantes : les régressions non linéaires logit/probit et l'approche des signaux. Nous pouvons également citer la méthode qualitative des « *events* » ou « *event study* » et le modèle plus récent de Markov-switching qui ont été utilisés dans une moindre mesure dans la littérature. Chaque méthode présente un certain nombre

⁶⁹ Les études de Cartapanis et al. (1998, 2002) sont l'une des exceptions dans ce domaine. En mesurant l'insoutenable des politiques économiques par le déséquilibre accumulé comme dans les modèles de première génération, la vulnérabilité par le déséquilibre courant comme dans les modèles de deuxième génération et la contagion par l'occurrence d'une crise dans le pays voisin représentant les modèles de troisième génération, ils essaient d'appréhender l'importance des modèles théoriques dans le déclenchement des crises asiatiques et latino-américaines.

d'avantages et d'inconvénients. Dans cette section, nous résumons ces différentes méthodologies par l'intermédiaire des études empiriques fondatrices.

3.2.1. La méthode des « *events* »

La méthode des « *events* » est une approche qualitative qui a été mise en œuvre à l'origine par Eichengreen et al. (1994, 1995) et Frankel et Rose (1996). Elle consiste à identifier par l'intermédiaire de graphiques et histogrammes si les variables économiques et financières présentent un comportement anormal avant une période de crise par rapport à une période dite tranquille. Cette approche peut également être renforcée par des méthodes statistiques (tests de Student ou de Kruskal-Wallis) permettant de tester la significativité de la différence comportementale des variables observées pendant les périodes de crises et de non crises.

Cette approche passe par trois étapes. La première étape consiste à identifier les épisodes de crises en construisant des indices de crise binaires prenant la valeur 1 en cas de crise et la valeur 0 dans le cas contraire. La deuxième étape consiste à déterminer une fenêtre de crise autour de chaque variable, c'est-à-dire une période t_c d'avant et d'après crise (de dix-huit mois dans Kaminsky et Reinhart, 1999, de vingt-quatre mois dans Eichengreen et al., 1995 et Aziz et al., 2000 et de trois ans dans Frankel et Rose, 1996). Enfin, dans la troisième étape, le comportement de chaque variable pendant les périodes de fenêtre de crise est systématiquement comparé avec son comportement pendant les périodes hors fenêtre de crise. L'objectif est donc d'obtenir des valeurs moyennes de variables sur les périodes de crise et de non crise afin de pouvoir mesurer leur déviation (exprimée en termes d'écart-types) en période de crise par rapport à leur moyenne en période tranquille. Appliquée sur toute la période d'échantillon, la méthode conduit à un graphique affichant les valeurs moyennes de la variable pendant les périodes de crise et de non crise et l'écart-type de sa distribution dans la période de crise (Dehove, 2003).

Cette méthode a l'avantage de recourir à une procédure simple. Elle est également assez informative en permettant d'observer et de distinguer facilement le changement de comportement de chaque variable au cours d'une longue période. De plus, elle n'impose pas de procédure paramétrique sur les données et ses tests statistiques requièrent très peu d'hypothèses concernant la distribution des variables par rapport aux procédures économétriques plus formelles. Pourtant, cette approche n'est pas sans défauts (Aziz et al., 2000, Dehove, 2003). Elle se définit, en effet, par construction univariée. C'est pourquoi on ne peut examiner que le comportement individuel des variables à un moment précis sans pouvoir mesurer sa contribution marginale en fonction d'une autre variable comme dans les régressions linéaires ou non linéaires. Contrairement aux régressions où plusieurs tests de sensibilité peuvent être utilisés afin de vérifier la robustesse des résultats, dans l'approche des « *events* » il n'existe pas de diagnostics standards pour tester les observations. Enfin, les liens possibles entre les indicateurs et la crise elle-même ne sont pas considérés.

Eichengreen et al. (1995) analysent les causes et les conséquences des épisodes de turbulence sur le marché des changes en utilisant des données trimestrielles pour une période allant de 1959 à 1993 dans un échantillon de vingt pays industriels. Ils étudient également comment le comportement post-crise des variables économiques est affecté par leur comportement pré-crise et par la réponse des Autorités à la crise. Partant, ils construisent un indice de crise composé de la moyenne pondérée des variations du taux de change, des réserves de change et du taux d'intérêt. Cet indice définit la crise de change comme une forte pression spéculative sur le marché des changes incluant ainsi les attaques spéculatives « réussies » et « non réussies », en revanche excluant toute décision de réaligement du taux de change (dévaluation ou réévaluation) qui n'est pas précédée par une pression spéculative significative.⁷⁰ La

⁷⁰ Ils effectuent donc une séparation entre les crises de change et les événements du marché des changes qui consistent en des réalignements (dévaluations ou réévaluations) et des transitions du régime (décisions de laisser flotter ou de fixer le taux de change).

crise est identifiée lorsque l'indice ISP prend une valeur supérieure à deux écarts-types plus sa moyenne sur l'ensemble de la période analysée. Une fenêtre d'exclusion initiale de deux trimestres est déterminée afin de ne pas compter plusieurs fois la même crise, en assumant que la deuxième (ou plus) crise est la suite de la première en raison de leur forte proximité temporelle.

Ils déterminent ensuite une fenêtre de crise de huit trimestres précédant et suivant un épisode de crise afin de pouvoir observer l'évolution des variables économiques. Ils constatent que les variables économiques s'affaiblissent vers le déclenchement d'une crise de change. Le Compte courant devient déficitaire : les recettes d'exportations diminuent alors que les dépenses d'importations augmentent. La croissance du crédit domestique et la hausse des prix et des salaires s'accélèrent. La croissance du crédit n'est pourtant pas liée au déficit budgétaire qui reste relativement stable pendant la période de pré-crise. Les réserves de change et les taux d'intérêt enregistrent respectivement une forte chute et une forte hausse. La hausse des taux est plutôt liée à l'augmentation des prix et à la croissance économique réelle qu'à l'anticipation de crise de change, car le différentiel du taux d'intérêt par rapport au pays de référence (Allemagne) reste insignifiant.

Frankel et Rose (1996) tentent de déterminer les causes des crises de change, définies comme une forte dépréciation ou dévaluation du taux de change (25%), dans les pays émergents, en utilisant des données annuelles pour une période allant de 1971 à 1992. Une fenêtre d'exclusion est aussi déterminée, assumant que la deuxième crise qui se déclenche dans les trois ans suivant la première n'est pas une nouvelle crise. Ils déterminent, ensuite, une fenêtre de crise de trois ans précédant et suivant un épisode de crise afin de pouvoir observer l'évolution des variables économiques. Ils trouvent que les pays ayant subi une crise de change tendent à avoir une proportion élevée de dette prêtée par les banques domestiques et un stock élevé de dette à court terme. Les pays touchés par des crises souffrent également de l'accélération de l'entrée de capitaux étrangers à court terme, de l'appréciation du taux de change de

plus de 10%, de la perte progressive des réserves internationales et de la hausse excessive du crédit domestique. Contrairement aux modèles théoriques, le Compte courant et le solde budgétaire n'enregistrent pas de variations significatives par rapport aux périodes de non crise. Enfin, avant les périodes de crise, les taux d'intérêt étrangers sont plus élevés et la production des pays industriels est beaucoup plus faible qu'aux périodes tranquilles.

Quant à Kaminsky et Reinhart (1999), dans une analyse comprenant vingt pays industriels et émergents pour une période de 1970 à 1995, elles identifient 76 épisodes de crises de change utilisant un indice ISP composé des variations pondérées du taux de change nominal et des réserves internationales. Lorsque l'indice dépasse le seuil arbitraire de trois écarts-types au dessus de sa moyenne, une crise de change est détectée. Leur fenêtre de crise est de dix-huit mois avant et après les périodes de crises. Elles trouvent que les indicateurs représentant la libéralisation financière (M2 multiplicateur, ratio crédit domestique/PIB et ratio taux au prêt/taux à l'emprunt) sont assez significatifs avec une tendance croissante progressive qui commence six à neuf mois avant le déclenchement de la crise de change. Quant au taux d'intérêt réel, il est en dessous de son niveau de périodes tranquilles, contrairement aux attentes liées aux modèles théoriques qui préconisent une hausse des taux d'intérêt domestiques à l'approche et/ou au déclenchement de la crise. Les indicateurs du secteur monétaire (M1, ratio M2/Réserves) sont également significatifs, suivant une tendance croissante vers le déclenchement de la crise. L'excès de liquidité (M1 et M2), créée dans l'objectif de faciliter les conditions de financement des institutions financières en difficulté, n'est pourtant pas compatible avec le maintien du taux de change fixe. Enfin, la croissance des exportations et des importations commence à diminuer respectivement douze et neuf mois avant l'occurrence de la crise. Quant à la surévaluation du taux de change réel, elle affecte négativement la performance des exportations (20% au-dessous de son niveau des périodes tranquilles) et contribue à la détérioration des termes de l'échange et au

ralentissement de la croissance économique, qui entraînent une chute des dépenses d'importations et des recettes d'exportations.

Enfin, Aziz et al. (2000) examinent un grand nombre de crises de change pour la période 1975-1997 dans cinquante pays industriels et émergents afin de pouvoir identifier des comportements similaires d'un ensemble de variables macroéconomiques et financières autour des périodes de crises. Ils identifient 158 épisodes de crises, par un indice composé des variations pondérées du taux de change et des réserves internationales, qui sont ensuite divisés en différents sous-groupes : crises dans les pays émergents ou industriels, crises essentiellement caractérisées par la dévaluation ou par la perte de réserves de change, crises sévères ou modérées, crises avec une reprise économique rapide ou lente et crises liées aux problèmes du système bancaire. Une crise de change est signalée lorsque l'indice prend une valeur supérieure au seuil de 1,5 écart-type plus sa moyenne. Pour les périodes d'hyperinflation, définies comme les périodes au cours desquelles le taux d'inflation annuel est supérieur à 80%, la pondération des composantes de l'indice et le seuil de crise sont calculés séparément. Une fenêtre d'exclusion de dix-huit mois est également déterminée.

Aziz et al. (2000) indiquent que la surévaluation du taux de change est significative pour tous les épisodes de crises, sauf pour les crises liées aux problèmes de système bancaire et crises essentiellement caractérisées par la perte de réserves de change. La surévaluation du taux de change affecte de façon négative la performance des exportations qui commence à se détériorer douze mois avant le déclenchement de la crise, sauf pour les crises des pays industriels et crises essentiellement caractérisées par la perte de réserves. La Balance commerciale ne présente pas de changement significatif (seulement une légère détérioration) avant les crises, tandis qu'en général le Compte courant et les termes de l'échange se détériorent, notamment dans les crises des pays émergents. Le solde budgétaire est déficitaire avant les crises, mais ce déficit reste insignifiant. La croissance monétaire (M1 et M2) et du crédit domestique

et la hausse du taux d'inflation sont d'autres caractéristiques des crises de change. Elles sont présentes notamment avant le déclenchement des crises essentiellement caractérisées par la perte de réserves. Les faibles taux d'intérêt réels domestiques avant la crise contribuent également à la surchauffe de l'économie. Pourtant, juste avant le déclenchement de la crise, les taux d'intérêt réels commencent à augmenter et montent en flèche pendant la crise dans l'objectif de défendre le taux de change. En revanche, les taux d'intérêt réels étrangers augmentent significativement six mois avant le déclenchement de la crise, ce qui souligne l'intégration croissante des marchés de capitaux mondiaux et la sensibilité des flux de capitaux aux variations des taux. Quant aux prix d'actifs qui atteignent leur sommet deux ans avant l'occurrence de crises, ils commencent à diminuer six mois avant la crise. La perte de réserves de change n'est, en général, pas graduelle (sauf pour les crises sévères), contrairement à ce que laissent entendre les modèles de crise de première génération, mais plutôt brusque liée aux sorties brutales de capitaux.

3.2.2. La méthode des signaux

Cette méthode, qui a été développée par Kaminsky et al. (1998) et Kaminsky et Reinhart (1999), consiste essentiellement à surveiller l'évolution d'un certain nombre d'indicateurs économiques et financiers présentant systématiquement un comportement différent avant les épisodes de crises. Dans ce sens, elle peut être considérée comme une extension de la méthode des « *events* ». Comme dans la première approche, un indicateur de crise binaire (prenant la valeur 1 en cas de crise et la valeur 0 dans le cas contraire) est également défini afin d'identifier les épisodes de crises.

Cependant, cette approche se distingue de la première en déterminant pour chaque indicateur des valeurs seuils \bar{X}_t^j au-dessus desquelles un indicateur X_t^j donne un signal d'alerte indiquant qu'une crise de change peut avoir lieu dans un laps de temps

spécifique (appelé horizon de signal ou horizon prévisionnel ou *signalling horizon* de douze, dix-huit ou vingt-quatre mois en général). Dans ce sens, l'indicateur X_t^j est transformé en un signal binaire S_t^j prenant la valeur unitaire lorsque la variable X_t^j dépasse le seuil défini \bar{X}_t^j , et la valeur nulle dans le cas contraire.

$$S_t^j = \begin{cases} 1 & \text{si } |X_t^j| > |\bar{X}_t^j| \\ 0 & \text{si } |X_t^j| \leq |\bar{X}_t^j| \end{cases} \quad (3.13)$$

Les conditions dans l'équation (3.13) sont exprimées en termes de valeurs absolues des variables et de leurs seuils, car pour certaines variables (par exemple, les exportations) une diminution au-dessus du seuil, et pour d'autres (par exemple, les importations) une augmentation au-dessus du seuil indique la hausse de la probabilité de crises (Kaminsky, 1999). Un signal S_t^j qui est suivi par une crise dans les douze à vingt-quatre mois est considéré comme un « bon signal », et dans le cas contraire comme un « faux signal » ou « bruit ». Afin d'être plus explicite, Kaminsky et al. (1998) utilisent une matrice qui évalue la performance de chaque indicateur.

Tableau 3.1. La performance d'un indicateur

	Crise (dans les 12 à 24 mois)	Non crise (dans les 12 à 24 mois)
Signal émis si $ X_t^j > \bar{X}_t^j $	A	B
Non signal émis si $ X_t^j < \bar{X}_t^j $	C	D

Source : Kaminsky et al. 1998, p.28

Ici, A et D représentent les cas où un indicateur émet un bon signal (crise signalée et survenue ou pas de crise signalée et pas de crise survenue, respectivement), B et C les cas où un indicateur émet un faux signal (crise signalée mais pas de crise survenue ou pas de crise signalée mais crise survenue, respectivement). Un indicateur parfait ne devrait fournir que des bons signaux : A et D > 0 et B et C = 0,

ce qui n'est pas le cas en pratique. Partant, l'objectif est de déterminer des valeurs seuils optimales pour chaque indicateur de manière à ce qu'il donne moins de faux signaux possibles et ne manque pas non plus les épisodes de crises. Choisir une valeur seuil basse entraînerait plusieurs crises correctement signalées, mais au détriment d'un grand nombre de fausses alarmes (erreur de type II), en revanche choisir une valeur seuil élevée diminuerait le nombre de fausses alarmes, mais au prix de manquer plusieurs crises (erreur de type I).⁷¹

Pour chaque indicateur, la valeur seuil optimale spécifique aux pays est déterminée en fonction de la distribution des observations de l'indicateur en termes de percentiles, mais le même percentile est utilisé pour tous les pays de l'échantillon. Cette procédure est répétée pour chaque indicateur afin de définir un seuil optimal à travers le ratio « faux signaux/bon signaux » minimisé (*noise-to-signal-ratio*) qui est obtenu en divisant le ratio faux signaux $B/B+D$ par le ratio bons signaux $A/A+C$, soit $(B/B+D)/(A/A+C)$.⁷² On a ainsi une mesure synthétique permettant d'évaluer la significativité de chaque variable qui ne repose pas sur un test statistique, mais sur la valeur que prend ce ratio. Si ce ratio est inférieur à 1, l'indicateur concerné est significatif. De plus, plus il est faible plus l'indicateur est significatif, ce qui réduit les erreurs de types I et II, toutes choses égales par ailleurs. En revanche, un indicateur dont le ratio faux signaux/bon signaux est égal et/ou supérieur à 1, n'est pas informatif dans la prédiction des crises, est alors éliminé de la liste des indicateurs initialement choisis. Les indicateurs sont donc classés en fonction de leur capacité de prédiction d'une crise, mais aussi par rapport à la date à laquelle le premier bon signal est émis, puisqu'un indicateur performant devrait aussi

⁷¹ Une erreur de type I arrive lorsque l'hypothèse de nullité est faussement rejetée, et une erreur de type II survient lorsque l'hypothèse de nullité est faussement acceptée.

⁷² Les auteurs calculent également le bruit (*noisiness*) des indicateurs en comparant la probabilité conditionnelle de la crise liée aux indicateurs $A/A+B$ avec la probabilité inconditionnelle de la crise $(A+C)/(A+B+C+D)$. Afin qu'un indicateur puisse avoir une utilité dans la prédiction d'une crise, sa probabilité conditionnelle devra être supérieure à la probabilité inconditionnelle de la crise.

signaler une crise suffisamment à l'avance, et par rapport à la persistance des bons signaux émis avant les périodes de crises.

Cette approche a l'avantage de pouvoir évaluer la performance individuelle de chaque variable. Elle dessine ainsi un tableau des problèmes d'une économie, facilement observable, compréhensible et interprétable par les Autorités politiques. De plus, elle informe les Autorités quant à la sévérité des problèmes en précisant combien de variables dépassent leurs valeurs seuils arbitraires et émettent ainsi des signaux d'alerte. Cependant, cette caractéristique univariée, comme dans la méthode des « *events* », constitue en même temps le défaut de ne pas pouvoir mesurer la contribution marginale d'une variable en interaction avec une autre comme dans le cas des régressions linéaires ou non linéaires. En outre, contrairement à l'analyse des régressions, où plusieurs tests de sensibilité peuvent être utilisés afin de vérifier la robustesse des résultats, les tests statistiques standards ne sont pas applicables dans l'approche des signaux, ce qui rend difficile l'évaluation de la capacité relative de cette approche à agir en tant que système d'alerte par rapport aux autres méthodes de régressions. Enfin, le dernier inconvénient de l'approche des signaux résulte de la transformation d'un indicateur explicatif en une variable binaire, ce qui entraîne une perte d'information, l'absence de signal de la part d'un indicateur présentant un comportement anormal, mais restant juste en-dessous du seuil arbitraire et l'impossibilité d'observer le niveau de dégradation d'un indicateur.

Kaminsky et al. (1998) appliquent cette approche des signaux à un groupe de quinze pays en développement et cinq pays développés pour la période 1970-1995. Elles définissent la crise à travers un indice ISP composé des variations mensuelles en pourcentage du taux de change vis-à-vis du dollar américain et des réserves en devises du Gouvernement, pondérées par l'inverse de leurs écarts-types respectifs. Une crise est détectée lorsque l'indice dépasse de trois écarts-types sa moyenne d'échantillon. Afin de ne pas considérer les périodes d'hyperinflation comme des épisodes de crises et que ces périodes d'hyperinflation ne faussent pas la moyenne et

la variance de l'indice, elles divisent leur échantillon en deux sous-périodes en fonction du niveau d'inflation. Elles définissent donc une période d'hyperinflation comme une période présentant un taux d'inflation supérieur à 150% dans les six derniers mois.

Elles choisissent ensuite quinze indicateurs après avoir effectué une revue de plus de cent variables explicatives utilisées dans les travaux empiriques précédents. Leur choix est guidé par les considérations théoriques de crises et la disponibilité mensuelle des données. Elles comparent ensuite le comportement des variables avant les périodes de crise par rapport à leur niveau pendant les périodes tranquilles (groupe de contrôle). Pour chaque variable, un seuil optimal en termes de ratio faux signaux/bon signaux minimisé est calculé, au-dessus duquel la variable donne un signal d'alerte indiquant qu'une crise peut se déclencher dans les vingt-quatre mois à venir. La performance des indicateurs retenus est évaluée par l'intermédiaire de trois mesures : la capacité prédictive de crises, la date à laquelle le premier bon signal est émis et la persistance des bons signaux émis avant les périodes de crises.

Dans le cadre de la première mesure de performance, c'est la valeur que prend le ratio faux signaux/bons signaux qui constitue le critère en fonction duquel trois indicateurs (ratio taux au prêt/taux au dépôt, dépôts bancaires et importations) restent insignifiants dans la prédiction des crises. Le reste des indicateurs avec un ratio faux signaux/bon signaux inférieur à l'unité est significatif dans la prédiction des crises. En revanche, cette première mesure ne nous donne pas d'information sur la date du premier bon signal émis par un indicateur et la persistance des bons signaux émis avant la crise par rapport aux périodes de non crise. Du point de vue des Autorités monétaires, un indicateur performant devrait aussi pouvoir émettre des signaux persistants suffisamment à l'avance pour qu'elles puissent prendre des mesures nécessaires afin de prévenir le déclenchement d'une crise. Les auteurs constatent que la totalité des douze indicateurs significatifs émettent le premier bon signal douze à dix-huit mois avant l'occurrence d'une crise. Au vu de ces trois critères, les variables

les plus performantes dans l'explication et la prédiction des crises sont le taux de change réel, les réserves internationales, le ratio crédit domestique/PIB, les exportations, le ratio M2/réserves, la production industrielle et l'indice boursier (ou les prix des actifs).

Quant à Kaminsky et Reinhart (1999), elles partent du principe que les crises de change et les crises bancaires présentent des causes communes. Elles adoptent l'indice de crise de change de Kaminsky et al. (1998) et définissent un indice de crise bancaire comme les événements représentant fermeture, fusion, sauvetage ou nationalisation d'une ou plusieurs banques domestiques.⁷³ Dans une analyse concernant les vingt mêmes pays industriels et émergents pour une période allant de 1970 à 1995 (la crise asiatique est étudiée hors échantillon), Kaminsky et Reinhart (1999) identifient 76 épisodes de crises de change, 26 crises bancaires et 19 crises jumelles. Elles calculent la probabilité conditionnelle de crises de change en fonction des crises bancaires déclenchées dans les vingt-quatre derniers mois et *vice versa*, et la comparent ensuite avec la probabilité inconditionnelle de crises de change et crises

⁷³ La construction des indices de crises bancaires est plus difficile que celle des indices de crises de change, car les crises bancaires peuvent prendre des formes très différentes. Une crise bancaire peut être déclenchée par une panique bancaire prenant la forme d'une ruée aux guichets ou par une détérioration de la qualité des actifs. Dans le premier cas, ce sont les variations des dépôts bancaires et, dans le deuxième cas, les prêts non performants qui pourraient être utilisés afin d'identifier les épisodes de crises bancaires. Mais, il existe un problème de disponibilité des données, surtout de haute fréquence, concernant ces variables. C'est pourquoi, certaines études sur les crises bancaires utilisent des *proxies* dans l'objectif de représenter ces variables. Par ailleurs, quelques auteurs comme Kibritcioglu (2003) construisent un indicateur de fragilité bancaire composé des variations des dépôts bancaires, des crédits accordés au secteur privé et des passifs en devises du système bancaire, pondérées par l'inverse de leurs écarts-types respectifs. Dans deux travaux précédents, en suivant l'idée de Kaminsky et Reinhart (1999) selon laquelle les crises de change et les crises bancaires ont des causes communes et en s'inspirant de l'indicateur de Kibritcioglu (2003), Ari et Dagtekin (2007, 2008) construisent un indice de crise jumelle (Itwin) afin d'identifier la crise financière turque de 2001 :

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

où *TCR* symbolise le taux de change réel, *RES* les réserves internationales, *r* le taux d'intérêt réel, *CPS* les crédits accordés par le système bancaire au secteur privé, *FXLIAB* les passifs en devises du système bancaire, *DEPO* la totalité des dépôts du système bancaire et σ l'écart-type des variables. (Voir Ari et Dagtekin, 2007, 2008 pour une analyse détaillée).

bancaires. Elles démontrent que les crises bancaires précèdent en général les crises de change dans une économie financièrement libéralisée (46% de probabilité qu'une crise de change suive une crise bancaire), et que les crises de change approfondissent à leur tour les crises bancaires déjà déclenchées.

En utilisant les quinze mêmes indicateurs (plus l'indice de crise bancaire) et leurs seuils optimaux utilisés dans Kaminsky et al. (1998), Kaminsky et Reinhart (1999) trouvent que les indicateurs du Compte de capital (réserves internationales et différentiel du taux d'intérêt réel) et de la libéralisation financière (M2 multiplicateur, ratio crédit domestique/PIB, taux d'intérêt réel et ratio taux au prêt/taux au dépôt) sont les plus significatifs, car ils signalent correctement 81% des crises de change. La significativité du différentiel du ratio taux au prêt/taux au dépôt constitue donc la différence par rapport au travail de Kaminsky et al. (1998), étant donné que cet indicateur était éliminé à cause de son ratio faux signaux/bons signaux supérieur à l'unité.

Kaminsky (1999) reproduit les travaux de Kaminsky et al. (1998) et de Kaminsky et Reinhart (1999). Elle identifie ainsi le même nombre de crises (76 crises de change et 26 crises bancaires) et la performance des indicateurs dans la prédiction des crises reste inchangée. La première différence de Kaminsky (1999) est le fait qu'elle ajoute cinq indicateurs supplémentaires dans la liste précédente des variables (variable muette de libéralisation financière, taux d'intérêt réel américain, dette externe, sorties de capitaux et dette à court terme) du fait de la crise asiatique dans l'explication de laquelle les variables économiques traditionnelles sont restées insuffisantes. Kaminsky (1999) indique que les nouveaux indicateurs (à part la variable muette de libéralisation financière) sont significatifs dans la prédiction des crises de change. Son deuxième apport se trouve dans la conceptualisation de la fragilité d'une économie avant les périodes de crises en estimant un indice de fragilité en fonction du nombre d'indicateurs dépassant leurs valeurs seuils arbitraires et émettant ainsi des signaux d'alerte. Ses résultats confirment que les déséquilibres économiques

augmentent à l'approche des crises. Le troisième et le plus important apport de Kaminsky (1999) réside dans la construction d'indicateurs composites de crises définis comme la somme pondérée des indicateurs individuels (la totalité ou un sous-ensemble des variables explicatives précédentes). L'idée derrière la construction des indicateurs composites est de contourner l'inconvénient du caractère univarié de cette approche par rapport à d'autres méthodologies économétriques multivariées (modèles logit/probit par exemple). Cet indicateur composite peut prendre quatre formes différentes :

- la somme du nombre de signaux émis par différents indicateurs, $I_t^1 = \sum_{j=1}^n S_t^j$;
- la somme pondérée des signaux modérés SM_t^j et extrêmes SE_t^j (avec un poids plus important pour les derniers), $I_t^2 = \sum_{j=1}^n (SM_t^j + 2SE_t^j)$, mesurant l'intensité du signal de chaque indicateur univarié ;
- la somme des signaux émis par différents indicateurs dans une période de huit mois avant l'occurrence d'une crise, $I_t^3 = \sum_{j=1}^n S_{t-s,t}^j$, capturant la détérioration continue des variables ;
- la somme du nombre de signaux émis par différents indicateurs, pondérée par l'inverse de leur ratio faux signaux/bon signaux ω^j , $I_t^4 = \sum_{j=1}^n \frac{S_t^j}{\omega^j}$, prenant en compte la performance variable des indicateurs.

Ces indicateurs composites procurent de l'information concernant la vulnérabilité d'une économie à un moment spécifique t et dans un pays spécifique i . Par exemple, si mi-1994 quinze indicateurs sur vingt signalent une crise pour le Mexique, ou seulement cinq indicateurs sur vingt pour le Brésil, on conclut que l'économie mexicaine est plus vulnérable à une crise que l'économie brésilienne. Ou

encore si fin 1998 quinze indicateurs sur vingt signalent une crise pour le Brésil, on admet que l'économie brésilienne est plus vulnérable à une crise fin 1998 que mi-1994. Il est également possible de calculer la probabilité estimée de crises en utilisant ces indices composites. Partant, Kaminsky (1999) construit un vecteur des probabilités conditionnelles de crises, basé sur la valeur de l'indicateur composite. La probabilité qu'une crise apparaisse dans un pays i $\text{Prob}(C_{t,t+h}^i | \underline{I} < I_t < \bar{I})$ dans h mois à partir de t , lorsque l'indice composite $I_t^{1,2,3,4}$ se situe entre deux valeurs plafond \bar{I} et plancher \underline{I} est définie par :

$$\text{Prob}(C_{t,t+h}^i | \underline{I} < I_t < \bar{I}) = \frac{\text{Mois avec } \underline{I} < I_t < \bar{I} \text{ et une crise dans } h \text{ mois}}{\text{Mois avec } \underline{I} < I_t < \bar{I}} \quad (3.14)$$

Kaminsky (1999) évalue, enfin, la robustesse de ses estimations de probabilités de crises à travers trois mesures d'erreur, à savoir le score de probabilité quadratique, le score de probabilité logarithmique et le biais global quadrillé.⁷⁴ La performance des indicateurs composites est comparée avec l'indicateur univarié le plus performant : le taux de change réel. L'auteur indique ainsi que les indicateurs composites notamment I_t^4 ont une meilleure performance dans et hors échantillon (la crise asiatique de 1997 est analysée hors échantillon) que le meilleur indicateur univarié en émettant moins de fausses alertes et davantage de bons signaux.

Quant à Berg et Pattillo (1998, 1999a), ils tentent, dans un premier temps, de reproduire les résultats de Kaminsky et al. (1998) en utilisant les mêmes indicateurs dépendant et indépendants, les mêmes pays et la même période d'échantillon (1970-1995). En comparant les ratios faux signaux/bons signaux des indicateurs de Kaminsky et al. (1998) avec les leurs, ils ne trouvent que huit indicateurs significatifs dans la prédiction des crises de change par rapport aux douze indicateurs de

⁷⁴ Voir Kaminsky (1999), Berg et Pattillo (1998) et Diebold et Lopez (1996) pour une meilleure compréhension des tests liés à la mesure des probabilités de crises.

Kaminsky et al. (1998).⁷⁵ Le meilleur indicateur dans la prédiction de crises reste toujours le taux de change réel signalant 72 crises dans Kaminsky et al. (1998) et 70 dans Berg et Pattillo (1998, 1999a). Selon les auteurs, cette différence de résultats peut provenir de l'utilisation de données différentes ou de révisions effectuées dans les données du FMI. Les auteurs révèlent que plus de 50% des crises sont correctement signalées par leur modèle qui émet cependant des faux signaux dans 98% des cas, ce qui confirme donc la capacité limitée de l'approche des signaux en tant que système d'indicateurs d'alerte.

Berg et Pattillo (1999a) modifient, dans un deuxième temps, l'échantillon de Kaminsky et al. (1998) afin de pouvoir estimer la crise asiatique de 1997. Ils étendent d'abord la période d'échantillon jusqu'en avril 1995, introduisent ensuite deux indicateurs supplémentaires (ratio M2/réserves et ratio Compte courant/PIB) et changent enfin les pays d'échantillon en éliminant les cinq pays industrialisés et en ajoutant huit pays en développement. Malgré les modifications effectuées, la performance des indicateurs reste similaire par rapport à celle des indicateurs de Kaminsky et al. (1998). Suivant Kaminsky (1999), Berg et Pattillo (1999a) construisent également des indices composites tels que la somme du nombre de signaux émis par différents indicateurs, pondérée par l'inverse de leur ratio faux signaux/bon signaux, I_t^4 .⁷⁶ La probabilité estimée de crises en fonction des indices composites est vérifiée par deux seuils plafonds de prévision (dénommés *cut-off level*) de 50% et 25% au-dessus desquels l'indice composite signale une crise. Au seuil de 50%, le modèle signale correctement quasi-totalité des périodes tranquilles, émet cependant 44% de fausses alertes, alors qu'au seuil de 25%, 41% des crises sont correctement signalées avec 63% de fausses alertes. La performance prédictive

⁷⁵ Les indicateurs qui sont informatifs dans Kaminsky et al. (1998) mais ne le sont pas dans Berg et Pattillo (1998, 1999a) sont la production industrielle, les termes de l'échange, l'indice boursier et le différentiel des taux d'intérêt réels.

⁷⁶ Contrairement à Kaminsky (1999), ils n'utilisent que les variables significatives, à savoir les variables dont le ratio faux signaux/bons signaux est inférieur à l'unité.

du modèle (dénommée *goodness-of-fit*) pour les crises des pays émergents reste économiquement et statistiquement significative, bien que le modèle manque plusieurs épisodes de crises et émette de fausses alertes.

L'approche des signaux est améliorée et approfondie par Goldstein, Kaminsky et Reinhart (2000) et Edison (2003). Edison (2003) fournit une évaluation approfondie de l'approche des signaux et apporte un certain nombre de modifications : expansion des pays d'échantillon et des variables explicatives, étude de différences régionales, application de l'approche à un seul pays (Mexique) avec des seuils qui dépendent des données individuelles de ce pays et mise en œuvre d'un ensemble de tests de sensibilité afin de vérifier la robustesse de ses résultats.

Edison (2003) reproduit, en premier lieu, le modèle de Kaminsky et al. (1998) afin de pouvoir comparer leurs résultats avec les siens. Il reprend leurs indicateurs dépendant et indépendants, leurs pays et période d'échantillon (1970-1995) et leur liste de quinze variables explicatives. La seule différence est le choix du seuil de crise de 2,5 écarts-types contrairement au seuil de 3 écarts-types dans Kaminsky et al. (1998). Il indique que les meilleurs indicateurs dans la prédiction de crises sont le taux de change réel, les réserves internationales et les exportations qui signalent correctement 70 crises de l'échantillon. Il montre que quatre indicateurs sont insignifiants dans la prédiction de crises, soit un de plus par rapport à Kaminsky et al. (1998), qui ont un ratio faux signaux/bons signaux supérieur à l'unité (ratio taux au prêt/taux au dépôt, dépôts bancaires, importations et différentiel des taux d'intérêt réels).

Edison (2003) développe, en second lieu, l'étude de Kaminsky et al. (1998) en incluant huit pays et sept variables supplémentaires et en prolongeant la période d'échantillon jusqu'en avril 1995 afin de pouvoir évaluer la capacité de son modèle dans la prédiction de la crise asiatique. Les résultats du modèle modifié indiquent des changements modestes au niveau de la performance des indicateurs. Les indicateurs les plus performants en fonction du ratio faux signaux/bons signaux sont toujours le

taux de change réel, les exportations, les réserves, ainsi que le ratio dette à court terme/réserves.

Edison construit également deux indicateurs composites en suivant Kaminsky (1999) tels que la somme du nombre de signaux émis par différents indicateurs I_t^1 et cette somme pondérée par l'inverse de leur ratio faux signaux/bon signaux I_t^4 . Il analyse par la suite, hors échantillon, l'évolution de ces indicateurs composites dans les pays latino-américains (Argentine, Brésil et Mexique) et asiatiques (Corée du Sud, Indonésie, Malaisie, Philippines et Thaïlande) pour une période allant de mai 1995 à décembre 1999. Il indique d'après ses résultats du modèle que les pays asiatiques, notamment la Thaïlande, deviennent de plus en plus vulnérables à une crise vers l'été 1997. Quant à l'Argentine et au Brésil, ils montrent des signes de vulnérabilité à partir de juin 1998. Lorsque l'auteur examine la probabilité conditionnelle de crises en fonction de l'équation (3.14) pour vingt-et-un pays émergents de l'échantillon, il trouve que les probabilités de crises augmentent pour les pays asiatiques (sauf pour la Corée du Sud et l'Indonésie) à partir de décembre 1996, mais aussi pour le Brésil et la Turquie dans lesquels les crises ne se déclenchent qu'en janvier 1999 et février 2001. En résumé, les indicateurs composites sont informatifs dans la prédiction d'un certain nombre de crises, mais restent fortement variables et il reste difficile d'interpréter leurs probabilités conditionnelles.

Ses résultats empiriques à l'intérieur et hors de l'échantillon confirment l'utilité des systèmes d'alerte qui identifient certaines zones de vulnérabilité et détectent correctement certains épisodes de crises. Ceci confirme la conviction des économistes sur les caractéristiques communes que partagent des pays ayant souffert d'une crise, ce qui justifie donc l'approche de la plupart des travaux empiriques de construire de larges échantillons des pays, parfois de structures financières et économiques complètement différentes. Cependant, son modèle manque fréquemment les épisodes de crises et/ou émet de fausses alertes, ce qui pousse

l'auteur à adopter une méthode alternative : la concentration sur le cas d'un seul pays, le Mexique, définissant les seuils des indicateurs spécifiques au Mexique. Edison (2003) trouve que les réserves, le taux de change réel, les exportations, le ratio M2/réserves et les importations sont les indicateurs significatifs dans l'explication de la crise mexicaine.

En dernier lieu, dans l'objectif de tester la robustesse de ses résultats, Edison analyse la performance des indicateurs, d'une part, en divisant son échantillon en deux sous-groupes : Asie et Amérique latine et, d'autre part, en utilisant une autre définition du terme de crise : celle de Frankel et Rose (1996). Il trouve que, pour les deux régions, les meilleurs indicateurs en fonction du ratio faux signaux/bons signaux sont le taux de change réel, le ratio M2/réserves, le ratio dette à court terme/réserves et les réserves internationales. Pour l'Amérique latine, les exportations, et pour l'Asie, le M2 multiplicateur et le crédit domestique/PIB sont également des indicateurs assez informatifs. Lorsqu'il change la définition du terme de crise, il démontre toujours que les indicateurs les plus performants sont le taux de change réel, les exportations et le ratio dette à court terme/réserves. Globalement, la performance des indicateurs reste inchangée d'après les tests de sensibilité et malgré plusieurs modifications apportées.

3.2.3. La méthode des régressions non linéaires (modèles logit ou probit)

C'est la méthodologie la plus fréquemment utilisée dans la littérature empirique des crises de change (Klein et Marion, 1994, Eichengreen et al., 1994, 1996, Frankel et Rose, 1996, Kamin et al. 2001, Caramazza et al., 2004, Ari et Dagtekin, 2007, 2008, entre autres). Elle cherche à mesurer l'influence d'un certain nombre de variables économiques et financières indépendantes sur une variable dépendante de crise. Différemment de l'approche des signaux qui vise à observer le comportement anormal de chaque indicateur individuel, les modèles logit/probit évaluent

directement la probabilité conditionnelle de crise à travers un ensemble d'indicateurs explicatifs qui ne sont pas transformés en variables muettes comme dans l'approche des signaux, mais sont, en général, inclus dans l'analyse de façon linéaire.

La méthode requiert la construction d'une variable muette de crise qui sert de variable endogène binaire C_t prenant la valeur 1 en cas de crise et 0 dans le cas contraire. Dans les modèles logit/probit à choix discrets, un épisode de crise est caractérisé par les périodes où l'indice de crise est au-dessus d'un seuil arbitrairement choisi. Cet indice peut prendre la forme d'une pression spéculative comme dans Eichengreen et al. (1994, 1995, 1996) ou la forme d'une forte dévaluation comme dans Frankel et Rose (1996). Les modèles logit/probit estiment l'équation suivante :

$$\text{Prob}(C_t | \Omega_t) = F(X_t \beta) \quad (3.15)$$

où la probabilité de l'occurrence d'une crise de change $C_t = 1$ est estimée une (*one-step*) ou plusieurs (*j-step*) périodes avant la crise, conditionnellement à un certain ensemble d'informations Ω_t porté par un vecteur de variables explicatives X_t retardées d'une ou plusieurs périodes afin de rendre le modèle utilisable en prédiction des crises. β est le vecteur de paramètres ou de coefficients et F la fonction de distribution cumulative logistique ou normale.

Si la fonction de distribution cumulative est logistique, nous avons un modèle logit où la probabilité de crise est calculée de la manière suivante :

$$\text{Prob}(C_t = 1 | \Omega_t) = F(X_t \beta) = \frac{\exp(X_t \beta)}{1 + \exp(X_t \beta)} \quad (3.16)$$

Si la fonction de distribution cumulative suit la loi normale standard, nous avons un modèle probit où la probabilité de crise est estimée par l'équation suivante :

$$\text{Prob}(C_t = 1 | \Omega_t) = \Phi F(X_t, \beta) = \int_{-\infty}^{x_t} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{1}{2} X_t^2\right) dX_t \quad (3.17)$$

Ces deux modèles fournissent des résultats assez similaires, car leurs fonctions de distribution cumulative ne diffèrent légèrement que dans les queues de leurs distributions respectives. En effet, la queue de distribution est plus épaisse dans la fonction logistique. Dans la plupart des cas, la seule différence réelle entre les deux fonctions réside dans l'estimation du vecteur de paramètres β . La distribution logistique a une variance de $\pi^2/3$, alors que la variance de la distribution normale est égale à l'unité. Les estimations logit tendent alors à être supérieures aux estimations probit. Il faut donc multiplier les estimations de β obtenues du modèle logit par $3^{1/2}/\pi$ afin de pouvoir les comparer avec les estimations de β obtenues à partir du modèle probit (Maddala, 1983).⁷⁷

Les modèles logit/probit possèdent un certain nombre d'avantages par rapport aux deux méthodes précédentes. En premier lieu, étant donné que le résultat anticipé des modèles logit/probit est toujours limité entre 1 et 0, il peut facilement être interprété en tant que mesure de probabilité estimée de l'occurrence d'une crise. En second lieu, la méthode considère la significativité simultanée d'un ensemble de variables dans un cadre multivarié, ainsi la contribution marginale de nouvelles variables incluses dans l'analyse est aisément observée. En troisième lieu, une fois l'estimation du modèle opérée, le signe de la relation (autrement dit le signe des coefficients des indicateurs) entre l'indice de crise et chaque indicateur permet de saisir si les

⁷⁷ Amemiya (1981) propose de multiplier les estimations logit par 0,625 au lieu de $3^{1/2}/\pi$ affirmant que cette transformation produit une meilleure approximation entre les distributions logistique et normale.

hypothèses théoriques sous-jacentes sont vérifiées (Arias, 2004). Divers tests utilisés (z-statistiques analogues aux t-statistiques de Student ou tests de Wald) viennent ensuite mesurer la significativité statistique des variables explicatives. Les modèles logit/probit ne sont, néanmoins, pas sans défaut. Premièrement, ils ne permettent pas d'estimer l'impact d'un indicateur individuel sur l'occurrence d'une crise. Les indicateurs ne peuvent donc pas être classés en fonction de leur capacité prédictive comme dans l'approche des signaux. Deuxièmement, la relation non linéaire entre variables dépendante et indépendantes rend plus difficile l'interprétation des coefficients des variables explicatives par rapport aux régressions linéaires standards (Kaminsky et al., 1998).

L'étude de Frankel et Rose (1996) est l'une des premières appliquant un modèle probit multivarié qui tente de déterminer les causes des crises de change des pays émergents en utilisant des données annuelles pour une période allant de 1971 à 1992. Ils indiquent que la probabilité d'occurrence de crises de change augmente lorsque la production industrielle et le niveau des réserves de change sont faibles, que le crédit domestique et les taux d'intérêt étrangers sont élevés et que le taux de change est surévalué. Contrairement aux modèles théoriques, le Compte courant et le solde budgétaire restent insignifiants dans le déclenchement des crises.

Berg et Pattillo (1999a) reproduisent, dans un premier temps, le modèle de Frankel et Rose (1996) en utilisant des données actualisées et en modifiant le calcul de surévaluation du taux de change. Ils montrent que le modèle modifié de Frankel et Rose a une meilleure performance que le modèle original dans la prédiction de périodes de crise et de non crise aux seuils de prévision de 50% et 25%. Selon ce modèle modifié de Frankel et Rose, la surévaluation du taux de change, la faible croissance économique des pays industrialisés, le faible niveau de réserves et la forte croissance du crédit domestique sont les indicateurs significatifs dans le déclenchement des crises de change des pays émergents. Berg et Pattillo (1999a) étendent, dans un deuxième temps, la période d'échantillon jusqu'en 1996 afin de

pouvoir mesurer la capacité du modèle de prédire la crise asiatique. Ils indiquent que les résultats du modèle restent inchangés, avec toujours une faible capacité de prédiction de crises. Les auteurs réestiment, enfin, le modèle de Frankel et Rose (1996) avec un échantillon de pays plus restreint en éliminant les petits pays (comme le Cap Vert, etc.) pour une période allant de 1970 à 1996. Ils démontrent que la capacité prédictive du modèle reste encore faible malgré une légère amélioration. Le modèle suggère que la probabilité de crise augmente avec un niveau de dette publique élevé, un fort déficit du Compte courant, une croissance excessive du crédit domestique, un taux de change surévalué, des taux d'intérêt mondiaux élevés et un faible ratio réserves/M2.

Après avoir reproduit et modifié l'approche des signaux univariée de Kaminsky et al. (1998), Berg et Pattillo (1999b) l'incorporent dans le cadre multivarié d'un modèle probit non linéaire. Ils reprennent la définition de crise et la base de données de Kaminsky et al. (1998) en y ajoutant deux indicateurs supplémentaires (ratio M2/réserves et Compte courant). Les auteurs indiquent que leur méthode présente deux avantages considérables : premièrement, l'efficacité du concept de seuils d'indicateurs explicatifs peut être testée et, deuxièmement, la significativité statistique des variables individuelles peut être vérifiée. Ils trouvent que le modèle probit est plus performant que le modèle original de Kaminsky et al. (1998). Au seuil de probabilité de 25%, 48% et 84% de périodes de crise et de non crise sont correctement détectées dans l'échantillon. La performance prédictive du modèle est encore meilleure hors échantillon⁷⁸ avec 80% des périodes de crise et 79% des périodes de non crise correctement signalées. Quant aux indicateurs significatifs dans la prédiction de crises, le modèle de Kaminsky et al. (1998) et le modèle probit de Berg et Pattillo (1999b) présentent des résultats similaires : la surévaluation du taux de change, le niveau de réserves, les exportations et le ratio M2/réserves.

⁷⁸ Afin de pouvoir tester la performance du modèle probit dans la prédiction de la crise asiatique, la période d'échantillon est étendue jusqu'en décembre 1996.

Esquivel et Larrain (2000) examinent les déterminants des crises de change dans un échantillon de trente pays développés et en développement pour une période allant de 1975 à 1996 à travers un modèle probit à effets aléatoires. La liste d'indicateurs est limitée à sept variables explicatives en données annuelles. Ils ne s'intéressent qu'aux attaques spéculatives aboutissant à une dévaluation, ainsi ils définissent la crise comme une large et soudaine dépréciation du taux de change réel. Est également définie une fenêtre d'exclusion de six mois, ce qui implique qu'un pays ne peut subir que deux crises par an. La contribution d'Esquivel et Larrain (2000) réside dans le fait qu'ils essaient de mettre en évidence l'importance des modèles théoriques dans le déclenchement des crises. Les variables explicatives sont donc spécifiées de sorte qu'elles représentent les générations de crises de change. Ils trouvent que les idées développées dans les modèles de deuxième génération complètent les explications des modèles de première génération.

Kamin et al. (2001) étudient la probabilité de crises de change en fonction des facteurs domestiques et externes (treize indicateurs sont retenus) dans un échantillon de vingt-six pays émergents en utilisant des données annuelles pour une période située entre 1981 et 1999. Ils construisent un indice de crise composé des variations bimestrielles du taux de change réel par rapport au dollar et des réserves de change, pondérées par l'inverse de leurs écarts-types respectifs. Les crises de change sont détectées lorsque l'indice dépasse de 1,75 écart-type sa moyenne d'échantillon. Afin de vérifier la solidité de leurs résultats, ils mettent en œuvre une série de modifications. En premier lieu, ils divisent leur échantillon en sous-régions : l'Asie du Sud-est, l'Amérique latine et les autres. En second lieu, ils réestiment leur modèle probit en utilisant deux autres définitions de crise (celles de Kaminsky et al., 1998 et de Frankel et Rose, 1996). Ils indiquent que toutes les variables explicatives ont des signes attendus excepté le ratio réserves/dette à court terme. Cependant, les signes des indicateurs ne restent pas robustes lorsque le modèle est estimé dans les sous-groupes de l'échantillon, notamment pour le groupe des pays de l'Asie du Sud-est. Selon les auteurs, ce problème provient de l'inclusion d'un grand nombre de

variables statistiquement insignifiantes qui introduisent du « bruit » dans les estimations probit. Ils éliminent d'ailleurs les indicateurs insignifiants et ne réestiment ensuite leur modèle qu'avec des variables significatives, ce qui augmente ainsi la qualité de leur modèle.

La plus importante contribution de leur modèle réside, en effet, dans l'estimation de la probabilité de crise en fonction des facteurs domestiques et externes. Autrement dit, les auteurs estiment la probabilité de crise, d'abord, seulement en fonction des facteurs domestiques en enlevant les indicateurs représentant la Balance extérieure et les chocs externes, ensuite, seulement en fonction des facteurs externes en éliminant les facteurs domestiques. Ils trouvent que les variables des chocs externes et de la Balance extérieure ont peu d'effet dans le déclenchement de crises de change des pays émergents, excepté les pays asiatiques, par rapport aux facteurs domestiques. Ils concluent ainsi que les facteurs domestiques restent toujours les déterminants primaires de la vulnérabilité des pays émergents aux crises de change, mais ce sont les facteurs externes qui déclenchent les crises dans les pays vulnérables (*triggering factors*). Ils précisent également que leurs résultats diffèrent d'une région à une autre et que les futures études empiriques prennent en considération cette caractéristique.

Komulainen et Lukkarila (2003) mettent en place un modèle probit avec des effets aléatoires dans un échantillon de trente-et-un pays émergents pour une période allant de 1980 à 2001. Leur indicateur de crise prend la forme d'un indice de pression spéculative composé des variations mensuelles du taux de change réel et des réserves de change. Une crise est détectée lorsque l'indice ISP dépasse de deux écarts-types sa moyenne d'échantillon. Ils constituent une liste de vingt-trois indicateurs, en données mensuelles, représentant les différents secteurs de l'économie. L'un des apports majeurs de leur travail se trouve dans l'introduction d'un certain nombre d'indicateurs du système bancaire et financier (engagements en devises du système bancaire par exemple) à côté des variables macroéconomiques plutôt classiques comme le solde budgétaire ou le Compte courant. Ils incluent également des

variables muettes de crise bancaire et de libéralisation financière afin de mesurer leurs effets dans le déclenchement de crises de change des pays émergents.

Ils indiquent que la majorité des variables a des signes attendus. Les variables dette publique, déficit du Compte courant, ratio M2/réserves, engagements en devises du système financier, inflation et surévaluation du taux de change réel sont significatives. L'occurrence de crises bancaires augmente également la probabilité de crises de change, confirmant ainsi les résultats de Kaminsky et Reinhart (1999). Contrairement à l'idée généralement convenue dans plusieurs travaux théoriques, la libéralisation du Compte de capital réduit le risque de crises dans les pays émergents. Quant à la capacité prédictive du modèle, il détecte correctement 32% des périodes de crise et 98% des périodes de non crise au seuil de prévision de 50%. Lorsque le seuil est réduit à 20%, la capacité prédictive du modèle augmente, avec la détection de 56% et 92% des périodes de crise et de non crise, respectivement. Leurs résultats prédictifs hors échantillon restent aussi assez corrects : 50% et 95% des périodes de crise et de non crise sont identifiées au seuil de 25%.

Quant à Mulder, Perrelli et Rocha (2002, 2007), ils examinent le rôle du secteur financier et non financier et de l'environnement économique et juridique dans le déclenchement de crises de change des pays émergents. Dans un échantillon de dix-neuf pays émergents et pour une période allant de décembre 1991 à mars 2001 choisis en fonction de la disponibilité des données mensuelles, Mulder et al. (2007) estiment plusieurs modèles probit inspirés de celui de Berg et Pattillo (1999b). La contribution marginale de chaque groupe de variables est mesurée par leur addition linéaire aux variables macroéconomiques de base utilisées dans Berg et Pattillo (1999b).

$$\text{Prob}(C_t = 1 | t = T)_r = \sum_i \beta_i \rho(EWSi_i)_r + \varepsilon_{tr} \quad (3.18)$$

$$\text{Prob}(C_t = 1 | t = T)_r = \sum_i \beta_i \rho(EWSi_i)_r + \sum_i \phi_i \rho(CS_i)_r + \varepsilon_{tr} \quad (3.19)$$

$$\text{Prob}(C_t = 1 | t = T)_r = \sum_i \beta_i \rho(EWSi)_r + \sum_i \gamma_i \rho(FSi)_r + \varepsilon_{tr} \quad (3.20)$$

$$\text{Prob}(C_t = 1 | t = T)_r = \sum_i \beta_i \rho(EWSi)_r + \sum_i \omega_i \rho(MBi)_r + \varepsilon_{tr} \quad (3.21)$$

$$\text{Prob}(C_t = 1 | t = T)_r = \sum_i \beta_i \rho(EWSi)_r + \sum_i \lambda_i \rho(LEGi)_r + \varepsilon_{tr} \quad (3.22)$$

où $\text{Prob}(C_t = 1 | t = T)_r$ est la probabilité estimée en t de l'occurrence d'une crise de change dans les vingt-quatre mois suivants dans un pays émergent r en fonction des variables macroéconomiques de base $EWSi$, des variables du secteur non financier CSi , des variables du secteur financier FSi , des variables du bilan macroéconomique MBi et des variables de l'environnement juridique $LEGi$.

Ils proposent également trois combinaisons de systèmes d'alertes augmentés (MPR^1 , MPR^2 et MPR^3) constitués des indicateurs les plus significatifs de chaque groupe de variables. Ils indiquent qu'à chaque introduction d'un nouveau groupe de variables représentant les secteurs financier, non financier et juridique aux indicateurs macroéconomiques de base, la capacité prédictive du modèle en termes de pseudo R^2 augmente. Ils montrent également qu'aux seuils de prévision de 50% et 25%, leurs modèles procurent une meilleure capacité prédictive dans et hors échantillon par rapport aux modèles de Kaminsky et al (1998) et de Berg et Pattillo (1999b). Ils précisent, enfin, que les indicateurs les plus significatifs sont le ratio dette à court terme/dette à long terme, la dette totale, le niveau de liquidité des institutions financières et non financières et la qualité des droits des actionnaires.

Enfin, Bussière et Fratzscher (2002), en partant de la conclusion négative des études de Berg et Pattillo (1999a, 1999b) sur la faible capacité prédictive des systèmes d'indicateurs d'alerte, développent un modèle logit multinomial qui introduit un troisième état, nommé « période de post-crise » à côté des périodes de crise et de non crise du modèle logit binomial. Ils affirment qu'il faut distinguer les périodes

tranquilles où les fondamentaux économiques sont plutôt sains des périodes de post-crise/reprise où les fondamentaux sont en processus d'ajustement avant d'atteindre un niveau soutenable, ce que les modèles avec deux états économiques ne parviennent pas à distinguer.

Dans un échantillon de trente-deux pays émergents pour une période allant de 1993 à 2001, ils estiment, en premier lieu, un modèle logit binominal et un modèle logit multinominal et comparent, en second lieu, les résultats estimés de deux modèles en fonction de leur capacité prédictive. Partant, ils définissent un indice ISP composé des variations mensuelles pondérées du taux de change réel, des réserves internationales et du taux d'intérêt réel pour chaque pays de leur échantillon. Une crise de change est identifiée lorsque l'indice ISP dépasse de deux écarts-types sa moyenne générale. Ils définissent également une fenêtre d'exclusion de douze mois, puisque leur objectif est de ne pas prédire le *timing* exact d'une crise, mais de prévoir si une crise de change se déclencherà dans un horizon de temps spécifique. La mise en place d'une fenêtre d'exclusion est aussi justifiée par le fait que les fondamentaux économiques tendent à se détériorer avant le déclenchement d'une crise et, que du point de vue des Autorités politiques, il est souhaitable de distinguer des signes de faiblesses économiques suffisamment à l'avance pour pouvoir prendre des mesures nécessaires dans l'objectif de prévenir l'occurrence d'une crise ou au moins de diminuer ses effets sur l'économie.

Ils estiment, dans un premier temps, un modèle logit binominal pour un groupe de trente-deux pays émergents et aussi pour un groupe de vingt pays émergents « homogènes » (pays ayant libéralisé leur système financier domestique et les mouvements de capitaux) avec une liste six variables économiques et financières utilisant des données mensuelles de décembre 1993 à septembre 2001. Ils trouvent que ces six variables (surévaluation du taux de change réel, ratio Compte courant/PIB, ratio dette à court terme/réserves, taux de croissance du PIB réel, crédit domestique octroyé aux secteurs privé et public et interdépendance financière

représentant la contagion) sont significatives dans l'occurrence de crises de change. Ils indiquent également que la capacité prédictive de leur modèle au seuil de 20% est assez satisfaisante en détectant correctement 66% et 84% des périodes de crise et de non crise, respectivement.

Ils estiment, dans un deuxième temps, un modèle logit multinomial où la variable dépendante de crise C_t prend la valeur 0 lorsque l'économie se trouve dans un état tranquille, la valeur 1 lorsqu'une crise se déclenche dans les douze mois suivant le signal d'alerte, et la valeur 2 lorsque l'économie se situe dans la période de reprise.

$$C_t = \begin{cases} 1 & \text{si } \exists j = 1 \dots 12 \ C_{t+j} = 1 \\ 2 & \text{si } \exists j = 1 \dots 12 \ C_{t-j} = 1 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases} \quad (3.23)$$

La probabilité estimée de l'occurrence d'une crise de change est alors calculée sous la condition d'un certain ensemble d'informations porté par un vecteur de variables explicatives X_{t-k} où β^1 et β^2 mesurent l'effet marginal d'un changement dans une variable indépendante sur les probabilités d'être dans une période de pré-crise et dans une période de post-crise, respectivement, par rapport à une période tranquille.

$$\begin{aligned} \text{Prob}(C_t = 0) &= \frac{1}{1 + \exp(X_{t-k}\beta^1) + \exp(X_{t-k}\beta^2)} \\ \text{Prob}(C_t = 1) &= \frac{\exp(X_{t-k}\beta^1)}{1 + \exp(X_{t-k}\beta^1) + \exp(X_{t-k}\beta^2)} \\ \text{Prob}(C_t = 2) &= \frac{\exp(X_{t-k}\beta^2)}{1 + \exp(X_{t-k}\beta^1) + \exp(X_{t-k}\beta^2)} \end{aligned} \quad (3.24)$$

Leur estimation de modèle logit multinomial avec six indicateurs significatifs du modèle logit binomial pour un groupe de vingt pays émergents homogènes constitue un apport positif mais limité par rapport au modèle logit binomial, en termes de capacité prédictive. En effet, le modèle logit multinomial réduit le nombre de faux signaux de 50% à 44% et augmente le nombre de crises correctement détectées de 66% à 73%. Les auteurs mettent en place un certain nombre de tests afin de vérifier la robustesse de leurs résultats. Pour ce faire, ils enlèvent d'abord la variable la plus significative de leur analyse : la surévaluation du taux de change réel. Ils constatent que la capacité prédictive de leur nouvelle estimation est toujours assez satisfaisante, ce qui confirme la significativité des cinq autres variables. Ils introduisent ensuite un certain nombre de variables explicatives alternatives dans leur analyse : ratio déficit gouvernemental/PIB, ratio réserves/exportations, ratio réserves/PIB, ratio M2/réserves, ratio dette à court terme/PIB, Balance commerciale, exportations, investissements directs étrangers (IDE). Ils indiquent que le ratio dette à court terme/PIB, le taux de croissance des exportations et les flux d'IDE sont significatifs dans l'explication des crises de change des pays émergents. Ils estiment enfin leur modèle logit multinomial hors échantillon en prenant en considération trois périodes de crises : crise asiatique de 1997, crises russe et brésilienne de 1998 et crises turque et argentine de 2001. Ils montrent que certaines variables ne sont plus significatives pour certains épisodes de crises, même si la capacité prédictive de leur modèle hors échantillon reste encore satisfaisante. Pour la Turquie, leur modèle signale un risque de crise dès novembre 1999 ; la probabilité estimée de crise atteint ensuite 91% en décembre 2000.

Conclusion du Chapitre 3

Dans ce chapitre, nous avons détaillé les grandes lignes de la littérature empirique des crises de change. Nous avons, dans un premier temps, défini le terme de crise sur le plan empirique, dans un deuxième temps, étudié les méthodologies fréquemment

utilisées dans la construction des systèmes d'alerte, et dans un troisième temps, déterminé les indicateurs les plus significatifs dans l'explication des crises de change à travers un résumé des travaux empiriques fournissant un apport supplémentaire important à la littérature.

La première étape de l'élaboration d'un système d'indicateurs d'alerte consiste à construire un indice de crise en tant que variable dépendante afin de définir le terme de crise de change sur le plan empirique et d'identifier les épisodes de crises encourues dans les diverses économies. Les études empiriques privilégient l'approche de crise effective, qui définit la crise comme les périodes de forte dépréciation ou dévaluation de la monnaie domestique et l'approche de la pression spéculative, considérant la crise comme les périodes de fortes pressions spéculatives à l'encontre de la monnaie domestique.

La première approche est critiquée en raison de sa définition limitée du terme de crise, puisque chaque opération de défense du taux de change engendre un coût social élevé pour le Gouvernement. Quant à la deuxième approche, elle est particulièrement critiquée du fait de la détermination arbitraire des poids des composantes de l'indice. Il est, néanmoins, précisé dans plusieurs travaux (Eichengreen et al., 1994, 1995 entre autres) que différents poids arbitrairement attribués aux composantes ne changent pas de manière significative la sévérité des pressions spéculatives en termes de seuils de crise. La méthode standard de l'inverse des écarts-types, qui consiste à égaliser la volatilité des composantes afin qu'aucune d'entre elles n'affecte de façon excessive la valeur de l'indice, reste donc la solution de premier choix.

Ces deux approches souffrent d'un problème commun lié aux valeurs seuils de crise *ad hoc* (prenant en général la forme d'une combinaison linéaire de la moyenne de l'indice $\mu_{ISP,IEC}$ et d'un multiple de son écart-type $\sigma_{ISP,IEC}$) au-dessus desquelles

l'indice de crise identifie une crise de change. Cependant, le nombre et la date des crises peuvent varier en fonction du nombre d'écart-types, comme un certain nombre de travaux l'ont démontré (Kamin et al., 2001, Lestano et Jacobs, 2004, 2007). Notons aussi que l'inclusion des réserves ou des taux d'intérêt dans l'indice, ainsi que le caractère nominal ou réel des composantes peuvent également jouer un rôle dans l'identification des crises de change, ce qui explique les dates de crises différemment identifiées par différents travaux utilisant le même seuil de crise. C'est pourquoi certains auteurs proposent des méthodes alternatives, à savoir le modèle de Markov-switching d'Abiad (2003) qui permet de détecter de manière endogène les épisodes de crises et la méthode des valeurs extrêmes d'Amuedo-Dorantes et Pozo (2003) qui exploite l'information dans les queues de distribution de l'indice. De plus, ces deux approches présentent un autre problème commun lié au caractère binaire de l'indice de crise prenant une valeur unitaire en cas de crise et une valeur nulle dans le cas contraire. La transformation d'une variable de crise continue en une variable de crise binaire entraîne, en effet, une perte d'information, ainsi que la classification d'une forte pression spéculative juste en-dessous du seuil arbitraire comme période tranquille. Partant, un certain nombre de travaux (Sachs et al., 1996b ou encore Eliasson et Kreuter, 2001) utilisent un indicateur de crise continu afin de pouvoir mesurer la sévérité d'une crise plutôt que sa probabilité. Ce résumé sur la datation empirique des crises de change illustre le fait qu'aucune de ces deux approches n'est sans défaut et qu'il est difficile d'opter pour l'une plutôt que pour l'autre. Partant, les études empiriques des crises de change devraient utiliser plusieurs définitions de crise afin de pouvoir vérifier la robustesse de leurs résultats.

Le choix d'une méthodologie appropriée constitue la deuxième étape de la construction d'un système d'indicateurs d'alerte. Il existe deux méthodes dominantes dans la littérature empirique, à savoir l'approche des signaux qui consiste essentiellement à surveiller l'évolution d'un certain nombre d'indicateurs présentant systématiquement un comportement différent avant les épisodes de crises, et la méthode de régressions non linéaires (modèles logit/probit) qui vise à mesurer

l'influence d'un certain nombre de variables indépendantes sur une variable dépendante de crise.

La première approche a plutôt l'avantage de pouvoir évaluer la performance individuelle de différentes variables dans la prédiction de crises à travers leur ratio faux signaux/bons signaux. En démontrant quelles variables se comportent différemment avant les épisodes de crises, l'approche des signaux dévoile alors clairement les problèmes d'une économie. Cependant, elle ne parvient pas à montrer l'interaction des différentes variables, comme dans le cas des régressions linéaires ou non linéaires, étant donné qu'une crise résulte, en général, de l'accumulation de divers déséquilibres économiques ou financiers. La non application des tests statistiques standards rend par ailleurs difficile l'évaluation de sa capacité relative à agir en tant que système d'alerte par rapport aux méthodes de régressions. Quant à la deuxième méthode, elle a l'avantage de pouvoir mesurer la probabilité estimée de l'occurrence d'une crise, puisque le résultat anticipé est toujours limité entre 1 et 0. Elle estime également la significativité simultanée d'une batterie de variables dans un cadre multivarié, évitant ainsi l'un des problèmes majeurs de l'approche des signaux. De plus, divers tests utilisés viennent mesurer la significativité statistique des variables explicatives. Cette méthode ne permet néanmoins pas d'estimer l'impact d'un indicateur individuel sur l'occurrence d'une crise (en raison de l'impossibilité d'interpréter les coefficients des indicateurs de la même façon que les coefficients des indicateurs d'une régression linéaire). D'autre part, ces deux méthodes présentent un problème commun dû à la construction de l'indice de crise binaire détaillé plus haut.

Il existe également d'autres méthodologies moins répandues (ou plus récentes) que nous ne détaillons pas ici : le modèle de régressions linéaires de Sachs et al. (1996b), de Bussière et Mulder (1999a, 1999b), de Kwack (2000) et de Nitithanprapas et Willett (2002), le modèle de réseaux neuronaux artificiels de Nag et Mitra (1999), la combinaison de régressions linéaires et non linéaires de Vlaar (2000), le modèle de

hasard autorégressif conditionnel de Zhang (2001), le modèle *value-at-risk* (VAR) de Krkoska (2001), la technique de l'analyse discriminante de Burkart et Coudert (2002) et le modèle Markov-switching de Fratzscher (1999), de Cerra et Saxena (2002), de Martinez-Peria (2002), d'Abiad (2003) et d'Arias (2004).

Parmi ces approches relativement récentes, c'est le modèle Markov-switching sur les probabilités de transition (d'un régime à un autre ou d'une période de non crise à une période de crise) variables dans le temps qui a davantage attiré l'attention des chercheurs. Après avoir été utilisé dans l'analyse des taux d'intérêt par Hamilton (1988), des cycles économiques américains par Hamilton (1989) et des taux de change flottants par Engel et Hamilton (1990), le modèle avec changements de régimes markoviens est ensuite appliqué aux récentes crises de change (Abiad, 2003, Arias, 2004). L'avantage principal des modèles avec changements de régimes par rapport à deux méthodes dominantes de la littérature empirique est le fait qu'ils ne requièrent pas *a priori* de mécanisme de datation des épisodes de crises, mais permettent de détecter de manière endogène les épisodes de crises à partir de l'indice continu, évitant alors, d'une part, les pièges liés à la procédure arbitraire de seuils et, d'autre part, la perte d'information liée à la transformation d'une variable continue en une variable de crise binaire.

Le modèle suppose qu'il existe deux états : périodes tranquilles et périodes d'attaques spéculatives qui ne sont pas directement observables. C'est pourquoi, la variable de crise binaire est latente. Il est pourtant supposé qu'il existe des variables explicatives observables dont le comportement change en fonction de la valeur que prend la variable latente de crise. En étant dans un état de crise ou de non crise, il existe une certaine probabilité de rester dans l'état actuel ou de passer de l'état actuel à l'autre, qui dépend des fondamentaux économiques ou financiers du pays.

Bien qu'il apporte des solutions aux problèmes majeurs des méthodologies précédentes, dus à la définition arbitraire du terme de crise de change, le modèle avec

changements de régimes markoviens présente trois difficultés importantes. En premier lieu, se trouve le problème lié à l'estimation de ce modèle dans le cadre des progiciels standards d'économétrie. En second lieu, se trouvent les contraintes inhérentes à la lourde procédure d'estimation des modèles markoviens en présence d'un grand nombre de paramètres à estimer qui induisent un risque élevé d'obtenir des optima locaux plutôt que globaux sur l'ensemble du modèle (Abiad, 2003 et Arias, 2004). Enfin, se trouve le handicap lié à la définition endogène du terme de crise. On n'explique pas, en effet, ce que l'on essaie de démontrer à travers cette définition endogène de crise. On ignore si certains épisodes de crises sont omis ou identifiés correctement par cette définition endogène, parce qu'on laisse un algorithme définir la variable dépendante de crise (Amuedo-Dorantes et Pozo, 2003). Après avoir évalué les avantages et les inconvénients des différentes méthodologies, nous privilégierons, dans le cadre de ce travail, le modèle logit binomial à travers lequel nous tenterons de démontrer les déterminants essentiels des crises turques.

La troisième étape dans la construction d'un système d'alerte consiste à choisir un ensemble d'indicateurs économiques et financiers, censés expliquer les crises de change. Dans ce sens, il faut consulter la littérature théorique des crises de change afin d'en tirer un certain nombre d'indicateurs, mais aussi prendre en considération les résultats des travaux empiriques mettant en évidence les indicateurs les plus souvent utilisés, et notamment les plus significatifs sur le plan statistique et économique. Ce type d'analyse nous guidera dans le choix des indicateurs pour notre étude empirique du chapitre suivant.

Les premiers travaux théoriques des crises de change (Krugman, 1979 et Flood et Garber, 1984) mettent en avant trois déterminants de crises, à savoir le déficit public, la croissance du crédit domestique et la diminution progressive des réserves internationales. Calvo (1987) et Wilman (1988) ajoutent la détérioration de la Balance commerciale et courante et la surévaluation du taux de change réel dans la liste d'indicateurs entraînant les crises de change. La deuxième vague de travaux

théoriques (Obstfeld, 1994, 1996b et Sachs et al., 1996a) ayant pour objectif de modéliser la crise du SME de 1992-1993 et la crise mexicaine de 1994, insistent sur d'autres facteurs explicatifs comme le niveau et la composition en devises de la dette publique, la hausse du taux d'intérêt nominal et le niveau de chômage. Selon les travaux théoriques de troisième génération (Krugman, 1999, Chang et Velasco, 2000, 2001), l'origine des crises de change ne se trouve pas seulement dans la détérioration des fondamentaux macroéconomiques, mais aussi dans la fragilité du système financier et non financier. Les engagements en devises du système financier et non financier, les réserves, les crédits et les dépôts du système bancaire deviennent alors des indicateurs à intégrer dans l'analyse empirique des crises de change.

Quant aux travaux empiriques sur les crises de change, ils s'adaptent aux développements de la théorie en élargissant leur batterie d'indicateurs. Lorsque les premiers travaux empiriques (Blanco et Garber, 1986 par exemple) utilisaient le déficit public et la croissance du crédit domestique comme indicateurs de crise, les travaux récents ont intégré les variables du système financier et non financier dans leurs modèles. Comme nous l'avons démontré plus haut à travers quelques travaux empiriques, les indicateurs les plus significatifs sont la surévaluation du taux de change réel, un fort ratio M2/réserves internationales, une hausse du crédit domestique (seul ou en tant que ratio du PIB), un fort ratio dette externe à court terme/réserves internationales et encore le déclenchement d'une crise de change dans un autre pays (effet contagion). Ceci précise le fait que, afin d'expliquer les crises de change, notamment celles des années 1990, un chercheur doit élaborer une liste de variables représentant différents secteurs de l'économie, autrement dit une liste d'indicateurs représentant les modèles de crise de change de trois générations. De plus, ceci corrobore l'idée selon laquelle la frontière entre modèles de crise est relativement floue sur le plan empirique, comme le précise Arias (2004).

Il ne faut néanmoins pas oublier que même si un nombre limité d'indicateurs (détaillés plus haut) démontrent une certaine significativité à travers divers travaux

empiriques, ceci n'est pas valable pour un grand nombre d'indicateurs économiques, financiers ou encore politiques, utilisés jusqu'alors dans plusieurs travaux empiriques,⁷⁹ qui présentent une significativité variable. Ce résultat peut provenir, d'une part, des différents pays d'échantillon des travaux empiriques, d'autre part, du changement de période d'échantillon parmi les travaux empiriques, et enfin, de la différente méthodologie adoptée par ces divers travaux. Etant donné que les pays développés et les pays émergents présentent des caractéristiques structurelles différentes, l'origine des crises peut aussi changer d'un groupe à un autre. Par conséquent, certains indicateurs significatifs (déficit du compte courant par exemple) dans l'explication des crises des pays émergents peuvent ne plus l'être dans l'explication des crises des pays développés. En fonction du choix du groupe de pays à analyser dans le cadre d'un travail empirique, les indicateurs peuvent donc montrer différents degrés de significativité. Comme le démontrent certains travaux (Cartapanis et al., 1998 et Edison, 2003), la significativité des indicateurs peut aussi changer en fonction des différences régionales (pays asiatiques ou pays latino-américains par exemple). Même s'ils font partie d'un groupe de pays plutôt homogènes (pays émergents ayant libéralisé leur marché financier interne et externe), certains indicateurs peuvent ne pas être informatifs dans l'explication des crises asiatiques (hausse du crédit domestique par exemple), alors qu'ils le sont dans l'explication des crises d'Amérique latine. Ajoutons également que même dans le cadre d'une analyse étudiant seulement les crises d'une région spécifique, la significativité des indicateurs ne reste pas stable. Abiad (2003) en est un bon exemple. Il indique que seulement la surévaluation du taux de change réel présente une significativité statistique et économique à travers les crises de cinq pays

⁷⁹ Kaminsky et al., 1998 avait déjà effectué une revue de plus de cent variables, sans pouvoir étudier les travaux empiriques plus récents qui emploient des indicateurs représentant les fragilités du système financier (Abiad, 2003, Ari et Dagtekin entre autres), des indicateurs traduisant le degré d'ouverture au commerce extérieur (Cartapanis et al., 1998) ou la libéralisation financière (Komulainen et Lukkarila, 2003), des indicateurs structurels/institutionnels mesurant la qualité du système juridique ou le degré d'indépendance de la Banque centrale (Mulder et al., 2007) etc. Pour une analyse détaillée des indicateurs utilisés dans divers travaux empiriques, voir Abiad (1999, 2003), Lestano, Jacobs et Kuper (2003) et Arias (2003, 2004).

asiatiques (Corée du Sud, Indonésie, Malaisie, Philippines et Thaïlande) de son analyse empirique.

La période d'échantillon joue également un rôle dans la significativité divergente des indicateurs d'alerte. Prenons encore l'exemple des pays émergents ayant libéralisé leur marché financier interne et externe. Supposons que ces pays ont libéralisé leurs marchés financiers dans les années 1980. Dans ce cas, déterminer une grande période d'échantillon de 1975 à 2000 prenant en considération les périodes pré- et post-libéralisation ou une courte période de 1990 à 2000 ne prenant en considération que la période post-libéralisation peut entraîner des différences dans les résultats du modèle, car les variables peuvent avoir différentes valeurs (ou présenter différentes variances) qui modifieraient alors leur significativité par rapport au choix de la période d'échantillon. Partant, au vu de ce bilan empirique critique, nous limitons notre analyse empirique aux crises turques pour une période allant de janvier 1990 à décembre 2002. Le choix d'une période commençant à partir de janvier 1990 s'explique par les efforts de libéralisation commerciale et financière de la Turquie entrepris tout au long des années 1980, transformant radicalement l'économie turque. Considérer à la fois les périodes pré- et post-libéralisation aurait pu biaiser les résultats d'estimation de notre modèle, ainsi que la significativité des variables explicatives.

Tableau 3.2. Les indicateurs d'alerte économiques et financiers des crises de change

Secteur	Indicateurs fréquemment utilisés	Signe théorique attendu sur la probabilité de crise	Indicateurs fréquemment significatifs
*Secteur réel et public	-Production industrielle	(-)	
	-Inflation	(+)	oui
	-Chômage	(+)	
	-Croissance réelle du PIB	(-)	oui
	-Solde budgétaire/PIB	(-)	
*Compte courant	-Dettes publiques/PIB	(+)	
	-Surévaluation du taux de change réel	(+)	oui
	-Compte courant/PIB ou/Réserves	(-)	oui
	-Balance commerciale	(-)	
	-Termes de l'échange	(-)	oui
*Compte de capitaux	-Croissance des exportations/importations	(-/+)	
	-Réserves internationales	(-)	oui
	-M2/Réserves	(+)	oui
	-Entrées de capitaux étrangers à court terme	(+/-)	
	-Différentiel du taux d'intérêt	(+)	
*Position de la dette externe	-Dette externe à court terme/Réserves	(+)	oui
	-Dette externe totale/Exportations ou Réserves	(+)	oui
*Secteurs monétaire et financier	-Crédit domestique/PIB	(+)	oui
	-Crédit du système bancaire au secteur privé	(+)	oui
	-Réserves du système bancaire/Actifs du système bancaire	(-)	
	-Taux au prêts/Taux aux dépôts	(+)	
	-Croissance des engagements en devises du système bancaire	(+)	
	-Croissance du PIB américaine	(-)	oui
*Facteurs globaux ou externes	-Taux d'intérêt américain	(+)	oui
	-Prix pétroliers	(+)	
*Contagion	-Crise dans un autre pays	(+)	oui
*Facteurs politiques	-Risque ou incertitude politique	(+)	oui
	-Changement du Gouvernement	(+)	
	-Période électorale	(+)	

Sources : Auteur à travers divers travaux empiriques étudiés dans le cadre de ce travail de recherche.

D'autre part, soulignons que le fait de restreindre notre étude aux crises turques est aussi lié à la faible capacité prédictive des modèles empiriques travaillant sur un panel de nombreux pays (supposés homogènes).⁸⁰ Comme le précisent Berg et Pattillo (1998, 1999a) et Berg, Borensztein et Pattillo (2004), les modèles de systèmes d'indicateurs d'alerte ont une capacité limitée à prédire les crises, notamment les crises hors échantillon. En effet, un économètre construisant un système d'indicateurs d'alerte doit déterminer une période d'échantillon de référence à l'intérieur de laquelle le modèle est estimé afin, d'une part, de pouvoir prédire le déclenchement des crises à un seuil de prévision et, d'autre part, de trouver quelles variables indépendantes aident à expliquer leur occurrence. Pouvoir correctement prédire les crises correspondantes à la réalité dans la période d'échantillon démontre la qualité d'un modèle de système d'alerte. Ce n'est pourtant pas suffisant, puisqu'un « bon » modèle de système d'alerte devrait également être performant dans la prédiction des crises hors de la période d'échantillon,⁸¹ et de même, les variables significatives devraient aussi faire preuve de significativité hors échantillon.

La performance d'un modèle de système d'alerte est mesurée par sa capacité à prévoir correctement et suffisamment à l'avance les épisodes de crises actuels. Chaque modèle de système d'alerte produit une certaine probabilité estimée de crises. Cette probabilité estimée est ensuite transformée en une alarme émettant un signal selon lequel une crise pourrait survenir dans un intervalle de temps spécifique, appelé l'horizon prévisionnel, lorsque cette probabilité estimée dépasse un certain seuil de prévision déterminé. Chaque observation (dans un pays particulier, au cours d'un mois ou d'un trimestre particulier, ou encore d'une année particulière) est alors

⁸⁰ En effet, certains auteurs (Bussière et Fratzscher, 2002 par exemple) adoptent la libéralisation financière domestique et externe comme critère d'homogénéité en construisant leurs échantillons de pays, tandis que d'autres (Kaminsky et al., 1998 entre autres) n'adoptent aucun critère et travaillent avec des larges échantillons comprenant à la fois des pays développés et en développement.

⁸¹ Estimer un modèle à l'intérieur de l'échantillon équivaut à le régresser sur l'ensemble de la période d'échantillon, tandis qu'estimer un modèle hors échantillon signifie le régresser soit sur un sous-échantillon de l'échantillon de référence, soit sur une période qui initialement ne fait pas partie de l'échantillon de référence.

catégorisée comme un signal d'alarme ou non, en fonction de la probabilité estimée supérieure ou inférieure à ce seuil de crise (Bussière et Fratzscher, 2002, Berg et al., 2004). Quant à l'horizon prévisionnel, il peut aller d'un à vingt-quatre mois en fonction de la fréquence des données analysées (mensuelle, trimestrielle ou annuelle) et des bénéficiaires du système d'alerte (Autorités publiques ou investisseurs privés). Ainsi, une faible fréquence de données (annuelle) implique un horizon prévisionnel plus grand (douze à vingt-quatre mois). Celui-ci sera privilégié par les Autorités officielles qui préfèrent disposer d'indications concernant la vulnérabilité de l'économie le plus tôt possible afin de pouvoir prendre des mesures préventives nécessaires. Les investisseurs privés, eux, privilégient un horizon prévisionnel assez court d'un à trois mois dans l'objectif de pouvoir ajuster leurs portefeuilles aux risques des marchés.

Quel est alors le seuil de prévision optimale ? Choisir une valeur seuil basse entraînerait plusieurs crises correctement signalées, mais au détriment de l'émission d'un grand nombre de fausses alarmes (erreur de type II), en revanche choisir une valeur seuil élevée diminuerait le nombre de fausses alarmes, mais au prix de manquer certains épisodes de crises (erreur de type I). Le tableau 3.3 illustre mieux ce problème d'équilibre entre les crises manquées et les crises faussement signalées.

Tableau 3.3. Le problème du choix de seuil de prévision (ou de probabilité)

	Crise déclenchée (dans un horizon prévisionnel allant de 1 à 24 mois), $C_t = 1$	Non crise déclenchée (dans un horizon prévisionnel allant de 1 à 24 mois), $C_t = 0$
Signal émis, $S_t = 1$	A	B (erreur de type II)
Non signal émis, $S_t = 0$	C (erreur de type I)	D

Source : Bussière et Fratzscher, 2002, p.14.

Ici, A et D représentent les cas où un modèle de système d'alerte émet un bon signal (crise signalée et survenue ou pas de crise signalée et pas de crise survenue,

respectivement), B et C les cas où un indicateur émet un faux signal (crise signalée mais pas de crise survenue ou pas de crise signalée mais crise survenue, respectivement). Un modèle parfait ne devrait fournir que des bons signaux : A et $D > 0$ et B et $C = 0$, ce qui n'est pas le cas en pratique. Partant, l'objectif est de déterminer des valeurs seuils optimales afin que le modèle émette moins de faux signaux possibles et ne manque pas non plus les épisodes de crises.

Ce seuil de probabilité est souvent fixé à 50% par les chercheurs (Chui, 2002). Toutefois, comme l'affirment Esquivel et Larrain (2000), dans la plupart des travaux empiriques l'échantillon est relativement déséquilibré, étant donné que les valeurs nulles (périodes tranquilles) dominent largement les valeurs unitaires (périodes de crise). Dans ce cas, recourir à un seuil de probabilité estimée de crise égal à 50% sous-estimerait la capacité prédictive du modèle. Green (2000) estime d'ailleurs qu'il n'existe pas de réponse nette et précise au problème de seuil optimal. Les études des banques d'investissements qui visent à prédire correctement les crises, choisiront un seuil relativement élevé (40-50% par exemple). Les Autorités officielles, elles, qui sont davantage intéressées par la prévention de l'occurrence d'une crise ou au moins par la diminution de ses effets sur l'économie réelle, détermineront plutôt un seuil bas (20-25% en général). Berg et al. (2004) affirment que ce seuil de probabilité peut être déterminé par rapport à une fonction de perte à minimiser. Comme le notent Bussière et Fratzscher (2002), les erreurs de type II devraient moins inquiéter les Autorités officielles, car une crise déclenchée coûte beaucoup plus en termes de production et d'emploi que des mesures préventives mises en œuvre dans le but d'empêcher son occurrence. Les Autorités préfèrent donc avoir de fausses alarmes plutôt que manquer le déclenchement des crises. D'autre part, les erreurs de type II pourraient aussi être dues à l'efficacité de mesures préventives des Autorités officielles plutôt qu'à l'échec du modèle.

Après avoir analysé le cadre théorique et empirique des crises de change lors des chapitres précédents, nous construisons, dans le dernier chapitre de ce travail de

recherche, un système d'indicateurs d'alerte dans l'objectif de déterminer les facteurs essentiels des crises turques.

Chapitre 4. Un système d'indicateurs d'alerte des crises de change : une modélisation logit appliquée aux crises turques

Dans ce quatrième et dernier chapitre de la thèse, nous construisons un modèle de système d'indicateurs d'alerte afin d'explicitier les crises financières caractérisant les deux dernières décennies de l'économie turque. Le chapitre précédent nous a clairement indiqué les étapes principales à suivre pour la construction d'un système d'alerte et les problèmes liés à ce processus :

- choix d'une méthodologie ;
- construction d'un indice de crise binaire ;
- choix de variables explicatives ;
- capacité prédictive du modèle.

Notre objectif est de bâtir un modèle économétrique adéquat et performant prenant en considération les leçons du chapitre précédent. Ainsi, ce modèle dépasse ou au moins limite en partie les problèmes liés à l'élaboration d'un système d'alerte. Le modèle logit binominal et multivarié est composé de seize variables économiques et financières explicatives, estimées sur une période d'échantillon s'étalant de janvier 1990 à décembre 2002. L'indice de crise de ce modèle logit qui nous permet d'estimer des probabilités de fortes pressions spéculatives sur le marché des changes turc est composé des variations mensuelles du taux de change réel, des réserves internationales et du taux d'intérêt nominal. Quant à sa capacité prédictive, le modèle est testé aux différents seuils de probabilité de crise, à savoir à 50%, 25% et 20% à l'intérieur et hors de la période d'échantillon. Nous mettons également en œuvre divers tests de sensibilité afin de vérifier la robustesse de nos résultats d'estimation : d'une part, nous estimons notre modèle logit avec différentes définitions du terme de crise, ainsi qu'avec différents niveaux de retards, à savoir un, trois, six et douze mois,

et d'autre part, nous estimons le modèle sur une période de hors échantillon allant de janvier 2003 à décembre 2008.

La première section de ce chapitre est consacrée à la définition du modèle : la description de la méthodologie logit, la construction d'un indice de crise binaire et la détermination des variables explicatives. Quant à la deuxième section, elle est consacrée à l'interprétation des résultats d'estimation et aux divers tests de sensibilité vérifiant la robustesse de nos résultats empiriques.

4.1. Définition du modèle de système d'indicateurs d'alerte

4.1.1. Méthodologie : le modèle non linéaire logit binominal

Comme nous l'avons mentionné dans le chapitre précédent, il existe deux méthodes dominantes utilisées dans la construction des systèmes d'indicateurs d'alerte : l'approche des signaux et la méthode de régressions non linéaires (modèles logit/probit). Un modèle de type logit/probit nous semble plus adapté à la construction d'un système d'alerte puisqu'il a l'avantage majeur de la flexibilité et permet aussi de conduire un certain nombre de tests statistiques formels. C'est pourquoi, dans le cadre de ce travail, notre choix se penche vers le modèle logit qui mesure l'influence d'un ensemble de variables économiques et financières indépendantes sur une variable dépendante de crise. Ce modèle a la capacité d'évaluer directement la probabilité conditionnelle d'occurrence d'une crise à travers un ensemble d'indicateurs explicatifs, inclus dans l'analyse de façon linéaire.

Le modèle logit,⁸² de même que le modèle probit, peut être dérivé d'un modèle comprenant une variable dépendante latente ou non observée y_t^* , comme notre indice de crise *ISP1* défini dans la section suivante, qui est associée aux variables explicatives $X_t\beta$ de façon linéaire.

$$y_t^* = X_t\beta + u_t \quad (4.1)$$

La variable dépendante observée y (comme notre variable de crise binaire C_t) est ensuite déterminée en fonction de y_t^* : si y_t^* dépasse un certain seuil,⁸³ elle prend la valeur 1, sinon la valeur 0 :

$$y_t = \begin{cases} 1 & \text{si } y_t^* > 0 \\ 0 & \text{si } y_t^* \leq 0 \end{cases} \quad (4.2)$$

La probabilité de $y_t = 1$ est alors calculée en fonction des variables explicatives par l'équation suivante :

$$\text{Prob}(y_t = 1 | X_t\beta) = \text{Prob}(y_t^* > 0) = \text{Prob}(X_t\beta + u_t > 0) = F_u(-X_t\beta) \quad (4.3)$$

Notre modèle logit construit donc d'abord une variable muette de crise *ISP1*, qui sert également de variable endogène de crise binaire C_t prenant la valeur 1 en cas de crise et 0 en cas de non crise. Dans ce modèle logit à choix discrets, une crise est caractérisée par les périodes où l'indice de crise *ISP1* est supérieure à un seuil

⁸² On peut aisément trouver la présentation formelle des modèles logit/probit dans de nombreux manuels d'économétrie. C'est pourquoi nous nous limitons dans cette section à un bref aperçu de ce type de modélisations. Consulter Davidson et MacKinnon (1999), Wooldridge (2002), Green (2003), Gujarati (2004) entre autres, pour une présentation détaillée des modèles à réponses limitées.

⁸³ Ici, la valeur seuil choisie est 0 à titre d'exemple.

arbitrairement choisi, à savoir trois écarts-types $3\sigma_{ISP1}$, plus sa moyenne de la période d'analyse μ_{ISP1} . Cet indice $ISP1$, considérant la crise comme de fortes pressions spéculatives sur le marché des changes, est composé de la moyenne pondérée des variations mensuelles du taux de change réel, des réserves internationales et du taux d'intérêt nominal.

Le modèle logit estime ensuite la probabilité de crise en fonction des variables explicatives à travers l'équation suivante :

$$P_t = \text{Prob}(C_t | \Omega_t) = F(X_t, \beta) \quad (4.4)$$

où la probabilité de l'occurrence d'une crise de change, $C_t = 1$, estimée une ou plusieurs périodes (dans notre modèle un mois) avant la crise, est conditionnelle à un certain ensemble d'informations Ω_t porté par un vecteur de seize variables économiques et financières explicatives X_t pouvant être exprimé comme suit :

$$X_t \beta = \beta_1 x_{t1} + \dots + \beta_{16} x_{t16} \quad (4.5)$$

Ces seize variables explicatives sont toutes retardées d'un mois afin d'éviter le problème de multicollinéarité et de rendre le modèle compatible avec la prédiction des crises. β symbolise le vecteur de paramètres ou de coefficients et F la fonction de distribution cumulative logistique ayant la forme suivante :

$$\Lambda(X_t, \beta) = \frac{1}{1 + \exp(X_t, \beta)} = \frac{\exp(X_t, \beta)}{1 + \exp(X_t, \beta)} \quad (4.6)$$

Dans le modèle logit suivant une fonction de distribution cumulative logistique, les probabilités d'avoir ou non une crise en t est alors estimée par les équations (4.7) et (4.8), respectivement.

$$P_t = \text{Prob}(C_t = 1 | \Omega_t) = F(X_t, \beta) = \frac{1}{1 + \exp(-X_t, \beta)} = \frac{\exp(X_t, \beta)}{1 + \exp(X_t, \beta)} \quad (4.7)$$

$$1 - P_t = \text{Prob}(C_t = 0 | \Omega_t) = F(X_t, \beta) = \frac{1}{1 + \exp(X_t, \beta)} \quad (4.8)$$

Nous pouvons ensuite comparer la probabilité d'avoir une crise par rapport à la probabilité de ne pas l'avoir en fonction du vecteur des variables explicatives.

$$\frac{P_t}{1 - P_t} = \frac{1 + \exp(X_t, \beta)}{1 + 1 + \exp(-X_t, \beta)} = X_t, \beta \quad (4.9)$$

Le logarithme de l'équation (4.9) nous donne alors la forme du modèle logit :

$$L_t = \log\left(\frac{P_t}{1 - P_t}\right) = X_t, \beta \quad (4.10)$$

Le modèle logit, comme les autres modèles à réponse binaire, est en général estimé par la méthode de maximum de vraisemblance, du fait de la nature non linéaire de l'équation (4.4).

$$\ell(C, \beta) = \sum_{t=1}^n \left(C_t \log(F(X_t, \beta)) + (1 - C_t) \log(1 - F(X_t, \beta)) \right) \quad (4.11)$$

Une fois le modèle logit estimé, les coefficients, le signe des coefficients et les erreurs standards des variables explicatives viennent vérifier la relation supposée

entre l'indice de crise et chaque indicateur d'alerte, nous permettant ainsi d'évaluer si les hypothèses théoriques sous-jacentes sont acceptées ou rejetées. Les z-statistiques analogues aux t-statistiques de Student avec les p-values (seuil de probabilité) viennent ensuite mesurer la significativité statistique des variables explicatives. Enfin, il existe également d'autres mesures évaluant la qualité du modèle : la logvraisemblance, la statistique de ratio de vraisemblance (p-values LR stat) et le pseudo- R^2 , toutes étant *a priori* calculées de façon standard par des progiciels de traitement des données. Nous pouvons également mesurer la capacité prédictive du modèle (*goodness-of-fit*) en fonction des variables explicatives en déterminant des seuils de probabilité de crise (*cut-off probability*), à savoir 50%, 25% et 20% dans le cadre de notre modèle.

4.1.2. Identification des crises : la construction d'un indice de crise binaire

L'étape suivante de la construction d'un système d'alerte concerne l'identification des crises à travers un indice de crise. Cet indice *ISPI* constitue la variable dépendante de notre modèle à partir de laquelle les probabilités des crises turques sont estimées à travers une batterie de seize variables économiques et financières. Notre indice définit la crise comme les épisodes de fortes pressions spéculatives sur le marché des changes. Dans ce sens, nous prenons en considération les attaques spéculatives aboutissant à une dévaluation de la monnaie domestique et les attaques défendues avec succès par le Gouvernement en mobilisant son stock de réserves internationales et/ou en augmentant les taux d'intérêt domestiques. Cet indice *ISPI* est donc composé de la moyenne des variations mensuelles du taux de change réel, des réserves internationales (moins le stock d'or) et du taux d'intérêt nominal, pondérées par l'inverse de leurs écarts-types respectifs, ce qui permet d'uniformiser la volatilité des composantes de l'indice. L'indicateur de crise est alors d'autant plus élevé que la monnaie domestique se déprécie fortement, que les réserves de changes

de la Banque centrale baissent de manière considérable, et que le taux d'intérêt nominal enregistre une forte hausse.

$$ISP1_t = \frac{1}{\sigma_{RER}} \left(\frac{RER_t - RER_{t-1}}{RER_{t-1}} \right) - \frac{1}{\sigma_{RES}} \left(\frac{RES_t - RES_{t-1}}{RES_{t-1}} \right) + \frac{1}{\sigma_{NIR}} (NIR_t - NIR_{t-1}) \quad (4.12)$$

avec RER : taux de change réel qui est de la forme de $RER = (NER \cdot P^*) / P$ (une hausse correspond à une dépréciation réelle de la monnaie domestique),

NER : taux de change nominal (unités de livre turque TL/unités de dollar américain US\$). Données recueillies auprès du FMI (*International Financial Statistics*, IFS, janvier 2009), IFS ligne 186.AE,

P^* : indice des prix à la consommation américaine, IFS ligne 11164,

P : indice des prix à la consommation turque, IFS ligne 18664,

RES : réserves internationales moins le stock d'or de la Banque centrale (en millions de US\$), IFS ligne 186.1L.D,

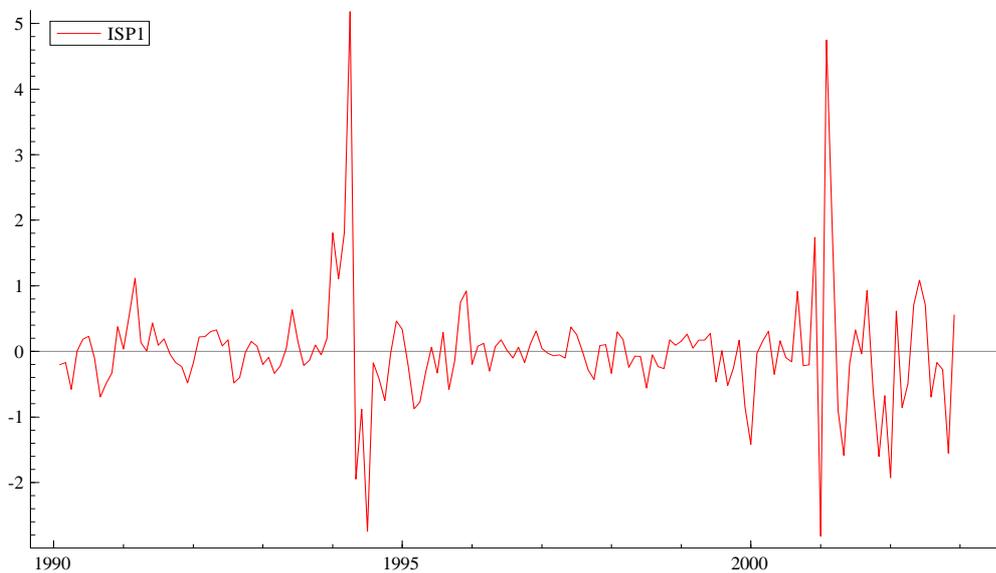
NIR : taux d'intérêt nominal au dépôt à trois mois, IFS ligne 18660L,

σ_{RER} , σ_{RES} , σ_{NIR} : écarts-types respectifs des composantes de l'indice.

Concernant la composante taux de change, la préférence pour une variable exprimée en termes réels permet de distinguer un épisode de crise d'une dépréciation nominale significative se produisant pendant une période fortement inflationniste. Etant donné le niveau d'inflation chronique et élevé des années 1990 dans l'économie turque avoisinant les 60-70% par an, le choix d'inclure le taux de change nominal dans l'indice de crise aurait pu indiquer de faux épisodes de crises. Quant à la composante réserves de change, l'inclure dans l'indice de crise est complètement justifié, sachant que les Autorités monétaires turques y ont eu recours comme moyen de défense de la monnaie domestique à chaque fois que s'est produite une attaque spéculative à l'encontre de la livre. Cette justification est également valable pour l'inclusion de la composante taux d'intérêt nominal domestique dans l'indice de crise. La hausse des

taux d'intérêt domestiques dans l'objectif de limiter la sortie de capitaux étrangers a aussi été une pratique généralisée de défense chez les Autorités monétaires turques. Nous pouvons alors avoir une idée concernant l'aspect de l'indicateur de crise au vu du graphique 4.1. Ainsi, notre analyse empirique est basée et orientée par cette courbe qui nous permet de détecter les pics de crise subis par l'économie turque.

Figure 4.1. L'indicateur continu de crise de change *ISP1*



Une crise est identifiée lorsque l'indice *ISP1* dépasse un certain seuil critique arbitraire, défini dans notre modèle comme trois écarts-types $3\sigma_{ISP1}$ plus sa moyenne sur l'ensemble de la période d'analyse μ_{ISP1} .

$$C_t = \begin{cases} 1 & \text{si } ISP1_t > 3\sigma_{ISP1} + \mu_{ISP1} \\ 0 & \text{sinon} \end{cases} \quad (4.13)$$

Nous préférons ne pas définir de fenêtre d'exclusion qui ignore certains épisodes des crises signalés par l'indice dans un intervalle de temps arbitraire. Ainsi, nous visons à

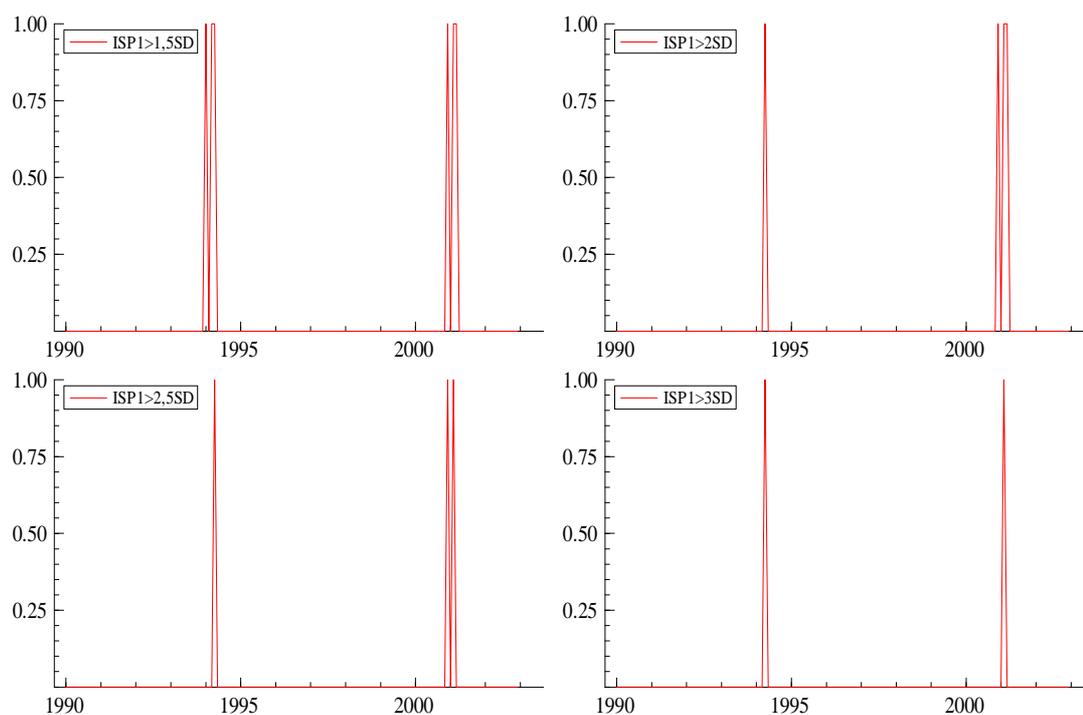
déterminer, d'une part, l'occurrence et, d'autre part, la date des crises encourues dans l'économie turque.⁸⁴⁸⁵ D'ailleurs, le graphique 4.2 démontre que notre indice de crise au seuil de trois écarts-types identifie correctement les dates exactes des crises turques déclenchées en avril 1994 et en février 2001.

Nous définissons également trois autres seuils de crise en termes d'écarts-types, à savoir $1,5\sigma_{ISP1}$, $2\sigma_{ISP1}$ et $2,5\sigma_{ISP1}$ afin d'étudier la sensibilité de la datation des crises aux seuils arbitraires de crise. Comme nous l'observons sur le graphique 4.2 sur lequel sont indiqués les épisodes de crises signalées aux différents seuils de crise, l'indice $ISP1$ identifie correctement à chaque seuil les crises d'avril 1994 et de février 2001. Cependant, étant donné que nous ne définissons pas de fenêtre de crise, les crises de 1994 et de 2001 sont signalées à plusieurs reprises comme si elles étaient différents épisodes de crises par les seuils inférieurs à $3\sigma_{ISP1}$. Nous pouvons ainsi affirmer que le nombre de crises peut changer en fonction des seuils de crise en termes d'écarts-types. Plus la valeur de seuil est élevée (trois écarts-types par exemple), moins le nombre de crises est identifié, toutes choses égales par ailleurs. Déterminer une valeur de seuil élevée minimise l'erreur de type I, à savoir prédire une crise lorsqu'il y'en a pas, augmente en revanche l'erreur de type II, à savoir ne pas prédire une crise alors qu'il y en a une. Le seuil de $3\sigma_{ISP1}$ défini dans notre modèle est alors « optimal », en permettant de détecter les dates précises des crises turques d'avril 1994 et de février 2001 sans qu'il n'identifie non plus de faux épisodes de crise.

⁸⁴ Comme nous l'avons mentionné dans le chapitre précédent, la motivation derrière l'utilisation d'une fenêtre d'exclusion est de ne pas compter plusieurs fois la même crise, partant du principe que la deuxième crise est la suite de la première à cause de leur forte proximité temporelle. Pourtant, en imposant une fenêtre d'exclusion, l'information concernant la sévérité et la durée de la crise de change disparaît (Wyplosz, 2001) et la variable de crise C_t nous renseigne seulement sur le début d'une crise de change plutôt que sur toute la période de crise.

⁸⁵ Cependant, cette approche cherchant à identifier les dates précises de crises peut être critiquée du point de vue des théoriciens des crises de change qui se focalisent sur les équilibres multiples et les crises autoréalisatrices, puisque la date d'une crise, même son occurrence, qui est associée aux croyances et anticipations des opérateurs, est aléatoire. Voir Jeanne (2000) et Bussière et Fratzscher (2002) pour une discussion plus détaillée.

Figure 4.2. Les dates précises des crises turques identifiées par l'indice de crise *ISP1* aux différents seuils de crise en termes d'écarts-types¹



¹SD signifie écart-type.

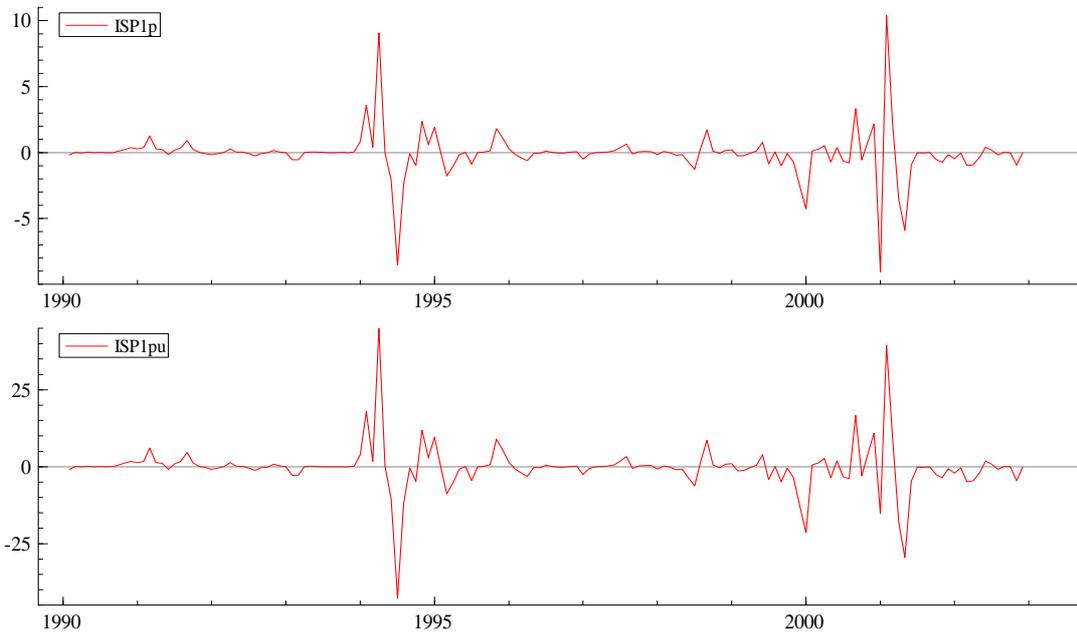
Après avoir démontré la sensibilité de datation des crises aux différents seuils de crises en termes d'écarts-types, nous examinons la sensibilité des dates de crises aux changements de définitions du terme de crise. Pour ce faire, nous construisons six indices de crise supplémentaires. Les deuxième et troisième indicateurs *ISP1_p*, *ISP1_{pu}* présentés sur la figure 4.3, sont composés, comme l'indice *ISP1*, de la moyenne des variations mensuelles du taux de change réel, des réserves internationales (moins le stock d'or) et du taux d'intérêt nominal. Cependant, contrairement à l'indice *ISP1* où les composantes de l'indice sont pondérées par l'inverse de leurs écarts-types respectifs, dans l'indice *ISP1_p* les poids arbitraires sont attribués à ses composantes. Du fait de la faible volatilité de la variable taux de change réel par rapport aux autres composantes, due au régime de change fixe ou

quasi-fixe suivi durant la période d'échantillon de notre modèle, nous préférons donner un plus grand poids à la variable taux de change réel, à savoir 0,6, et un plus petit poids aux deux autres composantes de l'indice, à savoir 0,2. D'autre part, dans l'indice $ISP1pu$, nous ignorons (volontairement) la volatilité différente des composantes de l'indice, en leur attribuant ainsi des poids unitaires.

$$ISP1p_t = 0.6 \left(\frac{RER_t - RER_{t-1}}{RER_{t-1}} \right) - 0.2 \left(\frac{RES_t - RES_{t-1}}{RES_{t-1}} \right) + 0.2 (NIR_t - NIR_{t-1}) \quad (4.14)$$

$$ISP1pu_t = \left(\frac{RER_t - RER_{t-1}}{RER_{t-1}} \right) - \left(\frac{RES_t - RES_{t-1}}{RES_{t-1}} \right) + (NIR_t - NIR_{t-1}) \quad (4.15)$$

Figure 4.3. Les indicateurs continus de crise de change $ISP1p$ et $ISP1pu$



Quant à notre quatrième indice $ISP2$, il est composé de la moyenne des variations mensuelles du taux de change réel et des réserves internationales (moins le stock d'or), pondérées par l'inverse de leurs écarts-types respectifs, excluant ainsi le taux

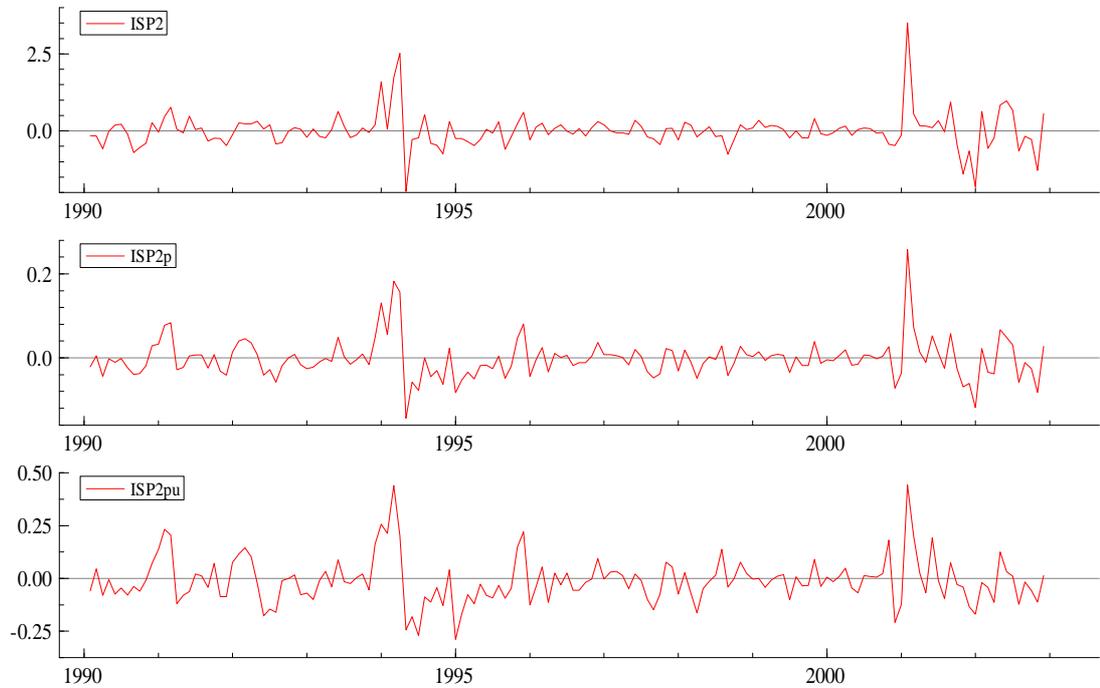
d'intérêt nominal. Dans la construction des cinquième et sixième indices $ISP2p$, $ISP2pu$, nous reprenons le quatrième sans les écarts-types en attribuant respectivement des poids 0,75 et 0,25 aux composantes taux de change réel et réserves de change dans l'indice $ISP2p$ et des poids unitaires dans l'indicateur $ISP2pu$.

$$ISP2_t = \frac{1}{\sigma_{RER}} \left(\frac{RER_t - RER_{t-1}}{RER_{t-1}} \right) - \frac{1}{\sigma_{RES}} \left(\frac{RES_t - RES_{t-1}}{RES_{t-1}} \right) \quad (4.16)$$

$$ISP2p_t = 0.75 \left(\frac{RER_t - RER_{t-1}}{RER_{t-1}} \right) - 0.25 \left(\frac{RES_t - RES_{t-1}}{RES_{t-1}} \right) \quad (4.17)$$

$$ISP2pu_t = \left(\frac{RER_t - RER_{t-1}}{RER_{t-1}} \right) - \left(\frac{RES_t - RES_{t-1}}{RES_{t-1}} \right) \quad (4.18)$$

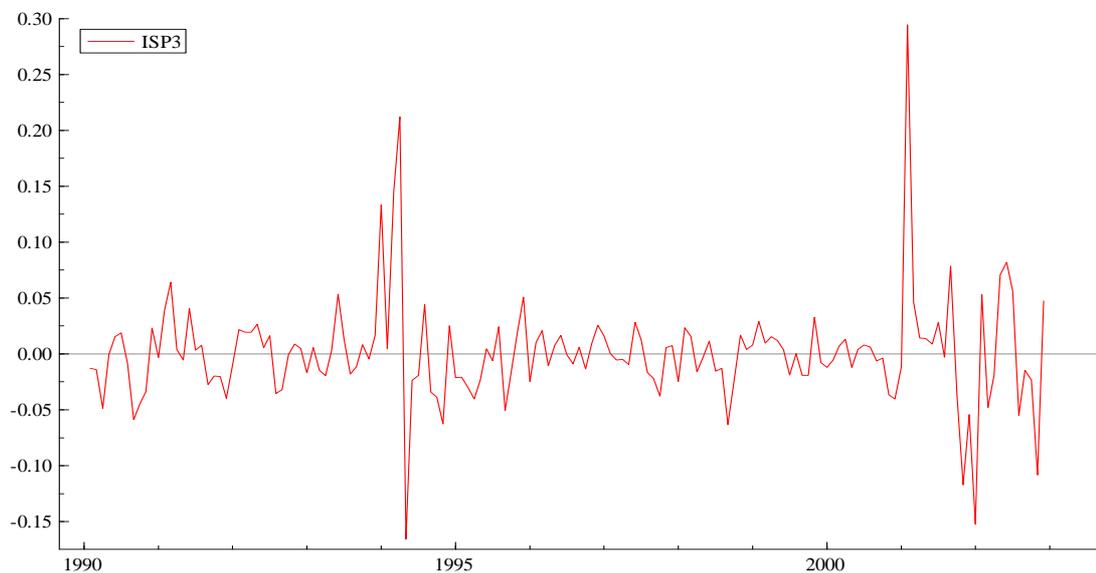
Figure 4.4. Les indicateurs continus de crise de change $ISP2$, $ISP2p$ et $ISP2pu$



Enfin, notre septième et dernier indice $ISP3$, quant à lui, n'est composé que des variations du taux de change réel.

$$ISP3_t = \frac{RER_t - RER_{t-1}}{RER_{t-1}} \quad (4.19)$$

Figure 4.5. L'indicateur continu de crise de change $ISP3$



Les graphiques 4.1, 4.3, 4.4 et 4.5 démontrent que tous nos sept indices parviennent à correctement détecter les pics des crises déclenchées dans l'économie turque et poursuivent un tracé quasi-identique. Néanmoins, les moyennes et les écarts-types des indices changent, notamment entre les indices $ISP1_{pu}$ et $ISP3$. Les tests de normalité et de racine unitaire (Dickey-Fuller Augmenté, ADF) présentés dans les tableaux 4.1 et 4.2 mettent en évidence que chacun des indices suivent la loi normale et sont stationnaires en niveau, ainsi qu'en variation au seuil de 5%.⁸⁶

⁸⁶ Le détail des résultats des tests de racine unitaire et de corrélation, ainsi que des statistiques descriptives et des valeurs des indices de crise se trouve dans l'annexe 1 de la thèse.

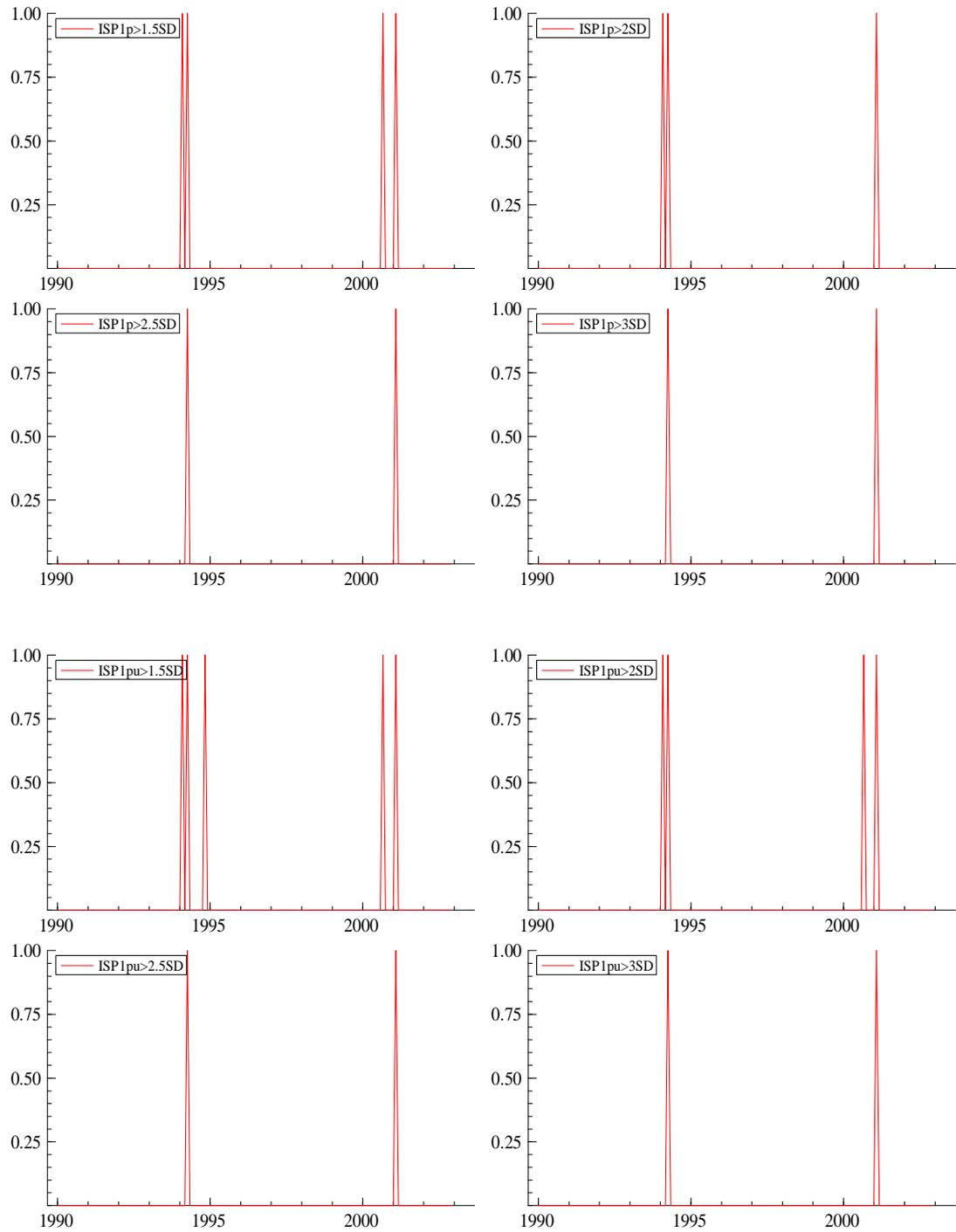
Tableau 4.1. Statistiques descriptives et test de normalité des indices de crise

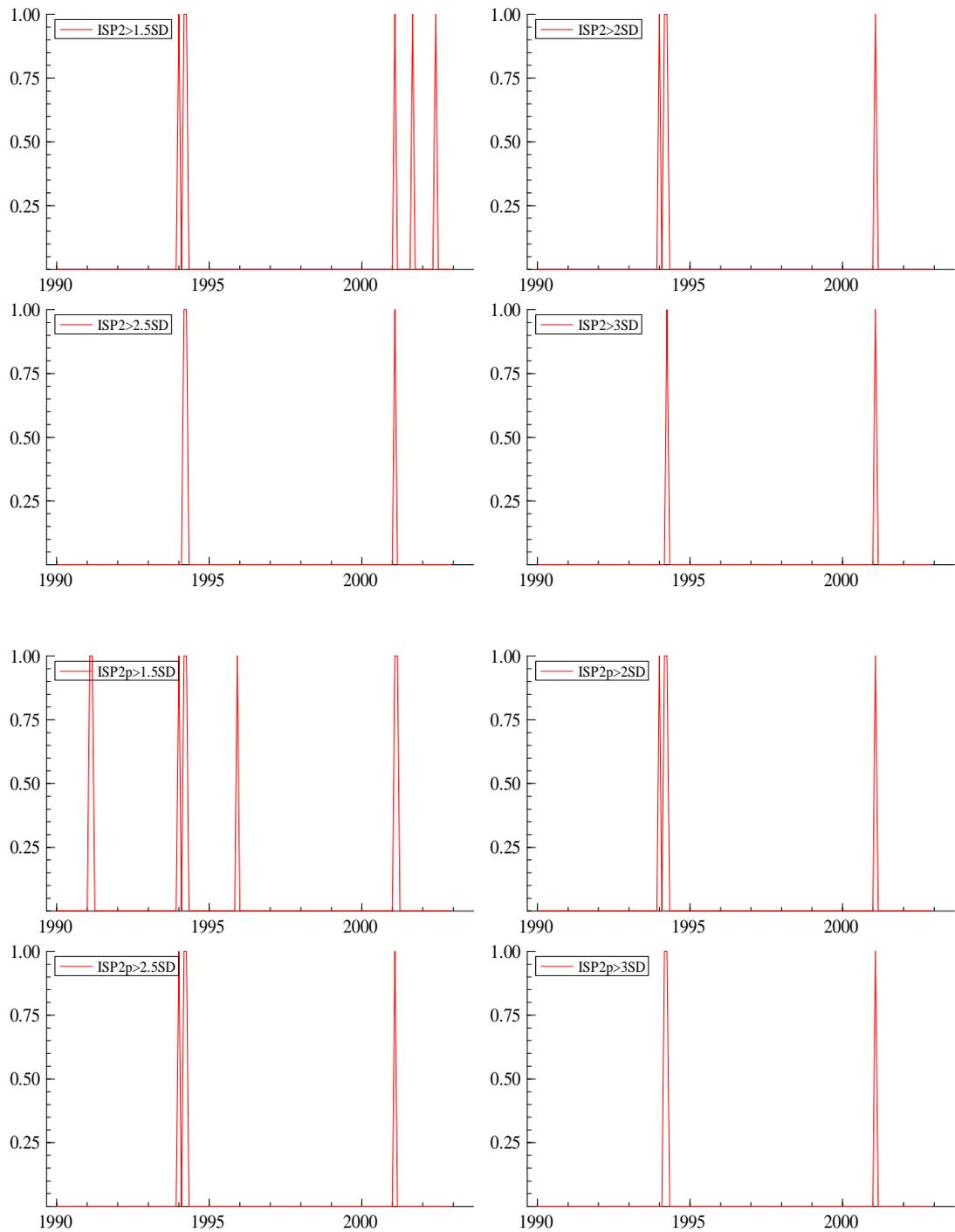
Indice	ISP1	ISP1p	ISP1pu	ISP2	ISP2p	ISP2pu	ISP3
Moyenne	-0.006987	-0.058845	-0.188941	0.008245	-0.002249	-0.010167	0.000585
Médian	-0.030497	-0.000240	0.003122	-0.007369	-0.004553	-0.017090	-0.000620
Maximum	5.179629	10.40424	44.90241	3.501970	0.257804	0.442333	0.294441
Minimum	-2.819001	-9.057039	-42.66978	-1.972274	-0.143591	-0.288585	-0.165826
Ecart-type	0.875460	1.807796	7.871383	0.573343	0.047114	0.109744	0.048279
Skewness	1.954627	0.382418	0.597291	1.718025	1.592037	1.008298	1.713795
Kurtosis	16.25274	20.08098	19.18740	14.69007	10.38947	5.975451	14.61933
Jarque-Bera	1233.009	1888.060	1701.506	958.8316	418.1291	83.44145	947.8066
Somme	-1.083061	-9.120919	-29.28590	1.277951	-0.348649	-1.575897	0.090652
Normalité (T=155)	Chi2=71.931 [0.0000]**	Chi2=358.90 [0.0000]**	Chi2=321.42 [0.0000]**	Chi2=75.644 [0.0000]**	Chi2=42.564 [0.0000]**	Chi2=22.077 [0.0000]**	Chi2=75.164 [0.0000]**

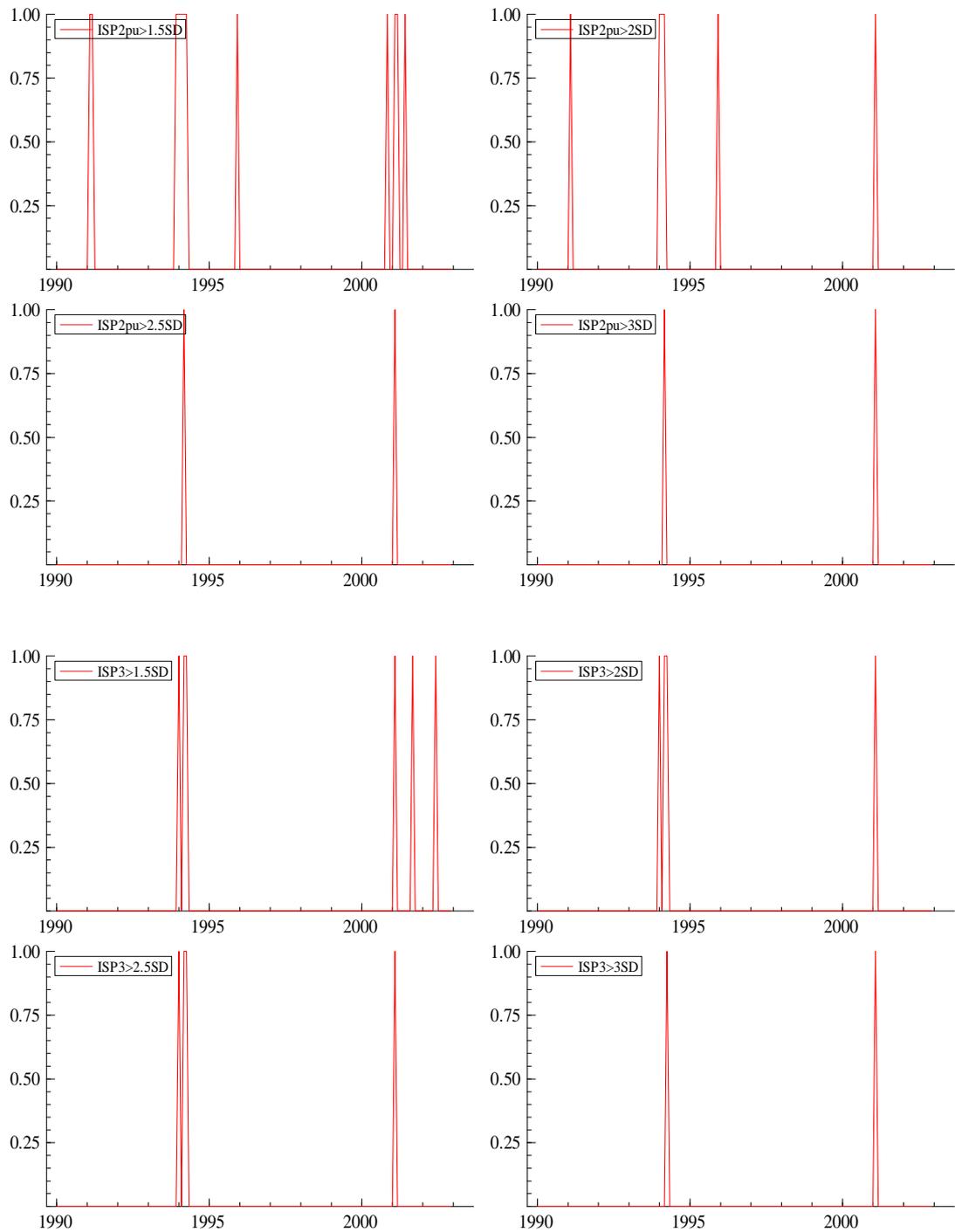
Tableau 4.2. Test de racine unitaire (ADF) des indices de crise

Indice	ADF (T=153, Constant+Trend+Seasonals; 5%=-3.44 1%=-4.02)		
	Différences	t-ADF	Sigma
ISP1	1	-7.947**	0.8730
	0	-11.10**	0.8699
ISP1p	1	-8.942**	1.811
	0	-11.80**	1.810
ISP1pu	1	-7.978**	7.766
	0	-9.663**	7.756
ISP2	1	-8.180**	0.5608
	0	-10.79**	0.5590
ISP2p	1	-7.569**	0.04523
	0	-9.092**	0.04513
ISP2pu	1	-7.147**	0.1017
	0	-8.177**	0.1016
ISP3	1	-8.301**	0.04722
	0	-10.78**	0.04709

Figure 4.6. Comparaison des indices de crise (ISP1p, ISP1pu, ISP2, ISP2p, ISP2pu et ISP3) aux différents seuils de crise en termes d'écart-types







Nous observons sur les graphiques 4.2 et 4.6 que les sept indices de crise réagissent de manière similaire en ce qui concerne l'identification du nombre et des dates de crises, lorsque nous les testons successivement aux seuils identiques en termes d'écart-types. Ceci confirme les résultats de Lestano et Jacobs (2007) qui avaient trouvé que pour les six pays asiatiques, le nombre et les dates des crises identifiés par différents indices, mais aux seuils de crise identiques, ne changeaient pas considérablement. Nos résultats affaiblissent donc certaines critiques formulées à l'égard de la caractérisation des crises de change par la construction des indices de crise binaires.

4.1.3. Description de la base de données et des variables explicatives

Notre modèle binominal logit est estimé en utilisant des données mensuelles sur une période d'échantillon allant de janvier 1990 à décembre 2002 qui comprend 156 observations. La raison principale de débiter notre échantillon en janvier 1990 est, comme nous l'avons précisé dans le chapitre précédent, que la vague de libéralisation économique et financière réalisée tout au long des années 1980 constitue un important changement structurel dans l'économie turque pour que les périodes pré- et post-libéralisation soient bien distinguées. Mélanger ces deux périodes dans lesquelles la volatilité des variables explicatives démontre un caractère différent aurait pu fausser nos résultats d'estimation, ainsi que la significativité des variables explicatives.

Dans la littérature empirique sur les systèmes d'alerte, sont utilisées trois fréquences d'analyse, à savoir mensuelle, trimestrielle et annuelle. Notre choix en faveur des données mensuelles s'explique par le fait qu'elles capturent mieux la nature soudaine et brutale des crises de change, ainsi que la variance des variables économiques et financières. Ces données sont recueillies en grande partie auprès du FMI (IFS, janvier 2009) et complétées par les sources de la Banque centrale de Turquie

(BCT).⁸⁷ Nous avons déduit les séries mensuelles de certaines variables économiques (PIB, solde budgétaire, dette externe à court terme, Compte courant, investissements directs étrangers (IDE) et investissements de portefeuille) initialement disponibles sur une base trimestrielle, *via* la procédure *Linear Match Last* (LML)⁸⁸ du progiciel Eviews.⁸⁹ En outre, toutes les données sont exprimées en millions de livres turques (TL) après avoir effectué la transformation nécessaire.

Quant à la sélection des indicateurs d'alerte de notre travail empirique, nous avons recours à la littérature théorique des crises de change afin d'en tirer un certain nombre d'indicateurs, mais prenons aussi en considération les résultats des travaux empiriques mettant en évidence les indicateurs les plus significatifs sur le plan économique et statistique. Etant donné que les crises des années 1990 ne suivent pas de mécanisme unique et déterministe, l'économètre devrait alors construire une liste de variables représentant différents secteurs de l'économie. Choisir une batterie d'indicateurs de divers secteurs réduit également le risque de multicolinéarité entre ces mêmes indicateurs d'alerte, qui peut affecter les résultats d'estimations du modèle. Dans ce sens, nous préférons déterminer un ensemble limité de variables économiques et financières, censées expliquer les crises turques, englobant les

⁸⁷ La Banque centrale de Turquie assure la distribution des données concernant tous les secteurs économiques et financiers du pays sur son adresse web www.tcmb.gov.tr. Grâce à son *Electronic Data Delivery System (EDDS)*, elle assure également l'interpolation et/ou l'extrapolation de la fréquence des données.

⁸⁸ Nous avons également utilisé d'autres méthodes d'interpolation proposées dans le cadre du progiciel Eviews, à savoir *Constant Match Average and Sum*, *Quadratic Match Average and Sum* et *Cubic Match Last*. Précisons qu'à chaque fois, nous avons eu des séries similaires. Pour plus d'information sur la transformation des séries et les spécificités des méthodes d'interpolation et/ou extrapolation utilisées, voir '*Eviews Users guide*'.

⁸⁹ Certains auteurs (Arias, 2004 entre autres) ne souhaitent pas déduire de séries mensuelles à partir des séries trimestrielles ou annuelles, en évoquant des problèmes conceptuels liés à la transformation des données, même si cette opération est effectuée à travers des méthodes adéquates comme c'est le cas dans le cadre de notre travail économétrique. En effet, un travail empirique qui exclut les variables (notamment le déficit budgétaire ou la dette externe à court terme) fréquemment mentionnées par les modèles théoriques de crises de change comme les principaux déterminants de crises, ne nous semble pas complet, tout en acceptant, bien sûr, que cette transformation porte « des risques de volatilité effective élevée de telles données sur une fréquence plus élevée » selon les propos d'Arias (2004).

secteurs réel, public, monétaire, courant et bancaire, ainsi que des indicateurs d'endettement externe, de flux de capitaux et des chocs internationaux.

Ce modèle binominal logit teste la capacité explicative de seize indicateurs d'alerte qui sont regroupés en trois grandes catégories dans le tableau 4.3 qui nous informe également sur les sources des données d'analyse et la transformation effectuée sur les données, ainsi que sur l'impact attendu de ces mêmes indicateurs d'alerte sur la variable dépendante de crise. Ce type d'analyse nous permet, d'une part, d'expliquer les raisons de notre choix de les inclure dans le modèle et, d'autre part, de pouvoir ensuite comparer les résultats d'estimation du modèle avec les théories sous-jacentes des crises.

Le premier groupe est composé de cinq indicateurs du *secteur public et réel* : *I*PROD (production industrielle), *I*SE (indice de la Bourse d'Istanbul), *I*NFL (taux d'inflation), *B*UDGET/*G*DP (solde budgétaire rapporté au PIB) et *M*2/*R*ES (offre de monnaie *M*2 sur réserves internationales). La deuxième catégorie, quant à elle, est composée de six indicateurs de *l'équilibre extérieur et des flux de capitaux* : *R*ER – *hp*RER (déviations du taux de change réel de son trend), *CA*/*G*DP (Compte courant rapporté au PIB), *S*HORTDEBT/*R*ES (dette externe à court terme sur réserves internationales), *F*DI/*P*ORTINVEST (investissements directs étrangers sur investissements de portefeuille), *T*OT (termes de l'échange) et *N*IRUS (taux d'intérêt nominal américain). Enfin, la troisième catégorie comprend les cinq indicateurs du *secteur bancaire et financier* : *B*LOAN/*B*DEPO (prêts bancaires sur dépôts bancaires), *B*RES/*B*ASSET (réserves bancaires sur actifs bancaires), *B*DEPO/*M*2 (dépôts bancaires sur offre de monnaie *M*2), *B*SHORTPOS (position courte en devises du système bancaire) et *C*BCRED/*B*LIAB (prêts de la Banque centrale rapportés aux passifs bancaires).

Tableau 4.3. Description des indicateurs d'alerte et leur impact attendu sur la probabilité de crise de change

Catégorie/ Concept	Notation	Source	Explication/ Transformation	Théorie et impact attendu des indicateurs sur l'indice de crise	Signe attendu
Secteur public et réel domestique					
<i>-Déséquilibre du secteur réel</i>					
1-) Production industrielle (en variation)	IPROD	*IFS18666B	*La production industrielle désaisonnalisée.	*Les crises sont en général précédées par les périodes de ralentissement économique. La croissance de la production industrielle devrait alors diminuer la probabilité de crise de change. (Source : les théories de crises de deuxième génération)	(-)
2-) Indice de la Bourse d'Istanbul (en variation)	ISE	*BCT	*Les données de fréquence mensuelle sont extrapolées des données hebdomadaires <i>via</i> le système EDDS de la BCT.	*L'effondrement de l'indice boursier qui démontre le retrait massif des capitaux peut être perçu comme un signe avant-coureur de la crise. (Source : les théories de crises de deuxième et troisième générations)	(-/+)
3-) Inflation (en variation)	INFL	*IFS18664		*Un taux d'inflation élevé qui reflète une mauvaise gestion macroéconomique entraîne la hausse des taux d'intérêt nominaux domestiques, ce qui crée des impacts négatifs sur les secteurs réel et financier. Une hausse de ce taux devrait donc augmenter la probabilité de crise. (Source : les théories de crises de première et deuxième générations)	(+)

-Déséquilibre du secteur public					
4-) Solde budgétaire/PIB (en niveau)	BUDGET/GDP	*BCT/IFS18699B	*Les PIB et solde budgétaire mensuels sont interpolés respectivement des données trimestrielles de l'IFS, et des données annuelles de la BCT via la procédure LML.	*Un déficit budgétaire est souvent considéré comme une source de déséquilibre, car il entraîne la diminution de l'épargne nationale disponible et peut ensuite conduire à un taux d'inflation élevé et/ou à une hausse des taux d'intérêt domestiques. L'indice de crise devrait réagir à une détérioration du solde budgétaire. (Source : les théories de crises de première génération)	(-)
-Déséquilibre monétaire					
5-) M2/Réserves internationales (en niveau)	M2/RES	*IFS18635L/IFS186.1L.D	*M2 = Monnaie+ Quasi-monnaie. Les réserves internationales (moins le stock d'or) sont transformées en TL.	*Ce ratio permet de mesurer la capacité d'une Banque centrale à faire face à une attaque spéculative puisqu'en cas de crise de change ou en présence d'une panique bancaire, les investisseurs se ruent aux guichets afin d'échanger leurs avoirs en monnaie domestique contre la monnaie étrangère. Une économie est d'autant plus vulnérable à une crise que le ratio de l'offre de monnaie sur le stock de réserves est élevé. (Source : les théories de crises de première et troisième générations)	(+)

Equilibre extérieur et flux de capitaux					
<i>-Déséquilibre courant externe</i>					
6-) Déviation du taux de change réel de son trend (en niveau)	RER-hpRER		<p>*RER = (NER×P*)/P NER :IFS186.AE P* : IFS11164 P : IFS18664. Le taux de change réel est ensuite soumis au filtre de Hodrick-Prescott.</p>	<p>*Une surévaluation du taux de change réel vis à vis du dollar américain devrait, d'une part, attirer des capitaux étrangers plutôt à court terme, ce qui contribuerait au réchauffement de l'économie domestique et, d'autre part, diminuer la compétitivité-prix d'un pays par rapport à ses concurrents commerciaux, engendrant un déficit commercial et courant. Une surévaluation impliquerait donc une hausse de la probabilité de crise. Il faut bien préciser que le signe attendu de cette variable est (-) tandis que la chute de RER-hpRER implique la surévaluation du taux de change réel. (Source : les théories de crises de première génération)</p>	(-)
7-) Compte courant/PIB (en niveau)	CA/GDP	*IFS18678ALD/IFS18699B	<p>*Les variables Compte courant, dette externe à court terme, IDE et investissements de portefeuille sont toutes transformées en TL. Ces variables de fréquence mensuelle sont interpolées <i>via</i> la méthode LML.</p>	<p>*Un pays enregistrant durablement un déficit du Compte courant ne peut le financer qu'avec des nouvelles entrées de capitaux liées à la confiance des opérateurs. Si ces derniers évaluent le déficit du Compte courant insoutenable, le pays devient insolvable, ce qui augmente la probabilité de crise. (Source : les théories de crises de première et deuxième générations)</p>	(-)

-Endettement externe

8-) Dette externe à court terme/Réserves internationales (en niveau) SHORTDEBT/RES *BCT/IFS186.1L.D

*Un ratio élevé de dette externe à court terme par rapport aux réserves internationales accroît le risque d'illiquidité et donc la vulnérabilité du pays à une attaque spéculative. La probabilité de crise augmente en parallèle avec la hausse de ce ratio.
(Source : les théories de crises de deuxième et troisième générations) (+)

-Composition du flux de capitaux

9-) Investissements direct étrangers/ Investissements de portefeuille (en niveau) FDI/PORTINVEST *IFS18678BED/IFS18678BGD

*La hausse du ratio des IDE sur les investissements de portefeuille démontre la capacité croissante du pays à attirer des investissements à long terme, ce qui peut être jugé comme un signe de la confiance des investisseurs dans les politiques économiques en vigueur. De plus, la hausse des IDE assurerait la compensation du déficit du Compte courant par des capitaux bien moins volatils, diminuant ainsi la probabilité de crise.
(Source : les théories de crises de deuxième et troisième générations) (-)

-Chocs exogènes internationaux					
10-) Termes de l'échange (en niveau)	TOT	*IFS18674.D/IFS18675.D	*TOT=Valeur unitaire des exportations/Valeur unitaire des importations.	*La croissance des termes de l'échange consolide la position de la Balance des paiements du pays, réduisant ainsi la probabilité de crise. Par ailleurs, un pays est d'autant plus vulnérable à une détérioration de ses termes de l'échange qu'il est fortement ouvert au commerce international. (Source : les théories de crises de première et deuxième générations)	(-)
11-) Taux d'intérêt nominal américain (en variation)	NIRUS	*IFS11160LC	*Taux à trois mois dans le marché secondaire.	*Un pays est d'autant plus vulnérable à une crise de change s'il est confronté à une hausse du taux d'intérêt américain, puisque les investisseurs peuvent souhaiter réallouer leurs portefeuilles en faveur de placements plus stables et sûrs (<i>capital flight</i>). Le pays domestique peut alors enregistrer des sorties nettes de capitaux et/ou subir une hausse de la charge d'intérêt sur la dette externe. (Source : les théories de crises de deuxième génération)	(+)

Secteur bancaire et financier					
-Fragilité du système bancaire et financier					
12-) Crédits totaux du système bancaire/ Dépôts totaux du système bancaire (en niveau)	BLOAN/BDEPO	*de IFS18622A à IFS18622G/ IFS18624+IFS18625	*La totalité des crédits du système bancaire accordés aux secteurs public et privé/ Dépôts à vue+Dépôts à terme+Plans d'épargne du système bancaire.	*Le ratio prêts bancaires/dépôts bancaires démontre le lien entre les actifs et les passifs du système bancaire. La hausse de ce ratio peut indiquer la difficulté croissante du système bancaire à attirer des sources supplémentaires et/ou la croissance excessive des crédits bancaires, ce qui augmente leurs prêts non performants Suite à la hausse de ce ratio, le risque d'illiquidité du système bancaire face aux chocs adverses accroîtrait, de même la probabilité de crise. (Source : les théories de crises de première et troisième générations)	(+)
13-) Réserves du système bancaire/ Actifs totaux du système bancaire (en niveau)	BRES/BASSET	*IFS18620/18621+de IFS18622A à IFS18622G	*Actifs en TL et en devises du système bancaire.	*La diminution du ratio réserves bancaires/ actifs bancaires est perçue par les opérateurs comme un signe de faiblesse du système bancaire, augmentant le risque de crise. Avec un ratio élevé de réserves, le système bancaire étant plutôt liquide a une forte chance de faire face aux chocs négatifs. (Source : les théories de crises troisième génération)	(-)

14-) Dépôts totaux du système bancaire/M2 (en niveau)	BDEPO/M2	*IFS18624+IFS18625/ IFS18635L		*Le ratio élevé dépôts bancaires/offre de monnaie indique la confiance croissante des investisseurs dans le système bancaire. La probabilité de crise devrait alors diminuer suite à la hausse de ce ratio. (Source : les théories de crises troisième génération)	(-)
15-) Position courte du système bancaire (en niveau)	BSHORTPOS	*IFS18621/IFS18626C	*Actifs en devises du système bancaire/Passifs en devises du système bancaire.	*Ce ratio démontre la capacité des actifs en devises du système bancaire à compenser ses engagements en devises. Une baisse de ce ratio devrait donc augmenter la probabilité de crise. (Source : les théories de crises troisième génération)	(-)
16-) Crédits de la Banque centrale accordés au système bancaire/ Passifs totaux du système bancaire (en niveau)	CBCRED/BLIAB	*IFS18626G/18621+de IFS18622A à IFS18622G	*Passifs en TL et en devises du système bancaire.	*Ce ratio présente la part des prêts de la Banque centrale dans les passifs du secteur bancaire. Une hausse de ce ratio indiquant le renflouement croissant de la Banque centrale aux banques en difficultés financières (illiquidité bancaire) devrait donc augmenter la probabilité de crise. (Source : les théories de crises troisième génération)	(+)

Source : Cartapanis et al. (1998), Kamin et al. (2001), Abiad (2003), Lestano et al. (2003), Ari et Dagtekin (2007, 2008) et complétée par l'auteur.

4.2. Interprétation des résultats d'estimation du modèle de système d'indicateurs d'alerte

Dans cette section, nous présentons, dans un premier temps, les caractéristiques de notre modèle binominal logit et, dans un deuxième temps, l'interprétation des résultats d'estimation du modèle.

4.2.1. Spécification du modèle binominal logit

Notre objectif consiste, en premier lieu, à examiner l'évolution des variables explicatives dans le temps afin de vérifier leur stationnarité. Nous partons du principe que si l'on observe une tendance au « *mean reverting* » alors lesdites variables seront acceptées stationnaires. Suite au test de racine unitaire de Dickey Fuller Augmenté (ADF), nous observons que l'ensemble des seize indicateurs de notre analyse présente une stationnarité en niveau ou en variation (différence première) au seuil de 5 ou 10%, de même que la variable dépendante du modèle *ISP1*.⁹⁰

Ces seize variables explicatives entrent dans l'analyse économétrique avec un retard d'un mois (horizon prévisionnel) en raison de la dimension prédictive de notre système d'indicateurs d'alerte. Comme nous l'avons précisé dans le chapitre précédent, l'horizon prévisionnel peut aller d'un à vingt-quatre mois en fonction de la fréquence des données analysées, ainsi que des bénéficiaires du système d'alerte. Un horizon prévisionnel long est privilégié par les Autorités politiques qui préfèrent disposer d'indications concernant la vulnérabilité de l'économie suffisamment à l'avance afin de pouvoir prendre les mesures préventives nécessaires, tandis qu'un horizon prévisionnel court est préféré par les investisseurs privés qui souhaitent ajuster le plus tôt possible leurs portefeuilles aux risques de marché.

⁹⁰ Le détail des résultats des tests de racine unitaire et de corrélation, ainsi que les statistiques descriptives des variables explicatives se trouve dans l'annexe 3 de la thèse.

Notre choix d'horizon prévisionnel à un mois peut être critiqué, car certains problèmes structurels de l'économie devraient avoir un effet négatif sur le long terme contrairement aux problèmes de liquidité qui ont plutôt un impact sur le court terme (Bussière, 2007). C'est pourquoi, retarder toutes les variables explicatives d'un seul mois pourrait biaiser les résultats d'estimation. Vlaar (2000) insiste sur le fait que les investisseurs ne peuvent connaître les valeurs correspondantes des variables qu'une fois ces données publiées. C'est pourquoi l'économètre devrait respecter la fréquence naturelle des données en retardant ses variables. Le choix d'un horizon prévisionnel court est aussi inapproprié du point de vue des Autorités politiques qui préfèrent avoir des signes de la vulnérabilité de l'économie bien avant le déclenchement de la crise. Néanmoins, la nature soudaine et brutale des crises de change justifie notre préférence pour les variables explicatives retardées d'un seul mois. Notons tout de même qu'afin de mieux appréhender si les indicateurs d'alerte du modèle parviennent à signaler une crise suffisamment à l'avance, nous estimons, dans un deuxième temps, des modèles logit successifs avec les variables retardées de trois, six et douze mois.

Le dernier apport de ce travail économétrique est de démontrer de quelle nature relèvent les déterminants des crises turques. Partant, nous estimons des modèles logit successifs séparément avec les indicateurs de chacune des trois catégories (détaillées plus haut), à savoir le secteur public et réel (*SPR*), l'équilibre extérieur et flux de capitaux (*EEFC*) et le secteur bancaire et financier (*SBF*).⁹¹ Nous estimons ensuite le modèle final avec les indicateurs qui démontrent une significativité économique et statistique. Il existe également deux raisons supplémentaires à cette approche :

⁹¹ Précisons que nous avons également estimé des modèles logit avec des indicateurs individuels (en niveau et en variation) afin d'observer la significativité statistique et économique d'une seule variable explicative sans qu'elle soit affectée par la contribution marginale d'une autre variable. Le détail de ces modèles peut être trouvé dans l'annexe 5 de la thèse.

premièrement, limiter le risque de multicollinéarité⁹² entre les seize indicateurs d'analyse qui peut affecter les résultats d'estimation, et deuxièmement, accroître la robustesse du modèle final en l'estimant seulement avec des indicateurs significatifs économiquement et statistiquement.

$$\text{Prob}(C_t = 1 | \Omega_{t-1}) = \sum_i \beta_i (SPR_i)_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4.20)$$

$$\text{avec } (C_t = 1) = ISP > 3SD = \sum_i \beta_i (SPR_i)_{t-1} + \varepsilon_t = \beta_{i_1} (DIPROD)_{t-1} + \beta_{i_2} (DISE)_{t-1} + \beta_{i_3} (DINFL)_{t-1} + \beta_{i_4} (BUDGET / GDP)_{t-1} + \beta_{i_5} (M2 / RES)_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\text{Prob}(C_t = 1 | \Omega_{t-1}) = \sum_i \beta_i (EEFC_i)_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4.21)$$

$$\text{avec } (C_t = 1) = ISP > 3SD = \sum_i \beta_i (EEFC_i)_{t-1} + \varepsilon_t = \beta_{i_6} (RER - hpRER)_{t-1} + \beta_{i_7} (CA / GDP)_{t-1} + \beta_{i_8} (SHORTDEBT / RES)_{t-1} + \beta_{i_9} (FDI / PORTINVEST)_{t-1} + \beta_{i_{10}} (TOT)_{t-1} + \beta_{i_{11}} (DNIRUS)_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\text{Prob}(C_t = 1 | \Omega_{t-1}) = \sum_i \beta_i (SBF_i)_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4.22)$$

$$\text{avec } (C_t = 1) = ISP > 3SD = \sum_i \beta_i (EEFC_i)_{t-1} + \varepsilon_t = \beta_{i_{12}} (BLOAN / BDEPO)_{t-1} + \beta_{i_{13}} (BRES / BASSET)_{t-1} + \beta_{i_{14}} (BDEPO / M2)_{t-1} + \beta_{i_{15}} (BSHORTPOS)_{t-1} + \beta_{i_{16}} (CBCRED / BLIAB)_{t-1} + \varepsilon_t$$

⁹² Il existe en effet une corrélation « modérée » entre les seize indicateurs d'alerte du modèle, notamment entre *INFL*, *BUDGET / GDP*, *M2 / RES* et *TOT*, entre *INFL*, *BUDGET / GDP*, *M2 / RES*, *BRES / BASSET* et *BDEPO / M2*, entre *M2 / RES*, *SHORTDEBT / RES* et *TOT*, et entre *BLOAN / BDEPO*, *BRES / BASSET*, *BDEPO / M2* et *BSHORTPOS*. Voir le détail des résultats du test de corrélation dans l'annexe 3 de la thèse.

Enfin, notons également que nous testons la capacité de chaque catégorie d'indicateurs dans la prédiction des crises turques respectivement aux seuils de probabilité de crise de 50%, 25% et 20%. Il faut préciser que l'utilisation de la fréquence mensuelle dans un modèle logit augmente sérieusement le nombre de périodes tranquilles (154) par rapport à celui des périodes de crise (2 seulement), ce qui conduit naturellement à une sous-estimation de la capacité prédictive du modèle lorsque le seuil standard de 50% est adopté. C'est pourquoi, nous désignons deux seuils de crise supplémentaires (25% et 20%), ce qui améliorerait la capacité prédictive du modèle logit.⁹³

4.2.2. Résultats des premières estimations

Dans les tableaux 4.4.1, 4.5.1 et 4.6.1 sont présentés les résultats d'estimations des modèles logit successivement régressés avec trois catégories d'indicateurs retardés d'un mois. Dans les tableaux 4.4.2, 4.5.2 et 4.6.2 sont démontrées les statistiques descriptives des variables explicatives et dans les tableaux 4.4.3, 4.5.3 et 4.6.3 est indiquée la capacité de chaque groupe d'indicateurs dans la prédiction des crises turques d'avril 1994 et de février 2001. Enfin, sur les graphiques suivant les tableaux de prédiction sont illustrées l'évolution du risque de crise dans l'économie turque et la performance prédictive de chaque estimation.

⁹³ Certains auteurs (Bussière et Fratzcher, 2002 et Arias, 2004, entre autres) calculent le seuil de crise à travers une fonction de perte pour un Gouvernement qui préfère ne pas manquer de crises plutôt qu'avoir de fausses alertes.

Tableau 4.4.1. Les variables explicatives du secteur public et réel

Variable dépendante : ISP1>3SD (3SD : 3 écarts-types plus sa moyenne)				
Méthode : Logit binominal (<i>Quadratic hill climbing</i>)				
Echantillon (ajusté) : 1990M03 2002M12 – 154 Observations				
Variable	Coefficient	Erreur standard	z-Statistiques	p-values
C	-4.709463	0.939276	-5.013929	0.0000
DIPROD ¹	0.134204	0.159241	0.842772	0.3994
DISE	0.000477	0.000515	0.925570	0.3547
DINFL	-0.689701	0.663105	-1.040108	0.2983
BUDGET/GDP	-38.01572	30.06430	-1.990757	0.0968
M2/RES	9.125319	7.949217	1.747952	0.1010
Moyenne de la variable dépendante	0.012987	Ecart-type de la variable dépendante		0.113588
Erreur standard de la régression	0.087576	Akaike		0.094932
Somme des carrés des résidus	1.250423	Schwarz		0.173814
Logvraisemblance	-3.309749	Hannan-Quinn		0.126973
Logvraisemblance restreinte	-10.67457	LR statistiques (5 variables)		8.702964
Logvraisemblance moyenne	-0.021492	McFadden R ²		0.489941
p-values (LR stat)	0.002063	Observations : Dep=0 / 1		152 / 2

¹D devant le symbole d'une variable signifie sa différence première.

Tableau 4.4.2. Statistiques descriptives des variables explicatives du secteur public et réel

Variable	Moyenne			Ecart-type		
	Dep=0	Dep=1	Ensemble	Dep=0	Dep=1	Ensemble
C	1.000000	1.000000	1.000000	0.000000	0.000000	0.000000
DIPROD	0.186590	2.979500	0.222862	4.805994	5.634368	4.806639
DISE	75.37671	654.1488	82.89323	906.4625	960.8888	906.2505
DINFL	1.605839	1.500135	1.604467	2.370142	1.952838	2.359917
BUDGET/GDP	-0.021685	-0.069351	-0.022304	0.027578	0.029804	0.028031
M2/RES	2.370432	2.779114	2.375739	1.151519	1.256499	1.149407
Observations	152	2	154	152	2	154

Tableau 4.4.3. Capacité prédictive du modèle et son graphique de prédiction

Capacité prédictive du modèle (seuil de crise C = 0.5)						
	Probabilité estimée			Probabilité constante		
	Dep=0	Dep=1	Total	Dep=0	Dep=1	Total
P(Dep=1)≤C	152	2	154	152	2	154
P(Dep=1)>C	0	0	0	0	0	0
Total	152	2	154	152	2	154
Correct	152	0	152	152	0	152
% Correct	100.00	0.00	98.70	100.00	0.00	98.70
% Incorrect	0.00	100.00	1.30	0.00	100.00	1.30
Capacité prédictive du modèle (seuil de crise C = 0.25)						
P(Dep=1)≤C	152	1	153	152	2	154
P(Dep=1)>C	0	1	1	0	0	0
Total	152	2	154	152	2	154
Correct	152	1	153	152	0	152
% Correct	100.00	50.00	99.35	100.00	0.00	98.70
% Incorrect	0.00	50.00	0.65	0.00	100.00	1.30
Capacité prédictive du modèle (seuil de crise C = 0.2)						
P(Dep=1)≤C	151	1	152	152	2	154
P(Dep=1)>C	1	1	2	0	0	0
Total	152	2	154	152	2	154
Correct	151	1	152	152	0	152
% Correct	99.34	50.00	98.70	100.00	0.00	98.70
% Incorrect	0.66	50.00	1.30	0.00	100.00	1.30

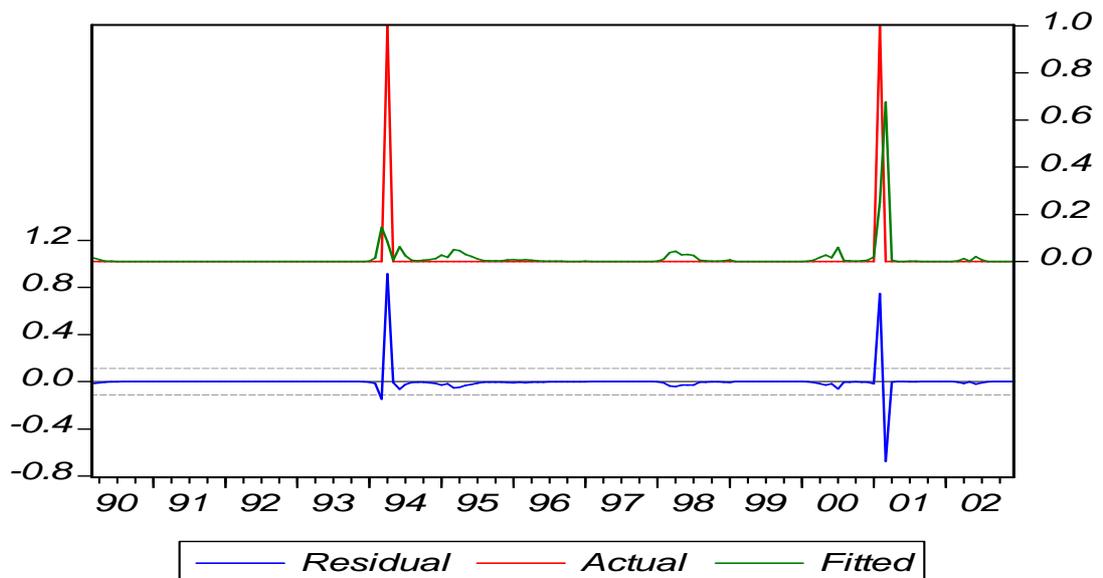
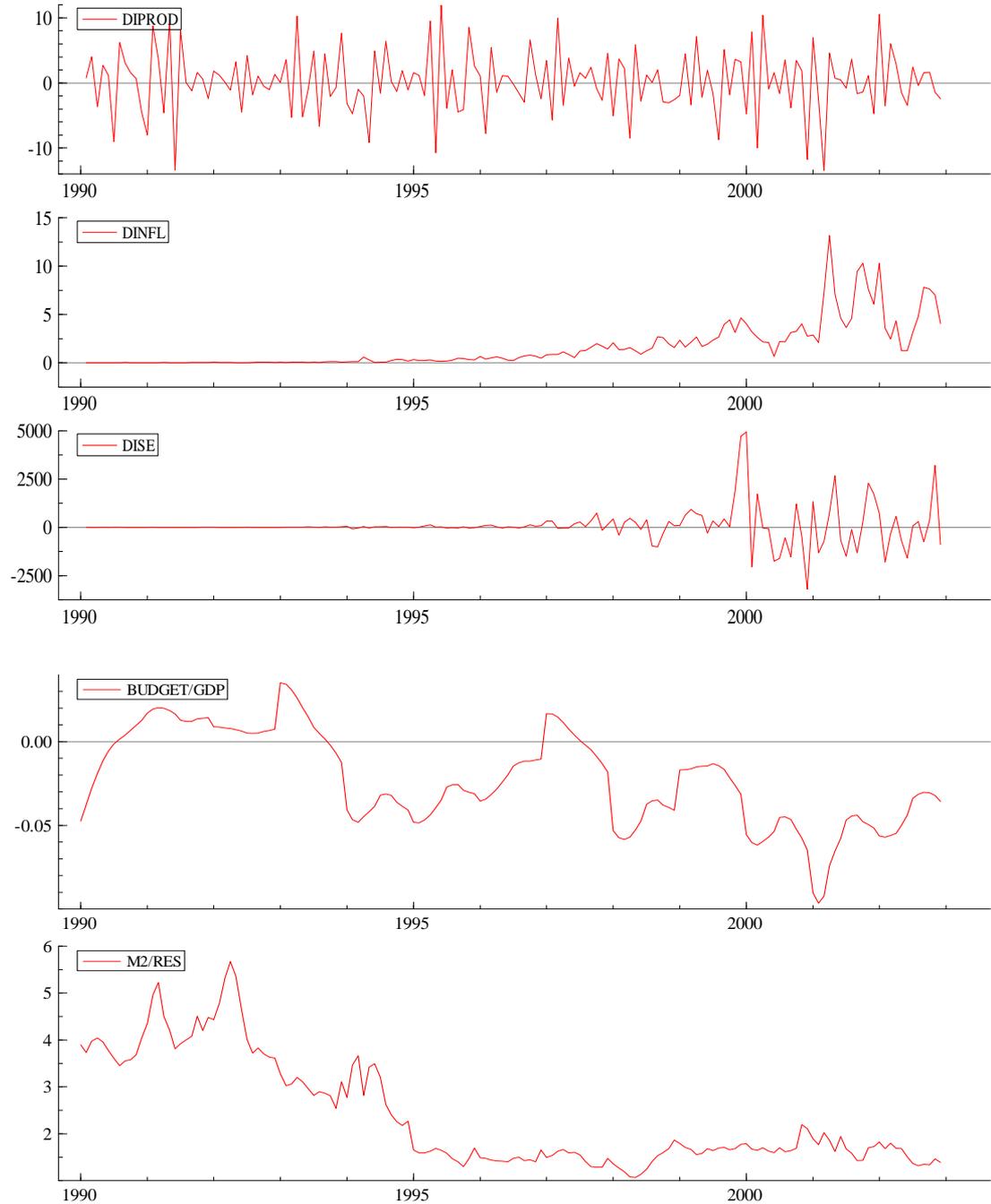


Figure 4.7. Evolution dans le temps des indicateurs du secteur public et réel



Nous observons sur le tableau 4.4.1 que les indicateurs *IPROD*, *INFL* et *ISE* n'ont pas l'effet attendu sur l'indice de crise *ISPI*, ni la significativité statistique, d'où leur exclusion du modèle final⁹⁴ contrairement aux indicateurs *BUDGET/GDP* et *M2/RES* qui ont le signe attendu avec un degré de significativité au seuil de 10%, feront ainsi partie de notre modèle final. Le signe positif de l'indicateur *IPROD*, qui indique que la croissance de la production industrielle augmente la probabilité des crises turques, n'est pas très surprenant, d'après nous, sachant que les années précédant les deux crises, l'économie turque avait enregistré des taux de croissance positifs. Nous pouvons affirmer que les crises turques ont tendance à survenir à la fin du cycle du réchauffement de l'économie. Le signe négatif de l'indicateur *INFL* ne correspond pas non plus à nos attentes, bien que l'inflation chronique et élevée ait constitué l'un des problèmes majeurs de l'économie turque depuis la fin des années 1970. Quant à l'indicateur *ISE*, il n'est pas non plus significatif économiquement (signe positif) et statistiquement dépassant le seuil de 10%, bien que nous ayons observé une forte chute de l'indice boursier juste avant le déclenchement des crises turques. Le choix de retirer cette variable de l'analyse finale est alors justifié afin d'améliorer la robustesse du modèle.

L'indicateur *BUDGET/GDP* est significatif économiquement (signe négatif) et statistiquement au seuil de 10%. Les déficits budgétaires excessifs qui constituaient l'un des principaux facteurs de la crise de 1994 expliquent également la crise de 2001, malgré les efforts du Gouvernement pour limiter ses dépenses dans l'objectif de diminuer le taux d'inflation dans le cadre du programme de stabilisation mis en œuvre début 2000. L'indicateur *M2/RES* présente aussi une significativité économique (signe positif) et statistique (au seuil de 10%) fiable. Ce ratio qui dépasse les 400% et 200% avant les crises de 1994 et de 2001, respectivement, met

⁹⁴ Précisons le fait que nous adoptons la procédure « *back-step* » selon laquelle nous réestimons le modèle en éliminant l'indicateur le moins significatif statistiquement, ainsi de suite jusqu'à ce que nous obtenions un modèle avec des indicateurs statistiquement et économiquement significatifs. Voir le détail des modèles dans l'annexe 6 de la thèse.

en évidence la vulnérabilité de l'économie turque aux crises. La forte émission de monnaie domestique fin 1993 et la non stérilisation des entrées excessives des capitaux dans le marché financier turc par les Autorités monétaires au cours de l'an 2000 expliquent en grande partie la forte hausse de la masse monétaire et ainsi l'envolée de ce ratio.

Le modèle logit binominal utilisant la méthode de *Quadratic Hill Climbing* (QHC) est assez robuste étant donné que le ratio pseudo- R^2 (ou McFadden- R^2) est supérieur à 48% (rare pour un modèle logit dont le ratio pseudo- R^2 reste en général autour de 20% à 30% dans d'autres travaux empiriques), que la statistique de ratio de vraisemblance (p-values LR stat) est au-dessous du seuil de 1% et que les trois critères d'information Akaike, Schwarz et Hannan-Quinn sont autour du seuil de 10%. Quant à sa capacité prédictive, le modèle prédit correctement la crise de 2001 aux seuils de probabilité de 25% et 20%, sans pourtant pouvoir prédire la crise de 1994, au vu du graphique ci-dessus, tout en émettant une fausse alerte au seuil de 20%.

Le tableau 4.5.1 nous indique que les indicateurs CA/GDP et $NIRUS$ n'ont ni l'effet attendu sur l'indice de crise $ISPI$, ni la significativité statistique. Ils ne seront donc pas intégrés au modèle final. Quant à l'indicateur $FDI/PORTINVEST$, il est significatif économiquement (signe négatif), mais ne l'est pas statistiquement, dépassant le seuil de probabilité de 10%, d'où également son exclusion du modèle final. Le reste des indicateurs de l'équilibre extérieur et des flux de capitaux $RER - hpRER$, $SHORTDEBT/RES$ et TOT ont le signe attendu avec un degré de significativité au seuil de 10%. L'insignifiance économique (signe positif) et statistique du ratio CA/GDP constitue, en effet, la grande surprise des résultats d'estimation du modèle logit, étant donné que le déficit du Compte courant avait atteint les 5% du PIB avant le déclenchement des deux crises turques. Par ailleurs, d'après un certain nombre de travaux traitant la crise turque de 2001 (Uygur, 2001

entre autres), c'est le fort déficit du Compte courant qui avait poussé les investisseurs étrangers à changer leur position favorable vis-à-vis de la soutenabilité de l'économie turque avant l'occurrence de la crise de 2001.

Tableau 4.5.1. Les variables explicatives de l'équilibre extérieur et des flux de capitaux

Variable dépendante : ISP1>3SD					
Méthode : Logit binominal (<i>Quadratic hill climbing</i>)					
Echantillon (ajusté) : 1990M02 2002M12 – 154 Observations					
Variable	Coefficient	Erreur standard	z-Statistiques	p-values	
C	-16.32039	7.857995	-2.076915	0.0378	
RER-hpRER	-40.07275	26.22353	-1.928122	0.0865	
CA/GDP	54.68034	374.7998	0.145892	0.8840	
SHORTDEBT/RES	4.565086	2.511774	1.817475	0.0691	
FDI/PORTINVEST	-0.038929	0.023868	-0.931034	0.2529	
TOT	-45.02369	32.49055	-1.615747	0.1058	
DNIRUS	-4.727027	5.433952	-0.869906	0.3844	
Moyenne de la variable dépendante	0.012903	Ecart-type de la variable dépendante			0.113223
Erreur standard de la régression	0.105384	Akaike			0.146493
Somme des carrés des résidus	1.254771	Schwarz			0.264303
Logvraisemblance	-5.353197	Hannan-Quinn			0.194345
Logvraisemblance restreinte	-10.68760	LR statistiques (6 variables)			10.66880-
Logvraisemblance moyenne	0.034537	McFadden R ²			0.499121
P-values (LR stat)	0.058357	Observations : Dep=0 / 1			152 / 2

Tableau 4.5.2. Statistiques descriptives des variables explicatives de l'équilibre extérieur et des flux de capitaux

Variable	Moyenne			Ecart-type		
	Dep=0	Dep=1	Ensemble	Dep=0	Dep=1	Ensemble
C	1.000000	1.000000	1.000000	0.000000	0.000000	0.000000
RER-hpRER	0.003890	-0.007868	0.003738	0.061701	0.170230	0.062830
CA/GDP	-0.001373	-0.002856	-0.001392	0.004041	5.46E-05	0.004018
SHORTDEBT/RES	1.397600	2.907892	1.417087	0.663525	2.564293	0.711679
FDI/PORTINVEST	-5.647698	-28.85709	-5.947174	29.09533	41.31149	29.21527
TOT	1.077669	1.106551	1.078042	0.075004	0.139692	0.075432
DNIRUS	-0.043791	-0.060000	-0.044000	0.215229	0.424264	0.216551
Observations	152	2	154	152	2	154

Tableau 4.5.3. Capacité prédictive du modèle et son graphique de prédiction

Capacité prédictive du modèle (seuil de crise C = 0.5)						
	Probabilité estimée			Probabilité constante		
	Dep=0	Dep=1	Total	Dep=0	Dep=1	Total
P(Dep=1)≤C	151	1	152	152	2	154
P(Dep=1)>C	1	1	2	0	0	0
Total	152	2	154	152	2	154
Correct	151	1	152	152	0	152
% Correct	99.34	50.00	98.70	100.00	0.00	98.70
% Incorrect	0.66	50.00	1.30	0.00	100.00	1.30
Capacité prédictive du modèle (seuil de crise C = 0.25)						
P(Dep=1)≤C	151	1	152	152	2	154
P(Dep=1)>C	1	1	2	0	0	0
Total	152	2	154	152	2	154
Correct	151	1	152	152	0	152
% Correct	99.34	50.00	98.70	100.00	0.00	98.70
% Incorrect	0.66	50.00	1.30	0.00	100.00	1.30
Capacité prédictive du modèle (seuil de crise C = 0.2)						
P(Dep=1)≤C	151	1	152	152	2	154
P(Dep=1)>C	1	1	2	0	0	0
Total	152	2	154	152	2	154
Correct	151	1	152	152	0	152
% Correct	99.34	50.00	98.70	100.00	0.00	98.70
% Incorrect	0.66	50.00	1.30	0.00	100.00	1.30

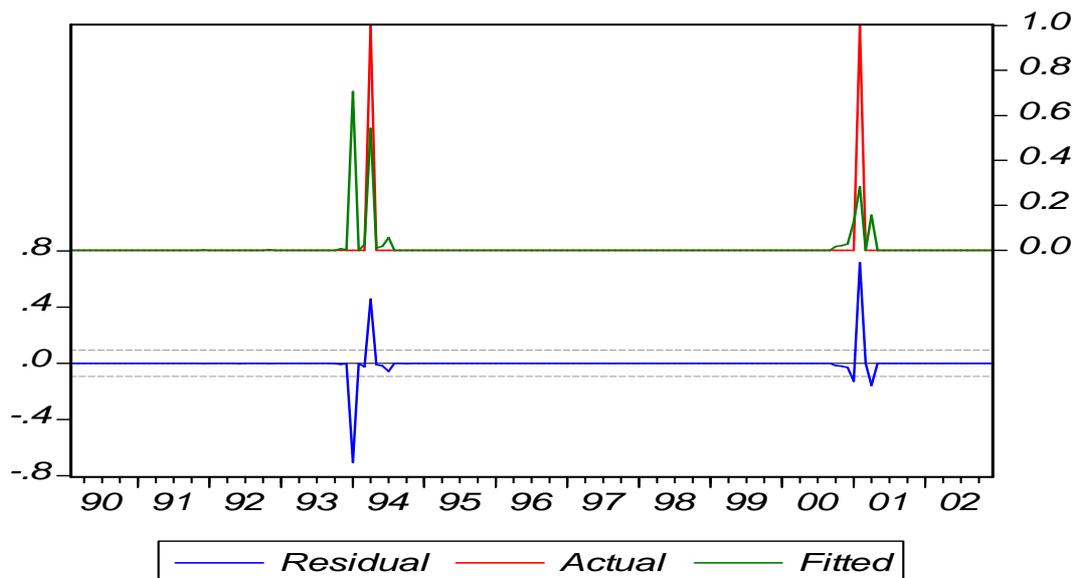
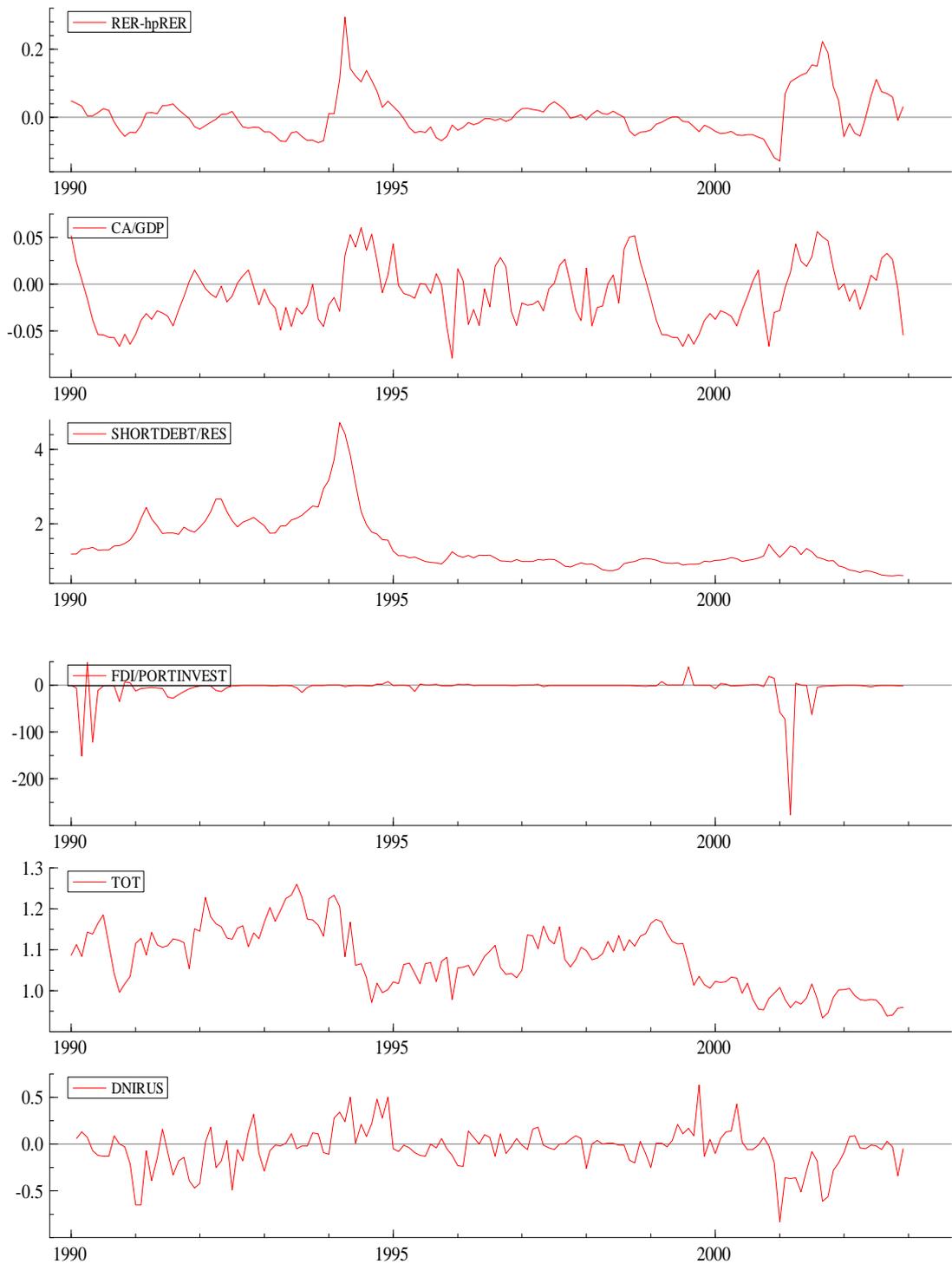


Figure 4.8. Evolution dans le temps des indicateurs de l'équilibre extérieur et des flux de capitaux



L'indicateur *NIRUS* n'a pas non plus l'effet attendu (signe négatif) sur l'indice de crise, ni la significativité statistique. Ceci peut démontrer que les chocs externes ont un impact limité sur l'occurrence des crises turques. Toutefois, cette affirmation perd en partie sa crédibilité avec la forte significativité des termes de l'échange *TOT*. Quant à l'indicateur *FDI / PORTINVEST*, son insignifiance statistique n'est pas très surprenante, pour nous, étant donné que les IDE vers l'économie turque n'ont jamais dépassé la barre d'un milliard de dollars par an depuis l'ouverture commerciale et financière de l'économie turque à l'extérieur. C'est pourquoi les IDE ne constituaient qu'une part négligeable dans les flux de capitaux à court terme vers l'économie turque. Ce n'est qu'après la fin de la crise financière de 2001 que l'on observe une forte entrée des investissements étrangers à long terme dans le marché turc, notamment dans le système bancaire (en particulier vers les banques transférées au FADE) et dans certains secteurs de forte rentabilité où l'État avait le monopole, à savoir les télécommunications, la pétrochimie, l'énergie, etc.

L'indicateur *RER - hpRER* représentant la déviation du taux de change réel de son trend a l'effet attendu (signe négatif) avec un degré de significativité au seuil de 10%. Dans le cas de deux crises turques, c'est l'entrée excessive des capitaux à court terme, en général non stérilisées par les Autorités politiques dans l'objectif d'alléger la charge de la dette publique, qui a entraîné en grande partie la surévaluation du taux de change réel atteignant les 8% et 14%, respectivement avant les crises de 1994 et de 2001. La surévaluation du taux de change réel avant la crise de 2001 peut aussi être expliquée par la mise en place du programme de stabilisation basé sur le taux de change. Il est devenu courant que ces programmes génèrent au départ une hausse de la demande domestique engendrant donc une croissance du PIB, mais au détriment de l'appréciation de la monnaie domestique et des déficits commercial et courant croissants et non soutenables suivis ensuite par une phase de contraction de liquidité, augmentant en flèche les taux d'intérêt et contraignant ainsi l'abandon du régime de change fixe. Dans l'exemple turc, la surévaluation du taux de change réel vis à vis du

dollar a aussi contribué à la détérioration de la Balance commerciale (déficit de 12,1 milliards de dollars en 1993, soit 8,5% du PIB et de 27 milliards de dollars fin 2000, soit plus de 15% du PIB ou une hausse de 90% par rapport à l'année précédente) et de la Balance du Compte courant (déficit de 6,4 milliards de dollars en 1993, soit 4,8% du PIB et de 9,8 milliards de dollars fin 2000, soit 4,9% du PIB ou 50% du stock des réserves de changes de la Banque centrale). Elle est donc l'une des variables explicatives qui a le plus influencé l'indice de crise en termes absolus. Quant à l'indicateur *TOT*, il produit l'effet attendu (signe négatif) sur l'indice de crise au seuil de 10%. Les chocs des termes de l'échange de -12% et de -8,4%, respectivement avant les crises de 1994 et de 2001 ont aussi joué un rôle important dans la détérioration de la position de la Balance des paiements du pays, augmentant ainsi la probabilité de crise.

Enfin, l'indicateur *SHORTDEBT/RES* est significatif économiquement (signe positif) et statistiquement au seuil de 5%. Nos résultats confirment le problème croissant de l'endettement externe, notamment à court terme, qui perdure depuis le début de l'ouverture du pays à l'extérieur. Le ratio élevé *SHORTDEBT/RES* atteignant les 250% et 150% à proximité des crises turques de 1994 et de 2001, respectivement, met en avant la vulnérabilité croissante de l'économie turque face aux chocs externes, aux sorties de capitaux et ainsi à une crise d'illiquidité.

Ce deuxième modèle logit binomial est également assez robuste dès lors que le ratio pseudo- R^2 est autour de 50% et que la statistique de ratio de vraisemblance (LR stat) est au-dessous de 5%. Cependant, les trois critères d'information Akaike, Schwarz et Hannan-Quinn sont supérieurs à 10%, ce qui diminue la robustesse du modèle. Quant à sa capacité prédictive, le modèle prédit correctement la crise de 1994 aux seuils de probabilité de 50%, 25% et 20%, sans pouvoir pour autant prédire la crise de 2001 tout en émettant également une fausse alerte de crise.

Tableau 4.6.1. Les variables explicatives du secteur bancaire et financier

Variable dépendante : ISP1>3SD				
Méthode : Logit binominal (<i>Quadratic hill climbing</i>)				
Echantillon (ajusté) : 1990M02 2002M12 – 155 Observations				
Variable	Coefficient	Erreur standard	z-Statistiques	p-values
C	-6.082985	1.769755	-3.437191	0.0006
BLOAN/BDEPO	6.079142	15.02239	0.404672	0.6857
BRES/BASSET	20.00708	17.08105	1.162729	0.2449
BDEPO/M2	-0.371116	9.999737	-0.037113	0.9704
BSHORTPOS	-10.32351	7.769934	-1.328648	0.1840
CBCRED/BLIAB	-79.51412	39.29049	-1.023750	0.2130
Moyenne de la variable dépendante	0.012987	Ecart-type de la variable dépendante		0.113588
Erreur standard de la régression	0.110350	Akaike		0.177222
Somme des carrés des résidus	1.802200	Schwarz		0.295545
Logvraisemblance	-7.646090	Hannan-Quinn		0.225284
Logvraisemblance restreinte	-10.67457	LR statistiques (5 variables)		6.056955
Logvraisemblance moyenne	-0.049650	McFadden R ²		0.223710
p-values (LR stat)	0.300716	Observations : Dep=0 / 1		153 / 2

Tableau 4.6.2. Statistiques descriptives des variables explicatives du secteur bancaire et financier

Variable	Moyenne			Ecart-type		
	Dep=0	Dep=1	Ensemble	Dep=0	Dep=1	Ensemble
C	1.000000	1.000000	1.000000	0.000000	0.000000	0.000000
BLOAN/BDEPO	-0.003257	0.028106	-0.002849	0.123907	0.142735	0.123685
BRES/BASSET	-0.000569	0.004082	-0.000509	0.006450	0.012231	0.006505
BDEPO/M2	0.005710	0.003771	0.005685	0.090470	0.064563	0.090028
BSHORTPOS	-0.003739	-0.072274	-0.004629	0.100563	0.003658	0.100207
CBCRED/BLIAB	-7.80E-06	-0.019598	-0.000262	0.013784	0.018166	0.013951
Observations	153	2	155	153	2	155

Tableau 4.6.3. Capacité prédictive du modèle et son graphique de prédiction

Capacité prédictive du modèle (seuil de crise C = 0.5)						
	Probabilité estimée			Probabilité constante		
	Dep=0	Dep=1	Total	Dep=0	Dep=1	Total
P(Dep=1)≤C	153	2	155	153	2	155
P(Dep=1)>C	0	0	0	0	0	0
Total	153	2	155	153	2	155
Correct	153	0	153	153	0	153
% Correct	100.00	0.00	98.71	100.00	0.00	98.71
% Incorrect	0.00	100.00	1.29	0.00	100.00	1.29
Capacité prédictive du modèle (seuil de crise C = 0.25)						
P(Dep=1)≤C	153	2	155	153	2	155
P(Dep=1)>C	0	0	0	0	0	0
Total	153	2	155	153	2	155
Correct	153	0	153	153	0	153
% Correct	100.00	0.00	98.71	100.00	0.00	98.71
% Incorrect	0.00	100.00	1.29	0.00	100.00	1.29
Capacité prédictive du modèle (seuil de crise C = 0.2)						
P(Dep=1)≤C	152	2	154	153	2	155
P(Dep=1)>C	1	0	1	0	0	0
Total	153	2	155	153	2	155
Correct	152	0	152	153	0	153
% Correct	99.34	0.00	98.71	100.00	0.00	98.71
% Incorrect	0.66	100.00	1.29	0.00	100.00	1.29

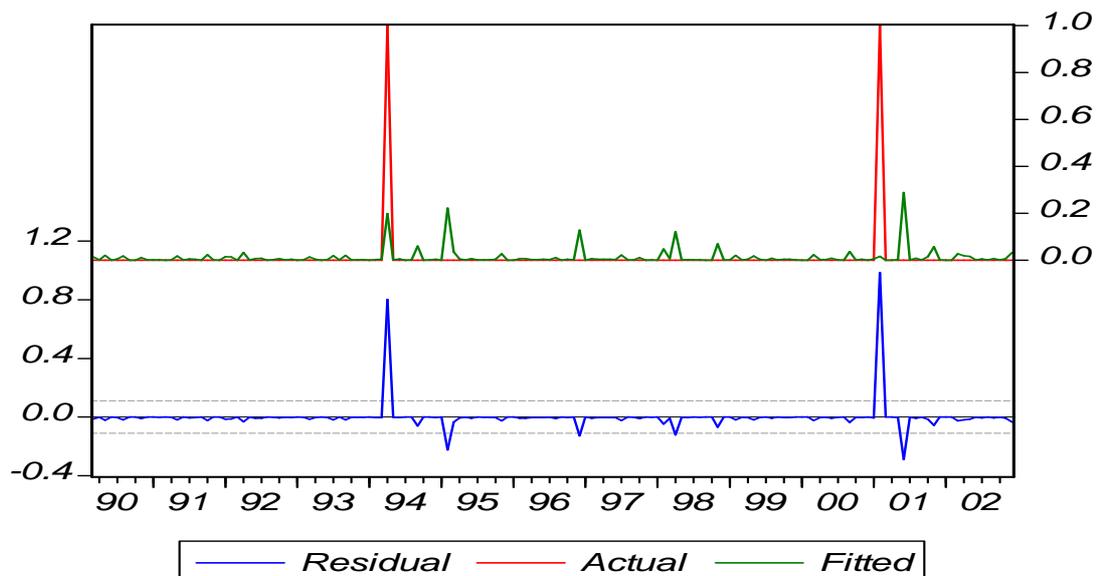
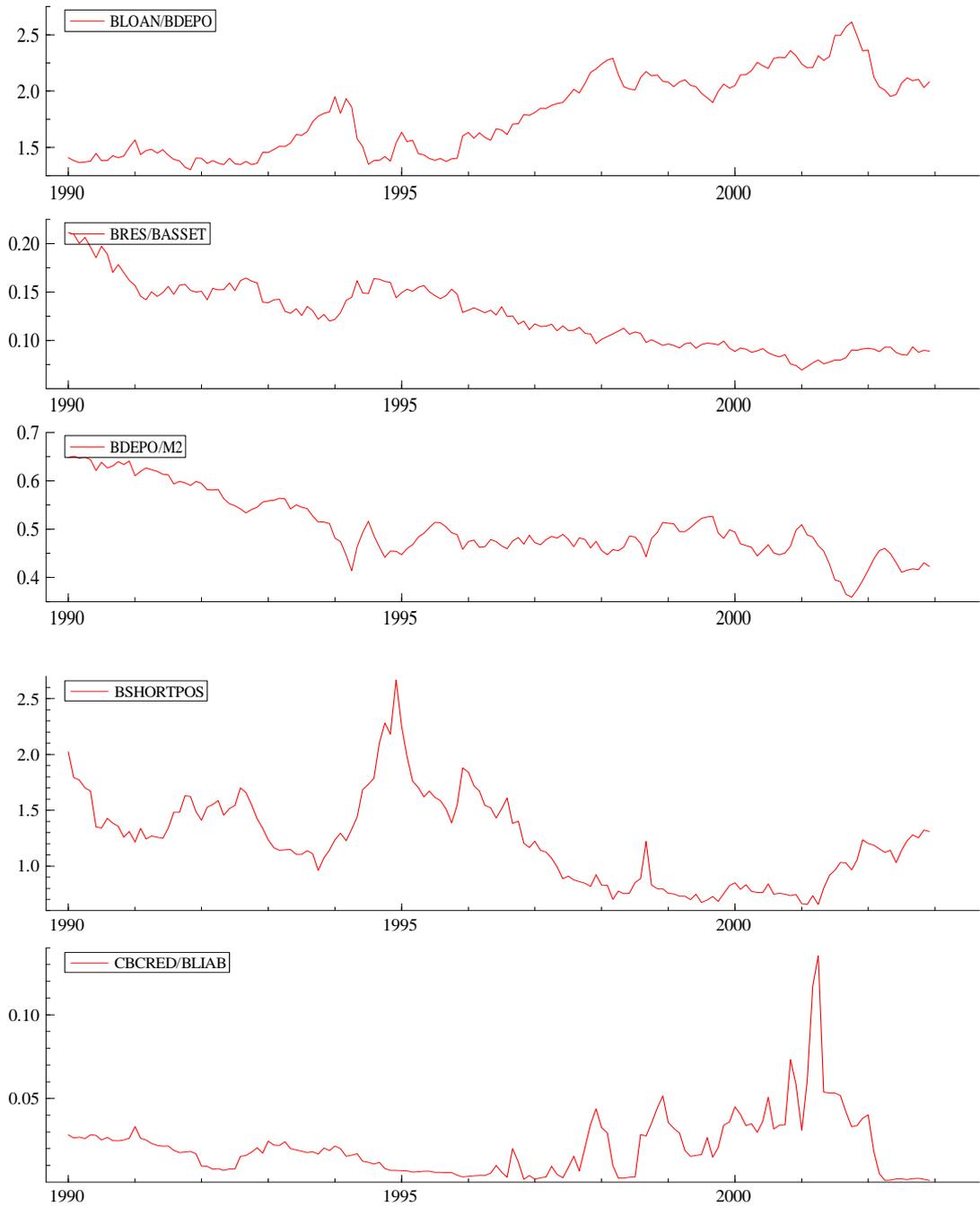


Figure 4.9. Evolution dans le temps des indicateurs du secteur bancaire et financier



Le tableau 4.6.1 nous indique que les indicateurs *BRES/BASSET* et *CBCRED/BLIAB* n'ont pas l'effet attendu (signe positif et négatif, respectivement) sur l'indice de crise, ni de significativité statistique. Les indicateurs *BLOAN/BDEPO*, *BDEPO/M2* et *BSHORTPOS*, eux, ont l'effet attendu sur l'indice de crise (signe positif, négatif et négatif, respectivement), mais n'ont pas de significativité statistique, dépassant le seuil de probabilité de 10%. Quant au modèle logit, il n'est pas robuste non plus avec le ratio pseudo- R^2 à 20%, la statistique de ratio de vraisemblance (LR stat) au-dessus de 10% et les trois critères d'information Akaike, Schwarz et Hannan supérieurs à 10%. Quant à sa capacité prédictive, le modèle ne parvient à prédire aucune des crises turques aux seuils de 50%, 25% ou 20%, en émettant une fausse alerte au seuil de 20%.

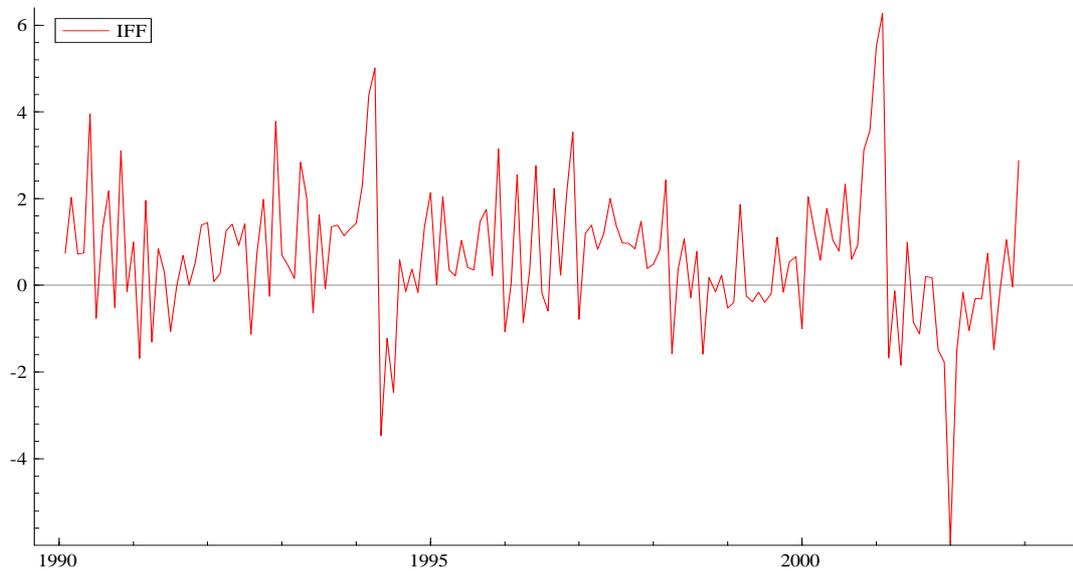
L'insignifiance statistique de l'ensemble des indicateurs représentant la fragilité du système bancaire et financier, due probablement au problème de colinéarité, nous conduit à construire un indice de fragilité financière *IFF* qui est composé des variations mensuelles des crédits bancaires octroyés au secteur privé, des engagements en monnaie étrangère du secteur bancaire et des dépôts bancaires, pondérées par l'inverse de leurs écarts-types respectifs.⁹⁵ Nous nous inspirons, en effet, de l'indice de fragilité bancaire de Kibriticioglu (2002) dans la construction de notre indice *IFF*, mais contrairement à Kibriticioglu (2002), c'est la baisse des dépôts bancaires qui accroît la fragilité bancaire dans notre indice, non la hausse. L'indicateur de fragilité financière est alors d'autant plus élevé que le crédit octroyé par les banques domestiques augmente fortement (reflétant le risque de crédit excessif, donc d'une hausse des prêts non performants), que les dépôts bancaires baissent de manière considérable (suite à une ruée sur les dépôts par exemple), et que les engagements en devises du système bancaire enregistrent une forte hausse (indiquant le risque croissant de change du secteur bancaire). Cet indice qui est présenté sur le graphique ci-après, sera alors intégré dans le modèle final.

⁹⁵ Notons que nous allons tout de même vérifier la significativité statistique et économique de ces cinq indicateurs du secteur bancaire aux différents niveaux de retard.

$$IFF_t = \frac{1}{\sigma_{BLOAN}} \left(\frac{BLOAN_t - BLOAN_{t-1}}{BLOAN_{t-1}} \right) - \frac{1}{\sigma_{BDEPO}} \left(\frac{BDEPO_t - BDEPO_{t-1}}{BDEPO_{t-1}} \right) + \frac{1}{\sigma_{BFXLIAB}} \left(\frac{BFXLIAB_t - BFXLIAB_{t-1}}{BFXLIAB_{t-1}} \right) + \varepsilon_t \quad (4.23)$$

avec $BLOAN$: crédits bancaires accordés au secteur privé, IFS ligne 18622D,
 $BDEPO$: dépôts bancaires, IFS ligne 18624+IFS ligne 18625,
 $BFXLIAB$: engagements en devises du secteur bancaire, IFS ligne 18626C,
 σ_{BLOAN} , σ_{BDEPO} , $\sigma_{BFXLIAB}$: écarts-types respectifs des composantes de l'indice.

Figure 4.10. Evolution dans le temps de l'indice de fragilité financière (IFF)



4.2.3. Résultats d'estimation du modèle final

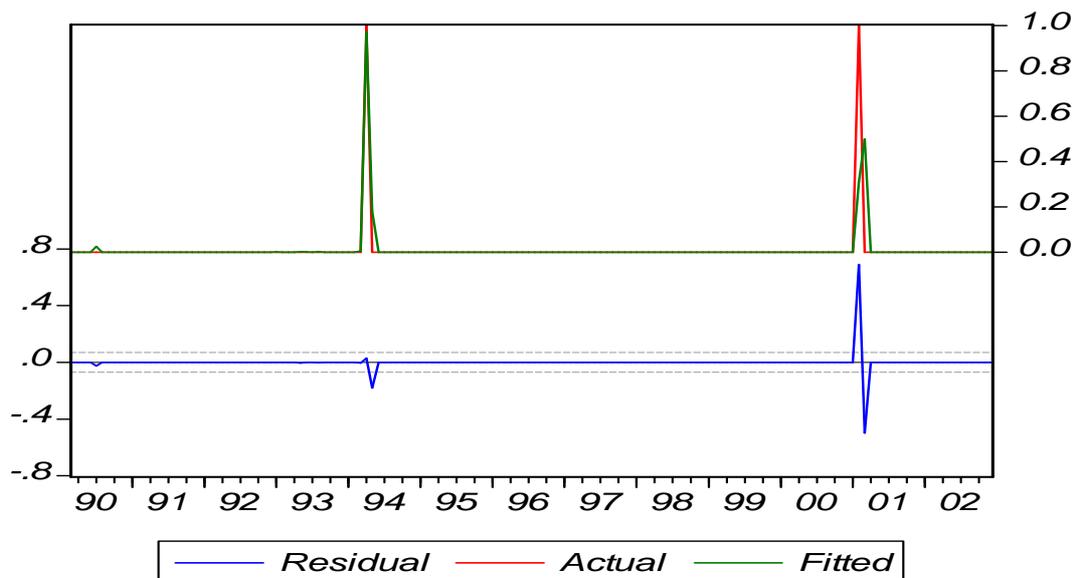
Le modèle final de notre analyse économétrique teste la capacité d'un ensemble de six variables économiques et bancaire dans la prédiction des crises turques de 1994 et de 2001. Cette batterie de variables est composée de cinq indicateurs économiques qui ont démontré une significativité économique et statistique dans les modèles logit précédents, à savoir $BUDGET/GDP$, $M2/RES$, $RER-hpRER$, $SHORTDEBT/RES$ et TOT , et de l'indice de fragilité financière IFF . Nous observons sur le tableau 4.7.1 que tous les indicateurs d'alerte du modèle final retardés d'un mois produisent l'effet attendu sur l'indice de crise au seuil de 1%, 5% ou 10%. Ce résultat confirme ainsi nos intuitions initiales et les faits stylisés décrits dans les deux premiers chapitres de ce travail de recherche selon lesquels différents déséquilibres macroéconomiques et problèmes bancaires ont entraîné l'occurrence des crises turques de 1994 et de 2001.

Tableau 4.7.1. Les variables explicatives du modèle final

Variable dépendante : $ISP1 > 3SD$				
Méthode : Logit binominal (<i>Quadratic hill climbing</i>)				
Echantillon (ajusté) : 1990M03 2002M12 – 154 Observations				
Variable	Coefficient	Erreur standard	z-Statistiques	p-values
C	-34.59522	29.79916	-1.160946	0.2457
BUDGET/GDP	-31.10227	23.06038	-1.905757	0.0651
M2/RES	5.621488	4.600233	1.293155	0.1406
RER-hpRER	-35.22090	18.60615	-1.892971	0.0584
SHORTDEBT/RES	5.241099	2.551735	2.053935	0.0400
TOT	-38.55529	25.59744	-1.706217	0.0920
IFF	1.010604	0.360812	2.800914	0.0051
Moyenne de la variable dépendante	0.012987	Ecart-type de la variable dépendante		0.113588
Erreur standard de la régression	0.065310	Akaike		0.074781
Somme des carrés des résidus	0.639810	Schwarz		0.113662
Logvraisemblance	-1.758105	Hannan-Quinn		0.106822
Logvraisemblance restreinte	-10.67457	LR statistiques (6 variables)		17.83293
Logvraisemblance moyenne	-0.011416	McFadden R^2		0.835300
p-values (LR stat)	0.000476	Observations : Dep=0 / 1		152 / 2

Tableau 4.7.2. Capacité prédictive du modèle final et son graphique de prédiction

Capacité prédictive du modèle (seuil de crise C = 0.5)						
	Probabilité estimée			Probabilité constante		
	Dep=0	Dep=1	Total	Dep=0	Dep=1	Total
P(Dep=1)≤C	152	1	153	152	2	154
P(Dep=1)>C	0	1	1	0	0	0
Total	152	2	154	152	2	154
Correct	152	1	153	152	0	152
% Correct	100.00	50.00	99.35	100.00	0.00	98.70
% Incorrect	0.00	50.00	0.65	0.00	100.00	1.30
Capacité prédictive du modèle (seuil de crise C = 0.25)						
P(Dep=1)≤C	151	0	151	152	2	154
P(Dep=1)>C	1	2	3	0	0	0
Total	152	2	154	152	2	154
Correct	151	2	153	152	0	152
% Correct	99.34	100.00	99.35	100.00	0.00	98.70
% Incorrect	0.66	0.00	0.65	0.00	100.00	1.30
Capacité prédictive du modèle (seuil de crise C = 0.2)						
P(Dep=1)≤C	151	0	151	152	2	154
P(Dep=1)>C	1	2	3	0	0	0
Total	152	2	154	152	2	154
Correct	151	2	153	152	0	152
% Correct	99.34	100.00	99.35	100.00	0.00	98.70
% Incorrect	0.66	0.00	0.65	0.00	100.00	1.30



Le modèle final est également assez robuste dès lors que le ratio pseudo- R^2 est supérieur à 80%, que la statistique de ratio de vraisemblance (LR stat) est en-dessous de 1% et que les trois critères d'information Akaike, Schwarz et Hannan-Quinn sont inférieurs au seuil de 10%. Quant à sa capacité prédictive, le modèle prédit correctement les deux crises turques au seuil de probabilité de 25 et 20% en n'émettant qu'un faux signal de crise. Autrement dit, le modèle parvient à prédire correctement 100% des crises encourues dans l'économie turque et 99,3% des périodes de non crise, ce qui est une réussite sans faille pour un modèle de système d'indicateurs d'alerte qui vise également à identifier les dates précises des crises.⁹⁶

4.2.4. Tests de sensibilité

Afin de montrer que la significativité des résultats d'estimation du modèle final ne dépend pas de l'indice de crise *ISP1*, nous estimons deux modèles logit supplémentaires en utilisant les indices de crise *ISP2* et *ISP3* comme variables dépendantes. D'après les résultats d'estimations de ces modèles, présentés dans les tableaux 4.8.1 et 4.9.1, nous observons que l'indicateur *M2/RES* devient statistiquement insignifiant dépassant le seuil de 10%. Le reste de cinq indicateurs présente une significativité économique et statistique dans le cas des deux estimations logit, ce qui indique leur fiabilité dans la prédiction des crises turques. De plus, les deux modèles logit sont également assez robustes avec les ratios pseudo- R^2 supérieurs à 75%, les statistiques de ratio de vraisemblance en-dessous de 1% et les trois critères d'information autour de 10%. Ils parviennent à prédire correctement les crises turques de 1994 et de 2001 au seuil de probabilité de 25% et 20%, en émettant, tous les deux, un faux signal de crise. Nous pouvons ainsi conclure que les résultats d'estimation des modèles logit sont robustes et nos modèles sont performants dans la prédiction des crises turques.

⁹⁶ Notons que nous ne présentons pas les statistiques descriptives des indicateurs du modèle final, ainsi que des modèles utilisant les indices de crise *ISP2* et *ISP3*, puisqu'elles ont déjà été présentées dans les tableaux 4.4.2, 4.5.2 et 4.6.2.

Tableau 4.8.1. Les variables explicatives du modèle régressé avec l'indice ISP2

Variable dépendante : ISP2>3SD				
Méthode : Logit binominal (<i>Quadratic hill climbing</i>)				
Echantillon (ajusté) : 1990M03 2002M12 – 154 Observations				
Variable	Coefficient	Erreur standard	z-Statistiques	p-values
C	-12.31737	17.04876	-0.711138	0.4770
BUDGET/GDP	-29.30934	11.17288	-3.551470	0.0004
M2/RES	-5.517834	5.710654	-0.966235	0.3339
RER-hpRER	-59.34061	26.90105	-2.205885	0.0274
SHORTDEBT/RES	5.913825	4.344035	1.661367	0.1034
TOT	-49.93655	21.71491	-2.760156	0.0058
IFF	1.026190	0.431712	1.946785	0.0911
Moyenne de la variable dépendante	0.012987	Ecart-type de la variable dépendante		0.113588
Erreur standard de la régression	0.080060	Akaike		0.092632
Somme des carrés des résidus	1.129093	Schwarz		0.171514
Logvraisemblance	-3.132668	Hannan-Quinn		0.124674
Logvraisemblance restreinte	-10.67457	LR statistiques (6 variables)		15.08380
Logvraisemblance moyenne	-0.020342	McFadden R ²		0.756530
p-values (LR stat)	0.001146	Observations : Dep=0 / 1		152 / 2

Tableau 4.9.1. Les variables explicatives du modèle régressé avec l'indice ISP3

Variable dépendante : ISP3>3SD				
Méthode : Logit binominal (<i>Quadratic hill climbing</i>)				
Echantillon (ajusté) : 1990M03 2002M12 – 154 Observations				
Variable	Coefficient	Erreur standard	z-Statistiques	p-values
C	-29.94536	21.21491	-1.411524	0.1581
BUDGET/GDP	-122.0803	43.75275	-2.790232	0.0053
M2/RES	5.156514	3.992371	1.291592	0.1965
RER-hpRER	-29.41134	13.23545	-1.985431	0.0315
SHORTDEBT/RES	6.003980	4.053345	2.509451	0.0210
TOT	-32.54210	16.71491	-3.056129	0.0067
IFF	1.082605	0.532188	2.034254	0.0419
Moyenne de la variable dépendante	0.012987	Ecart-type de la variable dépendante		0.113588
Erreur standard de la régression	0.080513	Akaike		0.087506
Somme des carrés des résidus	0.972346	Schwarz		0.166388
Logvraisemblance	-2.737936	Hannan-Quinn		0.119547
Logvraisemblance restreinte	-10.67457	LR statistiques (6 variables)		15.87326
Logvraisemblance moyenne	-0.017779	McFadden R ²		0.743508
p-values (LR stat)	0.001204	Observations : Dep=0 / 1		152 / 2

Tableau 4.8.2. Capacité prédictive du modèle régressé avec l'indice ISP2 et son graphique de prédiction

Capacité prédictive du modèle (seuil de crise C = 0.5)						
	Probabilité estimée			Probabilité constante		
	Dep=0	Dep=1	Total	Dep=0	Dep=1	Total
P(Dep=1)≤C	151	1	152	152	2	154
P(Dep=1)>C	1	1	2	0	0	0
Total	152	2	154	152	2	154
Correct	151	1	152	152	0	152
% Correct	99.34	50.00	98.70	100.00	0.00	98.70
% Incorrect	0.66	50.00	1.30	0.00	100.00	1.30
Capacité prédictive du modèle (seuil de crise C = 0.25)						
P(Dep=1)≤C	151	0	151	152	2	154
P(Dep=1)>C	1	2	3	0	0	0
Total	152	2	154	152	2	154
Correct	151	2	153	152	0	152
% Correct	99.34	100.00	99.35	100.00	0.00	98.70
% Incorrect	0.66	0.00	0.65	0.00	100.00	1.30
Capacité prédictive du modèle (seuil de crise C = 0.2)						
P(Dep=1)≤C	151	0	151	152	2	154
P(Dep=1)>C	1	2	3	0	0	0
Total	152	2	154	152	2	154
Correct	151	2	153	152	0	152
% Correct	99.34	100.00	99.35	100.00	0.00	98.70
% Incorrect	0.66	0.00	0.65	0.00	100.00	1.30

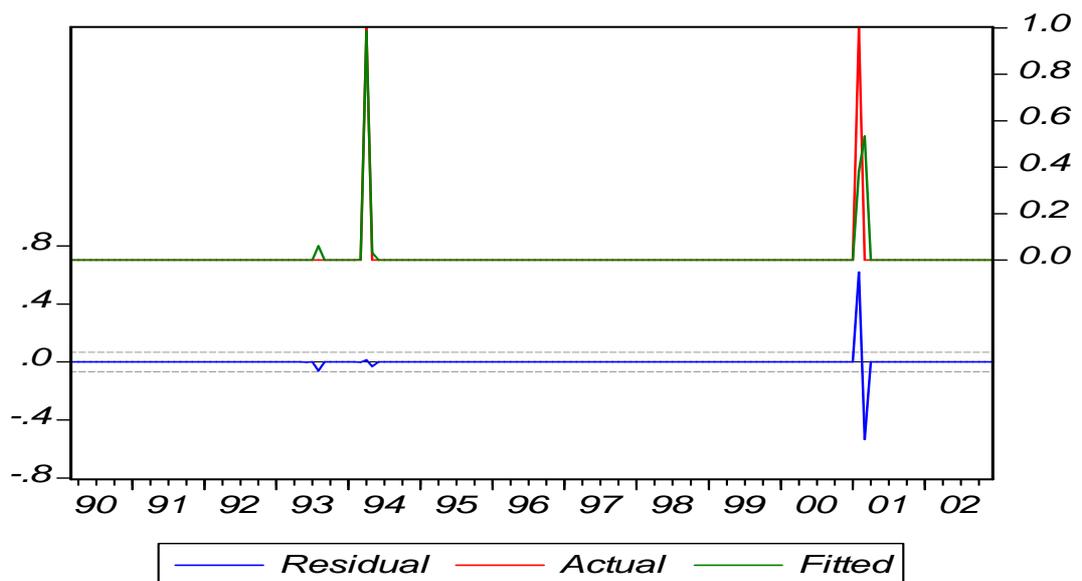
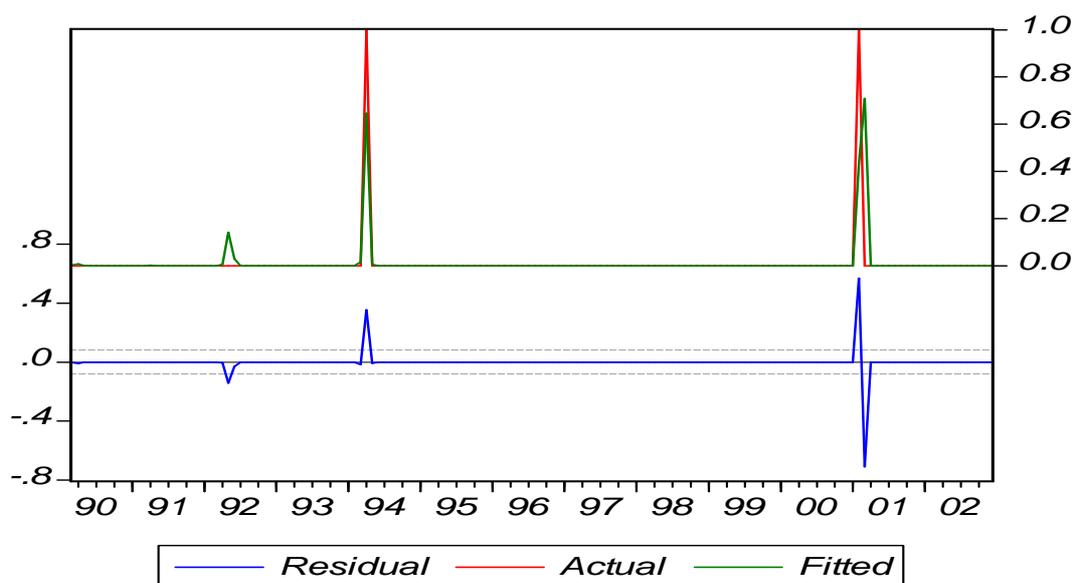


Tableau 4.9.2. Capacité prédictive du modèle régressé avec l'indice ISP3 et son graphique de prédiction

Capacité prédictive du modèle (seuil de crise C = 0.5)						
	Probabilité estimée			Probabilité constante		
	Dep=0	Dep=1	Total	Dep=0	Dep=1	Total
P(Dep=1)≤C	151	1	152	152	2	154
P(Dep=1)>C	1	1	2	0	0	0
Total	152	2	154	152	2	154
Correct	151	1	152	152	0	152
% Correct	99.34	50.00	98.70	100.00	0.00	98.70
% Incorrect	0.66	50.00	1.30	0.00	100.00	1.30
Capacité prédictive du modèle (seuil de crise C = 0.25)						
P(Dep=1)≤C	151	0	151	152	2	154
P(Dep=1)>C	1	2	3	0	0	0
Total	152	2	154	152	2	154
Correct	151	2	153	152	0	152
% Correct	99.34	100.00	99.35	100.00	0.00	98.70
% Incorrect	0.66	0.00	0.65	0.00	100.00	1.30
Capacité prédictive du modèle (seuil de crise C = 0.2)						
P(Dep=1)≤C	151	0	151	152	2	154
P(Dep=1)>C	1	2	3	0	0	0
Total	152	2	154	152	2	154
Correct	151	2	153	152	0	152
% Correct	99.34	100.00	99.35	100.00	0.00	98.70
% Incorrect	0.66	0.00	0.65	0.00	100.00	1.30



4.2.5. Résultats d'estimation des modèles logit utilisant des variables explicatives retardées de trois, six et douze mois

Dans cette section, nous essayons de démontrer si les seize indicateurs d'alerte du modèle nous informent suffisamment à l'avance concernant la vulnérabilité de l'économie turque, ainsi que la probabilité d'une future crise. Partant, nous estimons des modèles logit successifs avec des indicateurs d'alerte retardés de trois, six et douze mois. Nous suivons la même démarche du modèle logit retardé d'un mois : nous estimons d'abord des modèles logit séparément avec les indicateurs de chacune des trois catégories, ensuite le modèle final avec les indicateurs qui présentent une significativité économique et statistique. Dans les tableaux 4.10.1, 4.11.1 et 4.12.1 sont exposés les résultats d'estimation des modèles logit successivement régressés avec trois catégories d'indicateurs respectivement retardés de trois, six et douze mois et dans les tableaux 4.10.2, 4.11.2 et 4.12.2, sont présentées les statistiques descriptives de ces mêmes variables.

Les résultats d'estimation présentés dans ces tableaux indiquent⁹⁷ clairement que certains indicateurs ont un impact sur le court terme (*BUDGET/GDP*, *M2/RES* ou *SHORTDEBT/RES*), alors que certains ont davantage un impact sur le moyen et long terme (*ISE*, *CA/GDP* ou *NIRUS*). Certains présentent toujours l'effet attendu au seuil de significativité de 1%, 5% ou 10% quel que soit le niveau de retard (*RER-hpRER* ou *TOT*), tandis que quelques-uns ne sont jamais significatifs économiquement ou statistiquement (*IPROD*, *INFL*, *FDI/PORTINVEST* ou encore les cinq indicateurs du système bancaire et financier, à savoir *BLOAN/BDEPO*, *BRES/BASSET*, *BDEPO/M2*, *BSHORTPOS* et *CBCRED/BLIAB*).

⁹⁷ Précisons que nous prenons également en considération les résultats d'estimation des variables explicatives retardées d'un mois présentées dans les tableaux 4.4.1, 4.5.1 et 4.6.1 en affirmant nos propos.

Tableau 4.10.1. Les variables explicatives du secteur public et réel aux différents retards

Variable dépendante : ISP1>3SD				
Méthode : Logit binominal (<i>Quadratic hill climbing</i>)				
Echantillon (ajusté) : 1990M05 2002M12 – 152 Observations				
Variable	Coefficient	Erreur standard	z-Statistiques	p-values
C	-8.274106	3.535651	-2.340193	0.0193
DIPROD_3	-0.026647	0.144799	-0.184027	0.8540
DISE_3	-0.000355	0.000819	-0.433330	0.6648
DINFL_3	0.090938	0.259649	0.350235	0.7262
BUDGET/GDP_3	-54.61167	33.83731	-1.613948	0.1065
M2/RES_3	1.882979	0.903286	1.672519	0.0983
Echantillon (ajusté) : 1990M08 2002M12 – 149 Observations				
C	-3.585450	2.223727	-1.612360	0.1069
DIPROD_6	0.037153	0.148318	0.250493	0.8022
DISE_6	-0.000597	0.000987	-0.604991	0.5452
DINFL_6	-0.093735	0.452563	-0.207121	0.8359
BUDGET/GDP_6	-43.61881	45.26051	-0.457890	0.6470
M2/RES_6	-0.257510	0.778764	-0.330665	0.7409
Echantillon (ajusté) : 1991M02 2002M12 – 143 Observations				
C	-12.78800	7.351222	-1.739575	0.0819
DIPROD_12	1.103921	0.733690	1.054615	0.2324
DISE_12	-0.005403	0.003212	-1.482545	0.0997
DINFL_12	-2.298823	1.380661	-0.545572	0.2106
BUDGET/GDP_12	64.07862	42.31994	1.157211	0.2472
M2/RES_12	1.734622	2.503640	0.852026	0.5854

Tableau 4.10.2. Statistiques descriptives des variables du secteur public et réel aux différents retards

Variable	Moyenne			Ecart-type		
	Dep=0	Dep=1	Ensemble	Dep=0	Dep=1	Ensemble
DIPROD_3	0.235944	-0.664450	0.224097	4.857541	3.570111	4.835099
DIPROD_6	0.197290	0.727400	0.204406	4.900715	3.988931	4.878905
DIPROD_12	0.009282	9.053650	0.135776	4.765025	1.693309	4.851996
DISE_3	64.09073	-210.7038	60.47501	880.1800	373.0963	875.4225
DISE_6	68.59449	-258.6317	64.20219	886.1904	383.6707	881.5572
DISE_12	104.3334	-1012.058	88.71954	856.6879	1447.752	869.2791
DINFL_3	1.522221	2.053855	1.529216	2.284093	2.774892	2.280936
DINFL_6	1.458494	1.143125	1.454261	2.235450	1.444584	2.223765
DINFL_12	1.349177	1.636435	1.353195	2.126477	2.227761	2.119979

BUDGET/GDP_3	-0.021825	-0.049138	-0.022184	0.028194	0.011855	0.028196
BUDGET/GDP_6	-0.022140	-0.023528	-0.022159	0.028510	0.030273	0.028426
BUDGET/GDP_12	-0.020924	-0.017083	-0.020871	0.028000	0.061052	0.028272
M2/RES_3	2.387337	2.485038	2.388623	1.158552	0.411887	1.151397
M2/RES_6	2.422370	2.213294	2.419582	1.161247	0.841421	1.155736
M2/RES_12	2.449876	2.434785	2.449666	1.174579	1.082587	1.169846

Tableau 4.11.1. Les variables explicatives de l'équilibre extérieur et des flux de capitaux aux différents retards

Variable dépendante : ISPI>3SD					
Méthode : Logit binominal (<i>Quadratic hill climbing</i>)					
Echantillon (ajusté) : 1990M05 2002M12 – 152 Observations					
Variable	Coefficient	Erreur standard	z-Statistiques	p-values	
C	-3.426344	19.30713	-0.177465	0.8591	
RER-hpRER_3	-28.30680	17.01282	-1.530045	0.1017	
CA/GDP_3	-63.55546	283.2227	-0.224401	0.8224	
SHORTDEBT/RES_3	3.976889	2.333258	1.704437	0.0883	
FDI/PORTINVEST_3	0.117487	0.107456	1.051721	0.1986	
TOT_3	-17.88634	5.352700	-3.341554	0.0008	
DNIRUS_3	-5.785965	6.320475	-0.915432	0.3600	
Echantillon (ajusté) : 1990M08 2002M12 – 149 Observations					
C	7.473560	16.05613	0.465465	0.6416	
RER-hpRER_6	-45.68384	26.26644	-1.739247	0.0820	
CA/GDP_6	35.01585	31.05767	0.804845	0.4209	
SHORTDEBT/RES_6	2.354051	1.579943	1.852192	0.0605	
FDI/PORTINVEST_6	-0.004381	0.062276	-0.070346	0.9439	
TOT_6	-15.42475	11.30994	-1.891092	0.0729	
DNIRUS_6	3.109453	2.406261	1.630015	0.0965	
Echantillon (ajusté) : 1991M02 2002M12 – 143 Observations					
C	-40.28128	27.82585	-1.447621	0.1477	
RER-hpRER_12	-79.74983	50.09384	-1.592009	0.1014	
CA/GDP_12	-51.08556	37.01844	-1.584367	0.0862	
SHORTDEBT/RES_12	-5.150785	5.169965	-0.996290	0.3191	
FDI/PORTINVEST_12	0.029575	0.109115	0.271041	0.7864	
TOT_12	-34.47890	27.94638	-1.433752	0.1031	
DNIRUS_12	4.736415	4.021526	1.567526	0.0749	

Tableau 4.11.2. Statistiques descriptives des variables de l'équilibre extérieur et des flux de capitaux aux différents retards

Variable	Moyenne			Ecart-type		
	Dep=0	Dep=1	Ensemble	Dep=0	Dep=1	Ensemble
RER-hpRER_3	0.003733	-0.039912	0.003159	0.063122	0.072077	0.063174
RER-hpRER_6	0.002329	-0.059266	0.001502	0.062661	0.011662	0.062649
RER-hpRER_12	0.003246	-0.058719	0.002379	0.063244	0.015326	0.063233
CA/GDP_3	-0.001427	-0.004447	-0.001467	0.004011	0.003123	0.004007
CA/GDP_6	-0.001539	-0.001632	-0.001540	0.004033	0.002286	0.004010
CA/GDP_12	-0.001517	-0.005145	-0.001568	0.004091	0.000303	0.004084
SHORTDEBT/RES_3	1.417486	2.313361	1.429274	0.702503	1.220837	0.712274
SHORTDEBT/RES_6	1.441078	1.758945	1.445345	0.709129	1.018597	0.710229
SHORTDEBT/RES_12	1.474682	1.482568	1.474793	0.712867	0.646906	0.709909
FDI/PORTINVEST_3	-6.259414	9.767455	-6.048534	29.61548	13.10260	29.49498
FDI/PORTINVEST_6	-6.238681	0.217119	-6.152026	29.97697	1.250286	29.78324
FDI/PORTINVEST_12	-6.471486	1.161660	-6.364729	30.58812	2.889876	30.38624
TOT_3	1.079383	1.102547	1.079688	0.073806	0.171944	0.074686
TOT_6	1.082189	1.076257	1.082109	0.073026	0.136355	0.073395
TOT_12	1.085735	1.108125	1.086049	0.071958	0.124210	0.072254
DNIRUS_3	-0.041800	-0.065000	-0.042105	0.218724	0.063640	0.217349
DNIRUS_6	-0.043605	0.030000	-0.042617	0.220528	0.127279	0.219448
DNIRUS_12	-0.045177	0.020000	-0.044266	0.224870	0.056569	0.223463

Tableau 4.12.1. Les variables explicatives du système bancaire et financier aux différents retards

Variable dépendante : ISP1>3SD					
Méthode : Logit binominal (<i>Quadratic hill climbing</i>)					
Echantillon (ajusté) : 1990M04 2002M12 – 153 Observations					
Variable	Coefficient	Erreur standard	z-Statistiques	p-values	
C	-7.679068	15.33681	-0.500695	0.6166	
BLOAN/BDEPO_3	8.937415	7.604825	1.175230	0.2399	
BRES/BASSET_3	-32.86394	76.59535	-0.429059	0.6679	
BDEPO/M2_3	-7.430916	6.904013	-1.076318	0.2818	
BSHORTPOS_3	3.769296	5.651172	0.666994	0.5048	
CBCRED/BLIAB_3	3.995997	26.50873	0.150743	0.8802	
Echantillon (ajusté) : 1990M07 2002M12 – 150 Observations					
C	5.576106	18.70582	0.298095	0.7656	
BLOAN/BDEPO_6	6.463196	9.760415	0.662184	0.5079	
BRES/BASSET_6	18.49912	85.47018	0.216439	0.8286	
BDEPO/M2_6	-7.218589	7.397369	-0.975832	0.3291	
BSHORTPOS_6	-9.757101	11.42294	-0.854167	0.3930	
CBCRED/BLIAB_6	-36.50266	55.36076	-0.659360	0.5097	

Echantillon (ajusté) : 1991M01 2002M12 – 144 Observations				
C	30.61940	28.93251	1.058304	0.2899
BLOAN/BDEPO_12	-15.36407	10.74148	-1.430350	0.1526
BRES/BASSET_12	-61.16141	125.9541	-0.485585	0.6273
BDEPO/M2_12	4.035552	8.180150	0.493335	0.6218
BSHORTPOS_12	-8.329869	8.264133	-1.007954	0.3135
CBCRED/BLIAB_12	25.83621	29.81381	0.866585	0.3862

Tableau 4.12.2. Statistiques descriptives des variables du système bancaire et financier aux différents retards

Variable	Moyenne			Ecart-type		
	Dep=0	Dep=1	Ensemble	Dep=0	Dep=1	Ensemble
BLOAN/BDEPO_3	1.722139	2.155119	1.727799	0.393410	0.289472	0.394614
BLOAN/BDEPO_6	1.739396	2.034734	1.743333	0.382603	0.363378	0.382703
BLOAN/BDEPO_12	1.774046	1.826121	1.774769	0.357781	0.447037	0.357284
BRES/BASSET_3	0.126295	0.098758	0.125935	0.031946	0.032687	0.032000
BRES/BASSET_6	0.126523	0.103326	0.126213	0.032291	0.026104	0.032255
BRES/BASSET_12	0.127391	0.111170	0.127166	0.032652	0.026930	0.032557
BDEPO/M2_3	1.886909	2.066574	1.889258	0.364282	0.232864	0.362948
BDEPO/M2_6	1.878661	2.010449	1.880418	0.362369	0.289782	0.361029
BDEPO/M2_12	1.866332	1.901085	1.866815	0.363618	0.305685	0.361993
BSHORTPOS_3	1.164457	0.945904	1.161600	0.337147	0.329934	0.336910
BSHORTPOS_6	1.167100	0.826258	1.162555	0.340001	0.132519	0.340155
BSHORTPOS_12	1.170024	0.935225	1.166763	0.347281	0.220110	0.346434
CBCRED/BLIAB_3	0.029687	0.061708	0.030105	0.023670	0.041235	0.024029
CBCRED/BLIAB_6	0.030577	0.034627	0.030631	0.024118	0.010426	0.023975
CBCRED/BLIAB_12	0.031134	0.046996	0.031354	0.024032	0.009921	0.023950

Après avoir démontré la significativité économique et statistique des indicateurs aux différents retards, nous évaluons, dans un deuxième temps, la capacité des modèles finaux régressés avec les indicateurs significatifs à prédire suffisamment à l'avance les crises turques. Le tableau 4.13.1 indique que les six indicateurs du modèle final sont significatifs, ce qui traduit le fait que l'économie turque donnait déjà les signaux d'alarme trois mois avant le déclenchement des crises. Aussi, le modèle parvient à correctement signaler la probabilité des crises dans l'économie turque trois mois à l'avance aux seuils de 20%. En outre, nous observons sur les tableaux 4.7.1 et 4.13.1 que ce sont les mêmes indicateurs qui montrent une significativité statistique et économique, lorsque les variables explicatives sont retardées d'un ou trois mois.

Tableau 4.13.1. Les variables explicatives du modèle final à trois mois de retard

Variable dépendante : ISP1>3SD				
Méthode : Logit binominal (<i>Quadratic hill climbing</i>)				
Echantillon (ajusté) : 1990M05 2002M12 – 152 Observations				
Variable	Coefficient	Erreur standard	z-Statistiques	p-values
C	-8.582021	4.864199	-1.764324	0.0777
BUDGET/GDP_3	-59.78419	32.21310	-2.166329	0.0303
M2/RES_3	2.477013	1.582755	1.124274	0.1562
RER-hpRER_3	-69.07755	34.16718	-1.677932	0.0811
SHORTDEBT/RES_3	5.738344	2.761176	2.078225	0.0377
TOT_3	-23.55810	16.24262	-1.450388	0.0970
IFF_3	1.104251	0.426723	1.908148	0.0564
Moyenne de la variable dépendante	0.013158	Ecart-type de la variable dépendante		0.114327
Erreur standard de la régression	0.077872	Akaike		0.128970
Somme des carrés des résidus	0.879279	Schwarz		0.268228
Logvraisemblance	-2.801750	Hannan-Quinn		0.185542
Logvraisemblance restreinte	-10.64825	LR statistiques (6 variables)		15.69300
Logvraisemblance moyenne	-0.018433	McFadden R ²		0.736882
p-values (LR stat)	0.015500	Observations : Dep=0 / 1		150 / 2

Tableau 4.14.1. Les variables explicatives du modèle final à six mois de retard

Variable dépendante : ISP1>3SD				
Méthode : Logit binominal (<i>Quadratic hill climbing</i>)				
Echantillon (ajusté) : 1990M08 2002M12 – 149 Observations				
Variable	Coefficient	Erreur standard	z-Statistiques	p-values
C	-8.868939	3.927648	-2.258079	0.0239
RER-hpRER_6	-53.37847	36.38706	-1.666963	0.0924
SHORTDEBT/RES_6	3.666596	1.108981	1.601088	0.1059
TOT_6	-33.13404	25.80706	-1.310205	0.1301
DNIRUS_6	6.213295	4.620204	1.727874	0.0795
IFF_6	1.207451	0.714632	1.850019	0.0353
Moyenne de la variable dépendante	0.013423	Ecart-type de la variable dépendante		0.115082
Erreur standard de la régression	0.111102	Akaike		0.151873
Somme des carrés des résidus	1.115761	Schwarz		0.292369
Logvraisemblance	-5.990390	Hannan-Quinn		0.208952
Logvraisemblance restreinte	-10.60811	LR statistiques (5 variables)		9.235450
Logvraisemblance moyenne	-0.040204	McFadden R ²		0.535301
p-values (LR stat)	0.415830	Observations : Dep=0 / 1		147 / 2

Tableau 4.13.2. Capacité prédictive du modèle final à trois mois de retard et son graphique de prédiction

Capacité prédictive du modèle (seuil de crise C = 0.5)						
	Probabilité estimée			Probabilité constante		
	Dep=0	Dep=1	Total	Dep=0	Dep=1	Total
P(Dep=1)≤C	150	1	151	150	2	152
P(Dep=1)>C	0	1	1	0	0	0
Total	150	2	152	150	2	152
Correct	150	1	151	150	0	150
% Correct	100.00	50.00	99.34	100.00	0.00	98.68
% Incorrect	0.00	50.00	0.66	0.00	100.00	1.32
Capacité prédictive du modèle (seuil de crise C = 0.25)						
P(Dep=1)≤C	149	1	150	150	2	152
P(Dep=1)>C	1	1	2	0	0	0
Total	150	2	152	150	2	152
Correct	149	1	150	150	0	150
% Correct	99.33	50.00	98.68	100.00	0.00	98.68
% Incorrect	0.67	50.00	1.32	0.00	100.00	1.32
Capacité prédictive du modèle (seuil de crise C = 0.2)						
P(Dep=1)≤C	148	0	148	150	2	152
P(Dep=1)>C	2	2	2	0	0	0
Total	150	2	152	150	2	152
Correct	148	2	150	150	0	150
% Correct	98.30	100.00	98.13	100.00	0.00	98.68
% Incorrect	1.70	0.00	1.97	0.00	100.00	1.32

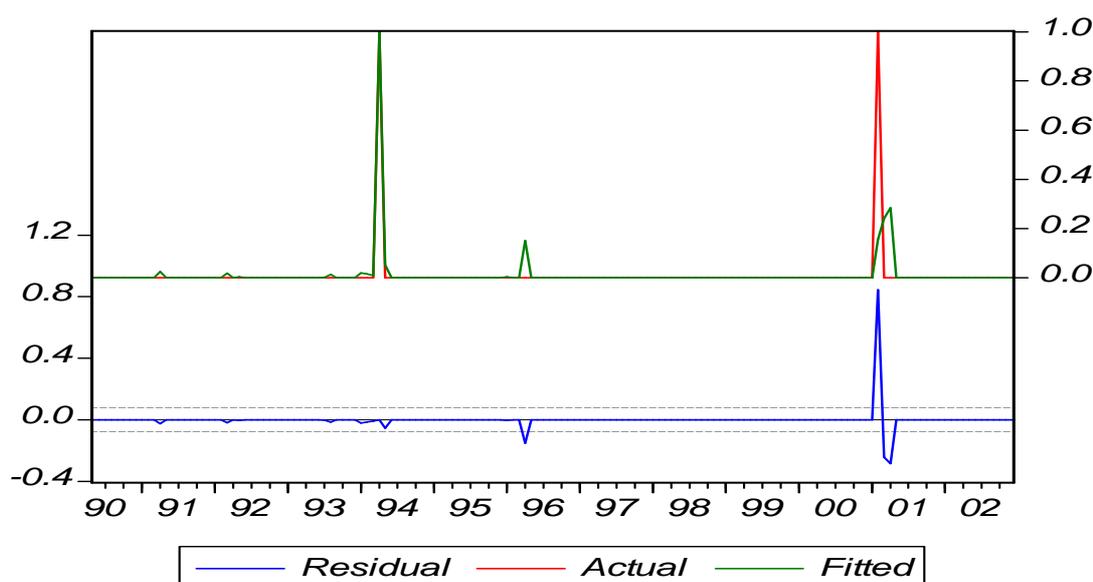
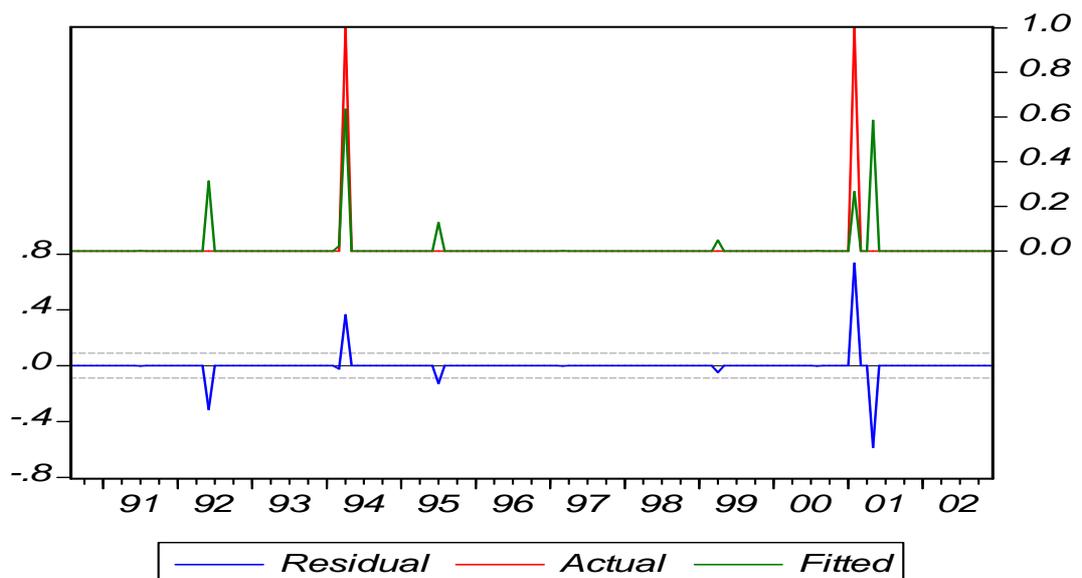


Tableau 4.14.2. Capacité prédictive du modèle final à six mois de retard et son graphique de prédiction

Capacité prédictive du modèle (seuil de crise C = 0.5)						
	Probabilité estimée			Probabilité constante		
	Dep=0	Dep=1	Total	Dep=0	Dep=1	Total
P(Dep=1)≤C	146	1	147	147	2	149
P(Dep=1)>C	1	1	2	0	0	0
Total	147	2	149	147	2	149
Correct	146	1	147	147	0	147
% Correct	99.32	50.00	98.66	100.00	0.00	98.66
% Incorrect	0.68	50.00	1.34	0.00	100.00	1.34
Capacité prédictive du modèle (seuil de crise C = 0.25)						
P(Dep=1)≤C	146	1	147	147	2	149
P(Dep=1)>C	1	1	2	0	0	0
Total	147	2	149	147	2	149
Correct	146	1	147	147	0	147
% Correct	99.32	50.00	98.66	100.00	0.00	98.66
% Incorrect	0.68	50.00	1.34	0.00	100.00	1.34
Capacité prédictive du modèle (seuil de crise C = 0.2)						
P(Dep=1)≤C	145	0	145	147	2	149
P(Dep=1)>C	2	2	4	0	0	0
Total	147	2	149	147	2	149
Correct	145	2	147	147	0	147
% Correct	98.64	100.00	98.66	100.00	0.00	98.66
% Incorrect	1.36	0.00	1.34	0.00	100.00	1.34



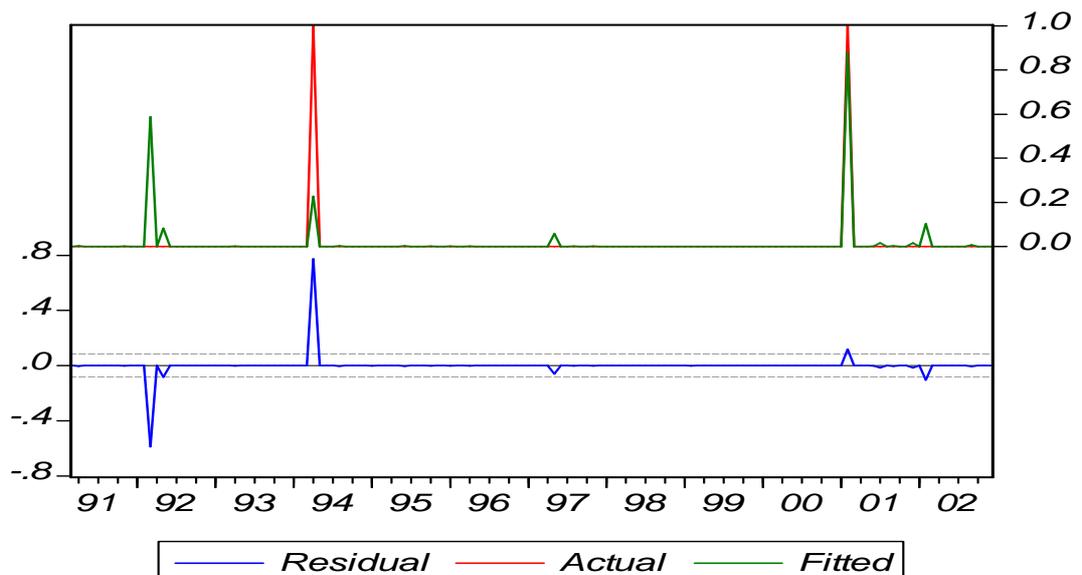
Les résultats d'estimation du modèle final à six mois de retard présentés sur le tableau 4.14.1 marquent la première significativité statistique de l'indicateur *NIRUS*. Quant aux indicateurs *RER-hpRER*, *SHORTDEBT/RES*, *TOT* et *IFF*, ils sont toujours significatifs économiquement et statistiquement, contrairement aux indicateurs *BUDGET/GDP* et *M2/RES* qui ne font plus partie du modèle final. De plus, le modèle logit parvient également à prédire correctement la probabilité des crises d'avril 1994 et de février 2001 six mois à l'avance au seuil de 20%, tout en signalant néanmoins l'occurrence de deux autres crises : l'une au deuxième trimestre de 1992 et l'autre au deuxième trimestre de 2001 au vu du graphique ci-dessus. Nous pouvons ainsi affirmer que l'économie turque donnait déjà les indications de la vulnérabilité six mois avant le déclenchement des crises.

Tableau 4.15.1. Les variables explicatives du modèle final à douze mois de retard

Variable dépendante : ISPI>3SD					
Méthode : Logit binominal (<i>Quadratic hill climbing</i>)					
Echantillon (ajusté) : 1991M02 2002M12 – 143 Observations					
Variable	Coefficient	Erreur standard	z-Statistiques	p-values	
C	-25.78749	15.62668	-1.565891	0.1174	
DISE_12	-0.003772	0.002394	-1.575334	0.1152	
RER-hpRER_12	-33.84496	16.13256	-1.736689	0.0689	
CA/GDP_12	-32.20064	15.90156	-2.009257	0.0272	
TOT_12	-39.36170	26.65560	-1.476676	0.1098	
DNIRUS_12	13.41450	10.42751	1.586453	0.0983	
IFF_12	0.826694	0.346368	1.931910	0.0280	
Moyenne de la variable dépendante	0.014085	Ecart-type de la variable dépendante			0.118257
Erreur standard de la régression	0.081690	Akaike			0.109665
Somme des carrés des résidus	0.914239	Schwarz			0.213743
Logvraisemblance	-2.786212	Hannan-Quinn			0.151958
Logvraisemblance restreinte	-10.51121	LR statistiques (6 variables)			15.44999
Logvraisemblance moyenne	-0.019621	McFadden R ²			0.674929
P-values (LR stat)	0.003853	Observations : Dep=0 / 1			141 / 2

Tableau 4.15.2. Capacité prédictive du modèle final à douze mois de retard et son graphique de prédiction

Capacité prédictive du modèle (seuil de crise C = 0.5)						
	Probabilité estimée			Probabilité constante		
	Dep=0	Dep=1	Total	Dep=0	Dep=1	Total
P(Dep=1)≤C	140	1	141	141	2	143
P(Dep=1)>C	1	1	2	0	0	0
Total	141	2	143	141	2	143
Correct	140	1	141	141	0	141
% Correct	99.30	50.00	98.59	100.00	0.00	98.59
% Incorrect	0.70	50.00	1.41	0.00	100.00	1.41
Capacité prédictive du modèle (seuil de crise C = 0.25)						
P(Dep=1)≤C	140	1	141	141	2	143
P(Dep=1)>C	1	1	2	0	0	0
Total	141	2	143	141	2	143
Correct	140	1	141	141	0	141
% Correct	99.30	50.00	98.59	100.00	0.00	98.59
% Incorrect	0.70	50.00	1.41	0.00	100.00	1.41
Capacité prédictive du modèle (seuil de crise C = 0.2)						
P(Dep=1)≤C	140	0	140	141	2	143
P(Dep=1)>C	1	2	3	0	0	0
Total	141	2	143	141	2	143
Correct	140	2	142	141	0	142
% Correct	99.30	100.00	99.60	100.00	0.00	99.60
% Incorrect	0.70	0.00	0.70	0.00	100.00	1.41



Enfin, le tableau 4.15.1, présentant les résultats d'estimation du modèle final à douze mois de retard, indique, d'une part, la première significativité économique et statistique des indicateurs *ISE* et *CA/GDP*, d'autre part, l'absence de l'indicateur *SHORTDEBT/RES*, l'un des indicateurs clés de notre analyse économétrique, dans le modèle final. Quant à sa capacité prédictive, le modèle signale parfaitement la probabilité de l'occurrence de la crise de 2001, ainsi que de la crise de 1994 douze mois à l'avance au vu du graphique ci-dessus. D'une part, l'annonce de la crise de 1994 n'est pas très surprenante, d'après nous, puisque comme l'affirmait Ozatay (1996, 1999), le Gouvernement turc était déjà devenu insolvable dès la fin 1992 étant donné la dégradation graduelle et croissante d'un certain nombre d'indicateurs économiques listés dans le tableau 1.2 du premier chapitre de la thèse (p.66). D'autre part, l'annonce de la crise de 2001 douze mois à l'avance reste assez surprenante, étant donné que le Gouvernement avait mis en place un programme de stabilisation en janvier 2000 avec le soutien du FMI. Nous pouvons peut-être insister sur le fait que l'économie turque présentait déjà des risques de vulnérabilité aux chocs dès la fin de la période 1998-1999 (raison principale du programme de stabilisation) et que c'est la mise en œuvre du programme qui a amélioré la situation économique, sans pouvoir pour autant empêcher l'occurrence de la crise début 2001. Nous pouvons alors affirmer que la mise en place de certaines mesures préventives peut éliminer ou au moins diminuer les risques de crises, ce qui confirme dans un sens l'utilité des systèmes d'indicateurs d'alerte.

4.2.6. Résultats d'estimation du modèle hors échantillon

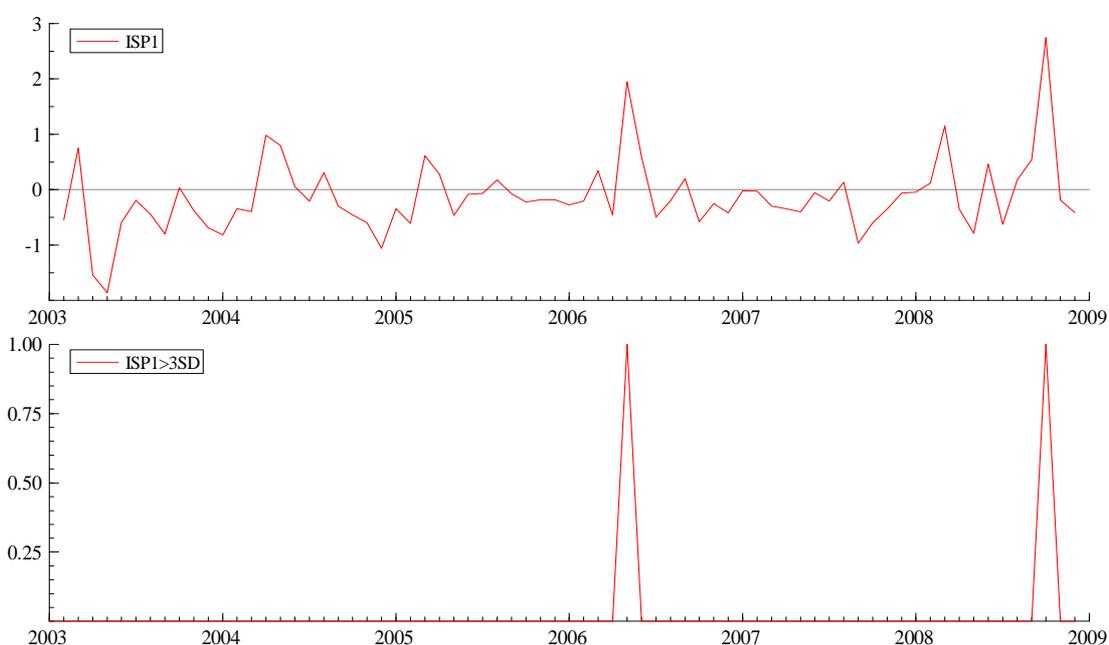
Depuis les critiques « justifiées » de Berg et Pattillo (1998, 1999a) sur les modèles de systèmes d'indicateurs d'alerte seulement estimés sur une période d'échantillon préalablement déterminée et les leçons qui en ont été tirées concernant les raisons fondamentales de l'ensemble des crises de change sans même tester la capacité de

ces modèles dans la prédiction des futures crises, il est devenu courant et systématique chez les chercheurs de tester la significativité de leurs variables explicatives et la capacité prédictive de leurs modèles hors de la période d'échantillon. Pouvoir correctement prédire les crises correspondant à la réalité dans la période d'échantillon démontre la qualité d'un modèle de système d'alerte. Cependant, un « bon » modèle de système d'alerte devrait également être performant dans la prédiction des crises hors échantillon, et de même les variables qui sont significatives dans l'échantillon devraient aussi faire preuve de significativité hors échantillon. Partant, afin de mieux saisir la qualité de notre système d'alerte tant au niveau de sa capacité prédictive qu'au niveau de la significativité de ses indicateurs, nous l'estimons sur une période de hors échantillon (qui ne fait pas partie de la période d'échantillon initiale) s'étalant de janvier 2003 à décembre 2008. Il faut néanmoins préciser que les déterminants des crises de change peuvent changer d'une période à l'autre ou encore d'un pays à l'autre et, un système d'indicateurs d'alerte qui est assez performant dans la prédiction des crises dans l'échantillon ne peut pas l'être en dehors de l'échantillon, tout simplement à cause des facteurs des crises changeants dans le temps et dans les pays différents, ce qui atténue alors en partie les critiques de Berg et Pattillo.

Avec ce modèle logit régressé sur la période de janvier 2003-décembre 2008, nous visons à démontrer si notre modèle parvient à signaler les crises de change de mai 2006 et d'octobre 2008. Pour ce faire, nous construisons, en premier lieu, une base de données ; toutes données étant recueillies auprès de FMI (IFS, janvier 2009) et sur le site web de la BCT sont ensuite exprimées en millions de livres turques TL. Les séries mensuelles des variables PIB, solde budgétaire, Compte courant, dette externe à court terme, IDE et investissements de portefeuille initialement disponibles sur la base trimestrielle ou annuelle sont déduites *via* la méthode LML du progiciel Eviews. Nous construisons, en second lieu, un indice de crise de type *ISP1*, qui définit la crise comme les épisodes de fortes pressions spéculatives sur le marché des changes, est composé de la moyenne des variations mensuelles du taux de change réel, des

réserves internationales (moins le stock d'or) et du taux d'intérêt nominal, pondérées par l'inverse de leurs écarts-types respectifs. Nous adoptons le seuil de crise de trois écarts-types $3\sigma_{ISP1}$ plus sa moyenne sur l'ensemble de la période d'analyse μ_{ISP1} . Cet indice $ISP1$ détecte correctement les pics de crises de 2006 et de 2008 au vu du graphique 4.11.

Figure 4.11. L'indice de crise continu $ISP1$ et l'indice de crise binaire au seuil de $3\sigma_{ISP1}$



Le modèle logit hors échantillon est régressé sur une batterie de six indicateurs d'alerte retardés d'un mois, indicateurs qui étaient significatifs dans le modèle final de l'échantillon initial de janvier 1990-décembre 2002 (tableau 4.7.1). Le tableau 4.16.1 qui présente les résultats d'estimation du modèle hors échantillon indique que seulement quatre d'entre eux ($BUDGET/GDP$, $RER-hpRER$, TOT et IFF) démontrent une certaine significativité économique et statistique aux seuils de 5%, 10% ou 15% dans la prédiction des crises turques de mai 2006 et d'octobre 2008, contrairement aux indicateurs $M2/RES$ et $SHORTDEBT/RES$. Même si ce

modèle hors échantillon est assez robuste avec le ratio pseudo-R² supérieur à 55% et le ratio de LR stat inférieur à 10%, il ne parvient pas à prédire la crise de mai 2006. Ce n'est qu'après l'inclusion de l'indicateur *FDI / PORTINVEST* que le modèle réussit à prédire la crise de change de 2006 aux seuils de 25% et 20%, comme on peut le constater sur le tableau 4.17.3 et son graphique de prédiction. Notons que l'inclusion d'une variable *proxy* représentant la contagion aurait pu accroître la qualité prédictive du modèle.

Tableau 4.16.1. Les variables explicatives du modèle hors échantillon

Variable dépendante : ISP1>3SD				
Méthode : Logit binominal (<i>Quadratic hill climbing</i>)				
Echantillon (ajusté) : 2003M03 2008M12 – 70 Observations				
Variable	Coefficient	Erreur standard	z-Statistiques	p-values
C	95.48652	114.2935	0.835450	0.4035
BUDGET/GDP	-58.63212	41.39370	-1.658033	0.0973
M2/RES	-0.360438	1.892620	-0.190444	0.8490
RER-hpRER	-69.74268	44.34187	-1.205470	0.1609
SHORTDEBT/RES	-4.200362	15.73407	-0.266960	0.7895
TOT	-57.08049	38.16238	-1.319352	0.1536
IFF	1.072229	0.778991	1.348105	0.1309
Moyenne de la variable dépendante	0.028571	Ecart-type de la variable dépendante		0.167802
Erreur standard de la régression	0.123421	Akaike		0.209000
Sommes des carrés des résidus	0.959670	Schwarz		0.333849
Logvraisemblance	-3.814993	Hannan-Quinn		0.198313
Logvraisemblance restreinte	-9.081849	LR statistiques (6 variables)		10.53371
Logvraisemblance moyenne	-0.054500	McFadden R ²		0.579932
p-values (LR stat)	0.103902	Observations : Dep=0 / 1		68 / 2

Tableau 4.16.2. Statistiques descriptives des variables explicatives du modèle hors échantillon

Variable	Moyenne			Ecart-type		
	Dep=0	Dep=1	Ensemble	Dep=0	Dep=1	Ensemble
C	1.000000	1.000000	1.000000	0.000000	0.000000	0.000000
BUDGET/GDP	-0.078439	-0.009073	-0.011055	0.039013	0.046397	0.047411
M2/RES	2.783873	3.693285	2.809856	0.882452	0.742116	0.887366
RER-hpRER	-0.009740	-0.012571	-0.011155	0.001575	0.035288	0.034773
SHORTDEBT/RES	0.720369	0.717620	0.720291	0.110455	0.051180	0.109017
TOT	0.950275	0.926199	0.949587	0.030411	0.010122	0.030263
IFF	1.016506	2.887127	1.069952	1.441033	1.812843	1.470559
Observations	68	2	70	68	2	70

Tableau 4.16.3. Capacité prédictive du modèle hors échantillon et son graphique de prédiction

Capacité prédictive du modèle (seuil de crise C = 0.5)						
	Probabilité estimée			Probabilité constante		
	Dep=0	Dep=1	Total	Dep=0	Dep=1	Total
P(Dep=1)≤C	68	1	69	68	2	70
P(Dep=1)>C	0	1	1	0	0	0
Total	68	2	70	68	2	70
Correct	68	1	69	68	0	68
% Correct	100.00	50.00	98.57	100.00	0.00	97.14
% Incorrect	0.00	50.00	1.43	0.00	100.00	2.86
Capacité prédictive du modèle (seuil de crise C = 0.25)						
P(Dep=1)≤C	68	1	69	68	2	70
P(Dep=1)>C	0	1	1	0	0	0
Total	68	2	70	68	2	70
Correct	68	1	69	68	0	68
% Correct	100.00	50.00	98.57	100.00	0.00	97.14
% Incorrect	0.00	50.00	1.43	0.00	100.00	2.86
Capacité prédictive du modèle (seuil de crise C = 0.2)						
P(Dep=1)≤C	68	1	69	68	2	70
P(Dep=1)>C	0	1	1	0	0	0
Total	68	2	70	68	2	70
Correct	68	1	69	68	0	68
% Correct	100.00	50.00	98.57	100.00	0.00	97.14
% Incorrect	0.00	50.00	1.43	0.00	100.00	2.86

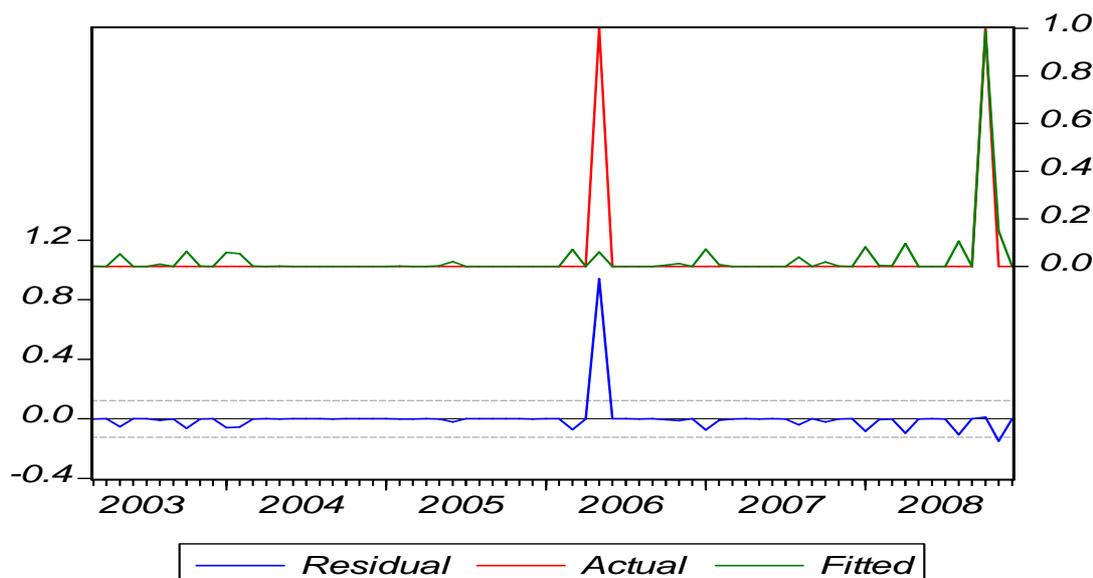


Tableau 4.17.1. Les variables explicatives du modèle hors échantillon avec FDI/PORTINVEST

Variable dépendante : ISP1>3SD				
Méthode : Logit binomial (<i>Quadratic hill climbing</i>)				
Echantillon (ajusté) : 2003M03 2008M12 – 70 Observations				
Variable	Coefficient	Erreur standard	z-Statistiques	p-values
C	-7.843685	3.381883	-2.319324	0.0204
BUDGET/GDP	-85.06436	59.06183	-1.440260	0.1498
M2/RES	-0.560843	1.818847	-0.308351	0.7578
RER-hpRER	-57.65646	34.80437	-1.152041	0.1728
SHORTDEBT/RES	-2.139991	15.49886	-0.138074	0.8902
FDI/PORTINVEST	0.048669	0.013812	1.762690	0.0456
TOT	-50.00318	31.69397	-1.445460	0.1150
IFF	1.436961	0.838823	1.713069	0.0867
Moyenne de la variable dépendante	0.028571	Ecart-type de la variable dépendante		0.167802
Erreur standard de la régression	0.121566	Akaike		0.176770
Sommes des carrés des résidus	0.890148	Schwarz		0.273135
Logvraisemblance	-3.186967	Hannan-Quinn		0.185047
Logvraisemblance restreinte	-9.081849	LR statistiques (7 variables)		11.78976
Logvraisemblance moyenne	-0.045528	McFadden R ²		0.649084
p-values (LR stat)	0.002754	Observations : Dep=0 / 1		68 / 2

Tableau 4.17.2. Statistiques descriptives des variables explicatives du modèle hors échantillon avec FDI/PORTINVEST⁹⁸

Variable	Moyenne			Ecart-type		
	Dep=0	Dep=1	Ensemble	Dep=0	Dep=1	Ensemble
C	1.000000	1.000000	1.000000	0.000000	0.000000	0.000000
BUDGET/GDP	-0.078439	-0.009073	-0.011055	0.039013	0.046397	0.047411
M2/RES	2.783873	3.693285	2.809856	0.882452	0.742116	0.887366
RER-hpRER	-0.009740	-0.012571	-0.011155	0.001575	0.035288	0.034773
SHORTDEBT/RES	0.720369	0.717620	0.720291	0.110455	0.051180	0.109017
FDI/PORTINVEST	-2.075622	115.2298	1.275962	24.29351	168.0462	37.01078
TOT	0.950275	0.926199	0.949587	0.030411	0.010122	0.030263
IFF	1.016506	2.887127	1.069952	1.441033	1.812843	1.470559
Observations	68	2	70	68	2	70

⁹⁸ Le détail des résultats des tests de racine unitaire et de corrélation, ainsi que les statistiques descriptives des variables explicatives se trouve dans l'annexe 4 de la thèse.

Tableau 4.17.3. Capacité prédictive du modèle hors échantillon avec FDI/PORTINVEST et son graphique de prédiction

Capacité prédictive du modèle (seuil de crise C = 0.5)						
	Probabilité estimée			Probabilité constante		
	Dep=0	Dep=1	Total	Dep=0	Dep=1	Total
P(Dep=1)≤C	68	1	69	68	2	70
P(Dep=1)>C	0	1	1	0	0	0
Total	68	2	70	68	2	70
Correct	68	1	69	68	0	68
% Correct	100.00	50.00	98.57	100.00	0.00	97.14
% Incorrect	0.00	50.00	1.43	0.00	100.00	2.86
Capacité prédictive du modèle (seuil de crise C = 0.25)						
P(Dep=1)≤C	67	0	67	68	2	70
P(Dep=1)>C	1	2	3	0	0	0
Total	68	2	70	68	2	70
Correct	67	2	69	68	0	68
% Correct	98.53	100.00	99.27	100.00	0.00	99.27
% Incorrect	1.47	0.00	2.86	0.00	100.00	2.86
Capacité prédictive du modèle (seuil de crise C = 0.2)						
P(Dep=1)≤C	67	0	67	68	2	70
P(Dep=1)>C	1	2	3	0	0	0
Total	68	2	70	68	2	70
Correct	67	2	69	68	0	68
% Correct	98.53	100.00	99.27	100.00	0.00	99.27
% Incorrect	1.47	0.00	2.86	0.00	100.00	2.86

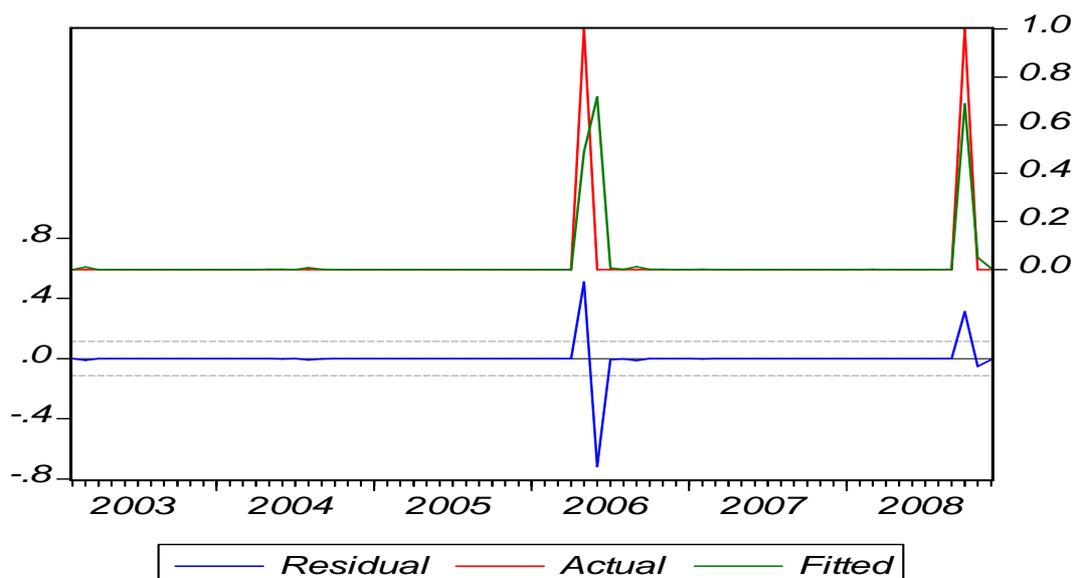
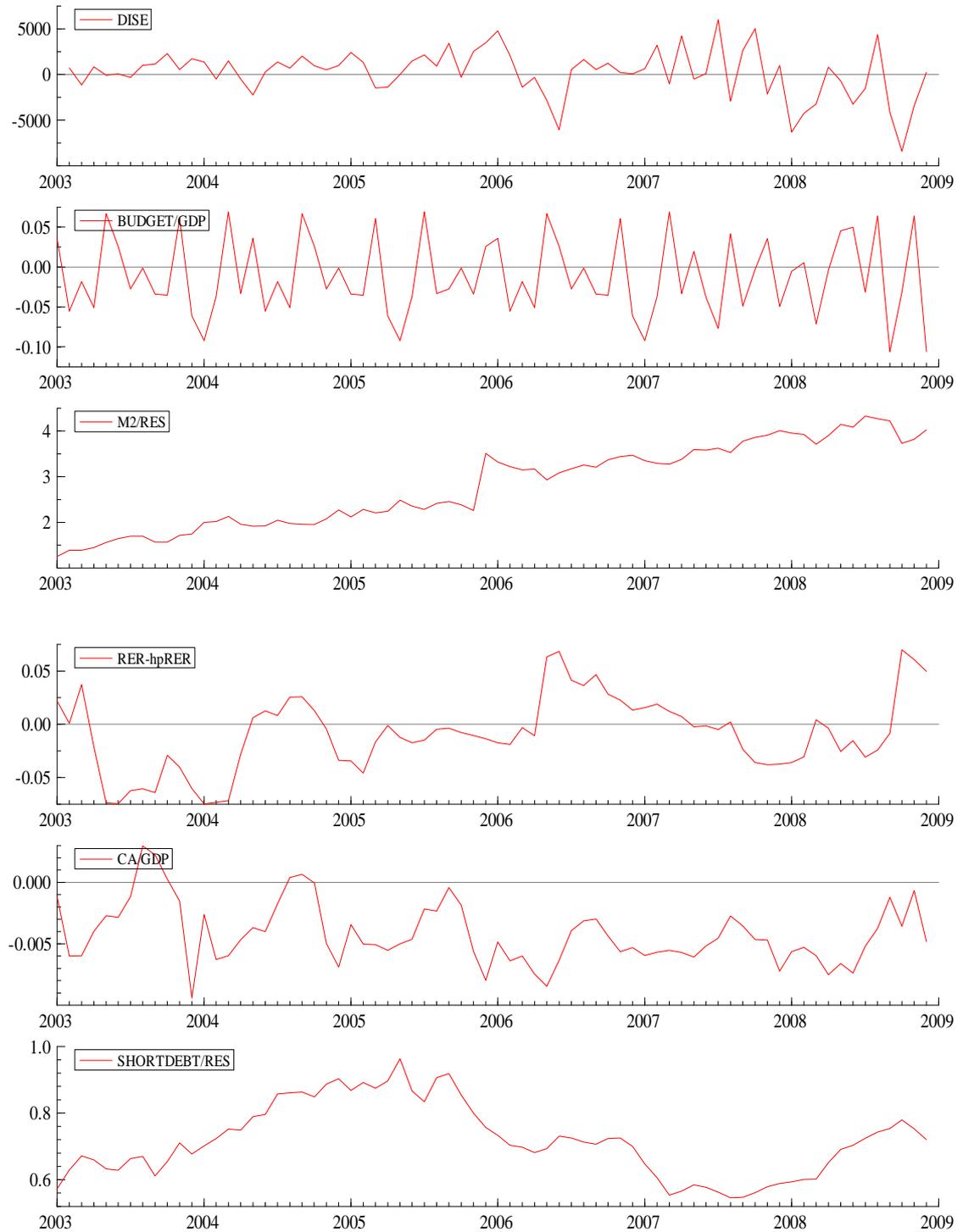
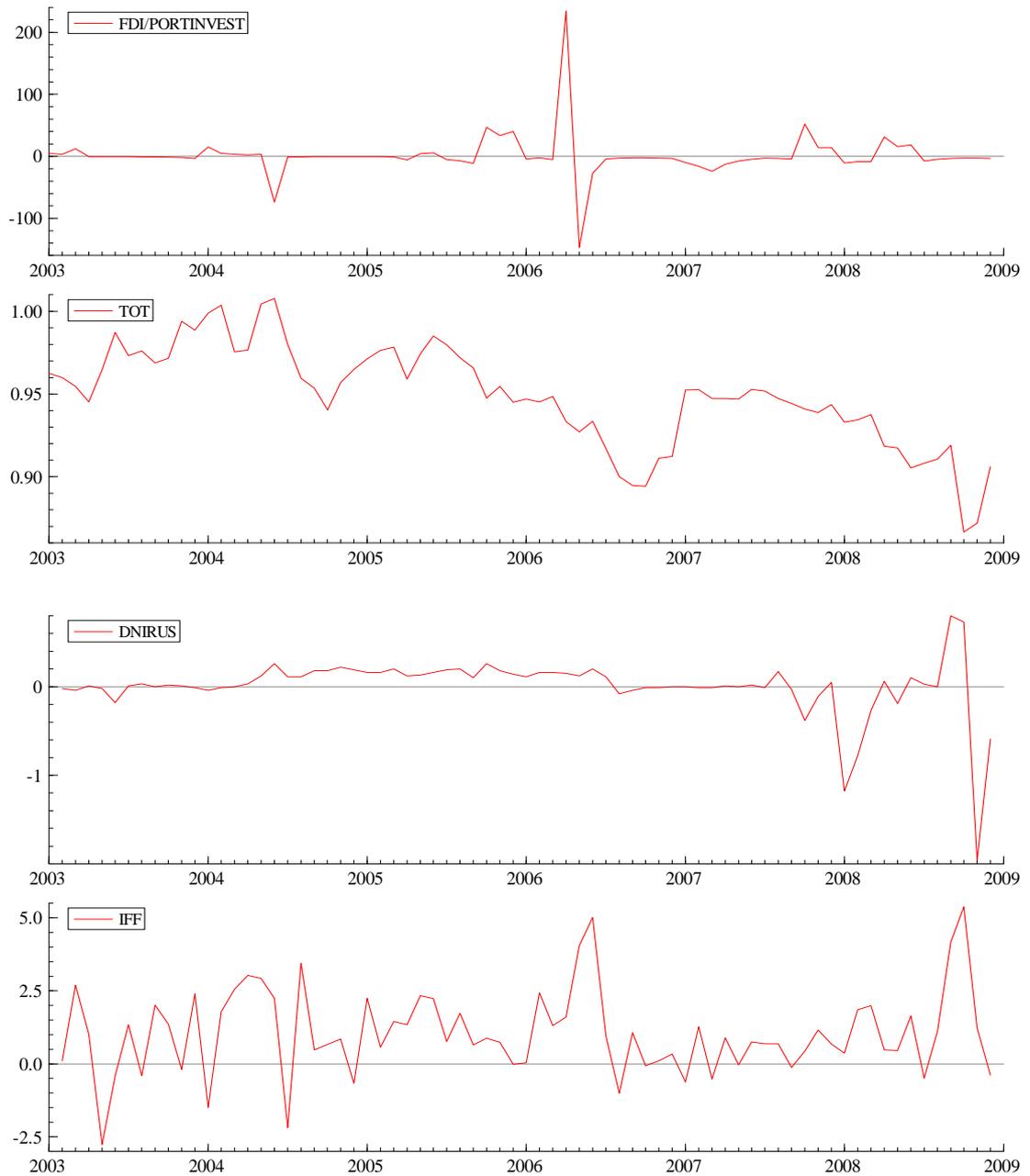


Figure 4.12. Evolution dans le temps des indicateurs des modèles hors échantillon





Après avoir démontré la « bonne » performance hors échantillon de notre modèle logit estimé avec les indicateurs retardés d'un mois dans la prédiction des crises turques de mai 2006 et d'octobre 2008, nous évaluons, dans un deuxième temps, la capacité de ce modèle à prédire suffisamment à l'avance ces mêmes crises en

l'estimant avec les indicateurs d'alerte retardés respectivement de trois, six et douze mois. En effet, précisons le fait que nous ne prenons en considération que les indicateurs ayant démontré une certaine significativité économique et statistique dans les modèles finaux (tableaux 4.13.1, 4.14.1 et 4.15.1) régressés sur la période d'échantillon initiale de janvier 1990-décembre 2002.

Le tableau 4.18.1 présentant les résultats d'estimation du modèle régressé avec les indicateurs retardés de trois mois indique que les indicateurs *BUDGET/GDP*, *RER - hpRER*, *FDI/PORTINVEST* et *TOT* restent significatifs économiquement et statistiquement dans la prédiction des crises turques, contrairement aux indicateurs *M2/RES*, *SHORTDEBT/RES* et *IFF*. Quant à sa capacité prédictive, le modèle réussit à correctement signaler la probabilité de la crise d'octobre 2008 aux seuils de 50%, 25% et 20%, sans pouvoir néanmoins prédire la crise de mai 2006.

Les résultats d'estimation du modèle hors échantillon à six mois de retard présentés sur le tableau 4.19.1 nous indiquent que seulement trois indicateurs (*RER - hpRER*, *TOT* et *NIRUS*) restent significatifs économiquement et statistiquement, contrairement aux indicateurs *SHORTDEBT/RES* et *IFF*. D'autre part, le modèle parvient à correctement prédire la probabilité de la crise d'octobre 2008 aux seuils de 25% et 20%, sans pouvoir signaler l'occurrence de la crise de 2006, tout en émettant également deux fausses alertes au seuil de 20%.

Enfin, le tableau 4.20.1, présentant les résultats d'estimation du modèle hors échantillon à douze mois de retard, indique que seulement deux indicateurs (*NIRUS* et *IFF*) démontrent une significativité économique et statistique. La probabilité de l'occurrence de la crise de 2008 est toujours signalée douze mois à l'avance, contrairement à la crise de change de mai 2006 que nos modèles régressés avec des indicateurs retardés de trois, six ou douze mois ne parviennent pas à prédire. Ceci peut s'expliquer par l'insuffisance de nos modèles économétriques ou parce que le

déclenchement de cette crise est due à un soudain changement d'anticipations des agents économiques pour un état économique fragile mais soutenable jusqu'alors en termes de fondamentaux, comme souligné dans les modèles à anticipations autoréalisatrices, ou tout simplement parce que la Turquie a réalisé des changements structurels économiques et financiers que nos modèles ne parviennent pas à détecter.

Tableau 4.18.1. Les variables explicatives du modèle hors échantillon à trois mois de retard

Variable dépendante : ISP1>3SD					
Méthode : Logit binominal (<i>Quadratic hill climbing</i>)					
Echantillon (ajusté) : 2003M05 2008M12 – 68 Observations					
Variable	Coefficient	Erreur standard	z-Statistiques	p-values	
C	57.22585	78.86899	0.725581	0.4681	
BUDGET/GDP_3	-28.34477	20.86522	-1.387702	0.1350	
M2/RES_3	0.430702	1.961427	0.219586	0.8262	
RER-hpRER_3	-77.79496	56.91523	-1.466857	0.1117	
SHORTDEBT/RES_3	5.766734	11.07589	0.520657	0.6026	
FDI/PORTINVEST_3	-0.087160	0.062647	-1.212408	0.1716	
TOT_3	-72.77358	58.14690	-1.301241	0.1517	
IFF_3	0.684474	0.630666	0.992506	0.3699	
Moyenne de la variable dépendante	0.029412	Ecart-type de la variable dépendante			0.170214
Erreur standard de la régression	0.141830	Akaike			0.385739
Sommes des carrés des résidus	1.206943	Schwarz			0.646857
Logvraisemblance	-5.115111	Hannan-Quinn			0.489202
Logvraisemblance restreinte	-9.023017	LR statistiques (7 variables)			7.815812
Logvraisemblance moyenne	-0.045528	McFadden R ²			0.433104
p-values (LR stat)	0.199115	Observations : Dep=0 / 1			66 / 2

Tableau 4.18.2. Statistiques descriptives des variables du modèle hors échantillon à trois mois de retard

Variable	Moyenne			Ecart-type		
	Dep=0	Dep=1	Ensemble	Dep=0	Dep=1	Ensemble
C	1.000000	1.000000	1.000000	0.000000	0.000000	0.000000
BUDGET/GDP_3	-0.010901	-0.043334	-0.011855	0.016698	0.047509	0.047163
M2/RES_3	2.751445	3.773581	2.781508	0.875067	0.783734	0.884489
RER-hpRER_3	-0.011552	-0.024886	-0.011944	0.008594	0.033133	0.032731
SHORTDEBT/RES_3	0.719099	0.713841	0.718944	0.111982	0.014849	0.110316
FDI/PORTINVEST_3	1.603835	-5.132470	1.405709	38.10357	3.940604	37.55115
TOT_3	0.952715	0.926753	0.951951	0.027142	0.026118	0.027284
IFF_3	1.005378	1.108909	1.0571435	1.392766	2.065404	1.394848
Observations	66	2	68	66	2	68

Tableau 4.18.3. Capacité prédictive du modèle hors échantillon à trois mois de retard et son graphique de prédiction

Capacité prédictive du modèle (seuil de crise C = 0.5)						
	Probabilité estimée			Probabilité constante		
	Dep=0	Dep=1	Total	Dep=0	Dep=1	Total
P(Dep=1)≤C	66	1	67	66	2	68
P(Dep=1)>C	0	1	1	0	0	0
Total	66	2	68	66	2	68
Correct	66	1	67	66	0	66
% Correct	100.00	50.00	98.53	100.00	0.00	97.06
% Incorrect	0.00	50.00	1.47	0.00	100.00	2.94
Capacité prédictive du modèle (seuil de crise C = 0.25)						
P(Dep=1)≤C	65	1	66	66	2	68
P(Dep=1)>C	1	1	2	0	0	0
Total	66	2	68	66	2	68
Correct	65	1	66	66	0	66
% Correct	98.48	50.00	97.06	100.00	0.00	97.06
% Incorrect	1.52	50.00	2.94	0.00	100.00	2.94
Capacité prédictive du modèle (seuil de crise C = 0.2)						
P(Dep=1)≤C	65	1	66	66	2	68
P(Dep=1)>C	1	1	2	0	0	0
Total	66	2	68	66	2	68
Correct	65	1	66	66	0	66
% Correct	98.48	50.00	97.06	100.00	0.00	97.06
% Incorrect	1.52	50.00	2.94	0.00	100.00	2.94

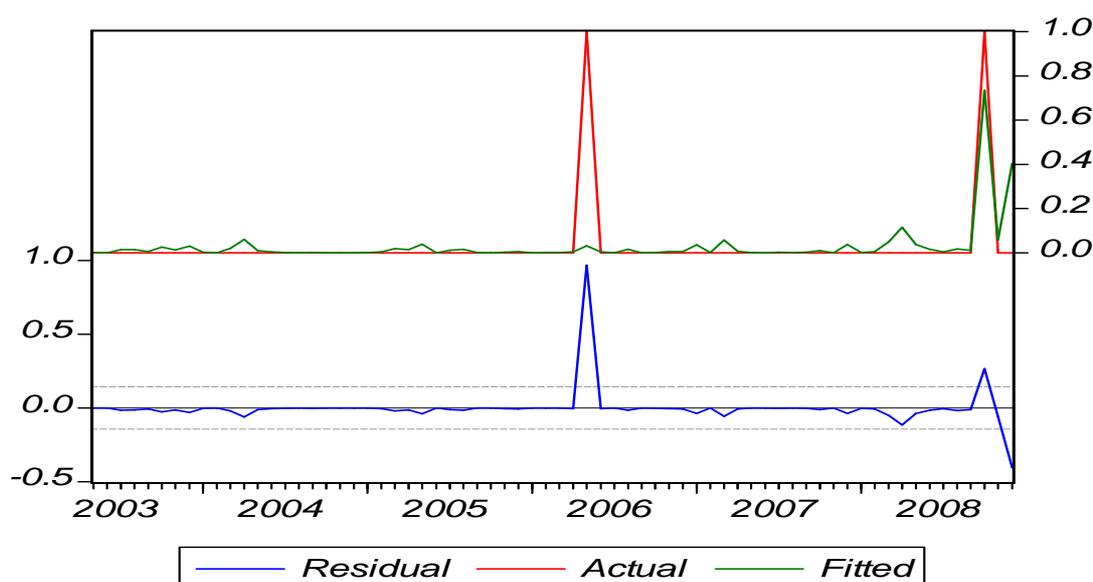


Tableau 4.19.1. Les variables explicatives du modèle hors échantillon à six mois de retard

Variable dépendante : ISP1>3SD				
Méthode : Logit binominal (<i>Quadratic hill climbing</i>)				
Echantillon (ajusté) : 2003M08 2008M12 – 65 Observations				
Variable	Coefficient	Erreur standard	z-Statistiques	p-values
C	61.86529	48.80553	1.267588	0.2049
RER-hpRER_6	-23.35229	18.40712	-1.108020	0.1932
SHORTDEBT/RES_6	-4.677878	9.107810	-0.513612	0.6075
TOT_6	-67.10417	51.98672	-1.490794	0.1068
DNIRUS_6	18.59298	12.59004	1.674361	0.0825
IFF_6	-0.694245	0.997066	-0.696287	0.4862
Moyenne de la variable dépendante	0.030769	Ecart-type de la variable dépendante		0.174036
Erreur standard de la régression	0.173417	Akaike		0.417947
Sommes des carrés des résidus	1.744265	Schwarz		0.652111
Logvraisemblance	-6.583266	Hannan-Quinn		0.510340
Logvraisemblance restreinte	-8.931390	LR statistiques (5 variables)		4.696249
Logvraisemblance moyenne	-0.101281	McFadden R ²		0.262907
p-values (LR stat)	0.283319	Observations : Dep=0 / 1		63 / 2

Tableau 4.19.2. Statistiques descriptives des variables du modèle hors échantillon à six mois de retard

Variable	Moyenne			Ecart-type		
	Dep=0	Dep=1	Ensemble	Dep=0	Dep=1	Ensemble
C	1.000000	1.000000	1.000000	1.000000	1.000000	1.000000
RER-hpRER_6	-0.011655	-0.013069	-0.012362	0.113757	0.135077	0.124417
SHORTDEBT/RES_6	0.717715	0.725557	0.717956	0.026551	0.025538	0.026508
TOT_6	0.954311	0.936540	0.953764	0.222228	0.084853	0.219682
DNIRUS_6	0.019524	0.120000	0.022615	1.377951	0.185845	1.358075
IFF_6	0.988575	0.606809	0.976828	0.033881	0.004975	0.033363
Observations	63	2	65	63	2	65

Tableau 4.19.3. Capacité prédictive du modèle hors échantillon à six mois de retard et son graphique de prédiction

Capacité prédictive du modèle (seuil de crise C = 0.5)						
	Probabilité estimée			Probabilité constante		
	Dep=0	Dep=1	Total	Dep=0	Dep=1	Total
P(Dep=1)≤C	63	2	65	63	2	65
P(Dep=1)>C	0	0	0	0	0	0
Total	63	2	65	63	2	65
Correct	63	0	63	63	0	63
% Correct	100.00	0.00	96.92	100.00	0.00	96.92
% Incorrect	0.00	100.00	3.08	0.00	100.00	3.08
Capacité prédictive du modèle (seuil de crise C = 0.25)						
P(Dep=1)≤C	61	1	62	63	2	65
P(Dep=1)>C	2	1	3	0	0	0
Total	63	2	65	63	2	65
Correct	61	1	62	63	0	63
% Correct	96.83	50.00	95.38	100.00	0.00	96.92
% Incorrect	3.17	50.00	4.62	0.00	100.00	3.08
Capacité prédictive du modèle (seuil de crise C = 0.2)						
P(Dep=1)≤C	61	1	62	63	2	65
P(Dep=1)>C	2	1	3	0	0	0
Total	63	2	65	63	2	65
Correct	61	1	62	63	0	63
% Correct	96.83	50.00	95.38	100.00	0.00	96.92
% Incorrect	3.17	50.00	4.62	0.00	100.00	3.08

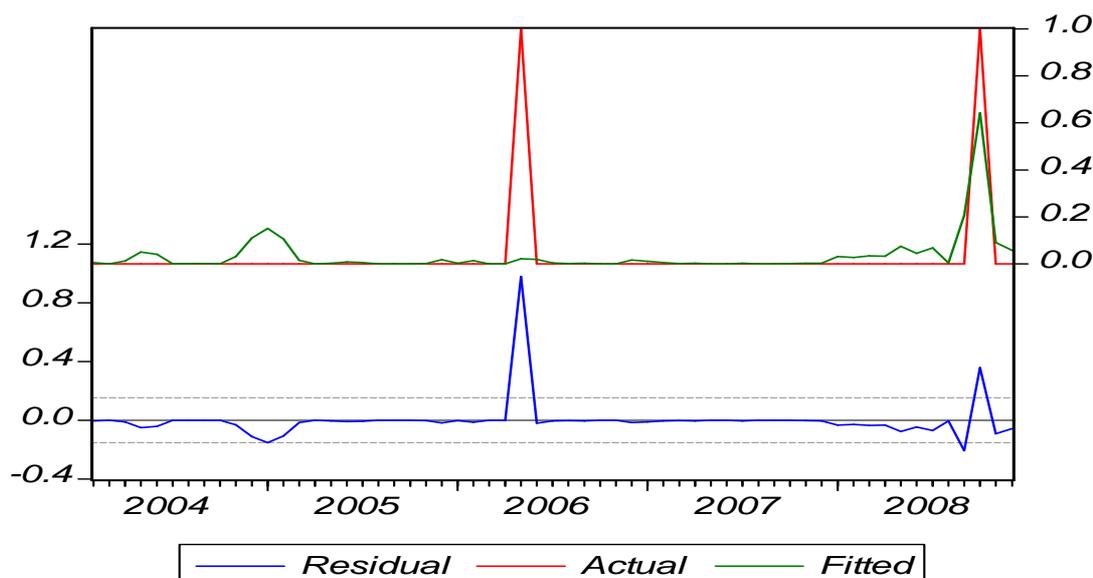


Tableau 4.20.1. Les variables explicatives du modèle hors échantillon à douze mois de retard

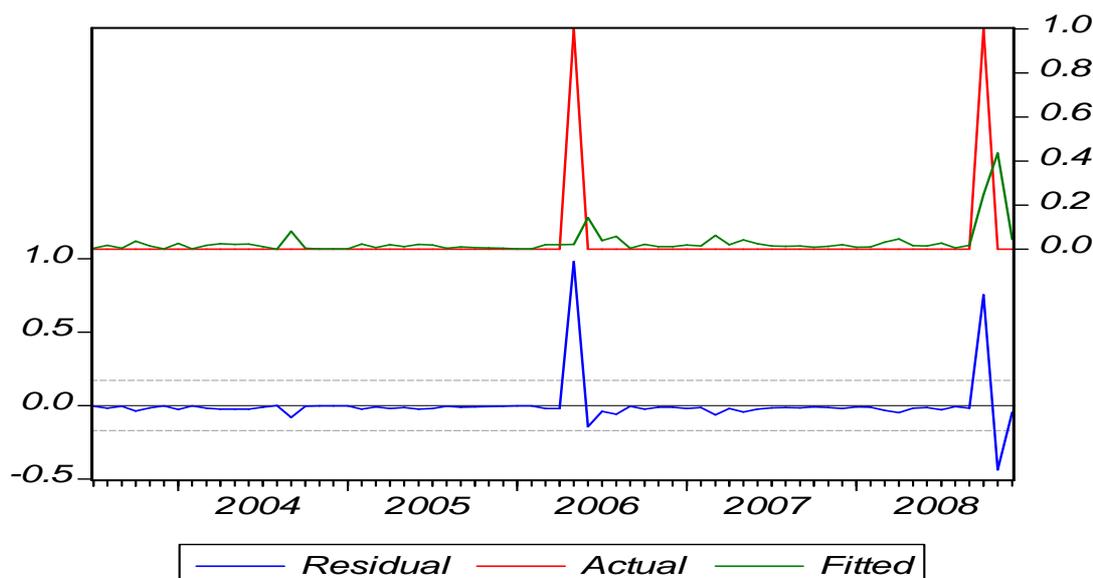
Variable dépendante : ISP1>3SD				
Méthode : Logit binominal (<i>Quadratic hill climbing</i>)				
Echantillon (ajusté) : 2004M02 2008M12 – 59 Observations				
Variable	Coefficient	Erreur standard	z-Statistiques	p-values
C	61.86529	48.80553	1.267588	0.2049
DISE_12	-29.49632	60.89665	-0.484367	0.6281
RER-hpRER_12	0.000340	0.000481	0.707176	0.4795
CA/GDP_12	10.41111	35.59472	0.292490	0.7699
TOT_12	-34.18943	335.0912	-0.102030	0.9187
DNIRUS_12	25.43002	19.71288	1.499135	0.1398
IFF_12	12.18277	7.915082	1.539185	0.1238
Moyenne de la variable dépendante	0.033898	Ecart-type de la variable dépendante		0.182521
Erreur standard de la régression	0.147511	Akaike		0.428779
Sommes des carrés des résidus	1.131496	Schwarz		0.675267
Logvraisemblance	-5.648995	Hannan-Quinn		0.524998
Logvraisemblance restreinte	-8.734493	LR statistiques (6 variables)		6.170996
Logvraisemblance moyenne	-0.095746	McFadden R ²		0.353254
p-values (LR stat)	0.404310	Observations : Dep=0 / 1		57 / 2

Tableau 4.20.2. Statistiques descriptives des variables du modèle hors échantillon à douze mois de retard

Variable	Moyenne			Ecart-type		
	Dep=0	Dep=1	Ensemble	Dep=0	Dep=1	Ensemble
C	1.000000	1.000000	1.000000	0.000000	0.000000	0.000000
DISE_12	696.3261	2510.753	757.8321	1981.022	3547.573	2028.740
RER-hpRER_12	-0.010410	-0.024168	-0.010876	0.035125	0.016782	0.034675
CA/GDP_12	-0.004097	-0.004830	-0.004122	0.002583	0.000247	0.002542
TOT_12	0.956716	0.957698	0.956750	0.026023	0.023493	0.025757
NIRUS_12	0.069825	0.125000	0.063220	0.099937	0.360624	0.114673
IFF_12	0.946498	1.383627	0.961316	1.418773	1.345267	1.407506
Observations	57	2	59	57	2	59

Tableau 4.20.3. Capacité prédictive du modèle hors échantillon à douze mois de retard et son graphique de prédiction

Capacité prédictive du modèle (seuil de crise C = 0.5)						
	Probabilité estimée			Probabilité constante		
	Dep=0	Dep=1	Total	Dep=0	Dep=1	Total
P(Dep=1)≤C	57	1	58	57	2	59
P(Dep=1)>C	0	1	1	0	0	0
Total	57	2	59	57	2	59
Correct	57	1	58	57	0	57
% Correct	100.00	50.00	98.31	100.00	0.00	96.61
% Incorrect	0.00	50.00	1.69	0.00	100.00	3.39
Capacité prédictive du modèle (seuil de crise C = 0.25)						
P(Dep=1)≤C	56	1	57	57	2	59
P(Dep=1)>C	1	1	2	0	0	0
Total	57	2	59	57	2	59
Correct	56	1	57	57	0	57
% Correct	99.10	50.00	97.31	100.00	0.00	96.61
% Incorrect	0.90	50.00	2.69	0.00	100.00	3.39
Capacité prédictive du modèle (seuil de crise C = 0.2)						
P(Dep=1)≤C	56	1	57	57	2	59
P(Dep=1)>C	1	1	2	0	0	0
Total	57	2	59	57	2	59
Correct	56	1	57	57	0	57
% Correct	99.10	50.00	97.31	100.00	0.00	96.61
% Incorrect	0.90	50.00	2.69	0.00	100.00	3.39



Conclusion du Chapitre 4

Ce dernier chapitre de notre thèse a été consacré à la construction d'un système d'indicateurs d'alerte dans l'objectif de trouver les déterminants des crises financières caractérisant les deux dernières décennies de l'économie turque. Partant, nous avons opté pour un modèle binomial logit qui a testé l'influence d'un ensemble de seize indicateurs économiques et financiers indépendants sur la variable dépendante de crise *ISP1*, composée de la moyenne pondérée des variations mensuelles du taux de change réel, des réserves internationales et du taux d'intérêt nominal. Cet indice, qui définit la crise comme les épisodes de fortes pressions spéculatives sur le marché des changes, a pris en considération les attaques spéculatives aboutissant à une dévaluation et les attaques défendues avec succès par le Gouvernement. Un modèle de type logit, qui évalue directement la probabilité conditionnelle de crise à travers un ensemble d'indicateurs d'alerte, nous a semblé plus approprié dans la construction de notre système d'alerte.

Etant donné que les déterminants des crises changent d'un pays à un autre et/ou encore d'une période à une autre, ce modèle économétrique n'a été consacré qu'aux crises turques pour une période d'échantillon allant de janvier 1990 à décembre 2002. La principale raison d'avoir débuté notre échantillon en janvier 1990 résulte des efforts de libéralisation économique et financière entrepris durant les années 1980, qui ont radicalement transformé l'économie turque. Il a donc fallu bien distinguer les périodes pré- et post-libéralisation dans lesquelles la volatilité des variables démontre un caractère différent, afin d'éviter le risque du biais des résultats d'estimation.

Quant aux variables explicatives du modèle logit, elles ont été sélectionnées en respect de la littérature théorique des crises de change, ainsi que des résultats des

travaux empiriques. Les seize variables explicatives sont entrées dans l'analyse économétrique avec un retard d'un mois en raison de la dimension prédictive de notre système d'indicateurs d'alerte. Notre préférence pour un retard d'un mois s'explique par le fait que les données mensuelles capturent mieux la nature soudaine et brutale des crises de change. Afin de dépasser les potentielles critiques liées à notre choix d'horizon prévisionnel d'un mois, nous avons estimé, dans un deuxième temps, des modèles logit avec les variables retardées de trois, six et douze mois. Cette stratégie nous a également permis de mieux appréhender si les indicateurs d'alerte du modèle parvenaient à signaler les crises turques suffisamment à l'avance.

Les résultats d'estimation des modèles logit régressés avec les variables explicatives aux différents retards (un, trois, six et douze mois) nous ont clairement indiqué que les crises turques ont été entraînées par divers déséquilibres économiques et financiers : les déficits budgétaires croissants ($BUDGET / GDP$), la hausse de l'offre de monnaie ($M2 / RES$), la surévaluation de la monnaie domestique ($RER - hpRER$) l'augmentation excessive de la dette externe à court terme ($SHORTDEBT / RES$), la forte exposition du système bancaire aux risques de change et de crédit (IFF) et les chocs internationaux (TOT et $NIRUS$) constituent, en effet, les déterminants clés de l'occurrence des crises turques.

Les résultats d'estimation des différents modèles logit nous ont également indiqué que certaines variables avaient un impact sur le court terme ($BUDGET / GDP$, $M2 / RES$ ou $SHORTDEBT / RES$), alors que d'autres avaient plutôt un impact sur le moyen et long terme (ISE , CA / GDP ou $NIRUS$). Certaines variables étaient en général significatives économiquement et statistiquement quel que soit le niveau de retard ($RER - hpRER$, TOT ou IFF), tandis que d'autres n'ont jamais montré de significativité économique ou statistique ($IPROD$ ou $INFL$).

Enfin, nos différents modèles logit ont en général été assez robustes et performants quant à leur capacité à prédire correctement et suffisamment à l'avance les crises turques d'avril 1994 et de février 2001 dans l'échantillon et les crises turques de mai 2006 et d'octobre 2008 hors échantillon. Nos estimations des modèles logit avec différents indices de crise *ISP2* et *ISP3* comme variable dépendante ont également confirmé la haute capacité prédictive de nos modèles de systèmes d'indicateurs d'alerte.

Conclusion générale

Les années 1990 et 2000 ont été caractérisées par une recrudescence des crises monétaires accompagnées de crises bancaires, fragilisant le Système Monétaire International. Ce contexte de forte instabilité économique et financière, qui a aussi touché l'économie turque à travers deux crises sévères en avril 1994 et février 2001 et deux crises relativement moins sévères en mai 2006 et octobre 2008, entraînant des coûts non négligeables tant pour les Autorités nationales et internationales que pour les investisseurs privés, a favorisé le développement de la littérature théorique (spécification de modèles théoriques) et empirique (estimation économétrique des indicateurs d'alerte) des crises.

Dans les modèles de première génération, la crise est indissociable des fondamentaux économiques dégradés. Quant aux modèles de seconde génération, la crise résulte d'une modification des anticipations des investisseurs privés sans que les fondamentaux économiques n'enregistrent forcément de détérioration significative préalable. Enfin, dans les modèles de troisième génération, la crise est associée aux fragilités des systèmes financiers domestiques dans un contexte de fondamentaux dégradés et/ou d'équilibres multiples. Ici, la détérioration des fondamentaux provient des comportements microéconomiques privés, incités par l'absence d'un système de surveillance et de régulation efficace et/ou par les garanties implicites ou explicites des Autorités nationales ou supranationales dans le contexte de globalisation financière au cours duquel les États ont vu leur souveraineté diminuer et se trouvent alors désarmés face aux risques croissants de marché. Cette relation entre comportements microéconomiques et états macroéconomiques alimente le risque croissant de système, *via* les mécanismes de contagion, suscitant des débats sur les moyens susceptibles de le prévenir (Gilles, 2007).

Les systèmes d'indicateurs d'alerte de crises se trouvent donc au cœur des recherches portant sur la prévention de futures crises, menées par les institutions nationales ou internationales, les banques d'investissement ou encore les universitaires. Cette thèse, qui fait aussi partie de ces travaux empiriques, a visé à construire un système

d'alerte afin de déterminer les principaux facteurs de l'occurrence des crises turques. Ce travail de recherche a été limité aux crises de l'économie émergente turque, d'une part, du fait de la nature variable des crises de change d'un pays à un autre (confirmée par les résultats empiriques de certains travaux, *i.e.* Abiad, 2003), et d'autre part, en raison des résultats décevants des modèles économétriques portant sur un panel multi-pays dans la prédiction des crises (Berg et al., 2004). Notre thèse, fondée sur les leçons de la littérature théorique et empirique, a donc tenté d'améliorer les systèmes d'alerte des crises de change.

Notre modèle logit binominal et multivarié, qui a estimé l'influence d'un ensemble de seize variables économiques et financières explicatives sur la variable dépendante de crise *ISPI*, composée de la moyenne pondérée des variations mensuelles du taux de change réel, des réserves internationales et du taux d'intérêt nominal, a bien retracé la réalité des crises turques. En effet, la datation empirique des épisodes de fortes pressions spéculatives a reflété la chronologie des faits stylisés correspondants aux crises turques. Par ailleurs, les indicateurs d'alerte du modèle, notamment sept d'entre eux, à savoir le solde budgétaire rapportée au PIB (*BUDGET / GDP*), l'offre de monnaie rapportée aux réserves internationales (*M2 / RES*), la surévaluation de la monnaie domestique (*RER - hpRER*), la dette externe à court terme rapportée aux réserves de change (*SHORTDEBT / RES*), les termes de l'échange (*TOT*), le taux d'intérêt américain (*NIRUS*) et les risques de change et de crédit du système bancaire (*IFF*) ont été déterminants dans l'occurrence des crises turques et ont également signalé correctement et suffisamment à l'avance (trois à six mois) les crises turques d'avril 1994, de février 2001, de mai 2006 et d'octobre 2008. Plus précisément, nos différents modèles logit, estimés dans et hors échantillon, ont correctement prédit les 100% et 98% des épisodes de crises et de non crises, respectivement. Ce sont donc des résultats assez prometteurs qui devraient davantage pousser les chercheurs à entreprendre des modèles économétriques spécifiques aux pays.

D'après les résultats d'estimation de nos modèles, les crises turques semblent provenir de la combinaison des déséquilibres domestiques (publics, monétaires et réels), externes (courants et liés à l'endettement externe à court terme), des chocs exogènes (termes de l'échange et taux d'intérêt mondiaux) et des fragilités bancaires (notamment risque de change et de crédit). Ceci indique donc que la frontière entre les modèles de crise de change de différentes générations n'est pas assez nette sur le plan empirique, confirmant nos intuitions selon lesquelles dans le déclenchement des crises des années 1990 et 2000, dont font partie les crises turques, plusieurs déterminants économiques et financiers ou même politiques jouent un rôle simultané.

L'occurrence des crises en 1994 et 2001 avaient déjà révélé la nécessité de restructurer le système économique et financier voire politique de la Turquie, afin de pouvoir prévenir de futures crises et de maintenir un développement économique soutenable dans les années à venir. Dans ce sens, les réformes structurelles entreprises depuis le programme de restructuration de mai 2001, préparé sous l'égide du FMI par Kemal Dervis, ancien Vice-président de la Banque mondiale et ex-Ministre de l'Economie, constituent un pas important dans l'intégration de l'économie turque dans le rang des pays développés. De plus, le commencement du processus de négociations de la République turque avec l'Union européenne (UE) en octobre 2005 a accéléré ces efforts de réformes structurelles, tout en apportant davantage de crédibilité politique à un pays en développement qui en manque. Nous observons déjà les conséquences fructueuses de ce processus de négociations sur l'économie turque ; celle-ci a, en effet, vu accroître la confiance des investisseurs résidents et non résidents et accélérer l'entrée des investissements directs étrangers, notamment dans le secteur bancaire et dans certains secteurs de forte rentabilité où l'État avait le monopole, à savoir les télécommunications, la pétrochimie, l'énergie... L'analyse des impacts économiques d'une probable adhésion de la Turquie à l'UE constituerait dans ce sens l'objet enthousiasmant d'un futur travail de recherche. Il faut noter néanmoins que, malgré les améliorations réalisées depuis l'année 2001,

l'économie turque reste encore fragile face aux chocs exogènes défavorables internes (instabilité politique) et externes (hausse des taux d'intérêt mondiaux ou encore effets de contagion des crises encourues dans d'autres pays) susceptibles de provoquer de nouvelles crises. Ces propos sont d'ailleurs confirmés par l'occurrence des crises de change de mai 2006 et d'octobre 2008 lors desquelles l'économie turque a vu les capitaux étrangers quitter le pays et la monnaie domestique se déprécier fortement (d'environ 15% et de 25% contre le dollar américain, respectivement).

Quelles peuvent être les leçons spécifiques de politique économique à retenir de notre travail pour la Turquie afin d'éviter une future crise de change ? Premièrement, il faudrait que les Autorités évitent qu'un certain nombre de « fondamentaux économiques clés » (cités plus haut) n'enregistrent une détérioration persistante et/ou n'entrent dans une zone de vulnérabilité propice aux attaques spéculatives autoréalisatrices. Deuxièmement, il faudrait assurer un encadrement prudentiel adéquat limitant les effets adverses de la libéralisation financière. Partant, deux solutions nous semblent importantes. La première consiste à accroître les pouvoirs de l'agence de régulation et de surveillance du système financier, indépendante des politiques, créée en septembre 2000. Quant à la seconde, elle consiste à impliquer davantage le secteur privé (financier ou non financier), exposé à des risques excessifs dans un contexte de garanties implicites ou explicites des Autorités nationales ou supranationales, dans le mécanisme de résolution des crises. Enfin, il faudrait que les Autorités assurent la crédibilité des politiques économiques aux yeux des investisseurs domestiques et étrangers. Dans ce sens, la stabilité politique et économique, la transparence et l'harmonisation des règles comptables, et aussi le soutien explicite des organisations internationales, telles le FMI, peuvent être bénéfiques.

Notons qu'au-delà des résultats satisfaisants et promoteurs de notre travail empirique, notre thèse présente un certain nombre de limites. Le premier handicap de

notre travail empirique provient de notre approche économétrique appliquée aux crises d'un seul pays émergent, la Turquie, contrairement à d'autres travaux empiriques utilisant une approche multi-pays. Nous avons déjà justifié ce choix par la nature variable des crises de change d'un pays à l'autre, par les résultats décevants des modèles économétriques portant sur un panel multi-pays dans la prédiction des crises, et par la difficulté de définir un groupe de « pays homogènes ». De ce fait, les résultats de notre travail empirique restent spécifiques aux crises turques, sans que nous puissions les généraliser. La seconde limite de notre modèle empirique réside dans l'absence de quelques variables qualitatives, telles que l'instabilité politique, l'imposition de contrôles de capitaux ou encore le degré de maturité des marchés financiers, et de variables microéconomiques du secteur non financier reflétant son exposition aux risques de change et de liquidité ou leur structure de dette.

Notre travail empirique présente également un problème général des systèmes d'indicateurs d'alerte : un Gouvernement peut prendre des mesures préventives nécessaires suite à la publication des signaux d'alarme émis par le système d'alerte, mais ces mesures peuvent paradoxalement accélérer la survenance de la crise en déclenchant une panique chez les opérateurs, détournant ainsi complètement l'objectif d'existence des systèmes d'alerte. Afin d'éviter toute panique chez les investisseurs, une utilisation discrète des signaux d'alerte, laissant le temps nécessaire aux Autorités d'entreprendre des mesures préventives, nous semble donc plus appropriée. Le dernier défaut des systèmes d'indicateurs d'alerte est le caractère difficilement prédictible des crises de change. Bien qu'un système d'alerte signale la vulnérabilité d'une économie en détectant la détérioration d'un certain nombre de variables économiques ou financières, la prédiction correcte du déclenchement d'une crise reste encore ambiguë, ce qui s'explique par les anticipations de crise et de non crise des investisseurs privés dont la perception de risques concernant un pays joue un rôle prépondérant dans l'occurrence d'une crise.

Après avoir énuméré les quelques biais de notre travail économétrique, nous nous penchons en dernier lieu sur la manière de l'améliorer. Tout d'abord, intuitivement, nous pouvons tester (séparément) la capacité de notre modèle logit dans la prédiction des crises de change d'autres pays émergents (pays latino-américains ou pays du sud-est asiatique), ce qui nous permettrait de tirer des leçons généralisables sur les crises ayant caractérisé les années 1990 et 2000. Nous pouvons intégrer, dans un deuxième temps, d'autres déterminants de crises, à savoir les variables qualitatives (politique ou environnement juridique) ou encore les variables microéconomiques concernant le secteur non financier. Sur le plan méthodologique, nous pouvons développer, dans un troisième temps, un modèle logit multinomial qui introduira un troisième état, nommé période de post-crise ou de reprise, à côté des périodes de crise et de non crise du modèle logit binomial comme dans Bussière et Fratzscher (2002), ce qui pourrait améliorer les résultats d'estimation du modèle. Enfin, nous pouvons tester la capacité informative et prédictive de nos seize indicateurs d'alerte avec une autre méthodologie telle que celle du modèle Markov-switching sur les probabilités de transition.

Avant de conclure...

Au moment où nous finalisons ce travail, une crise financière est en train de frapper de plein fouet le système financier mondial, s'autoaggravant par des effets contagieux. Le basculement d'un régime régi par les Autorités politiques et économiques domestiques à un système dirigé par les marchés internationaux de capitaux privés, dans le contexte de globalisation financière, a accru la vulnérabilité des pays notamment émergents aux chocs externes, propice à l'occurrence et la récurrence des crises de change doublées par les crises bancaires (Gilles, 2004, 2006). Ce nouvel ordre mondial, où l'Economie reprend le dessus sur le Politique en limitant la régulation des cadres étatiques sur le fonctionnement des marchés financiers, nécessite donc une redéfinition de l'architecture financière internationale où l'État aura davantage de moyens de surveillance et de régulation afin de pouvoir diminuer le risque de crises, en général de caractère systémique. Quant à la Turquie,

elle devra poursuivre sa discipline budgétaire et son processus de réformes structurelles au niveau macro et microéconomique. Elle devra également réduire son exposition aux déficits courants et prendre des mesures nécessaires limitant les risques de change du secteur financier et non financier.

Bibliographie

Abiad A.G. (1999), « Early warning systems for currency crises: A Markov-switching approach with application to South Asia », *Mimeo*, University of Pennsylvania.

Abiad A.G. (2003), « Early warning systems: A survey and a regime-switching approach », *IMF Working Paper*, 03-32.

Agénor P.R. (2000), « The economics of adjustment and growth », Oxford et New York, *Academic Press*.

Agénor P.R., Bhandari J.S. et Flood R.P. (1991), « Speculative attacks and models of balance of payments crises », *NBER Working Paper*, 3919.

Agénor P.R. et Flood R.P. (1994), « Macroeconomic policy, speculative attacks and balance of payments crises », dans Van der Ploeg F. (Ed.) “The handbook of international macroeconomics”, Oxford et Cambridge, *Blackwell Publishers*, pp.224-250.

Agénor P.R., McDermott C.J. et Ucer E.M (1997), « Fiscal imbalances, capital inflows, and the real exchange rate: The case of Turkey », *IMF Working Paper*, 97-1.

Aghion P., Bacchetta P. et Banerjee A. (2000), « A simple model of monetary policy and currency crises », *European Economic Review*, 44, pp.728-738.

Aghion P., Bacchetta P. et Banerjee A. (2001a), « Currency crises and monetary policy in an economy with credit constraints, *European Economic Review*, 45, pp.1121-1150.

Aghion P., Bacchetta P. et Banerjee A. (2001b), « A corporate balance sheet approach to currency crises », *Studienzentrum Gerzensee Working Paper*, 01-05.

Aglietta M. (2002), « Actualité et prévention du risque systémique », Papier présenté au *Séminaire du GDR Economie monétaire et financière*, Paris, 7 mai.

- Akcaý C. O.** (2001), « The Turkish banking sector », *TUSIAD Private View*, pp.40-47.
- Akcaý C. O., Alper C. E. et Ozmucur S.** (2001), « Budget deficit, inflation and debt sustainability: Evidence from Turkey (1970-2000) », *Bogazici University Discussion Paper*, 01-12.
- Akyuz Y. et Boratav K.** (2003), « The making of the Turkish financial crisis », *World Development*, 31-9, pp.1549-1566.
- Alper C. E.** (2001), « The Turkish liquidity crisis of 2000: What went wrong », *Russian and East European Finance and Trade*, 2001, 37-6, pp.51-71.
- Alper C. E. et Onis Z.** (2002), « Soft budget constraints, government ownership of banks and regulatory failure: The political economy of the Turkish banking system in the post-capital account liberalization era », *Bogazici University Discussion Paper*, 02-02.
- Amuedo-Dorantes C. et Pozo S.** (2003), « Statistical distributions and the identification of currency crises », *Journal of International Money and Finance*, 22-4, pp.591-609.
- Anand R. et Van Wijnbergen S.** (1988), « Inflation, external debt and financial sector reform: A quantitative approach to consistent fiscal policy with an application to Turkey », *NBER Working Paper*, 2731.
- Andersen T.M.** (1998), « Shocks and viability of a fixed exchange rate commitment », *Open Economies Review*, 9, pp.139-156.
- Antczak R.** (2000), « Theoretical aspects of currency crises », *CASE Studies & Analyses*, 211.
- Ari A. et Dagtekin R.** (2007), « Les indicateurs d'alerte de la crise financière de 2000-2001 en Turquie : Elaboration d'un modèle de prévision de crise jumelle », *Région et Développement*, 26, pp.35-51.
- Ari A. et Dagtekin R.** (2008), « Early warning signals of the 2000/2001 Turkish financial crisis », *International Journal of Emerging and Transition Economies*, 1-2, pp.191-218.

- Arias G.** (2003), « Currency crises: What we know what we need to know », *CEFI Working Paper*, 2003-13.
- Arias G.** (2004), « Crises de change et système d'alerte : Une application aux pays émergents asiatiques », *Thèse de Doctorat*, Université de la Méditerranée Aix-Marseille II.
- Aricanli T. et Rodrik D.** (1990), « The political economy of Turkey: Debt, adjustment and sustainability », London, *Palgrave MacMillan*.
- Artus P.** (2000), « Crises des pays émergents. Faits et modèles explicatifs », Paris, *Economica*.
- Asikoglu Y. et Ersel H. (Eds.)** (1993), « Financial liberalization in Turkey », Ankara, *Central Bank of the Republic of Turkey Publications*.
- Association des Banques de Turquie** « Rapports annuels (2000, 2001, 2002, 2003, 2004, 2005, 2006, 2007) ».
- Aziz J., Caramazza F. et Salgado R.** (2000), « Currency crises: In search of common elements », *IMF Working Paper*, 00-67.
- Bacchetta P.** (1990), « Temporary capital controls in a balance of payments crisis », *Journal of International Money and Finance*, 9, pp.246-257.
- Banerjee A.V.** (1992), « A simple model of herd behavior », *Quarterly Journal of Economics*, 107-3, pp.797-817.
- Banque Centrale de Turquie** « Rapports annuels (1996, 1997, 1998, 1999, 2000, 2001, 2002, 2003, 2004, 2005, 2006, 2007, 2008) ».
- Bastidon C., Gilles Ph. et Huchet N.** (2007), « Prêt international en dernier ressort et sélectivité du renflouement », *Région et Développement*, 26, pp.113-129.
- Bastidon C., Gilles Ph. et Huchet N.** (2008a), « A selective bail-out international ILOLR model », *Annals of Economics and Finance*, 9-1, pp.103-114.
- Bastidon C., Gilles Ph. et Huchet N.** (2008b), « The international lender of last resort and selective bail-out », *Emerging Markets Review*, 9-2, pp.144-152.
- Bauer C., Herz B. et Karb V.** (2003), « Another twin crises: Currency and debt », *Universität Bayreuth Diskussionspapier*, 04-03.

- Beitone A., Gilles Ph. et Parodi M.**, (2006), « Histoires des faits économiques et sociaux de 1945 à nos jours », Paris, *Dalloz*, coll. 'Précis', 3^{ème} édition.
- Bensaid B. et Jeanne O.** (1997), « The instability of fixed exchange rate systems when raising interest rates is costly », *European Economic Review*, 41, pp.1461-1478.
- Berg A., Borensztein E. et Pattillo C.** (2004), « Assessing early warning systems: How they worked in practice? », *IMF Working Paper*, 04-52.
- Berg A. et Pattillo C.** (1998), « Are currency crises predictable? A test », *IMF Working Paper*, 98-154.
- Berg A. et Pattillo C.** (1999a), « Are currency crises predictable? A test », *IMF Staff Papers*, 46-2, pp.107-138.
- Berg A. et Pattillo C.** (1999b), « Predicting currency crises: The indicators approach and an alternative », *Journal of International Money and Finance*, 18, pp.561-586.
- Bernanke B.S. et Gertler M.** (1986), « Agency costs, collateral, and business fluctuations », *NBER Working Paper*, 2015.
- Bernanke B.S. et Gertler M.** (1989), « Agency costs, net worth, and business fluctuations », *American Economic Review*, 79-1, pp.14-31.
- Binay S. et Salman F.** (1998), « The global crisis and the Turkish economy: New policy challenges and expectations for the near future », *Central Bank of the Republic of Turkey Working Paper*.
- Blackburn K.** (1988), « Collapsing exchange rate regimes and exchange rate dynamics: Some further examples », *Journal of International Money and Finance*, 7, pp.373-385.
- Blackburn K. et Sola M.** (1993), « Speculative currency attacks and balance of payments crises », *Journal of Economic Surveys*, 7, pp.119-144.
- Blanco H. et Garber P.M.** (1986), « Recurrent devaluation and speculative attacks on the Mexican peso », *Journal of Political Economy*, 94, pp.148-166.
- Boratav K.** (2001), « 2000-2001 krizinde sermaye hareketleri » (Les mouvements de capitaux au cours de la crise de 2000-2001), *Iktisat, Isletme ve Finans*, 186, pp.7-18.

- Boratav K. et Yeldan E.** (2002) « Turkey, 1980-2000: Financial liberalization, macroeconomic (in)stability and patterns of distribution », *Mimeo*, CEPA New School for Social Research.
- Bordo M. et Eichengreen B.** (1999), « Is our current international economic environment unusually crisis prone? », dans Gruen D. et Gower L. (Eds.), “Capital flows and the international financial system, Sydney, *Reserve Bank of Australia*, pp.18-75.
- Bordo M. et Eichengreen B.** (2002) « Crises now and then: What lessons from the last era of financial globalization », *NBER Working Paper*, 8716.
- Bordo M., Eichengreen B., Klingebiel D., Martinez-Peria M.S. et Rose A.K.** (2001) « Is the crisis problem growing more severe », *Economic Policy*, 16-32, pp.51-82.
- Boyer R., Dehove M. et Plihon D. (Eds.)** (2004), « Les crises financières », *Rapport du CAE*, 50.
- Buiter W.H.** (1987), « Borrowing to defend the exchange rate and the timing and magnitude of speculative attacks », *Journal of International Economics*, 23, pp.221-239.
- Burkart O. et Coudert V.** (2000), « Currency crises in the emerging economies », *Bulletin de la Banque de France*, 74, pp.21-32.
- Burkart O. et Coudert V.** (2002), « Leading indicators of currency crises for emerging economies », *Emerging Markets Review*, 3, pp.107-133.
- Burnside C., Eichenbaum M. et Rebelo S.** (1999), « Hedging and financial fragility in fixed exchange rate regimes », *NBER Working Paper*, 7143.
- Burnside C., Eichenbaum M. et Rebelo S.** (2004), « Government guaranties and self-fulfilling speculative attacks », *Journal of Economic Theory*, 119-1, pp.31-63.
- Bussière M.** (2007), « Balance of payment crises in emerging markets: How early were the “early” warning signals », *European Central Bank Working Paper Series*, 713.
- Bussière M. et Fratzscher M.** (2002), « Towards a new early warning system of financial crises », *European Central Bank Working Paper Series*, 145.

- Bussière M. et Mulder C.** (1999a), « Political instability and economic vulnerability », *IMF Working Paper*, 99-46.
- Bussière M. et Mulder C.** (1999b), « External vulnerability in emerging market economies: How high liquidity can offset weak fundamentals and the effects of contagion », *IMF Working Paper*, 99-88.
- Caballero R.J. et Krishnamurthy A.** (2001), « International and domestic collateral constraints in a model emerging market crises », *Journal of Monetary Economics*, 48, pp.513-548.
- Calvo G.A.** (1987), « Balance of payments crises in a cash-in-advance economy », *Journal of Money, Credit and Banking*, 19, pp.19-32.
- Calvo G.A.** (1998), « Varieties of capital-market crises », dans Calvo G. et King M. (Eds.) “The debt burden and its consequences for monetary policy”, IEA Conference Proceedings, London, *Palgrave Macmillan*.
- Calvo G.A.** (2000), « Balance of payments crises in emerging markets: Large capital inflows and sovereign governments », dans Krugman P. (Ed.) “Currency Crises”, Chicago IL, *University of Chicago Press*.
- Calvo G.A. et Mendoza E.G.** (1996), « Mexico’s balance-of-payments crisis: A chronicle of death foretold », *Journal of International Economics*, 41-3, pp.235-264.
- Calvo G.A. et Vegh C.A.** (1999), « Inflation stabilization and BOP crises in developing countries », *NBER Working Paper*, 6925.
- Caprio G. et Klingebiel D.** (1996), « Bank insolvencies: Cross-country experience », *World Bank Policy Research Working Paper*, 1620.
- Caprio G. et Klingebiel D.** (2003), « Episodes of systemic and borderline financial crises », *Mimeo*, World Bank.
- Caramazza F., Ricci L. et Salgado R.** (2000), « Trade and financial contagion in currency crises », *IMF Working Paper*, 00-55.
- Caramazza F., Ricci L. et Salgado R.** (2004), « International financial contagion in currency crises », *Journal of International Money and Finance*, 23, pp.51-70.
- Cartapanis A. (Ed.)** (1996), « Turbulences et spéculations dans l’économie mondiale », Paris, *Economica*.

- Cartapanis A.** (2004), « Le déclenchement des crises de change : Qu'avons-nous appris depuis dix ans ? », *Économie Internationale*, 97, pp.5-48.
- Cartapanis A., Dropsy V. et Mametz S.** (1998), « Crises de change et indicateurs de vulnérabilité : Le cas des pays émergents d'Amérique latine et d'Asie », *Economie Internationale*, 76, pp.69-93.
- Cartapanis A., Dropsy V. et Mametz S.** (2002), « The Asian currency crises: Vulnerability, contagion or unsustainability », *Review of International Economics*, 10-1, pp.79-91.
- Cavallaro E. et Mulino M.** (2004), « External debt in emerging economies : A macrodynamical model of financial fragility », *Università Degli Studi di Roma "La Sapienza" Working Paper*, 68.
- Celasun O.** (1998), « The 1994 currency crisis in Turkey », *World Bank Policy Research Working Paper*, 1913.
- Cerra V. et Saxena S.C.** (2002), « Contagion, monsoons, and domestic turmoil in Indonesia's currency crisis », *Review of International Economics*, 10-1, pp.36-44.
- Chang R. et Velasco A.** (1998), « Financial crises in emerging markets: A canonical model », *New York University Economic Research Reports*, 98-21.
- Chang R. et Velasco A.** (1999), « Liquidity crises in emerging markets: Theory and policy », dans Bernanke B.S. et Rotemberg J.J. (Eds.) "NBER Macroeconomics Annual", *MIT Press*, pp.11-58.
- Chang R. et Velasco A.** (2000a), « Financial fragility and the exchange rate regime », *Journal of Economic Theory*, 92, pp.1-34.
- Chang R. et Velasco A.** (2000b), « Banks, debt maturity and crises », *Journal of International Economics*, 51, pp.169-194.
- Chang R. et Velasco A.** (2001), « A model of financial crises in emerging markets », *The Quarterly Journal of Economics*, 116-2, pp.489-517.
- Chari V.V. et Kehoe P.J.** (1997), « Hot money », *NBER Working Paper*, 6007.
- Chui M.** (2002), « Leading indicators of balance-of-payments crises: A partial review », *Bank of England Working Paper*, 171.

- Civcir I.** (2003), « Dollarization and its long-run determinants in Turkey », *Middle East Economic Series*, 6.
- Cizre-Sakallioglu U. et Yeldan E.** (1999), « Dynamics of macroeconomic disequilibrium and inflation in Turkey: The state, politics, and the markets under a globalized developing economy », *Bilkent University Working Paper*, 99-10.
- Cole H.L. et Kehoe P.J.** (1996), « A self-fulfilling model of Mexico's 1994-1995 debt crisis », *Journal of International Economics*, 41, pp.309-330.
- Corsetti G.** (1998), « Interpreting Asian financial crisis: Open issues in theory and policy », *Asian Development Review*, 16-2, pp.1-49.
- Corsetti G., Dasgupta A., Morris S. et Shin H.Y.** (2004), « Does one Soros make a difference? A theory of currency crises with large and small traders », *Review of Economic Studies*, 71-1, pp.87-113.
- Corsetti G., Pesenti P. et Roubini N.** (1999), « Paper tigers? A model of the Asian crisis », *European Economic Review*, 43-7, pp.1211-1236.
- Corsetti G., Pesenti P. et Roubini N.** (2001), « Fundamental determinants of the Asian crisis: The role of financial fragility and external imbalances », dans Ito T. et Krueger A.O. (Eds.), "Regional and global capital flows: Macroeconomic causes and consequences", Chicago, IL, *The University of Chicago Press*, pp.11-46.
- Coudert V. et Verhille F.** (2001) « A propos des bulles spéculatives », *Bulletin de la Banque de France*, 95, pp.97-104.
- Cumby R.E. et Van Wijnbergen S.** (1989), « Financial policy and speculative runs with a crawling peg: Argentina 1979-1981 », *Journal of International Economics*, 27, pp.111-127.
- Davidson R. et MacKinnon J.G.** (1999), « Econometric theory and methods », New York, *Oxford University Press*.
- Davies G. et Vines D.** (1995), « Equilibrium currency crises: Are multiple equilibria self-fulfilling or history dependent? », *CEPR Discussion Paper*, 1239.
- De Bandt O. et Hartmann P.** (2000), « Systemic risk: A survey », *European Central Bank Working Paper Series*, 35.

- Dehove M.** (2003), « Crises financières : Deux ou trois choses que nous savons d'elles. Que nous apprend l'approche statistique des crises financières ? », *CAE Working Paper*.
- Dehove M.** (2004), « La détection avancée des crises financières », dans Boyer R., Dehove M. et Plihon D. (Eds.), "Les crises financières", *Rapport du CAE*, 50.
- Dellas H. et Stockman A.** (1988), « Self-fulfilling expectations, speculative attacks and capital controls », *University of Rochester Working Paper*, 138.
- Demir F.** (2004), « A failure story: Politics and financial liberalization in Turkey, revisiting the revolving door hypothesis », *World Development*, 32-5, pp.851-869.
- Demirguc-Kunt A. et Detragiache E.** (1998), « The determinants of banking crises: Evidence from developing and developed countries », *IMF Staff Papers*, 45-1, pp.81-109.
- Demirguc-Kunt A. et Detragiache E.** (2000), « Monitoring banking sector fragility: A multivariate logit approach », *The World Bank Economic Review*, 14-2, pp.287-307.
- Demirguc-Kunt A. et Detragiache E.** (2002), « Does deposit insurance increase banking system stability? An empirical investigation », *Journal of Monetary Economics*, 49, pp.1373-1406.
- Dewatripont M. et Tirole J.** (1995), « The prudential regulation of banks », Cambridge, MA, *The MIT Press*.
- Diamond D. W. et Dybvig P. H.** (1983), « Bank runs, deposit insurance and liquidity », *Journal of Political Economy*, 91, pp.401-419.
- Diamond D. W. et Rajan R. G.** (2001), « Banks, short-term debt and financial crises: Theory, policy, implications and applications », *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 54, pp.37-71.
- Diebold F.X. et Lopez J.A.** (1996), « Forecast evaluation and combination », *NBER Technical Working Paper*, 192.
- Domac I.** (2004), « Explaining and forecasting inflation in Turkey », *World Bank Policy Research Working Paper*, 3287.

- Dooley M.** (1997), « A model of crises in emerging markets », *NBER Working Paper*, 6300.
- Dooley M.** (2000), « A model of crises in emerging markets », *The Economic Journal*, 110-460, pp.256-272.
- Dowling J.M. et Zhuang J.** (2002), « Causes of the 1997 Asian financial crisis: What can an early system model tell us? », *ERD Working Paper Series*, 26.
- Dornbusch R.** (1987), « Collapsing exchange rate regimes », *Journal of Development Economics*, 27, pp.71-83.
- Dornbusch R., Park Y.C. et Claessens S.** (2000), « Contagion: Understanding how it spreads », *The World Bank Research Observer*, 15-2, pp.177-197.
- Drazen A.** (1999), « Political contagion in currency crises », *NBER Working Paper*, 7211.
- Drazen A. et Masson P.R.** (1993), « Credibility of policies versus credibility of policymakers », *NBER Working Paper*, 4448.
- Edison H.J.** (2003), « Do indicators of financial crises work? An evaluation of an early warning system », *International Journal of Finance and Economics*, 8, pp.11-53.
- Eichengreen B.** (1996), « Speculative attacks: Fundamentals and self-fulfilling prophecies », *NBER Working Paper*, 5789.
- Eichengreen B., Rose A.K. et Wyplosz C.** (1994), « Speculative attacks on pegged exchange rates: An empirical exploration with special reference to the European Monetary System », *NBER Working Paper*, 4898.
- Eichengreen B., Rose A.K. et Wyplosz C.** (1995), « Exchange rate mayhem: The antecedents and aftermath of speculative attacks », *Economic Policy*, 21, pp.249-312.
- Eichengreen B., Rose A.K. et Wyplosz C.** (1996), « Contagious currency crises », *NBER Working Paper*, 5681.
- Eliasson A.C. et Kreuter C.J.** (2001), « On crisis models: An alternative crisis definition », *Deutsche Bank Research Notes in Economics & Statistics*, 01-1.
- Ertugrul A. et Selcuk F.** (2001), « A brief history of the Turkish economy, 1980-2000 », *Russian and East European Finance and Trade*, 2001, 37-6, pp.6-28.

- Ertugrul A. et Yeldan E.** (2003), « On the structural weakness of the post-1999 Turkish dis-inflation program », dans Onis Z. et Rubin B. (Eds.) “The Turkish economy in crisis”, London, *Frank Cass*, pp.53-66.
- Esquivel G. et Larrain F.** (2000), « Explaining currency crises », *El Trimestre Economico*, 67-2, pp.191-237.
- Flood R.P. et Garber P.M.** (1984), « Collapsing exchange rate regimes: Some linear examples », *Journal of International Economics*, 17, pp.1-13.
- Flood R.P., Garber P. et Kramer C.** (1995), « Collapsing exchange rate regimes: Another linear examples », *NBER Working Paper*, 5318.
- Flood R.P. et Jeanne O.** (2000), « An interest rate defense of a fixed exchange rate? », *IMF Working Paper*, 00-159.
- Flood R.P. et Marion N.** (1996), « Speculative attacks: Fundamentals and self-fulfilling prophecies », *NBER Working Paper*, 5789.
- Flood R.P. et Marion N.** (1997), « Policy implications of “second-generation” crisis models », *IMF Working Paper*, 97-16.
- Flood R.P. et Marion N.** (1998), « Perspectives on the current currency crisis literature », *IMF Working Paper*, 98-130.
- Flood R.P. et Marion N.** (2001), « A model of joint distribution of banking and exchange-rate crises », *IMF Working Paper*, 01-213.
- FMI** (1998), « World Economic Outlook », mai.
- FMI** « Country Reports on Turkey (1998, 1999, 2000, 2001, 2002, 2003, 2004, 2005, 2006, 2007, 2008) ».
- Frankel J.A. et Rose A.K.** (1996), « Currency crashes in emerging markets: An empirical treatment », *Journal of International Economics*, 41, pp.351-366.
- Fratzscher M.** (1999), « What causes currency crises: Sunspots, contagion or fundamentals? », *EIU Working Papers*, 99-39.
- Furman, J. et Stiglitz, J.E.** (1998), « Economic crises: Evidence and insights from East Asia », *Brookings Papers on Economic Activity*, 2, pp.1-135.
- Gandolfo G.** (2001), « International finance and open-economy macroeconomics », Berlin, *Springer-Verlag*.

-
- Gerlach S. et Smets F.** (1994), « Contagious speculative attacks », *CEPR Discussion Papers*, 1055.
- Gilles Ph.** (1992), « Incertitude, risque et asymétrie d'information sur les marchés financiers », *Revue Française d'Economie*, 7-2.
- Gilles Ph.** (2004), « Histoire des crises et des cycles économiques. Des crises industrielles du XIX^{ème} siècle aux crises financières du XX^{ème} siècle », Paris, *Armand Colin, coll. 'U'*.
- Gilles Ph.** (2007), « Vulnérabilité et crises financières : Enseignements pour une architecture financière internationale », *Région et Développement*, 26, pp.5-12.
- Glick R. et Moreno R.** (1999), « Money and credit, competitiveness, and currency crises in Asia and Latin America », *Pacific Basin Working Paper Series*, 99-01.
- Goldberg L.S.** (1988), « Collapsing exchange rate regimes: Shocks and biases », *NBER Working Paper*, 2702.
- Goldfajn I. et Valdes R.O.** (1997), « Are currency crises predictable? », *IMF Working Paper*, 97-159.
- Goldstein M., Kaminsky G.L. et Reinhart C.M.** (2000), « Assessing financial vulnerability: An early warning system for emerging market », Washington, DC, *Institute for International Economics*.
- Green W.H.** (2003), « Econometric analysis », New Jersey, *Prentice-Hall*, 5^{ème} édition.
- Gujarati D.N.** (2004), « Basic econometrics », New York, *McGraw-Hill*, 4^{ème} édition.
- Hardy D. et Pazarbasioglu C.** (1998), « Leading indicators of banking crises: Was Asia different? », *IMF Working Paper*, 98-91.
- Hardy D. et Pazarbasioglu C.** (1999), « Determinants and leading indicators of banking crises: Further evidence », *IMF Staff Papers*, 46-3, pp.247-258.
- Hawkins J. et Klau M.** (2000), « Measuring potential vulnerabilities in emerging market economies », *BIS Working Paper*, 91.

- Herrera S. et Garcia C.** (1999), « User's guide to an early warning system for macroeconomic vulnerability in Latin American countries? », *World Bank Policy Research Working Paper*, 2233.
- Irwin G. et Vines D.** (1999), « A Krugman-Dooley-Sachs third generation model of the Asian financial crisis », *CEPR Discussion Paper*, 2149.
- Irwin G. et Vines D.** (2003), « Government guarantees, investment, and vulnerability to financial crises », *Review of International Economics*, 11-5, pp.860-874.
- Jeanne O.** (1996), « Les modèles de crise de change : Un essai de synthèse avec la crise du franc de 1992-1993 », *Economie et Prévision*, 123-124, pp.147-162.
- Jeanne O.** (1997), « Are currency crises self-fulfilling? A test », *Journal of International Economics*, 43, pp.263-286.
- Jeanne O.** (2000), « Currency crises: A perspective on recent theoretical development », *Special Papers on International Economics*, 20.
- Kamin S.B. et Babson O.D.** (1999), « The contribution of domestic and external factors to Latin American devaluation crises: An early warning systems approach », *International Finance Discussion Papers*, 645.
- Kamin S.B., Schindler J.W. et Samuel S.L.** (2001), « The contribution of domestic and external factors to emerging market devaluation crises: An early warning systems approach », *International Finance Discussion Papers*, 711.
- Kaminsky G.L.** (1999), « Currency and banking crises: The early warning of distress », *IMF Working Paper*, 99-178.
- Kaminsky G.L., Lizondo S. et Reinhart C.M.** (1998), « Leading indicators of currency crises », *IMF Staff Papers*, 5-1, pp.1-48.
- Kaminsky G.L. et Reinhart C.M.** (1999), « The twin crises: The causes of banking and balance-of-payments problems », *American Economic Review*, 89-3, pp.473-500.
- Kaminsky G.L. et Reinhart C.M.** (2000), « On crises, contagion and confusion », *Journal of International Economics*, 51, pp.145-168.
- Kansu A.** (2004), « Türkiye 1994 ve 2001 krizleri » (Les crises de 1994 et de 2001 en Turquie), Istanbul, *Derin Yayinlari*.

- Kaufman G.G.** (2000), « Banking and currency crises and systemic risk: A taxonomy and review », *Financial Markets, Institutions & Instruments*, 9-2, pp.69-131.
- Kibritcioglu A.** (2001a), « Türkiye’de ekonomik krizler ve hükümetler, 1969-2001 » (Les crises économiques en Turquie et les Gouvernements, 1969-2001), *Yeni Türkiye Dergisi, Ekonomik Kriz Özel Sayısı*, 1-41, pp.174-182.
- Kibritcioglu A.** (2001b), « Causes of inflation in Turkey: A literature survey with special reference to theories of inflation », *University of Illinois Office of Research Working Paper*, 01-0115.
- Kibritcioglu A.** (2003), « Monitoring banking sector fragility », *The Arab Bank Review*, 5-2, pp.51-66.
- Kibritcioglu A.** (2004), « A short review of the long history of Turkish high inflation », *Ankara University Working Paper*.
- Kindleberger C.P.** (2000), « Manias, panics and crashes: A history of financial crises », New York, *John Wiley & sons, Inc.*, 4^{ème} édition.
- Klein M.W et Marion N.** (1994), « Explaining the Duration of Exchange Rate Pegs », *NBER Working Paper*, 4651.
- Komulainen T. et Lukkarila J.** (2003), « What drives financial crises in emerging markets? », *Emerging Markets Review*, 4, pp.248-272.
- Kose A.H., Senses F. et Yeldan E. (Eds.)** (2006), « İktisadi kalkınma, kriz ve istikrar » (Développement économique, crise et stabilité), Istanbul, *Iletisim Yayinlari* 3^{ème} édition.
- Kraay A.** (2001), « Do high interest rates defend currencies against speculative attacks », *World Bank Working Paper*, 2267.
- Krkoska L.** (2001), « Assessing macroeconomic vulnerability in Central Europe », *Post-Communist Economies*, 13-1, pp.41-55.
- Krugman P.** (1979), « A model of balance of payments crises », *Journal of Money, Credit and Banking*, 11, pp.311-325.
- Krugman P.** (1996), « Are currency crises self-fulfilling », dans Bernanke B.S. et Rotemberg J.J. (Eds.) “NBER Macroeconomics Annual”, *MIT Press*, pp.345-407.

- Krugman P.** (1998), « What happened to Asia », *Mimeo*, MIT.
- Krugman P.** (1999), « Balance Sheets, the transfer problem, and financial crises », *International Tax and Public Finance*, 6, pp.459-472.
- Krugman P.** (2001), « Crises: The next generation? », Papier présenté à *Razin Conference*, Tel Aviv University, 25-26 mars.
- Kumar M., Moorthy U. et Perraudin W.** (2002), « Predicting emerging market currency crashes », *IMF Working Paper*, 02-7.
- Kwack S.Y.** (2000), « An empirical analysis of the factors determining the financial crisis in Asia », *Journal of Asian Economics*, 11-2, pp.195-206.
- Leigh D. et Rossi M.** (2002), « Leading indicators of growth and inflation in Turkey », *IMF Working Paper*, 02-231.
- Lestano L. et Jacobs J.** (2004) « A comparison of currency crisis dating methods: East Asia 1970-2002 », *CCSO Working Papers*, 2004-12.
- Lestano L. et Jacobs J.** (2007) « Dating currency crisis with *ad hoc* and extreme value-based thresholds: East Asia 1970-2002 », *International Journal of Finance and Economics*, 12, pp.371-388.
- Lestano L., Jacobs J. et Kuper G.** (2003) « Indicators of financial crises do work! An early-warning system for six Asian countries », *CCSO Working Papers*, 2003-13.
- Lestano L., Jacobs J. et Kuper G.** (2005) « Currency crises in Asia: A multivariate logit approach », *CCSO Working Papers*, 2005-06.
- Maddala G.S.** (1983), « Limited-dependent and qualitative variables in econometrics », Cambridge, Econometrics Society Monographs, 3, *Cambridge University Press*.
- Mametz S.** (2001), « Combinaison de déséquilibres et crise de change : Une analyse en termes de signaux d'alerte en Amérique Latine et en Asie du Sud Est de 1970 à 1997 », *Thèse de Doctorat*, Université de la Méditerranée Aix-Marseille II.
- Masson P.R.** (1998), « Contagion: Monsoonal effects, spillovers, and jumps between multiple equilibria », *IMF Working Paper*, 98-142.
- Masson P.R.** (1999a), « Contagion: Macroeconomic models with multiple equilibria » *Journal of International Money and Finance*, 18, pp.587-602.

- Masson P.R.** (1999b), « Multiple equilibria, contagion and the emerging markets », *IMF Working Paper*, 99-164.
- McKinnon R.I. et Pill H.** (1996), « Credible liberalizations and international capital flows: The “overborrowing syndrome” », dans Ito T. et Krueger A.O. (Eds.), “Financial deregulation and integration in East Asia”, Chicago, IL, *The University of Chicago Press*, pp.7-42.
- McKinnon R.I. et Pill H.** (1998), « International overborrowing: A decomposition of credit and currency risks », *World Development*, 26-7, pp.1267-1282.
- Meese R. et Rogoff K.** (1983), « Empirical exchange rate models of the seventies: Do they fit out of sample? », *Journal of International Economics*, 14, pp.3-24.
- Milesi-Ferretti G.M. et Razin A.** (1998) « Current account reversals and currency crises: Empirical regularities », *IMF Working Paper*, 98-89.
- Minsky H.P.** (1992) « The Financial instability hypothesis », *The Levy Economics Institute Working Paper*, 74.
- Mishkin F.** (1996), « Understanding financial crises: A developing country perspective », *NBER Working Paper*, 5600.
- Mishkin F.** (1997), « The causes and propagation of financial instability: Lessons for policymakers », *Federal Reserve Bank of Kansas City Proceedings*, pp.55-96.
- Mishkin F.** (1999), « Lessons from the Asian crisis », *NBER Working Paper*, 7102.
- Mishkin F.** (2001), « Financial policies and the prevention of financial crises in emerging market countries », *NBER Working Paper*, 8087.
- Morris S. et Shin H.Y.** (1998), « Unique equilibrium in a model of self-fulfilling currency attacks », *The American Economic Review*, 88-3, pp.587-597.
- Mouley S.** (2004), « Finance Internationale : Economie des taux de change », Tunis, *Université Virtuelle de Tunis*.
- Mulder C., Perelli R. et Rocha M.** (2002), « The role of corporate, legal and macroeconomic balance sheet indicators in crisis detection and prevention », *IMF Working Paper*, 02-59.
- Mulder C., Perelli R. et Rocha M.** (2007), « New strategies for currency crises early warning systems: A balance sheet approach », Papier présenté aux 24èmes

Journées Internationales d'Economie Monétaire et Bancaire, GDRE, Rennes, 14-15 juin.

Nag A. and Mitra A. (1999), « Neural networks and early warning indicators of currency crisis », *Reserve Bank of India Occasional Papers*, 20-3, pp.183-222.

Nas T. et Perry M. J. (2001), « Turkish inflation and real output growth, 1963-2000 », *Russian and East European Finance and Trade*, 2001, 37-6, pp.31-46.

Nitithanprapas I. et Willett T.D. (2000), « A currency crises model that works: A payments disequilibrium approach », *Claremont Colleges Working Papers*, 2000-25.

Nitithanprapas I. et Willett T.D. (2002), « Classifying exchange rate regimes », *Claremont Colleges Working Papers*, 2002-22.

Obstfeld M. (1984), « Balance of payments crises and devaluation », *Journal of Money, Credit and Banking*, 16, pp.208-217.

Obstfeld M. (1986), « Rational and self-fulfilling balance of payments crises », *American Economic Review*, 76, pp.72-81.

Obstfeld M. (1991), « Destabilizing effects of exchange rate escape clauses », *NBER Working Paper*, 3603.

Obstfeld M. (1994), « Logic of currency crises », *NBER Working Paper*, 4640.

Obstfeld M. (1996a), « Comment on Krugman », dans Bernanke B.S. et Rotemberg J.J. (Eds.) "NBER Macroeconomics Annual", *MIT Press*, pp.393-403.

Obstfeld M. (1996b), « Models of currency crises with self-fulfilling features », *European Economic Review*, 40-3, pp.1037-1047.

Obstfeld M. (1997), « Destabilizing effects of exchange rate escape clauses », *Journal of International Economics*, 43-1, pp.61-77.

Obstfeld M. et Rogoff K. (1995), « The mirage of fixed exchange rates », *Journal of Economic Perspectives*, 9, pp.73-96.

OCDE (1995), « Economic surveys 1994-1995: Turkey », Paris.

Onder Z. et Ozyildirim S. (2003), « Too-big-to fail or full deposit insurance: Evidence from Turkey », Papier présenté à *FDIC/JFSR Conference on Finance and Banking: New Perspectives*, décembre.

- Onis Z. et Rubin B. (Eds.)** (2003), « The Turkish economy in crisis », London Portland, OR, *Frank Cass*.
- Osband K. et Van Rijckeghem C.** (2000), « Safety from currency crashes », *IMF Staff Papers*, 47-2, pp.238-258.
- Ozatay F.** (1996), « The lessons from 1994 crisis in Turkey: Public debt (mis)management and confidence crisis », *Yapi Kredi Economic Review*, 7-1 pp.21-37.
- Ozatay F.** (1999), « The 1994 currency crisis in Turkey », *Yapi Kredi Discussion Paper Series*, 99-01.
- Ozatay F. et Sak G.** (2003), « Banking sector fragility and Turkey's 2000-01 financial crisis », dans Collins S. M. et Rodrik D. (Eds.) "Brookings Trade Forum 2002", *Brookings Institution Press*, pp.121-160.
- Ozkan F.G.** (2005), « Currency and financial crises in Turkey: Bad fundamentals or bad luck? », *The World Economy*, 28-4, pp.541-572.
- Ozkan F.G. et Sutherland A.** (1994), « A model of the ERM crisis », *CEPR Discussion Paper*, 879.
- Ozkan F.G. et Sutherland A.** (1998), « A currency crisis model with an optimising policymaker », *Journal of International Economics*, 44, pp.339-364.
- Parasiz I.** (2002), « Enflasyon, kriz, ayarlamalar », (Inflation, crise, ajustements), Bursa, *Ezgi Kitabevi*, 2^{ème} édition.
- Pesenti P. et Tille C.** (2000), « The economics of currency crises and contagion: An introduction », *Federal Reserve Bank of New York Economic Policy Review*.
- Radelet S. et Sachs J.** (1998a), « The onset of the East Asian financial crisis », *NBER Working Paper*, 6680.
- Radelet S. et Sachs J.** (1998b), « The East Asian financial crisis: Diagnosis, remedies, prospects », *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, pp.1-90.
- Rangvid J.** (2001), « Second generation models of currency crises », *Journal of Economic Surveys*, 15-5, pp.613-646.
- Reinhart C.M.** (2002), « Default, currency crises and sovereign credit ratings », *NBER Working Paper*, 8853.

- Rodrik D.** (1990), « Premature Liberalization, incomplete stabilization: The Ozal decade in Turkey », *NBER Working Paper*, 3300.
- Rodrik D. et Velasco A.** (1999), « Short-term capital flows », *NBER Working Paper*, 7364.
- Rosier B.** (2003), « Les théories des crises économiques », Paris, *Editions La Découverte*, coll. 'Repères', 5^{ème} édition.
- Sachs J. Tornell A. et Velasco A.** (1996a), « The Mexican peso crisis: Sudden death or death foretold », *NBER Working Paper*, 5563.
- Sachs J. Tornell A. et Velasco A.** (1996b), « Financial crises in emerging markets: The lessons from 1995 », *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, pp.147-215.
- Sak G.** (1995), « Public policies towards financial liberalization: A general framework and an evaluation of the Turkish experience in the 1980s », Ankara, *Capital Markets Board Publications*.
- Salant S.W. et Henderson D.W.** (1978), « Market anticipation of government policy and the price of gold », *Journal of Political Economy*, 86, pp.627-648.
- Santos J. A. C.** (2000), « Bank capital regulation in contemporary banking theory », *BIS Working Papers*, 90.
- Schnatz B.** (1998), « Macroeconomic determinants of currency turbulences in emerging markets », *Deutsche Bundesbank Discussion Paper*, 3-98.
- Schneider M. et Tornell A.** (2000), « Balance sheet effects, bailout guarantees and financial crises », *NBER Working Paper*, 8060.
- Sgard J.** (2002), « L'économie de la panique. Faire face aux crises financières », Paris, *Editions La Découverte*, coll. 'Textes à l'appui'.
- Stiglitz J.E. et Walsh C.E.** (2004), « Principes d'économie moderne », Paris, *De Boeck*, coll. 'Ouvertures économiques', 2^{ème} édition.
- Tirole J.** (2002), « Financial crisis, liquidity, and the international monetary system », Princeton, *Princeton University Press*.
- Togan S. et Balasubramanyam V.N. (Eds.)** (1996), « The economy of Turkey since liberalization », London, *Palgrave Macmillan*.

- Tornell A.** (1999), « Common fundamentals in the Tequila and Asian crises », *NBER Working Paper*, 7139.
- Tutar I. et Tansel A.** (2000), « Political business cycles, institutional structure and budget deficits in Turkey », *Middle East Technical University Economic Research Forum Working Paper*, 2019.
- Ucer E.M., Van Rijckeghem C. et Yolalan O.R.** (1998), « Leading indicators of currency crises: The case of Turkey », *Yapi Kredi Discussion Paper Series*, 98-03.
- Uygur E.** (2001), « Krizden krize Türkiye: 2000 Kasım ve 2001 Subat Krizleri » (La Turquie de crise en crise : Les crises de novembre 2000 et février 2001), *Türkiye Ekonomi Kurumu Tartisma Metni*, 2001-1.
- Uzunoglu S., Alkin K. et Gurlesel C.F.** (1995), « Uluslararası sermaye hareketlerinin gelişmekte olan ülkelerde makroekonomik etkileri ve Türkiye » (Les impacts macroéconomiques des mouvements de capitaux sur les marchés financiers émergents et la Turquie), Istanbul, *IMKB Arastirma Yayinlari*.
- Van Rijckeghem C. et Weder B.** (2001), « Sources of contagion: Is it finance or trade », *Journal of International Economics*, 54, pp.293-308.
- Velasco A.** (1987), « Financial crises and balance of payments crises: A simple model of the southern cone experience », *Journal of Development Economics*, 27, pp.263-283.
- Vlaar P.J.G.** (2000), « Currency crisis models for emerging markets », *De Nederlandsche Bank WO Research Memoranda*, 595.
- Willman A.** (1988), « The collapse of a fixed exchange rate regime with sticky prices and imperfect substitutability between domestic and foreign bonds », *European Economic Review*, 32, pp.1817-1838.
- Wooldridge J.M.** (2002), « Introductory Econometrics: A modern approach », Cincinnati, Oh, *South-Western College Publishing*, 2^{ème} édition.
- Wyplosz C.** (1986), « Capital controls and balance of payments crises », *Journal of International Money and Finance*, 5, pp.167-179.
- Wyplosz C.** (2001), « How risky is financial liberalization in the developing countries? », *G-24 Discussion Paper Series*, 14.

Yeldan E. (1994), « Turk ekonomisinde krizin olusumu 1990-1993: Bir denge genel analizi » (L'occurrence de la crise dans l'économie turque 1990-1993 : Une analyse d'équilibre général), Ankara, *Turk Harb-Is Sendikasi Yayinlari*.

Yeldan E. (2001), « On the IMF-directed disinflation program in Turkey: A program for stabilization and austerity or a recipe of impoverishment and financial chaos? », *Bilkent University Working Paper*, 01-10.

Yeldan E. (2002), « Behind the 2000/2001 Turkish crisis: Stability, credibility and governance for whom? », *Mimeo*, Bilkent University.

Zhang Z. (2001), « Speculative attacks in the Asian crisis », *IMF Working Paper*, 01-189.

Annexes

Annexe 1. Statistiques et test liés aux indices de crise (jan. 1990-déc. 2002)

Tableau 1. Statistiques descriptives des indices de crise continus

Indice	ISP1	ISP1p	ISP1pu	ISP2	ISP2p	ISP2pu	ISP3
Moyenne	-0.006987	-0.058845	-0.188941	0.008245	-0.002249	-0.010167	0.000585
Médian	-0.030497	-0.000240	0.003122	-0.007369	-0.004553	-0.017090	-0.000620
Maximum	5.179629	10.40424	44.90241	3.501970	0.257804	0.442333	0.294441
Minimum	-2.819001	-9.057039	-42.66978	-1.972274	-0.143591	-0.288585	-0.165826
Ecart-type	0.875460	1.807796	7.871383	0.573343	0.047114	0.109744	0.048279
Skewness	1.954627	0.382418	0.597291	1.718025	1.592037	1.008298	1.713795
Kurtosis	16.25274	20.08098	19.18740	14.69007	10.38947	5.975451	14.61933
Jarque-Bera	1233.009	1888.060	1701.506	958.8316	418.1291	83.44145	947.8066
Somme	-1.083061	-9.120919	-29.28590	1.277951	-0.348649	-1.575897	0.090652
Observations	155	155	155	155	155	155	155

Tableau 2. Test de racine unitaire (ADF) des indices de crise continus

ISP1							
D-lag	t-ADF	beta Y_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob
1	-7.947**	0.074997	0.8730	-0.1856	0.8530	-0.1788	
0	-11.10**	0.060222	0.8699			-0.1916	0.8530
ISP1p							
D-lag	t-ADF	beta Y_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob
1	-8.942**	-0.072587	1.811	0.8468	0.3986	1.281	
0	-11.80**	-0.000844	1.810			1.273	0.3986
ISP1pu							
D-lag	t-ADF	beta Y_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob
1	-7.978**	0.14183	7.766	0.8021	0.4239	4.192	
0	-9.663**	0.19645	7.756			4.184	0.4239
ISP2							
D-lag	t-ADF	beta Y_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob
1	-8.180**	0.061667	0.5608	0.3323	0.7402	-1.064	
0	-10.79**	0.087308	0.5590			-1.076	0.7402
ISP2p							
D-lag	t-ADF	beta Y_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob
1	-7.569**	0.21536	0.04523	0.6135	0.5405	-6.099	
0	-9.092**	0.25409	0.04513			-6.110	0.5405
ISP2pu							
D-lag	t-ADF	beta Y_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob
1	-7.147**	0.30843	0.1017	0.7645	0.4459	-4.478	
0	-8.177**	0.35057	0.1016			-4.487	0.4459
ISP3							
D-lag	t-ADF	beta Y_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob
1	-8.301**	0.048568	0.04722	0.5099	0.6109	-6.013	
0	-10.78**	0.087855	0.04709			-6.024	0.6109

ADF tests (T=153, Constant + Trend + Seasonals; 5% = -3.44 1% = -4.02)

* ou ** indiquent que l'on rejette l'hypothèse nulle de non stationnarité des séries/de présence de racine unitaire au seuil de 10% ou de 5% respectivement.

Tableau 3. Matrice de corrélation des indices de crise continus

Indice	ISP1	ISP1p	ISP1pu	ISP2	ISP2p	ISP2pu	ISP3
ISP1	1.000000	0.830933	0.808213	0.826242	0.781188	0.619584	0.820479
ISP1p	0.830933	1.000000	0.961129	0.429631	0.464226	0.422199	0.426193
ISP1pu	0.808213	0.961129	1.000000	0.413332	0.447517	0.408183	0.409513
ISP2	0.826242	0.429631	0.413332	1.000000	0.899139	0.664527	0.999609
ISP2p	0.781188	0.464226	0.447517	0.899139	1.000000	0.924381	0.901125
ISP2pu	0.619584	0.422199	0.408183	0.664527	0.924381	1.000000	0.667592
ISP3	0.820479	0.426193	0.409513	0.999609	0.901125	0.667592	1.000000

Tableau 4. Valeurs des indices de crise continus

Observations	ISP1	ISP1p	ISP1pu	ISP2	ISP2p	ISP2pu	ISP3
1990M01	NA						
1990M02	-0.201489	-0.176882	-0.858522	-0.153958	-0.021102	-0.058522	-0.012944
1990M03	-0.167592	0.003540	0.045881	-0.167592	0.004425	0.045881	-0.014092
1990M04	-0.577806	-0.035458	-0.080127	-0.577806	-0.044322	-0.080127	-0.048581
1990M05	0.004514	0.038552	0.194001	-0.007369	-0.001810	-0.005999	-0.000620
1990M06	0.183768	-0.008752	-0.074663	0.183768	-0.010940	-0.074663	0.015452
1990M07	0.228941	0.018618	0.055590	0.222999	-0.001727	-0.044410	0.018750
1990M08	-0.101734	-0.019109	-0.078438	-0.101734	-0.023886	-0.078438	-0.008553
1990M09	-0.694386	-0.011226	0.061637	-0.700328	-0.039032	-0.038363	-0.058883
1990M10	-0.492630	0.110013	0.639896	-0.534220	-0.037484	-0.060104	-0.044917
1990M11	-0.329935	0.224704	1.190991	-0.401232	-0.019120	-0.009009	-0.033735
1990M12	0.374973	0.363316	1.770510	0.273968	0.029145	0.070510	0.023034
1991M01	0.034738	0.266290	1.337603	-0.036559	0.032863	0.137603	-0.003075
1991M02	0.556137	0.362278	1.732864	0.467016	0.077848	0.232864	0.039264
1991M03	1.113573	1.246740	6.105395	0.763029	0.083425	0.205395	0.064153
1991M04	0.136475	0.277614	1.380105	0.047353	-0.027982	-0.119895	0.003983
1991M05	0.007373	0.221970	1.120596	-0.063924	-0.022538	-0.079404	-0.005374
1991M06	0.434397	-0.156166	-0.861872	0.481928	0.004793	-0.061872	0.040521
1991M07	0.092743	0.185493	0.920864	0.039271	0.006867	0.020864	0.003302
1991M08	0.192026	0.345588	1.712632	0.091022	0.006985	0.012632	0.007653
1991M09	-0.047575	0.920671	4.658312	-0.326822	-0.024161	-0.041688	-0.027479
1991M10	-0.169562	0.226265	1.170831	-0.234918	0.007832	0.070831	-0.019753
1991M11	-0.231130	0.014551	0.113617	-0.243013	-0.031812	-0.086383	-0.020432
1991M12	-0.482969	-0.072978	-0.285675	-0.471086	-0.041223	-0.085675	-0.039608
1992M01	-0.175225	-0.168937	-0.824208	-0.121753	0.013829	0.075792	-0.010238
1992M02	0.222163	-0.088019	-0.483448	0.257811	0.039976	0.116552	0.021675
1992M03	0.224299	0.016713	0.044852	0.230240	0.045891	0.144852	0.019357

1992M04	0.302932	0.268427	1.303188	0.231635	0.035534	0.103188	0.019475
1992M05	0.326739	0.046022	0.177165	0.314856	0.007528	-0.022835	0.026473
1992M06	0.085529	0.027069	0.123957	0.067705	-0.041163	-0.176043	0.005695
1992M07	0.177253	-0.082439	-0.445004	0.195077	-0.028049	-0.145004	0.016404
1992M08	-0.481840	-0.246347	-1.160702	-0.422426	-0.057933	-0.160702	-0.035516
1992M09	-0.400080	-0.075053	-0.310986	-0.382255	-0.018817	-0.010986	-0.032140
1992M10	-0.012713	-0.020247	-0.100097	-0.006772	-0.000309	-9.74E-05	-0.000569
1992M11	0.151986	0.166789	0.816381	0.104455	0.008486	0.016381	0.008782
1992M12	0.076102	0.046577	0.223086	0.058278	-0.016778	-0.076914	0.004901
1993M01	-0.200435	-0.020655	-0.069572	-0.200435	-0.025819	-0.069572	-0.016852
1993M02	-0.091899	-0.557566	-2.799352	0.068519	-0.021957	-0.099352	0.005762
1993M03	-0.334043	-0.547806	-2.709831	-0.173625	-0.009757	-0.009831	-0.014598
1993M04	-0.224163	0.018864	0.133015	-0.230105	-0.001420	0.033015	-0.019348
1993M05	0.050019	0.033555	0.161360	0.038136	-0.008057	-0.038640	0.003207
1993M06	0.635692	0.038909	0.087647	0.635692	0.048636	0.087647	0.053448
1993M07	0.146799	0.001985	-0.014759	0.146799	0.002482	-0.014759	0.012343
1993M08	-0.214011	-0.012030	-0.024164	-0.214011	-0.015038	-0.024164	-0.017994
1993M09	-0.134882	-0.003912	0.003122	-0.134882	-0.004890	0.003122	-0.011341
1993M10	0.097350	0.007410	0.020682	0.097350	0.009263	0.020682	0.008185
1993M11	-0.054649	-0.012644	-0.054031	-0.054649	-0.015805	-0.054031	-0.004594
1993M12	0.197331	0.039167	0.162655	0.197331	0.048959	0.162655	0.016590
1994M01	1.807232	0.844857	3.957355	1.587400	0.131071	0.257355	0.133466
1994M02	1.107159	3.584570	17.91352	0.055528	0.055712	0.213515	0.004666
1994M03	1.807117	0.406139	1.739810	1.729878	0.182674	0.439810	0.145443
1994M04	5.179629	9.065362	44.90241	2.523815	0.156702	0.202409	0.212200
1994M05	-1.948508	-0.034873	0.157288	-1.972274	-0.143591	-0.242712	-0.165826
1994M06	-0.882342	-2.065871	-10.28189	-0.282259	-0.057339	-0.181895	-0.023730
1994M07	-2.746911	-8.541615	-42.66978	-0.227750	-0.077019	-0.269784	-0.019146
1994M08	-0.172922	-2.359914	-11.88839	0.528165	0.000108	-0.088388	0.044409
1994M09	-0.416043	-0.076056	-0.312317	-0.404161	-0.045069	-0.112317	-0.033981
1994M10	-0.748064	-0.984276	-4.843545	-0.462876	-0.030345	-0.043545	-0.038918
1994M11	-0.032097	2.349357	11.87207	-0.745067	-0.063304	-0.127927	-0.062644
1994M12	0.464966	0.578189	2.840731	0.298606	0.022736	0.040731	0.025106
1995M01	0.338264	1.913878	9.611415	-0.249936	-0.082652	-0.288585	-0.021011
1995M02	-0.233447	0.007737	0.080437	-0.248301	-0.052828	-0.169563	-0.020875
1995M03	-0.873146	-1.781319	-8.847390	-0.352083	-0.034149	-0.077390	-0.029602
1995M04	-0.775273	-1.032143	-5.079903	-0.480578	-0.050179	-0.119903	-0.040406
1995M05	-0.317283	-0.158631	-0.746993	-0.274505	-0.018288	-0.026993	-0.023080
1995M06	0.063035	0.011960	0.050498	0.055312	-0.017550	-0.079502	0.004651
1995M07	-0.331021	-0.896772	-4.471961	-0.070787	-0.025966	-0.091961	-0.005951
1995M08	0.289821	0.012930	0.016411	0.286850	0.003662	-0.033589	0.024119
1995M09	-0.582946	0.023125	0.216751	-0.601365	-0.048593	-0.093249	-0.050562
1995M10	-0.146248	0.128240	0.672988	-0.189026	-0.019699	-0.047012	-0.015893
1995M11	0.749297	1.789236	8.907702	0.228829	0.046545	0.147702	0.019238
1995M12	0.921376	1.130389	5.550262	0.604698	0.080486	0.220262	0.050841

1996M01	-0.200019	0.281021	1.454521	-0.293893	-0.043724	-0.125479	-0.024709
1996M02	0.081242	-0.143718	-0.739248	0.122832	-0.004648	-0.039248	0.010328
1996M03	0.123489	-0.400778	-2.045634	0.248259	0.024028	0.054366	0.020873
1996M04	-0.302786	-0.626729	-3.112706	-0.124543	-0.033412	-0.112706	-0.010470
1996M05	0.072484	-0.051721	-0.273790	0.090308	0.010349	0.026210	0.007593
1996M06	0.177491	-0.059391	-0.329797	0.195315	0.000762	-0.029797	0.016422
1996M07	0.020525	0.104772	0.525404	-0.009183	0.005965	0.025404	-0.000772
1996M08	-0.099414	0.005409	0.044760	-0.105355	-0.018239	-0.055240	-0.008858
1996M09	0.065887	-0.028859	-0.156374	0.071828	-0.011073	-0.056374	0.006040
1996M10	-0.167348	-0.029225	-0.118986	-0.161406	-0.011532	-0.018986	-0.013571
1996M11	0.115296	0.023128	0.097252	0.109355	0.003910	-0.002748	0.009195
1996M12	0.311927	0.049089	0.193993	0.305986	0.036361	0.093993	0.025726
1997M01	0.042305	-0.502012	-2.542553	0.193217	0.007485	-0.002553	0.016246
1997M02	-0.030497	-0.101955	-0.510043	0.001587	0.007556	0.029957	0.000133
1997M03	-0.068192	-0.011437	-0.046518	-0.063439	0.005703	0.033482	-0.005334
1997M04	-0.052395	0.018959	0.104504	-0.057742	0.001198	0.014504	-0.004855
1997M05	-0.099082	0.028643	0.161975	-0.111559	-0.016696	-0.048025	-0.009379
1997M06	0.371332	0.129598	0.591242	0.337466	0.019497	0.021242	0.028374
1997M07	0.253257	0.366762	1.809406	0.145123	0.003453	-0.010594	0.012202
1997M08	0.002709	0.647370	3.270063	-0.197517	-0.033287	-0.099937	-0.016606
1997M09	-0.286432	-0.122289	-0.567478	-0.261479	-0.047861	-0.147478	-0.021983
1997M10	-0.425650	0.047923	0.315088	-0.448821	-0.037596	-0.074912	-0.037736
1997M11	0.089364	0.087650	0.426721	0.068569	0.022062	0.076721	0.005764
1997M12	0.104160	0.069933	0.334948	0.087524	0.017416	0.054948	0.007358
1998M01	-0.333997	-0.166676	-0.784309	-0.291813	-0.030845	-0.074309	-0.024535
1998M02	0.295161	0.074837	0.327549	0.277336	0.018546	0.027549	0.023318
1998M03	0.182137	-0.019674	-0.129600	0.185702	-0.009593	-0.069600	0.015615
1998M04	-0.241145	-0.208988	-1.012887	-0.190642	-0.048736	-0.162887	-0.016027
1998M05	-0.073925	-0.148832	-0.738626	-0.032929	-0.013540	-0.048626	-0.002768
1998M06	-0.076167	-0.716222	-3.604172	0.137130	0.002222	-0.014172	0.011530
1998M07	-0.557997	-1.265006	-6.294240	-0.183094	-0.003757	0.015760	-0.015395
1998M08	-0.050089	0.364375	1.847384	-0.151688	0.027968	0.137384	-0.012755
1998M09	-0.234910	1.702586	8.639156	-0.750625	-0.041767	-0.040844	-0.063112
1998M10	-0.260431	0.101723	0.558005	-0.293703	-0.012846	-0.001995	-0.024694
1998M11	0.173797	-0.065974	-0.363491	0.199939	0.027532	0.076509	0.016810
1998M12	0.093919	0.166274	0.823568	0.046388	0.007842	0.023568	0.003900
1999M01	0.154477	0.202517	0.996600	0.095063	0.003146	-0.003400	0.007993
1999M02	0.261981	-0.268286	-1.399470	0.345160	0.014643	0.000530	0.029021
1999M03	0.050362	-0.224642	-1.142670	0.115718	-0.005802	-0.042670	0.009730
1999M04	0.169938	-0.035568	-0.208413	0.181821	0.005541	-0.008413	0.015288
1999M05	0.173012	0.106868	0.510241	0.143305	0.008585	0.010241	0.012049
1999M06	0.275304	0.784989	3.917613	0.043589	0.006236	0.017613	0.003665
1999M07	-0.468007	-0.847859	-4.201558	-0.224409	-0.034823	-0.101558	-0.018867
1999M08	0.010420	0.021791	0.108203	0.004478	0.002239	0.008203	0.000376
1999M09	-0.518312	-0.994443	-4.934014	-0.227183	-0.018054	-0.034014	-0.019101

1999M10	-0.250896	-0.094283	-0.433223	-0.227131	-0.017854	-0.033223	-0.019097
1999M11	0.171298	-0.706978	-3.600558	0.390536	0.038778	0.089442	0.032835
1999M12	-0.852776	-2.576453	-12.86705	-0.090492	-0.013066	-0.037049	-0.007608
2000M01	-1.413662	-4.279642	-21.37410	-0.143387	-0.004553	0.005902	-0.012056
2000M02	-0.027619	0.116877	0.595125	-0.063862	-0.006403	-0.014875	-0.005369
2000M03	0.157178	0.252543	1.248672	0.083504	0.005679	0.008672	0.007021
2000M04	0.307883	0.526993	2.608770	0.155782	0.018741	0.048770	0.013098
2000M05	-0.349947	-0.715645	-3.554449	-0.141403	-0.017057	-0.044449	-0.011889
2000M06	0.164232	0.384088	1.912606	0.046592	-0.014889	-0.067394	0.003918
2000M07	-0.096774	-0.636285	-3.197223	0.093945	0.007144	0.012777	0.007899
2000M08	-0.158079	-0.781538	-3.920372	0.075418	0.005578	0.009628	0.006341
2000M09	0.913896	3.324601	16.63548	-0.074161	-0.001748	0.005479	-0.006236
2000M10	-0.219581	-0.581097	-2.897732	-0.046091	0.003629	0.022268	-0.003876
2000M11	-0.205072	0.801548	4.081193	-0.436787	0.026935	0.181193	-0.036727
2000M12	1.736632	2.164189	10.90137	-0.278269	-0.072264	-0.208634	-0.040211
2001M01	-2.819001	-9.057039	-15.26215	-0.137045	-0.036299	-0.122154	-0.011521
2001M02	4.749074	10.40424	39.43233	3.501970	0.257804	0.442333	0.294441
2001M03	1.859181	2.128735	9.051036	0.550941	0.073419	0.201036	0.046321
2001M04	-0.897981	-3.583155	-17.94431	0.169691	0.013556	0.025690	0.014267
2001M05	-1.586328	-5.894215	-29.49836	0.162232	-0.010268	-0.068355	0.013641
2001M06	-0.185182	-0.932161	-4.678319	0.104165	0.052298	0.191681	0.008756
2001M07	0.327745	-0.014882	-0.130721	0.334875	0.011398	-0.010721	0.028156
2001M08	-0.038800	-0.040067	-0.194811	-0.032859	-0.025084	-0.094811	-0.002762
2001M09	0.923398	0.014228	-0.085737	0.932905	0.057785	0.074263	0.078438
2001M10	-0.595395	-0.520844	-2.529077	-0.446859	-0.026055	-0.029077	-0.037572
2001M11	-1.599754	-0.746929	-3.500203	-1.394181	-0.068662	-0.040203	-0.117222
2001M12	-0.676780	-0.148602	-0.634203	-0.647073	-0.060753	-0.134203	-0.054404
2002M01	-1.925922	-0.478691	-2.088781	-1.811846	-0.118364	-0.168781	-0.152338
2002M02	0.613161	-0.040604	-0.309026	0.630391	0.021745	-0.019026	0.053003
2002M03	-0.858554	-0.991607	-4.861820	-0.572178	-0.034509	-0.041820	-0.048108
2002M04	-0.495119	-0.928259	-4.602900	-0.228350	-0.037824	-0.112900	-0.019198
2002M05	0.706486	-0.406587	-2.174716	0.843138	0.066766	0.125284	0.070890
2002M06	1.084172	0.405076	1.861350	0.975444	0.048845	0.031350	0.082015
2002M07	0.712577	0.174500	0.760166	0.668017	0.030625	0.010166	0.056167
2002M08	-0.694886	-0.186569	-0.822988	-0.653296	-0.058211	-0.122988	-0.054928
2002M09	-0.169291	0.010689	0.082910	-0.175232	-0.011639	-0.017090	-0.014733
2002M10	-0.274711	-0.008979	0.001899	-0.278276	-0.026224	-0.058101	-0.023397
2002M11	-1.553430	-0.959775	-4.582314	-1.287849	-0.082219	-0.112314	-0.108281
2002M12	0.555644	-0.000240	-0.095736	0.562180	0.027200	0.014264	0.047268

Annexe 2. Statistiques et test liés à l'indice de crise (jan. 2003-déc. 2008)

Tableau 5. Statistiques descriptives de l'indice de crise continu

Indice	ISP1
Moyenne	-0.134811
Médian	-0.206483
Maximum	2.745374
Minimum	-1.861379
Ecart-type	0.666567
Skewness	1.381853
Kurtosis	8.046228
Jarque-Bera	97.92819
Somme	-9.571599
Observations	71

Tableau 6. Tests de racine unitaire (ADF) de l'indice de crise continu

		ISP1					
D-lag	t-adf	beta Y_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob
1	-5.569**	0.050731	0.6516	1.181	0.2429	-0.6669	
0	-6.248**	0.179770	0.6540			-0.6704	0.2429
ADF tests (T=69, Constant + Trend + Seasonals; 5% = -3.47 1% = -4.09)							

Tableau 7. Valeurs de l'indice de crise continu

Observations	ISP1
2003M01	NA
2003M02	-0.546411
2003M03	0.751307
2003M04	-1.539374
2003M05	-1.861379
2003M06	-0.589385
2003M07	-0.191098
2003M08	-0.439755
2003M09	-0.796421
2003M10	0.039580
2003M11	-0.379930
2003M12	-0.687632
2004M01	-0.814945
2004M02	-0.342819
2004M03	-0.396247

2004M04	0.985643
2004M05	0.798810
2004M06	0.055150
2004M07	-0.204573
2004M08	0.307301
2004M09	-0.298514
2004M10	-0.458045
2004M11	-0.593410
2004M12	-1.055469
2005M01	-0.342632
2005M02	-0.606727
2005M03	0.613726
2005M04	0.280115
2005M05	-0.463413
2005M06	-0.081066
2005M07	-0.064714
2005M08	0.173734
2005M09	-0.071330
2005M10	-0.219429
2005M11	-0.178941
2005M12	-0.179889
2006M01	-0.273832
2006M02	-0.204011
2006M03	0.343586
2006M04	-0.456352
2006M05	1.952042
2006M06	0.590460
2006M07	-0.494495
2006M08	-0.199267
2006M09	0.198083
2006M10	-0.578138
2006M11	-0.250420
2006M12	-0.418113
2007M01	-0.019901
2007M02	-0.025330
2007M03	-0.296111
2007M04	-0.344099
2007M05	-0.401395
2007M06	-0.052820
2007M07	-0.206483
2007M08	0.134276
2007M09	-0.966826
2007M10	-0.593912
2007M11	-0.351464
2007M12	-0.057548

2008M01	-0.042619
2008M02	0.120125
2008M03	1.151968
2008M04	-0.348569
2008M05	-0.784968
2008M06	0.463617
2008M07	-0.626376
2008M08	0.175068
2008M09	0.542656
2008M10	2.745374
2008M11	-0.185864
2008M12	-0.411759

Annexe 3. Statistiques et test liés aux indicateurs d'alerte (jan. 1990-déc. 2002)

Tableau 8. Statistiques descriptives des indicateurs d'alerte

Indicateur				BUDGET	RER-			SHORTDEBT	FDI/				BLOAN	BRES/	BDEPO	BSHORT	CBCRED	IFF
	DIPROD	DISE	DINFL	/GDP	M2/RES	hpRER	CA/GDP	/RES	PORTI.	TOT	DNIRUS	/BDEPO	BASSET	/M2	POS	/BLIAB		
Moyenne	0.20576	76.6086	1.6203	-0.0223	2.36938	0.00362	-0.0012	1.41334	-5.9533	1.0772	-0.0440	1.716368	0.12528	1.89971	1.15717	0.029592	0.69503	
Médian	0.18220	6.25667	0.5488	-0.0261	1.69858	-0.0054	-0.0014	1.10625	-0.7878	1.0763	-0.0200	1.630095	0.12486	2.01848	1.13527	0.027875	0.59799	
Max.	11.9207	4933.14	13.153	0.03508	5.67195	0.29401	0.00601	4.72112	48.3146	1.2602	0.63000	2.613611	0.20980	2.64664	2.25833	0.167605	8.26937	
Min.	-13.470	-3199.7	-0.003	-0.0965	1.06557	-0.1282	-0.0079	0.59990	-277.35	0.9334	-0.8300	0.923075	0.06942	1.16553	0.64628	0.002447	-5.9635	
E-type	4.79573	906.685	2.3605	0.02796	1.14839	0.06276	0.00309	0.71441	29.2142	0.0760	0.21655	0.403156	0.03106	0.36003	0.32931	0.024050	1.70147	
Skewness	-0.1616	1.81407	2.2643	-0.0567	0.98339	1.44680	0.28006	1.93928	-6.5317	0.1082	-0.4245	0.115002	0.35987	-0.5664	0.51453	2.142725	0.82383	
Kurtosis	3.41021	13.6467	8.6623	2.29713	2.72700	6.29533	2.45028	7.75622	54.7992	2.1817	4.97200	2.159691	2.54954	2.23659	2.83647	11.72447	7.81785	
Jarque-Bera	1.76219	817.081	339.51	3.27370	25.4638	124.207	3.97794	243.252	18430.9	4.6263	29.7719	4.902014	4.65605	12.0522	7.01202	610.1930	167.441	
Somme	31.8942	11874.3	251.15	-3.4704	367.254	0.56160	-0.18952	219.068	-922.76	166.96	-6.8200	266.0370	19.4187	294.455	179.361	4.586768	107.730	
Obs.	155	155	155	155	155	155	155	155	155	155	155	155	155	155	155	155	155	

Tableau 9. Test de racine unitaire (ADF) des indicateurs d'alerte

DIPROD							
D-lag	t-adf	beta Y_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob
1	-12.54*	-0.84002	4.113	1.263	0.1852	2.921	
0	-21.89*	-0.54773	4.173			2.944	0.1852
DISE							
D-lag	t-adf	beta Y_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob
1	-7.892**	0.14219	878.0	0.7705	0.4423	13.65	
0	-9.603*	0.19543	876.7			13.64	0.4423
DINFL							
D-lag	t-adf	beta Y_1	Sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob
1	-5.348*	0.64488	1.139	1.249	0.1737	0.3532	
0	-5.127*	0.68512	1.145			0.3574	0.1737
BUDGET/GDP							
D-lag	t-adf	beta Y_1	Sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob
1	-3.065**	0.91681	0.06514	4.620	0.0000	-9.975	
0	-2.276**	0.93453	0.06594			-9.844	0.0000
M2/RES							
D-lag	t-adf	beta Y_1	Sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob
1	-2.071*	0.94578	0.2209	1.747	0.0829	-2.927	
0	-1.795*	0.95331	0.2225			-2.918	0.0829
RER-hpRER							
D-lag	t-adf	beta Y_1	Sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob
1	-3.759*	0.82303	0.03335	1.580	0.1165	-6.708	
0	-3.441*	0.84333	0.03353			-6.704	0.1165
CA/GDP							
D-lag	t-adf	beta Y_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob
1	-4.021*	0.75862	0.001970	-0.6045	0.5465	-12.37	
0	-4.494*	0.74644	0.001965			-12.38	0.5465
SHORTDEBT/RES							
D-lag	t-adf	beta Y_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob
1	-3.467*	0.92520	0.1506	7.358	0.0000	-3.693	
0	-2.224*	0.94399	0.1771			-3.375	0.0000
FDI/PORTINVEST							
D-lag	t-adf	beta Y_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob
1	-6.892**	0.28236	26.55	-2.611	0.0100	6.651	
0	-11.43**	0.09975	27.10			6.686	0.0100
TOT							
D-lag	t-adf	beta Y_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob
1	-2.869*	0.86353	0.03163	-2.951	0.0037	-6.814	
0	-3.756*	0.82392	0.03249			-6.766	0.0037
DNIRUS							
D-lag	t-adf	beta Y_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob
1	-4.588**	0.64032	0.1732	-2.098	0.0377	-3.414	
0	-6.236**	0.56310	0.1733			-3.396	0.0377
BLOAN/BDEPO							
D-lag	t-adf	beta Y_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob
1	-1.647	0.95199	0.1236	-0.8769	0.3820	-4.088	
0	-1.174*	0.96667	0.1248			-4.075	0.3820

BRES/BASSET							
D-lag	t-ADF	beta Y_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob
1	-1.564	0.94515	0.005997	1.189	0.1388	-10.14	
0	-2.316*	0.91918	0.006163			-10.09	0.1388
BDEPO/M2							
D-lag	t-ADF	beta Y_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob
1	-2.682	0.87342	0.08033	-0.5918	0.5549	-4.950	
0	-3.006*	0.86501	0.08014			-4.961	0.5549
BSHORTPOS							
D-lag	t-ADF	beta Y_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob
1	-1.842	0.94526	0.09557	-0.3093	0.7576	-4.603	
0	-1.939*	0.94355	0.09526			-4.615	0.7576
CBCRED/BLIAB							
D-lag	t-ADF	beta Y_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob
1	-3.754*	0.81431	0.01358	1.268	0.2068	-8.506	
0	-3.528*	0.83334	0.01361			-8.507	0.2068
IFF							
D-lag	t-ADF	beta Y_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob
1	-6.726**	0.26947	1.680	-1.745	0.1153	1.131	
0	-9.750**	0.18317	1.684			1.129	0.1153

ADF tests (T=153, Constant + Trend + Seasonals; 5% = -3.44 1% = -4.02)

* ou ** indiquent que l'on rejette l'hypothèse nulle de non stationnarité des séries/de présence de racine unitaire au seuil de 10% ou de 5% respectivement.

Tableau 10. Matrice de corrélation des indicateurs d'alerte

Indicateur	BUDGET		RER-		SHORTDEBT		FDI/		BLOAN		BRES/		BDEPO		BSHORT		CBCRED	
	DIPROD	DISE	DINFL	/GDP	M2/RES	hpRER	CA/GDP	/RES	PORTI.	TOT	DNIRUS	/BDEPO	BASSET	/M2	POS	/BLIAB		
DIPROD	1.00000	0.0736	0.01345	0.06819	0.00023	-0.0628	-0.0703	-0.057052	0.09899	-0.0402	-0.0495	-0.0802	0.00961	-0.0022	0.05591	-0.10636		
DISE	0.07366	1.0000	0.21179	0.01337	-0.0586	-0.0145	-0.0930	-0.067738	0.07126	-0.0125	-0.0759	0.0543	-0.0367	0.0222	-0.0624	-0.01440		
DINFL	0.01345	0.2117	1.00000	-0.5178	-0.4358	0.30634	0.26296	-0.396607	-0.0903	-0.5911	-0.2608	0.3433	-0.6230	0.5958	-0.4617	0.470703		
BUDGET/GDP	0.06819	0.0133	-0.5178	1.00000	0.57866	-0.2030	-0.2917	0.282522	0.16999	0.60872	-0.0110	-0.3957	0.51743	-0.6665	0.24151	-0.29728		
M2/RES	0.00023	-0.058	-0.4358	0.57866	1.00000	-0.0297	-0.1439	0.683882	-0.1146	0.48830	-0.1404	-0.4204	0.65145	-0.7500	0.33771	0.056499		
RER-hpRER	-0.0628	-0.014	0.30634	-0.2030	-0.0297	1.00000	0.51112	0.194401	-0.1533	-0.2369	-0.0023	0.0970	0.00610	0.2123	0.10267	0.088186		
CA/GDP	-0.0703	-0.093	0.26296	-0.2917	-0.1439	0.51112	1.00000	0.043372	-0.0533	-0.2155	-0.0878	0.0328	-0.0481	0.2648	0.19325	0.039641		
SHORTDEBT/RES	-0.0570	-0.067	-0.3966	0.28252	0.68388	0.19440	0.04337	1.000000	-0.0230	0.51382	0.12341	-0.1534	0.40460	-0.4486	0.25767	0.030128		
FDI/PORTINVEST	0.09899	0.0712	-0.0903	0.16999	-0.1146	-0.1533	-0.0533	-0.023021	1.00000	0.08419	0.19508	-0.0389	-0.0225	0.1171	0.03545	-0.36473		
TOT	-0.0402	-0.012	-0.5911	0.60872	0.48830	-0.2369	-0.2155	0.513821	0.08419	1.00000	0.10420	-0.0951	0.37603	-0.5108	0.05810	-0.14332		
DNIRUS	-0.0495	-0.075	-0.2608	-0.0110	-0.1404	-0.0023	-0.0878	0.123413	0.19508	0.10420	1.00000	-0.0950	0.11853	0.1034	0.12312	-0.28266		
BLOAN/BDEPO	-0.0802	0.0543	0.34331	-0.3957	-0.4204	0.09704	0.03284	-0.153446	-0.0389	-0.0951	-0.0950	1.0000	-0.6817	0.5416	-0.6301	0.527383		
BRES/BASSET	0.00961	-0.036	-0.6230	0.51743	0.65145	0.00610	-0.0481	0.404607	-0.0225	0.37603	0.11853	-0.6817	1.00000	-0.7749	0.75909	-0.35527		
BDEPO/M2	-0.0022	0.0222	0.59583	-0.6665	-0.7500	0.21235	0.26482	-0.448686	0.11717	-0.5108	0.10341	0.5416	-0.7749	1.0000	-0.4679	0.060189		
BSHORTPOS	0.05591	-0.062	-0.4617	0.24151	0.33771	0.10267	0.19325	0.257673	0.03545	0.05810	0.12312	-0.6301	0.75909	-0.4679	1.00000	-0.46722		
CBCRED/BLIAB	-0.10636	-0.014	0.47070	-0.2972	0.05649	0.08818	0.03964	0.030128	-0.3647	-0.1433	-0.28266	0.5273	-0.35527	0.0601	-0.46722	1.000000		

Tableau 11. Matrice de corrélation des indicateurs d'alerte avec IFF

Indicateur	DIPROD	DISE	DINFL	BUDGET/GDP	M2/RES	RER- hpRER	CA/GDP	SHORTDEBT/RES	FDI/PORTI.	TOT	DNIRUS	IFF
DIPROD	1.000000	0.073665	0.013456	0.068194	0.00023	-0.062845	-0.070381	-0.057052	0.098993	-0.040256	-0.049574	0.07258
DISE	0.073665	1.000000	0.211790	0.013370	-0.05866	-0.014562	-0.093000	-0.067738	0.071266	-0.012593	-0.075983	-0.13418
DINFL	0.013456	0.211790	1.000000	-0.517853	-0.43582	0.306342	0.262969	-0.396607	-0.090306	-0.591115	-0.260879	-0.26660
BUDGET/GDP	0.068194	0.013370	-0.517853	1.000000	0.57866	-0.203071	-0.291772	0.282522	0.169997	0.608729	-0.011019	-0.02581
M2/RES	0.000231	-0.058665	-0.435829	0.578667	1.00000	-0.029737	-0.143946	0.683882	-0.114627	0.488308	-0.140430	0.05363
RER/HPRER	-0.062845	-0.014562	0.306342	-0.203071	-0.02973	1.000000	0.511129	0.194401	-0.153339	-0.236957	-0.002345	-0.08278
CA/GDP	-0.070381	-0.093000	0.262969	-0.291772	-0.14394	0.511129	1.000000	0.043372	-0.053311	-0.215559	-0.087882	-0.21456
SHORTDEBT/RES	-0.057052	-0.067738	-0.396607	0.282522	0.68388	0.194401	0.043372	1.000000	-0.023021	0.513821	0.123413	0.18140
FDI/PORTINVEST	0.098993	0.071266	-0.090306	0.169997	-0.11462	-0.153339	-0.053311	-0.023021	1.000000	0.084190	0.195082	-0.03055
TOT	-0.040256	-0.012593	-0.591115	0.608729	0.48830	-0.236957	-0.215559	0.513821	0.084190	1.000000	0.104206	0.05861
DNIRUS	-0.049574	-0.075983	-0.260879	-0.011019	-0.14043	-0.002345	-0.087882	0.123413	0.195082	0.104206	1.000000	-0.00701
IFF	0.072580	-0.134188	-0.266604	-0.025811	0.05363	-0.082783	-0.214566	0.181405	-0.030555	0.058615	-0.007011	1.00000

Annexe 4. Statistiques et test liés aux indicateurs d’alerte (jan. 2003-déc 2008)

Tableau 12. Statistiques descriptives des indicateurs d’alerte

Indicateur	DIPROD	DISE	DINFL	BUDGET/GDP	M2/RES	RER-hpRER	CA/GDP	SHORTDEBT/RES	FDI/PORTI.	TOT	DNIRUS	IFF
Moyenne	-0.001859	210.6325	2.991789	-0.012393	2.826996	-0.008900	-0.004236	0.720288	1.206710	0.948975	0.006761	1.049386
Médian	0.785000	529.9323	2.839000	-0.027335	3.082499	-0.008457	-0.004814	0.710432	-1.950786	0.948582	0.030000	0.877376
Max.	17.74400	5976.645	11.87300	0.069156	4.327765	0.069859	0.002973	0.962977	234.0564	1.007840	0.800000	5.376024
Min.	-19.55400	-8393.082	-2.990000	-0.106026	1.389426	-0.074683	-0.009389	0.545467	-147.0232	0.866511	-1.960000	-2.764689
E-type	6.626495	2590.973	2.802100	0.048402	0.892763	0.035234	0.002483	0.108236	36.75010	0.030485	0.348100	1.470265
Skewness	-0.352747	-0.706926	0.339172	0.215208	-0.000494	0.137993	0.712663	0.298114	2.679192	-0.415434	-3.092053	0.450164
Kurtosis	4.402079	4.316412	3.260710	2.133916	1.578985	2.780914	3.356327	2.177836	27.57263	2.995680	17.94256	4.030551
Jarque-Bera	7.287988	11.04026	1.562355	2.767105	5.973721	0.367327	6.385629	3.051349	1871.223	2.042316	773.6727	5.539853
Somme	-0.132000	14954.90	212.4170	-0.879881	200.7167	-0.631878	-0.300749	51.14044	85.67643	67.37724	0.480000	74.50643
Observations	71	71	71	71	71	71	71	71	71	71	71	71

Tableau 13. Test de racine unitaire (ADF) des indicateurs d'alerte

DIPROD							
D-lag	t-ADF	beta Y ₋₁	sigma	t-DY _{-lag}	t-prob	AIC	F-prob
1	-8.071**	-1.0466	5.671	2.072	0.0431	3.660	
0	-13.18**	-0.5799	5.838			3.708	0.0431
DISE							
D-lag	t-ADF	beta Y ₋₁	sigma	t-DY _{-lag}	t-prob	AIC	F-prob
1	-4.792**	0.17903	2575.	0.2410	0.8105	15.90	
0	-6.036**	0.20510	2553.			15.87	0.8105
DINFL							
D-lag	t-ADF	beta Y ₋₁	Sigma	t-DY _{-lag}	t-prob	AIC	F-prob
1	-5.452**	0.067387	1.855	-0.1160	0.9081	1.425	
0	-7.358**	0.054444	1.838			1.397	0.9081
BUDGET/GDP							
D-lag	t-ADF	beta Y ₋₁	Sigma	t-DY _{-lag}	t-prob	AIC	F-prob
1	-7.926**	-0.54127	0.04393	2.660	0.0103	-6.061	
0	-8.521**	-0.15281	0.04629			-5.967	0.0103
M2/RES							
D-lag	t-ADF	beta Y ₋₁	Sigma	t-DY _{-lag}	t-prob	AIC	F-prob
1	-3.071	0.57606	0.1787	1.008	0.3180	-3.255	
0	-3.588*	0.57907	0.1770			-3.284	0.3180
RER-hpRER							
D-lag	t-ADF	beta Y ₋₁	Sigma	t-DY _{-lag}	t-prob	AIC	F-prob
1	-3.580*	0.69864	0.02002	2.232	0.0298	-7.633	
0	-2.907*	0.76093	0.02073			-7.573	0.0298
CA/GDP							
D-lag	t-ADF	beta Y ₋₁	sigma	t-DY _{-lag}	t-prob	AIC	F-prob
1	-2.859	0.49320	0.001439	-1.076	0.2866	-12.90	
0	-4.783**	0.36624	0.001441			-12.91	0.2866
SHORTDEBT/RES							
D-lag	t-ADF	beta Y ₋₁	sigma	t-DY _{-lag}	t-prob	AIC	F-prob
1	-6.368**	-0.062222	0.03265	1.933	0.0585	-6.654	
0	-6.511**	0.143550	0.03345			-6.616	0.0585
FDI/PORTINVEST							
D-lag	t-ADF	beta Y ₋₁	sigma	t-DY _{-lag}	t-prob	AIC	F-prob
1	-6.624**	-0.44472	35.89	3.229	0.0021	7.351	
0	-10.15**	-0.30267	35.78			7.334	0.0021
TOT							
D-lag	t-ADF	beta Y ₋₁	sigma	t-DY _{-lag}	t-prob	AIC	F-prob
1	-3.038*	-0.32532	0.01242	2.116	0.0389	-8.586	
0	-2.974*	-0.027118	0.01281			-8.536	0.0389
DNIRUS							
D-lag	t-ADF	beta Y ₋₁	sigma	t-DY _{-lag}	t-prob	AIC	F-prob
1	-5.103**	-0.068988	0.3371	1.765	0.0832	-1.985	
0	-5.847**	0.219490	0.3436			-1.958	0.0832
IFF							
D-lag	t-ADF	beta Y ₋₁	sigma	t-DY _{-lag}	t-prob	AIC	F-prob
1	-5.011**	0.13075	1.495	1.4576	0.1491	0.9939	
0	-6.195**	0.18167	1.484			0.9687	0.1491

ADF tests (T=69, Constant + Trend + Seasonals; 5% = -3.47 1% = -4.09)
 * ou ** indiquent que l'on rejette l'hypothèse nulle de non stationnarité des séries/de présence de racine unitaire au seuil de 10% ou de 5% respectivement.

Tableau 14. Matrice de corrélation des indicateurs d'alerte

Indicateur	RER-											
	DIPROD	DISE	DINFL	BUDGET/GDP	M2/RES	hpRER	CA/GDP	SHORTDEBT/RES	FDI/PORTI.	TOT	DNIRUS	IFF
DIPROD	1.000000	-0.127825	0.062666	0.107642	-0.067369	-0.137815	-0.111994	0.003025	-0.003021	0.113124	-0.008392	0.071904
DISE	-0.127825	1.000000	-0.229499	-0.109868	-0.196528	-0.268987	0.101996	0.044771	0.129318	0.305499	0.130491	-0.429631
DINFL	0.062666	-0.229499	1.000000	0.074682	-0.016929	0.166442	-0.033094	-0.038307	0.104438	-0.258504	-0.004645	0.181206
BUDGET/GDP	0.107642	-0.109868	0.074682	1.000000	0.009270	-0.003096	0.051960	-0.012716	-0.125058	-0.074608	-0.153614	-0.110074
M2/RES	-0.067369	-0.196528	-0.016929	0.009270	1.000000	0.305257	-0.368134	-0.372079	0.056881	-0.726612	-0.235606	-0.002698
RER-hpRER	-0.137815	-0.268987	0.166442	-0.003096	0.305257	1.000000	-0.068486	0.128662	-0.223383	-0.581183	-0.014536	0.290281
CA/GDP	-0.111994	0.101996	-0.033094	0.051960	-0.368134	-0.068486	1.000000	0.196567	-0.063707	0.139481	-0.004203	-0.104310
SHORTDEBT/RES	0.003025	0.044771	-0.038307	-0.012716	-0.372079	0.128662	0.196567	1.000000	-0.018407	0.202048	0.305593	0.179975
FDI/PORTINVEST	-0.003021	0.129318	0.104438	-0.125058	0.056881	-0.223383	-0.063707	-0.018407	1.000000	-0.052661	0.015822	-0.143272
TOT	0.113124	0.305499	-0.258504	-0.074608	-0.726612	-0.581183	0.139481	0.202048	-0.052661	1.000000	0.244214	-0.059430
DNIRUS	-0.008392	0.130491	-0.004645	-0.153614	-0.235606	-0.014536	-0.004203	0.305593	0.015822	0.244214	1.000000	0.239513
IFF	0.071904	-0.429631	0.181206	-0.110074	-0.002698	0.290281	-0.104310	0.179975	-0.143272	-0.059430	0.239513	1.000000

Annexe 5. Modèles logit avec des indicateurs individuels en niveau et en variation (différence première) retardés d'un mois (jan. 1990-déc 2002)

Tableau 15. IPROD et DIPROD (D devant l'indicateur signifie sa différence première)

Variable dépendante : ISP1>3SD (3SD : 3 écarts-types plus sa moyenne)					
Méthode : Logit binominal (<i>Quadratic hill climbing</i>)					
Echantillon (ajusté) : 1990M02 2002M12 – 155 Observations					
Variable	Coefficient	Erreur standard	z-Statistiques	p-values	
C	-6.707154	6.115273	-1.096787	0.2727	
IPROD	0.026931	0.067868	0.396821	0.6915	
Moyenne de la variable dépendante	0.012903	Ecart-type de la variable dépendante		0.113223	
Erreur standard de la régression	0.113521	Akaike		0.162658	
Somme des carrés des résidus	1.971702	Schwarz		0.201928	
Logvraisemblance	-10.60601	Hannan-Quinn		0.178609	
Logvraisemblance restreinte	-10.68760	LR statistiques (1 variable)		0.163172	
Logvraisemblance moyenne	-0.068426	McFadden R ²		0.007634	
p-values (LR stat)	0.686253	Observations : Dep=0 / 1		153 / 2	
Echantillon (ajusté) : 1990M03 2002M12 – 154 Observations					
C	-4.532665	0.844780	-5.365498	0.0000	
DIPROD	0.126479	0.154168	0.820396	0.4120	
Moyenne de la variable dépendante	0.012987	Ecart-type de la variable dépendante		0.113588	
Erreur standard de la régression	0.113752	Akaike		0.160130	
Somme des carrés des résidus	1.966810	Schwarz		0.199571	
Logvraisemblance	-10.33001	Hannan-Quinn		0.176151	
Logvraisemblance restreinte	-10.67457	LR statistiques (1 variable)		0.689114	
Logvraisemblance moyenne	-0.067078	McFadden R ²		0.032278	
p-values (LR stat)	0.406466	Observations : Dep=0 / 1		152 /	

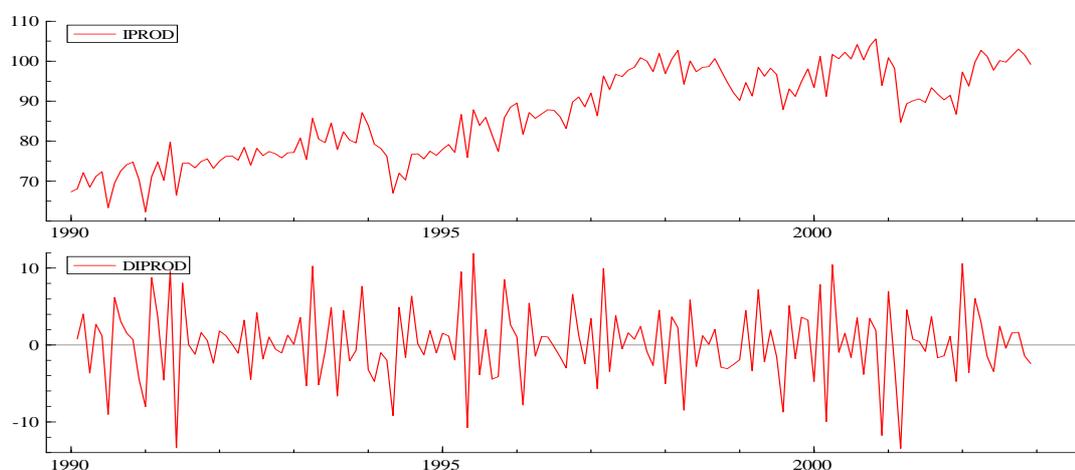


Tableau 16. ISE et DISE

Variable dépendante : ISP1>3SD (3SD : 3 écarts-types plus sa moyenne)				
Méthode : Logit binominal (<i>Quadratic hill climbing</i>)				
Echantillon (ajusté) : 1990M02 2002M12 – 155 Observations				
Variable	Coefficient	Erreur standard	z-Statistiques	p-values
C	-4.608978	0.974585	-4.729168	0.0000
ISE	6.09E-05	0.000124	0.489671	0.6244
Moyenne de la variable dépendante	0.012903	Ecart-type de la variable dépendante		0.113223
Erreur standard de la régression	0.113523	Akaike		0.162288
Somme des carrés des résidus	1.971793	Schwarz		0.201558
Logvraisemblance	-10.57735	Hannan-Quinn		0.178239
Logvraisemblance restreinte	-10.68760	LR statistiques (1 variable)		0.220496
Logvraisemblance moyenne	-0.068241	McFadden R ²		0.010316
p-values (LR stat)	0.638662	Observations : Dep=0 / 1		153 /
Echantillon (ajusté) : 1990M03 2002M12 – 154 Observations				
C	-4.465736	0.776033	-5.754570	0.0000
DISE	0.000431	0.000487	0.884990	0.3762
Moyenne de la variable dépendante	0.012987	Ecart-type de la variable dépendante		0.113588
Erreur standard de la régression	0.114042	Akaike		0.160885
Somme des carrés des résidus	1.976855	Schwarz		0.200326
Logvraisemblance	-10.38815	Hannan-Quinn		0.176906
Logvraisemblance restreinte	-10.67457	LR statistiques (1 variable)		0.572839
Logvraisemblance moyenne	-0.067456	McFadden R ²		0.026832
p-values (LR stat)	0.449133	Observations : Dep=0 / 1		152 / 2

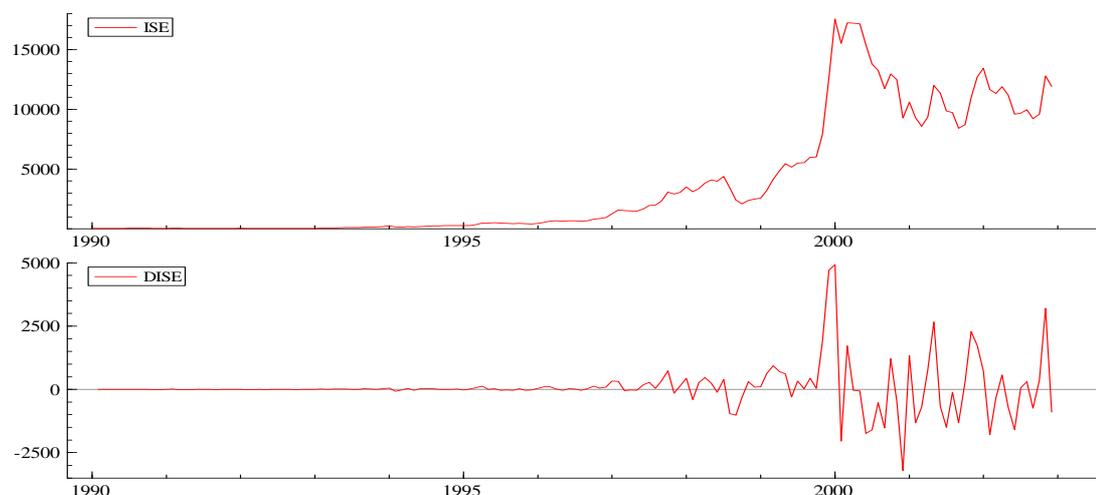


Tableau 17. INFL et DINFL

Variable dépendante : ISP1>3SD (3SD : 3 écarts-types plus sa moyenne)				
Méthode : Logit binominal (<i>Quadratic hill climbing</i>)				
Echantillon (ajusté) : 1990M02 2002M12 – 155 Observations				
Variable	Coefficient	Erreur standard	z-Statistiques	p-values
C	-4.477428	0.909362	-4.923703	0.0000
INFL	0.002634	0.009443	0.278978	0.7803
Moyenne de la variable dépendante	0.012903	Ecart-type de la variable dépendante		0.113223
Erreur standard de la régression	0.113578	Akaike		0.163245
Somme des carrés des résidus	1.973678	Schwarz		0.202515
Logvraisemblance	-10.65152	Hannan-Quinn		0.179196
Logvraisemblance restreinte	-10.68760	LR statistiques (1 variable)		0.072161
Logvraisemblance moyenne	-0.068719	McFadden R ²		0.003376
p-values (LR stat)	0.788216	Observations : Dep=0 / 1		153 / 2
Echantillon (ajusté) : 1990M03 2002M12 – 154 Observations				
C	-4.299491	0.857851	-5.011931	0.0000
DINFL	-0.020130	0.318955	-0.063113	0.9497
Moyenne de la variable dépendante	0.012987	Ecart-type de la variable dépendante		0.113588
Erreur standard de la régression	0.113960	Akaike		0.164578
Somme des carrés des résidus	1.974004	Schwarz		0.204019
Logvraisemblance	-10.67250	Hannan-Quinn		0.180599
Logvraisemblance restreinte	-10.67457	LR statistiques (1 variable)		0.004127
Logvraisemblance moyenne	-0.069302	McFadden R ²		0.000193
p-values (LR stat)	0.948780	Observations : Dep=0 / 1		152 / 2

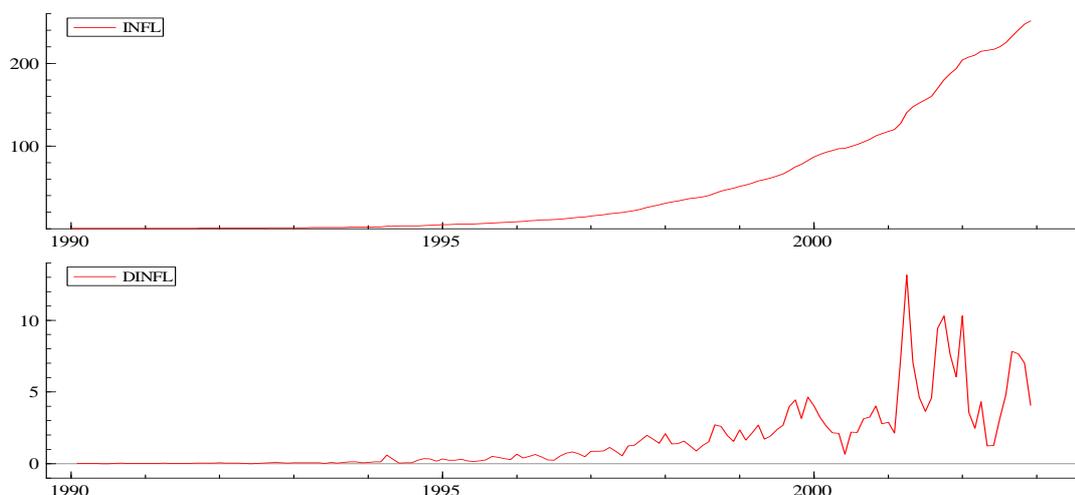


Tableau 18. BUDGET/GDP et DBUDGET/GDP

Variable dépendante : ISP1>3SD (3SD : 3 écarts-types plus sa moyenne)				
Méthode : Logit binominal (<i>Quadratic hill climbing</i>)				
Echantillon (ajusté) : 1990M02 2002M12 – 155 Observations				
Variable	Coefficient	Erreur standard	z-Statistiques	p-values
C	-7.798486	2.317545	-3.364977	0.0008
BUDGET/GDP	-73.74935	33.15944	-2.224083	0.0261
Moyenne de la variable dépendante	0.012903	Ecart-type de la variable dépendante		0.113223
Erreur standard de la régression	0.107221	Akaike		0.123065
Somme des carrés des résidus	1.758930	Schwarz		0.162335
Logvraisemblance	-7.537515	Hannan-Quinn		0.139015
Logvraisemblance restreinte	-10.68760	LR statistiques (1 variable)		6.300163
Logvraisemblance moyenne	-0.048629	McFadden R ²		0.224742
p-values (LR stat)	0.012073	Observations : Dep=0 / 1		153 / 2
Echantillon (ajusté) : 1990M03 2002M12 – 154 Observations				
C	-4.921374	0.971244	-5.067080	0.0000
DBUDGET/GDP	-124.8855	53.67469	-2.326711	0.0200
Moyenne de la variable dépendante	0.012987	Ecart-type de la variable dépendante		0.113588
Erreur standard de la régression	0.111897	Akaike		0.137417
Somme des carrés des résidus	1.903199	Schwarz		0.176858
Logvraisemblance	-8.581099	Hannan-Quinn		0.153438
Logvraisemblance restreinte	-10.67457	LR statistiques (1 variable)		4.186936
Logvraisemblance moyenne	-0.055721	McFadden R ²		0.196117
p-values (LR stat)	0.040737	Observations : Dep=0 / 1		152 / 2

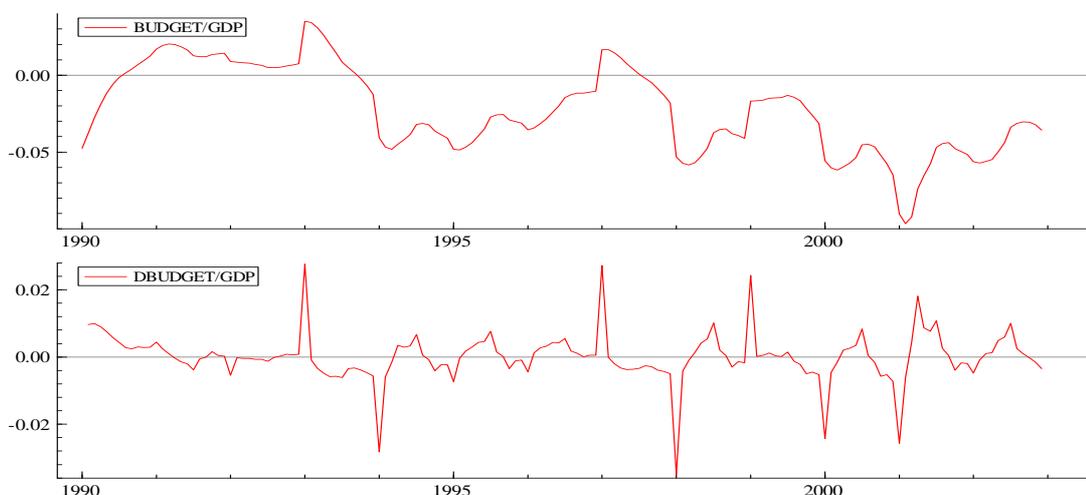


Tableau 19. M2/RES et DM2/RES

Variable dépendante : ISP1>3SD (3SD : 3 écarts-types plus sa moyenne)				
Méthode : Logit binominal (<i>Quadratic hill climbing</i>)				
Echantillon (ajusté) : 1990M02 2002M12 – 155 Observations				
Variable	Coefficient	Erreur standard	z-Statistiques	p-values
C	-5.025130	1.697241	-2.960763	0.0031
M2/RES	0.567412	0.455671	0.981241	0.2303
Moyenne de la variable dépendante	0.012903	Ecart-type de la variable dépendante		0.113223
Erreur standard de la régression	0.113555	Akaike		0.162304
Somme des carrés des résidus	1.972905	Schwarz		0.201574
Logvraisemblance	-10.57853	Hannan-Quinn		0.178254
Logvraisemblance restreinte	-10.68760	LR statistiques (1 variable)		0.218130
Logvraisemblance moyenne	-0.068249	McFadden R ²		0.070205
p-values (LR stat)	0.640468	Observations : Dep=0 / 1		153 / 2
Echantillon (ajusté) : 1990M03 2002M12 – 154 Observations				
C	-4.328742	0.712007	-6.079630	0.0000
DM2/RES	0.180761	3.059082	0.059090	0.9529
Moyenne de la variable dépendante	0.012987	Ecart-type de la variable dépendante		0.113588
Erreur standard de la régression	0.113960	Akaike		0.164582
Somme des carrés des résidus	1.973989	Schwarz		0.204023
Logvraisemblance	-10.67282	Hannan-Quinn		0.180603
Logvraisemblance restreinte	-10.67457	LR statistiques (1 variable)		0.003499
Logvraisemblance moyenne	-0.069304	McFadden R ²		0.000164
p-values (LR stat)	0.952832	Observations : Dep=0 / 1		152 / 2

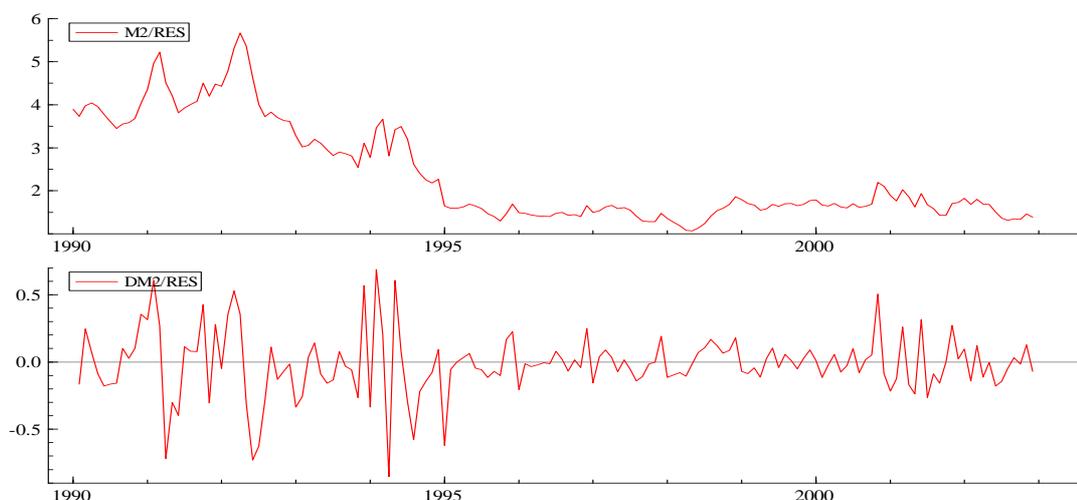


Tableau 20. RER-hpRER et DRER-hpRER

Variable dépendante : ISP1>3SD (3SD : 3 écarts-types plus sa moyenne)				
Méthode : Logit binominal (<i>Quadratic hill climbing</i>)				
Echantillon (ajusté) : 1990M02 2002M12 – 155 Observations				
Variable	Coefficient	Erreur standard	z-Statistiques	p-values
C	-4.345098	0.719018	-6.043101	0.0000
RER-hpRER	-7.447046	4.004953	-1.564151	0.1217
Moyenne de la variable dépendante	0.012903	Ecart-type de la variable dépendante		0.113223
Erreur standard de la régression	0.113463	Akaike		0.163219
Somme des carrés des résidus	1.969710	Schwarz		0.202489
Logvraisemblance	-10.64944	Hannan-Quinn		0.179169
Logvraisemblance restreinte	-10.68760	LR statistiques (1 variable)		0.076320
Logvraisemblance moyenne	-0.068706	McFadden R ²		0.083570
p-values (LR stat)	0.782348	Observations : Dep=0 / 1		153 / 2
Echantillon (ajusté) : 1990M03 2002M12 – 154 Observations				
C	-4.599748	0.829069	-5.548091	0.0000
DRER-hpRER	16.92229	9.961474	1.698773	0.0894
Moyenne de la variable dépendante	0.012987	Ecart-type de la variable dépendante		0.113588
Erreur standard de la régression	0.114093	Akaike		0.151877
Somme des carrés des résidus	1.978604	Schwarz		0.191318
Logvraisemblance	-9.694556	Hannan-Quinn		0.167898
Logvraisemblance restreinte	-10.67457	LR statistiques (1 variable)		1.960023
Logvraisemblance moyenne	-0.062952	McFadden R ²		0.091808
p-values (LR stat)	0.161511	Observations : Dep=0 / 1		152 / 2

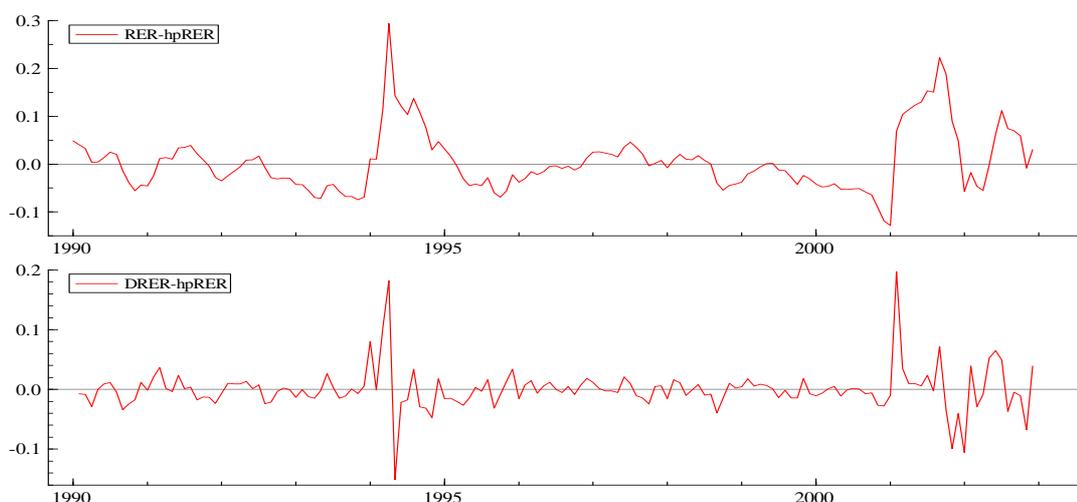


Tableau 21. CA/GDP et DCA/GDP

Variable dépendante : ISP1>3SD (3SD : 3 écarts-types plus sa moyenne)				
Méthode : Logit binomial (<i>Quadratic hill climbing</i>)				
Echantillon (ajusté) : 1990M02 2002M12 – 155 Observations				
Variable	Coefficient	Erreur standard	z-Statistiques	p-values
C	-4.503198	0.835149	-5.392088	0.0000
CA/GDP	-79.87689	154.1973	-0.518017	0.6044
Moyenne de la variable dépendante	0.012903	Ecart-type de la variable dépendante		0.113223
Erreur standard de la régression	0.113604	Akaike		0.162130
Somme des carrés des résidus	1.974592	Schwarz		0.201400
Logvraisemblance	-10.56511	Hannan-Quinn		0.178081
Logvraisemblance restreinte	-10.68760	LR statistiques (1 variable)		0.244969
Logvraisemblance moyenne	-0.068162	McFadden R ²		0.011460
p-values (LR stat)	0.620640	Observations : Dep=0 / 1		153 / 2
Echantillon (ajusté) : 1990M03 2002M12 – 154 Observations				
C	-4.363733	0.735176	-5.935631	0.0000
DCA/GDP	-101.3286	301.6398	-0.335926	0.7369
Moyenne de la variable dépendante	0.012987	Ecart-type de la variable dépendante		0.113588
Erreur standard de la régression	0.113954	Akaike		0.163855
Somme des carrés des résidus	1.973809	Schwarz		0.203295
Logvraisemblance	-10.61680	Hannan-Quinn		0.179875
Logvraisemblance restreinte	-10.67457	LR statistiques (1 variable)		0.115541
Logvraisemblance moyenne	-0.068940	McFadden R ²		0.005412
p-values (LR stat)	0.733922	Observations : Dep=0 / 1		152 / 2

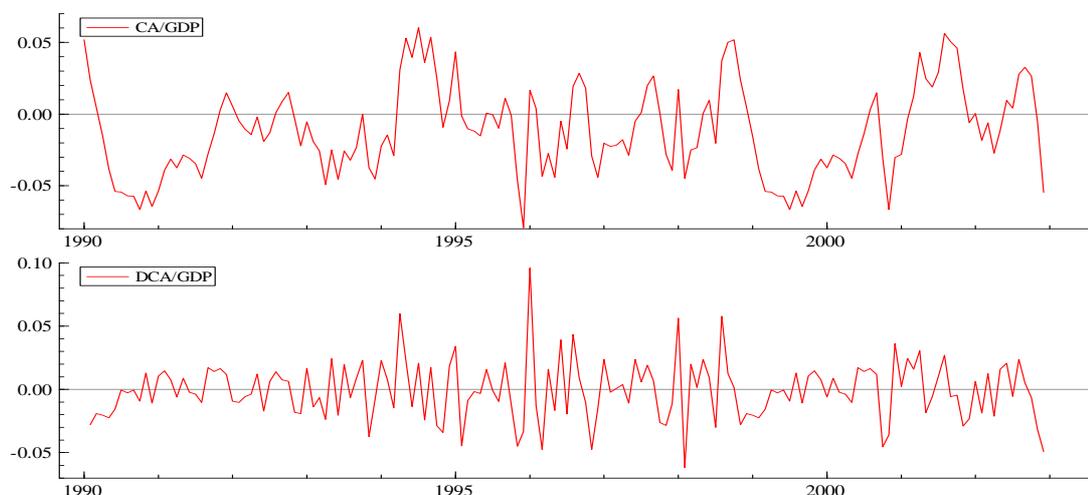


Tableau 22. SHORTDEBT/RES et DSHORTDEBT/RES

Variable dépendante : ISP1>3SD (3SD : 3 écarts-types plus sa moyenne)				
Méthode : Logit binominal (<i>Quadratic hill climbing</i>)				
Echantillon (ajusté) : 1990M02 2002M12 – 155 Observations				
Variable	Coefficient	Erreur standard	z-Statistiques	p-values
C	-6.955159	1.734184	-4.010624	0.0001
SHORTDEBT/RES	1.322166	0.571801	2.312283	0.0208
Moyenne de la variable dépendante	0.012903	Ecart-type de la variable dépendante		0.113223
Erreur standard de la régression	0.100816	Akaike		0.133615
Somme des carrés des résidus	1.555084	Schwarz		0.172885
Logvraisemblance	-8.355137	Hannan-Quinn		0.149565
Logvraisemblance restreinte	-10.68760	LR statistiques (1 variable)		4.664919
Logvraisemblance moyenne	-0.053904	McFadden R ²		0.218240
p-values (LR stat)	0.030785	Observations : Dep=0 / 1		153 / 2
Echantillon (ajusté) : 1990M03 2002M12 – 154 Observations				
C	-5.052811	1.006889	-5.018239	0.0000
DSHORTDEBT/RES	5.593443	2.255373	2.480052	0.0131
Moyenne de la variable dépendante	0.012987	Ecart-type de la variable dépendante		0.113588
Erreur standard de la régression	0.088046	Akaike		0.127871
Somme des carrés des résidus	1.578318	Schwarz		0.167312
Logvraisemblance	-7.846052	Hannan-Quinn		0.143892
Logvraisemblance restreinte	-10.67457	LR statistiques (1 variable)		5.657030
Logvraisemblance moyenne	-0.050948	McFadden R ²		0.204977
p-values (LR stat)	0.017386	Observations : Dep=0 / 1		152 / 2

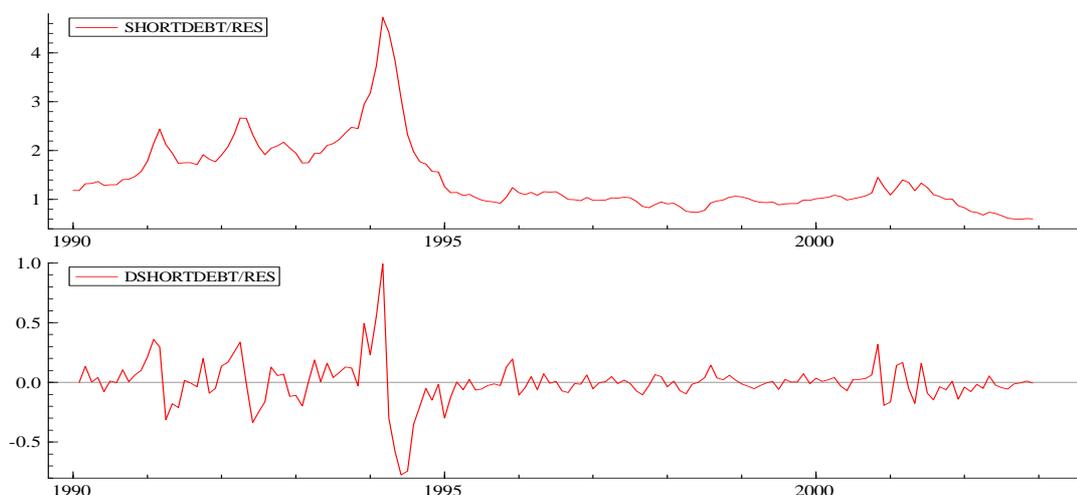


Tableau 23. FDI/PORTINVEST et DFDI/PORTINVEST

Variable dépendante : ISP1>3SD (3SD : 3 écarts-types plus sa moyenne)				
Méthode : Logit binominal (<i>Quadratic hill climbing</i>)				
Echantillon (ajusté) : 1990M02 2002M12 – 155 Observations				
Variable	Coefficient	Erreur standard	z-Statistiques	p-values
C	-4.468010	0.762763	-5.857662	0.0000
FDI/PORTINVEST	-0.009602	0.010064	-0.954105	0.3400
Moyenne de la variable dépendante	0.012903	Ecart-type de la variable dépendante		0.113223
Erreur standard de la régression	0.113836	Akaike		0.160068
Somme des carrés des résidus	1.982666	Schwarz		0.199338
Logvraisemblance	-10.40530	Hannan-Quinn		0.176019
Logvraisemblance restreinte	-10.68760	LR statistiques (1 variable)		0.564593
Logvraisemblance moyenne	-0.067131	McFadden R ²		0.026413
p-values (LR stat)	0.452416	Observations : Dep=0 / 1		153 / 2
Echantillon (ajusté) : 1990M03 2002M12 – 154 Observations				
C	-4.527800	0.796850	-5.682125	0.0000
DFDI/PORTINVEST	-0.014638	0.010488	-1.395668	0.1628
Moyenne de la variable dépendante	0.012987	Ecart-type de la variable dépendante		0.113588
Erreur standard de la régression	0.114373	Akaike		0.156224
Somme des carrés des résidus	1.988348	Schwarz		0.195664
Logvraisemblance	-10.02921	Hannan-Quinn		0.172244
Logvraisemblance restreinte	-10.67457	LR statistiques (1 variable)		1.290712
Logvraisemblance moyenne	-0.065125	McFadden R ²		0.060457
p-values (LR stat)	0.255917	Observations : Dep=0 / 1		152 / 2

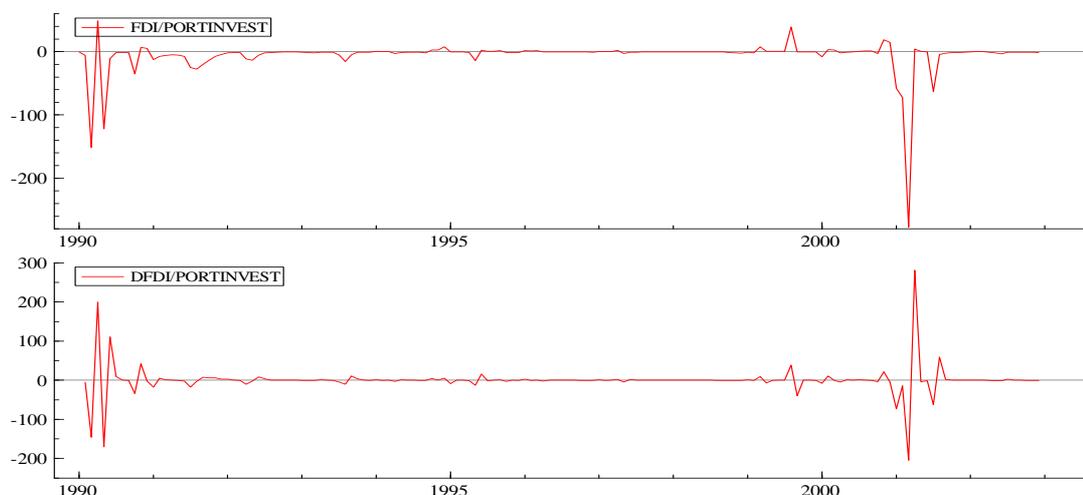


Tableau 24. TOT et DTOT

Variable dépendante : ISP1>3SD (3SD : 3 écarts-types plus sa moyenne)				
Méthode : Logit binominal (<i>Quadratic hill climbing</i>)				
Echantillon (ajusté) : 1990M02 2002M12 – 155 Observations				
Variable	Coefficient	Erreur standard	z-Statistiques	p-values
C	-9.918868	10.59787	-0.935930	0.3493
TOT	-5.110638	4.559192	-1.134631	0.2229
Moyenne de la variable dépendante	0.012903	Ecart-type de la variable dépendante		0.113223
Erreur standard de la régression	0.113393	Akaike		0.161837
Somme des carrés des résidus	1.967284	Schwarz		0.201107
Logvraisemblance	-10.54238	Hannan-Quinn		0.177788
Logvraisemblance restreinte	-10.68760	LR statistiques (1 variable)		0.290435
Logvraisemblance moyenne	-0.068015	McFadden R ²		0.073587
p-values (LR stat)	0.589942	Observations : Dep=0 / 1		153 / 2
Echantillon (ajusté) : 1990M03 2002M12 – 154 Observations				
C	-4.347221	0.723220	-6.010925	0.0000
DTOT	-4.395060	19.06824	-0.230491	0.8177
Moyenne de la variable dépendante	0.012987	Ecart-type de la variable dépendante		0.113588
Erreur standard de la régression	0.113955	Akaike		0.164264
Somme des carrés des résidus	1.973823	Schwarz		0.203705
Logvraisemblance	-10.64832	Hannan-Quinn		0.180285
Logvraisemblance restreinte	-10.67457	LR statistiques (1 variable)		0.052493
Logvraisemblance moyenne	-0.069145	McFadden R ²		0.002459
p-values (LR stat)	0.818781	Observations : Dep=0 / 1		152 / 2

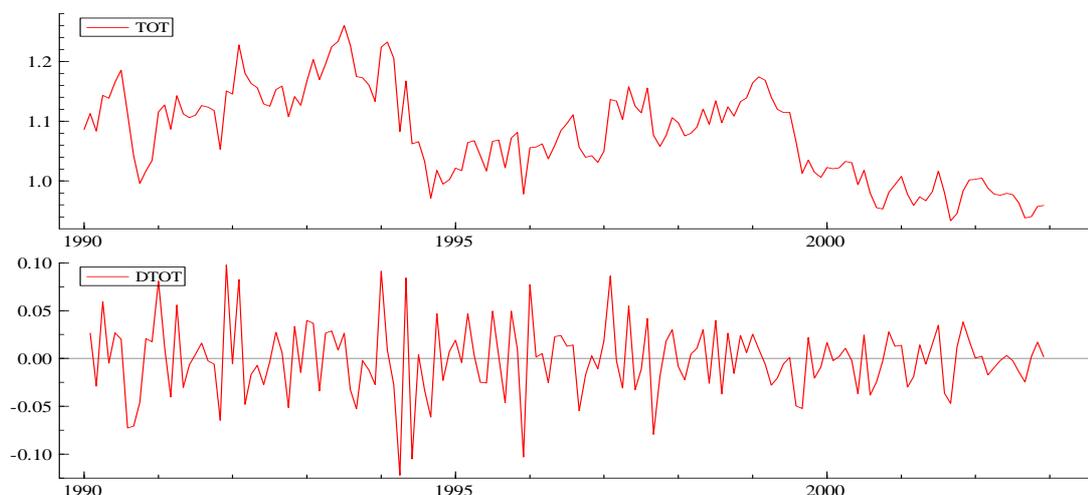


Tableau 25. NIRUS et DNIRUS

Variable dépendante : ISP1>3SD (3SD : 3 écarts-types plus sa moyenne)				
Méthode : Logit binominal (<i>Quadratic hill climbing</i>)				
Echantillon (ajusté) : 1990M02 2002M12 – 155 Observations				
Variable	Coefficient	Erreur standard	z-Statistiques	p-values
C	-3.732160	2.135273	-1.747861	0.0805
NIRUS	-0.124390	0.428348	-0.290393	0.7715
Moyenne de la variable dépendante	0.012903	Ecart-type de la variable dépendante		0.113223
Erreur standard de la régression	0.113583	Akaike		0.163173
Somme des carrés des résidus	1.973866	Schwarz		0.202443
Logvraisemblance	-10.64592	Hannan-Quinn		0.179124
Logvraisemblance restreinte	-10.68760	LR statistiques (1 variable)		0.083361
Logvraisemblance moyenne	-0.068683	McFadden R ²		0.003900
p-values (LR stat)	0.772794	Observations : Dep=0 / 1		153 / 2
Echantillon (ajusté) : 1990M03 2002M12 – 154 Observations				
C	-4.788076	0.948006	-5.050680	0.0000
DNIRUS	-3.419205	2.615514	-1.307279	0.1911
Moyenne de la variable dépendante	0.012987	Ecart-type de la variable dépendante		0.113588
Erreur standard de la régression	0.108953	Akaike		0.154953
Somme des carrés des résidus	1.804359	Schwarz		0.194394
Logvraisemblance	-9.931372	Hannan-Quinn		0.170974
Logvraisemblance restreinte	-10.67457	LR statistiques (1 variable)		1.486391
Logvraisemblance moyenne	-0.064489	McFadden R ²		0.069623
p-values (LR stat)	0.222777	Observations : Dep=0 / 1		152

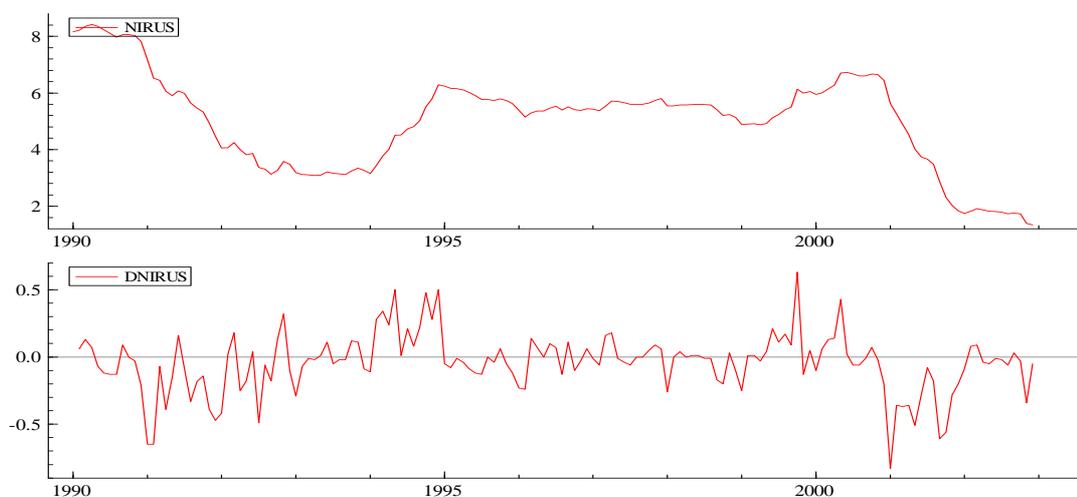


Tableau 26. BLOAN/BDEPO et DBLOAN/BDEPO

Variable dépendante : ISP1>3SD (3SD : 3 écarts-types plus sa moyenne)				
Méthode : Logit binominal (<i>Quadratic hill climbing</i>)				
Echantillon (ajusté) : 1990M02 2002M12 – 155 Observations				
Variable	Coefficient	Erreur standard	z-Statistiques	p-values
C	-9.213397	4.425211	-2.082024	0.0373
BLOAN/BDEPO	2.553330	2.098277	1.216870	0.2237
Moyenne de la variable dépendante	0.012903	Ecart-type de la variable dépendante		0.113223
Erreur standard de la régression	0.113387	Akaike		0.152224
Somme des carrés des résidus	1.967051	Schwarz		0.191494
Logvraisemblance	-9.797391	Hannan-Quinn		0.168175
Logvraisemblance restreinte	-10.68760	LR statistiques (1 variable)		1.780412
Logvraisemblance moyenne	-0.063209	McFadden R ²		0.083293
p-values (LR stat)	0.182099	Observations : Dep=0 / 1		153 / 2
Echantillon (ajusté) : 1990M03 2002M12 – 154 Observations				
C	-4.416373	0.775668	-5.693638	0.0000
DBLOAN/BDEPO	5.503330	11.05646	0.497748	0.6187
Moyenne de la variable dépendante	0.012987	Ecart-type de la variable dépendante		0.113588
Erreur standard de la régression	0.113716	Akaike		0.162836
Somme des carrés des résidus	1.965566	Schwarz		0.202277
Logvraisemblance	-10.53835	Hannan-Quinn		0.178857
Logvraisemblance restreinte	-10.67457	LR statistiques (1 variable)		0.272435
Logvraisemblance moyenne	-0.068431	McFadden R ²		0.012761
p-values (LR stat)	0.601703	Observations : Dep=0 / 1		152 / 2

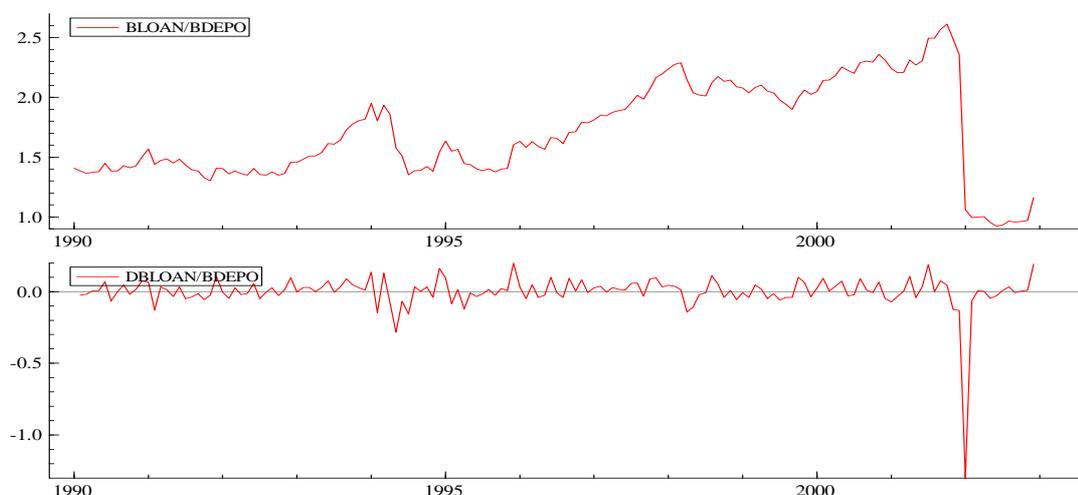


Tableau 27. BRES/BASSET et DBRES/BASSET

Variable dépendante : ISP1>3SD (3SD : 3 écarts-types plus sa moyenne)				
Méthode : Logit binomial (<i>Quadratic hill climbing</i>)				
Echantillon (ajusté) : 1990M02 2002M12 – 155 Observations				
Variable	Coefficient	Erreur standard	z-Statistiques	p-values
C	-1.412960	3.087285	-0.457671	0.6472
BRES/BASSET	-25.43618	28.44600	-0.894192	0.3712
Moyenne de la variable dépendante	0.012903	Ecart-type de la variable dépendante		0.113223
Erreur standard de la régression	0.112757	Akaike		0.157488
Somme des carrés des résidus	1.945268	Schwarz		0.196758
Logvraisemblance	-10.20531	Hannan-Quinn		0.173439
Logvraisemblance restreinte	-10.68760	LR statistiques (1 variable)		0.964566
Logvraisemblance moyenne	-0.065841	McFadden R ²		0.045126
p-values (LR stat)	0.326039	Observations : Dep=0 / 1		153 / 2
Echantillon (ajusté) : 1990M03 2002M12 – 154 Observations				
C	-4.537947	0.847119	-5.356915	0.0000
DBRES/BASSET	116.7637	114.1160	1.023202	0.3062
Moyenne de la variable dépendante	0.012987	Ecart-type de la variable dépendante		0.113588
Erreur standard de la régression	0.112999	Akaike		0.157727
Somme des carrés des résidus	1.940842	Schwarz		0.197168
Logvraisemblance	-10.14495	Hannan-Quinn		0.173747
Logvraisemblance restreinte	-10.67457	LR statistiques (1 variable)		1.059244
Logvraisemblance moyenne	-0.065876	McFadden R ²		0.049615
p-values (LR stat)	0.303388	Observations : Dep=0 / 1		152 / 2

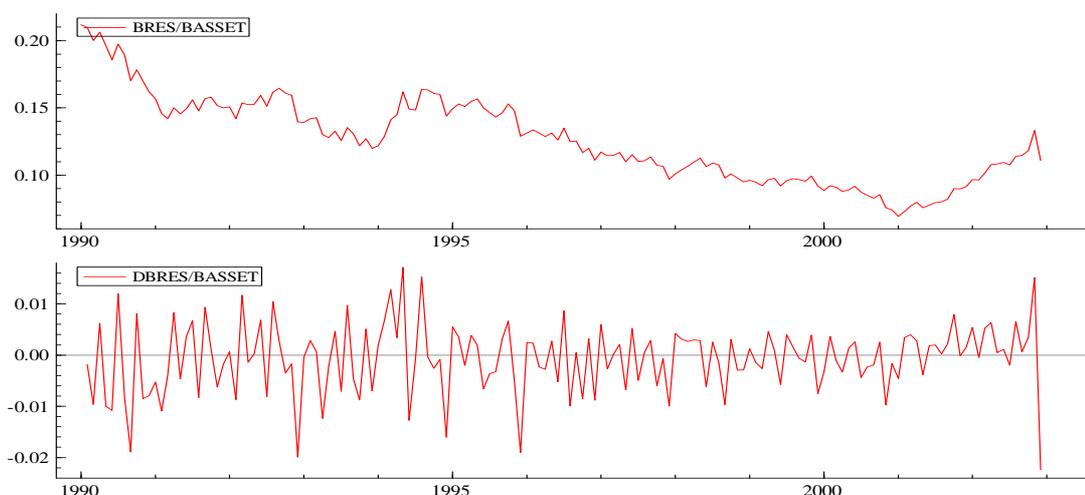


Tableau 28. BDEPO/M2 et DBDEPO/M2

Variable dépendante : ISP1>3SD (3SD : 3 écarts-types plus sa moyenne)				
Méthode : Logit binominal (<i>Quadratic hill climbing</i>)				
Echantillon (ajusté) : 1990M02 2002M12 – 155 Observations				
Variable	Coefficient	Erreur standard	z-Statistiques	p-values
C	-6.510345	4.629631	-1.406234	0.1597
BDEPO/M2	1.109408	2.266655	0.489447	0.6245
Moyenne de la variable dépendante	0.012903	Ecart-type de la variable dépendante		0.113223
Erreur standard de la régression	0.113581	Akaike		0.161993
Somme des carrés des résidus	1.973801	Schwarz		0.201263
Logvraisemblance	-10.55442	Hannan-Quinn		0.177943
Logvraisemblance restreinte	-10.68760	LR statistiques (1 variable)		0.266355
Logvraisemblance moyenne	-0.068093	McFadden R ²		0.012461
p-values (LR stat)	0.605787	Observations : Dep=0 / 1		153 / 2
Echantillon (ajusté) : 1990M03 2002M12 – 154 Observations				
C	-4.329594	0.712379	-6.077652	0.0000
DBDEPO/M2	-0.240324	7.914485	-0.030365	0.9758
Moyenne de la variable dépendante	0.012987	Ecart-type de la variable dépendante		0.113588
Erreur standard de la régression	0.113960	Akaike		0.164599
Somme des carrés des résidus	1.974023	Schwarz		0.204040
Logvraisemblance	-10.67411	Hannan-Quinn		0.180620
Logvraisemblance restreinte	-10.67457	LR statistiques (1 variable)		0.009210
Logvraisemblance moyenne	-0.069312	McFadden R ²		0.000431
p-values (LR stat)	0.975794	Observations : Dep=0 / 1		152 / 2

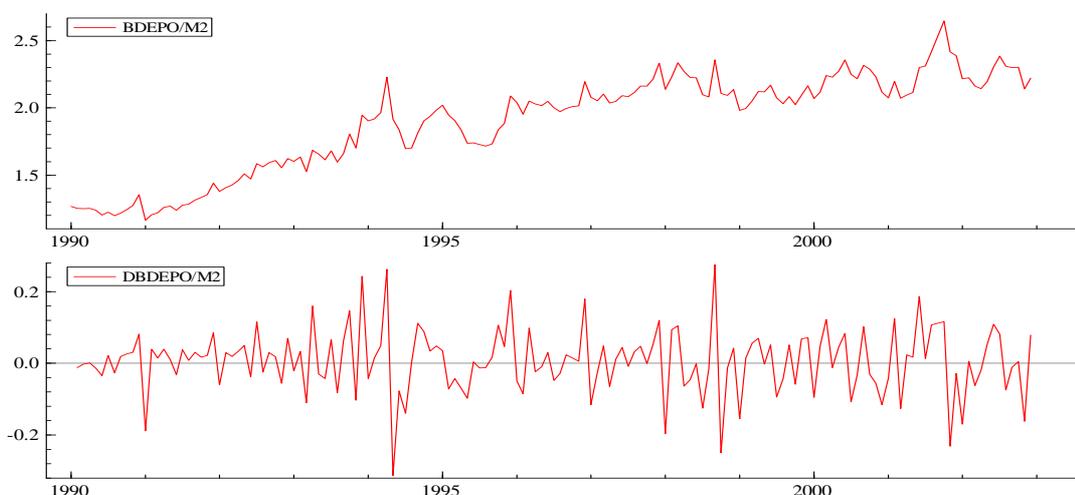


Tableau 29. BSHORTPOS et DBSHORTPOS

Variable dépendante : ISP1>3SD (3SD : 3 écarts-types plus sa moyenne)				
Méthode : Logit binominal (<i>Quadratic hill climbing</i>)				
Echantillon (ajusté) : 1990M02 2002M12 – 155 Observations				
Variable	Coefficient	Erreur standard	z-Statistiques	p-values
C	-0.762573	3.052498	-0.249819	0.8027
BSHORTPOS	-3.541579	3.314606	-1.068477	0.2853
Moyenne de la variable dépendante	0.012903	Ecart-type de la variable dépendante		0.113223
Erreur standard de la régression	0.112630	Akaike		0.153204
Somme des carrés des résidus	1.940892	Schwarz		0.192474
Logvraisemblance	-9.873337	Hannan-Quinn		0.169155
Logvraisemblance restreinte	-10.68760	LR statistiques (1 variable)		1.628520
Logvraisemblance moyenne	-0.063699	McFadden R ²		0.076187
p-values (LR stat)	0.201908	Observations : Dep=0 / 1		153 / 2
Echantillon (ajusté) : 1990M03 2002M12 – 154 Observations				
C	-4.558275	0.837302	-5.444007	0.0000
DBSHORTPOS	-6.315855	6.235221	-1.012932	0.3111
Moyenne de la variable dépendante	0.012987	Ecart-type de la variable dépendante		0.113588
Erreur standard de la régression	0.114097	Akaike		0.158782
Somme des carrés des résidus	1.978757	Schwarz		0.198223
Logvraisemblance	-10.22621	Hannan-Quinn		0.174803
Logvraisemblance restreinte	-10.67457	LR statistiques (1 variable)		0.896712
Logvraisemblance moyenne	-0.066404	McFadden R ²		0.042002
p-values (LR stat)	0.343665	Observations : Dep=0 / 1		152 / 2

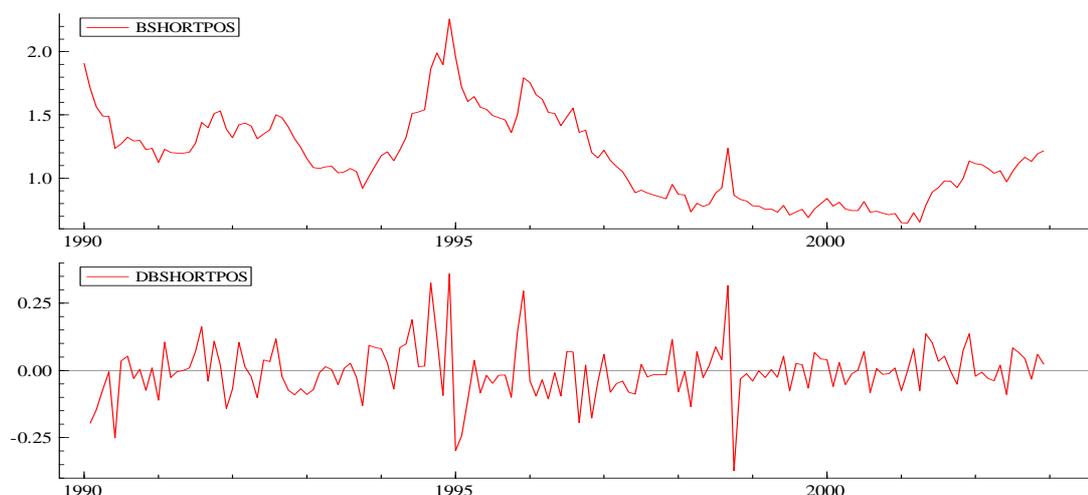


Tableau 30. CBCRED/BLIAB et DCBCRED/BLIAB

Variable dépendante : ISP1>3SD (3SD : 3 écarts-types plus sa moyenne)				
Méthode : Logit binominal (<i>Quadratic hill climbing</i>)				
Echantillon (ajusté) : 1990M02 2002M12 – 155 Observations				
Variable	Coefficient	Erreur standard	z-Statistiques	p-values
C	-4.429563	1.121113	-3.951041	0.0001
CBCRED/BLIAB	3.010039	27.42246	0.109765	0.9126
Moyenne de la variable dépendante	0.012903	Ecart-type de la variable dépendante		0.113223
Erreur standard de la régression	0.113592	Akaike		0.163637
Somme des carrés des résidus	1.974187	Schwarz		0.202907
Logvraisemblance	-10.68189	Hannan-Quinn		0.179588
Logvraisemblance restreinte	-10.68760	LR statistiques (1 variable)		0.011419
Logvraisemblance moyenne	-0.068915	McFadden R ²		0.000534
p-values (LR stat)	0.914898	Observations : Dep=0 / 1		153 / 2
Echantillon (ajusté) : 1990M03 2002M12 – 154 Observations				
C	-4.588119	0.811873	-5.651278	0.0000
DCBCRED/BLIAB	-30.53716	23.23148	-1.144924	0.1810
Moyenne de la variable dépendante	0.012987	Ecart-type de la variable dépendante		0.113588
Erreur standard de la régression	0.115697	Akaike		0.151576
Somme des carrés des résidus	2.034639	Schwarz		0.191017
Logvraisemblance	-9.671344	Hannan-Quinn		0.167597
Logvraisemblance restreinte	-10.67457	LR statistiques (1 variable)		1.806446
Logvraisemblance moyenne	-0.062801	McFadden R ²		0.063983
p-values (LR stat)	0.156632	Observations : Dep=0 / 1		152 / 2

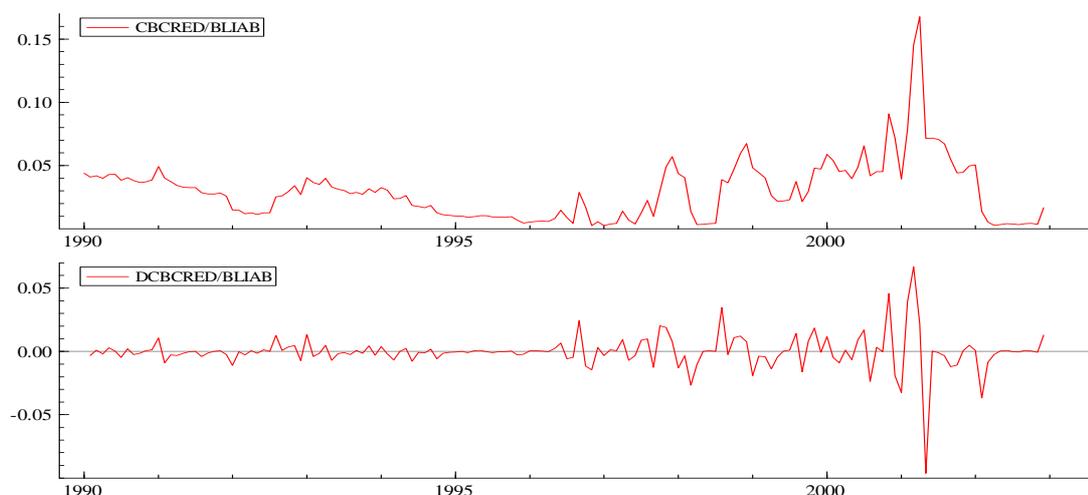
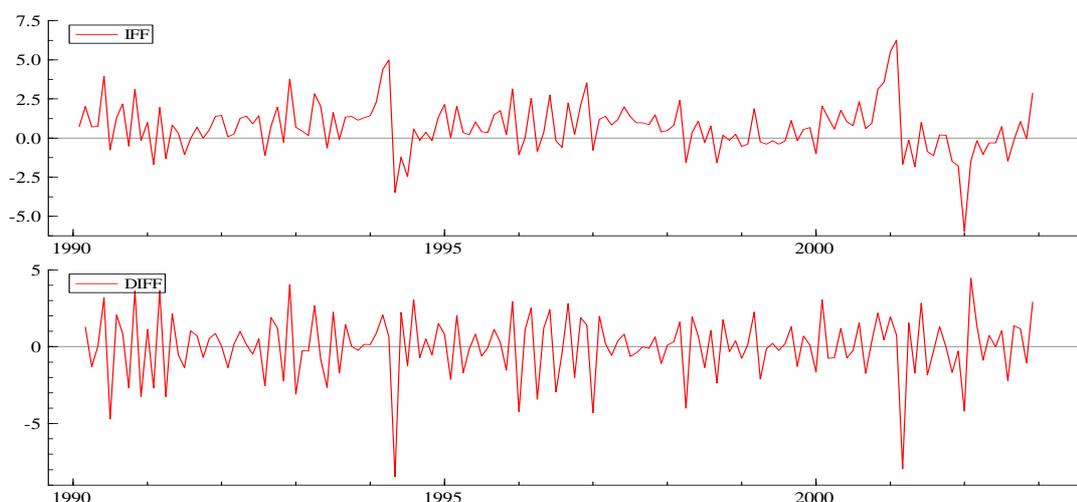


Tableau 31. IFF et DIFF

Variable dépendante : ISP1>3SD (3SD : 3 écarts-types plus sa moyenne)				
Méthode : Logit binomial (<i>Quadratic hill climbing</i>)				
Echantillon (ajusté) : 1990M03 2002M12 – 154 Observations				
Variable	Coefficient	Erreur standard	z-Statistiques	p-values
C	-7.307497	2.177216	-3.356350	0.0008
IFF	0.998513	0.365910	2.728848	0.0064
Moyenne de la variable dépendante	0.012987	Ecart-type de la variable dépendante		0.113588
Erreur standard de la régression	0.100479	Akaike		0.085360
Somme des carrés des résidus	1.534599	Schwarz		0.124801
Logvraisemblance	-4.572731	Hannan-Quinn		0.101381
Logvraisemblance restreinte	-10.67457	LR statistiques (1 variable)		7.20367
Logvraisemblance moyenne	-0.029693	McFadden R ²		0.221624
p-values (LR stat)	0.000477	Observations : Dep=0 / 1		152 / 2
Echantillon (ajusté) : 1990M04 2002M12 – 153 Observations				
C	-8.366853	2.919935	-2.865424	0.0042
DIFF	1.064016	0.759082	1.531664	0.1256
Moyenne de la variable dépendante	0.013072	Ecart-type de la variable dépendante		0.113956
Erreur standard de la régression	0.085367	Akaike		0.095976
Somme des carrés des résidus	1.800409	Schwarz		0.145589
Logvraisemblance	-4.577151	Hannan-Quinn		0.122068
Logvraisemblance restreinte	-10.66145	LR statistiques (1 variable)		5.61860-
Logvraisemblance moyenne	0.029916	McFadden R ²		0.12682
p-values (LR stat)	0.000886	Observations : Dep=0 / 1		151 / 2



Annexe 6. Modèles logit *back-step* avec des indicateurs retardés d'un mois (jan. 1990-déc 2002)

Tableau 32. Les variables explicatives du secteur public et réel

Variable dépendante : ISP1>3SD (3SD : 3 écarts-types plus sa moyenne)				
Méthode : Logit binominal (<i>Quadratic hill climbing</i>)				
Echantillon (ajusté) : 1990M03 2002M12 – 154 Observations				
Variable	Coefficient	Erreur standard	z-Statistiques	p-values
C	-4.276502	0.889128	-4.809769	0.0000
DISE	0.000566	0.000623	0.907751	0.3640
DINFL	-0.158640	0.459720	-0.345079	0.7300
BUDGET/GDP	-53.70946	36.94886	-2.147828	0.0317
M2/RES	0.882720	0.716331	1.353079	0.1506
Moyenne de la variable dépendante	0.012987	Ecart-type de la variable dépendante		0.113588
Erreur standard de la régression	0.112805	Akaike		0.157415
Somme des carrés des résidus	1.608742	Schwarz		0.236297
Logvraisemblance	-8.120938	Hannan-Quinn		0.189456
Logvraisemblance restreinte	-10.67457	LR statistiques (4 variables)		7.107259
Logvraisemblance moyenne	-0.052733	McFadden R ²		0.339226
p-values (LR stat)	0.008167	Observations : Dep=0 / 1		152 / 2
Echantillon (ajusté) : 1990M03 2002M12 – 154 Observations				
C	-24.00339	17.61445	-1.362710	0.1730
DISE	0.000666	0.000631	0.071751	0.9248
BUDGET/GDP	-66.09237	46.03583	-1.569447	0.1165
M2/RES	3.960598	3.525855	1.523301	0.1213
Moyenne de la variable dépendante	0.012903	Ecart-type de la variable dépendante		0.113223
Erreur standard de la régression	0.120463	Akaike		0.163501
Somme des carrés des résidus	1.647779	Schwarz		0.242041
Logvraisemblance	-4.796345	Hannan-Quinn		0.195402
Logvraisemblance restreinte	-10.68760	LR statistiques (3 variables)		6.978250
Logvraisemblance moyenne	-0.030944	McFadden R ²		0.311223
p-values (LR stat)	0.104110	Observations : Dep=0 / 1		152 / 2
Echantillon (ajusté) : 1990M02 2002M12 – 155 Observations				
C	-23.16418	14.84443	-1.560463	0.1187
BUDGET/GDP	-65.50951	44.30277	-1.587260	0.1125
M2/RES	3.768091	2.815921	1.438138	0.1309
Moyenne de la variable dépendante	0.012903	Ecart-type de la variable dépendante		0.113223
Erreur standard de la régression	0.104261	Akaike		0.100654
Somme des carrés des résidus	1.652279	Schwarz		0.159559
Logvraisemblance	-4.800715	Hannan-Quinn		0.124580
Logvraisemblance restreinte	-10.68760	LR statistiques (2 variables)		6.773760
Logvraisemblance moyenne	-0.030972	McFadden R ²		0.300814
p-values (LR stat)	0.114290	Observations : Dep=0 / 1		153 / 2

Tableau 33. Les variables explicatives de l'équilibre extérieur et des flux de capitaux

Variable dépendante : ISP1>3SD (3SD : 3 écarts-types plus sa moyenne)				
Méthode : Logit binominal (<i>Quadratic hill climbing</i>)				
Echantillon (ajusté) : 1990M03 2002M12 – 154 Observations				
Variable	Coefficient	Erreur standard	z-Statistiques	p-values
C	-11.32039	7.857995	-1.079215	0.4378
RER-hpRER	-55.59394	35.10145	-1.583808	0.1132
SHORTDEBT/RES	7.642082	4.834764	1.580653	0.1140
FDI/PORTINVEST	-0.034998	0.024031	-1.106354	0.2453
TOT	-54.15694	45.93730	-1.278932	0.1874
DNIRUS	-15.27334	11.61910	-1.014503	0.3887
Moyenne de la variable dépendante	0.012903	Ecart-type de la variable dépendante		0.113223
Erreur standard de la régression	0.109034	Akaike		0.114002
Somme des carrés des résidus	1.326359	Schwarz		0.212177
Logvraisemblance	-3.835117	Hannan-Quinn		0.153878
Logvraisemblance restreinte	-10.68760	LR statistiques (5 variables)		8.700496
Logvraisemblance moyenne	-0.024743	McFadden R ²		0.371162
p-values (LR stat)	0.008299	Observations : Dep=0 / 1		152 / 2
Echantillon (ajusté) : 1990M02 2002M12 – 155 Observations				
C	-7.980492	3.129481	-2.550101	0.0108
RER-hpRER	-31.90632	22.66225	-1.606644	0.1337
SHORTDEBT/RES	11.40473	5.571382	2.047020	0.0407
FDI/PORTINVEST	-0.018219	0.017954	-1.014790	0.3102
TOT	-39.30879	27.94215	-1.270544	0.1867
Moyenne de la variable dépendante	0.012987	Ecart-type de la variable dépendante		0.113588
Erreur standard de la régression	0.105667	Akaike		0.146264
Somme des carrés des résidus	1.463661	Schwarz		0.244866
Logvraisemblance	-6.262314	Hannan-Quinn		0.186316
Logvraisemblance restreinte	-10.67457	LR statistiques (4 variables)		6.824506
Logvraisemblance moyenne	-0.040664	McFadden R ²		0.313343
p-values (LR stat)	0.065639	Observations : Dep=0 / 1		153 / 2
Echantillon (ajusté) : 1990M02 2002M12 – 155 Observations				
C	25.82317	21.86085	1.181252	0.2375
RER-hpRER	-35.22090	18.60615	-1.892971	0.0584
SHORTDEBT/RES	5.241099	2.551735	2.053935	0.0400
TOT	-38.55529	25.59744	-1.506217	0.1320
Moyenne de la variable dépendante	0.012903	Ecart-type de la variable dépendante		0.113223
Erreur standard de la régression	0.097992	Akaike		0.117729
Somme des carrés des résidus	1.449958	Schwarz		0.196269
Logvraisemblance	-5.123998	Hannan-Quinn		0.149630
Logvraisemblance restreinte	-10.68760	LR statistiques (3 variables)		11.12720
Logvraisemblance moyenne	-0.033058	McFadden R ²		0.400566
p-values (LR stat)	0.011058	Observations : Dep=0 / 1		153 / 2

Tableau 34. Les variables explicatives du secteur bancaire et financier

Variable dépendante : ISP1>3SD (3SD : 3 écarts-types plus sa moyenne)				
Méthode : Logit binominal (<i>Quadratic hill climbing</i>)				
Echantillon (ajusté) : 1990M02 2002M12 – 155 Observations				
Variable	Coefficient	Erreur standard	z-Statistiques	p-values
C	-6.077781	1.761227	-3.450880	0.0006
BLOAN/BDEPO	5.842677	13.64449	0.428208	0.6685
BRES/BASSET	29.02512	18.00493	1.162189	0.2452
BSHORTPOS	-10.36877	7.706884	-1.345391	0.1785
CBCRED/BLIAB	-79.29772	38.79861	-1.193829	0.2310
Moyenne de la variable dépendante	0.012987	Ecart-type de la variable dépendante		0.113588
Erreur standard de la régression	0.120013	Akaike		0.194244
Somme des carrés des résidus	2.003341	Schwarz		0.322846
Logvraisemblance	-7.646775	Hannan-Quinn		0.240296
Logvraisemblance restreinte	-10.67457	LR statistiques (4 variables)		5.055585
Logvraisemblance moyenne	-0.049654	McFadden R ²		0.183645
p-values (LR stat)	0.195035	Observations : Dep=0 / 1		153 / 2
Echantillon (ajusté) : 1990M02 2002M12 – 155 Observations				
C	-6.167509	1.866022	-3.305163	0.0009
BRES/BASSET	23.04287	18.03274	1.288926	0.1974
BSHORTPOS	-10.38101	7.967950	-1.365918	0.1674
CBCRED/BLIAB	-80.51838	40.45895	-1.290125	0.1806
Moyenne de la variable dépendante	0.012987	Ecart-type de la variable dépendante		0.113588
Erreur standard de la régression	0.112487	Akaike		0.152707
Somme des carrés des résidus	1.898014	Schwarz		0.231589
Logvraisemblance	-7.758458	Hannan-Quinn		0.184749
Logvraisemblance restreinte	-10.67457	LR statistiques (3 variables)		5.832218
Logvraisemblance moyenne	-0.050380	McFadden R ²		0.273183
p-values (LR stat)	0.120065	Observations : Dep=0 / 1		153 / 2
Echantillon (ajusté) : 1990M02 2002M12 – 155 Observations				
C	-5.226764	1.192226	-4.384036	0.0000
BSHORTPOS	-10.10374	7.058734	-1.431382	0.1523
CBCRED/BLIAB	-59.78209	40.26342	-1.185391	0.2482
Moyenne de la variable dépendante	0.012987	Ecart-type de la variable dépendante		0.113588
Erreur standard de la régression	0.114440	Akaike		0.152492
Somme des carrés des résidus	1.977559	Schwarz		0.211653
Logvraisemblance	-8.741856	Hannan-Quinn		0.176523
Logvraisemblance restreinte	-10.67457	LR statistiques (2 variables)		3.865423
Logvraisemblance moyenne	-0.056765	McFadden R ²		0.181058
p-values (LR stat)	0.144755	Observations : Dep=0 / 1		153 / 2

Annexe 7. Modèles logit *back-step* avec des indicateurs retardés de trois, six et douze mois (jan. 1990-déc 2002)

Tableau 35. Les variables explicatives du secteur public et réel aux différents retards

Variable dépendante : ISP1>3SD					
Méthode : ML - Logit binominal (<i>Quadratic hill climbing</i>)					
Echantillon (ajusté) : 1990M05 2002M12 – 152 Observations					
Variable	Coefficient	Erreur standard	z-Statistiques	p-values	
C	-8.214009	3.441381	-2.386835	0.0170	
DISE_3	-0.000115	0.000707	-0.162853	0.8706	
DINFL_3	-0.075756	0.345690	-0.219143	0.8265	
BUDGET/GDP_3	-54.18008	33.54307	-1.615239	0.1063	
M2/RES_3	0.969116	0.885632	1.181351	0.2264	
Echantillon (ajusté) : 1990M05 2002M12 – 152 Observations					
C	-8.232629	3.440767	-2.392673	0.0167	
DINFL_3	-0.084844	0.339867	-0.249639	0.8029	
BUDGET/GDP_3	-55.19512	32.91350	-1.676975	0.0935	
M2/RES_3	1.070852	0.885301	1.293679	0.1353	
Echantillon (ajusté) : 1990M04 2002M12 – 153 Observations					
C	-8.145228	3.292147	-2.474139	0.0134	
BUDGET/GDP_3	-50.32026	30.52096	-1.648712	0.0992	
M2/RES_3	1.136421	0.840527	1.395114	0.1197	
Echantillon (ajusté) : 1990M08 2002M12 – 149 Observations					
C	-3.396572	2.543685	-1.335296	0.1818	
DISE_6	-0.000564	0.001029	-0.547851	0.5838	
DINFL_6	-0.159492	0.885479	-0.072414	0.9245	
BUDGET/GDP_6	3.396278	20.85202	0.294730	0.7255	
M2/RES_6	-0.296934	0.945569	-0.251165	0.7853	
Echantillon (ajusté) : 1990M08 2002M12 – 149 Observations					
C	-3.618625	2.401377	-1.506896	0.1318	
DISE_6	-0.000542	0.000958	-0.566313	0.5712	
BUDGET/GDP_6	4.101295	33.24992	0.313573	0.7637	
M2/RES_6	-0.247701	1.023976	-0.200616	0.8309	
Echantillon (ajusté) : 1990M08 2002M12 – 149 Observations					
C	-4.371613	0.758465	-5.763761	0.0000	
DISE_6	-0.000497	0.000796	-0.624526	0.5323	
BUDGET/GDP_6	-38.92747	91.21302	-0.426775	0.6695	
Echantillon (ajusté) : 1990M08 2002M12 – 149 Observations					
C	-4.344156	0.743732	-5.841020	0.0000	
DISE_6	-0.000487	0.000845	-0.576742	0.5641	

Echantillon (ajusté) : 1991M02 2002M12 – 143 Observations				
C	-11.47163	6.363261	-1.802792	0.0714
DIPROD_12	0.928422	0.712292	1.316305	0.1994
DISE_12	-0.003740	0.002853	-1.301079	0.1898
DINFL_12	0.119639	0.337862	0.354106	0.7233
BUDGET/GDP_12	10.13804	31.10784	0.325900	0.7445
Echantillon (ajusté) : 1991M02 2002M12 – 143 Observations				
C	-12.78800	7.351222	-1.739575	0.0819
DIPROD_12	1.093921	0.753690	1.504615	0.1324
DISE_12	-0.004403	0.004212	-1.282545	0.1997
DINFL_12	-1.298823	2.380661	-0.545572	0.5854
Echantillon (ajusté) : 1991M02 2002M12 – 143 Observations				
C	-10.71763	6.098001	-1.502792	0.1014
DIPROD_12	0.981520	0.812099	1.210505	0.2194
DISE_12	-0.004090	0.002137	-1.317210	0.1215
Echantillon (ajusté) : 1991M02 2002M12 – 143 Observations				
DISE_12	-0.005701	0.002110	-1.415560	0.1080

Tableau 36. Les variables explicatives de l'équilibre extérieur et des flux de capitaux aux différents retards

Variable dépendante : ISP1>3SD				
Méthode : ML - Logit binominal (<i>Quadratic hill climbing</i>)				
Echantillon (ajusté) : 1990M05 2002M12 – 152 Observations				
Variable	Coefficient	Erreur standard	z-Statistiques	p-values
C	-1.700249	16.78402	-0.101302	0.9193
RER-hpRER_3	-27.73444	21.34919	-1.399086	0.1539
SHORTDEBT/RES_3	4.051160	2.309898	1.753827	0.0795
FDI/PORTINVEST_3	0.176579	0.106309	1.361002	0.1667
TOT_3	-16.34802	11.15205	-1.302575	0.1823
DNIRUS_3	-6.289031	6.101054	-1.030811	0.3026
Echantillon (ajusté) : 1990M04 2002M12 – 153 Observations				
C	-0.705815	14.57592	-0.048423	0.9614
RER-hpRER_3	-29.99363	19.74638	-1.518943	0.1288
SHORTDEBT/RES_3	3.024858	1.517340	1.993526	0.0462
FDI/PORTINVEST_3	0.128193	0.099150	1.252464	0.1797
TOT_3	-13.76769	9.087455	-1.457448	0.1455
Echantillon (ajusté) : 1990M04 2002M12 – 153 Observations				
C	-0.969594	2.830681	-2.956742	0.7031
RER-hpRER_3	-26.62102	18.34930	-1.550792	0.1168
SHORTDEBT/RES_3	1.852275	1.002967	1.846796	0.0648
TOT_3	20.01976	14.27280	1.518985	0.1272
Echantillon (ajusté) : 1990M08 2002M12 – 149 Observations				
C	7.279727	15.76798	0.461678	0.6443
RER-hpRER_6	-45.37295	25.79591	-1.758921	0.0786
CA/GDP_6	31.09650	39.07138	0.811246	0.4172
SHORTDEBT/RES_6	2.337114	1.555393	1.259633	0.1078
TOT_6	-21.19527	16.91450	-1.298358	0.1690
DNIRUS_6	3.003511	2.457571	1.268677	0.1850
Echantillon (ajusté) : 1990M08 2002M12 – 149 Observations				
C	1.839770	13.56565	0.135620	0.8921
RER-hpRER_6	-38.39445	24.29552	-1.580310	0.1140
SHORTDEBT/RES_6	1.663486	1.251344	1.472287	0.1236
TOT_6	-14.60577	9.012201	-1.362836	0.1504
DNIRUS_6	3.355336	2.496303	1.372354	0.1440
Echantillon (ajusté) : 1991M02 2002M12 – 143 Observations				
C	12.24097	11.03014	0.464033	0.6426
RER-hpRER_12	-32.90920	20.31638	-1.622397	0.1047
CA/GDP_12	-51.01790	36.00826	-1.388762	0.1649
SHORTDEBT/RES_12	-4.986150	4.988340	-0.999561	0.3175
TOT_12	-13.13561	6.977818	1.237411	0.2159
DNIRUS_12	4.504405	2.707904	1.281110	0.2347

Echantillon (ajusté) : 1991M02 2002M12 – 143 Observations				
C	16.09642	15.60651	-1.086844	0.3655
RER-hpRER_12	-47.39998	27.01585	-1.754525	0.0793
CA/GDP_12	-60.07859	21.04263	-1.762407	0.0780
TOT_12	-8.218596	-6.361567	1.387908	0.1532
DNIRUS_12	4.125720	2.324003	1.394143	0.1420

Tableau 37. Les variables explicatives du système bancaire et financier aux différents retards

Variable dépendante : ISP1>3SD				
Méthode : ML - Logit binominal (<i>Quadratic hill climbing</i>)				
Echantillon (ajusté) : 1990M04 2002M12 – 153 Observations				
Variable	Coefficient	Erreur standard	z-Statistiques	p-values
C	-7.155869	14.94022	-0.478967	0.6320
BLOAN/BDEPO_3	9.323761	7.198270	1.295278	0.1952
BRES/BASSET_3	-35.08522	75.71271	-0.463399	0.6431
BDEPO/M2_3	-7.850093	6.231754	-1.259692	0.2078
BSHORTPOS_3	3.738367	5.684628	0.657627	0.5108
Echantillon (ajusté) : 1990M04 2002M12 – 153 Observations				
C	-12.72548	8.789985	-1.447725	0.1477
BLOAN/BDEPO_3	10.38541	7.070759	1.468783	0.1419
BDEPO/M2_3	-7.035579	6.034640	-1.165866	0.2437
BSHORTPOS_3	1.701890	4.002760	0.425179	0.6707
Echantillon (ajusté) : 1990M04 2002M12 – 153 Observations				
C	-9.600546	4.756533	-2.018391	0.0436
BLOAN/BDEPO_3	9.390893	6.621282	1.418289	0.1561
BDEPO/M2_3	-6.753914	5.995766	-1.126447	0.2600
Echantillon (ajusté) : 1990M04 2002M12 – 153 Observations				
C	-10.59176	5.020891	-2.109538	0.0349
BLOAN/BDEPO_3	3.205245	2.313515	1.385444	0.1659
Echantillon (ajusté) : 1990M05 2002M12 – 152 Observations				
C	-4.800158	0.935017	-5.133767	0.0000
IFF_3	0.461355	0.275521	1.451532	0.1097
Echantillon (ajusté) : 1990M07 2002M12 – 150 Observations				
C	7.499948	16.32506	0.459413	0.6459
BLOAN/BDEPO_6	5.989872	5.525427	1.068830	0.3095
BDEPO/M2_6	-7.356452	7.298588	-1.007928	0.3135
BSHORTPOS_6	-8.101657	7.813751	-1.036846	0.2998
CBCRED/BLIAB_6	-40.80784	53.96316	-0.756217	0.4495
Echantillon (ajusté) : 1990M07 2002M12 – 150 Observations				
C	8.617816	16.22117	0.531270	0.5952
BLOAN/BDEPO_6	0.661389	5.799374	0.114045	0.9092
BDEPO/M2_6	-3.377161	4.966015	-0.680054	0.4965
BSHORTPOS_6	-8.022105	7.754337	-1.034531	0.3009
Echantillon (ajusté) : 1990M07 2002M12 – 150 Observations				
C	9.757497	13.31421	0.732863	0.4636
BDEPO/M2_6	-3.083174	4.160454	-0.741067	0.4587
BSHORTPOS_6	-8.492371	6.762192	-1.255861	0.2092
Echantillon (ajusté) : 1990M07 2002M12 – 150 Observations				
C	0.778888	3.701787	0.210409	0.8333
BSHORTPOS_6	-5.315227	4.381398	-1.213135	0.2251

Echantillon (ajusté) : 1990M08 2002M12 – 149 Observations				
C	-4.643106	0.894985	-5.187917	0.0000
IFF_6	0.288751	0.198401	1.367659	0.1532
Echantillon (ajusté) : 1991M01 2002M12 – 144 Observations				
C	19.92888	16.83213	1.183978	0.2364
BLOAN/BDEPO_12	-13.96858	9.936428	-1.405795	0.1598
BDEPO/M2_12	5.864367	7.492850	0.782662	0.4338
BSHORTPOS_12	-10.94937	7.352053	-1.389294	0.1564
CBCRED/BLIAB_12	31.07999	27.71883	1.121259	0.2622
Echantillon (ajusté) : 1991M01 2002M12 – 144 Observations				
C	20.76226	19.37963	1.071344	0.2840
BLOAN/BDEPO_12	-8.065245	6.648548	-1.213084	0.2251
BSHORTPOS_12	-10.98573	8.502644	-1.292037	0.1963
CBCRED/BLIAB_12	17.57380	22.87853	0.768135	0.4424
Echantillon (ajusté) : 1991M01 2002M12 – 144 Observations				
C	18.29342	17.49816	1.045448	0.2958
BLOAN/BDEPO_12	-6.782411	5.889271	-1.151656	0.2495
BSHORTPOS_12	-10.10009	7.595786	-1.329697	0.1836
Echantillon (ajusté) : 1991M01 2002M12 – 144 Observations				
C	-1.598251	2.737236	-0.583892	0.5593
BSHORTPOS_12	-2.560604	2.818191	-0.908598	0.3636
Echantillon (ajusté) : 1991M02 2002M12 – 143 Observations				
C	-4.801143	0.959743	-5.002532	0.0000
IFF_12	0.374837	0.233450	1.409768	0.1504

Table des Illustrations

Tableaux

Tableau 1. Les coûts des crises financières	3
Tableau 1.1. Principaux indicateurs économiques de la Turquie (1975-1987)	667
Tableau 1.2. Principaux indicateurs économiques de la Turquie (1988-1995)	67
Tableau 2.1. Indice des salaires réels (1994=100)	134
Tableau 2.2. Principaux fondamentaux économiques (1995-2005).....	137
Tableau 2.3. La structure du secteur bancaire turc	140
Tableau 2.4. Evolution de la structure financière du système bancaire turc (milliards de dollars)	140
Tableau 2.5. Part des banques publiques dans le secteur bancaire turc (%).....	144
Tableau 2.6. La liste des banques transférées au FADE.....	145
Tableau 2.7. Taux de concentration du secteur bancaire turc (%).....	146
Tableau 2.8. Quelques banques domestiques et leurs propriétaires	146
Tableau 3.1. La performance d'un indicateur	180
Tableau 3.2. Les indicateurs d'alerte économiques et financiers des crises de change	211
Tableau 3.3. Le problème du choix de seuil de prévision (ou de probabilité)	213
Tableau 4.1. Statistiques descriptives et test de normalité des indices de crise	229
Tableau 4.2. Test de racine unitaire (ADF) des indices de crise.....	229
Tableau 4.3. Description des indicateurs d'alerte et leur impact attendu sur la probabilité de crise de change	236
Tableau 4.4.1. Les variables explicatives du secteur public et réel	247
Tableau 4.4.2. Statistiques descriptives des variables explicatives du secteur public et réel	247
Tableau 4.4.3. Capacité prédictive du modèle et son graphique de prédiction.....	248
Tableau 4.5.1. Les variables explicatives de l'équilibre extérieur et des flux de capitaux	252
Tableau 4.5.2. Statistiques descriptives des variables explicatives de l'équilibre extérieur et des flux de capitaux.....	252
Tableau 4.5.3. Capacité prédictive du modèle et son graphique de prédiction.....	253
Tableau 4.6.1. Les variables explicatives du secteur bancaire et financier	257
Tableau 4.6.2. Statistiques descriptives des variables explicatives du secteur bancaire et financier.....	257
Tableau 4.6.3. Capacité prédictive du modèle et son graphique de prédiction.....	258
Tableau 4.7.1. Les variables explicatives du modèle final	262
Tableau 4.7.2. Capacité prédictive du modèle final et son graphique de prédiction	263
Tableau 4.8.1. Les variables explicatives du modèle régressé avec l'indice ISP2	265
Tableau 4.8.2. Capacité prédictive du modèle régressé avec l'indice ISP2 et son graphique de prédiction.....	266
Tableau 4.9.1. Les variables explicatives du modèle régressé avec l'indice ISP3	265
Tableau 4.9.2. Capacité prédictive du modèle régressé avec l'indice ISP3 et son graphique de prédiction.....	267
Tableau 4.10.1. Les variables explicatives du secteur public et réel aux différents retards	269
Tableau 4.10.2. Statistiques descriptives des variables du secteur public et réel aux différents retards.....	269
Tableau 4.11.1. Les variables explicatives de l'équilibre extérieur et des flux de capitaux aux différents retards	270

Tableau 4.11.2. Statistiques descriptives des variables de l'équilibre extérieur et des flux de capitaux aux différents retards.....	271
Tableau 4.12.1. Les variables explicatives du système bancaire et financier aux différents retards.....	271
Tableau 4.12.2. Statistiques descriptives des variables du système bancaire et financier aux différents retards	272
Tableau 4.13.1. Les variables explicatives du modèle final à trois mois de retard	273
Tableau 4.13.2. Capacité prédictive du modèle final à trois mois de retard et son graphique de prédiction.....	274
Tableau 4.14.1. Les variables explicatives du modèle final à six mois de retard	273
Tableau 4.14.2. Capacité prédictive du modèle final à six mois de retard et son graphique de prédiction.....	275
Tableau 4.15.1. Les variables explicatives du modèle final à douze mois de retard.....	276
Tableau 4.15.2. Capacité prédictive du modèle final à douze mois de retard et son graphique de prédiction.....	277
Tableau 4.16.1. Les variables explicatives du modèle hors échantillon	281
Tableau 4.16.2. Statistiques descriptives des variables explicatives du modèle hors échantillon	281
Tableau 4.16.3. Capacité prédictive du modèle hors échantillon et son graphique de prédiction	282
Tableau 4.17.1. Les variables explicatives du modèle hors échantillon avec FDI/PORTINVEST	283
Tableau 4.17.2. Statistiques descriptives des variables explicatives du modèle hors échantillon avec FDI/PORTINVEST.....	283
Tableau 4.17.3. Capacité prédictive du modèle hors échantillon avec FDI/PORTINVEST et son graphique de prédiction	284
Tableau 4.18.1. Les variables explicatives du modèle hors échantillon à trois mois de retard..	288
Tableau 4.18.2. Statistiques descriptives des variables du modèle hors échantillon à trois mois de retard	288
Tableau 4.18.3. Capacité prédictive du modèle hors échantillon à trois mois de retard et son graphique de prédiction	289
Tableau 4.19.1. Les variables explicatives du modèle hors échantillon à six mois de retard.....	290
Tableau 4.19.2. Statistiques descriptives des variables du modèle hors échantillon à six mois de retard	290
Tableau 4.19.3. Capacité prédictive du modèle hors échantillon à six mois de retard et son graphique de prédiction	291
Tableau 4.20.1. Les variables explicatives du modèle hors échantillon à douze mois de retard	292
Tableau 4.20.2. Statistiques descriptives des variables du modèle hors échantillon à douze mois de retard	292
Tableau 4.20.3. Capacité prédictive du modèle hors échantillon à douze mois de retard et son graphique de prédiction	293

Figures

Figure 1.1. Abandon anticipé d'un régime de change fixe et élimination complète des réserves de change à la suite d'une attaque spéculative	18
Figure 1.2. Date du déclenchement d'une crise de Balance des paiements en fonction du montant initial de réserves	19
Figure 1.3. Intersection des taux de change pour la date de l'attaque.....	25
Figure 1.4. Lien entre les fondamentaux et la date de l'attaque	25
Figure 1.5. La possibilité de deux équilibres pour la paire des taux d'intérêt et des taux de dépréciation.....	40
Figure 1.6. La fonction de perte du Gouvernement	42
Figure 1.7. Relation entre les fondamentaux et la probabilité de dévaluation.....	56
Figure 1.8. Balances commerciale (TRADE/GDP) et courante (CA/GDP) rapportées au PIB...	68
Figure 1.9. La part des dépôts en livres dans la totalité des dépôts bancaires (M2/M2Y)	69
Figure 1.10. Le besoin de financement du secteur public (PSBR/GDP), le taux d'intérêt nominal (NIR) et le ratio actifs en devises sur passifs en devises du système bancaire (BSHORTPOS).....	70
Figure 1.11. L'indice de la Bourse d'Istanbul (ISE).....	71
Figure 1.12. Dette externe à court terme rapporté aux réserves internationales (SHORTDEBT/RES).....	72
Figure 1.13. Les réserves internationales de la Banque centrale de Turquie (RES) en millions de dollars américains.....	76
Figure 2.1. Problèmes de transfert et effets de bilans : une crise financière autoréalisatrice....	115
Figure 2.2. Balances commerciale (TRADE/GDP) et courante (CA/GDP) et les termes de l'échange (TOT).....	129
Figure 2.3. La charge des dettes domestique (DOMDEBT) et externe (EXDEBT) en millions de TL et le ratio dette externe à court terme sur réserves internationales (SHORTDEBT/RES).....	130
Figure 2.4. Evolution du taux de change nominal (NER) et réel (RER) et la déviation du taux de change réel de son trend (RER-hpRER).....	139
Figure 2.5. Taux d'intérêt nominal (NIR) et taux d'intérêt interbancaire (IBank)	142
Figure 2.6. Part des crédits bancaires octroyés au secteur privé dans les actifs du système bancaire (BCLAIM/BASSET) et ratio actifs en devises sur passifs en devises du système bancaire (BSHORTPOS)	143
Figure 4.1. L'indicateur continu de crise de change ISP1	223
Figure 4.2. Les dates précises des crises turques identifiées par l'indice de crise ISP1 aux différents seuils de crise en termes d'écart-types	225
Figure 4.3. Les indicateurs continus de crise de change ISP1p et ISP1pu	226
Figure 4.4. Les indicateurs continus de crise de change ISP2, ISP2p et ISP2pu	227
Figure 4.5. L'indicateur continu de crise de change ISP3).....	228
Figure 4.6. Comparaison des indices de crise (ISP1p, ISP1pu, ISP2, ISP2p, ISP2pu et ISP3) aux différents seuils de crise en termes d'écart-types	230
Figure 4.7. Evolution dans le temps des indicateurs du secteur public et réel.....	249
Figure 4.8. Evolution dans le temps des indicateurs de l'équilibre extérieur et des flux de capitaux	254
Figure 4.9. Evolution dans le temps des indicateurs du secteur bancaire et financier.....	259
Figure 4.10. Evolution dans le temps de l'indice de fragilité financière (IFF)	261
Figure 4.11. L'indice de crise continu ISP1 et l'indice de crise binaire au seuil de $3\sigma_{ISP1}$	280
Figure 4.12. Evolution dans le temps des indicateurs des modèles hors échantillon	285

Liste des Annexes

Annexe 1. Statistiques et test liés aux indices de crise (jan. 1990-déc. 2002).....	327
Annexe 2. Statistiques et test liés à l'indice de crise (jan. 2003-déc. 2008).....	332
Annexe 3. Statistiques et test liés aux indicateurs d'alerte (jan. 1990-déc. 2002)	335
Annexe 4. Statistiques et test liés aux indicateurs d'alerte (jan. 2003-déc 2008)	340
Annexe 5. Modèles logit avec des indicateurs individuels en niveau et en variation (différence première) retardés d'un mois (jan. 1990-déc 2002)	343
Annexe 6. Modèles logit back-step avec des indicateurs retardés d'un mois (jan. 1990-déc 2002)	360
Annexe 7. Modèles logit back-step avec des indicateurs retardés de trois, six et douze mois (jan. 1990-déc 2002).....	363

Liste des Abréviations

Agence de Régulation et de Supervision Bancaire	ARSB
Association des Banques de Turquie	ABT
Banque centrale de Turquie	BCT
Bourse d'Istanbul (<i>Istanbul Stock Exchange</i>)	ISE
Dickey-Fuller Augmenté	ADF
Dollar américain	USD
Electronic Data Delivery System	EDDS
Fonds d'Assurance de Dépôt d'Epargne	FADE
Fonds Monétaire International	FMI
Indicateur de crise effective	IEC
Indicateur de pression spéculative	ISP
Institut National de Statistique	INS
<i>International Financial Statistics</i>	IFS
Investissements directs étrangers	IDE
Livre turque	TL
Marchés financiers émergents	MFE
Marché interbancaire	Interbank
Méthode <i>Quadratic hill climbing</i>	QHC
Organisation de Coopération et de Développement Economiques	OCDE
Parité du pouvoir d'achat	PPA
Parité des taux d'intérêt	PTI
Petites et moyennes entreprises	PME
Prêteur en dernier ressort	PDR
Prêteur international en dernier ressort	PIDR
Procédure <i>Linear Match Last</i>	LML
Produit Intérieur Brut	PIB
Produit National Brut	PNB
Système Monétaire Européen	SME
Système Monétaire International	SMI
Union européenne	UE

Table des Matières

INTRODUCTION GENERALE.....	1
PARTIE I. LES CRISES TURQUES DANS LA LITTERATURE DES CRISES DE CHANGE	12
INTRODUCTION.....	13
CHAPITRE 1. LES MODELES TRADITIONNELS DE CRISE DE CHANGE ET LA CRISE TURQUE DE 1994.....	14
1.1. LES MODELES STANDARDS DE CRISE DE CHANGE	14
1.1.1. <i>Les modèles de crises de première génération</i>	14
1.1.1.1. La dégradation insoutenable des fondamentaux économiques : modèle fondateur de Krugman (1979)	15
1.1.1.1.1. La critique du modèle	19
1.1.1.2. Le <i>shadow exchange rate</i> et la date précise de la crise : modèle de Flood et Garber (1984)	20
1.1.1.2.1. La critique du modèle	26
1.1.1.3. Les extensions apportées aux modèles fondateurs	26
1.1.1.3.1. Impact des crises sur la sphère réelle de l'économie.....	27
1.1.1.3.2. Abandon des hypothèses des modèles fondateurs.....	27
1.1.1.3.3. Politiques de défense contre une attaque spéculative.....	31
1.1.2. <i>Les modèles de crise de deuxième génération</i>	33
1.1.2.1. Le Gouvernement optimisateur versus les anticipations autoréalisatrices : modèles fondateurs d'Obstfeld (1991, 1994, 1996b, 1997)	34
1.1.2.1.1. Le rôle de la hausse des taux d'intérêt nominaux	36
1.1.2.1.2. Le rôle des chocs de la demande agrégée	42
1.1.2.1.3. La critique des modèles	45
1.1.2.2. Le développement de l'analyse des crises autoréalisatrices	47
1.1.2.2.1. L'état intermédiaire des fondamentaux et les tâches solaires : modèles de Jeanne (1996, 1997) et de Bensaïd et Jeanne (1997)	47
1.1.2.2.2. L'illustration des modèles de crise de deuxième génération : cas de la crise mexicaine... 57	
1.2. LA CRISE TURQUE DE 1994	61
1.2.1. <i>La transformation structurelle de l'économie turque</i>	61
1.2.2. <i>La crise financière de 1994</i>	63
1.2.3. <i>Le cadre théorique de la crise de 1994 dans la littérature des crises</i>	75
CONCLUSION DU CHAPITRE 1	77
CHAPITRE 2. LES MODELES DE CRISE DE CHANGE RECENTS ET LA CRISE TURQUE DE 2000-2001.....	83
2.1. LES MODELES DE CRISE DE TROISIEME GENERATION	84
2.1.1. <i>L'approche fondamentaliste : excès d'emprunt et d'investissement liés au phénomène d'aléa moral</i>	84
2.1.1.1. La critique du modèle de Corsetti et al. (1999) et de l'approche fondamentaliste	95
2.1.2. <i>L'approche de panique : fragilité financière et crise de liquidité autoréalisatrice</i>	98
2.1.2.1. La critique du modèle de Chang et Velasco (1998, 2000a, 2001) et de l'approche de panique	107
2.1.3. <i>L'approche des effets de bilans : endettement externe excessif et crise financière autoréalisatrice</i>	110
2.1.3.1. La critique du modèle de Krugman (1999) et de l'approche des effets de bilans.....	119

2.2. LA CRISE TURQUE DE 2000-2001	121
2.2.1. <i>L'économie turque entre les deux crises (1996-1999)</i>	121
2.2.2. <i>Le programme de stabilisation de décembre 1999</i>	123
2.2.3. <i>Les signaux de la crise</i>	127
2.2.4. <i>Le cadre théorique de la crise de 2000-2001 dans la littérature des crises</i>	138
CONCLUSION DU CHAPITRE 2.....	147
PARTIE II. LES INDICATEURS D'ALERTE DES CRISES TURQUES	153
INTRODUCTION.....	154
CHAPITRE 3. LES SYSTEMES D'INDICATEURS D'ALERTE, UN BILAN EMPIRIQUE DES CRISES DE CHANGE.....	155
3.1. IDENTIFIER LES CRISES DE CHANGE	156
3.1.1. <i>L'indicateur de crise effective (IEC)</i>	157
3.1.2. <i>L'indicateur de pression spéculative (ISP)</i>	160
3.1.3. <i>Les problèmes liés à la définition et aux seuils arbitraires de crises</i>	163
3.2. DIVERS METHODOLOGIES ET INDICATEURS UTILISES POUR CONSTRUIRE UN SYSTEME D'ALERTE DE CRISES DE CHANGE	173
3.2.1. <i>La méthode des « events »</i>	174
3.2.2. <i>La méthode des signaux</i>	179
3.2.3. <i>La méthode des régressions non linéaires (modèles logit ou probit)</i>	191
CONCLUSION DU CHAPITRE 3.....	202
CHAPITRE 4. UN SYSTEME D'INDICATEURS D'ALERTE DES CRISES DE CHANGE : UNE MODELISATION LOGIT APPLIQUEE AUX CRISES TURQUES	216
4.1. DEFINITION DU MODELE DE SYSTEME D'INDICATEURS D'ALERTE.....	217
4.1.1. <i>Méthodologie : le modèle non linéaire logit binominal</i>	217
4.1.2. <i>Identification des crises : la construction d'un indice de crise binaire</i>	221
4.1.3. <i>Description de la base de données et des variables explicatives</i>	233
4.2. INTERPRETATION DES RESULTATS D'ESTIMATION DU MODELE DE SYSTEME D'INDICATEURS D'ALERTE	243
4.2.1. <i>Spécification du modèle binominal logit</i>	243
4.2.2. <i>Résultats des premières estimations</i>	246
4.2.3. <i>Résultats d'estimation du modèle final</i>	262
4.2.4. <i>Tests de sensibilité</i>	264
4.2.5. <i>Résultats d'estimation des modèles logit utilisant des variables explicatives retardées de trois, six et douze mois</i>	268
4.2.6. <i>Résultats d'estimation du modèle hors échantillon</i>	278
CONCLUSION DU CHAPITRE 4.....	294
CONCLUSION GENERALE	297
BIBLIOGRAPHIE	305
ANNEXES.....	326
TABLE DES ILLUSTRATIONS.....	369
LISTE DES ANNEXES	372
LISTE DES ABREVIATIONS	373
TABLE DES MATIERES	374

Globalisation financière et fragilités économiques et bancaires : une modélisation d'un système d'indicateurs d'alerte pour l'économie turque

Ali ARI

LEAD, Université du Sud, Toulon-Var

Résumé

Le contexte de la forte instabilité financière globale des années 1990 et 2000 caractérisée par la recrudescence des crises financières, en général de caractère systémique et contagieux, engendrant d'importants coûts socio-économiques et financiers pour l'ensemble d'acteurs publics et privés des pays en crise, ainsi que pour le système financier international *via* les mécanismes de contagion, a suscité de nombreux débats sur les moyens susceptibles de prévenir de futures crises financières. Les systèmes d'indicateurs d'alerte, dont l'objet est de détecter les faiblesses d'une économie à travers une batterie d'indicateurs et ainsi d'informer les Autorités du pays et/ou les organisations financières internationales de la probabilité d'une crise afin qu'elles prennent de mesures économiques nécessaires dans le but de la prévenir ou au moins de diminuer ses effets sur l'économie, se trouvent donc au cœur des recherches portant sur la prévention de futures crises. Cette thèse, faisant partie de ces travaux et fondée sur les leçons de la littérature théorique et empirique, vise à construire un système d'alerte afin de déterminer les principaux facteurs de l'occurrence des crises turques d'avril 1994, de février 2001, de mai 2006 et d'octobre 2008 à travers un modèle de type logit multivarié. A travers les résultats d'estimation du modèle économétrique, sont également proposées des politiques économiques appropriées à adopter afin de pouvoir éviter de futures crises et atteindre un développement économique soutenable en Turquie.

Mots clés : Crises financières, Système d'indicateurs d'alerte, Turquie.

JEL Classification : C25, C53, G01.

Financial globalization and economic and financial vulnerabilities: Modeling an early warning system for the Turkish economy

Abstract

The global financial instability context of the 1990s and 2000s which is characterized by the consecutive systemic and contagious crisis episodes that led to important economic and financial costs for the crisis country and also for the entire international financial system via contagion effects stimulated a large discussion on the prevention of the future crises. The early warning systems that aim to detect the vulnerabilities of an economy in order to inform the monetary authorities of the probability of a crisis so that they take some preventive measures may then be considered as the hearth of the researches concerning the crisis prevention mechanisms. This study which is constructed on the lessons of the theoretical and empirical crisis literature aims to build an early warning system in order identify the main determinants of the Turkish crises occurred in April 1994, February 2001, Mai 2006 and October 2008. According to the estimation results of the econometric model, this study also implements some policy implications to prevent future crises and to reach a sustainable economic development in Turkey.

Keywords: Financial crises, Early warning system, Turkey.

JEL Classification : C25, C53, G01.