

Academia de Studii Economice București
Facultatea de Finanțe, Asigurări, Bănci și Burse de Valori
Școala Doctorală de Finanțe – Bănci

REFERAT

**Factorii care determină crizele financiar-valutare
și posibilități de anticipare și de prevenire a acestora**

Coordonator

Prof. Univ. Dr. Moisa Altar

Doctorand

Adrian Codirlaşu

Iunie 2005

Cuprins

REZUMAT	3
I. INTRODUCERE	4
II. DEFINIREA CRIZELOR FINANCIARE	5
II.1. ASPECTE TEORETICE	5
II.2. CALCULUL INDICATORILOR DE CRIZĂ PENTRU ROMÂNIA	7
III. MODELE DE CRIZE FINANCIARE	10
III.1. MODELE DIN PRIMA GENERAȚIE	10
III.2. MODELE DIN A DOUA GENERAȚIE	15
III.3. MODELE DIN A TREIA GENERAȚIE	22
IV. MODELE DE AVERTIZARE TIMPURIE	27
V. CONCLUZII	35
BIBLIOGRAFIE	36
<u>ANEXA I – ESTIMAREA VARIANTEI CONDIȚIONATE PENTRU CALCULUL INDICILOR DE CRIZĂ</u>	39
<u>ANEXA II – MODELELE ECONOMETRICE UTILIZATE PENTRU GENERAREA DE SEMNALE DE CRIZĂ</u>	42

Rezumat

Lucrarea este structurată în trei părți care tratează: definiția crizelor financiare, modelele teoretice care explică declanșarea crizelor financiare și construirea unui sistem de avertizare timpurie a crizelor financiare.

În prima parte lucrarea trece în revistă definițiile crizelor financiare prezentate în literatura de specialitate, cu accent pe definirea crizelor financiare prin prisma indicilor de criză construiți de către Eichengreen, Rose și Wyplosz (1994), Kaminsky, Lizondo și Reinhart (1998) și Herrera și Garcia (1999). Valorile acestor indicatori sunt calculați pentru România în perioada ian. 1997 – mar. 2005.

Partea a doua prezintă cele trei generații de modele de crize financiare, formalizate de către Krugman (1979), Obstfeld (1996) și Krugman (1999).

În partea a treia este testat, pentru România, pentru perioada ian 1997 – mar. 2005, atât sistemul de avertizare timpurie construit de către Kaminsky, Lizondo și Reinhart (1998); Kaminsky și Reinhart (1999) și Kaminsky (2000), cât și abordarea lui Herera și Garcia (1999) de generare de semnale de criză pe baza indicelui de vulnerabilitate macroeconomică.

I. Introducere

Anii '90 au fost marcați de o frecvență ridicată a crizelor financiare în țările în curs de dezvoltare. Crizele au avut un caracter virulent și efecte puternice de contagiune asupra altor economii emergente și chiar asupra celor avansate. În unele cazuri crizele au irupt neașteptat, afectând țări care, până la momentul respectiv, erau considerate ca având foarte bune performanțe economice (de exemplu țările asiatice). Chiar și atunci când economiile afectate de criză erau percepute ca vulnerabile în fața atacurilor speculative, momentul declanșării acestora a surprins adesea atât autoritățile țărilor respective, cât și observatorii. Aceste evenimente, determinate, în parte, de majorarea volumului, dar și a volatilității fluxurilor private de capital, a stimulat activitatea de cercetare referitoare la construirea unor modele capabile să semnaleze posibilitatea producerii crizelor financiare. Modelele de avertizare timpurie a crizelor financiare includ variabile economice și financiare care pot indica în timp util vulnerabilitatea balanței de plăți sau un nivel nesustenabil al cursului de schimb: indicatori ai dezechilibrelor macroeconomice și ai slăbiciunii sistemului bancar (de exemplu, deficitul fiscal și rata de creștere a creditului intern), ai supraevaluării cursului de schimb (indici ai prețurilor relative, deficitul de cont curent, ritmul de creștere a exporturilor), ai vulnerabilității externe și riscului de contagiune (raportul dintre pasivele externe și rezervele internaționale, incidența crizelor din alte țări).

II. Definirea crizelor financiare

II.1. Aspecte teoretice

Majoritatea modelelor definesc crizele valutare ca situații în care atacuri speculative neașteptate determină devalorizarea bruscă a monedei naționale într-un regim de curs fix (*peg*) sau deprecierea abruptă înregistrată de acesta într-un regim de curs flotant.

Modelele care încearcă să anticipeze numai atacurile reușite asupra monedei definesc criza ca fiind indicată de o variație nominală sau reală suficient de mare a cursului de schimb într-o perioadă scurtă de timp. De exemplu, Frankel și Rose (1996) catalogau drept criză situația în care deprecierea nominală a monedei naționale depășește 25 la sută într-un singur an, situându-se în același timp cu cel puțin 10 puncte procentuale peste nivelul anului precedent. Deficiența acestei abordări este că nu se ține cont de rata inflației în definirea crizei valutare.

Kaminsky, Lizondo și Reinhart (1998) largesc definiția crizei în sensul că autorii consideră criză valutară și situațiile în care atacul speculativ nu reușește, dar costurile evitării devalorizării respectiv deprecierei monedei naționale sunt ridicate (creșterea ratelor dobânzii, pierderea rezervelor valutare). În aceste condiții, criza poate fi evidențiată din agregarea informațiilor referitoare la variabilele macroeconomice ce privesc cursul valutar, rezervele valutare, rata inflației și rata dobânzii. Astfel, Eichengreen, Rose și Wyplosz (1994), Kaminsky, Lizondo și Reinhart (1998) și Herrera și Garcia (1999) construiesc indici de criză compoziți și definesc criza ca acea perioadă în care indicele de presiuni speculative atinge valori extreme (depășește valoarea prag). Deficiența acestor indici rezidă din faptul că aceștia identifică perioada de criză ex-post, valorile extreme fiind scoase în evidență prin compararea cu valorile înregistrate în intervalul de timp analizat. De asemenea, acești indici de criză pot da rezultate conflictuale funcție de perioada analizată.

Eichengreen, Rose și Wyplosz (1994) definesc indicele de presiune speculativă (IPS_{ERW}) ca medie ponderată a variațiilor înregistrate de cursul de schimb, rata dobânzii și

rezervele valutare (raportate baza monetară). Ponderile sunt stabilite astfel încât varianțele condiționate ale componentelor să fie egale.

$$IPS_{ERW} = \alpha_{cs} \Delta\%CS + \alpha_{rd} \Delta\%RD - \alpha_r \Delta\% \frac{res}{BM}$$

unde:

$\Delta\%CS$ – variația cursului de schimb;

$\Delta\%RD$ - variația a ratei dobânzii;

$\Delta\% \frac{res}{BM}$ – variația rezervelor valutare calculate ca procent din baza monetară.

Pragul, calculat pe baza datelor istorice, este $\mu + 2\sigma$, unde μ este media intervalului și σ este abaterea medie pătratică.

Păstrând cadrul conceptual dezvoltat de Eichengreen, Rose și Wyplosz în 1994, **Kaminsky, Lizondo și Reinhart (1998)** au construit un indice similar. Diferența constă în faptul că formula IPS_{KLR} exclude rata dobânzii, iar valoarea reper în funcție de care se identifică crizele este $\mu + 3\sigma$.

$$IPS_{KLR} = \alpha_{cs} \Delta\%CS - \alpha_r \Delta\% \frac{res}{BM}$$

Metoda de agregare a diferiților indicatori de avertizare timpurie a lui **Herera și Garcia (1999)** se deosebește de cele două abordări anterioare. Premisa de la care se pornește în calcularea IPS_{HG} este aceea că semnalul de criză trebuie generat atunci când un set de indicatori din compoziția IPS_{HG} evoluează, într-o anumită perioadă, în aceeași direcție (condiție asigurată prin standardizarea seriilor). Astfel, metodologia IPS_{HG} diferă de cea utilizată în cazul IPS_{ERW} și IPS_{KLR} a căror modalitate de calcul face ca semnalul de criză să fie prezent și dacă o deteriorare semnificativă intervine numai în cazul unuia din indicatorii pe baza cărora se determină indicii.

$$IPS_{HG} = \Delta\%CS + \Delta\%RD - \Delta\%RI$$

unde:

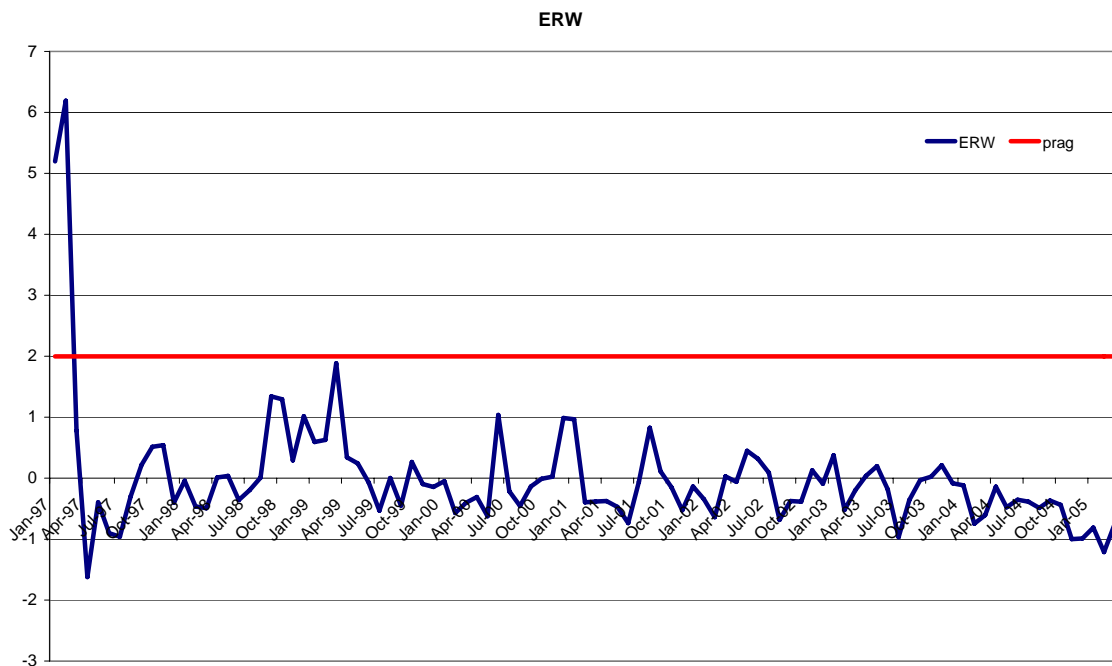
$\Delta\%CS$ - variația cursului de schimb;

$\Delta\%RD$ - variația a ratei dobânzii;

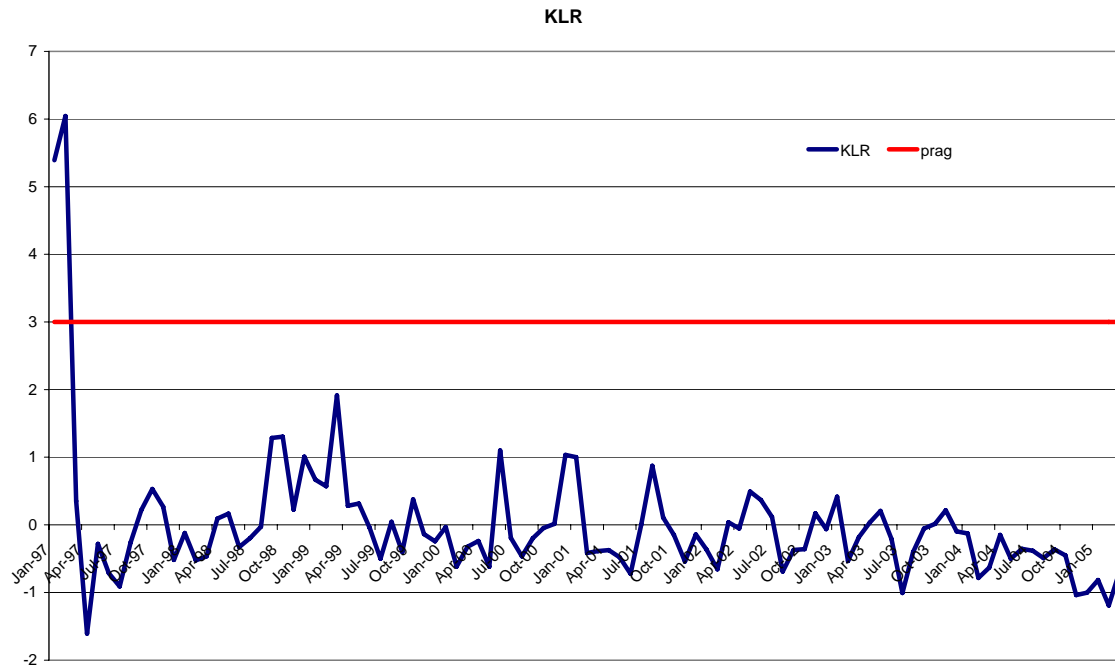
$\Delta\%RI$ - variația a rezervelor valutare;

II.2. Calculul indicatorilor de criză pentru România

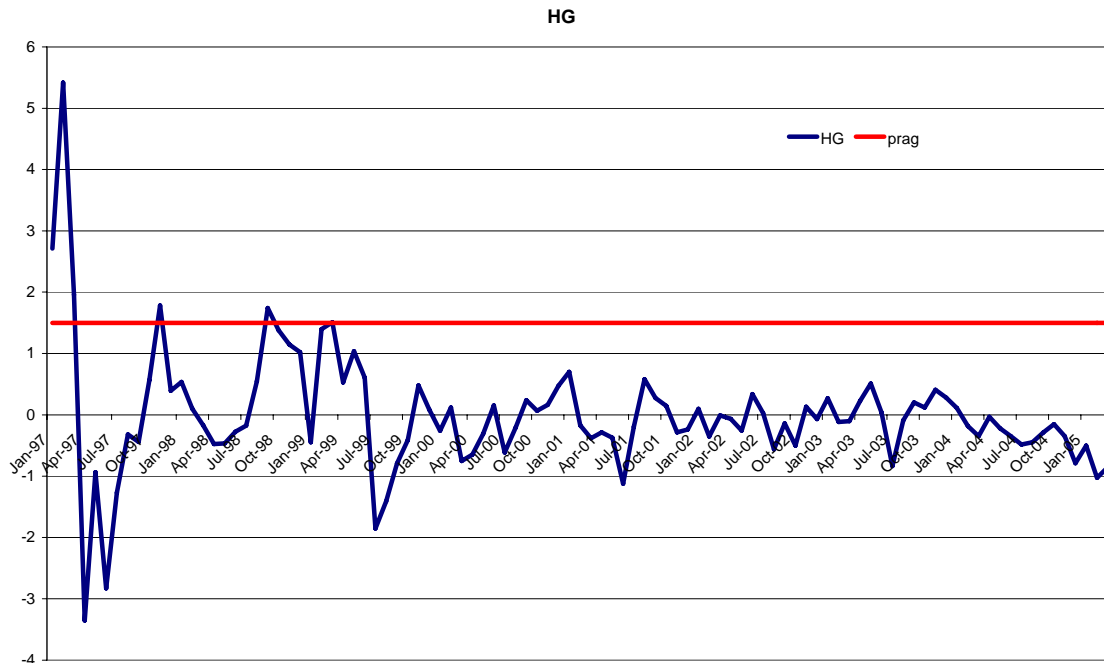
În vederea calculării IPS_{ERW} pentru România, varianțele condiționate necesare stabilirii ponderilor individuale s-au calculat printr-un model $EGARCH(1,1)$ pentru cursul de schimb și pe baza unor modele $GARCH(1,1)$ pentru rata dobânzii și pentru rezervele valutare pentru perioada ian. 1997 – mar. 2005. Modelele $ARCH$ folosite pentru estimarea varianței condiționate sunt prezentate în Anexa I. Seria indicelui a fost standardizată astfel încât să aibă media 0 și abaterea medie pătratică 1. În aceste condiții, valoarea prag este 2.



De asemenea, și seria indicelui IPS_{KLR} a fost standardizată, și în consecință valoarea sa prag este 3.



Pentru calculul $IPSHG$ pentru România, variabilele sunt exprimate în modificări lunare și sunt standardizate pentru a avea media zero și abaterea medie pătratică 1. Este considerată criză perioada în care $ISP_t > \mu + 1,5\sigma$ (unde μ este media și σ deviația standard a seriei $IPSHG$). Valorile indicelui sunt de asemenea standardizate și în aceste condiții, valoarea prag este 1,5.



Conform rezultatelor obținute, toți cei trei indici de criză au semnalat o perioadă de vulnerabilitate economică. Principalii factori care au determinat-o sunt liberalizarea pieței valutare în primul trimestru al anului 1997 care a condus la o depreciere bruscă a cursului valutar și ratelor de dobândă foarte ridicate, determinate de creșterea bruscă a ratei inflației în contextul liberalizării prețurilor.

Indicele HG semnalează în plus, o altă perioadă de vulnerabilitate, pe parcursul anilor 1998 și prima jumătate a anului 1999. Acest episod s-a datorat în principal existenței riscului de intrare în incapacitate de plată a României, care a condus la o depreciere accentuată a cursului valutar datorată cumpărărilor de valută necesare pentru plata datoriei externe scadente (în lipsa altor surse de finanțare) și la creșterea ratelor dobânzilor (datorită majorării primei de risc).

III. Modele de crize financiare

III.1. Modele din prima generație

Prima generație de modele de crize financiare are la bază lucrările publicate de Krugman (1979, 1987, 1991, 1993) cu privire la cursurile de schimb fixe și cele care fluctuează în jurul unei benzi finite și explicite („*exchange rate target zones*”) și la atacurile speculative asupra acestora.

Caracteristicile pentru care o bancă centrală alege un regim de curs fix sunt: (i) acest regim poate minimiza instabilitățile macroeconomice cauzate de ciclul economic; (ii) în cazul unei bănci centrale care, datorită politicilor (inflaționiste) anterioare, are o credibilitate redusă, este eficient în reducerea așteptărilor inflaționiste și în creșterea credibilității acelei bănci centrale; (iii) un curs fix va proteja economia reală de baloane speculative (asupra cursului valutar); (iv) la nivel microeconomic, o țară cu o piață monetară insuficient dezvoltată, își poate fixa cursul valutar pentru a oferi rezidenților o piață monetară sintetică având lichiditatea pieței monetare a țării din care provine moneda vehicol.

De obicei, în practică, regimurile de curs fix au benzi finite și explicite în cadrul cărora cursul valutar poate varia. Conform modelului construit de Krugman (1991) referitor la *target zones*, un asemenea regim de politică monetară are două rezultate principale: (i) benzile de fluctuație credibile stabilizează cursul valutar mai mult decât variabilele economice fundamentale („*honeymoon effect*”) și (ii) cursul valutar variază funcție de evoluția variabilelor fundamentale conform unei curbe *S*.

O caracteristică a regimurilor de curs fix este transformarea (căderea) lor inevitabilă într-un alt regim de politică monetară. Fregvent, căderea lor este spectaculoasă – intervenții masive ale băncilor centrale în piața valutară și înregistrarea de pierderi de către acestea; salturi majore ale ratelor dobânzii pe termen scurt; majoarea substanțială a *spread*-urilor pe piețele financiare; impunerea de restricții la mobilitatea capitalurilor; fluctuații majore ale valorii cursului valutar.

Conform modelelor de criză din prima generație (dezvoltate de Krugman, 1979), creația excesivă, sub un curs fix, de credit intern (comparativ cu creșterea cererii de bani) poate genera condițiile pentru un atac speculativ brusc asupra monedei locale, care va conduce în final la abandonarea acestui regim de politică monetară în favoarea unui regim flexibil.

Acest model poate fi formalizat după cum urmează (Garber și Svensson, 1994): banca centrală a unei economii mici, fixează cursul valutar al monedei locale față de acela al unei țări mari, al cărei nivel logaritmic al prețurilor și rata dobânzii sunt p^* și respectiv i^* .

Ecuțiile modelului sunt:

$$m_t - p_t = -\alpha i_t, \quad (1)$$

$$m_t = \ln(D_t + R_t), \quad (2)$$

$$\frac{dD_t}{dt} = \mu D_t, \quad (3)$$

$$p_t = p^* + s_t, \quad (4)$$

$$i = i^* + \frac{ds_t}{dt}. \quad (5)$$

unde:

m_t reprezintă logaritmul bazei monetare;

p_t – logaritmul nivelului prețurilor;

i_t – rata instantanee a dobânzii;

D_t – creditul acordat de banca centrală;

R_t – valoarea contabilă a rezervelor băncii centrale.

Ecuția (1) reprezintă condiția de echilibru a pieței monetare, unde creșterea de bani în termeni reali este negativ corelată cu rata dobânzii (instantanee) de pe piața internă.

Ecuția (2) reprezintă o identitate contabilă (în formă logaritmică) a bilanțului băncii centrale: baza monetară este egală cu suma creditului domestic și rezervelor externe nete.

Ecuția (3) reflectă prezumția că politica de curs de schimb fix este secundară – obiectivul primar al politicii monetare dictează evoluția creditului intern (care este programat să crească cu o rată constantă μ). Ecuțiile (4) și (5) reflectă ipotezele parității puterii de cumpărare și respectiv parității ratei dobânzii.

Substituind p_t și i_t din ecuația (1) pe baza ecuațiilor (4) și (5) rezultă legea de evoluție a cursului valutar:

$$s_t = -\beta + m_t + \alpha \frac{ds_t}{d_t},$$

unde $\beta = p^* - \alpha i^*$.

În cazul în care cursul valutar este fix, \bar{s} , rata anticipată de evoluție a acestuia este zero, $\frac{ds_t}{d_t} = 0$, atunci m_t este constant și creșterea creditului intern trebuie balansată exact de scăderea rezervelor. Astfel, creșterea continuă a creditului intern va conduce la declinul constant al rezervelor pe măsură ce banca centrală intervine pe piața valutară pentru a menține cursul de schimb fix. În cazul în care banca centrală nu va permite declinul rezervelor valutare sub un anumit nivel minim¹, aceasta va renunța la politica de curs de schimb fix.

Determinarea momentului renunțării la politica de curs fix se realizează în doi pași. În primul rând, pe baza legii de evoluție a cursului de schimb, se rezolvă această ecuație pentru un curs de schimb flexibil, funcție de nivelul curent al creditului intern și un nivel al rezervelor nete egal cu zero. Cursul de schimb astfel calculat reprezintă cursul valutar flexibil *shadow* („*shadow floating exchange rate*”), \tilde{s} - curs ce nu va fi în vigoare înaintea colapsului cursului valutar fix, dar, apoi, va fi identic cu valoarea cursului de schimb flexibil. A doua etapă constă în determinarea momentului, T , când cursul de schimb *shadow* va fi egal cu cursul valutar fix \bar{s} . Invocând principiul continuității cursului valutar la momentul colapsului, T va fi momentul acestui colaps.

Într-un regim de curs flotant, ulterior colapsului cursului de schimb fix,

$$\frac{ds_t}{dt} = \frac{dm_t}{dt} = \frac{dd_t}{dt} = \mu, \text{ deoarece oferta de bani, } m_t \text{ este identică cu } d_t = \ln D_t.$$

Atunci, substituind în $s_t = -\beta + m_t + \alpha \frac{ds_t}{d_t}$, cursul de schimb flexibil este:

¹ Nivelul minim al rezervelor poate fi negativ, reflectând apelarea la împrumuturi externe pentru susținerea cursului valutar.

$$s_t = \tilde{s}_t = \alpha\mu - \beta + d_t .$$

Deci, în momentul colapsului, T , cursul valutar satisface relația:

$$\bar{s} = \tilde{s}_T = \alpha\mu - \beta + d_T .$$

Și ținând cont că $d_T = d_0 + \mu T$, momentul colapsului poate fi determinat ca:

$$T = \frac{\bar{s} + \beta - d_0}{\mu} - \alpha = \frac{m_0 - d_0}{\mu} - \alpha = \ln \frac{1 + R_0}{D_0} - \alpha .$$

Momentul colapsului poate fi amânat crescând nivelul inițial al rezervelor nete relativ la creditul intern sau accelera, în cazul în care rata de creștere a creditului intern se majorează.

Scăderea discontinuă a rezervelor în cazul unui atac este explicată prin faptul că, înaintea colapsului, deprecierea așteptată a cursului valutar este zero, deci cererea de monedă locală, evaluată în monedă străină, este $m - \bar{s} = \beta$. Imediat după producerea colapsului ratei de schimb, deprecierea așteptată evoluează discontinuu deoarece majorarea creditului intern se traduce în majorarea ofertei de bani în cazul unui regim de curs flotant. Din moment ce cursul este continuu în momentul colapsului, cererea nominală de bani locali va înregistra o reducere discontinuă, această reducere fiind satisfăcută de rezervele valutare nete deținute de banca centrală. Înaintea atacului speculativ, cursul de schimb este fix, nefiind anticipată o depreciere, ca urmare cererea și oferta nominală de bani este constantă. Totuși, creditul intern crește continuu și această creștere este compensată de o reducere a rezervelor. La momentul atacului, cererea nominală de bani se reduce discontinuu la D_T , iar oferta se reduce în consecință printr-un atac ce duce rezervele discontinuu la zero. Din momentul T în viitor, stocul de bani este identic și crește în același ritm cu creditul intern.

În privința creației creditului intern, modelul de atac speculativ presupune creșterea exogenă a acestuia. Dar, în general, în literatura de specialitate, în dezvoltările ulterioare, se prezumă faptul că expansiunea creditului intern este determinată de finanțarea deficitului bugetar.

În cazul unui regim *crawling peg*, banca centrală va vinde valută, la o rată de schimb anunțată care se depreciază cu o rată predeterminată. Principiul pe baza căruia se determină momentul atacului asupra acestui regim de curs este similar cu cel din cazul cursului de schimb fix: atunci când cursul de schimb *shadow* este superior cursului de schimb oficial, speculatorii vor ataca acel curs. În locul comparării cursului de schimb *shadow* cu un curs fix, cursul flotant *shadow* se compară cu cursul de schimb oficial care evoluează deterministic în timp. Un atac asupra acestui regim de curs de schimb poate conduce la un regim de curs flexibil, un curs *crawling peg* cu o rată superioară de depreciere sau la devalorizare.

Alegerea unui regim de curs fix este adeseori motivată de dorința de a stabili o ancoră nominală pentru politica monetară – în absența cursului valutar fix politica monetară putând deveni inflaționistă. Dar, cu această motivație, ipoteza unei politici de credit exogene nu este sustenabilă. În schimb, în dezvoltările ulterioare ale modelului lui Krugman, se pornește de la ipoteza că politica de credit este endogenă: atât politica de curs fix este menținută, creșterea creditului intern este strict în concordanță cu existența indefinită a regimului ($\mu = 0$); dar, condiționat de colapsul regimului de curs fix, lipsa de disciplină va conduce la majorarea ratei de creștere a creditului intern.

Flood și Garber (1984) și Obstfeld (1996) au arătat că o asemenea endogenitate a creditului intern poate conduce la echilibre multiple ale dinamicii cursului de schimb în modelele de atacuri speculative. Regimul de curs fix poate dura indefinit dacă speculatorii cred că nu va exista un colaps al cursului de schimb. Dar, în cazul în care speculatorii consideră că va exista un colaps, atacul asupra rezervelor va conduce la încetarea regimului de curs fix și la majorarea bruscă a ritmului de creștere a creditului intern. Astfel, opiniile speculatorilor cu privire la viabilitatea regimului devin esențiale în dinamica cursului de schimb.

Astfel, în contextul modelului lui Krugman, presupunem că $\mu = 0$ în timpul regimului de curs fix. Atunci, din soluția pentru momentul atacului, $T = \infty$, așa că fundamentele sunt corecte pentru existența indefinită a regimului de curs fix. Presupunând, condiționat de

colapsul regimului de curs fix $\mu > 0$ și $\ln \frac{1 + R_0}{\frac{D_0}{\mu}} < \alpha$, atunci un atac brusc va fi justificat

– soluția post-atac pentru cursul de schimb flotant va înregistra un salt, sau cel puțin, cursul va începe să se deprecieze suficient de rapid pentru a compensa reducerea bruscă a ofertei de monedă.

III.2. Modele din a doua generație

Modelele de criză din prima generație combină o regulă liniară de comportament a sectorului privat – funcția cererii de bani – cu o regulă liniară de comportament a sectorului public – creșterea creditului intern. Aceste reguli liniare interacționează cu absența, în condiții de echilibru, a anticipațiilor perfecte ale oportunităților de profit, ceea ce conduce la anticiparea unui moment unic de declanșare a atacului speculativ. În schimb, modelele de crize financiare din a doua generație iau în considerare un comportament neliniar al unuia sau mai multor agenți, ceea ce conduce la soluții multiple în cadrul modelului.

Modelele din a doua generație, al căror inițiator a fost Obstfeld (1994), se axează pe neliniarități în comportamentul sectorului public. Ele analizează modul în care politica guvernului reacționează la modificări în comportamentul sectorului privat sau alegerea pe care guvernul trebuie să o facă între apărarea unui regim de curs fix sau alte obiective.

Conform rezultatelor acestor modele, un atac speculativ poate avea succes chiar dacă politica monetară și fiscală este consistentă cu politica de curs fix. Pentru ca atacul să se declanșeze, trebuie totuși să existe o tentație din partea autorităților pentru devalorizarea cursului de schimb, sau chiar pentru abandonarea regimului de curs fix, în scopul adoptării unei politici expansioniste. Chiar și atunci când există costuri politice ridicate în cazul unei devalorizări, faptul că speculatorii știu că autoritățile sunt tentate să devalorizeze moneda națională poate fi suficient pentru declanșarea atacului speculativ; acesta este „*self-fulfilling*”.

Formal, acest tip de atac speculativ poate pus în evidență în cadrul unui model prin existența unor soluții multiple, astfel încât, perturbări foarte mici pot conduce la salturi

discrete (discontinue) de la un nivel inițial de echilibru cu un regim de curs fix la un alt echilibru cu un curs valutar devalorizat sau chiar cu un curs de schimb flotant.

Obstfeld (1995), exemplifică un model de criză de generația a doua prin prisma teoriei jocurilor. Astfel, ca și în cazul unui atac asupra unei bănci („*bank run*”), speculația împotriva unei monede crează condiții economice obiective care fac probabilă devalorizarea. Ca urmare, chiar și regimurile de curs fix care pot fi susținute un timp nedefinit în absența unui atac speculativ pot cădea datorită sentimentului advers al pieței. Variabilele fundamentale macroeconomice sunt irelevante în declanșarea crizei dar, în schimb, au efect asupra nivelelor de echilibru viitoare. Modelul propus de Obstfeld ilustrează cum problema coordonării *trader*-ilor pe piața valutară se modifică aunci când variabilele macroeconomice fundamentale se modifică și alterează nivelul de discomfort pe care îl suferă guvernul în cazul unui atac speculativ.

Modelul conține trei agenți: autoritatea monetară (guvernul), care vinde valută pentru a menține fix cursul de schimb, și doi agenți privați care dețin monedă locală și se confruntă cu două opțiuni – să continue să dețină monedă locală sau să o vândă guvernului în schimbul monedei străine.

Guvernul deține un stoc finit de rezerve, R , pentru apărarea cursului de schimb fix. Mărimea acestor rezerve definește *payoff*-ul jocului non-cooperativ pe care cei doi *trader*-i îl vor juca. Funcție de mărimea acestor rezerve, pot fi jucate trei jocuri:

- jocul cu rezerve ridicate;
- jocul cu rezerve intermediare;
- jocul cu rezerve reduse.

În cazul jocului cu rezerve ridicate, rezervele guvernului, R , sunt (de exemplu) 30 și fiecare *trader* deține monedă locală în valoare de 10, care poate fi vândută guvernului („*sell*”) sau deținută în continuare („*hold*”). În cazul în care *trader*-ul vinde, acesta înregistrează un cost de 1. Dar chiar și dacă ambii *traderi* vând resursele lor de monedă locală guvernului, rezervele de valută ale acestuia rămân 10 și îi permit menținerea cursului de schimb fix. Astfel, un *trader* care speculează înregistrează un *payoff* de -1 (costul de tranzacționare) indiferent de ce tranzacție alege să facă celălalt. În aceste

condiții, singurul echilibru Nash se situează în colțul din Nord-Vest: regimul de curs fix supraviețuiește (graficul de mai jos).

		Trader 2	
		Hold	Sell
Trader 1	Hold	0, 0	0, -1
	Sell	-1, 0	-1, -1

Jocul cu rezerve ridicate ($R = 30$)

În cazul jocului cu rezerve reduse, rezervele guvernului sunt 10, ceea ce înseamnă că fiecare *trader* în parte poate termina regimul de curs fix. Presupunând că în cazul renunțării la regimul de curs fix, guvernul devalorizează cu 50 la sută, un *trader* care a vândut toată moneda locală are un câștig de capital, în monedă locală, de 5, și un profit net de 4 după plata costurilor de tranzacționare. Dacă ambii *trader*-i vând, fiecare achiziționează jumate din rezervele guvernului și câștigă numai $\frac{5}{2} - 1 = \frac{3}{2}$. În acest caz, deținerea de monedă locală este o strategie strict dominată, iar echilibrul Nash este în colțul Sud-Vest, ceea ce implică căderea regimului de curs fix (graficul următor).

		Trader 2	
		Hold	Sell
Trader 1	Hold	0, 0	0, 4
	Sell	4, 0	$\frac{3}{2}, \frac{3}{2}$

Jocul cu rezerve reduse ($R = 10$)

Cel mai interesant este jocul cu rezerve intermediare, $R = 16$, în care niciunul dintre *trader*-i, individual, nu poate achiziționa toate rezervele guvernului, dar în cazul în care

acționează împreună pot determina căderea cursului de schimb. Oricare dintre *trader*-i, individual, va înregistra un profit de -1 dacă vinde, iar celălalt *trader*, care nu vinde, va înregistra un profit de 0 (graficul de mai jos). Dar, în cazul în care amândoi atacă regimul de curs fix, fiecare va câștiga $\frac{8}{2} - 1 = 3$. În acest caz sunt două echilibre Nash. În primul echilibru, situat în colțul din Sud-Est, ambii *trader*-i vând și regimul de curs de schimb cade. Dar, dacă nici unul dintre *trader*-i nu crede că celălalt va ataca, echilibrul Nash se află în colțul de Nord-Vest – regimul de curs fix supraviețuiește.

		Trader 2	
		Hold	Sell
Trader 1	Hold	0, 0	0, -1
	Sell	-1, 0	3, 3

Jocul cu rezerve intermediare ($R = 16$)

În acest joc, atacul speculativ are un element „*self-fulfilling*” deoarece regimul de curs fix cade dacă este atacat, dar supraviețuiește în caz contrar. Colapsul său este făcut posibil nu de o necesitate economică, ci de starea intermediară a variabilelor fundamentale (rezervele guvernului). Acestea nu sunt nici suficient de puternice pentru a face imposibil succesul unui atac speculativ, dar nici atât de reduse pentru a face atacul inevitabil.

Un model de criză din a doua generație poate fi formalizat după cum urmează (Obsfeld, 1995):

Guvernul are următoarea funcție de pierdere:

$$L = \theta(\dot{p})^2 + (y - \tilde{y})^2,$$

unde:

\dot{p} reprezintă rata inflației;

\tilde{y} - nivelul țintă al *output*-ului;

θ - ponderea relativă a inflației.

Output-ul real este generat de o curbă Phillips:

$$y = \bar{y} + (\dot{p} - \dot{p}^e) - v,$$

unde:

\bar{y} reprezintă nivelul natural al *output*-ului;

\dot{p}^e – rata așteptată a inflației.

Presupunând că nivelul țintă al *output*-ului diferă de nivelul său natural printr-o constantă k , $\tilde{y} - \bar{y} = k > 0$, (de exemplu, din cauza unei rate ridicate a șomajului), va exista o tentație a guvernului pentru o politică expansionistă, și deci pentru acceptarea unei rate a inflației superioară față de cea anticipată de piață.

Presupunând că paritatea puterii de cumpărare ține,

$$S = P - P^*,$$

P^* fiind constant, rezultă $\dot{s} = \dot{p}$ și $\dot{s}^e = \dot{p}^e$.

În aceste condiții, funcția de pierdere poate fi scrisă:

$$\dot{L} = \theta(\dot{s})^2 + (\dot{s} - \dot{s}^e - v - k)^2$$

iar

$$\frac{\partial \dot{L}}{\partial \dot{s}} = 2\theta\dot{s} + 2\dot{s} - 2\dot{s}^e - 2v - 2k.$$

\dot{L} va avea valoarea minimă când $\frac{\partial \dot{L}}{\partial \dot{s}} = 0$, adică,

$$(\theta + 1) \cdot \dot{s} = (\dot{s}^e + v + k)$$

$\Rightarrow \dot{s} = \frac{\dot{s}^e + v + k}{1 + \theta}$, funcția de reacție a autorităților.

Deoarece rata de depreciere este egală cu rata inflației, autoritățile pot crește *output*-ul printr-o devalorizare surpriză:

$$\begin{cases} E(\dot{s}) = \frac{k}{1 + \theta} + \frac{\dot{s}^e}{1 + \theta} \Rightarrow E(\dot{s}) = \frac{k}{\theta} \\ E(\dot{s}) = \dot{s}^e \end{cases}$$

Substituind $\dot{s} = \frac{\dot{s}^e + v + k}{1 + \theta}$ în \dot{L} rezultă funcția de pierdere pentru o politică discreționară:

$$L^D = \frac{\theta}{1 + \theta} \cdot (\dot{s}^e + v + k)^2$$

unde:

D reprezintă opțiunea pentru o politică discreționară.

Dacă autoritățile și-ar menține opțiunea pentru regula cu curs de schimb fix (R), $\dot{s} = 0$, atunci,

$$L^R = (\dot{s}^e + v + k)^2,$$

De unde rezultă $L^D < L^R$, de unde tendința către discreționarism și deci către devalorizare.

În literatura de specialitate, cei mai întâlniți factori care contribuie la declanșarea crizelor din generația a doua sunt:

1. *Deficitul public.* Guvernele cu un grad ridicat de îndatorare, contractat în special prin împrumuturi pe termen scurt la dobândă flotantă se vor confrunta cu o povară fiscală în creștere rapidă în cazul în care anticipațiile de devalorizare ale pieței conduc la creșterea ratelor dobânzilor. Această situație poate induce o devalorizare a datoriei denominate în moneda locală.
2. *Băncile.* Mulți intermediari financiari se pot afla sub presiune când ratele dobânzilor suferă o majorare neanticipată. În încercarea de a le sprijini, banca centrală își exercită funcția de împrumutător de ultimă instanță.
3. *Distribuția veniturilor.* Modificări neanticipate ale ratei dobânzii redistribuie veniturile în cadrul economiei naționale într-un mod în care guvernul îl poate considera indezirabil.
4. *Ratele de dobândă reale.* În condițiile unor prețuri interne rigide (*sticky prices*), majorarea ratelor de dobândă nominale implică creșterea ratelor reale de dobândă pe termen scurt, care, la rândul lor, pot genera presiuni de devalorizare *self-fulfilling*.

5. *Efectele de contagiune*. Un atac speculativ care a forțat devalorizarea monedei unei țări poate reduce competitivitatea unei țări partener comercial într-o asemenea măsură astfel încât să conducă la un atac speculativ asupra monedei acestei țări (cu sau fără caracteristici *self-fulfilling*).

6. *Trader-i* care sunt îngrijorați de anticipațiile celorlalți *trader-i*, deși conform anticipațiilor primilor cursul de schimb fix este sustenabil.

7. *Cascade informaționale* (Banerjee, 1992 și Morris și Shin, 1995). Presupunem că fiecare investitor are informații despre starea economiei și decide în mod secvențial și public dacă să dețină în continuare moneda locală sau să o vândă. Dacă se întâmplă ca primii n investitori să primească semnale negative și să vândă, atunci al $n + 1$ – lea investitor poate alege să ignore informația pe care o deține despre sustenabilitatea cursului de schimb fix, chiar dacă este pozitivă, și să vândă pe baza informațiilor deținute de primii n investitori. Această regulă secvențială de decizie poate conduce la un *comportament de turmă* („*herd behavior*”). *Trader-ii* își vor baza acțiunile pe acțiunile altor *trader-i* și nu pe setul de informații deținut. Ca urmare, dacă câțiva *trader-i* vor începe să vândă moneda locală, alții îi vor urma mutând economia de la un echilibru fără atac speculativ („*no-attack equilibrium*”) la un echilibru cu atac speculativ („*attack equilibrium*”).

8. *Globalizarea*. Calvo (1997) se depărtează de teoria deciziei secvențiale a lui Banerjee și consideră în schimb o piață globală pe care operează un număr mare de investitori care iau deciziile simultan. Calvo susține că, în condițiile existenței unor fricțiuni informaționale, comportamentul de turmă poate lua amploare pe măsură ce piața de capital mondială crește. Globalizarea reduce stimulentele de a colecta informații specifice unei anumite țări pentru a discredita știrile și mărește probabilitatea ca managerii de portofoliu care sunt îngrijorați de performanța lor relativă să selecteze același portofoliu. Ca urmare, cele mai mici știri pot induce un comportament de turmă și muta economia de la un echilibru fără atac speculativ („*no-attack equilibrium*”) la un echilibru cu atac speculativ („*attack equilibrium*”).

III.3. Modele din a treia generație

Crizele financiare din țările din Asia de Est nu au părut a fi caracterizate prin deficite fiscale (care în general declanșază crizele din generația întâi) și nici nu a părut a exista o tentație a guvernelor țărilor respective de a abandona sistemul de curs de schimb fix în schimbul unei politici monetare mai expansioniste (situație ce caracterizează crizele din generația a doua).

Ca urmare, în literatura de specialitate, s-a susținut existența unui nou tip de criză financiară – criză din a treia generație (Krugman, 1999). Crizele considerate ca aparținând acestei generații sunt considerate ca fiind mai degrabă crize ale sectorului financiar decât atacuri speculative.

Modelul formalizat de Krugman în 1999 se referă la o economie mică și deschisă care produce un singur bun omogen (y) folosind capitalul și forța de muncă conform unei funcții de producție Cobb-Douglas:

$$y_t = K_t^\alpha L_t^{1-\alpha} .$$

Capitalul este considerat ca depreciat după o perioadă, și ca urmare, capitalul din perioada t este egal cu investițiile realizate în perioada $t - 1$. Rezidenții sunt divizați în două categorii: muncitorii ca își consumă tot venitul și antreprenorii care economisesc și își investesc tot venitul. Bunul produs, y , nu este un substitut perfect pentru bunurile externe și elasticitatea substituției între bunurile interne și externe este unitară. Ca urmare, un procent constant, μ , atât din consum cât și din investiții va fi cheltuit pe bunuri externe (importuri), iar restul, $1 - \mu$, va fi cheltuit pe bunuri interne.

Datorită ipotezei de economie mică, exporturile sunt exogene, mai precis, valoarea (măsurată în bunuri externe) X a exporturilor X este exogenă și are valoarea pX măsurată în bunuri domestice, unde p reprezintă *terms of trade* (prețul relativ al bunurilor externe sa cursul real de schimb).

La echilibru, oferta (*output*-ul) de bunuri interne este egal cu cererea:

$$y_t = (1 - \mu)C_t + (1 - \mu)I_t + p_t X ,$$

și ținând cont că muncitorii își cheltuiesc tot venitul (care este $(1-\alpha)y_t$, având în vedere funcția de producție Cobb-Douglas), relația de mai sus poate fi rescrisă după cum urmează:

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

de unde rezultă cursul real de schimb:

$$p_t = \frac{[1-(1-\mu)(1-\alpha)]y_t - (1-\mu)I_t}{X}.$$

În ceea ce privește determinarea investițiilor, Krugman consideră că posibilitatea antreprenorilor de a investi este limitată de capacitatea lor de a se împrumuta deoarece băncile impun o limită la creditul pe care îl pot da unui antreprenor. Ca urmare, un antreprenor poate împrumuta cel mult de θ ori averea sa, de unde rezultă:

$$I_t \leq (1+\theta)W_t,$$

iar averea este definită:

$$W_t = \alpha y_t - D_t - p_t F_t,$$

unde:

D reprezintă datoria netă internă;

F – datoria externă.

Decizia de investiție este luată pe baza comparării randamentului real la investițiile interne (i , care depinde de funcția de producție) cu randamentul real la investițiile în străinătate (i^* , care este exogen):

$$(1+i) \frac{p_t}{p_{t-1}} \geq 1+i^*.$$

O altă ipoteză a modelului este că investițiile nu pot fi negative:

$$I_t \geq 0.$$

Conform acestui model, un declin al influxurilor de capital poate cauza o criză deoarece va afecta cursul real de schimb (p) și situația financiară a antreprenorilor (W). Ca urmare posibilitatea antreprenorilor de a se împrumuta se reduce, și deci și posibilitatea de a investi, care vor avea un efect negativ asupra influxurilor de capital și așa mai departe.

Mai precis, presupunem că oferta de credit depinde de valoarea garanțiilor (averea) pe care băncile cred că o au dețin antreprenorii. Această valoare depinde de nivelul cursului real de schimb deoarece o parte din datoriile debitorilor sunt denominate în monedă străină. Ca urmare echilibrul în condiții de așteptări raționale va fi un set de estimări *self-fulfilling*: nivelul actual al investițiilor care se vor realiza având în vedere oferta de credit va fi egal cu acel nivel așteptat, implicat în oferta de credit.

Pentru a demonstra această afirmație, din derivarea ecuației averii antreprenorilor în funcție de investiții rezultă:

$$\frac{dW}{dI} = \frac{dW}{dp} \frac{dp}{dI} = \frac{(1-\mu)F}{X}.$$

Definind nivelul finanțabil al investițiilor (I_f) ca acel nivel al investițiilor care ține cont de restricțiile de finanțare ale băncilor:

$$I_f = (1+\theta)W.$$

Din ultimele două relații rezultă:

$$\frac{dI_f}{dI} = \frac{dI_f}{dW} \frac{dW}{dI} = \frac{(1+\theta)(1-\mu)F}{X}.$$

Magnitudinea lui $\frac{dI_f}{dI}$ este crucială. Dacă este mai mică decât 1, o economie cu un grad ridicat de productivitate poate avea probleme în cazul ajustării stocului de capital, ajustare datorată constrângerilor de finanțare, dar nu va fi criză. Din contră, dacă $\frac{dI_f}{dI} > 1$ atunci pot exista echilibre multiple și criză.

Factorii care pot duce la echilibre multiple sunt:

- un grad de îndatorare ridicat (θ ridicat);
- datorie externă ridicată relativ la exporturi (un raport $\frac{F}{X}$ ridicat);
- o înclinație marginală spre importuri scăzută (μ scăzut).

În cazul țărilor asiatice care s-au confruntat cu crize financiare, acestea au avut un nivel ridicat de îndatorare, și în plus, în anii 1990 acestea au început să se împrumute extensiv de pe piața externă.

Strategia standard a FMI în cazul confruntării cu asemenea crize a fost să recomande țărilor asiatice să își apere moneda ridicând rata dobânzii. Această recomandare poate fi translatată în modelul lui Krugman (Gandolfo, 2001) presupunând că guvernul dorește să mențină constant cursul de schimb real atunci când finanțatorii externi sunt reticenți în finanțarea investițiilor. Rezultatul este un declin al *output*-ului; menținând p constant și rearanjând termenii, din $y_t = (1 - \mu)C_t + (1 - \mu)I_t + p_t X$ rezultă:

$$y = \frac{1}{1 - (1 - \alpha)(1 - \mu)} [pX + (1 - \mu)I],$$

pe care Krugman îl denumește multiplicatorul cvasi-keinesian. Ținând cont de ecuația averii antreprenorilor rezultă:

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

care arată că un declin al investițiilor va reduce averea și va cauza un feedback de la investițiile actuale către investițiile finanțabile:

$$\frac{dI_f}{dI} = \frac{dI_f}{dW} \frac{dW}{dI} = \frac{(1 + \theta)\alpha(1 - \mu)}{1 - (1 - \alpha)(1 - \mu)}.$$

Această ultimă ecuație arată că un nivel înalt de îndatorare poate cauza $\frac{dI_f}{dI} > 1$. Din

$\frac{dI_f}{dI} = 1$ rezultă valoarea critică a lui θ , notată θ_c :

$$\theta_c = \frac{\mu}{\alpha(1 - \mu)},$$

Astfel încât $\frac{dI_f}{dI} > 1$ pentru $\theta > \theta_c$.

Această relație ilustrează dilema stabilizării: stabilizarea cursului de schimb închide un canal al colapsului financiar, dar deschide un altul. Dacă gradul de îndatorare este ridicat,

economia își poate stabiliza cursul de schimb doar pe baza reducerii *output*-ului și producerii unei decapitalizări a clasei antreprenoriale.

IV. Modele de avertizare timpurie

Sistemele de avertizare timpurie conțin informații importante și pot furniza, prin analiza crizelor ce au avut loc în diverse țări cu ajutorul modelelor *logit* și *probit*, estimări ale probabilității de producere a unei crize, permițând totodată clasificarea țărilor în funcție de gradul de vulnerabilitate externă. Totuși, chiar și în cazul unor modele econometrice avansate, calibrate pe date istorice, prognozele furnizate trebuie apreciate cu mult discernământ, calitatea rezultatelor fiind limitată de:

- i) dificultatea generalizării experiențelor trecute date fiind particularitățile prezentate de crizele valutare în diferite țări;
- ii) mutațiile intervenite la nivelul determinanților de-a lungul timpului (de exemplu, între criza mexicană și cea din Asia de Sud-Est);
- iii) dificultatea cuantificării unor caracteristici macroeconomice care indică o vulnerabilitate;
- iv) lipsa de informații.

Multitudinea de modele teoretice dezvoltate ulterior crizei mexicane evidențiază un număr mare de variabile ce pot fi utilizate ca potențiali indicatori de vulnerabilitate a unei țări față de o criză valutară. *World Economic Outlook (FMI, 1998)* restrânge la trei - *M2/rezerve*, creșterea reală a creditului intern, deprecierea reală - lista indicatorilor ce afectează semnificativ probabilitatea de devalorizare și furnizează cele mai clare semnale în perioada premergătoare crizei.

Principali indicatori macroeconomici utilizați în modelele de avertizare timpurie sunt (Kaminsky, Lizondo și Reinhart, 1998; Kaminsky și Reinhart, 1999):

- i) indicatori asociați cu liberalizarea financiară (multiplicatorul *M2*, raportul dintre creditul intern și *PIB*-ul nominal, ratele pasive reale de dobândă, raportul dintre ratele active și pasive de dobândă);
- ii) alți indicatori financiari (masa monetară reală în sens restrâns - *M1*, depozitele în termeni reali aflate în sistemul bancar, raportul dintre *M2* și rezervele valutare);

- iii) indicatori referitori la contul curent (deviația procentuală a cursului de schimb față de trend, nivelul importurilor și exporturilor, *terms of trade*);
- iv) indicatori asociați contului de capital (rezervele valutare, diferențialul real al ratelor dobânzilor);
- v) indicatori ai sectorului real (producția industrială, indici bursieri);
- vi) variabile fiscale (deficitul bugetului consolidat ca procent în *PIB*).

Pe baza acestor indicatori, Kaminsky și Reinhart (1999) au examinat 26 de crize bancare și 76 de crize valutare în 20 de țări, în perioada 1970 – 1995, ajungând la concluzia că problemele din sectorul bancar preced în general crizele valutare – criza valutară depinde de criza bancară. O altă concluzie la care au ajuns autorii este că liberalizarea financiară de obicei precede o criză bancară. În plus crizele au loc în timpul intrării în recesiune a economiei după o perioadă de *boom* prelungit ce a fost susținut prin creditare, influxuri de capital și un curs de schimb supra-apreciat.

O importantă remarcă a acestor autori este că presupusa noutate a crizei asiatice² comparativ cu crizele precedente (noutatea constând în faptul că aceste crize au apărut în contextul unei politici fiscale și variabile macroeconomice imaculate), nu este chiar o noutate deoarece multe din caracteristicile și antecedentele acestor crize au fost comune episoadelor de criză din America Latină și Europa. În acest context, autorii identifică ca factori generatori al crizei reglementările și supravegherea bancară necorespunzătoare (care au stat și la baza crizei din Chile din anul 1982), care în contextul liberalizării contului de capital, au minat capacitatea băncii centrale de a menține regimul de curs fix.

Kaminsky (2000) realizează o trecere în revistă detaliată a indicatorilor utilizați în studiile anterioare pentru crearea unui sistem de avertizare timpurie și se oprește la cursul valutar real, creșterile bruște ale ratelor dobânzii pe piețele internaționale, ieșiri de capital (*capital flight*) simultan cu creșterea datoriei externe, problemele de lichiditate (raportul dintre datoria externă pe termen scurt - sub un an - și datoria externă totală pentru crizele financiare și, respectiv liberalizarea contului de capital, creșterea creditului și evoluția

² crizele din aceste țări fiind considerate ca aparținând generației a treia

bursei de valori (captate de multiplicatorul $M2$, creditul intern ca procent în PIB , cursurile bursiere), ratele reale ale dobânzii pentru crizele bancare.

Creșterea peste nivelul normal al creditului intern contribuie la acumularea presiunilor care vor declanșa criza valutară, fiind favorizată, de regulă, de influxuri de capital sau măsuri de dereglementare financiară – în tot intervalul care precede criza, valorile raportului *credit intern/PIB* sunt superioare trendului înregistrat anterior de aceeași variabilă. S-a constatat, de asemenea, în perioada anterioară crizei, deteriorarea rapidă a raportului $M2/rezerve$ internaționale, datorită expansiunii $M2$ și a restrângerii rezervelor oficiale. Întrucât reprezintă gradul în care pasivele lichide interne sunt acoperite prin active de rezervă, raportul oferă o măsură a capacității economiei de a se apăra împotriva unui atac speculativ fără a recurge la o corecție drastică a cursului de schimb, putând fi astfel considerat un indicator al încrederii investitorilor în sistemul financiar intern.

Creșterea ratelor reale ale dobânzilor interne înaintea declanșării crizei semnalează o politică monetară restrictivă, ca reacție a băncii centrale la apariția unor tensiuni pe piața valutară sau o majorare a primei de risc încorporate în dobândă. După criză, diferențialul de dobândă se îngustează, rămânând totuși superior nivelului înregistrat în perioadele de funcționare normală a economiei.

Crizele valutare sunt precedate și de perioade de supraapreciere a monedei naționale, inversarea rapidă a tendinței după declanșarea crizei sugerând faptul că evoluția anterioară nu fusese susținută de câștiguri de productivitate sau modificări ale preferințelor publicului în ceea ce privește moneda de economisire. Aprecierea reală dinaintea crizei este însoțită de deteriorarea performanței exporturilor, competitivitatea externă îmbunătățindu-se considerabil ulterior devalorizării/deprecierii.

În cazul României, pentru testarea posibilității de avertizare timpurie în cazul unei crize financiare, s-a estimat, utilizând metodologia *panel data*, dacă cei trei indici de criză financiară (prezentați în Capitolul II) pot fi estimați pe baza unor *lag-uri* ale variabilelor macroeconomice sugerate de Kaminsky (2000), și anume:

- creditul neguvernamental ca procent în PIB ;

- raportul dintre masa monetară în sens larg ($M2$) și rezervele valutare ale băncii centrale;
- rata reală a dobânzii;
- aprecierea cursului de schimb.

Conform rezultatelor econometrice, prezentate în tabelul de mai jos, cel mai important factor în explicarea evoluției indicilor de criză este evoluția cursului de schimb (care generează semnale cu un an înainte), urmată de raportul dintre masa monetară în sens larg ($M2$) și rezervele valutare ale băncii centrale (care generează semnale cu un semestru înainte).

Dependent Variable: I ?
Method: Pooled Least Squares
Sample (adjusted): 1998Q2 2005Q1
Included observations: 28 after adjustments
Cross-sections included: 3
Total pool (balanced) observations: 84

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.425071	0.095070	-4.471160	0.0000
L_M2_REZ_SA(-2)	0.282927	0.084822	3.335534	0.0013
D(L_EXRATE_R_SA(-4))	-3.315383	0.666331	-4.975581	0.0000
Fixed Effects (Cross)				
_ERW_SA--C	-0.017499			
_HG_SA--C	0.030427			
_KLR_SA--C	-0.012928			
Effects Specification				
Cross-section fixed (dummy variables)				
R-squared	0.336200	Mean dependent var	-0.068305	
Adjusted R-squared	0.302590	S.D. dependent var	0.436931	
S.E. of regression	0.364886	Akaike info criterion	0.879216	
Sum squared resid	10.51821	Schwarz criterion	1.023907	
Log likelihood	-31.92706	F-statistic	10.00296	
Durbin-Watson stat	1.779368	Prob(F-statistic)	0.000001	

unde:

I reprezintă indicatorul de criză;

$L_M2_REZ_SA$ – raportul dintre M2 și rezervele valutare ale băncii centrale;

$D(L_EXRATE_R_SA(-4))$ – aprecierea (-)/deprecierea (+) reală a cursului de schimb.

Pentru a îngloba un set cât mai mare de informații macroeconomice în vederea generării de semnale, Herera și Garcia (1999) au construit indicele de vulnerabilitate macroeconomică (IMV). Acesta este calculat ca sumă a raportului dintre $M2$ și rezervele valutare, a ratei lunare a inflației, evoluției lunare a creditului neguvernamental și a cursului valutar real efectiv:

$$IMV = \frac{M2}{res} + I + \Delta\%CN + REER$$

unde:

IMV – indicele de vulnerabilitate macroeconomică;

$\frac{M2}{res}$ - raportul dintre $M2$ și rezervele valutare;

I – rata lunară a inflației;

$\Delta\%CN$ - variația lunară a creditului neguvernamental;

$REER$ - cursul valutar real efectiv.

Toate cele patru serii de date ce intră în componența indicelui sunt standardizate.

Această metodologie diferă de cea a lui Kaminsky, Lizondo și Reinhart (1998) prin faptul că, semnalele sunt extrase din comportarea indicelui compozit în timp ce, conform celei de-a doua metodologii, fiecare variabilă individuală poate genera semnale. Procedura de agregare a lui Herera și Garcia pornește de la premisa că variabilele de avertizare timpurie se îndepărtează, mai mult sau mai puțin, în aceeași direcție sau se comportă similar înaintea crizei.

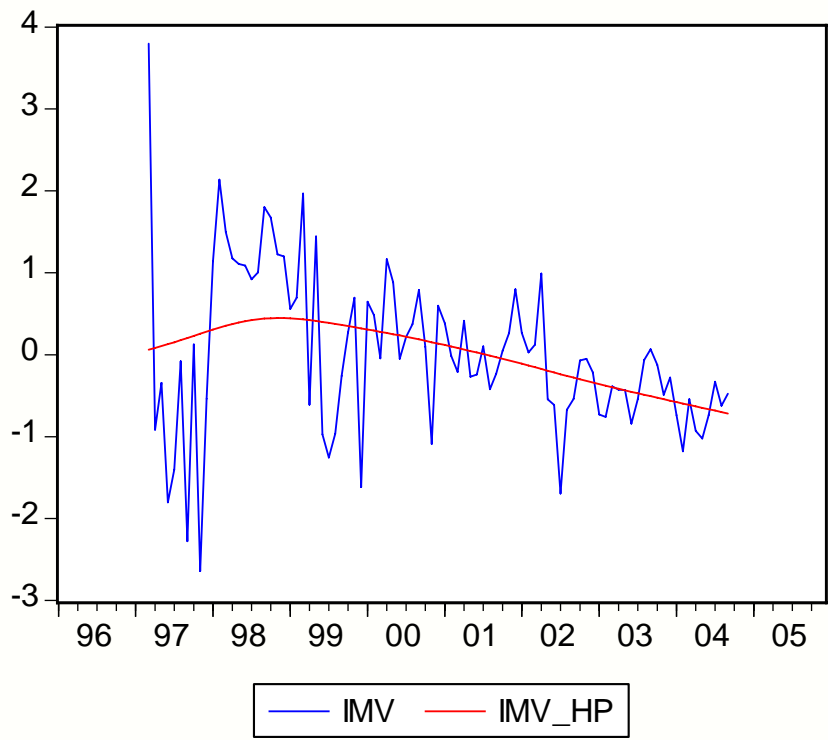
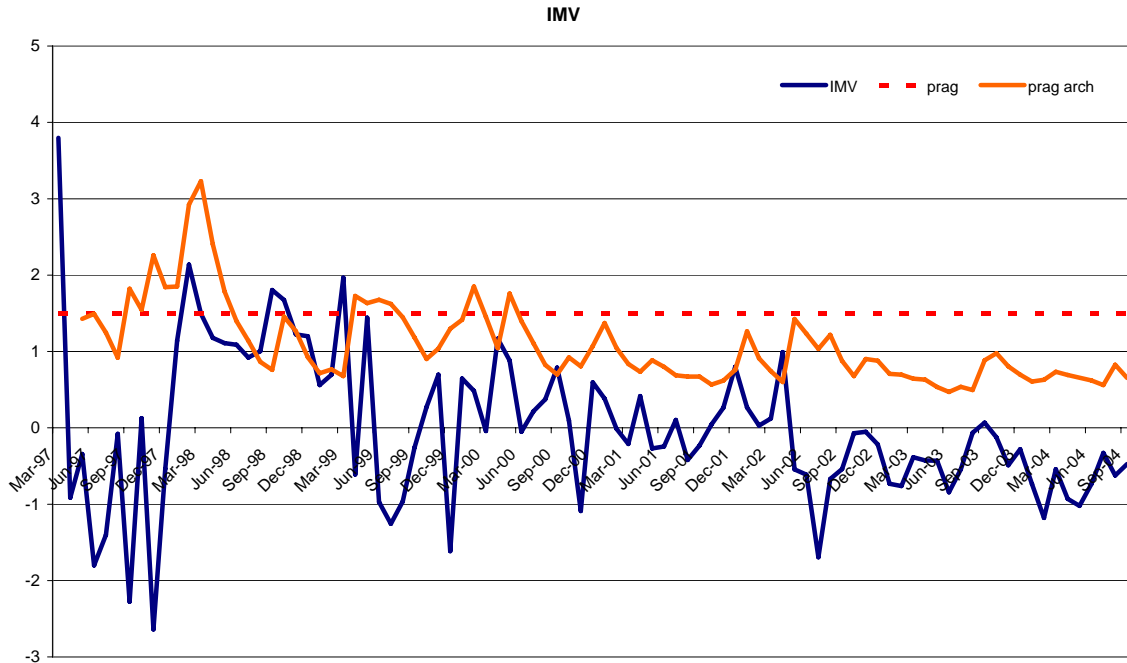
Simplul calcul al indicatorului de vulnerabilitate economică nu este suficient pentru avertizarea timpurie. Pentru generarea de semnale, autorii propun următoarele proceduri:

- Modelul simplu: semnal de criză atunci când $IMV_t > \mu + 1.5\sigma$, unde μ este media și σ deviația standard (eventual condiționată) a seriei IMV .
- Deviațiile față de trend. Trendul este calculat fie ca medie mobilă pe 36 de luni, fie pe baza filtrului Hodrick-Prescott (cu condiția ca seria să fie staționară). Deviația față de

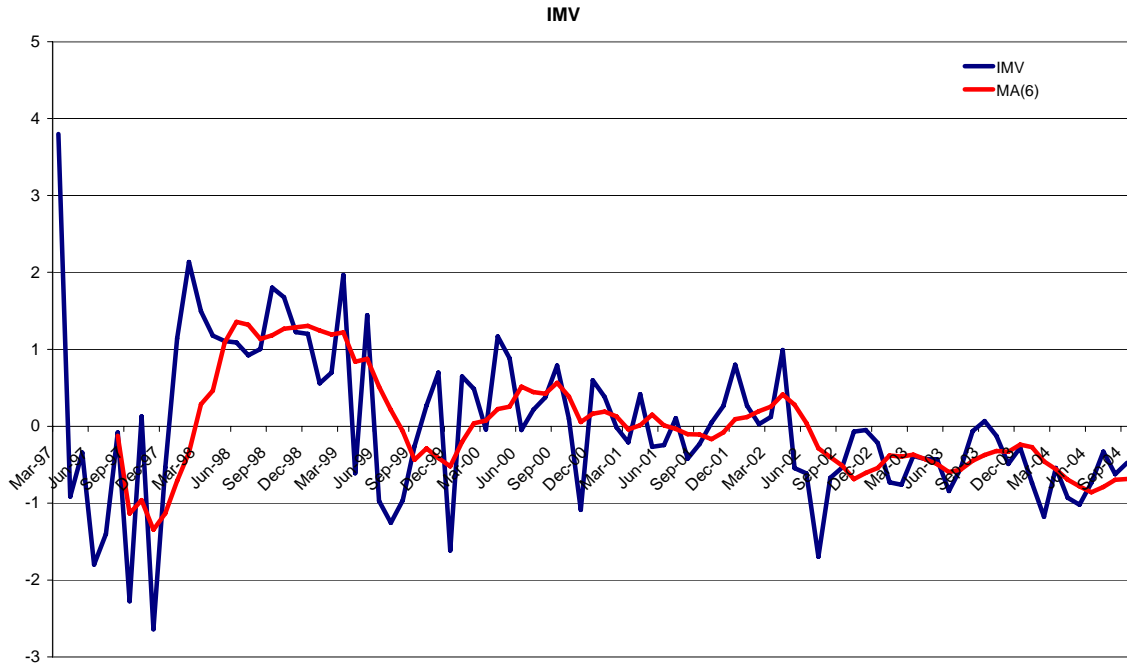
trend a fiecărei variabile este standardizată și prin agregarea seriilor se construiește indicele de vulnerabilitate macroeconomică. Conform testelor autorilor, IMV semnaleză o criză atunci când $IMV_t > \mu + 1.5\sigma$ (unde μ este media și σ - deviația standard a seriei IMV). În cazul alternanței perioadelor de volatilitate ridicată și volatilitate scăzută a IMV , pentru creșterea preciziei, deviația standard poate fi considerată variabilă și calculată prin modele $GARCH$.

- Modelul chartist: semnal de criză atunci când IMV depășește media mobilă pe 6 luni (această medie mobilă a fost determinată pe baza datelor istorice, din testele de cauzalitate Granger efectuate de cei doi autori).
- Modelul erorilor $ARIMA$, care se bazează pe ipoteza că o evoluție normală a IMV este descrisă de un model $ARIMA$, și în aceste condiții, erorile de estimare descriu deviații față de evoluția normală. Semnalele de criză apar în cazul deviațiilor pozitive pe perioade mai îndelungate, astfel că se poate construi o medie mobilă a erorilor și semnalul apare când această medie mobilă este pozitivă.

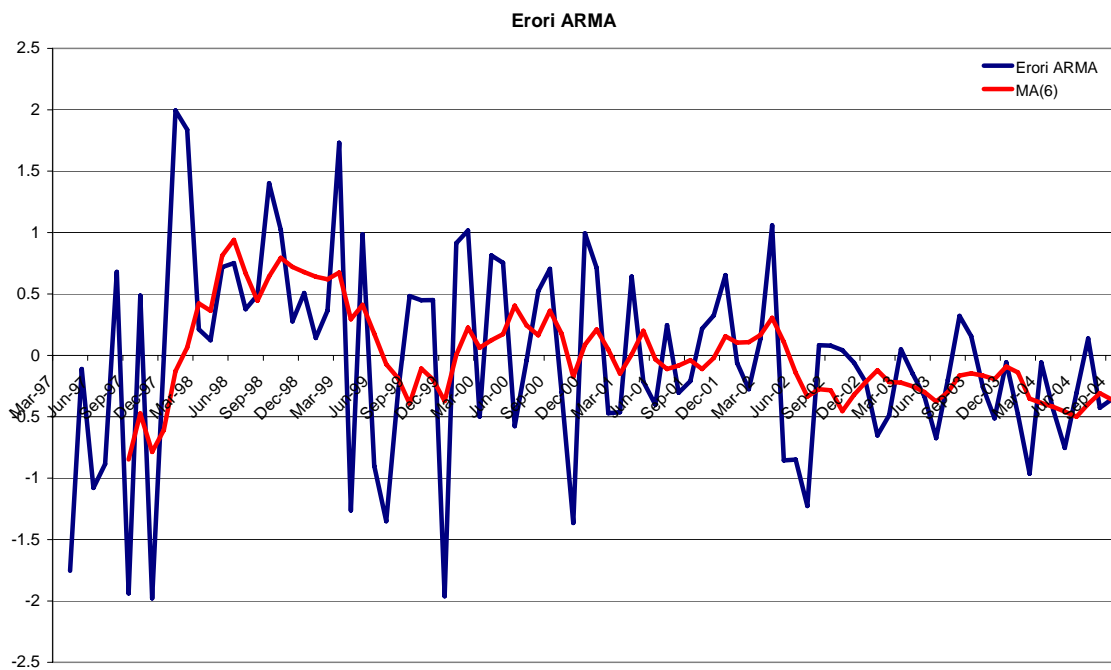
În cazul României, indicele IMV a fost calculat pentru perioada martie 1997 – septembrie 2004. Conform primei metodologii de generare de semnale, atât utilizarea deviației standard, cât și a deviației standard condiționate (modelul $ARCH$ folosit este prezentat în Anexa II), au generat semnale de criză în 1997 și perioada 1998 – 1999. Rezultate similare (valori consistent peste trend în respectivele perioade) a generat și modelul bazat pe filtrul Hodrick-Prescott.



În cazul utilizării modelului bazat pe media mobilă la 6 luni, datorită volatilității ridicate a seriei indicelui *IMV*, această abordare nu poate fi utilizată pentru generarea de semnale de criză.



În cazul folosirii abordării de generare a semnalelor de criză pe baza erorilor obținute dintr-un model *ARMA*, utilizând un model *ARMA(1,2)* (prezentat în Anexa II), semnalele generate sunt similare cu cele obținute pe baza primei abordări.



V. Concluzii

Toți cei trei indici de criză utilizați au semnalat o perioadă de vulnerabilitate economică în prima parte a anului 1997. Principalii factori care au determinat-o sunt liberalizarea pieței valutare în primul trimestru al anului 1997 care a condus la o depreciere bruscă a cursului valutar și ratelor de dobândă foarte ridicate, determinate de creșterea bruscă a ratei inflației în contextul liberalizării prețurilor.

Indicele HG semnalează în plus, o altă perioadă de vulnerabilitate, pe parcursul anilor 1998 și prima jumătate a anului 1999. Acest episod s-a datorat în principal existenței riscului de intrare în incapacitate de plată a României, care a condus la o depreciere accentuată a cursului valutar datorată cumpărărilor de valută necesare pentru plata datoriei externe scadente (în lipsa altor surse de finanțare) și la creșterea ratelor dobânzilor datorate majorării primei de risc.

Cel mai important factor în explicarea evoluției indicilor de criză este evoluția cursului de schimb (care generează semnale cu un an înainte), urmată de raportul dintre masa monetară în sens larg ($M2$) și rezervele valutare ale băncii centrale (care generează semnale cu un semestru înainte).

În ceea ce privește metodologia de avertizare timpurie, bazată pe indicele de vulnerabilitate macroeconomică dezvoltată de Herera și Garcia, în cazul României, abordările bazate pe utilizarea deviației standard, a deviației standard condiționate, a filtrului Hodrick-Prescott și cea bazată pe modelul *ARIMA* au semnalat perioade de vulnerabilitate economică în 1997 și 1998 – 1999.

Bibliografie

- [1] Banerjee, Abhijit, 1992, „A Simple Model of Herd Behavior”, *Quarterly Journal of Economics*, CVII, pp 797-817
- [2] Calvo, Guillermo A., 1998, „Balance of Payments Crises in Emerging Markets. Large Capital Inflows and Sovereign Governments”, *NBER Conference on Currency Crises*
- [3] Calvo, Guillermo A., 1997, „Rational Herd Behavior and the Globalization of Securities Markets”, *University of Maryland*
- [4] Codirlaşu, Adrian, 2002, „Sisteme de avertizare timpurie a crizelor financiare”, lucrare prezentată la conferința organizată de Școala Doctorală de Finanțe – Bănci, ASE, București și la conferința Institutului Național de Cercetare în Economie, București
- [5] Eichengreen, Barry, 2002, „Financial Crises And What to Do About Them”, *Oxford University Press*
- [6] Eichengreen, Barry, Andrew K. Rose și Charles Wyplosz, 1994, „Speculative Attacks on Pegged Exchange Rates: An Empirical Exploration with Special Reference to the European Monetary System”, *NBER WP 4898*
- [7] Eichengreen, Barry, Andrew K. Rose și Charles Wyplosz, 1995, „Exchange Market Mayhem: The Antecedents and Aftermath of Speculative Attacks”, 1995
- [8] Esquivel, Gerardo și Felipe Larrain B., 1998, „Explaining Currency Crises”, *Harvard Institute for International Development, Development Discussion Paper No. 666*
- [9] Fane, George, 2000, „Capital Mobility, Exchange Rates and Economic Crises”, *Edward Elgar*
- [10] Flood, Robert și Nancy Marion, 1998, „Perspectives on the Recent Currency Crisis Literature”, *NBER Working Paper 6380*
- [11] Flood R. P. și P. Garber, 1984, „Gold Monetization and Gold Discipline”, *Journal of Political Economy*, 92:90-107

- [12] Frankel, Jeffrey A. și Andrew K. Rose, 1996, „Currency Crashes in Emerging Markets: Empirical Indicators”, NBER WP 5437
- [13] Gandolfo, Giancarlo, 2001, „International Finance and Open-Economy Macroeconomics”, Springer
- [14] Garber, Peter M. și Lars E. O. Svensson, 1994, „The Operation and Collapse of Fixed Exchange Rate Regimes”, NBER Working Paper 4971
- [15] Herrera, Santiago și Conrado Garcia, 1999, „A user’s Guide to an Early Warning System of Macroeconomic Vulnerability for Lac Countries”, XVII Latin American Meeting for Econometric Society
- [16] Kaminsky, Graciela, Saul Lizondo și Carmen M. Reinhart, 1997, „Leading Indicators of Currency Crises”, IMF Working Paper WP/97/79
- [17] Kaminsky, Graciela, Saul Lizondo și Carmen M. Reinhart, 1998, „Leading Indicators of Currency Crises”, IMF Staff Papers Vol. 45, No. 1
- [18] Kaminsky, Graciela L. și Carmen M. Reinhart, 1999, „The Twin Crises: The Causes of Banking and Balance-of-Payments Problems”, American Economic Review
- [19] Kaminsky, Graciela L., 2000, „Currency and Banking Crises: The Early Warning of Distress”, George Washington University
- [20] Krugman, Paul, 1979, „A Model of Balance of Payments Crises”, Journal of Money, Credit and Banking, 11:311-325
- [21] Krugman, Paul, 1987, „Trigger Strategies and Price Dynamics in Equity and Foreign Exchange Markets”, National Bureau of Economic Research, Working Paper No. 2459
- [22] Krugman, Paul, 1991, „Target Zones and Exchange Rate Dynamics”, Quarterly-Journal of Economics, 106:669-682
- [23] Krugman, Paul, 1999, „Balance Sheets, the Transfer Problem, and Financial Crises” în P. Isard, A. Razin și A. K. Rose (editori), „International Finance and Financial Crises: Essays in Honor of Robert P. Flood, Jr., Norwell, Mass.: Kluwer

- [24] Krugman, Paul și Marcus Miller, 1991, „Exchange Rate Targets and Currency Bands, Cambridge University Press, Cambridge
- [25] Krugman, Paul și Marcus Miller, 1993, „Why Have a Target Zone?”, Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, 38:279-314
- [26] Krugman, Paul și J. Rotemberg, 1991, „Speculative Attacks on Target Zones”, în: P. Krugman și M. Miller, editori, „Exchange Rate Targets and Currency Bands”, Cambridge University Press, Cambridge, 117-132
- [27] Morris, Stephen și Hyun Song Shin, 1995, „Informational Events that Trigger Currency Attacks”, Working Paper No. 95-24, Federal Reserve Bank of Philadelphia
- [28] Obstfeld, Maurice, 1986, „Rational and Self-fulfilling Balance of Payments Crises”, American Economic Review, 76:72-81
- [29] Obstfeld, Maurice, 1986, „Speculative Attack and the External Constraint in a Maximizing Model of the Balance of Payments”, Canadian Journal of Economics, 19:1-22
- [30] Obstfeld, Maurice, 1994, „The Logic of Currency Crises”, Cahiers Economiques et Monetaires (Banque de France) 43, 189-213
- [31] Obstfeld, Maurice, 1995, „Models of Currency Crises with Self-Fulfilling Features”, NBER Working Paper 5285
- [32] Sarno, Lucio și Mark Taylor., 2002, „The Economics of Exchange Rates”, Cambridge University Press
- [33] ***, 1998, „World Economic Outlook”, IMF

Anexa I – Estimarea varianței condiționate pentru calculul indicilor de criză

Pentru cursul de schimb *EUR/ROL*

Dependent Variable: D_EXRATE

Method: ML - ARCH (Marquardt) - Generalized error distribution (GED)

Sample (adjusted): 1997M02 2005M04

Included observations: 99 after adjustments

Convergence achieved after 20 iterations

Variance backcast: ON

LOG(GARCH) = C(3) + C(4)*ABS(RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1))) +
C(5)*RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1)) + C(6)*LOG(GARCH(-1))

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.006275	0.001610	3.897866	0.0001
D_EXRATE(-1)	0.454454	0.061353	7.407207	0.0000

Variance Equation

C(3)	-0.598666	0.164906	-3.630359	0.0003
C(4)	-0.418436	0.118587	-3.528508	0.0004
C(5)	0.301386	0.111936	2.692500	0.0071
C(6)	0.888282	0.023449	37.88184	0.0000

GED PARAMETER	1.422305	0.335999	4.233058	0.0000
---------------	----------	----------	----------	--------

R-squared	0.362595	Mean dependent var	0.019069
Adjusted R-squared	0.321025	S.D. dependent var	0.041058
S.E. of regression	0.033832	Akaike info criterion	-4.573963
Sum squared resid	0.105303	Schwarz criterion	-4.390470
Log likelihood	233.4112	F-statistic	8.722530
Durbin-Watson stat	1.986612	Prob(F-statistic)	0.000000

Pentru rata dobânzii (*BOBOR 3M*)

Dependent Variable: D_INTRATE
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Sample (adjusted): 1997M02 2005M04
 Included observations: 99 after adjustments
 Convergence achieved after 23 iterations
 Variance backcast: ON
 GARCH = C(3) + C(4)*RESID(-1)^2 + C(5)*GARCH(-1)

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-0.009765	0.005625	-1.735912	0.0826
D_INTRATE(-1)	0.610444	0.085233	7.162102	0.0000
Variance Equation				
C	0.000137	5.11E-05	2.679272	0.0074
RESID(-1)^2	0.182821	0.074530	2.452992	0.0142
GARCH(-1)	0.738023	0.048816	15.11851	0.0000
R-squared	0.214171	Mean dependent var		-0.004462
Adjusted R-squared	0.180731	S.D. dependent var		0.178309
S.E. of regression	0.161393	Akaike info criterion		-2.333370
Sum squared resid	2.448493	Schwarz criterion		-2.202303
Log likelihood	120.5018	F-statistic		6.404714
Durbin-Watson stat	1.698369	Prob(F-statistic)		0.000133

Pentru raportul rezerve valutare/*M0*

Dependent Variable: D_REZM0

Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution

Sample (adjusted): 1997M01 2005M03

Included observations: 99 after adjustments

Convergence achieved after 22 iterations

Variance backcast: ON

GARCH = C(2) + C(3)*RESID(-1)^2 + C(4)*GARCH(-1)

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.020369	0.006889	2.957001	0.0031
Variance Equation				
C	0.000394	0.000296	1.331048	0.1832
RESID(-1)^2	0.214318	0.073825	2.903050	0.0037
GARCH(-1)	0.711094	0.052593	13.52063	0.0000
R-squared	-0.007324	Mean dependent var		0.031173
Adjusted R-squared	-0.039134	S.D. dependent var		0.126881
S.E. of regression	0.129340	Akaike info criterion		-1.949025
Sum squared resid	1.589230	Schwarz criterion		-1.844172
Log likelihood	100.4768	Durbin-Watson stat		1.514661

Anexa II – Modelele econometrice utilizate pentru generarea de semnale de criză

Estimarea varianței condiționate a indicelui *IMV*

Dependent Variable: D(IMV)

Method: ML - ARCH

Sample (adjusted): 1997M05 2004M09

Included observations: 89 after adjustments

Convergence achieved after 25 iterations

MA backcast: 1997M04, Variance backcast: ON

LOG(GARCH) = C(3) + C(4)*ABS(RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1))) +
C(5)*RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1)) + C(6)*LOG(GARCH(-1))

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
D(IMV(-1))	0.136019	0.105042	1.294904	0.1954
MA(1)	-0.756202	0.076196	-9.924380	0.0000

Variance Equation

C(3)	-0.746739	0.242964	-3.073461	0.0021
C(4)	0.699271	0.252514	2.769237	0.0056
C(5)	0.291838	0.168054	1.736573	0.0825
C(6)	0.787806	0.143152	5.503282	0.0000

R-squared	0.283918	Mean dependent var	0.004945
Adjusted R-squared	0.240780	S.D. dependent var	0.957284
S.E. of regression	0.834112	Akaike info criterion	2.145497
Sum squared resid	57.74664	Schwarz criterion	2.313270
Log likelihood	-89.47460	Durbin-Watson stat	2.052716

Inverted MA Roots .76

Model $ARMA(1,2)$ pentru indicele IMV

Dependent Variable: IMV

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1997M04 2004M09

Included observations: 90 after adjustments

Convergence achieved after 8 iterations

Backcast: 1997M02 1997M03

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AR(1)	0.265133	0.095451	2.777704	0.0067
MA(2)	0.358599	0.101799	3.522623	0.0007
R-squared	0.249039	Mean dependent var		-0.042200
Adjusted R-squared	0.240505	S.D. dependent var		0.920520
S.E. of regression	0.802224	Akaike info criterion		2.419114
Sum squared resid	56.63357	Schwarz criterion		2.474665
Log likelihood	-106.8601	Durbin-Watson stat		1.816031
Inverted AR Roots	.27			