

Academia de Studii Economice București
Școala Doctorală de Finanțe – Bănci

**Uncovered interest parity și deviații
de la uncovered interest parity**

Disertație

Conducător:

Prof. Univ. Dr. Moisă Altăr

Student:

Alexandru-Chideșciuc Nicolaie

București, Iulie 2001

Abstract

Din moment ce piețele valutare sunt printre cele mai adânci piețe la nivel mondial, iar în cazul țării noastre se înregistrează tranzacții de 100 milioane USD zilnic (un nivel foarte scăzut comparativ cu cel înregistrat pe piețele din străinătate), explicarea deviațiilor de la uncovered interest parity (UIP) reprezintă o sarcină interesantă și importantă chiar și în cazul României.

Deviațiile de la UIP au primit mai puțină atenție în cazul piețelor emergente și în cazul țărilor în tranziție decât în cazul țărilor industrializate. Acest lucru este oarecum surprinzător având în vedere importanța în creștere a celor dintâi în piețele financiare la nivel mondial, liberalizarea contului de capital și trecerea la cursuri de schimb flexibile.

În această lucrare voi pune două întrebări. Prima este dacă se respectă relația UIP, iar a doua dacă sunt deviații de la UIP, de ce apar aceste deviații și care sunt factorii cu influență semnificativă. Am studiat relația UIP și datorită faptului că această ecuație este foarte importantă în cadrul modelelor de determinare a cursului de schimb.

CUPRINS

INTRODUCERE	3
IPOTEZA UIP.....	6
<i>Covered interest parity (CIP)</i>	7
<i>Uncovered interest parity (UIP)</i>	8
DEVIAȚII DE LA UIP.....	12
FOREIGN EXCHANGE RISK PREMIUM ȘI SYSTEMATIC FORECAST ERRORS	13
<i>Anticipări iraționale</i>	15
COSTURILE LEGATE DE TRANZACȚII	16
INFLUENȚA POLITICII MONETARE.....	17
<i>Intervenția pe piața valutară</i>	18
METODOLOGIE, DATE ȘI REZULTATE EMPIRICE.....	23
DE CE APAR DEVIAȚII?.....	31
<i>Testarea simultană a trei condiții de paritate</i>	34
CONCLUZII	39
BIBLIOGRAFIE	41
ANEXA	44
TABEL 1 TESTUL UNIT-ROOT PENTRU VARIAȚIA CURSULUI DE SCHIMB (ÎN LOGARITM)	27
TABEL 2 TESTUL UNIT-ROOT PENTRU DIFERENȚIALUL NOMINAL DE RATA DOBÂNZII	28
TABEL 3 ESTIMAREA RELAȚIEI UIP PENTRU ROMÂNIA	29
TABEL 4 TESTE UNIT-ROOT PENTRU SERIA DE DEVIAȚII DE LA UIP.....	30
TABEL 5 TESTAREA CURSULUI DE SCHIMB REAL.....	32
TABEL 6 SURSE ALE VARIANȚEI DEVIAȚIILOR DE LA UIP	34
TABEL 7 TESTE PENTRU COEFICIENȚII DIN ECUAȚIILE (41) – (43).....	38
FIGURĂ 1 EVOLUȚIA CURSULUI DE SCHIMB NOMINAL ROL/USD ÎNTRE 1995:01 ȘI 2000:12....	23
FIGURĂ 2 EVOLUȚIA VARIAȚIEI CURSULUI DE SCHIMB (ÎN LOGARITM)	23
FIGURĂ 3 EVOLUȚIA RATELOR DOBÂNZII PRACTICATE DE BĂNCI (DOBÂNDA PASIVĂ MEDIE – % P.A.).....	24
FIGURĂ 4 EVOLUȚIA RATELOR DOBÂNZII ÎN USA (BANK PRIME LOAN RATE) – MEDIE A CIFRELOR ZILNICE (% P.A.)	24
FIGURĂ 5 VARIAȚIA CURSULUI DE SCHIMB FUNCȚIE DE DIFERENȚIALUL DE RATA DOBÂNZII.....	26
FIGURĂ 6 VARIAȚIA CURSULUI DE SCHIMB ȘI DIFERENȚIALUL DE RATA DOBÂNZII	26
FIGURĂ 7 CARACTERISTICILE STATISTICE ALE SERIEI DE DEVIAȚII DE LA UIP	30
FIGURĂ 8 DIFERENȚIALUL REAL ȘI CEL NOMINAL DE RATA DOBÂNZII	36

Introducere

Piețele financiare internaționale au cunoscut o creștere extraordinară în ultimii 10-15 ani. În această perioadă piețele valutare și bursiere au atins volume record de tranzacții și ca valoare. Mai mult decât atât, liberalizarea mișcărilor de capital în toată lumea va continua să alimenteze această creștere și în viitor.

Această creștere a scos în evidență și câteva probleme referitoare la funcționarea piețelor internaționale de capital. Domeniul finanțelor internaționale este plin de probleme cu adevărat dificile și confuze (eng. „puzzles”) care și-au găsit diverse explicații în ultimii 25 de ani. În plus, majoritatea acestor probleme sunt ingrediente cheie ale unor modele folosite în domeniul macroeconomiei și finanțelor internaționale. Explicațiile sunt foarte inteligente, însă departe de a fi convingătoare și prin urmare problemele rămân. Exemple de puzzle în finanțele internaționale sunt următoarele:

- ✓ „home bias in trade puzzle” – reprezintă preferința foarte puternică a oamenilor de a consuma bunurile din propria țară (piețele internaționale de bunuri sunt mai segmentate decât se crede)¹.
- ✓ „Feldstein-Horioka puzzle”² – deficitul de cont curent al țărilor OECD tinde să fie foarte mic în comparație cu investițiile și economiile când este măsurat pe orice perioadă sustenabilă (rata medie a economiilor naționale este puternic corelată cu rata medie internă a investițiilor).
- ✓ „home bias portfolio puzzle”³ – investitorii unei țări preferă să-și mențină investițiile în active ale țării lor (ignorând astfel câștigurile potențiale din oportunitățile de investiții străine).
- ✓ „consumption correlations puzzle”⁴ – consumul între țările OECD nu este puternic corelat. Backus, Kehoe și Kydland (1992) scot în evidență faptul că

¹ McCallum, J. (1996). National Borders Matter: Canada-U.S. Regional Trade Patterns, *American Economic Review* 85, June, 615-623

² Feldstein, M., și C. Horioka. (1980). Domestic Savings and International Capital Flows, *Economic Journal* 90, June. 314-329

³ French, K., și J. Poterba. (1991). Investor Diversification and International Equity Markets, *American Economic Review* 81, May, 222-226

⁴ Backus, D., P. Kehoe, și F. Kydland. (1992). International Real Business Cycles, *Journal of Political Economy* 100, August, 745-775

ratele de creștere a outputului la nivel internațional sunt mai puternic corelate decât ratele de creștere a consumului.

- ✓ „purchasing power parity puzzle” – cum este posibil ca timpul de înjumătățire al inovațiilor în rata reală de schimb să fie foarte mare - de trei-patru ani - (scoate în evidență cât de slabă este legătura dintre nivelul prețurilor în două țări și cursul de schimb).
- ✓ „exchange rate disconnect puzzle” – de ce este cursul de schimb atât de volatil și, în mod aparent nu este legat de fundamentals. Termenul „exchange rate disconnect puzzle” face aluzie la cât de slabă este relația dintre rata de schimb și orice variabilă macroeconomică (excepție, probabil, pe termen lung conform studiilor lui Meredith și Chinn(1998) pentru UIP).

Ultimele două se disting de celelalte prin faptul că ele reprezintă efectele reale ale unei variabile nominale – cursul de schimb ce este prețul relativ a două monede. Tot în contrast cu celelalte aici fenomenul trebuie explicat pe termen scurt-mediu, nefiind un fenomen ce persistă pe perioade lungi de timp. Ultimele două probleme pot fi văzute ca „pricing puzzles” pentru că ele se referă la comportamentul prețului și includ covariația dinamică dintre prețuri și alte variabile macroeconomice.

Obstfeld și Rogoff (1996, cap. 9) susțin ideea conform căreia, pentru a înțelege volatilitatea cursului de schimb este nevoie de un model foarte larg care să explice volatilitatea observată la activele de pe toate piețele. Obstfeld și Rogoff (2000) spun că este la fel de adevărată și existența unor legături între rata de schimb și economia reală, legături mai directe decât cele ale prețurilor acțiunilor bursiere. În majoritatea economiilor rata de schimb este singurul și cel mai important preț relativ cu feed-back imediat pentru o gamă largă de tranzacții. Datorită faptului că legăturile potențiale sunt atât de directe este surprinzător faptul că ele nu sunt mai puternice.

Pe termen scurt cursul de schimb nominal trebuie privit ca prețul unui activ care este moneda unei țări. Ca urmare aceste prețuri reacționează la diferențele de rentabilitate ale diferitelor active, deci la diferențele de rata dobânzii. Rentabilitatea deținătorilor de active exprimate într-o valută este compusă din două părți: rata dobânzii și aprecierea sau deprecierea anticipată a valutei. Ca urmare, diferențialul de rata dobânzii reflectă anticipări legate de evoluția viitoare a valutei.

Lucrarea este structurată în modul următor. Secțiunea I continuă cu prezentarea ipotezei UIP aducând în discuție și identitățile de bază referitoare la UIP și alte relații de

paritate. Tot aici se prezintă și principalele direcții din literatură legate de UIP. Secțiunea II prezintă principalii factori ce duc la deviații de la UIP și stadiul cercetărilor în acest domeniu. În secțiunea III se estimează relația UIP și se cercetează motivele deviațiilor de la UIP, prezentându-se și rezultatele empirice obținute. Secțiunea IV prezintă concluziile.

Ipoteza UIP

Patru condiții de paritate au preocupat cercetători în finanțe internaționale în căutarea de legături între diferite piețe: uncovered interest parity (UIP), purchasing power parity (PPP), covered interest parity (CIP) și real interest parity (RIP) (primele două fac parte din categoria „exchange rate disconnect puzzle”). Condițiile au fost testate prin o varietate de metode și UIP a fost respinsă în majoritatea cazurilor, PPP dând însă rezultate bune în teste⁵.

Condiția UIP are o importanță analitică deosebită deoarece ea apare în majoritatea modelelor de determinare a cursului de schimb din ziua de azi. Majoritatea modelelor înseamnă nu numai micile modele folosite în analiza teoretică, ci și modele econometrice atent specificate folosite de organizațiile internaționale și de analiști individuali ai economiilor deschise. Printre modelele construite relativ recent ce încorporează ipoteza UIP și a anticipărilor raționale se numără modelele lui Taylor (1989), (1990), McKibbin și Sachs (1989) și modelul MULTIMOD (Masson, Symansky și Meredith - 1988), inclusiv extensiile acestuia – MULTIMOD MARK II (1990) și MULTIMOD MARK III (1997). Modelul MULTIMOD MARK III poate fi modificat pentru a permite introducerea a „interest premiums” în relația uncovered interest parity.

Conform condiției de paritate a ratelor dobânzii a lui Fisher (1930), rentabilitatea anticipată într-o țară trebuie să fie egalată prin arbitraj cu rentabilitatea obligațiunilor într-o altă țară după conversia valutară. Deci, rentabilitatea anticipată *ex ante* în exces pe un depozit în monedă externă față de unul în monedă internă trebuie să fie zero (ipoteză respinsă pe perioada cursului flotant).

Ipoteza UIP spune că ratele anticipate de rentabilitate pe active identice în două țări diferite și creșterea cursului de schimb spot trebuie să fie egale. Așa cum spuneam ipoteza a fost respinsă în majoritatea studiilor⁶, iar explicațiile găsite de majoritatea cercetătorilor sunt existența erorilor sistematice de previziune (systematic forecast errors) și a primei de risc („foreign exchange risk premia”). McCallum (1992) mai oferă două explicații în plus: prima este că relația UIP nu se verifică pur și simplu, iar a doua se referă la posibilitatea ca politica

⁵ Forma convențională a PPP a fost respinsă și ea în majoritatea studiilor, însă o formă a PPP anticipată nu a putut fi respinsă. (voi preciza mai jos)

⁶ Numărul de studii este mult prea mare pentru a fi menționate toate aici.

monetară să fie condusă către manipularea diferențialului de rata dobânzii ce implică ajustări în mișcările cursului de schimb ducând la o altă relație (modificare a UIP) a cărei formă corespunde realității. Obstfeld și Rogoff (2000) oferă ca explicație a nerespectării UIP existența costurilor legate de tranzacțiile internaționale (costuri de transport și, în sens larg, barierele tarifare și netarifare).

Pentru a cerceta mai adânc ipoteza UIP și a altor concepte care sunt necesare discuției vom avea nevoie de niște notații. Vom nota cu:

- ✓ S_t – cursul de schimb spot nominal la momentul t exprimat ca prețul în unități monetare ale țării gazdă a monedei străine (ROL pe USD);
- ✓ S_t^e – cursul de schimb spot nominal anticipat la momentul t exprimat ca prețul în unități monetare ale țării gazdă a monedei străine;
- ✓ F_t – cursul forward la momentul t , adică suma ce trebuie plătită și livrată pentru o unitate de monedă străină la momentul $t+1$;
- ✓ i_t , respectiv r_t – reprezintă rata nominală a dobânzii la momentul t , respectiv rata reală a dobânzii la același moment în țara de referință;
- ✓ i_t^* , respectiv r_t^* – reprezintă rata nominală a dobânzii la momentul t , respectiv rata reală a dobânzii la același moment în țara străină.

Pentru aceste notații literele mici vor reprezenta logaritmul variabilei corespunzătoare scrisă cu litere mari cu excepția ratei dobânzii (atât nominală cât și reală).

Covered interest parity (CIP)

O unitate monetară internă (1 LEU) investită într-un activ purtător de dobândă va aduce un câștig de $(1+i_t)$ la sfârșitul perioadei. Dacă în schimb leul este folosit pentru a cumpăra $1/S_t$ dolari pe piața spot care apoi sunt investiți în USA pe aceeași perioadă la rata dobânzii i_t^* și vânduți forward la F_t câștigul anticipat la sfârșitul perioadei este $1/S_t \cdot (1+i_t^*) \cdot F_t$. Datorită existenței arbitrajului, investitorii vor egala aceste două câștiguri, deci:

$$\frac{1+i_t}{1+i_t^*} = \frac{F_t}{S_t} \text{ Ecuație 1}$$

Absența oportunităților de arbitraj implică, prin neglijarea costurilor legate de tranzacții, următoarea relație:

$$i_t - i_t^* = f_t - s_t \text{ Ecuație 2, (CIP)}$$

relație la care se ajunge prin logaritmare ecuației 1 și considerând $\ln(1+i_t) = i_t$ (ipoteză valabilă în situația în care i_t este suficient de mic).

Relația CIP va ține exact dacă vom introduce și o primă de țară (c – primă de risc) în ecuația 2:

$$(i_t - i_t^*) - (f_t - s_t) = c \text{ Ecuație 3}$$

Dacă c este pozitiv atunci investitorii vor cere o rentabilitate mai mare a activelor țării gazdă în lei decât a activelor exprimate în dolari. În practică, prima din relația CIP în cazul monedelor țărilor industrializate este foarte mică. Dealerii pe piețele valutare folosesc relația CIP, cu presupunerea $c=0$, ca bază pentru determinarea cursului de schimb forward pe care ei îl vor cota pentru clienții lor.

În situația în care c este mic și nici nu variază mult în timp, relația CIP arată existența unei relații bine definite și puternice între diferențialul de rata dobânzii și prima/discountul forward (forward premium/discount).

Uncovered interest parity (UIP)

Variabilele care apar în relația CIP sunt observabile pe piață și identice pentru toți investitorii. Relația UIP deși este foarte apropiată de CIP, diferă în mod fundamental de aceasta prin faptul că include anticiparea cursului de schimb ce reprezintă o variabilă care nu este direct observabilă pe piață și nu este identică pentru toți investitorii individuali.

Termenul „uncovered” se referă la faptul că riscul asociat cu incertitudinea legată de cursul spot viitor nu a fost eliminat prin utilizarea unui contract forward sau a altui instrument.

Conform propoziției UIP ratele de rentabilitate pe instrumente identice în două țări diferite, inclusiv a modificărilor cursului de schimb spot, vor fi egale. Prin urmare UIP *ex-ante* implică relația:

$$1 + i_t = (1 + i_t^*) \frac{S_{t+1}^e}{S_t} \quad \text{Ecuatie 4}$$

Logica rezultatului de mai sus este că investitorul trebuie să fie recompensat cu o dobândă mai mare atunci când se așteaptă o depreciere a valutei.

Ecuatia de mai sus poate fi aproximată și se obține că diferențialul de rata dobânzii între două țări este egal cu variația anticipată a cursului de schimb spot:

$$i_t - i_t^* = s_{t+1}^e - s_t \quad \text{Ecuatie 5 (UIP)}$$

Această condiție va fi respectată numai dacă participanții pe piață sunt risc-neutrali. Voi numi această ecuație versiunea strictă a UIP.

Versiunea UIP care apare în modelele econometrice de clasă poate fi exprimată prin relația de mai jos:

$$i_t - i_t^* = s_{t+1}^e - s_t + \varepsilon_t \quad \text{Ecuatie 6}$$

Aici ideea este că rata dobânzii internă și cea externă pe depozite similare va diferi sistematic numai în măsura deprecierei anticipate a monedei interne, iar sursele nesistematice (aleatoare) de discrepanță între i_t și i_t^* sunt reprezentate de termenul de eroare ε_t care, la rândul lui, poate reprezenta agregarea variabilă în timp sau alte efecte, cum ar fi prima de risc. Unii cercetători au susținut că prima variabilă în timp reprezintă singurul motiv pentru includerea termenului de eroare în relația (6). McCallum (1992) susține că un asemenea punct de vedere este greșit pentru că este potrivită includerea unui termen eroare în toate relațiile similare cu (6) folosite în aplicații empirice. Motivul oferit este că toate modelele reprezintă o simplificare a realității și nu reușesc să ia în considerare multitudinea de influențe de diferite tipuri. Prin urmare, relațiile care se verifică exact în modelele teoretice nu se vor verifica și în aplicațiile empirice chiar și în cazul unui singur agent; la nivelul de agregare al pieței, eroarea va fi mai complexă și mai mare pentru că agenții nu sunt toți la fel.

Ipoteza unbiased a ratei forward

Una din topicile cel mai intens studiate în domeniul economic în ultimii 20 de ani a fost eficiența sau mai precis ineficiența pieței forward pentru piața valutară. Dacă piața valutară e eficientă și rata de schimb e determinată ca prețul unui activ, anticipările referitoare la cursul de schimb trebuie să fie încorporate și reflectate în cursul de schimb forward.

Un număr imens de cercetători au studiat presupusul eșec al „forward exchange rate premia” ca predictor unbiased al schimbărilor viitoare în rata de schimb spot (adică cursul forward al ratei de schimb este un predictor unbiased al cursului spot). Asemenea studii au fost realizate de Levich⁷ (1985), Hodrick⁸ (1987), MacDonald și Taylor⁹ (1989), Meese¹⁰ (1989) și alții. Studii individuale ce au adus contribuții semnificative sunt: Frankel¹¹ (1976), Fama¹² (1984) și Froot și Frankel¹³ (1989).

Dacă se respectă condiția „covered interest parity” (CIP), așa cum ar fi normal pentru a evita posibilitățile de arbitraj, un asemenea eșec ar fi legat îndeaproape de nerespectarea UIP. Forward discount puzzle (FDP) se referă la situația în care moneda unei țări cu rata dobânzii ridicată se apreciază în loc să se deprecieze așa cum ar trebui să se întâmple conform UIP. Forward discount puzzle exprimă faptul că rata forward prezice direcția greșită în care se va mișca cursul spot față de cea prezisă de UIP.

McCallum (1992) reexaminează aceste probleme din perspectiva relației UIP și ajunge la concluzia că într-adevăr ratele forward nu sunt un predictor unbiased al cursului spot, dar acest fapt nu înseamnă și respingerea ipotezei UIP. Explicația cea mai semnificativă (din cele trei care apar în articol) găsită de McCallum pentru anomalia din date se bazează puternic pe ipoteza că autoritățile monetare controlează în mod sistematic diferențialul de rata dobânzii astfel încât să prevină schimbările rapide ale cursului de schimb, dar și pentru a netezi mișcărilor ratei dobânzii (smooth interest rate movements).

⁷ Levich, R.M., 1985, „Empirical Studies of Exchange Rates: Price Behavior, Rate Determination, and Market Efficiency”, în Handbook of International Economics, Vol. II, ed. R.W. Jones și P.B. Kenan, Amsterdam.

⁸ Hodrick, R.J., 1987, „The Empirical Evidence on the Efficiency of Forward and Futures Foreign Exchange Markets” (Harwood Academic Publishers).

⁹ MacDonald, R. și M.P. Taylor, 1989, „International Parity Conditions”, Greek Economic Review 11, 257-290.

¹⁰ Meese R., 1989, „Empirical Assessment of Foreign Currency Risk Premiums” în Financial Risk: Theory, Evidence and Implications, ed. de C.C. Stone (Kluwer Academic Pub., Boston, MA)

¹¹ Frankel, J.A., 1976, „A Monetary Approach to the Exchange Rate: Doctrinal Aspects and Empirical Evidence”, Scandinavian Journal of Economics 78, 200-224.

¹² Fama, E.F., 1984, „Forward and Spot Exchange Rates”, Journal of Monetary Economics 14, 319-338.

¹³ Froot, K. și J.A. Frankel, 1987, „Using Survey Data to Test Some Standard Propositions Regarding Exchange Rate Expectations”, American Economic Review 77, 133-153

Dacă substituim ecuația CIP în UIP (în ipoteza că ambele relații se verifică), atunci cursul forward este predictor unbiased al cursului de schimb viitor.

Rata f_t este un predictor unbiased al lui s_{t+1} dacă $\alpha = 0$ și $\beta = 1$ în relația:

$$s_{t+1}^e = \alpha + \beta \cdot f_t \quad \text{Ecuație 7,}$$

unde s_{t+1}^e reprezintă anticiparea cursului s_{t+1} condiționată de setul de informații existent la momentul t .

Recent nu s-a mai utilizat ecuația (7) în testarea ipotezei de unbiased a ratei forward, ci o relație echivalentă cu aceasta în ipoteza $\beta = 1$ în (7) care se scrie:

$$s_{t+1}^e - s_t = \alpha + \beta(f_t - s_t) + \varepsilon_{t+1} \quad \text{Ecuație 8}$$

Testele empirice cu date după 1973 din lucrările menționate mai sus au respins ipoteza $\beta = 1$ în formularea (8), dar sunt în favoarea $\beta = 1$ în relația (7). Rezultate asemănătoare a obținut și McCallum (1992), însă el precizează foarte clar că acestea nu sunt un motiv suficient pentru a susține că relația UIP nu este respectată. Bryant (1995) obține și el rezultate aproape identice, însă concluzia lui este că nici una din regresiile utilizate (specificația în nivele cât și cea în diferențe) nu este importantă și nici una nu poate spune dacă rata forward este un predictor unbiased al celei spot.

Regresia în diferențe a fost preferată celei în nivele pentru că așa cum Hodrick (1987) și Meese (1989) subliniază faptul că variabilele din (7) nu sunt staționare. Elliott (1994)¹⁴ sugerează faptul că și (8) poate fi o regresie care nu oferă informații în situația în care cursul de schimb se apropie de un „random walk”, astfel încât (8) devine aproape o regresie în care se regresează prima diferență a unui random walk pe prima diferență a altui random walk (zgomot pe zgomot).

¹⁴ Elliott, Graham. 1994. "On Tests of Unbiasedness in the Forward Foreign Exchange Rate Market." Revised draft manuscript, (November 1994).

Deviații de la UIP

Analog cu introducerea primei de risc de țară în cadrul relației CIP, vom introduce un termen Z , în mod evident caracteristic fiecărui investitor, în relația UIP care va egala câștigurile din ecuația (4):

$$1 + i_t = (1 + i_t^*) \frac{S_{t+1}^*}{S_t} \cdot Z_t^i \quad \text{Ecuație 9}$$

În exprimare logaritmică ecuația devine:

$$z_t^i = (\dot{i}_t - i_t^*) - (s_{t+1}^e - s_t) \quad \text{Ecuație 10}$$

Pentru un $z^i > 0$, investitorul care își bazează arbitrajul pe relația UIP va cere o rentabilitate mai mare pentru activele interne decât pe cele externe.

Din relațiile (3) și (10) se obține:

$$z_t^i = c + (f_t - s_{t+1}^e) \quad \text{Ecuație 11,}$$

care arată clar că termenul z este compus din două componente: prima de risc de țară și din diferența dintre rata forward și cursul de schimb spot anticipat, diferență care la rândul ei este numită primă de risc de curs de schimb (exchange risk premium).

Deviațiile de la UIP sunt echivalente cu a obține un câștig mai mare pe depozitele externe față de cele interne. Explicarea acestor deviații a devenit mult mai grea după niște observații foarte importante făcute de către Fama (1984). Printr-o simplă regresie el a arătat nu numai faptul că aceste rentabilități în exces sunt previzibile *ex ante*, ci și faptul că varianța lor este mai mare decât varianța anticipată a modificării cursului de schimb. Deci, orice model teoretic legat de această problemă trebuie să explice nu numai prezența acestor rentabilități în exces previzibile, ci și variația foarte mare a acestora. Acest comportament este denumit de către Lewis (1994) „predictable excess return puzzle”.

În cele ce urmează voi oferi variate explicații pentru acest puzzle (deviațiile de la UIP). Mai întâi, lucrând în ipoteza anticipărilor raționale, rentabilitățile în exces *ex post* vor egala rentabilitățile reale în exces anticipate de către piață la care se adaugă o eroare de

anticipare ce nu este previzibilă *ex ante*. Considerând această ipoteză, rentabilitatea în exces previzibilă trebuie să egaleze prima de risc („foreign exchange risk premium”).

În continuare voi prezenta explicații ce au la bază erori de previziune. Froot și Frankel (1989) au arătat că rentabilitatea în exces în anii '80 s-a datorat în cea mai mare parte erorilor sistematice de previziune și nu primei de risc. De data asta explicațiile se sparg în două grupe. Prima: anticipările pieței sunt iraționale, iar a doua: piața este rațională, însă distribuția erorilor economice („economic disturbances”) percepute de traderi este diferită față de cea măsurată de cercetători. Pentru primul caz nu a fost propus încă un model testabil, însă teste bazate pe a doua explicație oferă anumite intuiții.

Tot în această secțiune voi avea în vedere și probleme legate de șocurile de politica monetară și, legat de aceasta, intervenția Băncii Centrale. Prezența deviațiilor sistematice de la UIP a fost folosită ca o explicație de ce intervenția Băncii Centrale poate influența cursul de schimb.

Foreign exchange risk premium și systematic forecast errors

Foreign exchange risk premium este una din explicațiile deviațiilor de la UIP, deci și o explicație a coeficienților $\beta < -1$ obținuți în majoritatea studiilor pe o regresie cum este (8) (o parte din studii au fost menționate mai sus).

Deținătorul unui depozit în străinătate va câștiga rata dobânzii din străinătate la care se adaugă câștigul de capital pe valută, adică: $i_t^* + s_{t+1} - s_t$. În cazul în care investitorul s-a împrumutat în lei pentru a face investiția, rentabilitatea în exces este dată de:

$$er_{t+1} = s_{t+1} - s_t + i_t^* - i_t \text{ Ecuatie 12}$$

și dacă considerăm că relația CIP se verifică, relația de mai sus se poate scrie:

$$er_{t+1} = s_{t+1} - f_t \text{ Ecuatie 13}$$

din moment ce rentabilitatea în exces nu este cunoscută la momentul t , analizarea acestor rentabilități în exces depinde de metodele de anticipare folosite. O asemenea măsură este valoarea prezisă statistic a rentabilității în exces bazată pe informația disponibilă la momentul t :

$$per_t = E_t(er_{t+1}) = E_t(s_{t+1} - s_t) - (f_t - s_t) \text{ Ecuatie 14}$$

unde $E_t(\cdot)$ este operatorul de anticipare statistic bazat pe informația de la momentul t (anticipare rațională). Deci:

$$er_{t+1} = per_{t+1} + \varepsilon_{t+1} \text{ Ecuatie 15}$$

unde ultimul termen este eroarea de previziune statistică, $\varepsilon_{t+1} = s_{t+1} - E_t s_{t+1}$

Pornind de la UIP în sens strict și luând în considerare și CIP, putem scrie:

$$per_t = s_{t+1}^e - s_t + i_t^* - i_t \text{ Ecuatie 16}$$

Dacă UIP nu se verifică, atunci $per_t \neq 0$. Prin considerarea simultană a UIP și a ipotezei anticipărilor raționale trebuie ca $per_t = 0$. Așa cum am menționat mai sus, Fama (1984) a demonstrat nu doar faptul că rentabilitățile în exces sunt previzibile pe baza informației curente, ci și că sunt caracterizate de o volatilitate foarte mare în comparație cu cea a cursului de schimb (concluzie valabilă în ipoteza anticipărilor raționale). Interpretarea dată de Fama (1984) este că rentabilitățile previzibile apar ca urmare a primei de risc. Conform acestei viziuni anticipările sunt raționale și ca urmare rentabilitățile în exces sunt egale cu prima de risc.

Foreign exchange risk premium reprezintă rentabilitatea în exces anticipată de piață prin deținerea de valută față de deținerea de monedă internă:

$$rp_t = s_{t+1}^e - s_t + i_t^* - i_t \text{ Ecuatie 17}$$

Cu toate că existența forward bias (forward premium/discount puzzle) a fost identificată acum 20 de ani, cercetările empirice nu au avut succes în a face compatibil comportamentul primei de risc cu modelele teoretice existente.

În literatura empirică mai apare un rezultat demn de menționat și anume faptul că rentabilitățile în exces sunt puternic legate de diferențialul de rata dobânzii. Acest rezultat este valabil pentru studii în care anticipările raționale justifică utilizarea rentabilităților în exces ca proxy pentru prima de risc (Froot și Thaler (1990), Engel (1996)). Oricum, modelele teoretice existente eșuează în general în a oferi o explicație pentru legătura puternică observată între prima de risc și diferențialul de rata dobânzii.

Anticipări iraționale

O sursă potențială de rentabilități în exces previzibile pe piața valutară este faptul că anticipările cursului de schimb nu sunt raționale. Froot și Frankel (1989) oferă dovezi care să arate că anticipările nu sunt complet raționale. Folosind date pentru anticipări ale cursului de schimb ei estimează expresia standard a UIP:

$$s_{t+1}^e - s_t = \alpha + \beta(i_t - i_t^*) + \varepsilon_{t+1} \quad \text{Ecuatie 18}$$

Consistent cu UIP, însă inconsistent cu ipoteza anticipărilor raționale, ei găsesc un β apropiat de unu. În cazul acestei regresii prima de risc este surprinsă de variabila α . Valoarea lui α obținută de ei diferă semnificativ de zero și variază substanțial în timp. Astfel rezultatele lor sugerează că primele de risc sunt mari și variabile chiar și în afara ipotezei anticipărilor raționale. De asemenea, Marston (1994) arată că prima de risc este puternic legată de diferențialul de rata dobânzii.

McCallum (1992) consideră și el ipoteza anticipărilor iraționale (permițând ca UIP să se verifice), o iraționalitate astfel încât să genereze valori negative pentru β în ecuațiile (8) și (18). Tot el concluzionează că această posibilitate (anticipări iraționale) prezintă un interes scăzut în situația în care nu este un motiv anume care să producă anticipări eronate în maniera prezentată mai jos:

$$\Delta s_{t+1}^e - \Delta s_{t+1} = \gamma(f_t - s_t) + \omega_t \quad \text{Ecuatie 19}$$

unde ω_t este zgomot alb.

Froot și Frankel (1989) obțin rezultate care favorizează existența anticipărilor iraționale de tipul celor de mai sus. McCallum (1992) precizează că pentru forma de iraționalitate din (19) este greu de găsit un motiv de existență pentru orice γ și, mai mult, este greu de înțeles ce fel de comportament exprimă ecuația (19).

Erorile sistematice de previziune pot să apară din două surse. Asemenea surse sunt prezența traderilor iraționali pe piață și a doua sursă apare datorită dificultăților în măsurarea anticipărilor legate de câștigurile previzibile. Conform celei de-a doua explicații ecuațiile folosite pentru măsurarea anticipărilor nu reflectă cu acuratețe anticipările pieței legate de ratele de rentabilitate. Acest fapt introduce problema numită „peso problem” în măsurarea rentabilităților anticipate cu ajutorul unui model.

Costurile legate de tranzacții

Obstfeld și Rogoff (2000) au scris un articol important în care demonstrează că un singur factor (costurile legate de tranzacții) determină existența a numeroase puzzle în finanțele internaționale, scoțând în evidență că piețele de bunuri sunt departe de a fi perfect integrate.

Obstfeld și Rogoff nu încearcă însă să rezolve un puzzle: forward premium puzzle, ci oferă doar o explicație. Explicația oferită de ei este că prima de risc a pieței valutare poate duce la anticipări biased ale primei forward. Însă atunci când cercetătorii au încercat să introducă prima de risc în modele și să evalueze efectul acesteia, s-a obținut că prima de risc explică foarte puțin din mărimea deviațiilor de la UIP.

În schimb, atunci când s-a reușit construirea de modele care se apropiau foarte mult de mărimea și semnul deviațiilor de la UIP, ei au aflat că modelele lor au implicații foarte neplăcute pentru alte variabile. Astfel modelele implicau o volatilitate a ratei nominale a dobânzii mult mai mare decât cea înregistrată în realitate (Engel (2000)).

Cursul de schimb este foarte volatil în raport de orice model care are la bază fundamentals și nici un model se pare că nu poate explica cursul de schimb nici măcar *ex post*. În acest sens gândirea tradițională spune că există întotdeauna o gamă foarte largă de bunuri care sunt tradables chiar dacă foarte multe bunuri sunt nontradables, și acestea (cele tradables) restricționează volatilitatea cursului de schimb. Însă piețele acestor bunuri nu sunt perfect integrate și segmentarea datorată costurilor poate fi chiar puternică.

În tipul de modele prezentat de Obstfeld și Rogoff (2000) un șoc înregistrat pe piața financiară ce determină mișcări ale cursului de schimb are un efect economic mic pe un orizont de timp destul de lung. Interacționând cu segmentarea cauzată de costurile de tranzacționare, rigiditatea nominală a prețurilor poate produce o separare în care cursul de schimb răspunde cu fluctuații puternice la șocuri. Cum prețul bunurilor este exprimat în monedă locală și variabilele reale cum e consumul agregat izolate de cursul de schimb pe termen scurt, ajustările cursului de schimb au efecte economice minime pe termen scurt și din acest motiv trebuie să fie foarte mari pentru a face piețele financiare transparente.

Volatilitatea ridicată și nerespectarea UIP rezultă deci din o combinație a costurilor de tranzacții (care sunt în special ridicate în cazul consumatorilor) și exprimarea prețurilor în

moneda locală. Un model complet al cursului de schimb ar trebui să încorporeze acești factori și în același timp să modeleze dinamica ajustării prețurilor prin rețelele de distribuție cu amănuntul, dar și alte canale prin care cursul de schimb influențează economia reală.

Influența politicii monetare

Modificările cursului de schimb sunt foarte volatile și foarte greu de explicat. În acest sens un rol important îl au șocurile de politică monetară.

Deoarece cursul de schimb este văzut de economiști similar cu prețul unui activ și anticipările referitoare la evoluția viitoare a noutăților joacă un rol central în influențarea cursului de schimb, și cum prețul curent al unui activ reflectă valoarea actuală a veniturilor la care investitorii se așteaptă să fie generate pe parcursul vieții activului, similar, rata de schimb reflectă valoarea prezentă a tuturor fundamentals relevante (oferta de monedă, outputul, rata dobânzii), incluzându-le pe cele curente, dar și valorile acestora anticipate în viitor. Dealerii de pe piețele valutare încearcă să cunoască fiecare informație despre starea curentă și viitoare a economiei, informație ce poate influența cursul de schimb. În cazul în care cotațiile practicate de aceștia sunt corecte ele vor încorpora toate informațiile relevante până la acea dată și numai noile informații ce vor cauza revizuirea anticipărilor traderilor vor influența cursul de schimb. Prin urmare, modificările neanticipate de politică monetară vor influența cursul de schimb și nu cele anticipate.

Un punct de plecare în analiza influenței politicii monetare asupra cursului de schimb îl reprezintă modelul „overshooting” al lui Dornbusch (1976). Predicția lui Dornbusch presupune deprecierea cursului de schimb peste nivelul de echilibru pe termen lung ca urmare a înregistrării unui șoc monetar. Ea oferă o explicație a volatilității foarte ridicate a cursului de schimb după prăbușirea sistemului de la Bretton-Woods și rezultă din trei elemente esențiale: efectul de lichiditate al politicii monetare asupra ratelor nominale ale dobânzii, uncovered interest parity și paritatea puterii de cumpărare pe termen lung.

Ipoteza de overshooting a lui Dornbusch spune că o creștere a masei monetare va cauza deprecierea cursului de schimb peste valoarea sa pe termen lung și apoi aprecierea sa către valoarea de echilibru.

PPP pe termen lung indică stabilirea cursului de schimb la o valoare depreciată după înregistrarea unei creșteri a masei monetare. Pe termen scurt, efectul de lichiditate al expansiunii monetare implică scăderea ratelor dobânzilor din țară în raport cu cele din străinătate. Dacă rata dobânzii internă scade față de cea externă, atunci conform UIP se anticipează o depreciere a cursului de schimb. Aprecierea către o valoare depreciată pe termen lung implică un salt inițial de depreciere care depășește valoarea pe termen lung.

Legătura dintre politica monetară, ratele dobânzii și cursul de schimb este una complicată. Pe termen lung creșterea rapidă a masei monetare duce la inflație, la creșterea ratelor dobânzii și la deprecierea cursului de schimb. Pe de altă parte, pe termen scurt creșterea masei monetare va duce la scăderea dobânzilor în economie. Conform condiției UIP, rate mai mici ale dobânzii trebuie să fie urmate de o apreciere viitoare a monedei naționale. Observăm astfel că s-a ajuns la o contradicție și ne punem întrebarea cum se poate rezolva. Explicația este ascunsă în faptul că inflația reacționează cu întârziere (cu laguri) la schimbările din politica monetară. Relaxarea politicii monetare va determina creșterea inflației pe termen lung, dar pe termen scurt va avea efecte mici asupra nivelului prețurilor (sticky prices). Ca urmare efectul inițial al creșterii monetare este scăderea ratelor dobânzii; pe măsură ce inflația va crește rata dobânzii va crește și ea.

Pe termen lung cursul de schimb se va deprecia dacă se respectă condiția PPP relativă. Datorită UIP însă, pe termen scurt, rata dobânzii trebuie să crească. Pentru a fi în concordanță cu ceea ce se întâmplă în realitate, cursul de schimb se va deprecia în ziua anunțului creșterii masei monetare depășind nivelul său de echilibru pe termen lung (overshooting effect). După această dată cursul de schimb se va aprecia în timp la o rată ce va fi egală cu diferența dintre rata dobânzii internă și cea externă către valoarea depreciată pe termen lung.

Astfel efectul de overshooting al cursului de schimb poate explica în principiu de ce ratele de schimb sunt atât de volatile pe termen scurt chiar dacă modificările în fundamentals sunt în mod aparent mici. Cu toate acestea volatilitatea explicată de efectul de overshooting este mult mai mică decât cea înregistrată în realitate de cursul de schimb.

Intervenția pe piața valutară

În ultima vreme se pun multe întrebări în legătură cu utilitatea intervenției autorității monetare pe piața valutară și concluzia generală este că asemenea politici au consecințe ce

variază în funcție de perioada studiată, efecte inconsistente cu mecanismele teoretice prin care operează intervențiile și, în cele din urmă, un impact scăzut. Asemenea rezultate trebuie privite în lumina eșecului în general a teoriei referitoare la variațiile cursului de schimb când se pune problema explicării cursului de schimb actual. Din păcate, majoritatea băncilor centrale oferă puține informații în legătură cu activitatea zilnică a acestora în ceea ce privește intervenția lor pe piață astfel încât ipotezele legate de efectivitatea intervenției sunt greu de testat. Astfel se nasc speculații referitoare la faptul că intervențiile ar putea explica unele din anomaliile din finanțele internaționale. Una din aceste anomalii este „forward discount puzzle”, anomalie ce duce la deviații de la UIP.

Intervenția pe piața valutară este în general inefficientă dacă se face independent de politica monetară. Atunci când este realizată ca un scop al politicii monetare, intervenția asupra cursului de schimb poate compromite stabilitatea prețurilor și crea confuzie legată de obiectivele pe termen lung ale politicii monetare.

În general, operațiile de intervenție sunt sterilizate prin o tranzacție compensatoare cu titluri guvernamentale ce lasă agregatele monetare neafectate. Pentru că intervenția nesterilizată poate fi considerată o formă de politica monetară, cercetările s-au bazat pe intervenția sterilizată care poate opera fie prin „portfolio balance channel” sau dând pieței semnale referitoare la politica guvernamentală în viitor.

În primul caz impactul unei intervenții depinde de mărimea portofoliilor deținute de investitori care trebuie să aleagă între deținerile de titluri exprimate în diferite monede (teoria are la bază faptul că investitorii văd diferitele titluri guvernamentale exprimate în diferite monede ca imperfect substituibile).

Teoria referitoare la canalul de semnalizare ar fi operativă dacă autoritățile monetare dețin informații pe care piața nu le are. Asemenea informații sunt reprezentate de date economice care, dacă ar fi făcute publice, ar duce la creșterea valorii pe piață a monedei. Informația poate lua și forma intențiilor de a crește sau scade valoarea monedei.

Rezultatul general în ceea ce privește primul canal este negativ (Osterberg (2000)). Deși ele are un impact anume, semnul coeficienților este deseori inconsistent cu teoria și ar implica o ipoteză eronată: cumpărările de monedă internă și vânzările compensatoare de titluri guvernamentale ar determina investitorii să dețină mai multe titluri interne numai dacă moneda internă a crescut în valoare.

Cercetarea legată de canalul semnalului a avut mai puțin succes în a explica mișcarea simultană a intervenției, agregatelor monetare, ratelor dobânzii și a cursului de schimb. Nu este foarte surprinzător având în vedere eșecul modelelor monetariste de determinare a cursului de schimb.

Știrile neanticipate de practicare a unei politici restrictive vor determina creșterea valorii monedei pentru că se așteaptă o creștere a ratelor dobânzii. În mod evident, orice corelație între mișcările ratei dobânzii și ale cursului de schimb va fi afectată de asemenea de o intervenție care previne cu succes aprecierea cursului.

Intervenția ca un semnal al băncii centrale referitor la politica monetară din viitor implică pentru o cumpărare sterilizată de valută o depreciere a cursului de schimb în viitor dacă se are în vedere că cumpărarea de valută indică un semnal de politica monetară expansionistă.

Mai multe studii sugerează că politica cursului de schimb și cea monetară pot oferi o explicație (parțială) a deviațiilor de la UIP.

Flood și Rose (1994) estimează regresia (18) cu date pentru cursul de schimb flexibil pentru câteva valute raportate la dolar și rate fixe pentru monede din ERM cotate față de marca germană. Rezultatul lor este că estimatorii lui β devin pozitivi pentru cursuri de schimb fixe și acest fapt sugerează importanța regimurilor cu curs de schimb fix.

Baillie și Osterberg (1997) arată că intervenția băncii centrale influențează riscul de pe piața forward prin analiza ecuației de mai jos:

$$s_t - f_t = \rho_t + u_t \text{ Ecuație 20}$$

unde ρ_t reprezintă prima de risc și u_t este termenul de eroare ($u_t = s_t - s_t^e$).

Deci operațiunile băncii centrale explică parțial existența primei de risc.

Baillie și Osterberg (1999) obțin (pentru dolar și marcă) că pentru cumpărările germane de dolari, deviațiile de la UIP au scăzut. Rezultatul este valabil și în situația în care intervențiile băncilor centrale din cele două țări nu sunt coordonate. În general aceste rezultate nu sunt favorabile ipotezei semnalului.

Osterberg (2000) concluzionează că importanța intervenției în a explica forward discount puzzle este puternică pe relația DM/\$. Chiar dacă Flood și Rose au obținut β pozitivi pentru cursul de schimb fix, el găsește estimatori negativi pentru perioadele de intervenție. De aici rezultă nevoia de a clarifica alegerea diferitelor perioade de intervenție.

O explicație foarte pertinentă este oferită de McCallum (1992) care spune că cei ce conduc politica monetară, atât în interior cât și în țara străină, au tendința de a nu permite modificări rapide ale cursului de schimb. Când moneda unei națiuni are tendința să crească în valoare (se apreciază), conducătorii politicii monetare au tendința să practice o politica monetară expansionistă. Instrumentul principal al politicii monetare în majoritatea țărilor este reprezentat de rata dobânzii (rata dobânzii de referință a BNR în cazul României). Astfel, tendința expansionistă va duce la scăderea ratei dobânzii și a diferențialului de rata dobânzii. De asemenea, conducătorii politicii monetare au tendința de a nu lăsa rata dobânzii să fluctueze, în sensul de a menține rata dobânzii nu departe de valoarea avută în trecutul apropiat.

Aceste tendințe ale politicii monetare pot fi reprezentate formalizat prin intermediul următoarei ecuații:

$$i_t - i_t^* = \lambda(s_t - s_{t-1}) + \gamma(i_{t-1} - i_{t-1}^*) + \varepsilon_t \quad \text{Ecuație 21}$$

unde ε_t reprezintă influențele aleatoare ale politicii monetare.

În relație $\lambda > 0$ din moment ce cursul de schimb este măsurat ca prețul în monedă internă al monedei străine, iar $0 \leq \gamma \leq 1$ pentru a reflecta interest rate smoothing.

Vom combina ecuația 20 cu relația UIP exprimată astfel:

$$s_t = s_{t+1}^e - (i_t - i_t^*) + \xi_t \quad \text{Ecuație 22}$$

Relația a fost scrisă în asemenea manieră astfel încât să sublinieze referirea la curs de schimb curent (s_t) ca răspuns la anticipările și ratele dobânzii disponibile participanților pe piață în interior, dar și în străinătate. În plus, termenul ξ_t nu reprezintă doar eroarea de anticipare ci și o mulțime de alte influențe care fac relația UIP să nu fie respectată în sens strict.

Pentru a obține o soluție analitică la sistemul cu ecuațiile (20) și (21), McCallum (1992) mai presupune că anticipările sunt raționale în totalitate ($s_{t+1} = E_t s_{t+1}$) și că ε_t și ξ_t sunt generate de procese „white noise”.

Cu aceste presupuneri se poate obține o soluție analitică pentru Δs_t care este:

$$\Delta s_t = -\frac{\gamma}{\lambda}(i_{t-1} - i_{t-1}^*) - \frac{1}{\lambda}\varepsilon_t + \frac{1}{\gamma + \lambda}\xi_t \quad \text{Ecuație 23}$$

Observăm că pentru γ și λ ambii pozitivi, coeficientul atașat diferențialului de rata dobânzii va fi negativ, fapt ce explică estimatorul β negativ obținut în testele UIP.

Punctul slab al acestui model este dat de faptul că prin înlocuirea soluției obținute în ecuația (20) rezultă că diferențialul de rata dobânzii trebuie să fie foarte aproape de un zgomot alb având în vedere că am considerat ξ_t ca fiind zgomot alb, expresia sa fiind:

$$(i_t - i_t^*) = \frac{\lambda}{\lambda + \gamma} \xi_t \quad \text{Ecuație 24}$$

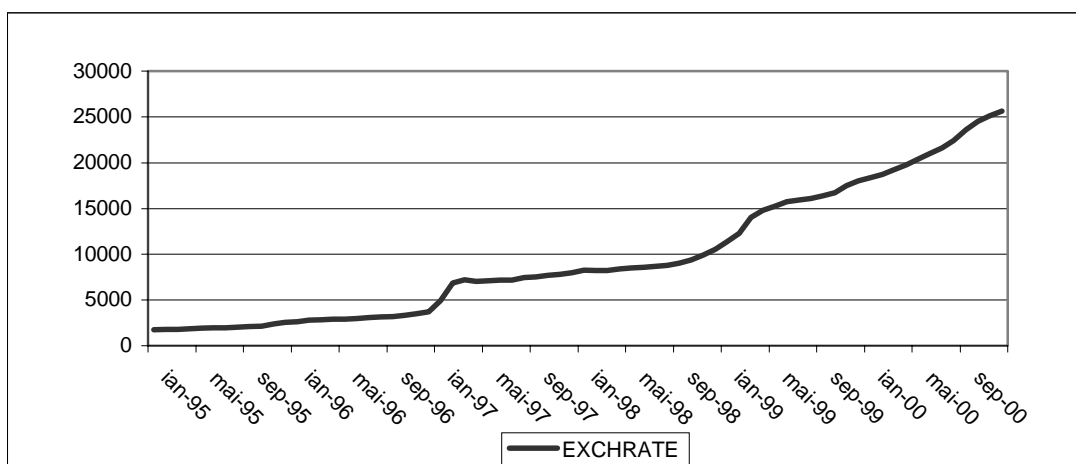
Pentru înlăturarea acestui inconvenient, McCallum (1992) propune considerarea unui proces particular pentru ξ_t , și anume un proces autoregresiv de ordinul unu decât unul care este white noise.

Metodologie, date și rezultate empirice

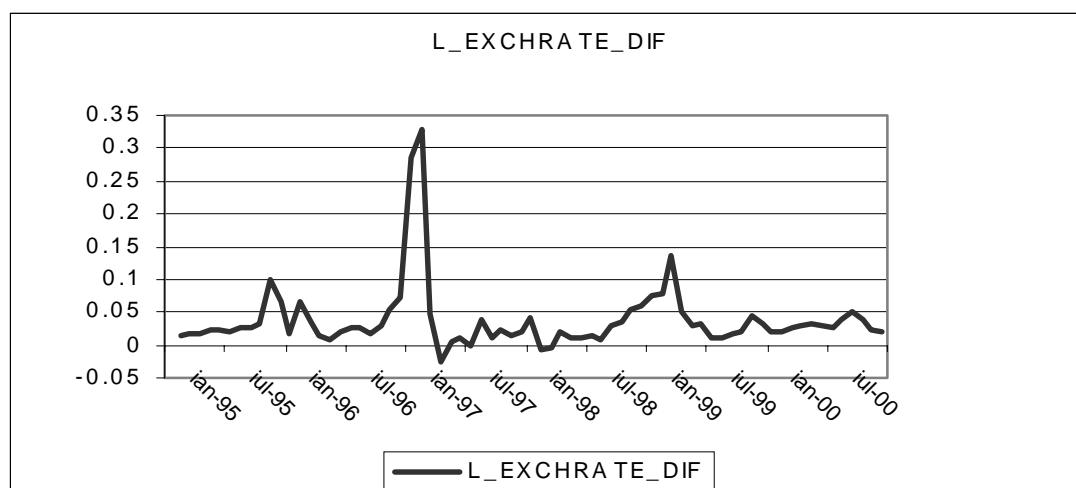
Analiza empirică a fost efectuată folosind date lunare între 1995/01 și 2000/12 pentru cursul de schimb mediu nominal (exchrates), rata dobânzii pasivă medie practică de bănci pentru operațiunile în lei (dpm), rata dobânzii la împrumuturi în USA („Bank prime loan rate”) (mprime). Graficele seriilor folosite sunt prezentate în figurile 1-3 de mai jos.

Cursul de schimb nominal (exchrates) este exprimat în unități monedă locală (LEI) ce revin la 1 USD și este cursul mediu. Pentru nivelul prețurilor din USA am folosit CPI – toți consumatorii urbani, serie ce este ajustată sezonier.

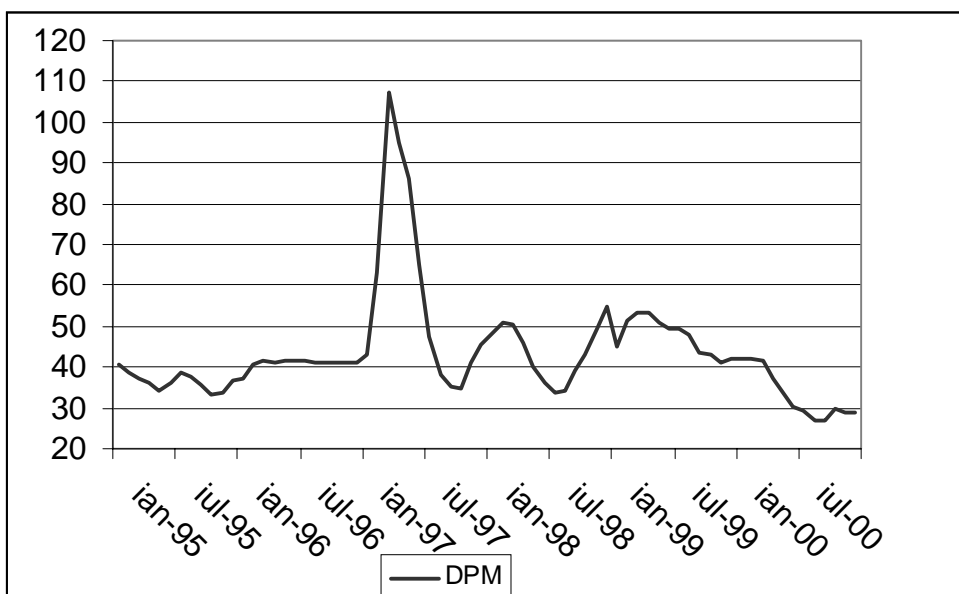
Figură 1 Evoluția cursului de schimb nominal ROL/USD între 1995:01 și 2000:12



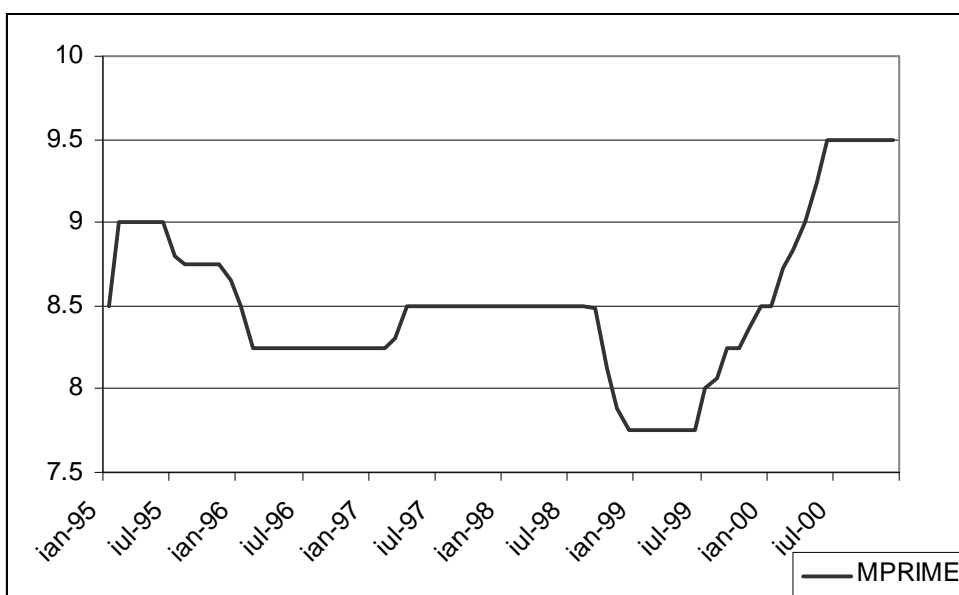
Figură 2 Evoluția variației cursului de schimb (în logaritm)



Figură 3 Evoluția ratelor dobânzii practicate de bănci (dobânda pasivă medie – % p.a.)



Figură 4 Evoluția ratelor dobânzii în USA (Bank prime loan rate) – medie a cifrelor zilnice (% p.a.)



Dacă PPP este bazată pe comparație a rentabilităților la bunuri similare, UIP se referă la active financiare perfect substituibile între țări, arătând gradul de integrare a piețelor financiare.

În general în studiile efectuate s-a concluzionat că nerespectarea UIP se datorează în principal primei de risc și nu existenței anticipărilor iraționale (datorită faptului că o asemenea ipoteză este foarte greu de testat și este foarte greu de conceput că agenții se comportă irațional).

Ipoteza UIP se poate scrie:

$$1 + i_t = (1 + i_t^*) \frac{S_{t+1}^e}{S_t} \quad \text{Ecuatie 25}$$

expresie care în formă logaritmică devine:

$$s_{t+1}^e - s_t = i_t - i_t^* \quad \text{Ecuatie 26}$$

Am folosit aproximarea $\ln(1 + i_t) = i_t$ chiar dacă în România rata dobânzii a fost și este foarte ridicată, situație care nu ar permite aproximarea de mai sus. Acest fapt se datorează obținerii de indicatori statistici mai buni decât dacă nu am fi folosit aproximarea.

La testarea ipotezei UIP am pornit de la specificarea regresiilor asemănător cu Flood și Rose (1994) și Meredith și Chinn (1998). Astfel am testat următoarea regresie pe relația România – USA:

$$s_{t+k} - s_t = \alpha + \beta(i_t - i_t^*) + \varepsilon_t \quad \text{Ecuatie 27}$$

În principiu termenul constant reflectă valoarea primei de risc, dar și alți factori cum ar fi costurile tranzacțiilor. UIP se respectă strict în cazul în care $\alpha = 0$ și $\beta = 1$.

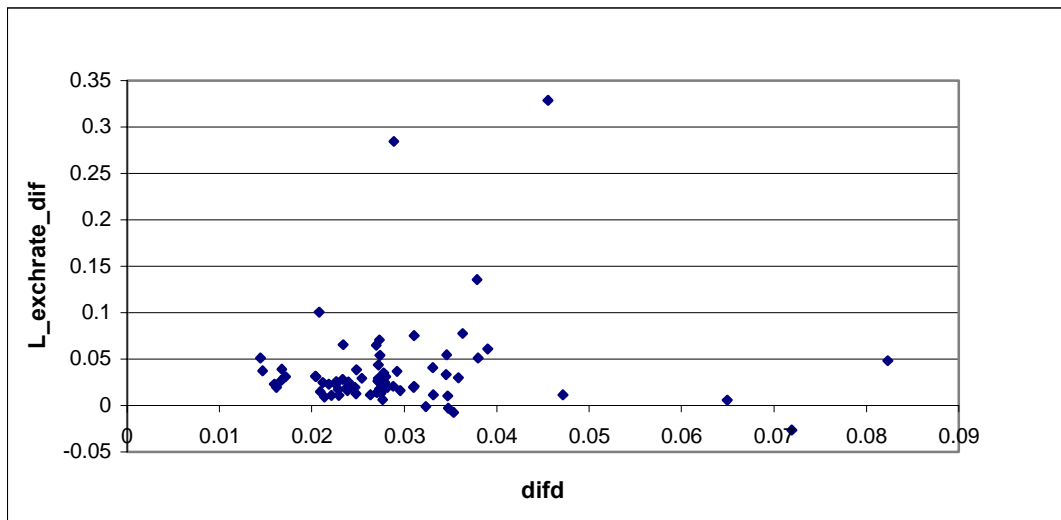
Ecuatia de mai sus încorporează în ea ipoteza anticipărilor raționale. În această situație realizările viitoare ale cursului de schimb s_{t+k} vor egala valoarea anticipată la $(t+k)$ plus un termen de eroare ε_t (zgomot alb) necorelat cu informația de la momentul t .

Prin faptul că am considerat $k = 1$ (partea stângă a ecuației reprezintă variația lunară a cursului de schimb mediu și ratele dobânzii sunt tot lunare) am evitat posibilitatea ca ε_t să aibă o structură cu medii mobile „overlapping observations”, adică observațiile se suprapun și induc termeni de medii mobile în reziduuri. Din moment ce ε_t reprezintă eroarea de previziune, vom presupune că este staționar și ortogonal în raport cu toată informația existentă

la momentul t , inclusiv diferențialul de rata dobânzii. Prin urmare OLS va fi un estimator consistent al lui β .

Corespunzător cursului de schimb nominal (date lunare) am transformat și rata dobânzii din procente anuale în procente lunare. Pentru a face acest lucru avem două posibilități: adică $i_t = \frac{i_t^a}{12}$ sau $i_t = \sqrt[12]{1+i_t^a} - 1$, unde i_t^a este dobânda lunară în procente anuale. Din motive de comparație am luat în calcul ambele variante și rezultatele obținute prin regresare au fost mai bune în primul caz.

Figură 5 Variația cursului de schimb funcție de diferențialul de rata dobânzii



Figură 6 Variația cursului de schimb și diferențialul de rata dobânzii

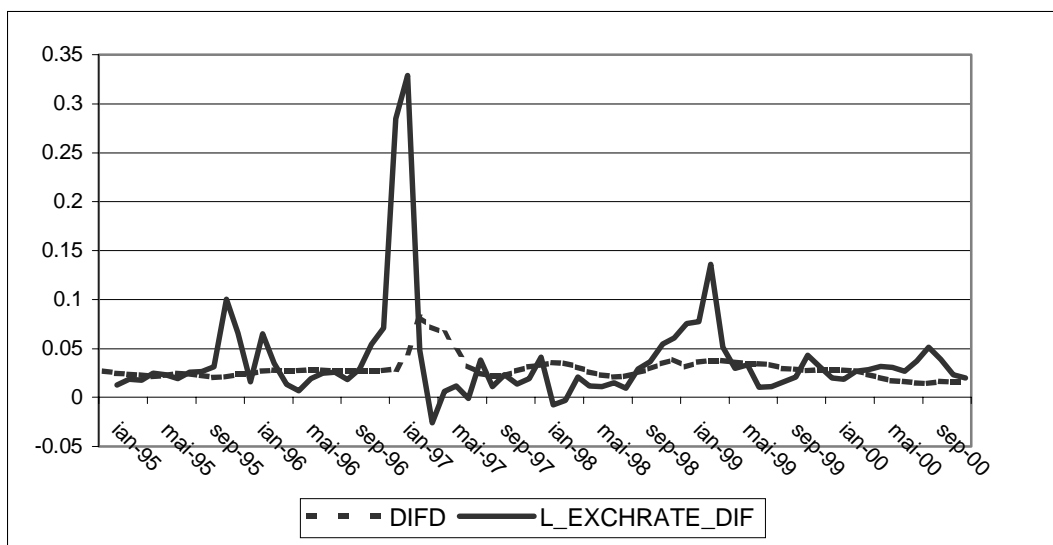


Figura 5 de sus pare a fi un nor de observații fără nici o tendință clară. Nu pare a fi nici o vreo legătură între variația cursului de schimb (logaritmică) și diferențialul de rata dobânzii. În figura 6 se observă însă foarte clar că există o legătură între cele două, excepție făcând anumite zone vizibile pe grafic, însă această legătură este exact inversă față de cea implicată de UIP.

Înainte de a trece la testarea regresiei trebuie să vedem care sunt caracteristicile variabilelor din regresie. În acest scop vom face teste de rădăcină unitară pentru a determina ordinul de integrare al variabilelor în discuție. Vom folosi testul Dickey-Fuller (1979) τ_μ . Aplicat la seria de timp y_t , τ_μ statistic este t -ul lui β în regresia:

$$\Delta y_t = \alpha + \beta y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \gamma_i \Delta y_{t-i} + \phi_t \quad \text{Ecuatie 28}$$

Abordarea ADF controlează corelația de ordin mare prin adăugarea de diferențe cu laguri ale variabilei dependente y_t în partea dreaptă a regresiei. Din moment ce acești termeni de augmentare sunt adăugați pentru a îndepărta corelația serială, criteriul care este adoptat pentru a determina ordinul ADF (valoarea lui m) este acela că m ar trebui să fie numărul cel mai mic necesar pentru a îndepărta corelația serială. Un număr prea mare de diferențe în lag în partea dreaptă va face ecuația cu prea mulți parametri și va reduce puterea testului.

Pentru variația lunară a logaritmului cursului de schimb se obține următorul rezultat:

Tabel 1 Testul unit-root pentru variația cursului de schimb (în logaritm)

ADF Test Statistic	-5.539160	1% Critical Value*	-3.5267
		5% Critical Value	-2.9035
		10% Critical Value	-2.5889

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(L_EXCHRATE_DIF)
 Method: Least Squares
 Date: 06/28/01 Time: 02:52
 Sample(adjusted): 1995:04 2000:12
 Included observations: 69 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
L_EXCHRATE_DIF(-1)	-0.594665	0.107357	-5.539160	0.0000
D(L_EXCHRATE_DIF(-1))	0.359579	0.114752	3.133527	0.0026
C	0.022682	0.006459	3.511810	0.0008

Prin urmare ipoteza de rădăcină unitară este respinsă la nivel de semnificație de 1% și seria este staționară (I(0)). Același rezultat se obține și pentru diferențialul de rata dobânzii tot la nivel de semnificație de 1%.

Tabel 2 Testul unit-root pentru diferențialul nominal de rata dobânzii

ADF Test Statistic	-3.617141	1% Critical Value*	-3.5253
		5% Critical Value	-2.9029
		10% Critical Value	-2.5886

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(DIFD)

Method: Least Squares

Date: 06/28/01 Time: 02:57

Sample(adjusted): 1995:03 2000:12

Included observations: 70 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DIFD(-1)	-0.218912	0.060521	-3.617141	0.0006
D(DIFD(-1))	0.462095	0.109592	4.216504	0.0001
C	0.006355	0.001894	3.354396	0.0013

Interesant este faptul că pentru variația cursului de schimb ipoteza de staționaritate rămâne în picioare și dacă utilizăm testul Phillips-Perron, lucru ce nu este valabil și pentru diferențialul de rata dobânzii indiferent de numărul de laguri de trunchiere. Tot ce se poate obține este un nivel de semnificație de 10% pentru 1,2,3 și 4 laguri de trunchiere.

Din graficul variației cursului de schimb observăm că există perioade când aceasta a fluctuat foarte puternic. Perioadele care se observă reprezintă niște șocuri a căror apariție și mărime a fost imprevizibilă. Ele perturbă în mod semnificativ evoluția variației cursului de schimb fără ca acest lucru să fie determinat de diferențialul de rata dobânzii care este variabila independentă pentru regresia noastră. Ca urmare trebuie să introducem variabile dummy pentru a elimina efectul acestor perturbări. Introducem o variabilă dummy (D97) pentru șocul din primele trei luni ale lui 1997 și una (D99) pentru șocul din ultimele două luni ale lui 1998 și primele trei luni ale lui 1999.

Șocurile se datorează liberalizării prețurilor și a cursului de schimb la începutul lui 1997 (pentru d97) și presiunii intensificate pe piața valutară între septembrie 1998 și iunie 1999 ca urmare a aprecierii cursului de schimb real (începând cu martie 1997 până în

septembrie 1998) și a crizei evidențiată de vârful de plată al datoriei externe din prima jumătate a lui 1999.

Odată ce variabilele și termenul de eroare îndeplinesc condițiile pentru a aplica OLS, trecem direct la estimarea ecuației:

$$s_{t+1} - s_t = \alpha + \beta(i_t - i_t^*) + \delta_1 \cdot d97 + \delta_2 \cdot d99 + \varepsilon_t \text{ Ecuație 29}$$

Tabel 3 Estimarea relației UIP pentru România

Dependent Variable: L_EXCHRATE_DIF

Method: Least Squares

Date: 07/04/01 Time: 20:04

Sample(adjusted): 1995:02 2000:11

Included observations: 70 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.071911	0.009911	7.255774	0.0000
DIFD	-1.679299	0.334462	-5.020892	0.0000
D97	0.236367	0.018631	12.68695	0.0000
D99	0.068999	0.013421	5.141064	0.0000
R-squared	0.724832	Mean dependent var		0.037837
Adjusted R-squared	0.712324	S.D. dependent var		0.052703
S.E. of regression	0.028268	Akaike info criterion		-4.238751
Sum squared resid	0.052738	Schwarz criterion		-4.110265
Log likelihood	152.3563	F-statistic		57.95119
Durbin-Watson stat	2.000283	Prob(F-statistic)		0.000000

Coefficienții obținuți sunt semnificativi din punct de vedere statistic, inclusiv în cazul celor două variabile dummy – ceea ce justifică introducerea lor. Variabila dummy pentru sfârșitul anului 1995 nu a fost introdusă în ecuație pentru că coeficientul corespunzător obținut nu a fost semnificativ statistic.

Conform rezultatelor obținute în literatura empirică pentru țările industrializate și a celor în dezvoltare, coeficientul β obținut în cazul României este negativ ($\beta = -1,67$) și semnificativ din punct de vedere statistic. Un β negativ este un rezultat standard în literatura empirică a finanțelor internaționale și constituie „forward discount puzzle”. Un asemenea rezultat implică faptul că există totuși o corelație între ε_t și diferențialul de dobândă.

Coefficientul α este foarte mic ($\alpha = 0,0719$) însă semnificativ statistic (prin intermediul testului Wald pentru coeficienți, ipoteza ca $\alpha = 0$ este respinsă în mod decisiv) și indică prezența primei de risc, a costurilor de tranzacții internaționale, precum și posibilitatea ca anticipările dealerilor de pe piața valutară să nu fie raționale.

Relația UIP obținută prezice modificarea inversă a cursului de schimb, lucru ce s-a putut observa și cu ajutorul graficului de mai sus în care se observă clar corelația negativă dintre variația cursului de schimb și diferențialul de rata dobânzii.

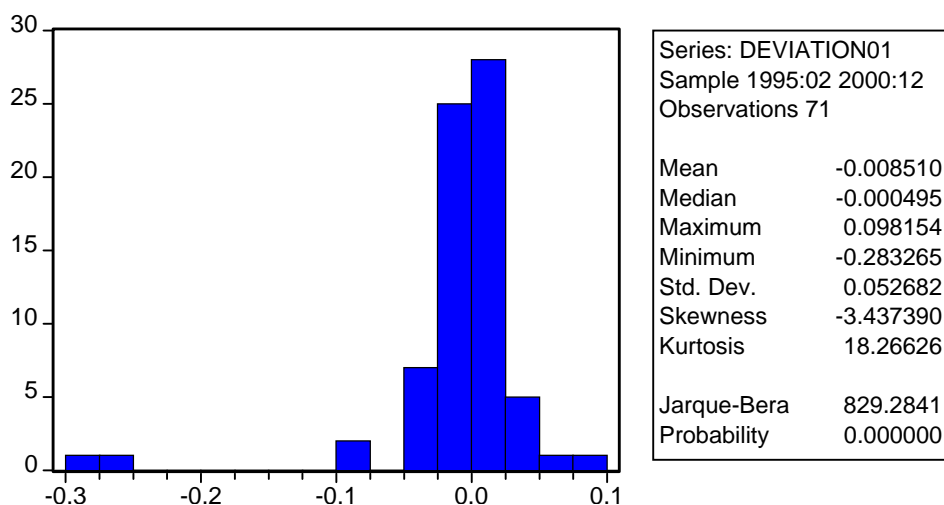
Există și altă modalitate de a vedea dacă UIP funcționează – prin efectuarea de teste pentru media și staționaritatea deviațiilor *ex post* de la UIP.

Deviațiile *ex post* de la UIP se scriu (tot în ipoteza anticipărilor raționale și în ipoteza respectării relației UIP):

$$\omega_t = i_t - i_t^* + s_t - s_{t+1} \quad \text{Ecuație 30}$$

Dacă UIP se respectă în sens strict, atunci $E(\omega) = 0$ considerând capitalul perfect mobil, deci nici un control al capitalurilor. Cel mai simplu test pe care îl vom face este dacă $E(\omega) \neq 0$. Apoi pentru a vedea dacă ω_t fluctuează în jurul mediei fără limită (nu este staționar) vom face testele de rădăcină unitară ADF și Phillips-Perron.

Figură 7 Caracteristicile statistice ale seriei de deviații de la UIP



Tabel 4 Teste unit-root pentru seria de deviații de la UIP

ADF Test Statistic	-4.236210	1% Critical Value*	-3.5281
		5% Critical Value	-2.9042
		10% Critical Value	-2.5892

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

PP Test Statistic	-4.604387	1% Critical Value*	-3.5253
		5% Critical Value	-2.9029
		10% Critical Value	-2.5886

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Rezultatele obținute mai sus sugerează că UIP „funcționează”, în primul rând pentru că media lui ω_t nu este statistic diferită de zero și se obține un t statistic (media lui ω_t raportată la abaterea medie pătratică) de $t = -0,1615$. În al doilea rând, conform testelor de rădăcină unitară, ω_t este un proces staționar în mod clar (la nivel de semnificație de 1% în cazul ambelor teste) și putem spune că fluctuează în jurul mediei (nu explodează). Acest rezultat este izbitor în special datorită controlului capitalurilor în România pentru că el sugerează ineficiența acestor restricții în controlul ratelor de rentabilitate și faptul că piața financiară românească este integrată mondial.

De ce apar deviații?

În mod evident se pune întrebarea care sunt motivele deviației de la UIP în cazul României. În cele ce urmează vom încerca să determinăm posibilele explicații și măsura în care acestea sunt pertinente.

Ecuția UIP se poate scrie echivalent și funcție de diferențialul real de rata dobânzii și creșterea cursului de schimb real.

Putem descompune relația UIP astfel:

$$s_{t+1}^e - s_t = \ln \left(\frac{(1+r_t) \cdot (1+\pi_t^e)}{(1+r_t^*) \cdot (1+\pi_t^{e*})} \right) \quad \text{Ecuție 31}$$

unde π_t^e și π_t^{e*} reprezintă rata inflației anticipate în România, respectiv rata inflației anticipate în USA.

Acum putem scrie deviația de la UIP în felul următor (*ex post*):

$$\omega_t = rd_t + \Delta q_t \quad \text{Ecuție 32}$$

unde $rd_t = r_t - r_t^*$ reprezintă diferențialul real de rata dobânzii, iar $q_t = s_t - p_t + p_t^*$ este logaritmul cursului real de schimb și $\Delta q_t = q_{t+1} - q_t$ este rata sa de creștere. Deci expresia de mai sus arată că deviațiile de la UIP sunt egale cu diferențialul real de rata dobânzii la care se adaugă modificarea cursului real. Fama (1984) a sugerat că deviațiile de la UIP ($\omega \neq 0$) reprezintă prima de risc (măsurată aici de diferențialul real de rata dobânzii) sau variații neașteptate ale cursului de schimb real.

Având în vedere aceste lucruri vom descompune creșterea ratei de schimb reale în componenta anticipată și neanticipată. Vom estima în acest scop o regresie de genul:

$$q_{t+1} = \gamma_0 + \gamma_1 \cdot q_t + \gamma_i \cdot Z_t + \varepsilon_t \text{ Ecuatie 33,}$$

conform Tanner (1998).

În ecuație Z_t reprezintă o matrice a variabilelor cunoscute la sau până la momentul t , iar γ_i este un vector cu coeficienții de dimensiune corespunzătoare și ε_t este termenul de eroare necorelat serial și cu medie zero. În matricea Z_t se pot include câteva variabile (bineînțeles că alegerea lor este arbitrară) cum ar fi: diferențialul inflației, variația cursului de schimb nominal, diferențialul de rata dobânzii.

Dacă cursul de schimb real descrie un random walk fără drift atunci $\gamma_0 = 0, \gamma_1 = 1$ și $\gamma_i = 0$ pentru toți i . Aceasta va determina ca toate mișcările lui ω_t vor fi neașteptate. Ipoteza de inexistență a trendului este prea dură și vor rămâne doar ultimele două ca alternativă.

Mai departe vom estima cursul de schimb real în ipoteza $\gamma_1 = 1$, pentru a vedea care este influența setului curent de informații asupra lui Δq_t , și prin acesta asupra deviațiilor de la UIP.

Regresia estimată este:

$$\Delta q_t = \gamma_0 + \gamma_i \cdot Z_t + \varepsilon_t \text{ Ecuatie 34,}$$

unde Z_t a fost specificat mai sus, iar rezultatul obținut este:

Tabel 5 Testarea cursului de schimb real

Dependent Variable: L_EXCHRATE_REALD
Method: Least Squares
Date: 06/29/01 Time: 00:44
Sample(adjusted): 1995:02 2000:12
Included observations: 71 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.002365	0.000923	-2.562331	0.0127
DIFD	-0.005104	0.034512	-0.147897	0.8829
DIF_INFL	-0.880121	0.010539	-83.51211	0.0000
L_EXCHRATE_DIF	0.986210	0.007002	140.8413	0.0000
R-squared	0.997200	Mean dependent var		0.001389
Adjusted R-squared	0.997075	S.D. dependent var		0.046291
S.E. of regression	0.002504	Akaike info criterion		-9.087498
Sum squared resid	0.000420	Schwarz criterion		-8.960023
Log likelihood	326.6062	F-statistic		7954.866
Durbin-Watson stat	2.208492	Prob(F-statistic)		0.000000

Concluzia pe care o putem trage este că mișcările cursului de schimb real nu descriu un random walk.

Analiza de mai sus ridică două probleme: în ce măsură variația lui ω_t este explicată de către Z_t și dacă poate trezi interesul participanților pe piața valutară. De asemenea, dacă mișcările lui Δq_t pot fi contrabalansate de către cele în rd_t , ne punem întrebarea care este covariația între rd_t și Δq_t .

O soluție o reprezintă descompunerea varianței deviațiilor *ex post* de la UIP (Gokey (1994)¹⁵):

$$\text{var}(\omega) = \text{var}(rd) + \text{var}(\Delta q) + 2 \cdot \text{cov}(rd, \Delta q) \quad \text{Ecuație 35}$$

Această ecuație simplă arată care sunt sursele a deviației de la UIP: diferențialul real de rata dobânzii, variația cursului de schimb real și covariația acestora.

Vom încerca să mergem mai departe și să încorporăm creșterea cursului de schimb real (deci și deviațiile de la UIP) anticipată sau neanticipată (Tanner (1998)). Vom considera o formă a ecuației (33) în care $\gamma_1 = 1$, fapt ce ne permite scrierea componentelor neanticipate și anticipate ale creșterii cursului de schimb real care sunt: $\varepsilon_t = \Delta q_t - \gamma_0 - \gamma_i \cdot Z_t$ și $\theta_t = \gamma_0 + \gamma_i \cdot Z_t$ ($\Delta q_t = \varepsilon_t + \theta_t$). Putem scrie deviațiile de la UIP:

$$\omega = rd + \varepsilon + \theta \quad \text{Ecuație 36}$$

Având în vedere că $\text{cov}(\varepsilon, \theta) = 0$ (am obținut $3,7 \cdot 10^{-18}$), descompunerea varianței deviațiilor de la UIP se scrie:

$$\text{var}(\omega) = \text{var}(rd) + \text{var}(\varepsilon) + \text{var}(\theta) + 2 \text{cov}(rd, \varepsilon) + 2 \text{cov}(rd, \theta) \quad \text{Ecuație 37}$$

Primii trei termeni ne arată cât din varianța în ω este explicată de modificări în diferențialul real de rata dobânzii, modificări neanticipate și anticipate ale creșterii cursului de schimb real.

Pentru a-l obține pe ε am estimat din nou regresia anterioară, dar am scos din Z_t diferențialul de rata dobânzii fiindcă nu este semnificativ din punct de vedere statistic și am identificat ε cu seria *resid* din Eviews. Seria θ am obținut-o astfel: $\theta = \Delta q - \varepsilon$.

¹⁵ Gokey, T.C. (1994) „What explains the risk premium in foreign exchange returns?“, Journal of International Money and Finance 13,6: 729-738

Din cauza inflației ridicate din România, aproximarea $\ln(1+x) = x$ duce la pierderea de informații, astfel încât am calculat o nouă serie de deviații de la UIP (conform ecuației 32) ce are varianța de 0,0035 (față de 0,0028 cât are seria inițială).

Tabel 6 Surse ale varianței deviațiilor de la UIP

Varianțe				Var(.) ca parte din var(ω)				
var(ω)	var(rd)	var(ε)	var(θ)	var(rd)	var(ε)	var(θ)	cov(rd, ε)	cov(rd, θ)
0.00359	0.000994	0.000006	0.0021	0.277	0.00164	0.5868	0.00177	0.12

Observăm că cea mai mare parte a variației se datorează varianței cursului de schimb real (anticipat sau neanticipat), în timp ce varianța primei de risc este răspunzătoare pentru 27,7%.

Importanța componentei anticipate este cea mai mare (58,6%), în timp ce componenta neanticipată are o pondere de 0,16%.

Testarea simultană a trei condiții de paritate

Voi încerca să fac și un test comun a trei condiții de paritate: UIP, PPP și RIP pentru a distinge care este influența primei de risc și a erorilor sistematice de previziune în deviațiile de la UIP. Testul se va baza pe faptul că prima de risc influențează numai diferențialul real și nominal de rata dobânzii, nu și diferențialul de inflație, în timp ce erorile sistematice de previziune a cursului de schimb influențează diferențialul nominal de rata dobânzii și diferențialul de inflație, însă nu și diferențialul real de rata dobânzii.

Deviațiile de la UIP pot să apară fie datorită primei de risc, fie erorilor de previziune:

$$i_t - i_t^* - \Delta s_{t+1} = rp_t - \varepsilon_t \quad \text{Ecuație 38}$$

Prima de risc apare dacă investitorii cer o rentabilitate în exces pe o monedă față de alta pentru a-și compensa riscul deținerii acelei monede. Prima de risc poate varia în timp și poate fi negativă sau pozitivă.

Așa cum am văzut anterior, erorile de previziune pe piața valutară sunt definite ca: $\varepsilon_t = \Delta s_{t+1} - \Delta s_{t+1}^e$ și ele trebuie să fie aleatoare dacă piața este eficientă. Există însă mai multe motive care fac erorile să fie sistematice în timp. Investitorii pot anticipa modificări care trebuie să aibă loc; exemplul clasic de această natură este devalorizarea anticipată a peso-ului

mexican în anii '70 (de unde și termenul „peso phenomena” prin care asemenea fenomene sunt cunoscute). Un alt motiv este dat de o schimbare în politica cursului de schimb care va determina investitorii să învețe gradual noul proces ce determină rentabilitatea. În timpul procesului de învățare, erorile de previziune nu vor fi aleatoare.

Similar deviațiilor de la UIP, cele de la PPP pot fi atribuite deviațiilor anticipate de la PPP (θ_t), erorilor de previziune a cursului de schimb sau a diferențialului de inflație:

$$\Delta p_t - \Delta p_t^* - \Delta s_t = \theta_t + \mu_t - \varepsilon_t \text{ Ecuatie 39}$$

unde $\Delta p_t = p_t - p_{t-1}$ (este chiar rata realizată *ex post* a inflației) reprezintă variația prețurilor în logaritmi, iar $\mu_t = \Delta p_t - \Delta p_t^* - (\pi_t^e - \pi_t^{e*})$ reprezintă previziunea eronată a ratelor inflației.

Dacă avem în vedere că paritatea ratelor reale ale dobânzii (RIP) poate fi descompusă astfel:

$$r_t - r_t^* = i_t - \Delta p_t - i_t^* + \Delta p_t^* = (i_t - i_t^* - \Delta s_t) - (\Delta p_t - \Delta p_t^* - \Delta s_t),$$

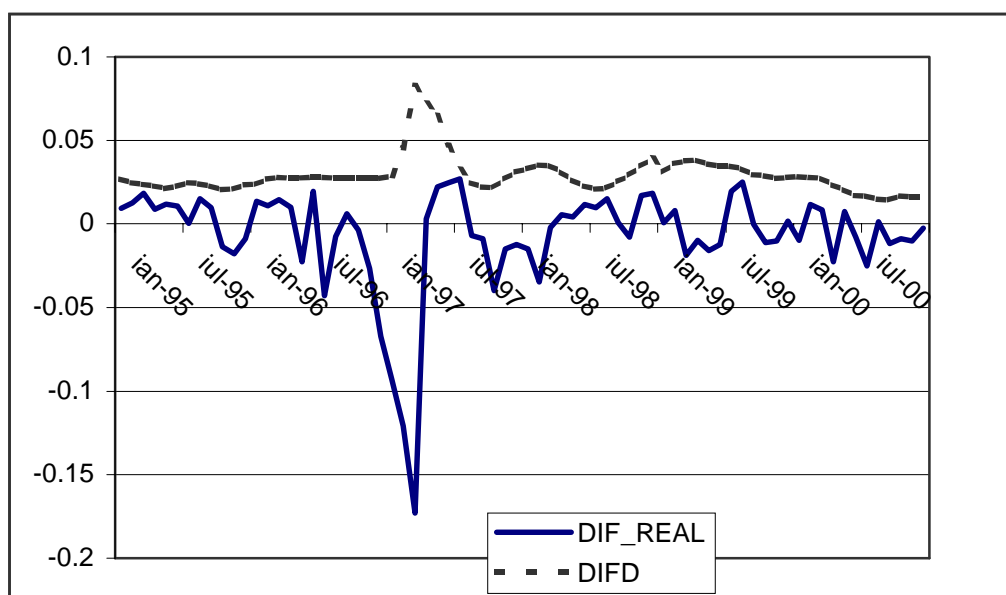
adică **RIP = UIP – PPP**, și putem scrie că:

$$r_t - r_t^* = r p_t - \theta_t - \mu_t \text{ Ecuatie 40}$$

Conform acestei expresii, diferențialul real de rata dobânzii apare datorită primei de risc de pe piața valutară, deviațiilor anticipate de la PPP și erorilor de previziune a inflației. Primii doi factori sunt legați de deviații *ex ante* de la RIP, în timp ce erorile de previziune a inflației duc la deviații *ex post*.

Ecuatia (40) arată că erorile de previziune a cursului de schimb nu au nici un efect asupra diferențialului real de rata dobânzii. Acest fapt reprezintă o explicație a volatilității scăzute care caracterizează diferențialul real de rata dobânzii față de diferențialul nominal de rata dobânzii. În cazul României nu se respectă acest lucru și se datorează variației foarte puternice a prețurilor de la o lună la alta spre deosebire de rata dobânzii care are o variație mult mai scăzută.

Figură 8 Diferențialul real și cel nominal de rata dobânzii



Deviațiile de la cele trei condiții de paritate sunt deviații *ex post* și pentru a vedea care sunt factorii care le determină și dacă sunt factori comuni pentru aceste deviații (cum ar fi prima de risc, erorile de previziune) ecuațiile trebuie estimate împreună. Voi testa condițiile de paritate prin regresarea deviațiilor de la condiții pe același set de variabile curente – Z_t . Sistemul format din cele trei ecuații care leagă deviațiile de la condițiile de paritate de setul de informații de la momentul t este:

$$i_t - i_t^* - \Delta s_{t+1} = \gamma_0 + \gamma \cdot Z_t - u_{1t} \text{ Ecuație 41}$$

$$\Delta p_t - \Delta p_t^* - \Delta s_t = \lambda_0 + \lambda \cdot Z_t + u_{2t} \text{ Ecuație 42}$$

$$r_t - r_t^* = \varphi_0 + \varphi \cdot Z_t + u_{3,t} \text{ Ecuație 43}$$

Dacă aceste condiții de paritate se respectă, atunci coeficienții variabilelor din setul curent de informații trebuie să fie ne semnificativ diferite de zero. Dacă în schimb se obțin valori pentru γ , λ și φ care sunt semnificativ statistic diferite de zero, atunci valorile „fitted” obținute cu ajutorul acestor regresii reprezintă componenta sistematică a deviațiilor de la cele trei condiții de paritate.

Având în vedere că deviațiile de la cele trei condiții sunt determinate de factori comuni, vom estima împreună condițiile. Cele trei ecuații sunt legate prin o identitate, astfel

încât oricare din ele poate fi scrisă ca o combinație liniară a celorlalte două. Prin urmare vom testa în același timp doar două din cele trei condiții de paritate.

Estimarea comună ne oferă posibilitatea de a testa restricții între ecuații și să le interpretăm ținând cont de factorii comuni ce apar în cele trei ecuații și care determină abateri de la condițiile de paritate. Astfel, testarea simultană ne oferă posibilitatea de a distinge ce anume determină deviațiile de la UIP: prima de risc sau erorile sistematice de previziune a cursului de schimb.

Mai este o problemă care trebuie rezolvată înainte de a trece la testarea econometrică a regresiiilor din ecuațiile (41) – (43), și anume care sunt variabilele economice care vor fi incluse în Z_t , în setul curent de informații.

Alegerea acestor variabile este oarecum arbitrară pentru că orice variabilă din informația curentă disponibilă este un candidat potențial. Variabilele pe care le-am ales includ o variabilă financiară - diferențialul nominal de dobândă dintre România și USA - și diferențialul de inflație între România și USA având în vedere că același set de informații va fi folosit la testarea tuturor celor trei condiții de paritate.

Rata reală a dobânzii atât în România cât și în USA a fost calculată cu următoarea formulă:

$$r_t = \frac{1+i_t}{1+\text{infl}_t} - 1$$

pentru România, respectiv:

$$r_t^* = \frac{1+i_t^*}{1+\text{infl}_t^*} - 1$$

în cazul USA, unde infl_t reprezintă rata inflației exprimată procentual (în procente lunare).

Estimarea regresiiilor (41) – (43) se găsește în anexă. Rezultatul general obținut este că există deviații de la toate cele trei condiții de paritate¹⁶. Concluzia în această situație arată existența atât a primei de risc cât și a erorilor sistematice de previziune pe piața valutară¹⁷ și acestea duc la deviații de la condițiile de paritate.

Pentru a vedea dacă există factori comuni care duc la deviații de la condițiile de paritate vom efectua teste Wald pentru coeficienții variabilelor din setul de informații. Vom

¹⁶ Coeficienții aferenți variabilelor din setul de informații curent sunt semnificativi din punct de vedere statistic, deci deviațiile sunt legate de variabile pe care participanții pe piață le cunosc.

¹⁷ Trebuie să avem în vedere că se poate să nu existe erori sistematice de previziune din moment ce deviațiile ex ante de la PPP și prima de risc sunt suficiente pentru a determina deviații de la toate cele trei condiții de paritate.

testa dacă vreunul din coeficienții este egal cu zero pentru că un asemenea test este echivalent cu a testa egalitatea celorlalți doi parametri din celelalte două condiții de paritate.

De exemplu, dacă $\gamma = \lambda$, prin scăderea ecuației (42) din (41) se obține $\varphi = 0$, ceea ce ar însemna respectarea condiției RIP.

Tabel 7 Teste pentru coeficienții din ecuațiile (41) – (43)

Wald Test:
System: SYS01

Null Hypothesis: C(2)=0

Chi-square	30.41684	Probability	0.000000
------------	----------	-------------	----------

Wald Test:
System: SYS02

Null Hypothesis: C(4)=0

Chi-square	114.4130	Probability	0.000000
------------	----------	-------------	----------

Wald Test:
System: SYS01

Null Hypothesis: C(6)=0

Chi-square	265.1743	Probability	0.000000
------------	----------	-------------	----------

După cum se poate observa ipoteza ca unul din coeficienții (γ, λ sau φ) să fie zero este respinsă decisiv, fapt ce are două implicații. Prima este că nu putem spune că există factori comuni care să determine deviațiile de la cele trei condiții de paritate, iar a doua că nici una din condiții nu este respectată având în vedere coeficienții variabilelor din setul de informații diferiți de zero. Coeficienții semnificativi din punct de vedere statistic arată că setul de informații curente are un rol în devierea de la cele trei condiții de paritate.

Concluzii

Această lucrare a examinat o propoziție fundamentală în finanțele internaționale și anume uncovered interest parity (UIP). Importanța ei rezultă din faptul că expresia UIP este o piesă de bază în majoritatea modelelor de determinare a cursului de schimb.

Condițiile de paritate în general și UIP în special oferă informații despre apropierea piețelor financiare naționale, de integrare a pieței naționale cu cea mondială și ce preț este dispusă o națiune să plătească pentru riscul politic și economic cu care este percepută.

Diferențialul de rata dobânzii poate fi foarte mare (pe relația România – USA), dar acest lucru nu duce neapărat la atragerea investitorilor străini care vor avea întotdeauna în vedere mai întâi situația macroeconomică în care se află România. O creștere a ratelor dobânzii nu duce neapărat la deprecierea monedei naționale ținând cont de faptul că BNR controlează evoluția cursului de schimb și îl depreciază treptat în funcție de nivelul inflației. Evoluția cursului de schimb este foarte importantă pentru România fiindcă o depreciere a sa alimentează anticipările inflaționiste din economie.

Fiind o idee fundamentală, validitatea UIP este dezbătută în mod larg chiar și în ultimii ani. În cazul în care UIP s-ar verifica activele monetare și-ar păstra valoarea în timpul modificării cursului de schimb pentru că rata dobânzii are un efect de compensare. Deviațiile ex post de la UIP ne arată unde a fost mai bine să împrumuți sau să investești. Dacă deviațiile de la UIP nu variază aleatoriu acest lucru ar putea reprezenta oportunități de profit neexploatate, însă această explicație a deviațiilor nu este convingătoare.

Corespunzător rezultatelor din literatura de specialitate, relația UIP nu se verifică nici în situația României. Pe lângă toate explicațiile date în lucrare și care sunt bine cunoscute în literatură, trebuie să avem în vedere pentru România faptul că piața financiară nu este integrată cu cea internațională și limitele impuse persoanelor fizice și juridice legate de investițiile în străinătate. Contul de capital nu este liberalizat astfel încât nu sunt permise pe piața valutară decât tranzacții care au în spate o activitate economică reală (de exemplu importuri de bunuri și servicii), nefiind permisă circulația liberă a capitalului peste graniță.

Prin descompunerea varianței deviațiilor de la UIP am arătat care este componenta principală a acestor deviații: variația ratei de schimb reale (58,6%); prima de risc are și ea o influență mare (27,7%). Un rezultat demn de explicat este importanța mult mai mare a variațiilor anticipate față de cele neanticipate în explicarea deviațiilor, problemă ce rămâne deschisă discuției. În cazul țărilor dezvoltate, deviațiile de la UIP sunt explicate într-o măsură foarte mare de variațiile neanticipate ale cursului de schimb real, iar în cazul României diferențialul real de rata dobânzii are o semnificație relativ mare. Acest fapt se datorează variației foarte mari a inflației în România, dar se poate trage și din restricțiile ce privesc circulația capitalului sau din riscul mai mare pe care îl are de suportat un investitor străin sau din toți acești factori.

Testarea simultană a condițiilor de paritate (UIP, PPP, RIP) a arătat pe situația României imposibilitatea atribuirii deviațiilor de la UIP doar primei de risc sau doar erorilor de previziune. Rezultatele obținute ne sugerează puternic că ambii factori sunt prezenți pe piața valutară. Studiul simultan a mai arătat că dacă ambii factori sunt importanți (atât prima de risc, cât și erorile de previziune) atunci restricțiile coeficienților între ecuații vor fi respinse. Din moment ce restricțiile sunt respinse înseamnă că deviațiile de la condițiile de paritate sunt legate de variabilele din setul curent de informații (diferențialul de dobândă și diferențialul de inflație).

Bibliografie

Baillie, Richard T., și William P. Osterberg (1997), „Central Bank Intervention and Risk in the Forward Market”, *Journal of International Economics*, vol.43, pp. 483-497.

Baillie, Richard T., și William P. Osterberg (1999), „Central Bank Intervention and Overnight Uncovered Interest Rate Parity”, Federal Reserve Bank of Cleveland, working paper 9823.

Booth, Laurence (1998), „The Case Against Foreign Bonds in Canadian Fixed Income Portfolios”, Rotman School of Management, University of Toronto.

Bryant, Ralph C. (1995), „The “Exchange Risk Premium”, Uncovered Interest Parity, and the Treatment of Exchange Rates in Multicountry Macroeconomic Models”, The Brookings Institution.

Calvo, Guillermo A. și Carmen M. Reinhart (2000), „Fear of Floating”, NBER working paper 7993.

Chinn, Menzie și Michael P. Dooley (1995), „Financial Repression and Capital Mobility: Why Capital Flows and Covered Interest Rate Differentials Fail to Measure Capital Market Integration”, NBER working paper 5347.

Cumby, Robert E. (1996), „Forecasting Exchange Rates and Relative Prices with the Hamburger Standard: Is what You Want what You Get With Mcparity”, NBER working paper 5675.

Engel, Charles (2000), „Comments on Obstfeld and Rogoff’s “The Six Major Puzzles in International Macroeconomics: Is There a Common Cause?””, NBER working paper 7818.

Faust, Jon, și John.H. Rogers (1999), „Monetary Policy’s Role in Exchange Rate Behavior”, Board of Governors of the Federal Reserve System, International Finance Discussion Paper, No. 652.

Flood, Robert P., și Andrew K. Rose (1994), „Fixes: of the Forward Discount Puzzle”, NBER working paper 4928.

Frenkel, Jacob A (1985), „Flexible Exchange Rates, Prices and the Role of “News”: Lessons from the 1970s”, International Financial Management. Theory and Application, second edition.

Fujii, Eiji., și Menzie.D. Chinn (2000), „Fin de Siecle Real Interest Parity”, NBER working paper 7880.

Garcia, Rene și Maral Kichian (2000), „Modelling Risk Premiums in Equity and Foreign Exchange Markets”, Bank of Canada working paper 2000-9.

Humpage, Owen F. și William P. Osterberg (2000), „Why Intervention Rarely Works”, Federal Reserve Bank of Cleveland, Economic Commentary.

Latter, Tony (1996), „The Choice of Exchange Rate Regime”, Handbooks in Central Banking, No. 2, Bank of England.

Levich, Richard M. (1998), „International Financial Markets: Prices and Policies”, McGraw-Hill.

Lewis, K. K. (1994), „Puzzles in international financial markets”, NBER working paper 4951.

Mark, Nelson C. și Yangru Wu (1998), “Rethinking Deviations from Uncovered Interest Parity: The Role of Covariance Risk and Noise”, Department of Economics, The Ohio State University.

Marston, Richard C. (1994), „Tests of Three Parity Conditions: Distinguishing Risk Premia and Systematic Forecast Errors”, NBER working paper 4923.

Masson, Paul (2000), „Exchange Rate Regime Transitions”, IMF working paper wp/00/134.

McCallum, Bennett T. (1992), „A Reconsideration of the Uncovered Interest Parity Relationship”, NBER working paper 4113.

Meredith, Guy și Menzie D. Chinn (1998), „Long-Horizon Uncovered Interest Rate Parity”, NBER working paper 6797.

Moosa, Imad A. și Razzaque H. Bhatti (1997), „Are Asian Markets Integrated? Evidence for Six Countries vis-à-vis Japan”, International Economic Journal, volume 11, Number 1.

Obstfeld, Maurice, și Kenneth Rogoff (1998), „Risk and Exchange Rates”.

Obstfeld, M., și K. Rogoff. (2000), „The Six Major Puzzles in International Macroeconomics: Is There a Common Cause?”, NBER working paper 7777.

Obstfeld, Maurice, și Kenneth Rogoff. (1996), „Foundations of International Macroeconomics”, Cambridge, MA: MIT Press.

Osterberg, William P. (2000), „Does Intervention Explain the Forward Discount Puzzle?“, Federal Reserve Bank of Cleveland.

Tanner, Evan (1998), „Deviations From Uncovered Interest Parity: A Global Guide to Where the Action Is“, IMF working paper wp/98/117.

Anexa

Dependent Variable: DEVIATION01

Method: Least Squares

Date: 07/05/01 Time: 13:58

Sample(adjusted): 1995:02 2000:12

Included observations: 71 after adjusting endpoints

DEVIATION01=C(1)+C(2)*DIF_INFL+C(2)*DIFD+ C(7)*D97+C(8)*D99

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.038697	0.008450	-4.579408	0.0000
C(2)	0.707907	0.128357	5.515147	0.0000
C(7)	-0.314968	0.032576	-9.668771	0.0000
C(8)	-0.053372	0.015227	-3.505002	0.0008
R-squared	0.631657	Mean dependent var		-0.008510
Adjusted R-squared	0.615164	S.D. dependent var		0.052682
S.E. of regression	0.032681	Akaike info criterion		-3.949341
Sum squared resid	0.071560	Schwarz criterion		-3.821866
Log likelihood	144.2016	F-statistic		38.29858
Durbin-Watson stat	1.589725	Prob(F-statistic)		0.000000

Dependent Variable: L_CPICUM_DIF-L_CPICUMUSA_DIF-
L_EXCHRATE_DIF

Method: Least Squares

Date: 07/05/01 Time: 13:59

Sample(adjusted): 1995:02 2000:12

Included observations: 71 after adjusting endpoints

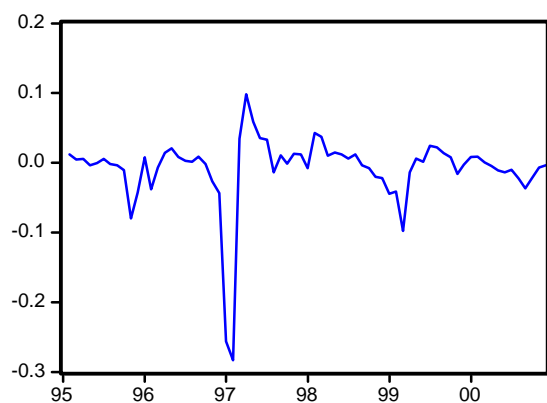
L_CPICUM_DIF - L_CPICUMUSA_DIF -

L_EXCHRATE_DIF=C(3)+C(4)*DIF_INFL+C(4)*DIFD

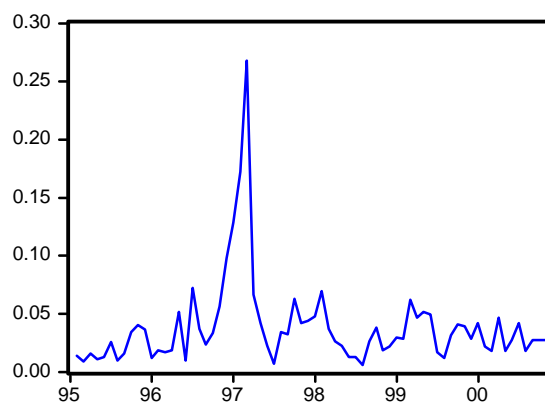
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(3)	-0.020429	0.008650	-2.361830	0.0210
C(4)	0.285242	0.102990	2.769599	0.0072
R-squared	0.100047	Mean dependent var		-0.001389
Adjusted R-squared	0.087004	S.D. dependent var		0.046291
S.E. of regression	0.044232	Akaike info criterion		-3.370986
Sum squared resid	0.134994	Schwarz criterion		-3.307249
Log likelihood	121.6700	F-statistic		7.670681
Durbin-Watson stat	1.399714	Prob(F-statistic)		0.007204

Dependent Variable: DIF_REAL
 Method: Least Squares
 Date: 07/05/01 Time: 13:39
 Sample: 1995:01 2000:12
 Included observations: 72

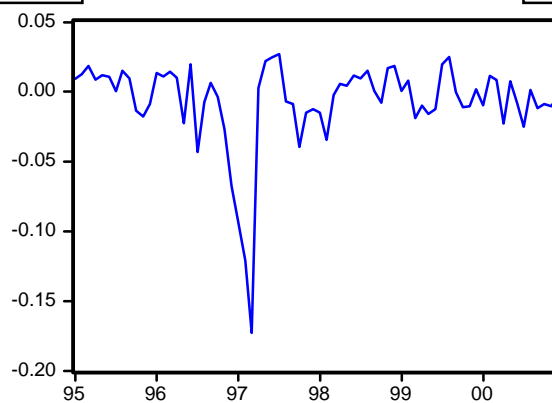
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.003694	0.000849	-4.349817	0.0000
DIF_INFL	-0.854752	0.008626	-99.09160	0.0000
DIFD	0.986914	0.032670	30.20821	0.0000
R-squared	0.993885	Mean dependent var	-0.006997	
Adjusted R-squared	0.993708	S.D. dependent var	0.031592	
S.E. of regression	0.002506	Akaike info criterion	-9.099441	
Sum squared resid	0.000433	Schwarz criterion	-9.004580	
Log likelihood	330.5799	F-statistic	5607.141	
Durbin-Watson stat	1.803577	Prob(F-statistic)	0.000000	



— DEVIATION01



— L_CPICUM_DIF



— DIF_REAL

System: SYS01
 Estimation Method: Least Squares
 Date: 07/05/01
 Time: 13:29
 Sample: 1995:01 2000:12

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.038697	0.008450	-4.579408	0.0000
C(2)	0.707907	0.128357	5.515147	0.0000
C(7)	-0.314968	0.032576	-9.668771	0.0000
C(8)	-0.053372	0.015227	-3.505002	0.0006
C(5)	0.029584	0.002825	10.47084	0.0000
C(6)	-0.550574	0.033810	-16.28417	0.0000

Determinant residual covariance 1.44E-07

Equation: DEVIATION01=C(1)+C(2)*DIF_INFL+C(2)*DIFD+C(7)*D97+C(8)*D99
 Observations: 71

R-squared	0.631657	Mean dependent var	-0.008510
Adjusted R-squared	0.615164	S.D. dependent var	0.052682
S.E. of regression	0.032681	Sum squared resid	0.071560
Durbin-Watson stat	1.589725		

Equation: DIF_REAL=C(5)+C(6)*DIF_INFL+C(6)*DIFD
 Observations: 72

R-squared	0.791153	Mean dependent var	-0.006997
Adjusted R-squared	0.788170	S.D. dependent var	0.031592
S.E. of regression	0.014540	Sum squared resid	0.014799
Durbin-Watson stat	0.606820		

System: SYS02
 Estimation Method: Least Squares
 Date: 07/05/01
 Time: 13:30
 Sample: 1995:01 2000:12

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.038697	0.008450	-4.579408	0.0000
C(2)	0.707907	0.128357	5.515147	0.0000
C(7)	-0.314968	0.032576	-9.668771	0.0000
C(8)	-0.053372	0.015227	-3.505002	0.0006
C(3)	-0.061555	0.007013	-8.776876	0.0000
C(4)	1.139478	0.106529	10.69640	0.0000
C(9)	-0.269374	0.027036	-9.963462	0.0000
C(10)	-0.064116	0.012638	-5.073396	0.0000

Determinant residual covariance 1.23E-07

Equation: DEVIATION01=C(1)+C(2)*DIF_INFL+C(2)*DIFD+
 C(7)*D97+C(8)*D99
 Observations: 71

R-squared	0.631657	Mean dependent var	-0.008510
Adjusted R-squared	0.615164	S.D. dependent var	0.052682
S.E. of regression	0.032681	Sum squared resid	0.071560
Durbin-Watson stat	1.589725		

Equation: L_CPICUM_DIF - L_CPICUMUSA_DIF -
 L_EXCHRATE_DIF=C(3)+C(4)*DIF_INFL
 +C(4)*DIFD+ C(9)*D97+C(10)*D99
 Observations: 71

R-squared	0.671394	Mean dependent var	-0.001389
Adjusted R-squared	0.656681	S.D. dependent var	0.046291
S.E. of regression	0.027124	Sum squared resid	0.049291
Durbin-Watson stat	1.909253		

System: SYS03
 Estimation Method: Least Squares
 Date: 07/05/01
 Time: 13:32
 Sample: 1995:01 2000:12

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(3)	-0.061555	0.007013	-8.776876	0.0000
C(4)	1.139478	0.106529	10.69640	0.0000
C(9)	-0.269374	0.027036	-9.963462	0.0000
C(10)	-0.064116	0.012638	-5.073396	0.0000
C(5)	0.029584	0.002825	10.47084	0.0000
C(6)	-0.550574	0.033810	-16.28417	0.0000

Determinant residual covariance 1.37E-07

Equation: L_CPICUM_DIF - L_CPICUMUSA_DIF -
 L_EXCHRATE_DIF=C(3)+C(4)*DIF_INFL
 +C(4)*DIFD+ C(9)*D97+C(10)*D99

Observations: 71

R-squared	0.671394	Mean dependent var	-0.001389
Adjusted R-squared	0.656681	S.D. dependent var	0.046291
S.E. of regression	0.027124	Sum squared resid	0.049291
Durbin-Watson stat	1.909253		

Equation: DIF_REAL=C(5)+C(6)*DIF_INFL+C(6)*DIFD

Observations: 72

R-squared	0.791153	Mean dependent var	-0.006997
Adjusted R-squared	0.788170	S.D. dependent var	0.031592
S.E. of regression	0.014540	Sum squared resid	0.014799
Durbin-Watson stat	0.606820		