

Vydává Ministerstvo financí České republiky ve spolupráci s Českou národní bankou ve vydavatelství *Economia, a. s.*, Praha

© Ministerstvo financí ČR

Adresa redakce: Vinohradská 49

120 74 Praha 2

Tel.: (02) 22 25 00 36 nebo: (02) 215 93 171

Fax: (02) 215 93 203

Šéfredaktor: Ing. Ivan Kočárník, CSc.

Publishers: Ministry of Finance of the Czech Republic in Cooperation with Czech National Bank in Publishing House *Economia, Prague*

© Ministry of Finance of the Czech Republic

Editor's Office: Vinohradská 49

120 74 Prague 2

Czech Republic

Editor in Chief: Ivan Kočárník

OBSAH

Jiří JONÁŠ: Problémy bankovního sektoru v ČR 513

Tomáš HOLUB: Příliv zahraničního kapitálu do ČR 529

Jan HANOUSEK – Evžen KOČENDA: Efektivnost nových kapitálových trhů: příklad pro střední Evropu 538

Václav BEZVODA: Spotové obchody na devizových trzích 549

Irena JINDŘICHOVSKÁ: Finanční projektování 562

Daňové judikáty

Výběr ze soudních rozhodnutí ve věcech daní č. 15–16/97 572

CONTENTS

Jiří JONÁŠ: Problems in the Czech Banking Sector 513

Tomáš HOLUB: Inflow of Foreign Capital into the CR 529

Jan HANOUSEK – Evžen KOČENDA: Emerging Capital Markets' Efficiency: an Example for the Central Europe 538

Václav BEZVODA: Spot Deals in FX-Market 549

Irena JINDŘICHOVSKÁ: Financial Projecting 562

Tax Judicial Decisions

Abstract from Court Decisions Concerning Taxation No 15–16/97 572

Autorská práva vykonává vydavatel (viz § 4 zák. č. 35/1965 Sb. ve znění změn a doplňků). Užití částí nebo celku publikovaných textů – vč. publikovaných zpracovaných znění judikátů –, rozmnožování a šíření jakýmkoli způsobem (zejména mechanickým nebo elektronickým) bez výslovného svolení vydavatele je zakázáno.

Redakční rada: Dr. Ivan Angelis, CSc., Doc. Ing. Aleš Bulíř, M.Sc., CSc., Ing. Petr Dvořák, Ing. Miroslav Hrnčíř, DrSc., Doc. Ing. Kamil Janáček, CSc., Ing. Miroslav Kerouš, Ing. Ivan Kočárník, CSc., Ing. Václav Kupka, CSc., Ing. Tomáš Ježek, CSc., Ing. Jiří Pospíšil, CSc., Vladimír Rudlovcák, CSc., Ing. Pavel Štěpánek, CSc., Prof. Jan Švejnar, Ph.D., Prof. Dr. František Vencovský, Ing. Jan Vít, Prof. Ing. Karol Vlachynský, CSc.

Příliv zahraničního kapitálu do ČR

Tomáš HOLUB*

Příliv zahraničního kapitálu je velmi důležitým faktorem ekonomického vývoje ČR zhruba od poloviny roku 1993. Jedná se o nezbytný předpoklad financování schodku běžného účtu, jehož podíl na HDP v roce 1996 dosáhl 8,2 % a dále rostl i na počátku roku 1997. Příliv zahraničního kapitálu má zároveň velký význam pro vývoj ostatních makroekonomických veličin, jako je například peněžní zásoba, měnový kurz apod.

Prudké změny v tocích zahraničního kapitálu se přenášejí do celé ekonomiky a mohou vyvolat nemalé problémy. Aby bylo možné takovým silným změnám předcházet, je velmi prospěšné znát hlavní faktory, které zahraniční kapitál přitahují.

Následující stát se snaží o empirickou analýzu přílivu zahraničního kapitálu do ČR od roku 1993 a jeho souvislostí s měnovou politikou ČNB. V první části podává stručný popis historického vývoje platební bilance ČR, v dalších kapitolách prezentujeme ekonometrickou analýzu kapitálových toků (s výjimkou přílivu přímých investic). V závěru se zabýváme některými důsledky pro měnovou politiku v roce 1997.

Vývoj platební bilance

Příliv zahraničního kapitálu na začátku roku 1993 byl negativně ovlivněn nejistotou spojenou s rozdělením federace a posléze (v první polovině února) i společné měny. V důsledku toho zesílila devalvační očekávání ekonomických subjektů a došlo k rychlému úbytku devizových rezerv. (To ukazují – mimo jiné – vysoké rizikové prémie u paralelního měnového kurzu: zahraniční banky kótovaly v lednu 1993 měnový kurz koruny v průměru na 51,56 Kčs/USD, zatímco průměrný oficiální kurz byl 28,93 Kčs/USD.)

K obnovení důvěry v korunu přispěla hladká realizace měnové odluky se SR i restriktivní měnová opatření ČNB, která zvýšila domácí úrokové sazby, a tím i úrokový diferenciál. Obnovil se příliv zahraničního kapitálu; ČNB rovněž zvýšila své devizové rezervy půjčkami v zahraničí¹. V důsledku toho kapitálový účet za celý rok 1993 dosáhl přebytku téměř 90 mld. Kč.

* Mgr. Tomáš Holub – Komerční banka, a. s., Praha

Autor děkuje za cenné rady a připomínky Martinu Čihákovi a Kamilu Janáčkovi z Komerční banky. Jakékoli chyby či nedostatky jsou však samozřejmě autorovy vlastní. Tento článek byl zpracován v průběhu dubna 1997, autorská korektura byla provedena 13. srpna 1997.

¹ např. emise obligací ČNB ve výši 300 mil. USD v březnu 1993

	1993	1994	1995	1996*
běžný účet	3,3	-1,4	-36,2	-121,5
kapitálový účet	88,2	97,0	218,3	110,5
přímé investice	16,1	21,6	67,0	37,7
portfoliové investice	46,7	24,6	36,1	19,7
dlouhodobý kapitál	23,8	31,9	89,4	73,7
krátkodobý kapitál	1,6	19,0	25,8	-20,6
chyby a kurzové rozdíly	-3,2	-27,3	15,8	-11,5
změna devizových rezerv**	-88,3	-68,3	-197,9	22,5

poznámky: * předběžné údaje

** "-" značí růst devizových rezerv

prameny: ČNB
ČSU

V následujících dvou letech příliv kapitálu do ČR dále zesílil a svého vrcholu dosáhl v roce 1995 (zhruba 220 mld. Kč; tento výsledek však byl silně ovlivněn i přímou investicí konsorcia TelSource do SPT Telecom ve výši 1,3 mld. USD). Ačkoli postupně začal růst deficit běžného účtu, celková platební bilance byla i v letech 1994 a 1995 silně přebytková.

Protože kurz koruny byl vůči měnovému koši fixován v úzkém flukтуаčním pásmu $\pm 0,5\%$, ČNB byla nucena nakupovat velké množství deviz. To představovalo silný tlak na růst měnové báze, který se ČNB nedařilo plně sterilizovat. Vývoj platební bilance se tudíž promítal do změn peněžní zásoby, jejíž dynamika převyšovala měnové cíle ČNB (viz např. [Janáčková 1996]).

V roce 1996 došlo k několika důležitým posunům. Za prvé, podstatně se zvýšil schodek běžného účtu – dosáhl úrovně zhruba 120 mld. Kč. Za druhé, ČNB ve snaze získat větší autonomii své měnové politiky rozšířila 28. února 1996 flukтуаční pásmo koruny na $\pm 7,5\%$. Zvýšená nejistota, navíc podpořená blížícími se parlamentními volbami a rostoucím deficitem běžného účtu, vedla k odlivu krátkodobého kapitálu (ve výši kolem 660 mil. USD). Celková platební bilance skončila v roce 1996 jako schodková a devizové rezervy poklesly zhruba o 23 mld. Kč. Vnější sektor již nepředstavoval faktor růstu peněžní zásoby.

Rozšířením flukтуаčního pásma koruny však na druhé straně vznikl nový „kanál“, jehož prostřednictvím mohou toky zahraničního kapitálu ovlivňovat ekonomiku ČR. Jsou jím změny měnového kurzu. Peněžní restriktce, k níž ČNB přistoupila v polovině roku 1996, vedla k přílivu zahraničního kapitálu a ke zhodnocení koruny (viz [Čihák 1997]), což se s určitým zpožděním odrazilo ve snížení hospodářské dynamiky ČR (viz [Janáček et al. 1997]).

Vývoj platební bilance ČR v l. 1993–96 shrnuje *tabulka 1*.

Výše popsany historický vývoj tedy jasně dokumentuje význam toků zahraničního kapitálu pro měnovou politiku i pro celou ekonomiku ČR. V následujících kapitolách se snažíme analyzovat příčiny přílivu zahraničního kapitálu použitím ekonometrických nástrojů.

Specifikace modelu

Jako teoretické východisko pro specifikaci regresního modelu použijeme tzv. teorii nepokryté úrokové parity. Ta vychází z předpokladu vysoké míry

liberalizace transakcí na kapitálovém účtu platební bilance, která ekonomickým subjektům umožňuje svobodně rozhodovat o alokaci jejich finančních zdrojů do jednotlivých zemí podle očekávaného výnosu (tj. provádět úrokovou arbitráž).

Podle této teorie vedou mezinárodní kapitálové toky k tomu, že se očekávané výnosy z investic v jednotlivých ekonomikách vyrovnávají. Lze odvodit (viz např. [Durčáková – Mandel 1994]), že v případě dokonalé arbitráže musí platit přibližně následující vztah:

$$i^d = i^f + \% \Delta ER^e \quad (1)$$

kde i^d značí domácí úrokovou míru, i^f zahraniční úrokovou míru a $\% \Delta ER^e$ očekávané procentní znehodnocení měnového kurzu. Na efektivních devizových trzích vede jakákoli odchylka od této rovnováhy k nekonečně velkému přílivu (resp. odlivu) kapitálu, a je proto ihned odstraněna.

Je-li měnový kurz fixní, rovná se $\% \Delta ER^e$ nule a domácí úrokové sazby se musejí rovnat sazbám zahraničním. Z toho plyne nemožnost centrální banky provádět za těchto podmínek nezávislou monetární politiku. Peněžní restriktce, jež by v podmínkách uzavřené ekonomiky vedla ke zvýšení domácích úrokových sazeb, přiláká zahraniční kapitál, který její účinky brzy vykompenzuje.

Rovnice (1) však implicitně předpokládá, že investice do domácí ekonomiky jsou stejně rizikové jako v zahraničí nebo že investoři jsou neutrální vůči riziku. Nejsou-li tyto předpoklady splněny, mohou se domácí úrokové sazby systematicky lišit od světových o rizikovou prémii požadovanou investory. Pro rovnovážnou situaci proto často bývá používán rozšířený vztah:

$$i^d = i^f + \% \Delta ER^e + \rho \quad (2)$$

kde ρ je rovnovážná riziková premie. V tomto jednoduchém modelu však stále platí předpoklad, že na efektivních liberalizovaných trzích je reakce přílivu kapitálu na vzniklé nerovnováhy dokonale elastická, a proto dochází k jejich okamžitému odstranění.

V reálném světě však nemusí být přizpůsobení dokonalé, mohou existovat časová zpoždění apod. Použijeme tedy méně striktní předpoklad, že toky kapitálu jsou nějakou obecnou rostoucí funkcí odchylek od rovnováhy dané rovnicí (2), tedy že:

$$FCI = f(i^d - i^f - \% \Delta ER^e - \rho) \quad (3)$$

kde FCI značí příliv zahraničního kapitálu a $f(\dots) > 0$. Nekonečně velká elasticita, odpovídající dokonalým trhům, je tedy mezním případem (druhým extrémem je nulová elasticita u zcela uzavřené ekonomiky).

Platnost teorie nepokryté úrokové parity pro ČR v období 1993 až 1996 jsme se snažili testovat pomocí ekonometrické analýzy.² Do značné míry jsme přitom vyšli z práce [Frankel – Okongwu 1996], analyzující příliv kapitálu do latinskoamerických zemí. Základní myšlenkou bylo odhadnout

² Striktně řečeno, teorii nepokryté úrokové parity nelze námi použitým modelem testovat, protože nikdy nemůžeme dospět k nekonečně velkým odhadům koeficientů. Máme tedy spíše na mysli snahu zjistit, zda vývoj v ČR není s teorií nepokryté úrokové parity v hrubém rozporu.

rovnici přílivu zahraničního kapitálu v tomto tvaru (tj. v linearizovaném tvaru rovnice (3)):

$$FCI = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot i^d + \alpha_2 \cdot i^f + \alpha_3 \cdot \% \Delta ER^e + \alpha_4 \cdot \rho \quad (4)$$

Předpokládané znaménko koeficientu α_1 je kladné, zatímco α_2 , α_3 a α_4 by měly vycházet záporné.

Je-li skutečně možné toky kapitálu zjednodušeně modelovat vztahem v tvaru rovnice (3), absolutní hodnota koeficientů α_1 , α_2 a α_3 by se neměla významně lišit (tj. nemělo by záležet na tom, zda je diferenciál výnosu mezi domácí ekonomikou a zahraničím dán vyšší domácí úrokovou mírou, očekávaným zhodnocením domácí měny nebo nižšími úrokovými sazbami v zahraničí). Nicméně například v práci [Frankel – Okongwu 1996] se ukázvalo, že příliv kapitálu měl tendenci reagovat citlivěji na výkyvy úrokových sazeb v USA než na domácí výnosy.

Ačkoli se toto zjištění zdá být na první pohled paradoxní, lze pro něj najít poměrně logickou ekonomickou interpretaci. Koeficienty α_1 , α_2 a α_3 mají stejnou (očekávanou) absolutní velikost pouze za předpokladu, že rovnovážná riziková prémie je konstantní (pro dané parametry ekonomiky) jako v rovnici (2). Použijeme-li však portfoliový model platební bilance (tj. jeden z alternativních modelů k teorii nepokryté úrokové parity), lze poměrně snadno ukázat, že tomu tak obecně být nemusí a riziková prémie může být funkcí jak světové, tak domácí úrokové míry. Konkrétní funkční tvar této závislosti je dán tvarem užitečné funkce investorů (mírou jejich averze k riziku). Jednoduše řečeno, za určitých předpokladů může růst dolarové úrokové sazby snižovat ochotu ekonomických subjektů riskovat investice v rozvíjejících se ekonomikách a podstupovat námahu s tím spojenou. Investory může tedy zajímat nejen *absolutní* výše úrokového diferenciálu, nýbrž i jeho *relativní* výše v poměru k zahraničním (světovým) úrokovým sazbám.

Použitá data

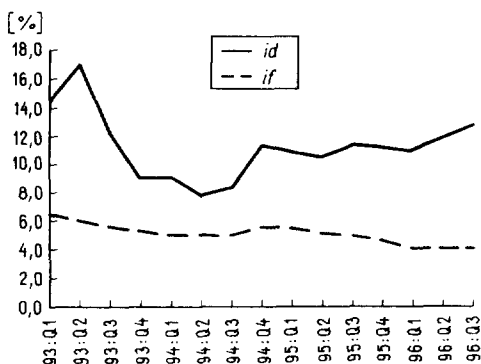
Graf 1 znázorňuje vývoj domácí a zahraniční úrokové míry od vzniku samostatné ČR. Jako měřítko domácí úrokové míry jsme použili tříměsíční sazbu mezibankovního trhu PRIBOR, úrokové míry v zahraničí byly reprezentovány krátkodobými úrokovými měrami v SRN a USA váženými podílem měn těchto zemí na devizovém koši koruny (tj. 65 % DEM, 35 % USD).

Vidíme, že takto definovaný úrokový diferenciál nejprve v druhé polovině roku 1993 poklesl, zejména v důsledku uvolnění měnové restrikce z počátku roku 1993. Od druhé poloviny roku 1994 však opět rostl, a to v důsledku jak zvýšení domácích úroků, tak i pokračujícího poklesu světových úrokových sazeb. To by mohlo být jedno z hlavních vysvětlení akcelerujícího přílivu zahraničního kapitálu z let 1994 a 1995.

Problémem při odhadech pro ČR byla – jako tradičně – dostupnost dat. Příliv zahraničního kapitálu můžeme zjistit ze souhrnné platební bilance. Tyto údaje se publikují pouze čtvrtletně; my jsme je měli k dispozici od třetího čtvrtletí roku 1993³ do konce roku 1996. To je dosti krátká časová řada,

³ Chybí nám tedy aktualizovaná data za první pololetí 1993. Těch bychom však v naší analýze mohli jen stěží využít, neboť toto období bylo výrazně atypické v důsledku rozdělení federace a v důsledku měnové rozluky se SR.

GRAF 1 Vývoj domácí a zahraniční úrokové míry



prameny: ČNB
OECD – The Main Economic Indicators
vlastní výpočty

a proto nelze očekávat, že bychom na jejím základě mohli dospět k nějakým silným, jednoznačným závěrům. Z celkového přílivu zahraničního kapitálu jsme pro účely této analýzy vyloučili přímé investice, protože při rozhodování o nich jsou do úvahy brány zejména střednědobé a dlouhodobé faktory, a nikoli krátkodobý výnosový diferencíál.

Ještě větší problémy než u měření kapitálu existují při zjišťování očekávaných změn měnového kurzu. Standardně se tento problém řeší dvěma způsoby – použitím futuritních měnových kurzů nebo výběrovými šetřeními očekávaných změn kurzu prováděnými mezi významnými investory a podniky (viz např. [Frankel – Okongwu 1996]). V případě ČR však není možné využít ani jednu z těchto metod; korunové deriváty nejsou totiž obchodovány na veřejném trhu a očekávání investorů nikdo (pokud je nám známo) pravidelně a systematicky nesleduje. Je proto pouze možné zařadit do modelu nějaké jiné veličiny, které by k budoucím změnám měnového kurzu měly mít vztah. Totéž platí i o výši rizikové premie v ČR.

Očekávané změny kurzu jsme se snažili aproximovat současnou hodnotou kurzu (resp. jeho odchylkou od centrální parity) a podílem deficitu běžného účtu na HDP; jako míru změn v systematickém riziku zahraničních investic jsme použili zástupnou (dummy) proměnnou odrážející vývoj ratingu ČR agenturami Moody's a Standard & Poor's.⁴ Jednorázové zvýšení kurzového rizika po rozšíření fluktuací pásma v únoru 1996 jsme řešili zařazením dummy proměnné $D96Q1$ (= 1 pro Q1 r. 1996, = 0 jinak).

Regresní analýza

Z důvodů nestacionarity úrovnových časových řad byl model odhadován v prvních diferencích, k očištění od sezonních výkyvů byly použity dummy proměnné ($DQ1$, $DQ2$ a $DQ3$ pro první, druhé a třetí čtvrtletí).

⁴ Symboly jednotlivých ratingových skupin Moody's a Standard & Poor's byly nahrazeny čísly a použitá zástupná proměnná byla zkonstruována jako součet čísel těch skupin, do nichž byla ČR těmito dvěma agenturami v daném čtvrtletí zařazena.

Při odhadech nevycházely statisticky významné ani odchylka kurzu od centrální parity, ani podíl salda běžného účtu na HDP, ani mezinárodní rating ČR. To ukazuje, že tyto faktory zřejmě v minulosti příliš dobře neaproximovaly vývoj kurzového a systematického rizika investic v ČR. Z konečných odhadů jsme je proto vypustili. Jako nejvhodnější vysvětlující proměnné se ukázaly o jedno čtvrtletí zpožděné úrokové sazby. Výsledkem regresní analýzy byl následující model (v závorkách jsou t -statistiky):

$$\begin{aligned} \Delta FCI_t = & 14,1 + 6,4 \Delta i_{t-1}^d - 19,5 \Delta i_{t-1}^f - 0,49 \Delta FCI_{t-1} - 74,0 D96Q1 + \\ & (2,2) \quad (2,3) \quad (-1,0) \quad (-3,4) \quad (-5,8) \\ & + 8,3 DQ1 - 31,0 DQ2 - 9,5 DQ3 \\ & (-0,9) \quad (-4,4) \quad (-1,3) \end{aligned} \quad (5)$$

R^2 (upravené) = 0,90

F -statistika = 15,53 (P = 0,009)

Durbinovo h = 1,19

Celková vysvětlující schopnost tohoto modelu je poměrně dobrá (vysoké R^2 i F -statistika). Hodnota Durbinovy h -statistiky neumožňuje odmítnout hypotézu nezávislosti reziduí (totéž platí i o tzv. Q -testu).

Koeficient o jedno čtvrtletí zpožděné změny domácí úrokové míry měl očekávané znaménko a byl statisticky významný na 90% hladině pravděpodobnosti. Toto zjištění potvrzuje názory, že úrokové sazby jsou (nebo alespoň v minulosti byly) jedním z hlavních faktorů přílivu zahraničního kapitálu (s výjimkou přímých investic) do ČR. Měnověpolitické kroky ČNB, které vedou ke zvýšení domácích úroků, jsou proto s určitým zpožděním částečně kompenzovány vnějšími faktory měnové báze.

Statistická významnost a vysoká hodnota parametru u dummy proměnné $D96Q1$ ukazují velký jednorázový vliv rozšíření flukтуаčního pásma měnového kurzu (navíc v kombinaci s předvolební nejistotou) na kapitálový účet.

Koeficient zahraniční úrokové míry měl rovněž předpokládané znaménko a byl v absolutní hodnotě několikanásobně vyšší než koeficient u domácí úrokové sazby, což by korespondovalo se závěry z analýzy [Frankel – Okongwu 1996]. Tato veličina však nebyla, vzhledem k poměrně velké standardní chybě odhadu, statisticky významná. To mohlo, mimo jiné, pramenit z malého počtu pozorování a rovněž z určitých problémů s multikolinearitou.

U tohoto odhadu je rovněž zajímavé podívat se na koeficienty sezonních dummy proměnných, protože mají významné implikace pro možnosti kurzové politiky ČNB. Podle standardní teorie malé otevřené ekonomiky nelze dlouhodobě provádět sterilizované intervence na devizových trzích, protože sterilizační operace znovu zvyšují úrokový diferenciál a přilákávají další zahraniční kapitál. Takový postup však může být úspěšný, pokud jsou toky kapitálu dány krátkodobými, dočasnými výkyvy. V praxi vzniká problém, jak rozpoznat dočasné změny od trvalých. Jedním z příkladů, kdy to lze (alespoň částečně) udělat, jsou právě pravidelné sezonní výkyvy. Odhady z rovnice (5) ukazují, že příliv zahraničního kapitálu je v ČR sezonně nejvyšší v prvním a čtvrtém čtvrtletí, zatímco v druhém a ve třetím čtvrtletí dochází k jeho zpomalení. Pokud by ČNB chtěla zmírnit dopad těchto výkyvů na měnový kurz, znamenalo by to tedy intervenovat na začátku a na konci roku proti zhodnocování koruny, uprostřed roku pak naopak proti jejímu oslabení.

Vzhledem k tomu, že se nám nepodařilo vyloučit hypotézu stejné citlivosti

přilivu kapitálu na domácí a zahraniční úrokovou míru, odhadli jsme i omezený model, v němž je jako vysvětlující proměnná používán úrokový diferenciál (vynechali jsme zároveň statisticky nevýznamnou sezonní dummy proměnnou $DQ1$):

$$\Delta FCI_t = 18,9 + 4,7 \Delta(i_{t-1}^d - i_{t-1}^f) - 0,56 \Delta FCI_{t-1} - 65,9 D96Q1 - 33,0 DQ2 - 12,9 DQ3 \quad (6)$$

(5,5)
(2,9)
(-5,9)
(-8,4)
(-5,9)
(-2,3)

R^2 (upravované) = 0,92

F -statistika = 26,96 ($P = 0,000$)

Durbinovo $h = 0,81$

Celkové vlastnosti i t -statistika koeficientu úrokových sazeb se ve srovnání s modelem (5) mírně zlepšily. To bychom mohli na první pohled interpretovat jako potvrzení stejné citlivosti přílivu zahraničního kapitálu na domácí i zahraniční úrokové míry. Podle našeho názoru však z těchto výsledků takto silné závěry vyvodit nelze. Dokumentuje to mimo jiné model (7), kde jsme jako vysvětlující proměnnou nepoužili absolutní, ale relativní úrokový diferenciál ve vztahu k zahraničním úrokovým sazbám (tj. podíl úrokového diferenciálu a zahraniční úrokové míry):

$$\Delta FCI_t = 17,8 + 26,5 \Delta[(i_{t-1}^d - i_{t-1}^f)/i_{t-1}^f] - 0,52 \Delta FCI_{t-1} - 67,4 D96Q1 - 33,7 DQ2 - 12,6 DQ3 \quad (7)$$

(5,3)
(3,1)
(-5,7)
(-9,1)
(-6,4)
(-2,4)

R^2 (upravené) = 0,93

F -statistika = 30,08 ($P = 0,000$)

Durbinovo $h = 0,16$

Jak vidíme, charakteristiky tohoto odhadu jsou ještě lepší než u modelu (6). Přitom při této formulaci je citlivost přílivu zahraničního kapitálu na zahraniční úrokové sazby větší než na domácí (to plyne z jejich nižší velikosti).

Tento kvalitativní rozdíl však není dostatečně velký na to, abychom byli schopni na jeho základě učinit jednoznačné závěry. Otázku, zda je vhodnější model (6), či (7), tedy nelze zodpovědět ani ekonomickou teorií (obě omezení byla do určité míry přijata ad hoc a zakládala se implicitně na některých specifických předpokladech), ani dosavadní empirickou analýzou. Jedná se tedy o případný podnět pro budoucí výzkum, protože delší časové řady by mohly vést k lepším výsledkům.

Dalším z možných témat budoucího výzkumu je analýza dopadů systémových opatření, jako bylo například zavedení vnější směnitelnosti koruny či rozšíření flukтуаčního pásma měnového kurzu, na příliv zahraničního kapitálu. Tyto změny mohly vést ke strukturálním posunům v hodnotách odhadovaných koeficientů. Námi provedený COSUM test stability naznačoval nebezpečí existence strukturálních posunů ve druhém pololetí roku 1996 (alternativní testy, jako např. CUSUM Square Test a rekurzivní rezidua, však naopak podporovaly hypotézu stability), což by mohlo být odrazem změny kurzového režimu. Vzhledem ke krátkosti časové řady je však opět nutné považovat tyto výsledky pouze za předběžné.

Závěry a implikace pro hospodářskou politiku

Závěry této analýzy potvrzují často vyslovovanou hypotézu, že hlavním faktorem přílivu zahraničního kapitálu v letech 1993–96 byl úrokový diferenciál. Nepodařilo se naopak prokázat systematický vztah mezi měnovým kurzem, schodkem běžného účtu a ratingovým hodnocením země na jedné straně a toky kapitálu na straně druhé. Vzhledem ke změně kurzového režimu, k němuž došlo na konci února 1996, však tyto faktory získaly na významu a je jim proto nutné věnovat dostatečnou pozornost (to jasně potvrdila měnová krize v květnu 1997).

Odhadnuté modely lze použít pro ilustraci možnosti provádět autonomní měnovou politiku v podmínkách fixního měnového kurzu. Zvýšení domácích úrokových sazeb, k němuž by měla vést měnová restrikce (tj. snížení měnověpolitické složky měnové báze), o jeden procentní bod vede v následujícím čtvrtletí ke zrychlení přílivu zahraničního kapitálu zhruba o 5 až 7 mld. Kč (v závislosti na použitém modelu). Tento příliv kapitálu se promítne do opětovného zvýšení měnové báze (o 2,5 až 3 procentní body) a multiplikativně i do celkové peněžní zásoby. Autonomie centrální banky byla tedy v minulosti omezena typem kurzové politiky. Nebyla však určitě nulová, na což ukazuje existence zpoždění a poměrně nízká výše koeficientu u domácí úrokové míry. Tato zjištění korespondují se závěry některých předchozích prací (viz např. [Šmídková 1996]).

Některé odhady rovněž naznačovaly možnou větší citlivost zahraničního kapitálu na světové než na domácí úrokové sazby. I když uvedené výsledky nejsou statisticky významné, je nutné tuto alternativu brát při formulování měnové politiky do úvahy.

V USA lze v průběhu roku 1997 očekávat mírný růst úrokových sazeb (ke zvýšení 0,25 % došlo již na konci března 1997), neboť HDP již delší dobu dynamicky roste a FED se obává silících mzdových tlaků a nebezpečí inflace. Rovněž v případě SRN se pro rok 1997 předpovídá zvýšení úrokových sazeb. Oslabená marka podporuje vývoz, a tím i zrychlení hospodářského růstu, na druhé straně však působí negativně na domácí cenovou hladinu, a proto by Bundesbank mohla zvednout své sazby. K několikanásobnému zvýšení úrokových sazeb už letos došlo také ve Velké Británii.

Celkové mírné zvýšení světových úrokových měr (a očekávání jejich dalšího růstu) bylo jedním z mnoha faktorů podporujících nedávný odliv krátkodobého kapitálu z ČR. ČNB ho musí brát v úvahu při stanovování konečné hranice, k níž sníží repo sazbu po odeznění květnové měnové krize.

LITERATURA

ČIHÁK, M.: Fluktuální pásmo koruny – pohled zpět. Hospodářské trendy č. 12, Komerční banka, Praha, duben 1997.

ČNB: Výroční zpráva 1993. Praha 1994.

ČNB: Zpráva o měnovém vývoji za leden až září 1996. Praha 1996.

DORNBUSCH, R. – FISCHER, S.: Makroekonomie. 6. vydání. SPN a Nadace Economics, Praha 1994.

DURČÁKOVÁ, J. – MANDEL, M.: Mezinárodní finance. Praha, VŠE 1994.

FRANKEL, J. A. – OKONGWU, C.: Liberalized Capital Inflows in Emerging Markets: Sterilization, Expectations, and the Incompleteness of Interest Rate Convergence. Int. J. Finance Economics, Vol. 1, 1–23, 1996.

- JANÁČEK, K. – ČIHÁK, M. – FRÝDMANOVÁ, M. – HOLUB, T. – ZAMRAZILOVÁ, E.: Česká ekonomika začátkem roku 1997. Hospodářské trendy č. 11, Komerční banka, Praha, únor 1997.
- JANÁČKOVÁ, S.: Czech Monetary Policy: Results and Challenges. IE ČNB [WP č. 56.] Praha, květen 1996.
- LINDERT, P. H.: International Economics. Irwin, Homewood, Illinois, 1986.
- MANDEL, M.: Centrální banka v otevřené ekonomice. Praha, VŠE, 1994(a).
- MANDEL, M.: Process of sterilization of Foreign Capital Inflow in the Czech Republic. Prague Economic Papers 1994(b), č. 3, s. 217–230.
- ŠMÍDKOVÁ, K.: Účinnost měnové politiky a poptávka po penězích. Finance a úvěr, 1996, č. 8, s. 471–480.

SUMMARY

Inflow of Foreign Capital into the CR

Tomáš HOLUB – Komerční banka, a. s., Prague

This paper is an empirical analysis of the foreign capital inflow into the Czech Republic (excluding foreign direct investment) since 1993. The first section briefly describes the balance of payments developments; the remaining parts present an econometric analysis. The theory of uncovered interest-rate parity is used as a starting point for the formulation of the regression model.

The domestic and foreign interest rates proved to be the main explanatory variables of the capital inflow. There were some indications that inflow had been more sensitive to changes of foreign interest rates than to changes in domestic interest rates. Other explanatory variables, such as the exchange rate, international rating or current account deficit, were not statistically significant.

In the past the inflow of foreign capital has represented a serious constraint to monetary policy. The Czech National Bank, therefore, widened the exchange-rate fluctuation band in February 1996. The increased exchange-rate risk had an immediate and strong impact on the foreign capital inflow in the first quarter of 1996. It should also benefit the autonomy of the monetary policy in the longer run, as investors will now increasingly need take into account not only the interest rates but also the potential changes in the exchange rate.