

Vydává Fakulta sociálních věd Univerzity Karlovy v Praze ve spolupráci s Českou národní bankou a Ministerstvem financí ČR ve vydavatelsví Economia, a. s., Praha

© Fakulta sociálních věd UK Praha

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: Doc. Ing. Zdeněk Tůma, CSc.

Výkonná

redaktorka: Mgr. Renata Nováková

Publishers: Faculty of Social Sciences, Charles University, Prague, in Cooperation with the Czech National Bank and the Ministry of Finance of the CR in Publishing House Economica, Prague

© Faculty of Social Sciences, Charles University, Prague

Editor's Office: Vinohradská 49
120 74 Prague 2
Czech Republic

Editor in Chief: Zdeněk Tůma

Obsah

Eva TOŠOVSKÁ: Finanční zajištění právní odpovědnosti podnikatelských subjektů za ekologické škody345

Vladimír TOMŠÍK: Výzkum kompenzačního koeficientu v podmínkách ČR v l. 1993–96357

Josef JÍLEK: Úrokový a kapitálový výnos dluhopisů380

Informace

Barbora SLINTÁKOVÁ: 4. ročník konference „Teoretické a praktické aspekty veřejných financí“391

Daňové judikáty

Výběr ze soudních rozhodnutí ve věcech daní č. 8–10/98393

Contents

Eva TOŠOVSKÁ: Financial Security of Corporations' Liability for Environmental Damages345

Vladimír TOMŠÍK: Offset Coefficient for the CR, 1993–96357

Josef JÍLEK: Interest and Capital Yield of Bonds380

Information

Barbora SLINTÁKOVÁ: The Fourth Conference on Theoretical and Practical Issues on Public Finance391

Tax Judicial Decisions

Abstract from Court Decisions Concerning Taxation No 8–10/98393

*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**.*

Ediční kruh: Doc. Ing. Aleš Bulíř, MSc., CSc., Ing. Petr Dvořák, Ing. Věra Kameníčková, CSc., Prof. Ing. Michal Mejstřík, CSc., Ing. Karel Půlpán, CSc., Ing. Ondřej Schneider, MPhil., Ing. Miroslav Singer, PhD., Mgr. Kateřina Šmídková, Doc. Ing. Zdeněk Tůma, CSc. (předseda), Doc. Ing. Miloslav Vošvrda, CSc.

Redakční rada: Doc. Ing. Aleš Bulíř, MSc., CSc., Ing. Petr Dvořák, Gabriel Eichler, Ing. Michaela Erbenová, PhD., Ing. Milena Horčicová, CSc., Ing. Miroslav Hrnčíř, DrSc., Prof. Ing. Kamil Janáček, CSc., Ing. Tomáš Ježek, CSc., Ing. Jiří Jonáš, Ing. Jan Kláček, CSc., Ing. Pavel Kysilka, CSc., Ing. Ivan Kočárník, CSc. (předseda), Ing. Jiří Kunert, Prof. Ing. Michal Mejstřík, CSc., Ing. Jan Mládek, CSc., Prof. Ing. Lubomír Mlčoch, CSc., Ing. Jiří Pospíšil, Doc. Ing. Zbyněk Revenda, CSc., Ing. Pavel Štěpánek, CSc., Doc. Ing. František Turnovec, CSc., Doc. Ing. Zdeněk Tůma, CSc., Prof. Dr. František Vencovský, Prof. Ing. Karol Vlachynský, CSc.

Výzkum kompenzačního koeficientu v podmínkách ČR v letech 1993–1996

Vladimír TOMŠÍK*

Úvod

Příliv zahraničního kapitálu do České republiky a jeho dopad na měnové agregáty v ČR v období 1993–1996 způsobil nekonzistenci režimu pevného nominálního kurzu a snahu kontrolovat vývoj měnové báze a měnové zásoby. Přírůstek peněžní zásoby ΔM , vyjádřený jednoduchou účetní identitou

$$\Delta M = \Delta NDA + \Delta NFA$$

je dán součtem přírůstků čistých domácích aktiv ΔNDA a přírůstků čistých zahraničních aktiv ΔNFA celé bankovní soustavy. Tuto identitu nelze popřít, sterilizací zahraničního kapitálu lze však docílit toho, aby se vysoký přírůstek čistých zahraničních aktiv (způsobený přílivem zahraničního kapitálu – v roce 1995 podíl kapitálového účtu platební bilance na HDP dosáhl výše 17,5 %) neprojevil v plné výši v přírůstku peněžní zásoby, a tím v tlaku na nadměrný růst cen. Sterilizace zahraničního kapitálu bude úspěšná v té míře, v jaké se podaří naplňovat rovnost – $\Delta NDA = \Delta NFA$.

Popis kompenzačního koeficientu

Monetární přístup k platební bilanci nastolil zásadní otázku, zda může země v systému pevných měnových kurzů získat kontrolu nad svou peněžní zásobou, tj. zda je schopna efektivně sterilizovat toky zahraničního kapitálu (projevující se ve změně devizových rezerv), nebo zda kompenzující kapitálové toky odsoudí monetární politiku k neúčinnosti. Empirická verifikace teorie monetárního přístupu k platební bilanci provedená v tomto výzkumu spočívá v kvantifikaci kompenzačního (offsetového) koeficientu. Tento koeficient měří podíl daného přírůstku složky čistých domácích aktiv, který je kompenzován ztrátou čistých zahraničních aktiv. Koeficient tedy odpovídá na otázku: *Jestliže bankovní soustava zvýší svůj úvěr o určitou částku (centrální banka zvýší sumu nově poskytnutých úvěrů), o jakou částku*

* Ing. Mgr. Vladimír Tomšík – katedra hospodářské politiky VŠE Praha

Autor děkuje doc. ing. Martinu Mandelovi, CSc., za cenné rady a připomínky, které významnou měrou obohatily tento výzkum.

skutečně vzroste měnová zásoba a jaká částka bude absorbována odlivem kapitálu (tj. poklesem čistých zahraničních aktiv – devizových rezerv)?

Kompenzační koeficient

1. vypovídá o míře kapitálové mobility,
2. vypovídá o míře autonomie monetární politiky,
3. empiricky verifikuje monetární přístup k teorii platební bilance.

Závěry monetárního modelu by měly být potvrzeny, pokud by se kompenzační koeficient rovnal -1 . V tomto případě by přírůstek domácího úvěru centrální banky o 1 Kč vedl, *ceteris paribus*, k poklesu devizových rezerv také o 1 Kč. Tato skutečnost by znamenala, že země má dokonalou mobilitu kapitálu a že v systému pevných kurzů je autonomie její monetární politiky nulová, neboť je zcela neutralizována platební bilancí. Potvrzení teorie při provádění empirických testů vyžaduje, aby $\text{offset} < 0$ a $|\text{offset}| \rightarrow 1$.

Analytická kostra modelu

$$\Delta M = \Delta NDA + \Delta NFA \quad (1)$$

$$\Delta NDA = \alpha_1 - \text{ste} \cdot \Delta NFA \quad (2)$$

$$\Delta NFA = \alpha_2 - \text{off} \cdot \Delta NDA \quad (3)$$

Rovnice (1) říká, že změna peněžní zásoby je dána součtem změn čistých domácích a zahraničních aktiv celého bankovního sektoru. Rovnice (2) říká, že přírůstek čistých domácích aktiv bankovního sektoru je dán jejich autonomní složkou α_1 minus sterilizovaná část změny čistých zahraničních aktiv (kde *ste* je koeficient sterilizace). Rovnice (3) říká, že změna čistých zahraničních aktiv je dána autonomní složkou α_2 (autonomní změna platební bilance) minus efekt sterilizace: snížení čistých domácích aktiv v důsledku sterilizace povede k dalšímu růstu *NFA*, a to v rozsahu daném kompenzačním koeficientem *off*.

Jak je uvedeno výše, existují zde dva faktory, které působí simultánně (je mezi nimi vzájemná závislost). Simultánní proměnné se v modelu chovají jak jako nezávisle proměnná, tak i jako závisle proměnná. První proměnná je vývoj čistých domácích aktiv zkoumaný v závislosti na vývoji čistých zahraničních aktiv celé bankovní soustavy. Zde je nutné zdůraznit, že výzkum kompenzačního a sterilizačního koeficientu lze vést ve dvou rovinách. První možností je vést výzkum pouze v rovině závislosti změn čistých domácích aktiv a čistých zahraničních aktiv pouze centrální banky a změny měnové báze. Potom lze o rovnici (2) hovořit jako o reakční funkci centrální banky na peněžní trh. Ovšem za podmínky stabilního peněžního multiplikátoru (což bylo v podmínkách ČR v letech 1993–1996 téměř splněno – viz [Kodera – Mandel 1997]) lze tento výzkum podstatně rozšířit na zkoumání závislosti čistých domácích aktiv a čistých zahraničních aktiv celé bankovní soustavy a měnové zásoby (v českých podmínkách *M2*). Potom rovnice pro změnu *NDA* (rovnice 2) nemůže být interpretována jako reakční funkce centrální banky, ale jako behaviorální rovnice bankovního systému.

Druhou proměnnou je kapitálový tok, reagující kromě jiného (výše a změna zahraniční a domácí úrokové míry, očekávání změny kurzu) na důsledky vyvolané monetární autoritou na peněžním trhu. Příliv dodatečného zahraničního kapitálu, který je charakterizován velikostí kompenzačního koeficientu, má do určité míry sílu vyvážit opatření provedené centrální

emisní bankou (CEB) na peněžním trhu. Jestliže existuje vysoká kapitálová mobilita, nemůže být monetární politika v dané zemi restriktivnější než monetární politika v zahraničí, poněvadž by do země začal plynout zahraniční kapitál, který by kompenzoval restriktivnost dané měnové politiky.

Behaviorální rovnice bankovního systému (sterilizační koeficient)

Předpokládejme, že ČNB používala následující monetární pravidlo žádoucího stabilního růstu měnové zásoby, které je odvozeno z implicitní funkce poptávky po penězích: $M \cdot V = P \cdot GDP$. Tato myšlenka vychází z monetárního programu ČNB, ve kterém je vždy žádoucí změna $M2$ pro následující rok oznámena na základě očekávaného růstu HDP a očekávané inflace. Za podmínky relativně stabilního peněžního multiplikátoru pro $M2$ můžeme zapsat behaviorální rovnici bankovního systému ve tvaru:

$$\Delta NDA = \Delta Target - ste \cdot \Delta NFA \quad (4)$$

Jestliže $ste = 0$, pak se ČNB o sterilizaci připlýnulého zahraničního kapitálu nepokouší. Jestliže $ste = 1$, pak je ČNB v prováděné sterilizaci zahraničního kapitálu plně úspěšná a růst měnové zásoby bude přesně takový, jaký je požadován v měnovém programu.

Kompenzační koeficient

Abychom charakterizovali druhý důležitý koeficient v modelu, pokusíme se odhadnout determinanty čisté změny zahraničních aktiv v bilanci celé bankovní soustavy. Standardně je tato závislost v ekonomické literatuře¹ popisována rovnicí:

$$\Delta NFA = TB + b_0 - b_1 \cdot \Delta IR_f + b_2 \cdot \Delta Y_{DISP} - off \cdot \Delta NDA \quad (5)$$

kde TB je saldo výkonové bilance, b_0 exogenní (autonomní) příliv zahraničního kapitálu, ΔIR_f změna zahraniční úrokové míry, ΔY_{DISP} je změna disponibilního důchodu domácností a ΔNDA reprezentuje vývoj na domácím peněžním trhu přes změnu čistých domácích aktiv.

Jestliže změna čistých domácích aktiv je rozhodující faktor pro změnu NFA , nalezneme kompenzační koeficient off statisticky významně odlišný od nuly. To má za následek, že při významné monetární restrikci (pokles NDA) vzroste atraktivita domácích aktiv pro zahraniční investory přes růst domácí úrokové míry nebo nabídkou nízkorizikových vládních cenných papírů či cenných papírů CEB, které stlačují NDA . Zahraniční kapitál tak může být přilákan vidinou rostoucího úrokového diferenciálu nebo poptávkou po domácích bezrizikových cenných papírech, které jsou však také poptávány díky úrokovému diferenciálu. Jestliže se kompenzační koeficient off rovná nule, politika ČNB nevyvolává dodatečný příliv zahraničního ka-

¹ Podrobněji se lze s rovnicí vyjadřující determinanty změny zahraničních aktiv seznámit v literatuře [Argy – Kouri 1974], [Branson 1968, 1970], [Ettlin – Lybeck 1976, 1979], [Genberg 1976], [Johnson 1976], [Kouri 1975], [Magee 1976].

pitálu. Jestliže *off* je různý od nuly, vzájemný vztah mezi přílivem dodatečného zahraničního kapitálu a monetární politikou je následující: původní (exogenně) daný přítok zahraničního kapitálu ve výši x bude pro ČNB za podmínky úplné sterilizace znamenat prodej jejích cenných papírů ve výši x jednotek. Nicméně tyto cenné papíry vyvolají dodatečný příliv zahraničního kapitálu ve výši $off \cdot x$ jednotek. Vzhledem ke své sterilizační politice musí ČNB ve druhém kole sterilizace opět prodat své cenné papíry ve výši $off \cdot x$ jednotek. Po určité době celý proces konverguje k prodeji cenných papírů (tj. sterilizaci) ve výši $x/(1 - off)$ jednotek. Tento proces znamená, že *pokud se absolutní hodnota kompenzačního koeficientu blíží k jedné, pak výraz $x/(1 - off)$ se blíží k nekonečnu, a tudíž jakákoliv změna měnové báze a měnové zásoby je zcela vykompenzována přílivem zahraničního kapitálu a proces sterilizace je nekonečný. A takto také zde budeme definovat ztrátu autonomie² monetární politiky, tj.: jakákoliv změna čistých domácích aktiv v bilanci ČNB bude plně kompenzována dodatečným přílivem zahraničního kapitálu.* Tímto se celý výzkum autonomie monetární politiky České republiky pokusíme převést na testování sterilizačního a kompenzačního koeficientu.

Základní modely sterilizačního a kompenzačního koeficientu

Obecný model změny NFA

$$\Delta NFA = b_0 + b_1 \cdot (\Delta IR - \Delta IR_f) + b_2 \cdot \Delta Y_{DISP} + b_3 \cdot TB - off \cdot \Delta NDA + u \quad (6)$$

kde: ΔNFA ... změna čistých zahraničních aktiv (net foreign assets)

ΔNDA ... změna čistých domácích aktiv (net domestic assets)

IR ... domácí úroková míra

IR_f ... zahraniční úroková míra

Y_{DISP} ... disponibilní důchod domácností v domácí ekonomice

TB ... saldo obchodní bilance

u ... náhodná složka (reziduum, šumy)

V tomto modelu se dá očekávat multikolinearita, tj. vzájemná korelace dvou vysvětlujících proměnných – vztah mezi změnou domácí úrokové sazby a změnou čistých domácích aktiv. Proto uvedený model redukuje na tvar, ve kterém není domácí úroková míra:

$$\Delta NFA = b_0 - b_1 \cdot \Delta IR_f + b_2 \cdot \Delta Y_{DISP} + b_3 \cdot TB - off \cdot \Delta NDA + u \quad (7a)$$

Změna čistých zahraničních aktiv (příliv zahraničního kapitálu, ΔNFA) v obecném modelu závisí na změně čistých domácích aktiv (ΔNDA); na změně zahraniční úrokové míry (ΔIR_f)³ – jejíž růst znamená odrazení přílivu zahraničního kapitálu do země z důvodu možnosti vyššího výnosu v zahraničí; na změně disponibilního důchodu domácností (ΔY_{DISP}) – který v modelu zastupuje změnu hrubého domácího produktu, jehož růst znamená zvýšení transakční poptávky po penězích, která v duchu monetárního modelu musí být uspokojena přílivem zahraničního kapitálu (pokud je domácí

² Autonomií národní banky nebudeme rozumět politickou nezávislost centrální banky na vládě, ale ekonomickou nezávislost centrální banky ve smyslu možnosti určit výši peněžní zásoby a úrokových sazeb bez ohledu na vývoj platební bilance.

nabídka peněz držena na fixní úrovni); a na stavu obchodní bilance (*TB*) – jejíž přebytek znamená zvýšení nabídky deviz na daném devizovém trhu, který při pevném měnovém kurzu musí domácí centrální banka skoupit do svých devizových rezerv, tj. dojde k růstu čistých zahraničních aktiv.

Disponibilní důchod domácností je proměnná zachycující poptávku po penězích. Tento disponibilní důchod nahradil HDP (*GDP*); ten se dostal do rovnice z kvantitativní rovnice směny, jež je jednou z rovnic systému, z kterého jsme rovnici ΔNFA získali. Tento disponibilní důchod domácností používáme z toho důvodu, že:

- příjem (spotřeba) koreluje s HDP, ale v krátkém období zde rovnost není,
- disponibilní důchod měl ve zkoumaném období větší dynamiku než HDP,
- zachycuje transformační změny:
 - otevírání ekonomiky;
 - nárůst finančních transakcí (příjem zahrnuje i výnosy z kuponové privatizace);
 - dopady institucionálních šoků (spotřeba poklesla v období měnové odluky).

Mechanismus, přes který zvýšení disponibilního důchodu působí na změnu čistých zahraničních aktiv, je následující: vyšší růst Y_{DISP} (tj. růst HDP) (*ceteris paribus*) zvýší poptávku po penězích a následné zvýšení domácích úrokových měr (při předpokládané neměnnosti ostatních položek) způsobí zvýšení čistých zahraničních aktiv.

Do modelu by bylo vhodné zabudovat ještě parametr zohledňující očekávání vývoje měnového kurzu, protože očekávání změny měnového kurzu jsou jedním z klíčových parametrů pro příliv zahraničního kapitálu. Avšak vzhledem k tomu, že ve zkoumaném období (leden 1993–únor 1996) kreditní kurzové pásmo implikovalo nulová očekávání změny měnového kurzu a po rozšíření oscilačního pásma kurzu (únor 1996) nedošlo k žádným silným tlakům na změnu kurzu, tento parametr jsme vypustili. Navíc některé již dříve provedené výzkumy zahrnuly do modelu vývoj a změnu kurzu jako dummy proměnnou, ale tato proměnná se většinou ukázala jako statisticky nevýznamná [Šmídková 1997]:

$$\Delta NDA = \Delta Target - ste \cdot \Delta NFA + v \quad (7b)$$

Změna čistých domácích aktiv (úvěrová expanze centrální banky ΔNDA) v obecném modelu je dána zamýšlenou změnou měnové zásoby v měnovém programu CEB ($\Delta Target$) a přílivem zahraničního kapitálu (ΔNFA).

Bransonův model

Tento model je reprezentantem portfoliového přístupu k platební bilanci; byl vyvinut W. H. Bransonem v roce 1968 [Branson 1968]⁴. Základní myš-

³ Zde je vhodné podotknout, že toky zahraničního kapitálu nezávisí pouze na změně domácích a zahraničních úrokových mír, ale i na rozdílu jejich absolutních hodnot (za podmínky absence očekávání kurzových změn). Dokonce lze souhlasit s tvrzením, že příliv zahraničního kapitálu do ČR byl z velké části motivován právě vysokými úrokovými sazbami oproti zahraničním úrokovým sazbám, a ne jejich změnou. Poněvadž však obecná rovnice změn *NFA* popisuje souvislosti mezi prvními diferencemi zkoumaných veličin, omezíme se ve výzkumu pouze na faktor změn úrokových sazeb, a ne na jejich absolutní výši. Navíc takto se postupuje ve většině standardních modelů výzkumu kompenzačního koeficientu.

lenkou tohoto přístupu je, že příliv zahraničního kapitálu je reakcí na změny v úrokovém diferenciálu, a ne pouze na hladiny úrokových sazeb v daných zemích. Nejstriktnější verzí portfoliového přístupu odhadujícího změnu čistých zahraničních aktiv lze zapsat ve tvaru:

$$\Delta NFA = b_0 + b_1 \Delta IR \cdot W - b_2 \Delta IR_f \cdot W + b_3 (IR - IR_f) \cdot \Delta W - b_4 (IR - IR_f) \Delta W_f - \text{off} \cdot \Delta NDA + u \quad (8)$$

kde: W ... veličina zachycující domácí bohatství

W_f ... veličina zachycující bohatství zahraničních subjektů

Branson tento model přidáním některých vysvětlujících proměnných rozšířil do tří možných regresních rovnic vyjadřujících změnu čistých zahraničních aktiv:

a) Přidáním vysvětlující proměnné ΔCAB , vyjadřující změnu celkového běžného účtu (model Branson I):

$$\Delta NFA = b_0 + b_1 \Delta IR \cdot GDPbc - b_2 \Delta IR_f \cdot GDPbc + b_5 \Delta CAB - \text{off} \cdot \Delta NDA + u \quad (9)$$

kde: $GDPbc$... nominální HDP (běžné ceny) zde nahradil veličinu zachycující domácí bohatství.

Příliv zahraničního kapitálu (ΔNFA) je vysvětlen v závislosti nejen na změně čistých domácích aktiv (ΔNDA), ale i na změně výnosu z bohatství v domácí ekonomice ($\Delta IR \cdot GDPbc$), na změně výnosu domácího bohatství v případě, že by se toto bohatství investovalo do zahraničí ($\Delta IR_f \cdot GDPbc$), a na změně stavu běžného účtu (ΔCAB). Růst výnosu z bohatství v dané zemi bude znamenat za jinak neměnných okolností přilákání zahraničního kapitálu do dané země, tj. mezi těmito dvěma veličinami je kladná závislost.

b) Další zvolenou vysvětlující proměnnou je důchodová rychlost oběhu peněz V definovaná jako $GDPbc/M2$ (model Branson II):

$$\Delta NFA = b_0 + b_1 \Delta IR \cdot GDPbc - b_2 \Delta IR_f \cdot GDPbc + b_5 \Delta CAB - b_7 \Delta (GDPbc/M2) - \text{off} \cdot \Delta NDA + u \quad (10)$$

Příliv zahraničního kapitálu (ΔNFA) v tomto modelu je vysvětlen nejen změnou čistých domácích aktiv (ΔNDA), změnou výnosu z bohatství v domácí ekonomice ($\Delta IR \cdot GDPbc$), změnou výnosu domácího bohatství za podmínky investování tohoto celkového bohatství do zahraničí ($\Delta IR_f \cdot GDPbc$) a změnou stavu běžného účtu (ΔCAB), ale i změnou důchodové rychlosti obrátu peněžní jednotky ($\Delta GDPbc/M2$), jejíž růst bude znamenat uspokojení poptávky po penězích menším množstvím peněz v oběhu, tj. nebude nutné nedostatečnou nabídku peněz z domácích zdrojů nahrazovat přílivem zahraničního kapitálu.

⁴ Později doplněno v [Branson 1970].

c) Poslední vysvětlující proměnnou je změna nominálního HDP, tj. ΔGDP_{bc} (model Branson III):

$$\Delta NFA = b_0 + b_1 \Delta IR \cdot GDP_{bc} - b_2 \Delta IR_f \cdot GDP_{bc} + b_5 \Delta CAB + b_6 \Delta GDP_{bc} - off \cdot \Delta NDA + u \quad (11)$$

Změna čistých zahraničních aktiv (ΔNFA) v tomto modelu je popisována v závislosti na změně čistých domácích aktiv (ΔNDA), změně výnosu z bohatství v domácí ekonomice ($\Delta IR \cdot GDP_{bc}$), změně výnosu domácího bohatství – opět za podmínky investování tohoto celkového bohatství do zahraničí ($\Delta IR_f \cdot GDP_{bc}$), změně stavu běžného účtu (ΔCAB) a v neposlední řadě je vysvětlována i změnou domácího bohatství – v tomto modelu zastoupeného změnou hrubého domácího produktu (ΔGDP_{bc}). Růst domácího bohatství (ΔGDP_{bc}) znamená zvýšení transakční poptávky po penězích, která při neměnné domácí nabídce peněz bude v duchu monetárního modelu znamenat zvýšení přílivu zahraničního kapitálu, tj. růst ΔNFA .

Lybeckův model

Lybeckův model [Lybeck 1975]⁵ je rozšiřující verzí portfoliového modelu. Tento model bere v úvahu instituce, které jsou schopné zavádět v ekonomice určitou rigiditu. Konkrétně model počítá s úlohou centrální emisní banky, která má určitou kontrolu nad měnovou zásobou a domácími úvěry navzdory pevnému měnovému kurzu. Linií mezi peněžním trhem a monetární politikou na jedné straně a reálnou poptávkou po penězích na straně druhé je poptávka po úvěrech, která ale může být kompenzována buď přílivem zahraničního kapitálu, nebo tím, že skutečné tempo růstu měnové zásoby překročí tempo predikované v měnovém programu centrální banky.

Lybeck takto do modelu přidává proměnnou ABL , což je rozdíl skutečného růstu měnové zásoby nad předpovězeným růstem v měnovém programu centrální banky. Poslední vysvětlující proměnnou, kterou autor do modelu přidal, je čistý příliv přímých zahraničních investic FDI :

$$\Delta NFA = b_0 + b_1 \cdot (\Delta IR - \Delta IR_f) \cdot GDP_{bc} - b_5 \Delta CAB + b_6 \Delta GDP_{bc} - b_8 ABL - b_9 FDI + off \cdot \Delta NDA + u \quad (12)$$

Příliv zahraničního kapitálu (ΔNFA) je v Lybeckově modelu interpretován jako ekonomická veličina vyvíjející se v závislosti na změně čistých domácích aktiv (ΔNDA), na změně výnosu z bohatství plynoucího ze změny úrokového diferenciálu ($\{\Delta IR - \Delta IR_f\} \cdot GDP_{bc}$), na změně stavu běžného účtu (ΔCAB), na změně domácího bohatství – v tomto modelu opět zastoupeného hrubým domácím produktem v běžných cenách (ΔGDP_{bc}), na rozdílu skutečné nabídky peněz od predikované centrální bankou v měnovém programu (ABL) a nakonec na přílivu přímých zahraničních investic (FDI). Překročení skutečné nabídky peněz od predikované centrální bankou se odrazí v dané ekonomice v převýšení nabídky peněz nad její poptávkou a v souladu s monetárním přístupem k teorii platební bilance to povede k poklesu

⁵ dále rozvinuto v [Lybeck 1977]

přílivu zahraničního kapitálu, protože v ekonomice nebude třeba krýt poptávku po penězích zdroji ze zahraničí (matematická závislost je vyjádřena znaménkem minus). Naopak, závislost mezi přímými zahraničními investicemi a změnou NFA musí být kladná, protože přímé investice jsou vlastně jedna z forem přílivu zahraničního kapitálu, a tím i růstu ΔNFA .

Kouriho model

Tento model [Kouri 1975]⁶ již plně reprezentuje monetární přístup k platební bilanci. Teorie monetárního přístupu zdůrazňuje, že při pevných měnových kurzech jsou domácí a zahraniční finanční aktiva dokonale substituovatelná. Potom změna devizových rezerv vyvolaná přílivem zahraničního kapitálu způsobí nerovnováhu v platební bilanci, která bude mít za následek změnu v čistých domácích aktivech, přesněji v měnové bázi. Hlavní důvod pro vysvětlení přebytku či deficitu platební bilance je spatřován v kompenzaci nadměrné poptávky po domácích penězích či jejich nadměrné nabídky.

Kouriho model lze zapsat:

$$\Delta NFA = b_0 + b_1(CAB + FDI + FGOV) - b_2\Delta IR_f + b_3\Delta GDP_{bc} - \text{off} \cdot \Delta(NDA - RRES) + u \quad (13)$$

kde: FDI , $FGOV$... příliv zahraničního kapitálu ve formě přímých investic a vládních půjček

$NDA - RRES$... čistá domácí aktiva CEB snížena o povinné minimální rezervy komerčních bank

V tomto modelu ΔGDP_{bc} reprezentuje poptávku po penězích, ΔNDA nabídku peněz z domácích zdrojů a $(CAB + FDI + FGOV)$ nabídku peněz ze zahraničních zdrojů.

Příliv zahraničního kapitálu (ΔNFA) je zde vysvětlen v závislosti nejen na změně čistých domácích aktiv snížených o povinné minimální rezervy komerčních bank ($\Delta NDA - RRES$), ale i na stavu běžného účtu a přílivu zahraničních investic ($CAB + FDI$, saldo základní bilance celkové platební bilance), dále pak na změně zahraniční úrokové míry (ΔIR_f) a na změně domácího bohatství, opět reprezentovaného změnou hrubého domácího produktu (ΔGDP_{bc}).

Kouriho model pro výpočet kompenzačního koeficientu vhodně používá změnu čistých domácích aktiv snížených o povinné minimální rezervy komerčních bank. Použití této proměnné je vhodnější, poněvadž centrální banka může proces sterilizace zahraničního kapitálu provádět dvěma způsoby:

- a) vydáváním cenných papírů (ΔNDA),
- b) zvýšením povinných minimálních rezerv ($\Delta RRES$).

Při sterilizaci použitím obou dvou nástrojů by kompenzační koeficient závislosti ΔNFA vyjádřen jen vzhledem k ΔNDA vyšel velice vysoký a celkový model by prokázal neúčinnost sterilizace. Proto je nutné tento problém rozložit na oba nástroje sterilizace (ΔNDA a $\Delta RRES$) a snažit se ukázat skutečnou účinnost či neúčinnost prováděné sterilizační politiky v České republice.

⁶ Citovaný článek je doplněnou verzí článku [Kouri – Porter 1974].

Dále v modelu dochází ke sloučení dvou vysvětlujících proměnných (*CAB*, *FDI*), protože Kouriho model zkoumá závislost změny *NFA* na saldu základní bilance v celkové platební bilanci. K zařazení položky přímých investic k stavu běžného účtu došlo z toho důvodu, že pohyb přímých investic vede k trvalému přerozdělení zdrojů mezi národní ekonomikou a zahraničím, a dále proto, že je možné vzájemné kompenzování přebytků (schodků) běžného účtu s deficity (přebytky) bilance pohybu dlouhodobého kapitálu (přímých investic); to se pak neodrazí v nabídce a poptávce deviz na devizovém trhu, a tudíž se toto neprojeví ani na trhu peněz, což je základní podmínka monetárního modelu pro vyvolání toků zahraničního kapitálu.

Jestliže bankovní soustava domácí ekonomiky bude reagovat na připlýnulý zahraniční kapitál sterilizací, je nutné tento model rozšířit o behaviorální rovnici bankovní soustavy:

$$\Delta(NDA - RRES) = c_0 + c_1 \Delta Target + c_2(CAB + FDI + FGOV) - ste \cdot \Delta NFA + v \quad (14)$$

kde: *Target*... lineární trend žádoucí míry růstu zásob peněz v ekonomice

Změna čistých domácích aktiv snížených o povinné minimální rezervy ($\Delta(NDA - RRES)$) v Kouriho modelu je dána změnou čistých zahraničních aktiv (ΔNFA), dále pak stavem salda základní bilance ($CAB + FDI$) a nakonec zamýšlenou změnou měnové zásoby v měnovém programu *CEB* ($\Delta Target$).

V roce 1977 Frantianni přidal do behaviorální rovnice bankovního systému ještě jednu vysvětlující proměnnou, ΔGPD , reprezentující změnu v celkové veřejném dluhu. Přidání této proměnné do rovnice má svoji logiku především v tom, že veřejný dluh může být profinancován monetizací, tj. „tiskem peněz“, což se odrazí ve vysvětlované proměnné $\Delta(NDA - RRES)$. Tato vysvětlující proměnná bude přidána v následujícím modelu.

Genbergův model

V tomto modelu [Genberg 1976] je vysvětlována proměnná ΔNFA uvažována ve tvaru procentní změny devizových rezerv upravených o podíl devizových rezerv na celkovém aktivu bank. Autor dále v modelu rozložil nominální HDP_{bc} v běžných cenách na reálný HDP_{sc} (GDP_{sc}) a deflátor HDP ($PGDP$). Navíc, oproti Kouriho modelu, si autor všímá pouze domácího peněžního trhu; proto v modelu používá domácí úrokovou míru IR a zahraniční IR_f vypustil.

Abychom mohli tento model porovnávat s ostatními, vysvětlované proměnné jsme převedli do absolutních změn:

$$\Delta NFA = b_0 + b_1(CAB + FDI + FGOV) + b_5 \Delta rr \cdot M2 + b_7 \Delta IR + b_8 \Delta GDP_{sc} + b_9 \Delta PGDP - off \cdot \Delta NDA + u \quad (15)$$

kde: *rr*... míra minimálních povinných rezerv

GDP_{sc}... reálný HDP

PGDP... deflátor HDP

Příliv zahraničního kapitálu (ΔNFA) je v Genbergově modelu interpretován jako ekonomická veličina vyvíjející se v závislosti nejen na změně čistých

domácích aktiv (ΔNDA), ale i na stavu salda základní bilance ($CAB + FDI$), na změně stavu povinných minimálních rezerv, které jsou tentokrát vyjádřeny součinem změny míry povinných minimálních rezerv a peněžní zásoby ($\Delta rr \cdot M2$), na změně domácí úrokové sazby (ΔIR), na změně domácího bohatství, v tomto modelu zastoupeného hrubým domácím produktem (ΔGDP_{sc}), a konečně na změně deflátoru hrubého domácího produktu ($\Delta PGDP$).

Růst míry povinných minimálních rezerv rr (vynásobený stavem měnové zásoby $M2$ v dané ekonomice) znamená nastolení restriktivní měnové politiky, což se projeví převisem poptávky po penězích nad její nabídkou. Tento přebytek poptávky po penězích začne být uspokojován ze zahraničních zdrojů, vztah mezi ΔNFA a $\Delta rr \cdot M2$ bude vyjádřen kladnou statistickou závislostí. Podobná kauzalita je i u deflátoru HDP, kdy při růstu cenové hladiny roste transakční poptávka po penězích, která při neměnné nabídce peněz v domácí ekonomice musí být v duchu monetárního přístupu uspokojena přílivem kapitálu ze zahraničí (kladná statistická závislost znázorněna znaménkem plus).

$$\Delta NDA = c + c_1(CAB + FDI + FGOV) + c_5\Delta GPD - ste \cdot \Delta NFA + v \quad (16)$$

kde: ΔGPD ... změna hrubého veřejného dluhu

Změna čistých domácích aktiv (úvěrová expanze bank, ΔNDA) v Genbergově modelu je určována saldem základní bilance celkové platební bilance ($CAB + FDI$), změnou hrubého veřejného dluhu (ΔGPD) a přílivem zahraničního kapitálu (ΔNFA). Do modelu je zahrnuta nová vysvětlující proměnná – změna hrubého veřejného dluhu (ΔGPD); jeho růst znamená expanzivní fiskální politiku, která znamená skrytou úvěrovou expanzi v domácí ekonomice; v modelu tudíž musí být kladná závislost mezi ΔNDA a ΔGPD (statistická závislost vyjádřena znaménkem plus).

Ekonometrické procedury

U modelů, které jsou charakterizovány pouze jednorovnicovým systémem (nebo je lze na tento jednorovnicový systém převést), lze k výpočtu odhadů regresních parametrů u vysvětlujících proměnných použít metodu nejmenších čtverců (OLS – ordinary least squares). Tento postup lze uplatnit u portfoliového modelu a u obecného modelu při odhadu kompenzačního koeficientu, v němž není behaviorální rovnice bankovního systému.

Ve všech ostatních modelech, v nichž se behaviorální rovnice bankovního systému vyskytuje, budeme muset použít metodu dvoustupňových nejmenších čtverců (TSLS – two-stage least squares). Tato metoda odhadu parametrů jednotlivých strukturních rovnic se používá u simultánních modelů, kterým odpovídá i redukovaný dvourovnicový systém monetárního přístupu k teorii platební bilance. Metoda nejmenších čtverců je při odhadu strukturní rovnice touto technikou použita dvakrát. Nejprve k odhadu redukovaného tvaru odpovídajícího vysvětlujícím endogenním proměnným (ΔNFA , ΔNDA) v odhadované strukturní rovnici a v druhém stupni opakovaně k odhadu strukturních parametrů této rovnice. Model námi uvedených simultánních vztahů v monetárním přístupu k platební bilanci ve strukturním tvaru je z matematického hlediska úplný, neboť obsahuje dvě strukturní rovnice pro dvě endogenní proměnné. Základní myšlenka TSLS

TABULKA 1 Výzkum kompenzačního koeficientu v podmínkách ČR

autor	období	kompenzační koeficient
Frait	12/1991–8/1995	–0,45 až –0,65
Šmídková	10/1994–5/1995	–0,2 až –0,4
Šmídková	3/1993–10/1996	–0,21 až –0,28
Teja	2/1993–12/1994	–0,002 až –0,49

TABULKA 2 Výzkum kompenzačního koeficientu v ostatních zemích

autor	zkoumaná země	kompenzační koeficient	autor	zkoumaná země	kompenzační koeficient
Bean [1976]	Japonsko 1959–1970	–0,67	Kouri [1975]	Švédsko 1967–1975	–0,77
Genberg [1976] ^a	Švédsko 1959–1970	–1,11	Genberg [1976]	Švédsko 1967–1975	–0,73
Taylor [1990]	Velká Británie 1965–1971	–0,99	Genberg [1976] ^e	Švédsko 1967–1975	–1,54
Girton a Roper [1977] ^b	Kanada 1952–1974	–0,96	Genberg [1976] ^f	Švédsko 1967–1975	–1,01
Rasulo a Wilford [1980] ^c	Mexiko 1954–1974	–0,95	Genberg [1976] ^g	Švédsko 1967–1975	–0,76
Melitz a Sterdyniak [1979] ^d	Francie 1962–1974	–0,71			

poznámky: ^a metoda TSLS (two stage least squares)

^b Závislou proměnnou není změna devizových rezerv, ale tzv. tlak na devizovém trhu, který měří objem intervencí nutný k udržení cílovaného měnového kurzu.

^c Odhad je založen na srovnání relativních temp růstu poptávek po penězích a jejich nabídek mezi dvěma zeměmi.

^d odhad ze strukturálního modelu pomocí metody FIML (full information maximum likelihood)

^e metoda TSLS, ve druhém kroku při aplikaci metody nejmenších čtverců zavedena sezonní dummy proměnná

^f metoda TSLS, v obou krocích aplikace metody nejmenších čtverců zavedena sezonní dummy proměnná

^g metoda TSLS, bez zavedení sezonních dummy proměnných

spočívá v nahrazení vysvětlujících endogenních proměnných odhadované rovnice, které jsou v důsledku svého stochastického charakteru zkorelovány s náhodnými složkami ostatních strukturních rovnic soustavy, lineárními funkcemi všech predeterminovaných a náhodných proměnných modelu.

Výzkum kompenzačního koeficientu v podmínkách ČR

Účinností sterilizace přílivu zahraničního kapitálu, a tím i implikované autonomie monetární politiky v českých podmínkách se zabývaly celkem čtyři studie [Frait 1996a], [Šmídková 1995 a 1997] a [Teja 1995]. Jejich empirické odhady velikosti kompenzačního koeficientu se liší. Důvodem pro odlišnosti je zvolený ekonometrický přístup k odhadu koeficientu, který buď uvažuje pouze redukovaný jednorovnicový systém (podobně jako Bransonův a Lybeckův model), anebo pracuje s oběma simultánními rovnicemi sou-

časné (stejně jako obecný model, Kouriho a Genbergův model). Obecně platí, že první zmíněný postup produkuje odhady vychýlené směrem nahoru, takže kompenzační koeficient se jeví jako vysoký a monetární politika ČNB (především její sterilizační operace) jako poměrně neúčinná. Současný odhad dvou rovnic (ΔNFA i ΔNDA), který zachovává oboustrannou vzájemnou vazbu mezi přílivem zahraničního kapitálu a měnovou politikou, produkuje kompenzační koeficient nižší. Bere totiž v úvahu skutečnost, že pokles čistých domácích aktiv je nejen příčinou, ale také důsledkem spekulativního přílivu kapitálu.

Již zmíněné dosavadní výzkumy kompenzačního koeficientu v podmínkách ČR naznačovaly dostatečně velkou autonomii monetární politiky ČNB (především v období 1992–1994, tj. do období silného přílivu zahraničního kapitálu), která ovšem se zvětšujícím se přílivem kapitálu stále slábla.

Výsledky kompenzačního koeficientu v podmínkách ČR (*tabulka 1*) je možné porovnat s výsledky výzkumů kompenzačního koeficientu, které byly aplikovány ve standardních tržních ekonomikách (*tabulka 2*).

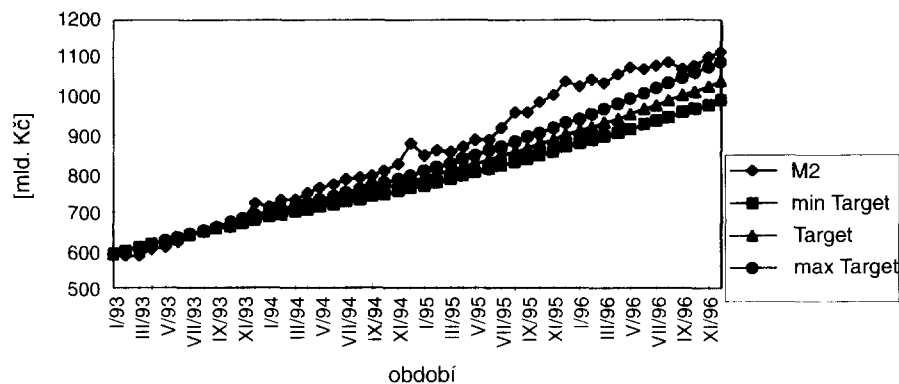
Vlastní výzkum kompenzačního koeficientu v podmínkách ČR v období 1993–1996

V prezentovaném výzkumu bylo provedeno značné množství odhadů pro období leden 1993–prosinec 1996 s měsíčními daty. Data o ΔNFA (změna čistých zahraničních aktiv), ΔNDA (změna čistých domácích aktiv) a $M2$ byly získány z bilance aktiv a pasiv celé bankovní soustavy (viz *grafy 1, 2 a 3*). Zahraniční úroková míra byla počítána na bázi měnového koše měnového kurzu, tj. ve složení 35 % 3měsíční LIBOR kótovaný na USD a 65 % 3měsíční LIBOR na DEM. Domácí úroková míra byla počítána z 3měsíční PRIBOR (*graf 4*). Cílovaná změna měnové zásoby $\Delta Target$ byla vzata z měnového programu ČNB. Všechny ostatní vysvětlující proměnné byly převzaty ze statistických údajů ČNB nebo ČSÚ, přičemž u všech bylo nutné sjednotit metodiku výpočtu:

1. Ukazatele bylo nutné přepočítat podle staré metodologie tak, jak byly vyjadřovány před změnou v roce 1995. Tato úprava se týkala především hrubého domácího produktu *GDP*, exportu, importu a salda obchodní bilance *TB*.
2. Ukazatele vyjadřované ve stálých cenách bylo nutné vyjádřit ve stálých cenách stejného výchozího základu. Jako stejný bazický základ byly použity ceny roku 1984.

Výzkum kompenzačního koeficientu byl proveden v duchu několika modelů, které se liší svými vysvětlujícími (nezávislými) proměnnými. U každého modelu jsme prováděli vícenásobnou regresní analýzu s použitím různých časových období a s různými časovými zpožděními. Ve všech modelech se uvažovalo pouze se závislostí absolutních změn daných proměnných, což bylo nutné potvrdit či vyvrátit Durbinovými-Watsonovými statistikami závislosti nezpožděných a zpožděných absolutních změn daných proměnných. Pokud by Durbinova-Watsonova statistika vyšla statisticky nevýznamná pro jakékoliv zpoždění (včetně nulového zpoždění) absolutních změn daných proměnných, museli bychom v modelech uvažovat ne absolutní změny proměnných, ale jejich relativní změny (procentní přírůstky) nebo logaritmy jejich změn. Poněvadž však Durbinova-Watsonova statistika pro některá zpoždění absolutních změn (ale ne pro všechna, což je správné) vyšla vý-

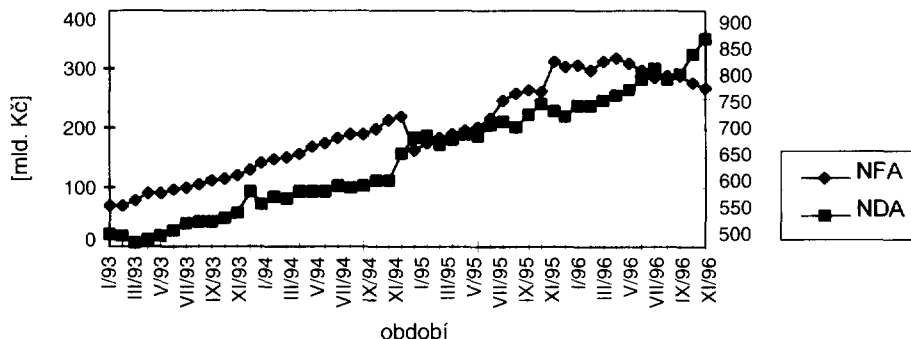
GRAF 1 Vývoj skutečné měnové zásoby M2 a predikované M2 (Target)



poznámka: Řada M2 ukazuje skutečný vývoj peněžní zásoby. Koridor mezi *maxTarget* a *minTarget* vymezuje cílový růst peněžní zásoby podle měnových programů (tj. 1993: 15–17 %, 1994: 12–15 %, 1995: 14–17 % a 1996: 14–17 %). *Target* je odvozen jako střed koridoru.

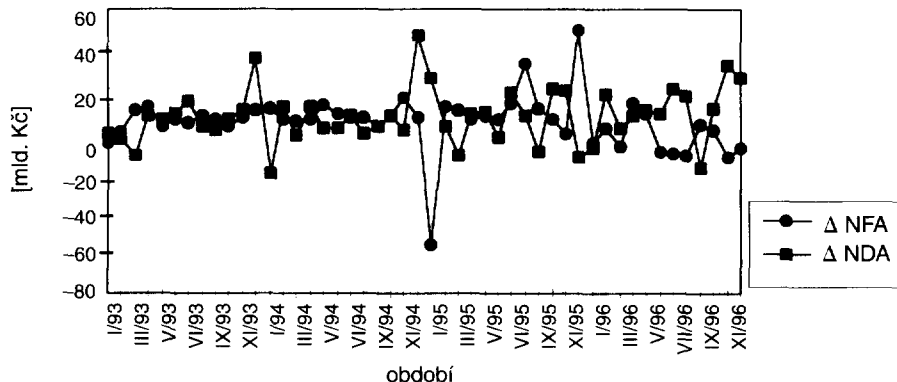
pramen: ČNB

GRAF 2 Vývoj čistých zahraničních a domácích aktiv



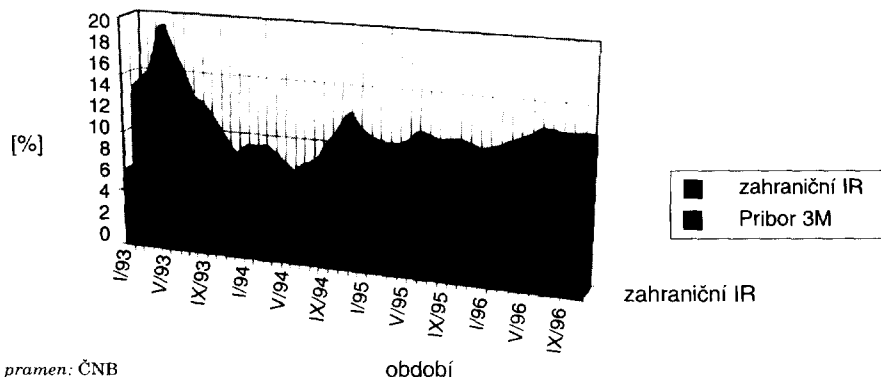
pramen: ČNB

GRAF 3 Změna čistých zahraničních a domácích aktiv



pramen: ČNB

GRAF 4 Vývoj domácí a zahraniční úrokové míry



znamná, bylo možné zařadit do modelů absolutní změny (přírůstky) proměnných.

Další věcí, které je u ekonometrických výzkumů nutné si všimnout, je platnost homoskedasticity, tj. konstantnosti rozptylů. Homoskedasticita znamená, že rezidua (rozptyly) jednotlivých modelů budou ležet v určitém pásu a nebude u nich žádná pravidelnost, která by se dala popsat určitou funkcí. Testy homoskedasticity rozptylu jsme prováděli vždy přímo ve statistickém programu Statgraphics, a poněvadž vyšly příznivě, nebudeme se jimi v této ekonomické analýze dále zabývat.

Zvláštní pozornost zasluhuje proměnná *Target*, která významně ovlivňuje výsledky odhadů. Měnovou zásobu lze totiž konstruovat minimálně třemi způsoby (viz graf 1): (1) průměrná měnová zásoba jako měnová zásoba s bází leden 1993, která v každém roce 1993–1996 rostla tempem určeným středem cílového koridoru odvozeného z měnových programů (ve výpočtech označeno jako *Target*), (2) akomodativní měnová zásoba jako měnová zásoba, která v každém roce rostla maximálním tempem určeným cílovým koridorem měnového programu (*maxTarget*), a (3) neakomodativní měnová zásoba jako měnová zásoba, která v každém roce rostla minimálním tempem určeným cílovým koridorem měnového programu (*minTarget*). V dalším výzkumu jsme použili pouze proměnnou *Target*, která byla dána jako střed koridoru *maxTarget* a *minTarget*.

Výsledky výzkumu

Kompenzační koeficient

	1993–1996	1994–1996	1995–1996
obecný model	–0,52	–0,57	–0,72
model (rovnice)	1994–1995		1995–1996
Branson I	–0,71		–0,72
Branson II	–0,76		–0,83
Branson III	–0,74		–0,80
Lybeck	–0,66		–0,76
Kouri	–0,64		–0,70
Genberg	–0,57		–0,71

Sterilizační koeficient

	1993–1996	1994–1996	1995–1996
obecný model	-0,47	-0,51	-0,49
model (rovnice)	1994–1995		1995–1996
Kouri	-0,73		-0,53
Genberg	-0,40		-0,38

Obecný model změny NFA**(7a)**(Poznámka: V závorkách jsou uvedeny *t*-statistiky.)

$$93-96 \quad \Delta NFA = 7,68 + 8,23\Delta IR_f + 0,68\Delta Y_{DISP} + 0,14TB - 0,52\Delta NDA$$

(2,95) (0,63) (3,11) (0,47) (-3,57)

R^2 adjusted = 25 %, Dur.-Wat. stat. = 2,09, sig. lev. = 0,00
 pro zpoždění: $-0,22\Delta NDA_{-1}$, $0,25\Delta NDA_{-2}$, $0,01\Delta NDA_{-3}$
 (-1,45) (1,65) (0,06)

$$94-96 \quad \Delta NFA = 9,90 + 4,69\Delta IR_f + 0,79\Delta Y_{DISP} + 0,41TB - 0,57\Delta NDA$$

(2,42) (0,21) (2,27) (0,77) (-3,12)

R^2 adjusted = 26 %, Dur.-Wat. stat. = 2,27, sig. lev. = 0,00
 pro zpoždění: $-0,61\Delta NDA_{-1}$, $-0,61\Delta NDA_{-2}$, $-0,59\Delta NDA_{-3}$
 (-3,16) (-3,08) (-2,71)

$$95-96 \quad \Delta NFA = -0,93 - 28,04\Delta IR_f + 0,97\Delta Y_{DISP} - 0,42TB - 0,72\Delta NDA$$

(-0,07) (-0,70) (1,89) (-0,35) (-2,80)

R^2 adjusted = 31 %, Dur.-Wat. stat. = 1,81, sig. lev. = 0,01
 pro zpoždění: $-0,02\Delta NDA_{-1}$, $-0,13\Delta NDA_{-2}$, $-0,40\Delta NDA_{-3}$
 (-0,07) (-0,50) (-1,65)

Z prezentovaných výsledků lze vyvodit tyto závěry:

1. Uvedený model nedokáže dobře vysvětlit vývoj čistých zahraničních aktiv v ČR (nízké R^2 – max. 31 %, ale Durbinova-Watsonova statistika je významná – pohybuje se kolem hodnoty 2). Přesto lze říci, že se prokázala závislost změny *NFA* na změně *NDA*, tj. kompenzační koeficient je statisticky významný. Dále se ve všech zkoumaných obdobích prokázala závislost změny *NFA* na změně disponibilního důchodu domácností. Naopak se neprokázala závislost ΔNFA na změně zahraniční úrokové sazby ΔIR_f a stavu obchodní bilance (*TB*).

2. V některých obdobích vyšel koeficient u vysvětlující proměnné salda obchodní bilance <0 , což je v rozporu s teorií monetárního modelu. V duchu monetárního modelu vyrovnaní platební bilance by přebytek obchodní bilance měl způsobit na domácím devizovém trhu převis nabídky deviz nad poptávkou, na což by při pevném měnovém kurzu měla reagovat centrální banka skoupením této přebytečné nabídky deviz a zvýšením svých devizových rezerv (růst *NFA*) – kladná statistická závislost mezi *TB* a ΔNFA . Ano-

málie závislosti ΔNFA na TB , která se projevila tím, že koeficient u TB byl <0 , lze vysvětlit obrácenou kauzalitou: růst čistých zahraničních aktiv při vyrovnané bilanci celé bankovní soustavy vede k růstu měnové zásoby $M2$, která se projeví v růstu cen. Tento růst cen pak znamená reálné zhodnocení kurzu koruny a to vede k poklesu cenové konkurenceschopnosti českého zboží na zahraničních trzích a k zhoršení stavu obchodní bilance. Statistická závislost mezi ΔNFA a TB je pak vyjádřena znaménkem minus. Teoretické modely kompenzačního koeficientu a přílivu zahraničního kapitálu však zkoumají závislost ΔNFA na stavu obchodní bilance, ne opačně. Statisticko-ekonometrické programy bohužel zohledňují i zpětnou vazbu (tj. závislost TB na ΔNFA), která v případě našeho ekonometrického výzkumu převážila, a koeficient byl <0 . Poněvadž tato kauzalita ale neodpovídá myšlence modelu, je nutné vysvětlující proměnnou TB se znaménkem minus při interpretaci výsledků vynechat.

3. Zahnutí roku 1993 do výzkumu produkuje statisticky nevýznamný kompenzační koeficient. Z tohoto pohledu lze říci, že vysoký příliv zahraničního kapitálu v roce 1993 byl způsoben jinými exogenními faktory, než by bylo příznačné pro vysvětlení v duchu monetárního modelu jako reakce na prováděnou monetární restriktci na začátku roku 1993. Za exogenními faktory přílivu kapitálu lze spatřovat především rostoucí důvěru zahraničních investorů v českou ekonomiku, úpravy v devizovém zákoně a faktický vznik kapitálového trhu v ČR. Významnou úlohu na peněžním trhu dále sehrála měnová odluka, která byla provedena na počátku roku 1993 jako důsledek rozdělení ČSFR na dva samostatné státy; do daného výzkumu nesporně vnáší nestabilitu změny čistých domácích aktiv v roce 1993.

4. Absolutní hodnoty kompenzačního koeficientu dosáhly v období 1993–1994 výše 0,14, v období 1993–1995 0,60 a v období 1995–1996 0,72. Tento vývoj kompenzačního koeficientu prokázal domněnku, že na počátku období byl kompenzační koeficient (jeho absolutní hodnota) nízký, a tudíž ČNB měla svou autonomní monetární politiku. Z tohoto pohledu lze prováděnou sterilizaci v období 1993–1994 považovat za velmi úspěšnou. S postupem doby však kompenzační koeficient rostl a sterilizační politika se stávala neúčinnou, až kontraproduktivní. Česká národní banka ztrácela svou autonomii; částečně se tím prokázala platnost monetárního modelu v malé otevřené ekonomice, která je „price taker“ a má pevný nominální měnový kurz.

Obecný model změny NDA

(7b)

$$\begin{aligned} 93-96 \quad \Delta NDA = & 3,22 + 0,42\Delta Target - 0,47\Delta NFA \\ & (1,72) \quad (4,84) \quad (-4,13) \end{aligned}$$

R^2 adjusted = 40 %, Dur.-Wat. stat. = 1,91, sig. lev. = 0,00
pro zpoždění: $0,09\Delta NFA_{-1}$, $0,29\Delta NFA_{-2}$, $-0,00\Delta NFA_{-3}$
(0,70) (2,32) (-0,04)

$$\begin{aligned} 94-96 \quad \Delta NDA = & 3,22 + 0,43\Delta Target - 0,51\Delta NFA \\ & (1,58) \quad (4,96) \quad (-4,62) \end{aligned}$$

R^2 adjusted = 50 %, Dur.-Wat. stat. = 2,02, sig. lev. = 0,00
pro zpoždění: $-0,47\Delta NFA_{-1}$, $-0,51\Delta NFA_{-2}$, $-0,52\Delta NFA_{-3}$
(-3,86) (-4,37) (-4,58)

$$95-96 \quad \Delta NDA = 3,64 + 0,35\Delta Target - 0,49\Delta NFA$$

$$(1,34) \quad (3,01) \quad (4,04)$$

R^2 adjusted = 43 %, Dur.-Wat. stat. = 1,94, sig. lev. = 0,00
 pro zpoždění: $-0,10\Delta NFA_{-1}$, $0,10\Delta NFA_{-2}$, $-0,07\Delta NFA_{-3}$
 $(-0,59) \quad (0,59) \quad (0,67)$

Z prezentovaných výsledků lze odvodit podobný závěr jako u kompenzačního koeficientu:

1. Zahrnutí roku 1993 do výzkumu produkuje statisticky nevýznamný sterilizační koeficient.

2. Vývoj sterilizačního koeficientu byl v jednotlivých obdobích následující: v letech 1993–1995 $-0,49$; v letech 1994–1995 $-0,51$ a v období 1995–1996 $-0,49$. V celém období 1993–1996 sterilizační koeficient dosáhl výše $-0,47$ na 99% intervalu pravděpodobnosti odhadu. Výzkum ukázal, že vyvozování závěrů o autonomii monetární politiky České republiky a účinnosti sterilizace zahraničního kapitálu v letech 1993–1996 pomocí sterilizačního koeficientu při použití obecného modelu je nespolehlivé, protože sterilizační koeficient pro různá období dosahoval podobných výsledků.

Uvedené údaje ukazují, že s postupem času rostla absolutní hodnota kompenzačního koeficientu a naopak klesala absolutní hodnota sterilizačního koeficientu. Kompenzační koeficient v období 1995–1996 se pohyboval v intervalu $0,70-0,83$, tj. byl blízký 1, což implikuje klesající účinnost sterilizační politiky ČNB, a tím i pokles autonomie monetární politiky.

I když vychází relativně dobře vztah mezi změnou čistých zahraničních aktiv a změnou čistých domácích aktiv, přesto striktní použití zavedených zahraničních ekonometrických modelů výzkumu kompenzačního koeficientu a přílivu zahraničního kapitálu na podmínky České republiky vyšlo poměrně neuspokojivě. Výzkum prokázal, že aplikace již dříve vyvinutých ekonometrických modelů na data ČR v období transformace 1993–1996 produkuje špatné statistické odhady.

Závěr

ČR v období 1993–1996 byla vhodným předmětem empirického testování monetárního přístupu k platební bilanci, neboť ČR je malá otevřená země, která se chová jako „price taker“, dále držela pevný nominální měnový kurz a navíc dané období bylo charakterizováno trvalým přebytkem platební bilance a rostoucími devizovými rezervami. Pokusy provedené na údajích ČR za uvedené období však bohužel ukazují, že *v ČR zatím nemá příliš velký praktický smysl takové empirické odhady provádět*. Důvody jsou standardní:

- nízký počet pozorování (i když námi zkoumaná měsíční časová řada dosahovala délky 48 údajů, což je ze statistického pohledu dostatečně velký počet pozorování; avšak tím, že použijeme měsíční údaje místo čtvrtletních či ročních, zkoumané období 4 let neprodloužíme, jen získáme větší počet pozorování);
- nestabilita proměnných vzhledem k transformačním šokům;
- exogenní faktory jako měnová odluka, změna devizového zákona, privatizace, vznik kapitálového trhu, vysoká mezipodniková zadluženost, vysoká kapitálová náročnost, restrukturalizace podniků a odvětví aj.

To vede k tomu, že *výsledky z hlediska statistické významnosti mohou mít pouze určitý ilustrativní význam.*

Uvedený výzkum ukázal, že námi zvolený model vícenásobné regresní analýzy ne vždy dokázal dobře vysvětlit vývoj zahraničních aktiv v ČR (nízké R^2 adjusted). Přesto však lze říci, že se prokázala závislost změny *NFA* na změně *NDA* – statisticky významné hladiny významnosti (significant level) a Durbinovy-Watsonovy statistiky. Výše prokázaná závislost mezi *NFA* a *NDA* je velmi důležitá pro volbu správné hospodářské politiky, především pak nástrojů a cílů monetární politiky.

Prokázala se domněnka, že na počátku období byl kompenzační koeficient nízký, a ČNB tudíž mohla sterilizací zahraničního kapitálu zabránit nechtěnému růstu měnové zásoby nad růst stanovený v měnovém programu. Tato sterilizace znamenala udržení autonomie České národní banky a její měnové politiky, přičemž autonomie byla chápána jako možnost určit výši peněžní zásoby a úrokových sazeb bez ohledu na vývoj platební bilance.

S postupem doby kompenzační koeficient rostl a sterilizační politika se stávala neúčinnou, až kontraproduktivní. Česká národní banka ztrácela svou autonomii. V tomto období (konec roku 1995–1996) se sterilizace zahraničního kapitálu stávala velmi drahou a neplnila svou základní funkci, tj. snížení tlaku na růst měnové zásoby, a tím i snížení tlaku na růst cenové hladiny. Naopak, vysoké úrokové sazby způsobené vydáváním cenných papírů s vysokým úrokovým výnosem, které sloužily k sterilizaci, přitahovaly další zahraniční kapitál, který musel být znovu sterilizován. V této situaci ČNB musela ve své hospodářské politice začít hledat nová řešení.

Toto řešení přišlo 28. února 1996 v podobě rozšíření fluktuálního pásma měnového kurzu na $\pm 7,5$ % kolem ústředního kurzu. Po tomto rozšíření došlo k odlivu krátkodobého zahraničního kapitálu a celková situace v platební bilanci se stabilizovala. Zahraniční kapitál k nám sice přestal proudit v tak extrémní výši, jako tomu bylo v letech 1993–1995, nicméně přesto jeho výše stačila alespoň k pokrytí schodku na běžném účtě.

Podle výsledku empirického výzkumu se dají klasifikovat určité významné faktory ovlivňující výsledky odhadu, a tím i hospodářských doporučení:

1. Zahrnutí roku 1993 do časového vzorku produkuje statisticky nevýznamný kompenzační koeficient. Tento fakt je způsoben silnými exogenními faktory, které nejsou v modelu zachyceny (změny v očekávání zahraničních investorů ohledně vývoje v ČR, rozdělení ČSFR, měnová odluka, nová daňová soustava atd.).

2. V obecném modelu byl statisticky významný disponibilní důchod (příjem) domácností, který tímto snížil význam kompenzačního koeficientu, neboť vysvětluje příliv zahraničního kapitálu částečně jako důsledek zvýšené domácí poptávky po penězích.

3. V Bransonově modelu se statisticky významné ukázaly další dvě proměnné – změny výnosu z bohatství v domácí ekonomice a důchodová rychlost obratu peněz. Tento fakt potvrzuje, že příliv zahraničního kapitálu byl citlivý nejen na změnu domácí úvěrové expanze ČNB, ale i na růst výnosu z investic v naší ekonomice a na změnu poptávky po penězích, která se implicitně projevuje ve změně důchodové rychlosti oběhu peněz v ekonomice.

4. V Lybeckově modelu se prokázala významnost dalších dvou proměnných – změny stavu běžného účtu a přílivu přímých investic. Závislost změny devizových rezerv (změna *NFA*) na stavu běžného účtu je dána nutností financovat rostoucí schodek obchodní bilance v ČR, což opět snižuje

kauzální závislost změny stavu čistých zahraničních aktiv na úvěrové expanzi ČNB, tj. snižuje se význam kompenzačního koeficientu. Stejný závěr lze vyvodit u prokázané závislosti změny čistých zahraničních aktiv na přílivu přímých investic.

5. Ne každý nárůst čistých zahraničních aktiv odráží spekulativní příliv zahraničního kapitálu přilákaný sterilizační operací. Příkladem jsou velké zahraniční úvěry domácím podnikům, které byly poskytovány především v roce 1995 z důvodu levnějších zdrojů v zahraničí. Tyto úvěry měly silně exogenní charakter a nezapadají do monetárního modelu jako reakce na sterilizační politiku ČNB.

Kouriho a Genbergův model nepřispěly k vysvětlení přílivu zahraničního kapitálu ničím novým a jejich aplikace na data České republiky nebyla vhodná.

PŘÍLOHA

Ekonometrické výsledky odhadů rovnic kompenzačního a sterilizačního koeficientu

U následujících modelů jsou prezentovány již pouze výsledky výzkumu z období 1994–1995 a 1995–1996, poněvadž rok 1993 do výzkumu přinášel prvek nestability (viz údaje z výzkumu obecného modelu změn *NDA* a *NFA* včetně zahrnutí roku 1993). (Poznámka: V závorkách jsou uvedeny *t*-statistiky.)

Bransonův model I

(9)

$$94-95 \Delta NFA = 11,11 - 0,01\Delta IR \cdot GDPbc + 0,58\Delta IR_f \cdot GDPbc - 0,03b_5\Delta CAB - 0,71\Delta NDA$$

(3,36) (-2,41) (2,16) (-1,36) (-3,18)

R^2 adjusted = 31 %, Dur.-Wat. stat. = 1,97, sig. lev. = 0,00
pro zpoždění: $-0,77\Delta NDA_{-1}$, $-0,99\Delta NDA_{-2}$, $-0,74\Delta NDA_{-3}$
(-2,77) (-3,58) (-2,52)

$$95-96 \Delta NFA = 6,48 - 0,01\Delta IR \cdot GDPbc + 0,24\Delta IR_f \cdot GDPbc - 0,04\Delta CAB - 0,72\Delta NDA$$

(1,35) (-2,29) (0,77) (-1,44) (-3,00)

R^2 adjusted = 34 %, Dur.-Wat. stat. = 1,99, sig. lev. = 0,00
pro zpoždění: $0,00\Delta NDA_{-1}$, $0,26\Delta NDA_{-2}$, $-0,38\Delta NDA_{-3}$
(0,00) (1,06) (-1,72)

Bransonův model II

(10)

$$94-95 \Delta NFA = 9,69 - 0,01\Delta IR \cdot GDPbc + 0,38\Delta IR_f \cdot GDPbc - 0,02\Delta CAB -$$

(3,04) (-2,47) (1,40) (-1,09)

$$- 318,54 \Delta (GDPbc/M2) - 0,76\Delta NDA$$

(-1,91) (-3,59)

R^2 adjusted = 40 %, Dur.-Wat. stat. = 2,32, sig. lev. = 0,00
pro zpoždění: $-0,86\Delta NDA_{-1}$, $-1,03\Delta NDA_{-2}$, $-0,82\Delta NDA_{-3}$
(-3,14) (-3,87) (-2,89)

$$\begin{aligned}
 95-96 \quad \Delta NFA = & 6,13 - 0,01\Delta IR \cdot GDPbc + 0,20\Delta IR_f \cdot GDPbc - 0,04\Delta CAB - \\
 & (1,36) \quad (-2,49) \quad (0,68) \quad (-1,68) \\
 & - 285,80\Delta(GDPbc/M2) - 0,83\Delta NDA \\
 & (-1,94) \quad (-3,59)
 \end{aligned}$$

R^2 adjusted = 42 %, Dur.-Wat. stat. = 2,25, sig. lev. = 0,00
 pro zpoždění: $-0,04\Delta NDA_{-1}$, $0,24\Delta NDA_{-2}$, $-0,43\Delta NDA_{-3}$
 (-0,18) (0,92) (-1,99)

Bransonův model III

(11)

$$\begin{aligned}
 94-95 \quad \Delta NFA = & 14,68 - 0,01\Delta IR \cdot GDPbc + 0,46\Delta IR_f \cdot GDPbc - 0,02\Delta CAB - \\
 & (3,21) \quad (-2,57) \quad (1,63) \quad (-1,17) \\
 & - 1,15\Delta GDPbc - 0,74\Delta NDA \\
 & (-1,13) \quad (-3,29)
 \end{aligned}$$

R^2 adjusted = 32%, Dur.-Wat. stat. = 2,22, sig. lev. = 0,00
 pro zpoždění: $-0,82\Delta NDA_{-1}$, $-0,99\Delta NDA_{-2}$, $-0,79\Delta NDA_{-3}$
 (-2,83) (-3,54) (-2,63)

$$\begin{aligned}
 95-96 \quad \Delta NFA = & 8,51 - 0,01\Delta IR \cdot GDPbc + 0,24\Delta IR_f \cdot GDPbc - 0,05\Delta CAB - \\
 & (1,67) \quad (-2,51) \quad (0,75) \quad (-1,73) \\
 & - 0,79\Delta GDPbc - 0,80\Delta NDA \\
 & (-1,13) \quad (-3,21)
 \end{aligned}$$

R^2 adjusted = 35 %, Dur.-Wat. stat. = 2,20, sig. lev. = 0,00
 pro zpoždění: $0,01\Delta NDA_{-1}$, $0,27\Delta NDA_{-2}$, $-0,41\Delta NDA_{-3}$
 (0,06) (1,04) (-1,75)

Lybeckův model

(12)

$$\begin{aligned}
 94-95 \quad \Delta NFA = & 11,34 - 0,01 \cdot (\Delta IR - \Delta IR_f) \cdot GDPbc - 0,01\Delta CAB - \\
 & (1,27) \quad (-1,18) \quad (-0,59) \\
 & - 1,61\Delta GDPbc - 0,003ABL + 0,03FDI - 0,66\Delta NDA \\
 & (-1,54) \quad (-0,02) \quad (1,53) \quad (-2,96)
 \end{aligned}$$

R^2 adjusted = 28 %, Dur.-Wat. stat. = 2,62, sig. lev. = 0,00
 pro zpoždění: $-0,87\Delta NDA_{-1}$, $-1,12\Delta NDA_{-2}$, $-0,86\Delta NDA_{-3}$
 (-3,28) (-4,54) (-3,22)

$$\begin{aligned}
 95-96 \quad \Delta NFA = & -0,16 - 0,01 \cdot (\Delta IR - \Delta IR_f) \cdot GDPbc - 0,06\Delta CAB - 0,68\Delta GDPbc - \\
 & (-0,03) \quad (-1,45) \quad (-2,19) \quad (-0,97) \\
 & - 0,01ABL + 0,04FDI - 0,76\Delta NDA \\
 & (-0,09) \quad (1,96) \quad (-3,30)
 \end{aligned}$$

R^2 adjusted = 42 %, Dur.-Wat. stat. = 2,05, sig. lev. = 0,00
 pro zpoždění: $-0,02\Delta NDA_{-1}$, $0,11\Delta NDA_{-2}$, $-0,41\Delta NDA_{-3}$
 (-0,08) (0,47) (-1,85)

Kouriho model

(13)

$$\begin{aligned}
 94-95 \quad \Delta NFA = & 14,05 + 0,03(CAB + FDI) + 20,81\Delta IR_f - 1,50\Delta GDPbc - \\
 & (3,01) \quad (1,46) \quad (0,78) \quad (-1,37) \\
 & - 0,64\Delta(NDA - RRES) \\
 & (-2,85)
 \end{aligned}$$

R^2 adjusted = 26 %, Dur.-Wat. stat. = 2,11, sig. lev. = 0,01
 pro zpoždění: $-0,78\Delta NDA_{-1}$, $0,77\Delta NDA_{-2}$, $-0,77\Delta NDA_{-3}$
 (-2,74) (-2,66) (-2,71)

$$\begin{aligned}
 95-96 \quad \Delta NFA = & 11,76 + 0,03(CAB + FDI) + 41,80\Delta IR_f - 0,28\Delta GDP_{bc} \\
 & (2,19) \quad (1,79) \quad (1,20) \quad (-0,39) \\
 & - 0,70 \Delta(NDA - RRES) \\
 & (-2,69)
 \end{aligned}$$

R^2 adjusted = 24 %, Dur.-Wat. stat. = 2,06, sig. lev. = 0,01
 pro zpoždění: $0,23\Delta NFA_{-1}$, $0,15\Delta NFA_{-2}$, $-0,22\Delta NFA_{-3}$
 (1,05) (0,60) (-0,91)

Kouriho model

(14)

$$\begin{aligned}
 94-95 \quad \Delta(NDA - RRES) = & 0,90 + 0,59\Delta Target + 0,02(CAB + FDI) - 0,73\Delta NFA \\
 & (0,33) \quad (4,39) \quad (1,64) \quad (-4,90)
 \end{aligned}$$

R^2 adjusted = 54 %, Dur.-Wat. stat. = 2,40, sig. lev. = 0,00
 pro zpoždění: $-0,73\Delta NFA_{-1}$, $-0,75\Delta NFA_{-2}$, $-0,77\Delta NFA_{-3}$
 (-3,85) (-4,58) (-4,98)

$$\begin{aligned}
 95-96 \quad \Delta(NDA - RRES) = & 2,98 + 0,31\Delta Target + 0,01(CAB + FDI) - 0,53\Delta NFA \\
 & (0,92) \quad (2,14) \quad (1,04) \quad (3,38)
 \end{aligned}$$

R^2 adjusted = 29 %, Dur.-Wat. stat. = 1,76, sig. lev. = 0,00
 pro zpoždění: $-0,09\Delta NFA_{-1}$, $0,15\Delta NFA_{-2}$, $-0,03\Delta NFA_{-3}$
 (-0,44) (0,77) (-0,15)

Genbergův model

(15)

$$\begin{aligned}
 94-95 \quad \Delta NFA = & 9,55 + 0,02(CAB + FDI) + 0,003\Delta rr \cdot M2 - 0,59\Delta IR - \\
 & (2,31) \quad (0,69) \quad (0,21) \quad (-0,95) \\
 & - 3,30\Delta GDP_{sc} - 1,86\Delta PGDP - 0,57\Delta NDA \\
 & (-1,17) \quad (-0,35) \quad (-2,32)
 \end{aligned}$$

R^2 adjusted = 13 %, Dur.-Wat. stat. = 2,31, sig. lev. = 0,03
 pro zpoždění: $-0,75\Delta NDA_{-1}$, $-0,77\Delta NDA_{-2}$, $-0,76\Delta NDA_{-3}$
 (-2,46) (-2,35) (-2,52)

$$\begin{aligned}
 95-96 \quad \Delta NFA = & 9,37 + 0,02(CAB + FDI) + 0,0001\Delta rr \cdot M2 - 0,68\Delta IR - \\
 & (1,93) \quad (0,87) \quad (0,01) \quad (-1,20) \\
 & - 2,56\Delta GDP_{sc} - 1,56\Delta PGDP - 0,71\Delta NDA \\
 & (-0,89) \quad (0,36) \quad (-2,60)
 \end{aligned}$$

R^2 adjusted = 20 %, Dur.-Wat. stat. = 1,94, sig. lev. = 0,01
 pro zpoždění: $-0,05\Delta NDA_{-1}$, $0,03\Delta NDA_{-2}$, $-0,35\Delta NDA_{-3}$
 (-0,23) (0,12) (-1,75)

Genbergův model

(16)

$$\begin{aligned}
 94-95 \quad \Delta NDA = & 7,30 + 0,01(CAB + FDI) - 3,93\Delta GPD - 0,40\Delta NFA \\
 & (3,21) \quad (0,97) \quad (-4,38) \quad (-3,22)
 \end{aligned}$$

R^2 adjusted = 52 %, Dur.-Wat. stat. = 2,57, sig. lev. = 0,00
 pro zpoždění: $-0,36\Delta NFA_{-1}$, $-0,39\Delta NFA_{-2}$, $-0,40\Delta NFA_{-3}$
 (-2,94) (-3,32) (-3,87)

$$\begin{aligned}
 95-96 \quad \Delta NDA = & 9,25 + 0,005(CAB + FDI) - 0,89\Delta GPD - 0,38\Delta NFA \\
 & (3,37) \quad (0,38) \quad (-1,04) \quad (-2,62)
 \end{aligned}$$

R^2 adjusted = 20 %, Dur.-Wat. stat. = 2,22, sig. lev. = 0,01
 pro zpoždění: $-0,10\Delta NFA_{-1}$, $0,15\Delta NFA_{-2}$, $-0,04\Delta NFA_{-3}$
 (-0,51) (0,78) (-0,22)

LITERATURA

- ARGY, V. – KOURI, J. P. K.: Sterilization Policies and the Volatility in International Reserves. In: Aliber, R. Z.: *National Monetary Policies and the International Monetary System*. University of Chicago Press, Chicago 1974, s. 209–230.
- BRANSON, W. H.: *Financial Capital Flows in the U. S. Balance of Payments*. Amsterdam, North Holland 1968.
- BRANSON, W. H.: *Monetary Policy and the New View of International Capital Movements*. Brookings Papers on Economic Activity, 1970, č. 1, s. 235–262.
- BRANSON, W. M.: *Asset Markets and Relative Prices in Exchange Rate Determination*. Sozialwissenschaftliche Annalen, Band 1, Physica Verlag, Wien 1977.
- DOOLEY, M. P. – ISARD, P.: The Portfolio Balance Model of Exchange Rate and Some Structural Estimates of the Risk Premium. IMF Staff Papers, vol. 30, 1983, č. 4.
- FRAIT, J.: Autonomie monetární politiky a monetární přístup k platební bilanci: aplikace na ČR v letech 1992–1995. Finance a úvěr, 1996a, č. 5, s. 266–279.
- FRAIT, J.: *Mezinárodní peněžní teorie*. [Skripta.] Ostrava, VŠB-TU 1996.
- FRANKEL, J.: On the Mark: A Theory of Floating Exchange Rates Based on Real Interest Rate Differential. American Economic Review, vol. 69, 1979, s. 610–622.
- FRENKEL, J.: A Monetary Approach to the Exchange Rate: Doctrinal Aspects and Empirical Evidence. Scandinavian Journal of Economics, 1976, č. 2.
- FRENKEL, J. – JOHNSON, H. G.: *The Monetary Approach to Balance of Payments*. George Allen and Unwin, London 1976.
- GENBERG, H.: Aspects of Monetary Approach to Balance of Payments Theory, an Empirical Study of Sweden. In: J. A. Frenkel – H. G. Johnson: *The Monetary Approach to the Balance of Payments*. Altea and Unwin, London 1976, s. 298–325.
- GIRTON, L. – ROPER, D.: A Monetary Model of Exchange Market Pressure Applied to Postwar Canadian Experience. American Economic Review, October 1977.
- JOHNSON, H. G.: *Further Essays in Monetary Economics*. George Allen and Unwin, London 1976.
- JOHNSON, H. G.: The Monetary Approach to the Balance of Payments Theory. Journal of Financial and Quantitative Analysis, March 1972.
- JOHNSON, H. G.: The Monetary Approach to the Balance of Payments: A Nontechnical Guide. Journal of International Economics, vol. 7 (August), s. 251–268.
- KODERA, J. – MANDEL, M.: Dynamický přístup k monetárnímu vyrovnávacímu procesu obchodní bilance. Finance a úvěr, 1994, č. 5, 6.
- KODERA, J. – MANDEL, M.: *Transmisní mechanismy měnové politiky v podmínkách české ekonomiky*. [Studie IE ČNB.] Praha 1997.
- KOURI, J. P. K.: The Hypothesis of Offsetting Capital Flows. Journal of Monetary Economics, 1975, č. 1, s. 21–39.
- KOURI, J. P. K. – PORTER, M. G.: International Capital Flows and Portfolio Equilibrium. Journal of Political Economy, 82, May/June 1974, s. 443–468.
- LYBECK, J. A.: A Disequilibrium Model of the Swedish Financial Sector. EFI, Stockholm 1975.
- LYBECK, J. A.: An Inter-Country Comparison of a Capital-Flow Model. Paper presented to the LINK Conference, Kyoto, September 1977.
- MAGEE, S. P.: The Empirical Evidence on the Monetary Approach to the Balance of Payments and Exchange Rates. American Economic Review, 66, May 1976, s. 163–170.
- MANDEL, M.: Monetární přístup k devizovému kurzu a k rovnováze výkonové bilance. In: Mandel, M.: *Centrální banka v otevřené ekonomice*. [Skripta VŠE.] Praha 1994.
- MELITZ, J. – STERDYNIÁK, H.: The Monetary Approach to Official Reserves and the Foreign Exchange Rate in France, 1962–1974, Some Structural Estimates. American Economic Review, December 1979.
- MUSSA, M.: A Monetary Approach to Balance of Payments Analysis. Journal of Money, Credit and Banking, August 1974.
- POLAK, J. J.: Monetary Analysis of Income Formation and Payments Problems. Staff Papers IMF, Vol. VI, 1957–58.

- RASULO, J. – WILFORD, S.: Estimating Monetary Models of the Balance of Payments and Exchange Rates: a Bias. *Southern Economic Journal*, July 1980.
- SAWYER, J. A.: Modelling the International Transmission Mechanism. North-Holland Publishing Company 1979.
- ŠMÍDKOVÁ, K.: A Search For the Offset Coefficient. Praha, IE ČNB 1995.
- ŠMÍDKOVÁ, K.: Účinnost měnové politiky a poptávky po penězích. *Finance a úvěr*, 1996, č. 8.
- ŠMÍDKOVÁ, K.: Sterilizační a ofsetový koeficient '96. Praha, IE ČNB 1997.
- TEJA, R.: Offset Coefficient for the Czech Republic. Praha, Ministerstvo financí ČR 1995.
- TOMŠÍK, V.: Příliv zahraničního kapitálu, režim devizového kurzu, vyrovnávací procesy platební bilance a autonomie monetární politiky ČR v letech 1993–1996. [Studie Národohospodářského ústavu Josefa Hlávky č. 6.] Praha 1997.

SUMMARY

Offset Coefficient for the CR, 1993–1996

Vladimír TOMŠÍK – Prague School of Economics, Department of Economic Policy

This article focuses on the issue of monetary policy in a small open economy with a fixed exchange rate – i.e., the Czech Republic between 1993–1996. The degree of monetary policy autonomy is analyzed through the lens of various monetary models - the general monetary model, Branson, Lybeck, Kouri and Genberg models. The offset and sterilization coefficients, together with model specification and the CNB reaction function, are defined in the first part of the paper as a measure of monetary policy.

Estimates of the offset coefficient data for the Czech Republic from 1993–1996 are given in the second section. The author obtains the significant offset coefficient in intervals 0.57 - 0.76 (from January 1994 to December 1995) and 0.70 - 0.83 (from January 1995 to December 1996). The results confirmed a weak autonomy of the Czech National Bank monetary policy between 1993–1996 in a small open economy with a fixed exchange rate and with a strong inflow of foreign capital.

In addition, the application of standard monetary models to the economy in transformation shows that the results are poor in terms of statistical significance. Therefore no strong conclusions can be drawn when we attempt to apply a standard econometric (statistic) model from market economies to a new economy in transformation. This stems from the low number of observations (available monthly data series), seasonal variations in the time series that remain difficult to remove, unstable data series (due to the transformational shocks that came from the separation of Czechoslovakia and resulting monetary separation in 1993), and changes in the structural parameters of the economy (voucher privatization combined with foreign capital inflow), etc.

The estimates of the offset coefficient showed that the Czech National Bank had a certain scope for autonomous monetary policy and that sterilization could be used in the short term. However, the results confirmed a weak autonomy of the Czech monetary policy in the medium and long term.