

Monetární vazby na českém mezibankovním trhu*

Jan HANOUSEK – Evžen KOČENDA**

Úvod

Naším cílem je zhodnotit finanční trh v České republice a prostudovat vazby mezi úrokovými měrami na mezibankovním trhu před finanční krizí v roce 1997 a v době této krize. Jelikož se jedná o první pokus o vyhodnocení těchto vazeb pomocí kvantitativní analýzy a k dispozici máme pouze velmi omezený výběr dat, není tato práce zamýšlena jako komplexní studie. Cílem článku je jednak určit, zda krátkodobé úrokové míry podporované repo operacemi ČNB jsou skutečně vedoucími úrokovými měrami na mezibankovním trhu. Konkrétně studujeme interakce mezi úrokovými měrami navzájem a mezi úrokovými měrami a měnovými kurzy a srovnáváme výsledky z období před finanční krizí s výsledky z bouřlivého roku 1997.

Bývalé Československo zahájilo transformační proces oficiálně v roce 1991. Od tohoto okamžiku již měnový kurz koruny nemohl hrát druhořadou úlohu řízeného fixního kurzu v podmínkách plánované ekonomiky. Určitý stupeň snížení volatility jeho vývoje byl však – alespoň v počátku transformačního procesu – nutný pro povzbuzení vývozu, přímých zahraničních investic a všeobecně příznivého hospodářského vývoje. Šok z přechodu k tržnímu hospodářství bylo třeba zpočátku tlumit a zavedení režimu volného měnového kurzu by bylo předčasné. Režim volného měnového kurzu vyžaduje odbourat veškerá omezení pohybu kapitálu. Takový předpoklad může splnit pouze silná a vyspělá ekonomika s dostatečnými devizovými rezervami. Pro počáteční období transformace to byla podmínka čistě iluzorní.

ČNB zavedla režim fixního měnového kurzu vázaného na koš měn na úrovni, která platila pro celé základní transformační období, počátkem roku 1991. Podrobný popis a kvantitativní analýzu chování kurzu koruny v rámci jeho nelineární struktury poskytuje [Kočenda 1996]. V říjnu roku 1995 byla vyhlášena úplná konvertibilita koruny – koruna se začala považovat za konvertibilní měnu, co se týče operací na běžném účtu a na kapitálovém účtu. Tento krok však nebyl doplněn žádnou změnou v organizaci měnových kurzů; koruna tedy stále zůstala pevně vázána v měnovém koši, jeho skladbu však

* Tento článek vznikl za pomoci ACE, grant č. P95-2063-R. Dřívější verze této práce byla přednesena na konferenci CEPR: „Lessons from the Czech Exchange Rate Crisis“, 10–11. listopadu 1997. Děkujeme Lubomíru Lízalovi, Martinu Kupkovi a účastníkům konference za podnětné připomínky. Jakékoliv chyby jsou naše vlastní.

** Doc. RNDr. Jan Hanousek, CSc. – CERGE UK; NHÚ AV ČR
Ing. Evžen Kočenda, Ph.D. – CERGE UK; NHÚ AV ČR; William Davidson Institute, University of Michigan; CEPR Londýn

ČNB v období od 1. ledna 1991 do 26. května 1997 celkem třikrát změnila. K poslední změně došlo 3. května 1993 v souvislosti s měnovou odlukou od Slovenska; v koši zůstaly pouze dvě měny: německá marka a americký dolar ve váhovém poměru 65:35. Od počátku byl pro fixní režim stanoven fluktuace interval indexu měnového koše ve velmi úzkém rozmezí $\pm 0,5$ %. Neudržitelná situace v roce 1996 vedla ČNB k rozšíření fluktuace pásma indexu od 28. února 1996 na $\pm 7,5$ %. Tato změna však byla provedena bez zásahu do fixace kurzu. Je zajímavé, že po rozšíření fluktuace pásma indexu koše došlo ke snížení volatility kurzu (viz [Kočenda 1998]).

Co se týče konkrétní situace, od počátku roku 1997 docházelo k výraznému zhodnocování kurzu koruny (vliv velkých emisí korunových eurobondů). Po dosažení lokálního maxima 5,5 % nad centrální paritou v polovině února 1997 začal kurz naopak klesat. Nejprve klesal nepříliš dramaticky a počátkem května došlo dokonce k jeho krátkodobé stabilizaci. Od poloviny května však začal prudký spekulativní tlak na pokles koruny. Tomuto tlaku ČNB čelila zhruba dva týdny devizovými intervencemi a prudkým zvýšením úrokových sazeb. 26. května 1997 však ČNB zrušila fixní režim a fluktuace pásma indexu koše a uvolnila korunu pro režim volného měnového kurzu. Následovalo okamžité znehodnocení kurzu o zhruba 12–13 % oproti dřívější paritě. Pokles se však velmi rychle zastavil a během relativně krátké doby koruna začala opět posilovat až do dolních oblastí dřívější parity.

Znehodnocení koruny, které se přirozeně projevilo jako proexportní prvek, mělo v zásadě velice mírný destabilizační vliv. Nejvíce bylo domácí hospodářství zasaženo prudkým zvýšením úrokových sazeb. ČNB totiž 15. května 1997 přestala provádět repo operace a vyhlásila repo sazbu za plovoucí sazbu upravenou podle okamžité situace na trhu. Toto opatření vedlo k mírnému zvýšení tržních úrokových sazeb. 16. května zvýšila ČNB lombardní sazbu ze 14 na 50 % a během příštího týdne začala snižovat likviditu na peněžním trhu pomocí 45% a později 75% repo sazby. V důsledku takto přísné monetární politiky dosáhly krátkodobě úrokové sazby na mezibankovním trhu neuvěřitelných 200 % s momentálními výchyly ještě vyššími (až 400 %). Obchodní banky zůstaly téměř odříznuty od likvidních prostředků a přistoupily k opatřením odpovídajícím situaci. S postupným opětovným zhodnocováním koruny došlo k poklesu úrokových sazeb, předchozí úrovně však dosud nedosáhly.

Relativně stabilní prostředí pevného měnového kurzu a zčásti regulované úrokové míry představovaly v průběhu transformace relativně příznivé prostředí pro vývoj vazeb mezi úrokovými mírami. Tyto vazby se však ve srovnání s rokem 1993, ve kterém došlo k výraznému rozvoji moderního bankovního sektoru, přirozeně změnila. V roce 1996 byly vazby mezi úrokovými mírami velmi volné. Poklidný vývoj na mezibankovním trhu pokračoval až do začátku roku 1997. Finanční bouře, která pak přišla, však notně zamíchala celým hospodářstvím a původní vazby poškodila.

Není účelem tohoto článku diskutovat adekvátnost úpravy úrokových měr v průběhu krize. Raději bychom považovali změny v úrokových mírách za exogenní šoky a analyzovali jejich dopad. Velké exogenní šoky v úrokových mírách mohly silně ovlivnit vazbu mezi úrokovými mírami a mezibankovním trhu a pozici vedoucí úrokové míry. Lze očekávat, že podobně mohly být ovlivněny vazby mezi úrokovými mírami a měnovými kurzy.

Dvě následující části tohoto článku jsou věnovány popisu metodologie a dat, jichž jsme použili k zodpovězení načrtnutých otázek. Čtvrtá část dokumentuje výsledky, kterých jsme dosáhli, následuje závěr.

Test Grangerovy kauzality

Obvyklá specifikace autoregresních procesů (VAR) se dá zapsat jako:

$$Y_t = A_0 + A_1 \cdot Y_{t-1} + \dots + A_m Y_{t-m} + E_t \quad (1)$$

kde Y odpovídá vektoru makroekonomických veličin. VAR není strukturální model. Tento přístup se používá k odhadu vztahu veličin k jejich minulým hodnotám. Modely VAR jsou široce využívány zvláště při makroekonomických odhadech a předpovědích. Strukturální modely byly ostře kritizovány některými autory, kteří tvrdí, že VAR dává lepší výsledky při předpovědích a hodnocení politických kroků (viz např. [Litterman 1979] a [Sims 1980]).

Od roku 1969, kdy Granger uvedl svoji definici kauzality (viz také [Sims 1980]), byly testy pracující s touto metodologií aplikovány v množství praktických studií, včetně studií tržních vazeb. Metodologie používaná ke studiu souvislostí mezi různými trhy je vcelku standardní – viz např. [Agmon 1972], [Easley et al. 1996], [Hiemstra a Jones 1994], [Hsiao 1981], [Joy et al. 1976], [Kwan et al. 1995], [Smith et al. 1993]. Podobný přístup byl rovněž aplikován na testování vzájemných vztahů mezi peněžními trhy a burzovními indexy – viz [Chan 1992], [Kawaller et al. 1987] a [Shyy et al. 1996], mimo jiné.

Zvolený model vyhovuje našemu záměru, tj. studování vazeb mezi jednotlivými úrokovými mírami na mezibankovním trhu v České republice. VAR-model se jeví jako dostatečně flexibilní a vhodný ke studiu interakcí mezi krátkodobými a dlouhodobými úrokovými mírami. Výskyt jednostranných vazeb mezi úrokovými mírami naznačuje, že na trhu existují vedoucí úrokové míry, od kterých se odvíjejí změny ostatních sazeb. Vedoucí pozice určité úrokové míry může být připsána několika specifickým faktorům: neuzámenému charakteru nových trhů, malému objemu obchodů v některém segmentu mezibankovního trhu, případně institucionálnímu pozadí – např. návazné operace centrální banky atd.

Jak již bylo řečeno, pro testování těchto vazeb používáme metodu Grangerovy kauzality. Říkáme, že „ x_t “ ovlivňuje (ve smyslu Grangerovy kauzality) „ y_t “, pokud minulé hodnoty x_t pomáhají lépe vysvětlit chování y_t (v regresi y_t na minulé hodnoty y_t a x_t). Grangerova kauzalita je pak testována prostřednictvím autoregresního modelu:

$$\begin{pmatrix} x_t \\ y_t \end{pmatrix} = \begin{bmatrix} a(L) & b(L) \\ c(L) & d(L) \end{bmatrix} \begin{pmatrix} x_t \\ y_t \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_t \\ \delta_t \end{pmatrix} \quad (2)$$

kde L označuje operátor zpoždění. Existuje celá řada alternativních testů, viz například [Geweke et al. 1983].

Protože chyby nejsou navzájem korelovány, směr závislosti mezi x_t a y_t může být testován pomocí jednoduchého testu $b(L)=0$, resp. $c(L)=0$ (test hypotézy „ x_t ovlivňuje y_t “ odpovídá testování rovnosti $b(L)=0$, opačná kauzalita pak rovnosti $c(L)=0$). Než však lze přistoupit k vlastnímu testování, autoregresní proces (2) musí být dále specifikován. Například je nutné nejprve identifikovat stupeň polynomů $a(L)$, $b(L)$, $c(L)$ a $d(L)$. Ke stanovení jejich stupně jsme užili dvoustupňovou metodu odvozenou Hsiamem [1981], nicméně se ukázalo, že sedm zpoždění dostatečně modeluje autoregresní charakter všech úrokových měř (přesněji jejich změn).

Vztahy mezi mezibankovními úrokovými mírami byly analyzovány prostřednictvím následující specifikace autoregresního procesu:

$$\Delta X_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{k1} \alpha_i \Delta X_{t-i} + \sum_{i=1}^{k2} \beta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$\Delta Y_t = \chi_0 + \sum_{i=1}^{k3} \chi_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=1}^{k4} \delta_i \Delta X_{t-i} + v_t \quad (4)$$

kde X_t a Y_t odpovídá úrokovým mírám pro vklady různých délek.

Pro každý možný pár úrokových měr X_t a Y_t byly stupně polynomů ($k1$, $k2$) a ($k3$, $k4$) odvozeny prohledáním všech možností mezi 1 a 10. K výběru optimální délky byla užita tradiční informační kritéria – [Akaike 1969], [Hannan – Quinn 1979], [Schwarz 1978]. Thorton a Batetten [1985] sledovali citlivost kauzálních vazeb (v Grangerově smyslu) na zvoleném stupni polynomu (počtu zpoždění) a ukázali, že je nezbytné prozkoumat, zda obě časové řady (3) a (4) jsou kointegrovány. Za tímto účelem jsme provedli několik testů se stupni polynomů určenými různými informačními kritérii. Mimo to jsme použili pevnou volbu stupně, a to 6 a 7 jak pro nezávislé, tak závislé proměnné na pravé straně vztahů (3), (4) k určení vazby mezi trhy. Protože šum (chyby) nebyl korelován a kointegrovanost nebyla zamítnuta pro žádnou rovnici, přistoupili jsme k testování kauzality:

$H_0 : \beta_i = 0$ pro všechna i , což znamená, že řada Y neovlivňuje řadu X ,

a

$H_0 : \delta_i = 0$ pro všechna i , což znamená, že řada X neovlivňuje řadu Y .

Poznamenejme, že empirické výsledky nebyly v našem případě závislé na počtu použitých zpoždění.

Data

Pro naši analýzu jsme použili veřejně dostupná data, která jsme obdrželi přímo z ČNB. Používali jsme denní měnové kurzy koruny k americkému dolaru a německé marce. K dispozici jsme dále měli denní úrokové míry pro vklady různých délek, a to tzv. *Prague Interbank Offer Rate* (PRIBOR) a tzv. *Prague Interbank Bid Rate* (PRIBID). Oba druhy úrokových měr odpovídaly kótacím cen pro jeden den, jeden týden, dva týdny, jeden měsíc, tři měsíce, šest měsíců a dvanáct měsíců. Úrokovou míru pro jeden den jsme zařadili jen pro úplnost, neboť jsme si byli vědomi toho, že často vykazuje velmi nelogické fluktuace. V dalším textu budeme pro jednodušší popis používat anglické výrazy *offer-rate* a *bid-rate*. *Offer-rate*, tedy PRIBOR, je úroková míra, za niž banka nabízí volné prostředky na mezibankovním trhu. *Bid-rate*, tedy PRIBID, je úroková míra, za niž banka nakupuje potřebné finanční prostředky.

Dohromady jsme pracovali s 1131 pozorováními rozdělenými podle roků následujícím způsobem: 229 pozorování pro rok 1993, 247 pro 1994, 245 pro 1995, 245 pro 1996 a konečně 165 pro 1997. Zatímco data pro roky 1993–6

pokrývala všech 12 měsíců, v roce 1997 jsme pracovali pouze s daty pro prvních devět měsíců.

Jak se dá předpokládat, data jsou integrované procesy prvního stupně. Z tohoto důvodu je naše analýza provedena na změnách v měnových kurzech a úrokových mírách mezi dvěma po sobě jdoucími dny (první logaritmické diference).

Empirické výsledky

Celkový charakter chování mezibankovních úrokových měr od počátku roku 1993 do září roku 1997 měl v důsledku finanční krize vysokou volatilitu. Důležitým výsledkem je však to, že i přes ostré vzájemné rozdíly těsně před krizí všechny úrokové míry zůstaly relativně stabilní. Kurzy v reálných termínech byly klesající a významně pod primárními kurzy většiny českých bank. Nejdůležitější je, že během období s výrazně různými mírami inflace zůstaly úrokové míry prakticky stejné.

Je velmi užitečné věnovat pozornost tzv. rozpětí (spread), což je vzdálenost mezi nabízenou a žádanou úrokovou mírou. Rozpětí je často používáno k odhadu míry stability trhu. *Graf 1* ukazuje vývoj rozpětí u krátkodobých úrokových měr na mezibankovním trhu od 3. ledna 1993 do 16. května 1996 (těsně před krizí). Období těsně před krizí se vyznačuje výrazným zmenšením rozpětí. To se dá interpretovat jako malá nejistota a nízká volatilita finančních trhů.

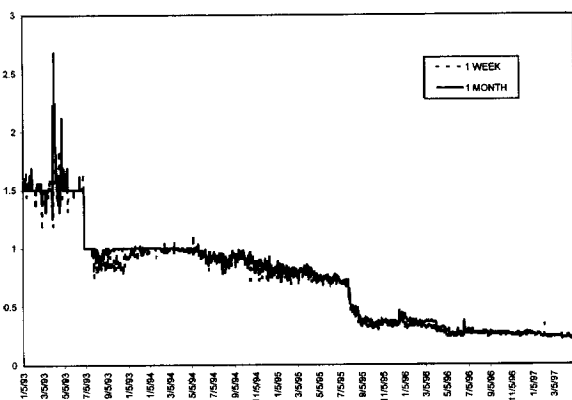
Následující část našeho článku poukazuje na nejdůležitější prvky monetární politiky v jednotlivých letech transformace. Dále pak přináší výsledky kvantitativní analýzy v oblasti vazeb úrokových měr na mezibankovním trhu spolu s věcným komentářem.

Na počátku roku 1993 ČNB podporovala roli regulace volných rezerv v bankovním systému. Mezibankovní úrokové míry na depozitním trhu rostly až do poloviny dubna 1994. Oslabení finanční politiky, které započalo v dubnu, vedlo k postupnému poklesu těchto měr až do konce roku. *Tabulky 1 a 2* (všechny *tabulky viz Dodatek*) ukazují, že určující mírou pro bid-rates byla vždy týdenní úroková míra, zatímco u offer-rates tato proměnná oscilovala mezi jedním až šesti měsíci. To by mohlo implikovat, že banky přednostně projevovaly zájem o dlouhodobé půjčky. Jednodenní míra neměla v tomto roce žádný význam a míry devítiměsíční a roční ještě nebyly zavedeny.

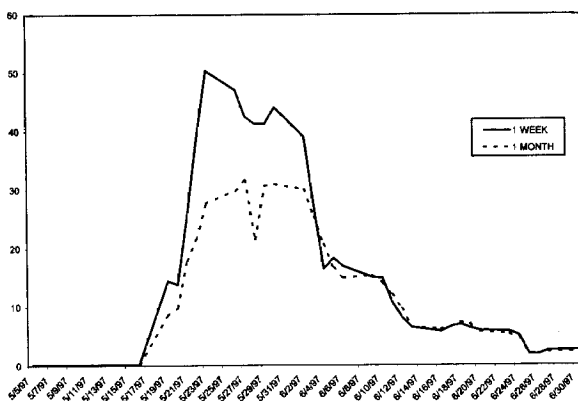
V roce 1994 byly finanční trhy ovlivněny hlavně pokračujícím přílivem cizího kapitálu. ČNB povolila volné tržní operace. Počínaje druhou polovinou tohoto roku úrokové míry vzrostly. Jak je vidět z *tabulek 3 a 4*, určující mírou v tomto období byla jednotýdenní míra, a to jak pro bid-rates, tak pro offer-rates. Vliv devítiměsíční míry na vzájemné vztahy se postupně začínal projevovat, a to rovněž pro oba druhy úrokových měr. V případě offer-rates narůstal i vliv dvoutýdenní míry. Stejně jako předtím ani v tomto roce nehrála jednodenní míra žádnou roli.

V roce 1995 způsobil příliv zahraničního kapitálu obecný pokles úrokových měr. ČNB se uchýlila k řadě opatření, aby tento vliv eliminovala. Kreditní a depozitní úrokové míry se během roku 1995 takřka nezměnily. Reálné úrokové míry pro nové úvěry a termínované vklady vzrostly. Analýza roku 1995 vede k poněkud znepokojujícímu závěru. Výsledky uvedené v *tabulkách 5 a 6* ukazují, že místo aby vztahy úrokových měr na mezibankovním trhu zpevnily, došlo k jejich oslabení. Týdenní úrokové míry už nevy-

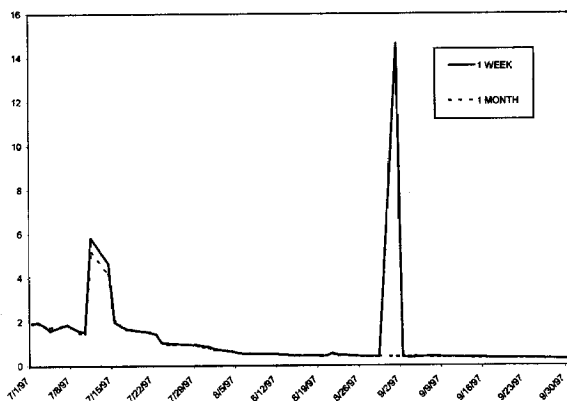
GRAF 1 Krátkodobá rozpětí úrokových měr (spreads) na pražském mezibankovním trhu:
3. 1. 93–16. 5. 97



GRAF 2 Krátkodobá rozpětí úrokových měr (spreads) na pražském mezibankovním trhu:
17. 5. 97–30. 6. 97



GRAF 3 Krátkodobá rozpětí úrokových měr (spreads) na pražském mezibankovním trhu:
1. 7. 97–30. 9. 97



kazují žádnou závislost a jednodenní úroková míra se začíná vázat na míru týdenní a dvoutýdenní. Mimo to se krátkodobé míry stávají mírami určujícími. Zdá se, že tento fakt odráží nastupující nejistotu v ekonomice. Dlouhodobé úroky definitivně ztrácejí na přitažlivosti.

V roce 1996 byl dopad zahraničního kapitálu na finanční trhy menší než v předchozích letech. Obrat na mezibankovních trzích dramaticky vzrostl. Restriktivní monetární politika vedla k růstu úrokových měr. *Tabulky 7 a 8* odhalují překvapující skutečnost: úrokové míry postrádají jakoukoli souvislost mezi sebou navzájem. Na tomto šokujícím závěru nemění nic ani poněkud lepší situace v případě offer-rate. Tato skutečnost mohla být způsobena krizí malých bank, která propukla v roce 1995. Zvrácená struktura měnových trhů mohla docela dobře vést k bizarní situaci, kdy otázka, komu půjčit, hrála u bank větší roli než otázka, jaká by měla být cena takové půjčky. To je přesně to, co nastává, když úrokové míry přestávají podávat informace nezbytné ke správnému fungování finančního trhu. Úrokové míry prostě přestaly odrážet cenu peněz.

Rok 1997 byl bezesporu nejdramatičtějším rokem na finančních trzích od počátku transformace. Koruna se stala nejvíce obchodovanou měnou ze všech měn transformujících se zemí střední a východní Evropy. Na začátku roku byly úrokové míry relativně stabilní. Finanční krize je však přiměla k prudkému skoku vzhůru a řádně zamíchala karty na finančních trzích. Režim pevného měnového kurzu byl opuštěn, nicméně lehké intervence do měnových kurzů byly na pořadu takřka každého dne. Po opatřeních ČNB úrokové míry klesaly jen postupně. Bezprecedentní nejistota odvíjející se od finanční krize je implicitně zachycena v *tabulkách 9 a 10*. Oboustranné vazby úrokových měr ukazují, že jedno- a dvoudenní úrokové míry ztratily svoji výhradní vedoucí pozici. Vzájemné vazby existují nyní mezi téměř všemi úrokovými mírami na mezibankovním trhu.

Podívejme se znovu na rozpětí úrokových měr. *Graf 2* zobrazuje vývoj rozpětí krátkodobých úrokových měr od 17. května 1997 do 30. června 1997. Velikosti rozpětí z období před krizí a po ní se přirozeně velmi liší. Zkoumané období po finanční krizi (*graf 3*) vykazuje pokles rozpětí úrokových měr. Náhlé výkyvy rozpětí však naznačují, že trhy byly stále ještě velmi citlivé na externí šoky a jejich stabilita se nedala srovnat se stabilitou před krizí.

Prozkoumali jsme i vazby mezi měnovými kurzy a úrokovými mírami. *Tabulka 11* podává přehledný obrázek situace v roce 1997. Pro obě měny (americký dolar a německá marka) měly úrokové míry – a to jak dlouhodobé, tak krátkodobé – poměrně silný vliv na měnové kurzy. Opačná závislost – od měnových kurzů k úrokovým mírám – byla zjištěna jen pro krátkodobé úrokové míry.

Shrnutí

Cílem tohoto článku bylo zhodnotit interakci mezi krátkodobými a dlouhodobými úrokovými mírami, jakož i mezi úrokovými mírami a měnovými kurzy. Studovali jsme vazby mezi zmíněnými veličinami a pokusili se srovnat situaci před měnovou krizí s finanční bouří roku 1997. Zatímco silné a oboustranné vazby podporují hypotézu o integraci trhů, jednostranné závislosti vedou k trhové segmentaci a vytvářejí příležitost k arbitráži.

Relativně stabilní podmínky pevného měnového režimu a poloregulované úrokové míry vytvářely příznivé prostředí pro uvolnění zkoumaných vazeb. Přirozená změna proběhla v roce 1993, kdy se počal rozvíjet bankovní sektor. Vazby v roce 1996 byly shledány relativně nezávislými. Tento pokojný

vývoj trval do počátku roku 1997, kdy příchod finanční bouře zamíchal celým hospodářstvím.

Nechtěli jsme ani v nejmenším diskutovat korektnost nastavení úrokových měr během krize. Spíše jsme pohlíželi na úrokové míry jako na exogenní šoky a studovali jejich dopad. Vazby existující mezi monetárními veličinami získaly během turbulentní doby krize na síle. Oboustranné vazby úrokových měr ukazují, že jedno- a dvoutýdenní úrokové míry ztratily svoji výhradní vedoucí pozici. Vzájemné vazby existují nyní mezi téměř všemi úrokovými mírami na mezibankovním trhu. Vývoj vazeb ukazuje, že v období finanční krize úrokové míry zaznamenaly zesílení vzájemných vazeb a rovněž ovlivnily měnové kurzy. Měnové kurzy naproti tomu měly vliv pouze na krátkodobé úrokové míry.

DODATEK

TABULKA 1 1993: Bid-rate

	1D	1W	2W	1M	2M	3M	6M	9M	1Y
1D									
1W	→ ^A		→ ^A	→ ^A	→ ^A	→ ^A	→ ^A		
2W	→ ^A	→ ^B			→ ^A	→ ^B	→ ^B		
1M	→ ^A	→ ^B				→ ^B	→ ^B		
2M	→ ^A		→ ^B			→ ^A	→ ^A		
3M	→ ^B								
6M	→ ^A								

TABULKA 2 1993: Offer-rate

	1D	1W	2W	1M	2M	3M	6M	9M	1Y
1D									
1W	→ ^A		→ ^A	→ ^B	→ ^A	→ ^B			
2W	→ ^A	→ ^A			→ ^B	→ ^B			
1M	→ ^A	→ ^B	→ ^B		→ ^A	→ ^A	→ ^A		
2M	→ ^A	→ ^A	→ ^B	→ ^A		→ ^A	→ ^A		
3M	→ ^A	→ ^A	→ ^B	→ ^A	→ ^A		→ ^A		
6M	→ ^A	→ ^A	→ ^A	→ ^A	→ ^A	→ ^A			

TABULKA 3 1994: Bid-rate

	1D	1W	2W	1M	2M	3M	6M	9M	1Y
1D							→ ^B		
1W	→ ^A		→ ^B	→ ^A	→ ^B	→ ^A	→ ^B		→ ^A
2W	→ ^A					→ ^A			→ ^A
1M	→ ^A				→ ^A	→ ^A	→ ^B		→ ^A
2M	→ ^A					→ ^A			→ ^A
3M	→ ^A								→ ^A
6M	→ ^A				→ ^B	→ ^A			→ ^B
9M	→ ^A				→ ^A	→ ^A	→ ^A		→ ^A
1Y					→ ^A	→ ^A			

TABULKA 4 1994: Offer-rate

	1D	1W	2W	1M	2M	3M	6M	9M	1Y
1D									
1W	→ ^A		→ ^B	→ ^A	→ ^A	→ ^A			→ ^A
2W	→ ^A			→ ^B	→ ^A	→ ^A			→ ^A
1M	→ ^A				→ ^A	→ ^A			→ ^A
2M									
3M	→ ^A				→ ^A				→ ^A
6M	→ ^A				→ ^A	→ ^A			→ ^A
9M	→ ^A				→ ^A	→ ^A	→ ^B		→ ^A
1Y									

TABULKA 5 1995: Bid-rate

	1D	1W	2W	1M	2M	3M	6M	9M	1Y
1D		→ ^A	→ ^A				→ ^B		
1W	→ ^A			→ ^A	→ ^A		→ ^A	→ ^A	→ ^A
2W	→ ^A			→ ^A	→ ^A		→ ^A	→ ^A	→ ^A
1M	→ ^A	→ ^B	→ ^B						→ ^A
2M	→ ^A								→ ^A
3M	→ ^A	→ ^B	→ ^B						→ ^A
6M	→ ^A								→ ^A
9M	→ ^A								→ ^A
1Y	→ ^A	→ ^A	→ ^A						→ ^A

TABULKA 6 1995: Offer-rate

	1D	1W	2W	1M	2M	3M	6M	9M	1Y
1D		→ ^B	→ ^B						
1W	→ ^A			→ ^A	→ ^A	→ ^A	→ ^A	→ ^B	→ ^A
2W	→ ^A	→ ^A		→ ^A	→ ^B		→ ^A	→ ^A	→ ^A
1M	→ ^A	→ ^A						→ ^B	→ ^B
2M	→ ^A	→ ^A							
3M	→ ^A	→ ^A						→ ^B	→ ^B
6M	→ ^A	→ ^A							→ ^B
9M	→ ^A	→ ^A							
1Y	→ ^A	→ ^A							

TABULKA 7 1996: Bid-rate

	1D	1W	2W	1M	2M	3M	6M	9M	1Y
1D									
1W	→ ^A								
2W	→ ^A								
1M	→ ^A								
2M	→ ^A								
3M	→ ^A								
6M	→ ^A								
9M									
1Y	→ ^A								

TABULKA 8 1996: Offer-rate

	1D	1W	2W	1M	2M	3M	6M	9M	1Y
1D									
1W	→ ^A								
2W	→ ^A								
1M	→ ^A	→ ^A							
2M	→ ^A	→ ^A							
3M	→ ^A	→ ^A							
6M	→ ^A	→ ^A							
9M	→ ^A	→ ^A							
1Y	→ ^A	→ ^A							

TABULKA 9 1997: Bid-rate

	1D	1W	2W	1M	2M	3M	6M	9M	1Y
1D		→ ^A	→ ^A		→ ^A	→ ^A	→ ^A	→ ^A	→ ^A
1W	→ ^A			→ ^A	→ ^B	→ ^A	→ ^A	→ ^B	→ ^A
2W	→ ^A	→ ^A		→ ^A	→ ^A	→ ^A	→ ^A	→ ^A	→ ^A
1M	→ ^A	→ ^A			→ ^A	→ ^A	→ ^A	→ ^A	→ ^A
2M	→ ^A	→ ^A	→ ^B	→ ^A		→ ^A		→ ^A	→ ^A
3M	→ ^A	→ ^A		→ ^A	→ ^A		→ ^A	→ ^A	→ ^A
6M	→ ^A	→ ^A	→ ^A	→ ^A	→ ^A	→ ^A		→ ^A	
9M				→ ^A	→ ^B		→ ^B		→ ^A
1Y	→ ^A		→ ^B	→ ^A	→ ^B		→ ^A	→ ^A	

TABULKA 10 1997: Offer-rate

	1D	1W	2W	1M	2M	3M	6M	9M	1Y
1D		→ ^A	→ ^A	→ ^A	→ ^A	→ ^A	→ ^B		
1W	→ ^A		→ ^A	→ ^A	→ ^A	→ ^A	→ ^A		
2W	→ ^A	→ ^A		→ ^A	→ ^A	→ ^A			
1M	→ ^A	→ ^A	→ ^A		→ ^B	→ ^B			
2M	→ ^A	→ ^A	→ ^A	→ ^A		→ ^A	→ ^B		
3M	→ ^A	→ ^A	→ ^A	→ ^A	→ ^A		→ ^A	→ ^B	→ ^B
6M	→ ^A	→ ^A	→ ^A	→ ^A	→ ^B	→ ^A			
9M	→ ^A	→ ^A	→ ^A	→ ^A	→ ^A	→ ^A	→ ^A		
1Y	→ ^A	→ ^A	→ ^A	→ ^A	→ ^A	→ ^A	→ ^A		

→^A označuje směr vazby na 1% hladině významnosti

→^B označuje směr vazby na 5% hladině významnosti

TABULKA 11 Vazby mezi měnovým kurzem a úrokovou mírou: 1997

míra	vazba, <i>F</i> -statistika	měna		vazba, <i>F</i> -statistika	míra
1 den	7,64 ⇒	USD	DEM	⇐ 11,5	1 den
1 týden	⇐ 3,69			3,24 ⇒	1 týden
	9,76 ⇒			⇐ 15,3	
2 týdny	⇐ 3,29			3,79 ⇒	2 týdny
	8,89 ⇒			⇐ 12,5	
1 měsíc	⇐ 4,25			4,81 ⇒	1 měsíc
	7,69 ⇒			⇐ 9,51	
2 měsíce	↔ 2,14			2,09 ↔	2 měsíce
	8,97 ⇒			⇐ 13,8	
3 měsíce	9,54 ⇒			⇐ 13,9	3 měsíce
6 měsíců	12,3 ⇒	⇐ 21,3	6 měsíců		
	11,2 ⇒	⇐ 20,7			
9 měsíců	11,2 ⇒	⇐ 20,7	9 měsíců		
1 rok	10,9 ⇒	⇐ 19,6	1 rok		

⇒ označuje směr vazby na 1% hladině významnosti

↔ označuje směr vazby na 5% hladině významnosti

LITERATURA

- AGMON, T.: The Relationships among Equity Markets: a Study of Share Price Comovements in the US, UK, Germany and Japan. *Journal of Finance*, 1972, č. 27, s. 839–56.
- AKAIKE, H.: Fitting Autoregressive Models for Predictions. *Annals of Mathematical Statistics*, 1969, s. 243–47.
- CHAN, K.: A Further Analysis of the Lead-Lag Relationship between the Cash Market and Stock Index Future Market. *Review of Financial Studies* 5, 1992, č. 1, s. 123–152.
- ENGLE, R. F. – GRANGER, J. W. C.: Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing. *Econometrica*, 1987, č. 55, s. 251–276.
- GEWEKE, J. – MESSE, R. – DENT, W.: Comparing Alternative Tests of Causality in Temporal Systems: Analytic Results and Experimental Evidence. *Journal of Econometrics*, 1983, č. 21, s. 161–94.
- GRANGER, C. J.: Investigating Causal Relationships by Econometrics Models and Cross Spectral Methods. *Econometrica*, 1969, č. 37, s. 425–35.
- HANNAN, E. J. – QUINN, B. G.: The Determination of the Order of an Autoregression. *Journal of Royal Statistical Society*, 1979, č. 41, s. 190–195.
- HIEMSTRA, C. – JONES, J. D.: Testing for Linear and Nonlinear Granger Causality in the Stock Price-Volume Relation. *The Journal of Finance*, 1994, č. 49, s. 1639–1665.
- HSIAO, C.: Autoregressive Modeling and Money-Income Causality. *Journal of Monetary Economics*, 1981, č. 7, s. 85–106.
- JOY, O. – PANTON, D. – REILLY, F. – MARTIN, S.: Co-movements of Major International Equity Markets. *Financial Review*, 1976, č. 11, s. 1–20.
- KAWALLER, I. G. – KOCH, P. D. – KOCH, T. W.: The Temporary Price Relationship between S&P 500 Futures and S&P 500 Index. *Journal of Finance*, 42, 1987, s. 1309–1329.
- KOČENDA, E.: Volatility of a Seemingly Fixed Exchange Rate. *Eastern European Economics*, 34(6), 1996, s. 37–67.
- KOČENDA, E.: Altered Band and Exchange Volatility. Forthcoming in: *The Economics of Transition* (1998).
- KWAN, A.C.C. – SIM, A. – COTSOMITIS, J. A.: The Causal Relationships between Equity Indices on World Exchanges. *Applied Economics*, 27, 1995, s. 33–37.
- LITTERMAN, R.: Technique of Forecasting Using Vector Autoregressions. Federal Reserve Bank of Minneapolis, Working Paper, 1979, č. 15.
- SIMS, C. A.: Macroeconomics and Reality. *Econometrica*, 48, 1980, s. 1–48.
- SMITH, K. L. – BROCATO, J. – ROGERS, J. E.: Regularities in the Data between Major Equity Markets: Evidence from Granger Causality Tests. *Applied Financial Economics*, 1993, č. 3, s. 55–60.
- SCHWARZ, G.: Estimating the Dimension of a Model. *Annals of Statistics*, 1978, č. 6, s. 461–464.
- THORNTON, D. – BATTEN, D.: Lag-length Selection and Tests of Granger Causality between Money and Income. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 17, 1985, s. 164–78.

SUMMARY

Czech Money Market: Emerging Links Among Interest Rates

Jan HANOUSEK – CERGE-EI Prague

Evžen KOČENDA – CERGE-EI Prague, W. Davidson Institute at the University of Michigan,
CEPR London

This paper assesses the Czech money market from 1993 to 1997. The authors' main interest lies in interactions between short- and long-term interest rates, and between exchange and interest rates. During the financial crisis of 1997 the prevailing links among monetary variables tended to gain strength. Short-term interest rates were the leading rates on the market before the crisis, but a singular leading rate disappears in 1997. The linkages show that turbulence and uncertainty allowed interest rates to become more dependent on each other as well as to influence the exchange rate. The exchange rate was found to influence short-term interest rates only.