

# INTEGRACE ÚVĚROVÝCH TRHŮ VYBRANÝCH NOVÝCH ČLENSKÝCH ZEMÍ EVROPSKÉ UNIE S EUROZÓNOU

Komárková Zlata<sup>1</sup>, Frait Jan<sup>2</sup>, Komárek Luboš<sup>3</sup>

## ABSTRAKT

Práce analyzuje proces integrace úvěrových trhů České republiky, Maďarska, Polska a Slovenska (EU4) s úvěrovým trhem eurozóny. Kvantifikace je provedena pomocí analýzy sladění, konceptu beta-konvergence (měřící rychlost integrace) a konceptu sigma-konvergence (měřící stupeň integrace). Výsledky ukazují nízkou rychlost a stupeň integrace úvěrových trhů zemí EU4 s eurozónou.

## ABSTRACT

The article analyzes the credit market integration of the Czech Republic, Hungary, Poland, Slovakia against the euro area. We apply the analysis of harmonizing, the concept of beta-convergence (identify the speed of integration) and the concept of sigma-convergence (extrapolate the degree of integration). We find low speed and level of convergence of credit market integration EU4 countries with eurozone.

## Úvod

Banky jsou v evropském regionu stále rozhodujícími subjekty zabezpečující roli finančního zprostředkovatele<sup>1</sup> (poskytování úvěrů firmám a domácnostem) a rovněž transmissi impulsů monetární politiky do ekonomiky reálné. Sledování integrace úvěrového trhu je z tohoto důvodu velmi důležité, a to nejen pro stávající země eurozóny, ale rovněž pro ostatní eurokandidáty. Při zkoumání míry efektivnosti bankovního sektoru je např. možné sledovat vývoj spreadu mezi zápůjčními a depozitními úrokovými sazbami, který jednak odráží jeden ze zdrojů bankovního zisku, ale také nepřímo vypovídá o intenzitě konkurence v daném sektoru a velikosti transakčních nákladů v jednotlivých zemích. Zřejmě totiž platí, že čím více je bankovní trh koncentrován, tím více hrozí pravděpodobnost uzavření oligopolních dohod mezi několika nejsilnějšími bankami. Naopak, čím nižší je tržní podíl banky na bankovním trhu, tím hůře bude ovlivňovat výši daného spreadu mezi zápůjčními a depozitními sazbami. Velikost daného spreadu klesá s tím, jak se finanční trh stává více konkurenčním a mezinárodně provázaným. To vše ovlivňuje míru finanční integrace v porovnání se zvoleným (benchmarkovým) teritoriem.<sup>2</sup>

Samotná měření finanční integrace úvěrového trhu se nejčastěji zaměřují na sledování diferenciálů různých typů úrokových sazeb nabízených bankami mezi jednotlivými zeměmi a jejich referenčním teritoriem. Mezi faktory ovlivňující vývoj úrokových diferenciálů lze zejména řadit depreciační (kurzové) riziko, transakční náklady, daň z úroků, kreditní riziko apod. Při absenci uvedených faktorů by bylo možné aktiva považovat za identická a jejich výnosy (ceny) jednoduše srovnat. Tento

---

<sup>1</sup> tzv. bank-based systém na rozdíl od USA, kde je aplikován tzv. market-based systém;

<sup>2</sup> Analýza spreadů byl provedena s aplikací na země EU4 v práci Komárkové (2006).

předpoklad je ovšem velmi silný a rovněž níže uvedené studie prokazují, že i na trzích, kde již neexistuje vnitřní měnové riziko (eurozóna), stále přetrvávají jiné poměrně silné rizikové faktory. Ty primárně zapříčiňují stávající segmentaci úvěrového trhu, a to zejména v případě drobného bankovníctví. Pro známý poznatek, že drobné bankovníctví (*retail banking*) je méně integrováno než tzv. korporátní bankovníctví (*wholesale banking*), existuje několik důvodů. Hlavním je, že úvěrové produkty retailového bankovníctví nepodléhají téměř vůbec mezinárodnímu konkurenčnímu tlaku, neboť zde hraje významnou úlohu individuální přístup k zákazníkovi. Tím se stávají nehomogenní a nesrovnatelné, a mohou dokonce omezovat konkurenci v daném segmentu.

Značné úsilí ve prospěch liberalizace a integrace úvěrového trhu, zejména drobného bankovníctví – pomaleji se vyvíjejícího oproti ostatním segmentům úvěrového trhu – bylo v EU vynaloženo rovněž na straně regulace. Zavedením první (1997) a druhé (1998) bankovní direktivy a dále vydáním publikace *The Financial Services Action Plan* (1999) bylo toto úsilí započato. Do segmentu drobného bankovníctví přinesly tyto dokumenty důležité prvky, které vedly k větší ochraně klientů drobného bankovníctví a k větší otevřenosti a bezpečnosti daného segmentu. Přinesly také nová měření, jejímž cílem je identifikovat a následně co nejvíce eliminovat cenové rozdíly napříč celou Evropskou unií. Z tohoto legislativně-právního pohledu vyplývá, že podmínky pro dosažení vyšší míry integrace úvěrových (bankovních) trhů opět pokročily. Na tomto trhu však stále existují překážky neinstitucionálního charakteru, jako jsou rozdíly v chování klientů bank dané rozličnými národními specifiky nebo rozdíly v preferencích ze strany klientů, při rozhodování o typech požadovaných úvěrů. Dané rozdíly nadále brání dosažení integrace v širším slova smyslu, tj. ve smyslu ochoty (nikoli možnosti) účastníků trhu využít výhod pramenících z propojení trhů.

## 1. Teoretická a empirická východiska integrace úvěrových trhů

Měření sladěnosti a integrace úvěrových trhů založeném na cenových ukazatelích je obvykle prováděno analyzováním úrokového diferenciálu vzhledem k referenčnímu teritoriu, a to jak na straně depozit, tak i úvěrů<sup>3</sup>. Integrací úvěrových trhů s aplikací na země eurozóny se zabývaly studie: Heitfielda (1999), Centena a Mella (1999), Kleimeiera a Sandera (2000), Adama a kol. (2002), Cabrala a kol. (2002), Angeloniho a Ehrmanna (2003) a Baeleho a kol. (2004).

Heitfield (1999) upozornil na nutnost separátního zkoumání depozitních sazeb nabízených malými bankami od sazeb nabízených velkými bankovními ústavami. Jako důvod uvedl, že malé banky operují na spíše segmentovaném trhu, zatímco velké nikoli. Zjistil, že agregovaná data hypotézu úrokové parity potvrzují, zatímco mikroekonomická data tuto hypotézu odmítají. Svůj závěr zdůvodnil tak, že agregovaná data o úrokových sazbách jsou vztažena k mezibankovnímu trhu, na rozdíl od mikroekonomických dat, která odkazují primárně na retailový trh. Zjištění Heitfielda potvrzuje rovněž studie Centena a Mella (1999), kteří testováním úrokové parity na zemích EU15 ukázali, že retailové a mezibankovní trhy se ve stupni dosažené integrace značně lišily; retailový trh byl shledán málo integrovaným a mezibankovní trh pak v pokročilém stádiu integrace. Kleimeier a Sander (2000) analyzovali použitím kointegračního testu na diferenciálu měsíčních úrokových

---

<sup>3</sup> Pro deskripci jednotlivých druhů měření finanční integrace (měření založená na cenách, událostech a bariérách) viz např. Baele a kol. (2004).

sazeb, zda vazby mezi sazbami jednotlivých zemí EU15 v čase zesílily. Dokázali, že zkoumané sazby nejsou kointegrované a zároveň identifikovali strukturální zlom na počátku 90. let, což dle jejich názoru by mohlo souviset s implementací druhé bankovní direktivy zaměřené na odstranění některých bariér přeshraniční bankovní konkurence. Adam a kol. (2002) aplikoval koncept beta a sigma konvergence na tři segmenty úvěrového trhu, a to na trh korporátních úvěrů, trh mezibankovní a trh hypoteční. Samotnou analýzu pak prováděli na úrokovém diferenciale srovnatelných aktiv jednotlivých zemí EU15. V případě mezibankovního trhu dospěli k závěru, že konvergence zemí eurozóny byla dosažena ihned po zavedení jednotné měny, zatímco pro celou EU15 tomu bylo až v roce 2001. Dále dospěli k poznání, že integrace hypotečního trhu je nedostatečná a úroveň integrace korporátních úvěrů je mizivá. Cabral a kol. (2002) ukázali, že stupeň integrace v segmentu drobného bankovníctví v zemích eurozóny – oproti ostatním segmentům úvěrového trhu – byl na začátku devadesátých let značně limitován, ale těsně před zavedením jednotné měny se zvýšil. Rovněž tato studie potvrzuje výše uvedený fakt, že integrace v sektoru bankovníctví (zejména drobného bankovníctví) postupuje pomaleji, než je tomu v ostatních segmentech úvěrového trhu. Cabral a kol. pracoval s průměrnými měsíčními klientskými úrokovými sazbami (*retail interest rates*) a bankovními maržemi mezi obdobími 1998 až 1999 a 2001 až 2002. Prokázali, že došlo k poklesu úrokových sazeb jak na straně úvěrů tak na straně depozit v čase, tj. směrem od prvního ke druhému období. V případě bankovních marží bylo zjištěno, že napříč všemi sledovanými zeměmi eurozóny byly jejich hodnoty velmi nízké. Tyto výsledky nasvědčují tomu, že v rámci eurozóny jsou tyto trhy stále segmentovány na geografická teritoria jednotlivých zemí a že postup ve sladění a integraci rovněž závisí na konvergenci měnověpolitických sazeb. Angeloni a Ehrmann (2003) ve své práci zaměřené na fungování transmisního mechanismu prostřednictvím drobného bankovníctví zkoumali, zda-li existuje alespoň nějaký signál rostoucí integrace a konkurence napříč zeměmi eurozóny v segmentu retailového bankovníctví. Analýza identifikovala částečný pokrok směrem k integraci tohoto segmentu. Měření bylo zaměřeno na sledování reakce retailových bankovních úrokových sazeb na pohyb sazeb peněžního trhu. Monetární transmise prostřednictvím „úrokového kanálu“ a konvergence retailových úrokových sazeb zaznamenala vyšší sílu v době před zavedením eura. Baele a kol. (2004) se zaměřil v rámci měření integrace úvěrového trhu na trh korporátních krátkodobých, střednědobých a dlouhodobých úvěrů, dále na trh hypoteční a na trh úvěrů poskytnutých domácnostem. Aplikací konceptů beta a sigma konvergence a následně doplněných měření založeném na událostech došla studie k závěrům, že: (i) trh korporátních úvěrů je segmentován v případě krátkodobých úvěrů, zatímco v případě střednědobých a dlouhodobých úvěrů došlo k určité konvergenci, (ii) hypoteční úrokové sazby napříč eurozónou jsou nyní více unifikované, než tomu bylo před zavedením eura a (iii) trh úvěrů poskytnutých domácnostem zůstává stále neintegrován.<sup>4</sup>

---

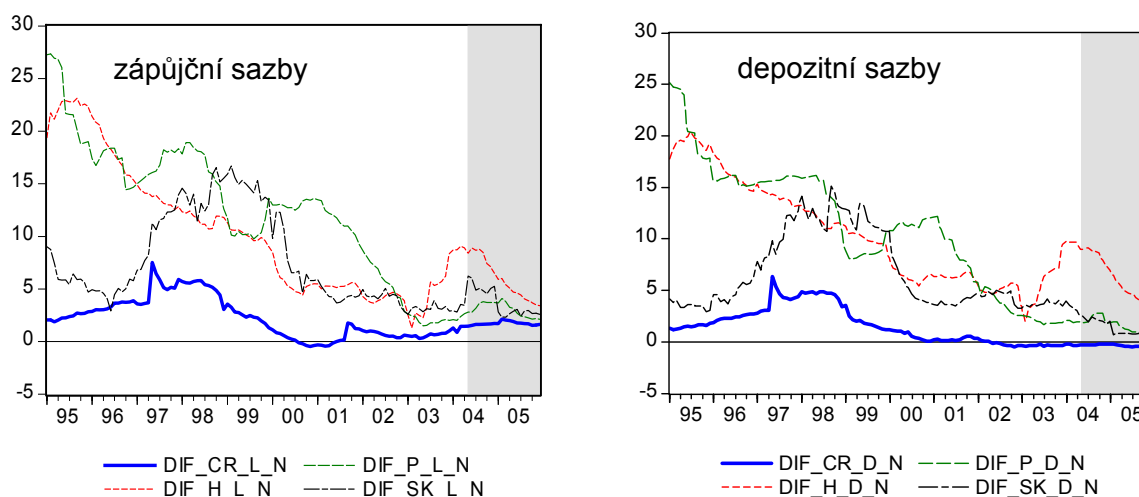
<sup>4</sup> Integrace úvěrového trhu v eurozóně je v pokročilém stavu z pohledu legislativního, nicméně z pohledu cenových (úrokových) rozdílů, je tento trh vysoce segmentován. Tato zjištění implikují důležitý závěr, že není-li dosaženo integrace úvěrových trhů v případě zemí se silně provázanými hospodářskými politikami (země eurozóny), nebude jí zřejmě dosaženo ani v případě sledovaných eurokandidátů.

## 2. Empirické výsledky integrace úvěrových trhů

### 2.1. Analýza sladění

Vývoj úrokových diferenciálů nominálních zápůjčních a depozitních úrokových sazeb mezi zeměmi EU4 a eurozónou ukazuje obrázek 1. Je z něj patrné, že úrokové diferenciály zemí EU4 vzhledem k eurozóně postupně klesají a v případě České republiky jsou s eurozónou velmi sladěny, zejména pokud jde o depozitní sazby (diferenciál osciluje kolem nuly). Česká republika se, v porovnání s ostatními zeměmi EU4, dá rovněž považovat za nejvíce sladěnou zemi s eurozónou v segmentu zápůjčních sazeb. Z obrázku 1 rovněž vyplývá, že od cca počátku roku 1999 trendově diferenciály klesají a jejich pokles a vzájemná sladěnost je znatelný po vstupu do EU. Známky divergentního vývoje úrokových diferenciálů jsou významně ovlivněny odlišnou reakcí centrálních bank zemí EU4 oproti ECB (zejména nastavením měnověpolitických sazeb), danou rozdílným hospodářským vývojem v průběhu transformace.

Obr. 1 Nominální diferenciál zápůjčních a depozitních úrok. sazeb mezi EU4 a eurozónou



Poznámka: DIF – diferenciál (rozdíl mezi domácí a zahraniční úrokovou sazbou), L – zápůjční sazby, D – depozitní sazby, N – nominální sazby. Datový soubor: leden 1995 až prosinec 2005 (měsíční periodicita). Šedá zóna představuje rozšíření z EU15 na EU25. Zdroj: vlastní výpočty z dat IMF-IFS a Eurostat.

Jednoduchá korelační analýza provedená na nominálních zápůjčních (tabulka 1) a depozitních (tabulka 2) úrokových sazbách, ukazuje poměrně vysoké hodnoty korelačních koeficientů. Nejvyšší hodnotu nabýval pro Polsko (0,95 v případě zápůjčních úrokových sazeb a 0,96 v případě depozitních úrokových sazeb).<sup>5</sup> Slovensko zase dosáhlo největšího pokroku, neboť jeho korelační koeficient nabýval hodnoty 0,40 před vstupem do EU, zatímco po vstupu se zvýšil na hodnotu 0,89. Zbývající tři sledované země pak zaznamenaly mírné snížení korelačního koeficientu, nicméně jeho hodnoty stále ukazují na silnou lineární závislost.

<sup>5</sup> Komárková (2006) provedla obdobné výpočty pro reálné sazby, které nebyly výrazně odlišné od výsledků pro nominální sazby.

Tab. 1 Korelační koeficienty mezi zápůjčními úrokovými sazbami

období před vstupem do EU (1995/01– 2004/04)						období po vstupu do EU (2004/05-2005/12)					
	CR	H	P	SK	EU12		CR	H	P	SK	EU12
CR	1,00	0,84	0,84	0,66	0,81	CR	1,00	0,80	0,97	0,61	0,76
H	0,84	1,00	0,86	0,45	0,91	H	0,80	1,00	0,76	0,89	0,87
P	0,84	0,86	1,00	0,59	0,94	P	0,97	0,76	1,00	0,54	0,70
SK	0,66	0,45	0,59	1,00	0,40	SK	0,61	0,89	0,54	1,00	0,89
EU12	0,81	0,91	0,94	0,40	1,00	EU12	0,76	0,87	0,70	0,89	1,00

Poznámka: CR – Česká republika, H – Maďarsko, P – Polsko, SK – Slovensko, EU12 - eurozóna. Datový soubor: leden 1995 až prosinec 2005 (měsíční periodičita). Zdroj: vlastní výpočty z dat IMF-IFS.

Srovnáme-li korelační koeficienty pro depozitní úrokové sazby, je zřejmé, že pro období po vstupu do EU se sladěnost s eurozónou snížila. Výjimkou je Slovensko, pro které korelační koeficient nabýval shodně nízkých hodnot pro obě sledovaná období.<sup>6</sup>

Tab. 2 Korelační koeficienty mezi depozitními úrokovými sazbami

období před vstupem do EU (1995/01– 2004/04)						období po vstupu do EU (2004/05-2005/12)					
	CR	H	P	SK	EU12		CR	H	P	SK	EU12
CR	1,00	0,82	0,85	0,74	0,79	CR	1,00	0,83	0,89	0,72	0,31
H	0,82	1,00	0,88	0,39	0,93	H	0,83	1,00	0,88	0,91	0,26
P	0,86	0,88	1,00	0,44	0,95	P	0,89	0,88	1,00	0,77	0,29
SK	0,74	0,39	0,44	1,00	0,31	SK	0,72	0,91	0,77	1,00	0,31
EU12	0,79	0,93	0,95	0,31	1,00	EU12	0,31	0,26	0,29	0,31	1,00

Poznámka: CR – Česká republika, H – Maďarsko, P – Polsko, SK – Slovensko, EU12 – eurozóna. Datový soubor: leden 1995 až prosinec 2005 (měsíční periodičita). Zdroj: vlastní výpočty z dat IMF-IFS a Eurostat.

## 2.2. Beta konvergence

Označení beta-konvergence svým původem spadá do literatury zabývající se problematikou ekonomické růstu a jeho dynamiky, viz např. Barro a Sala-i-Martin (1992,1995), Sala-i-Martin (1996) nebo Goldberg a Verboven (2001). V oblasti finanční integrace umožňuje koncept beta-konvergence určit rychlost integrace příslušného segmentu finančního trhu. Nicméně tato metoda nic neříká o stupni integrace (viz dále koncept sigma-konvergence). Pro výpočet beta-konvergence lze s výhodou využít standardní nebo rolovanou regresní analýzu, stavově-prostorové modely nebo panelové regresní modely.<sup>7</sup>

Pro kvantifikaci výskytu a rychlosti konvergence úrokových sazeb EU4 k obdobným sazbám pro eurozónu byla pro případ beta-konvergence úvěrových trhů nejprve aplikována metoda standardní regresní analýzy dle rovnice (1):

$$\Delta R_t = \alpha + \beta R_{t-1} + \sum_{k=1}^L \delta_k \Delta R_{t-k} + \varepsilon_t \quad (1)$$

kde R představuje diferenciál mezi průměrnou zápůjční nominální úrokovou sazbou zemí EU4 a benchmarkovým teritoriem (eurozónou), a to jak v případě standardní tak

<sup>6</sup> Křížové korelace rovněž ukazují silnou sladěnost vývoje úrokového diferenciálu České republiky ve vztahu k Polsku a Maďarsku, a to pro obě sledovaná období i druhy sazeb.

<sup>7</sup> viz Komárková (2006)

i panelové regrese,  $\Delta$  představuje operátor diference,  $\alpha$  je konstanta a  $L$  označuje počet zpoždění. Velikost koeficientu beta lze interpretovat jako přímé měření rychlosti konvergence. Konvergence je pozorována, když vyjde koeficient beta záporný. Čím je koeficient beta bližší -1, tím je rychlost konvergence vyšší. Pokud je  $\beta=0$ , pak konvergence není pozorována, resp. její rychlost je nulová. Výsledky ideálního odhadu by rovněž znamenaly, že koeficient  $\delta$  bude blízký nule a chybový člen  $\varepsilon$  bude mít požadované charakteristiky (odpovídající normálnímu normovanému rozdělení).

Výsledky beta-konvergence pro Českou republiku jsou uvedeny v tabulce 3, příloha pak obsahuje výsledky pro ostatní země EU4. Koeficient beta vyšel záporný pro všechny sledované země, čímž byl potvrzen výskyt konvergence. Absolutně nejnižší hodnoty nabyl pro případ České republiky (0,0362) a Maďarska (0,0504), řádově vyšších hodnot pak pro případ Polska (0,1345) a Slovenska (0,2027), sledujeme-li rychlost v průběhu celého sledovaného období. Zároveň, je-li provedeno rozdělení celého období na dvě základní části, totiž před a po vstupu EU4 do EU, je možné zjistit, že v případě všech sledovaných zemí došlo ke zvýšení rychlosti konvergence. Za všechny jmenujme např. výsledky pro Českou republiku, kde došlo k zvýšení z hodnoty 0,0497 na hodnotu 0,2033. Nicméně, právě v případě České republiky nebyly výsledky signifikantní na požadované hladině významnosti.

Tab. 3 Beta-konvergence – Česká republika

$\Delta R$	$\alpha$	$\beta$	$\delta$	F-test
Česká republika	konstanta	R(-1)	$\Delta R(-1)$	
Období I. (1995/03-1998/12)	0,0903 (0,1588)	-0,1307 (0,1714)	-0,1819 (0,1875)	F(2,41)=1,59 Prob>F=0,2167
Období II. (1999/01-2004/04)	0,0540 (0,0428)	-0,0497 (0,0555)	-0,0961 (0,1299)	F(2,60)=0,91 Prob>F=0,4069
Období III. (2004/05-2005/12)	0,4317 (0,2663)	-0,2033 (0,1291)	-0,0551 (0,2307)	F(2,17)=1,40 Prob>F=0,2741
Celé období (1995/1-2005/12)	0,0427 (0,0335)	-0,0362 (0,0298)	-0,1611 <sup>c</sup> (0,0890)	F(2,125)=2,91 Prob>F=0,0583

Poznámka: a, b, c, d vyjadřuje 1%, 5%, 10%, resp. vyšší blízké 10% (uvedeno v závorce) hladině významnosti; směrodatné chyby jsou uvedeny v závorkách. Zdroj: vlastní výpočty z dat IMF-IFS, Eurostat a ČNB.

Testování beta-konvergence pomocí panelové regresní analýzy bylo provedeno opět pro všechny sledované periody dle vzorce (2):

$$\Delta R_{i,t} = \alpha + \beta R_{i,t-1} + \sum_{k=1}^L \delta_k \Delta R_{i,t-k} + \varepsilon_{i,t}, \quad (2)$$

přičemž index  $i$  vyjadřuje jednotlivé země a ostatní symboly rovnice (1) odpovídají popisu rovnice 2 pro všechny vymezené časové periody. Výsledky panelových odhadů modelu beta-konvergence pro všechny země EU4 pak shrnuje tabulka 4. Koeficienty byly až na výjimky signifikantní, přičemž i zde je vidět, že rychlost konvergence za celý sledovaný region nedosahuje vysokých hodnot, bereme-li v úvahu teoreticky ideální hodnotu  $\beta=-1$ . F-test (a) dále potvrdil celkovou signifikantnost výsledků, přičemž F-test (b) ukázal, jak významný byl efekt specifický pro danou zemi (CE, *country effect*). Z výsledků je patrné, že CE nebyl pouze

signifikantní na 5% hladině významnosti v prvním období, v ostatních obdobích i za celé sledované období bylo požadované míry významnosti dosaženo.

Tab. 4 Beta-konvergence – panelové odhady pro země EU4

$\Delta R$ (FE)	$\alpha$	$\beta$	$\delta$	F-test	F-test
	konstanta	R(-1)	$\Delta R(-1)$	a) regrese	b) signif. CE
Období I. (1995/03-1998/12)	0,1166 <sup>c</sup> (0,0610)	-0,1213 <sup>a</sup> (0,0402)	-0,1328 <sup>c</sup> (0,0751)	F(2,174)=7,99 Prob>F=0,0005	F(3,174)=0,46 Prob>F=0,7116
Období II. (1999/01-2004/04)	0,0825 <sup>c</sup> (0,0439)	-0,1569 <sup>a</sup> (0,0382)	-0,1644 <sup>b</sup> (0,0651)	F(2,250)=15,90 Prob>F=0,0000	F(3,250)=2,31 Prob>F=0,0772
Období III. (2004/05-2005/12)	0,0377 <sup>a</sup> (0,1519)	-0,1643 <sup>a</sup> (0,1100)	-0,1286 (0,1000)	F(2,74)=26,45 Prob>F=0,0000	F(3,74)=13,96 Prob>F=0,0000
Celé období (1995/1-2005/12)	0,0973 <sup>a</sup> (0,0320)	-0,1226 <sup>a</sup> (0,0229)	-0,1580 <sup>a</sup> (0,0435)	F(2,506)=27,60 Prob>F=0,0000	F(3,506)=2,63 Prob>F=0,0495

Poznámka: a, b, c, d vyjadřuje 1%, 5%, 10%, resp. vyšší blízké 10% (uvedeno v závorce) hladině významnosti; FE – panelové odhady na základě fixních efektů, CE – efekt specifický pro danou zemi; směrodatné chyby jsou uvedeny v závorkách. Zdroj: vlastní výpočty z dat IMF-IFS, Eurostat a národních centrálních bank.

### 2.3. Sigma-konvergence

Ačkoli beta-konvergence měří rychlost konvergence, nikterak však neindikuje stupeň integrace úvěrových trhů. Pro tento účel je používána sigma-konvergence jako doplněk bety-konvergence, pro jejíž kvantifikaci je aplikován výpočet (průřezové) směrodatné odchylky  $\hat{\sigma}$  dle vzorce:

$$\hat{\sigma}_t = \sqrt{\left(\frac{1}{N-1}\right) \sum_{i=1}^N [\log(y_{it}) - \bar{y}_t]^2}, \quad (3)$$

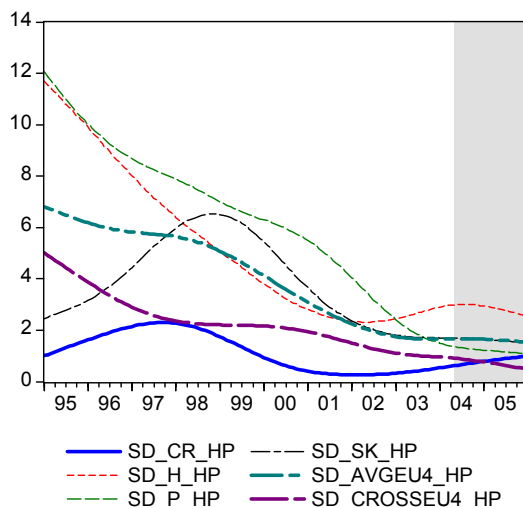
kde symbol  $y$  představuje výnos aktiva,  $\bar{y}$  představuje aritmetický průměr hodnoty datového souboru v čase  $t$  a index  $i$  jednotlivé země ( $i = 1, 2, \dots, N$ ). Velikost  $\hat{\sigma}$  teoreticky nabývá pouze kladných hodnot. Čím je  $\hat{\sigma}$  nižší, tím vyššího stupně konvergence bylo dosaženo. Plného stupně integrace je z teoretického pohledu dosaženo, když směrodatná odchylka nabývá nulové hodnoty, naopak velmi vysoké (několikamístné) hodnoty  $\hat{\sigma}$  odrážejí velmi nízký stupeň integrace. Pro grafické znázornění byly výsledky filtrovány HP filtrem s doporučenou hodnotou parametru  $\lambda$  pro týdenní časové řady ( $\lambda=270400$ ).<sup>8</sup> Z výše uvedených vlastností beta a sigma konvergence lze vypočítat jejich vzájemný inverzní vztah. Jsou-li časové řady výnosů srovnatelných aktiv vysoce korelovány, což by pro silně integrované trhy mělo platit, pak se jejich výnosy nutně musí pohybovat stejným směrem a jejich směrodatná odchylka bude nezbytně nabývat nízkých hodnot. Jinak řečeno, disperse bude vysoká, když se výnosy ze srovnatelných aktiv v různých zemích rozcházejí.

Aplikací konceptu sigma-konvergence na nominální zápůjční úrokové sazby (obrázek 2) bylo prokázáno dosahování pokroku ve stupni integrace v případě Maďarska, Polska a rovněž také Slovenska, tj. rozdíly ve volatilitách průměrných zápůjčních

<sup>8</sup> Podobně jako v případě beta-konvergence je možné i zde vypočítat rychlost, s jakou (průřezová) disperse klesá v čase, odhadem regresní rovnice, kde vysvětlovanou proměnnou by byla  $\hat{\sigma}_t$  a jednou z vysvětlujících proměnných časový trend.

úrokových sazeb těchto zemí vzhledem k relevantní sazbě eurozóny se po celé sledované období měly klesající trend. Směrodatná odchylka pro Českou republiku od roku 2001 roste, což signalizuje divergenci, neboť časový trend je pozitivní.

Obr. 2 Sigma-konvergence zápůjčních sazeb



Poznámka: CR – Česká republika, H – Maďarsko, P – Polsko, SK – Slovensko, SD – směrodatná odchylka, HP – Hodrickův a Prescottův filtr. AVGEU4 – průměr za země EU4, CROSSEU4 – průřezový výpočet. Datový soubor: leden 1995 až prosinec 2005 (měsíční periodičita). Šedá zóna představuje rozšíření z EU15 na EU25. Zdroj: vlastní výpočty z dat IMF-IFS, Eurostat a národních centrálních bank.

## Závěr

Práce byla věnována pionýrské analýze integrace úvěrového trhu zemí EU4 s eurozónou. Z důvodu absence srovnatelných časových řad pro jednotlivé segmenty úvěrového trhu dle jednotlivých subjektů a splatností (korporátní sazby nefinančním podnikům, domácnostem, hypotéční sazby) byly zkoumány celkové trajektorie zápůjčních a depozitních nominálních sazeb, resp. jejich diferenciály vzhledem k eurozóně. Pokles diferenciálů napříč časem a jednotlivými zeměmi lze zdůvodnit zejména poklesem národních měnověpolitických sazeb, úspěšným dezinflačním procesem a završující se ekonomickou transformací zemí EU4. Analýza sladění ukázala, že Česká republika se v oblasti depozit porovnání s ostatními zeměmi EU4 dá považovat za nejvíce sladěnou s eurozónou. Největšího „pokroku“ ve vývoji zápůjčních sazeb však dosáhlo Slovensko (zvýšení korelačního koeficientu z 0,40 před vstupem do EU na hodnotu 0,89 po vstupu). Zbývající tři sledované země pak zaznamenaly snížení korelačního koeficientu. Trh depozitních sazeb byl oproti trhu zápůjčních sazeb méně sladěn s eurozónou. Koncept beta-konvergence prokázal probíhající konvergenci ( $\beta$  z individuálních regresních odhadů nabývala záporných hodnot pro všechny země EU4), čímž byl prokázán výskyt konvergence. Nicméně její rychlost lze charakterizovat jako nízkou, neboť hodnoty  $\beta$  koeficientů byly dosti vzdálené hodnotě maximální rychlosti konvergence, tj.  $\beta = -1$ ). Výsledky panelových odhadů ukázaly, že rychlost konvergence za celý sledovaný region není rovněž nikterak vysoká. Koncept sigma konvergence prokázal výrazné zlepšení v dosaženém stupni integrace pro všechny země EU4. V případě České republiky však  $\sigma$  od roku 2001 roste, což signalizuje jisté známky divergentního chování. I přes



tento vývoj je stupeň integrace úvěrového trhu České republiky obdobný výsledkům pro ostatní země EU4.

## LITERATURA

1. ADAM, K. – JAPPELLI, T. – MENICHINI, A. – PADULA, M. – PAGANO, M. (2002): Study to Analyze, Compare, and Apply Alternative Indicators and Monitoring Methodologies to Measure the Evolution of Capital Market Integration in the European Union. European Commission, 1-95.
2. ANGELONI, I. – EHRMANN, M. (2003): Financial Markets, Intermediaries and Intertemporal Smoothing, *Journal of Political Economy* 105, 523-546.
3. BAELE L. – FERRANDO, A. – HÖRDAHL, P. – KRYLOVA, E. – MONNET, C. (2004): Measuring Financial Integration in the Euro Area. Occasional paper Series, # 14, European Central Bank, 1-93.
4. BARRO, R. J. – SALA-I-MARTIN, X. (1995): Technological Diffusion, Convergence, and Growth. NBER Working Papers 5151, National Bureau of Economic Research.
5. BARRO, R. J. – SALA-I-MARTIN, X. (1992): Convergence. *Journal of Political Economy* 100, pp. 223-251.
6. CABRAL, X. et al. (2002): Banking Integration in the Euro Area. ECB Occasional Paper Series No. 6.
7. CENTENO, M. – MELLO, A. S. (1999): How Integrated are the Money Market and Bank Loans Market within the European Union?, *Journal of International Money and Finance* 18 (1), February, 75-106.
8. GOLDBERG, P. – VERBOVEN, F. (2001): Market Integration and Convergence of the Law of One Price: Evidence from the European Car Market. Discussion Paper 2926, CEPR: London.
9. HEITFIELD, E. A. (1999): What do Interest Rate Data Say About the Geography of Retail Banking Markets?, *Antitrust Bulletin* 44 (2), Summer, 333-347.
10. KOMÁRKOVÁ, Z. (2006): Integrace finančního trhu České republiky s eurozónou. Vysoká škola ekonomická v Praze. Doktorská disertační práce.

Apendix<sup>9</sup>: Beta-konvergence (Maďarsko, Polsko, Slovensko)

$\Delta R$ Maďarsko	$\alpha$	$\beta$	$\delta$	F-test
	konstanta	R(-1)	$\Delta R(-1)$	
Období I. (1995/03-1998/12)	-0,0060 (0,770)	-0,0431 (0,416)	-0,0539 (0,1512)	F(2,41)=0,66 Prob>F=0,0529
Období II. (1999/01-2004/04)	-0,1629 <sup>b</sup> (0,0705)	-0,1856 <sup>b</sup> (0,0762)	-0,2278 <sup>c</sup> (0,1203)	F(2,60)=6,30 Prob>F=0,0033
Období III. (2004/05-2005/12)	-0,1557 (0,1193)	-0,4309 <sup>b</sup> (0,2232)	-0,0402 (0,2389)	F(2,17)=2,60 Prob>F=0,1034
Celé období (1995/1-2007/12)	-0,0292 (0,0314)	-0,0504 <sup>b</sup> (0,0245)	-0,1649 <sup>c</sup> (0,0859)	F(2,125)=4,44 Prob>F=0,0137

<sup>9</sup> Poznámka: a, b, c, d vyjadřuje 1%, 5%, 10%, resp. vyšší blízké 10% (uvedeno v závorce) hladině významnosti; směrodatné chyby jsou uvedeny v závorkách. Zdroj: vlastní výpočty z dat IMF-IFS, Eurostat a národních centrálních bank.

$\Delta R$ Polsko	$\alpha$	$\beta$	$\delta$	F-test
	konstanta	R(-1)	$\Delta R(-1)$	
Období I. (1995/03-1998/12)	0,3158 <sup>c</sup> (0,1763)	-0,2158 (0,1003)	0,0036 (0,1557)	F(2,41)=2,56 Prob>F=0,0895
Období II. (1999/01-2004/04)	0,0995 (0,0993)	-0,0881 <sup>d(10,7)</sup> (0,0539)	-0,0827 (0,1239)	F(2,60)=1,92 Prob>F=0,1553
Období III. (2004/05-2005/12)	0,4300 <sup>c</sup> (0,2128)	-0,2857 <sup>c</sup> (0,1481)	-0,0854 (0,2174)	F(2,17)=2,12 Prob>F=0,1508
Celé období (1995/1-2005/12)	0,1941 <sup>b</sup> (0,0826)	-0,1345 <sup>a</sup> (0,0470)	-0,0575 (0,0890)	F(2,125)=5,13 Prob>F=0,0073

$\Delta R$ Slovensko	$\alpha$	$\beta$	$\delta$	F-test
	konstanta	R(-1)	$\Delta R(-1)$	
Období I. (1995/03-1998/12)	0,2250 (0,1638)	-0,2469 <sup>b</sup> (0,1137)	-0,1495 (0,1501)	F(2,41)=3,95 Prob>F=0,0269
Období II. (1999/01-2004/04)	0,1336 (0,1518)	-0,1897 <sup>b</sup> (0,0823)	-0,1746 (0,1255)	F(2,60)=5,17 Prob>F=0,0085
Období III. (2004/05-2005/12)	0,3246 <sup>a</sup> (0,5476)	-0,2010 <sup>a</sup> (0,2345)	-0,2392 (0,1924)	F(2,17)=9,96 Prob>F=0,0014
Celé období (1995/1-2005/12)	0,2278 <sup>b</sup> (0,1087)	-0,2027 <sup>a</sup> (0,0600)	-0,1481 <sup>c</sup> (0,0876)	F(2,125)=10,11 Prob>F=0,0001

## KONTAKT

<sup>1</sup> Ing. Zlatuše Komárková, Ph.D.  
Česká národní banka  
Na Příkopě 28, 115 03 Prague 1  
zlatuse.komarkova@cnb.cz or zlata\_komarkova@yahoo.com

<sup>2</sup> Prof. Dr. Ing. Jan Frait  
Česká národní banka  
Na Příkopě 28, 115 03 Prague 1  
jan.frait@cnb.cz

<sup>3</sup> Doc. Ing. Luboš Komárek, Ph.D., M.Sc., M.B.A.  
Česká národní banka  
Na Příkopě 28, 115 03 Prague 1  
lubos.komarek@cnb.cz or lubos\_komarek@yahoo.com