

Vysoká škola ekonomická v Praze

Fakulta financí a účetnictví

Doktorská disertační práce

2006

ZLATUŠE KOMÁRKOVÁ

Vysoká škola ekonomická v Praze

Fakulta financí a účetnictví

INTEGRACE FINANČNÍHO TRHU ČESKÉ
REPUBLIKY S EUROZÓNOU

Doktorská disertační práce

Školitel:

Prof. Dr. Ing. Jan Frait

2006

Ing. Zlatuše Komárková

Místopřísežné prohlášení

Prohlašuji, že doktorskou disertační práci: „INTEGRACE FINANČNÍHO TRHU ČEKÉ REPUBLIKY S EUROZÓNOU“ jsem vypracovala samostatně s použitím uvedené odborné literatury a pod vedením svého školitele.

V Praze 20. srpna 2006

Poděkování

Upřímně bych chtěla na tomto místě poděkovat svému školiteli prof. Dr. Ing. Janu Fraítovi, za mnoho cenných odborných rad, doporučení a lidské vedení, které mi po celou dobu mého doktorského studia předával. Dále bych chtěla poděkovat Luboši Komárkovi, zaměstnancům BCPP, a. s. a celé řadě svých kolegů z ČNB a zaniklé Komise pro cenné papíry, kteří mi byli jakkoli nápomocni při mém výzkumném snažení. Za vyjádřenou podporu rovněž děkuji Národohospodářskému ústavu Josefa Hlávky, který shledal výzkumný záměr „finanční integrace české ekonomiky“ jako záměr hodný podpory.

Obsah

Úvod	11
1 Teoretická východiska integrace finančních trhů	15
1.1 Definice integrace finančních trhů	15
1.2 Přínosy finanční integrace	18
1.3 Teoretické námitky proti finanční integraci	21
1.4 Rámec pro měření finanční integrace	24
1.5 Způsoby měření finanční integrace	27
1.5.1 Analýza sladění	27
1.5.2 Beta-konvergence	29
1.5.3 Sigma-konvergence	30
1.5.4 Měření integrace založené na událostech	30
1.6 Metody pro měření finanční integrace	31
1.6.1 Korelační analýza	32
1.6.2 Stavově-prostorový model	33
1.6.3 Panelové modely	34
1.6.4 Ostatní podpůrné metody měření finanční integrace	35
2 Integrace devizových trhů a sladění měnových kurzů	42
2.1 Teoretická a empirická východiska integrace devizových trhů	44
2.2 Vývoj na devizových trzích	46
2.3 Empirické výsledky sladění a integrace devizových trhů	49
2.3.1 Analýza sladění	49
2.3.2 Beta-konvergence	55
2.3.3 Sigma-konvergence	59
2.3.4 Spekulativní efektivita jako měřítko integrace devizového trhu	61
2.3.5 Podpůrné analýzy - modely volatility	67
3 Integrace peněžních trhů	70
3.1 Teoretická a empirická východiska integrace peněžních trhů	71
3.2 Vývoj na peněžních trzích	73
3.2.1 Nezajištěný trh	73
3.2.1.1 Sazby typu „ONIA“	73
3.2.1.2 Sazby typu „IBOR“	75
3.2.2 Deriváty krátkodobého dluhu – úrokový swap	78
3.2.3 Porovnání nezajištěného trhu s trhem úrokových swapů	80
3.3 Empirické výsledky integrace peněžních trhů	81
3.3.1 Analýza sladění	81
3.3.2 Beta-konvergence (10Y swap)	85
3.3.3 Sigma-konvergence	87
3.3.4 Měření založená na událostech (NBM)	88
3.3.5 Krytá úroková parita	90
4 Integrace úvěrových trhů	98
4.1 Teoretická a empirická východiska integrace úvěrových trhů	100
4.2 Vývoj na úvěrových trzích	102
4.2.1 Vývoj zápujčnicích a depozitních sazeb	103
4.2.2 Vývoj úrokových sazeb z úvěrů obyvatelstvu a nefinančním podnikům	107
4.3 Empirické výsledky integrace úvěrových trhů	109
4.3.1 Analýza sladění	109
4.3.2 Beta-konvergence zápujčnicích úrokových sazeb	111
4.3.3 Sigma-konvergence	113
5 Integrace dluhopisových trhů	115
5.1 Teoretická a empirická východiska integrace dluhopisových trhů	117
5.2 Vývoj na dluhopisových trzích	120
5.3 Empirické výsledky integrace dluhopisových trhů	121

5.3.1 Analýza sladění.....	121
5.3.2 Beta-konvergence	123
5.3.3 Sigma-konvergence.....	125
5.3.4 Měření založená na událostech (NBM)	125
6 Integrace akciových trhů	127
6.1 Teoretická a empirická východiska integrace akciových trhů	130
6.2 Vývoj na akciových trzích.....	131
6.3 Empirické výsledky integrace akciových trhů.....	135
6.3.1 Analýza sladění.....	135
6.3.2 Beta-konvergenční	138
6.3.3 Sigma-konvergence.....	140
6.3.4 Měření založená na událostech (NBM)	143
6.3.5 Modely volatility typu GARCH	143
Závěr.....	155
Literatura.....	163
Příloha 1: Finanční integrace	171
Příloha 2: Devizový trh	172
Příloha 3: Peněžní trh	173
Příloha 4: Úvěrový trh	179
Příloha 5: Dluhopisový trh	182
Příloha 6: Akciový trh	185

Obrázky

Obr. 1.1 Princip rolované korelační analýzy	33
Obr. 1.2 NIC křivka	38
Obr. 2.1 Vývoj bilaterálních nominálních měnových kurzů k euru	47
Obr. 2.2 Vývoj nominálních efektivních měnových kurzů	47
Obr. 2.3 Vývoj reálných efektivních měnových kurzů	48
Obr. 2.4 Výnosy nominálních měnových kurzů zemí EU4 k euru (ECU)	51
Obr. 2.5 Výnosy nominálních měnových kurzů zemí EU4 k USD	52
Obr. 2.6 Roloovaný korelační koeficient výnosů měnových kurzů EU4 k USD oproti kurzu EUR/USD	54
Obr. 2.7 Stavově-prostorový model pro země EU4	57
Obr. 2.8 Sigma-konvergence nominálních měnových kurzů k USD – I.	60
Obr. 2.9 Sigma-konvergence nominálních měnových kurzů k USD – II.	61
Obr. 2.10 Spekulativní efektivnost	63
Obr. 2.11 Forwardový a skutečně platný spotový měnový kurz – I.	64
Obr. 2.12 Forwardový a skutečně platný spotový měnový kurz – II.	66
Obr. 3.1 Vývoj sazeb typu „OverNight Index Average“	75
Obr. 3.2 Vývoj sazeb typu IBOR	77
Obr. 3.3 Srovnání vývoje sazeb PRIBOR s měnověpolitickou sazbou	78
Obr. 3.4 Vývoj swapového trhu v zemích EU4 a eurozóně	80
Obr. 3.5 Srovnání vývoje sazeb 3M PRIBOR s 1Y a 10Y úrokovým swapem a měnověpolitickou sazbou ČNB	80
Obr. 3.6 Diferenciál mezi 3M IBOR zemí EU4 a 3M EURIBOR	82
Obr. 3.7 Diferenciál mezi 10Y úrokovým SWAPem zemí EU4 a 10Y úrokovým SWAPem eurozóny	83
Obr. 3.8 Směrodatná odchylka mezi 3M-IBOR s 3M EURIBOR	87
Obr. 3.9 Směrodatná odchylka mezi 10Y úrokovým SWAPem EU4 a eurozóny	88
Obr. 3.10 NBM mezi 3M IBOR a 3M EURIBOR	90
Obr. 3.11 Odchyly od kryté úrokové parity mezi zeměmi EU4 a eurozónou	93
Obr. 3.12 Úroková a kurzová složka kryté úrokové parity	94
Obr. 4.1 Vývoj průměrných nominálních zápůjčních úrokových sazeb	103
Obr. 4.2 Vývoj průměrných nominálních depozitních úrokových sazeb	104
Obr. 4.3 Vývoj průměrného spreadu mezi nominálními zápůjčními a depozitními úrokovými sazbami	105
Obr. 4.4 Vývoj průměrných reálných zápůjčních úrokových sazeb	106
Obr. 4.5 Vývoj průměrných reálných depozitních úrokových sazeb	106
Obr. 4.6 Vývoj průměrného spreadu mezi reálnými zápůjčními a depozitními úrokovými sazbami	107
Obr. 4.7 Vývoj úrokových sazeb z úvěrů dle sektorového a účelového členění	108
Obr. 4.8 Vývoj nominálního diferenciálu zápůjčních a depozitních úrokových sazeb mezi zeměmi EU4 a eurozónou	109
Obr. 4.9 Sigma-konvergence zápůjčních sazeb	113
Obr. 5.1: Vývoj, struktura a objemy emisí střednědobých a dlouhodobých českých dluhopisů	116
Obr. 5.1 Srovnání vývoje desetiletých vládních dluhopisů	121
Obr. 5.2 Diferenciály mezi výnosem 10Y a 5Y dluhopisu zemí EU3 oproti výnosu 10Y a 5Y dluhopisu Německa	122
Obr. 5.3 Směrodatná odchylka mezi výnosy vládních dluhopisů (10Y)	125
Obr. 5.4 NBM výnosů 10Y vládních dluhopisů zemí EU3 a Německa	126
Obr. 6.1 Výkonnost burz jednotlivých členských států EU	128
Obr. 6.2 Vývoj národních burzovních indexů	133
Obr. 6.3 Vývoj tržní kapitalizace	134
Obr. 6.4 Vývoj výnosů národních burzovních indexů	136

Obr. 6.5 Rolovaný korelační koeficient národních burzovních indexů oproti EU12	137
Obr. 6.6 Rolovaný korelační koeficient národních burzovních indexů oproti České republice	137
Obr. 6.7 Sigma-konvergence výnosů národních akciových indexů zemí EU4 oproti eurozóně – I.	141
Obr. 6.8 Sigma-konvergence výnosů národních akciových indexů zemí EU4 oproti eurozóně – II.	142
Obr. 6.9 Rolovaná směrodatná odchylka národních burzovních indexů oproti EU12.....	142
Obr. 6.10 Koeficienty beta pro země EU4 a jejich směrodatná odchylka	143
Obr. 6.11: Rezidua AR(1) modelu – spojnicový graf a histogram (Česká republika)	146
Obr. 6.12 TGARCH(1,1) – histogram a pod. směrodatná odchylka (Česká republika).....	148
Obr. 6.13 Model TGARCH(1,1) – podmíněná směrodatná odchylka v modelu s rozšířenou rovnicí variance	151
Obr. 6.14 Model EGARCH(1,1) – podmíněná směrodatná odchylka v modelu s rozšířenou rovnicí variance	154
Obr. P1.1 Rámcové schéma „finanční integrace“ z hlediska trhů, předmětu podnikání a regulátorů	171
Obr. P3.1 Obraty na peněžním trhu v České republice v období od 1997 do 2006	175
Obr. P3.2 Srovnání vývoje sazeb typu IBOR s národní měnověpolitickou sazbou	175
Obr. P3.3 Srovnání vývoje sazeb 3M-IBOR s 1Y a 10Y úrokovým swapem a měnověpolitickou sazbou centrální banky.....	177
Obr. P4.1 Míra spotřebitelské infalce	179
Obr. P4.2: Měnověpolitické sazby centrálních bank zemí EU4 a ECB	179
Obr. P6.1 Výnosy akciových indexů v eurech (týdenní data).....	185
Obr. P6.2 TGARCH(1,1) – histogram a pod. směrodatná odchylka (Maďarsko).....	188
Obr. P6.3 TGARCH(1,1) model – histogram a pod. směrodatná odchylka (Polsko)	189
Obr. P6.4 TGARCH(1,1) model – histogram a pod. směrodatná odchylka (Slovensko).....	190

Tabulky

Tab. 2.1: Standardní korelační analýza měnových kurzů zemí EU4 k USD a EUR/USD	53
Tab. 2.2: Beta konvergence – Česká republika	56
Tab. 2.3: Beta konvergence – panelové odhady pro země EU4	59
Tab. 2.4 Model GARCH(1,1) model pro devizové kurzy zemí EU4	67
Tab. 2.5 Model EGARCH(1,1) model pro devizové kurzy zemí EU4	69
Tab. 3.1 Korelační koeficient mezi sazbami 3M IBOR	84
Tab. 3.2 Korelační koeficient mezi 10Y úrokovými SWAPy	85
Tab. 3.3: Beta konvergence – Česká republika (10Y úrokový swap)	86
Tab. 3.4: Beta konvergence – panelové odhady pro země EU4 (10Y úrokový swap)	86
Tab. 3.5: Testy jednotkového kořene úrokových sazeb	95
Tab. 3.6: Testy jednotkového kořene měnových kurzů	96
Tab. 3.7: Krytá úroková parita mezi zeměmi EU4 a eurozónou	97
Tab. 4.1: Korelační koeficienty mezi zápůjčními úrokovými sazbami	110
Tab. 4.2: Korelační koeficienty mezi depozitními úrokovými sazbami	111
Tab. 4.3: Korelační koeficienty mezi spready zápůjčních a depozitních sazeb	111
Tab. 4.4: Beta-konvergence – Česká republika	112
Tab. 4.5: Beta konvergence – panelové odhady pro země EU4	113
Tab. 5.1 Korelační koeficient mezi 10Y vládními dluhopisy	123
Tab. 5.2: Beta konvergence – Česká republika (výnosy 10Y dluhopisů)	124
Tab. 5.3: Beta konvergence – panelové odhady pro země EU4 (výnosy 10Y dluhopisů) ..	124
Tab. 6.1 Korelační koeficienty mezi národními burzovními indexy	138
Tab. 6.2: Beta konvergence – Česká republika	139
Tab. 6.3: Beta konvergence – panelové odhady pro země EU4	140
Tab. 6.4: Testy jednotkového kořene národních burzovních indexů	145
Tab. 6.5: Korelogram výnosů pro Českou republiku (PX50)	146
Tab. 6.6: TGARCH(1,1) model – výsledky odhadu (Česká republika)	148
Tab. 6.7 Model TGARCH(1,1) model pro země EU4	149
Tab. 6.8 Model TGARCH(1,1) s rozšířenou rovnicí variance pro země EU4	150
Tab. 6.9 Model EGARCH(1,1) model pro země EU4	152
Tab. 6.10 Model EGARCH(1,1) model s rozšířenou rovnicí variance pro země EU4	153
Tab. P2.1: Beta konvergence – Maďarsko	172
Tab. P2.2: Beta konvergence – Polsko	172
Tab. P2.3: Beta konvergence – Slovensko	172
Tab. P3.1 Obraty na peněžním trhu v období od 1997 do 2006	173
Tab. P3.2: Beta konvergence – Maďarsko (10Y swap)	178
Tab. P3.3: Beta konvergence – Polsko (10Y swap)	178
Tab. P3.4: Beta konvergence – Slovensko (10Y swap)	178
Tab. P4.1: Korelační koeficient mezi reálnými zápůjčními úrokovými sazbami	180
Tab. P4.2: Korelační koeficient mezi reálnými depozitními úrokovými sazbami	180
Tab. P4.3: Beta konvergence – Maďarsko	180
Tab. P4.4: Beta konvergence – Polsko	181
Tab. P4.5: Beta konvergence – Slovensko	181
Tab. P5.1 Trh dluhopisů v období od 1993 do 2005	182
Tab. P5.2 Referenční dluhopisy pro jednotlivé země	182
Tab. P5.3 Seznam benchmarkových emisí střednědobých a dlouhodobých státních dluhopisů k 31. 5. 2006	183
Tab. P5.4: Beta konvergence – Maďarsko	183
Tab. P5.5: Beta konvergence – Polsko	184
Tab. P6.1: Beta konvergence – Maďarsko	186
Tab. P6.2: Beta konvergence – Polsko	186
Tab. P6.3: Beta konvergence – Slovensko	186
Tab. P6.4 Korelogramy výnosů národních burzovních indexů	187

Tab. P6.5: TGARCH(1,1) model – výsledky odhadu pro Maďarsko	188
Tab. P6.6: TGARCH(1,1) model – výsledky odhadu pro Polsko.....	189
Tab. P6.7: TGARCH(1,1) model – výsledky odhadu pro Slovensko.....	190

Úvod

Po podstatných politických a ekonomických změnách v české (československé) společnosti na přelomu 80. a 90. let minulého století došlo k postupnému rozvíjení vztahů s vyspělými tržními ekonomikami, které vyvrcholilo vstupem České republiky do Evropské unie (EU). Přes faktické členství naší země v EU existují nadále nemalé rozdíly mezi Českou republikou a západoevropskými zeměmi EU (EU15), respektive zeměmi eurozóny (EU12). Před českou ekonomikou, ale i ostatními novými členskými zeměmi, stojí významný proces dovršení ekonomické integrace, který by měl mít signifikantní pozitivní důsledky jak pro jejich ekonomiky (makroekonomické důsledky), tak i pro jednotlivé individuální ekonomické subjekty (mikroekonomické důsledky). Jednou z důležitých částí procesu ekonomické integrace je integrace finančních trhů a jejich segmentů, na jejíž význam se snaží tato práce upozornit. Finančním trhem přitom máme na mysli domácí i zahraniční peněžní, devizový, úvěrový, dluhopisový a akciový trh, na kterém účastníci obchodují finanční aktiva za dohodnuté ceny.¹

Jak teoretické předpoklady tak empirická zjištění dokládají, že finanční integrace přináší řadu pozitivních efektů - vede např. k vyššímu ekonomickému růstu tvorbou dodatečných příležitostí pro diverzifikaci rizika a efektivní alokací kapitálu. Ačkoli je obecně přijímaným tvrzením, že proces finanční integrace s sebou přináší spíše výhody, za určitých podmínek může vyvolávat i méně pozitivní efekty vedoucí až ke vzniku finančních krizí.² Právě u zemí na finanční integraci zcela nepřipravených (nevyvinuté finanční instituce nebo struktury, rozdílný právní rámec atd.) mohou náklady tohoto procesu převážít.

¹ Toto vymezení finančních trhů je aplikováno většinou autorit, které produkují tzv. zprávy o finanční stabilitě. Jak např. uvádí ČNB (2006) jde o definici finančních trhů v užším slova smyslu, neboť v tomto pojetí je pozornost věnována jak cenovým indikátorům (úroky, výnosy), tak množstevním indikátorům (toky zejména přeshraničního kapitálu). V širším slova smyslu aplikovaném zejména v legislativní terminologii se pod pojem finanční trhy míní celý finanční sektor.

² Finanční krize je možné, dle prvotního impulsu klasifikovat na krize měnové, dluhové nebo bankovní.

Z uvedených důvodů je sledování a správné pochopení procesu integrace finančních trhů, přesná kvantifikace stavu integrace v různých částech jednotlivých finančních trhů a konečně identifikování oblastí, kde je další integrace nutná, nezbytným předpokladem relativně bezbolestného průběhu prohlubování integračního procesu. Monitoring finanční integrace je mimo jiné důležitý také pro regulátory finančních trhů a centrální banky, jelikož jejich politika je implementována prostřednictvím finančních trhů a právě efektivní transmise těchto politik je do značné míry závislá na struktuře, sladěnosti a rozvinutosti finančního systému. Dosažený stupeň finanční integrace je tímto důležitý pro určení, jak efektivně a jakými kanály tato transmise funguje v praxi. Ovšem na druhou stranu finanční integrace ovlivňuje strukturu finančního systému a naplňování cíle finanční stability. Proces finanční integrace (integrace jednotlivých finančních trhů) rovněž ovlivnil integraci samotných institucí regulujících a dohlížejících na jednotlivé finanční trhy. V některých zemích dochází ke vzniku jednoho „superregulátora“, který může při jeho správném fungování efektivněji a levněji zabezpečovat výkon dohledu a provádění regulace nad jednotlivými segmenty finančního trhu – viz např. Čihák a Podpiera (2006).

Doktorská disertační práce je věnována teoretické a empirické dimenzi fenoménu finanční integrace (integrace finančních trhů) české ekonomiky a vybraných nových členských zemí EU (Polsko, Maďarsko a Slovensko) s vyspělejšími zeměmi Evropské unie a eurozóny. Jejím cílem je analyzovat otázky typu: „Vedl vstup České republiky do EU a povede vstup do eurozóny k progresivní, stabilní nebo regresivní integraci finančních trhů?“, a „Do jaké míry jsou integrovány trhy devizové (*exchange rate markets*), peněžní (*money markets*), úvěrové (*bank credit markets*), dluhopisové (*bond markets*) a akciové (*asset markets*)?“.

Prvním dílčím cílem disertační práce je samotné nalezení akceptovatelné definice finanční integrace vhodné pro následné kvantitativní měření založené na cenových ukazatelích a dále teoreticky představit výhody a nevýhody spojené s procesem finanční integrace, a to s ohledem na navazující kvantifikaci vzhledem k zemím eurozóny³. Druhým dílčím cílem je ukázat, jaké míry integrace dosahuje devizový, peněžní, úvěrový, dluhopisový a akciový trh eurokandidátů s eurozónou, a to jak v těchto částech finančního trhu, tak i případně v jejich subčástech, s ohledem na

³ EU12 = členské země eurozóny, EU15 = členské země EU před rozšířením EU k 1. 5. 2004, EU4 = EU3+Slovensko = Česká republika, Maďarsko, Polsko a Slovensko = eurokandidáti.

adoptovanou definici v tzv. „užším“ slova smyslu, tj. zákon jedné ceny.⁴ Souhrnným cílem práce je upozornit na důležitost procesu integrace finančních trhů. Práce je psána s motivací, že napomůže alespoň z části uzavřít mezeru, která v předmětné oblasti v české ekonomické obci existuje. Tyto otázky jsou řešeny v níže uvedené posloupnosti odpovídající struktuře disertační práce.

Text práce je rozdělen do šesti částí: **První kapitola** obsahuje výchozí pohled na fenomén finanční integrace, tj. základní vymezení pojmů a definic (finanční integrace, liberalizace, globalizace) a diskusi základních teoretických konceptů, o které se práce v celém průběhu opírá. Dále jsou zde diskutovány výhody finanční integrace stejně jako její potenciální náklady. Součástí kapitoly je i část věnovaná možnostem měření finanční integrace s uvedením alespoň některých základních používaných teoretických způsobů, kvantitativních metod a statisticko-ekonometrických nástrojů. Zde je vlastně nepřímo hledaná odpověď na otázku, kdy je možné považovat finanční trhy za integrované a implicitně i na otázku do jaké míry jsou trhy integrovatelné.

Následující čtyři části práce se pak věnují prokázání existence a rychlosti míry finanční integrace na jednotlivých dílčích trzích, tj. na trhu devizovém (**druhá kapitola**), (ii) peněžním (**třetí kapitola**), (iii) úvěrovém (**čtvrtá kapitola**), (iv) dluhopisovém (**pátá kapitola**) a akciovém (**šestá kapitola**). Nedílnou součástí těchto kapitol je rovněž rozbor indikátorů, které monitorují rozdíly na jednotlivých trzích a tedy vedou k jejich segmentaci. Všechny tyto části obsahují empirickou analýzu míry finanční integrace české ekonomiky do západoevropské zóny, a rovněž srovnání, jak si vede v míře finanční integrace česká ekonomika s okolními středoevropskými zeměmi (Maďarsko, Polsko, Slovensko)⁵. Empirické části jsou vypracovány na bázi analýzy sladěnosti (sladěnost výnosů, standardní a rolovaná korelační analýza), konceptu beta-konvergence (standardní a rolovaná regresní analýza, stavově prostorový model, modely panelových odahdů) a sigma-konvergence (analýza směrodatných odchylek). Rovněž jsou použity doplňkové analýzy ve formě modelů volatility typu GARCH.

⁴ Tj. jak se vyvíjejí dílčí segmenty jednoho z těchto trhů (např. u peněžního trhu jeho zajištěný a nezajištěný segment).

⁵ Tento detailní rozbor, včetně možných dopadů na ekonomické subjekty českého hospodářství nebyl doposud uspokojivě zpracován.

Je samozřejmé, že uvedené téma je možné dále rozvíjet, a to jak co do implementace dalších metod kvantifikujících finanční integraci, tak i co do širší aspektů předmětného tématu. Například je možné se dále v budoucnu věnovat otázkám typu: „Jaké jsou implikace finanční integrace na ekonomický růst a jeho potenciál pro české hospodářství?“⁶, „Jak mají monetární a fiskální autority reagovat na vývoj na trzích aktiv v nových členských zemích? nebo „Jaké jsou náklady a přínosy jednotného regulátora pro regulované subjekty, regulující instituci a společnost jako celek?“.

⁶ Budoucím záměrem je např. v prostředí české ekonomiky potvrdit tezi, že existuje negativní korelace mezi vývojem na jednotlivých trzích a cenou kapitálu, tj., že nižší cena kapitálu zvyšuje množství uspokojených projektů a tedy vede k vyššímu hospodářskému růstu země viz Bekaert, Harvey a Lundblad (2002) apod.

1 Teoretická východiska integrace finančních trhů

1.1 Definice integrace finančních trhů

Napříč ekonomickou literaturou lze nalézt celou řadu „akceptovatelných“ vymezení finanční integrace. V širším slova smyslu je možné finanční integraci⁷ dosáhnout tehdy, jestliže jsou splněny všechny podmínky nutné pro nepřerušované uskutečnění finančních transakcí a fungování trhu v rámci určitého celku⁸. Toto pojetí finanční integrace pokrývá zvláště všechny institucionální faktory⁹, jakými jsou regulace finančního sektoru, existence bariér bránících volnému toku kapitálu mezi regiony, účetní a auditorské standardy, daňové systémy, kvalita právní vymahatelnosti a ostatní legislativní restriktce. Nicméně, unifikované standardy či absence samotných uměle vytvořených bariér nejsou dostatečnou garancí skutečné integrace. Země mohou sdílet společný právní a regulatorní rámec, a přesto mohou identicky označovaná aktiva obchodována na finančních trzích těchto zemí přinášet rozdílné výnosy. Dokonce i ve velmi liberalizovaném prostředí mohou existovat rizika specifická pro určitou zemi nebo i jiné faktory, které způsobí, že bude na finančních trzích přetrvávat segmentace. Preciznější definice finanční integrace by proto v sobě neměla zahrnovat pouze nutné podmínky pro dosažení integrace, ale také podmínku postačující. V užším slova smyslu integrace finančních trhů tedy neimplikuje pouze **možnost** přeshraničních transakcí, ale rovněž požaduje **ochotu** ze strany investorů takové transakce realizovat. Jeden z prvních autorů, kteří formulovali komplexní definici integrace, byl Scitovsky (1969), v jehož pojetí je předmětná definice formulována následovně:

„ ... dokonalá integrace trhů aktiv znamená, ... že aktiva musí být převoditelná a preference individuálních držitelů aktiv při správě portfolia jsou regionálně nestranná¹⁰ ...“.

Za obecně užívanou definici finančně integrovaného trhu (Baele a kol., 2004; Weber, 2006) se v relevantní literatuře pokládá tato formulace:

„Trh pro daný počet finančních instrumentů a služeb je plně integrován, jestliže všichni potenciální účastníci trhu se stejnými

⁷ V kontextu celé práce považujeme výrazy „integrace finančních trhů“ a „finanční integrace“ ekvivalentní.

⁸ Pod označením „celek“ lze chápat nejen geograficky sousedící oblasti (sousední země, regiony zasahující do více než 1 státu), ale i „ekonomické“ kategorie členěné dle míry vyspělosti zemí (regionů), a to např. na nejvyspělejší země světa (země G7), vyspělé země (OECD), rozvíjející se ekonomiky a ostatní země.

⁹ Bez ohledu na to, jsou-li produkovány nadnárodní nebo národní institucí.

¹⁰ resp. zažitý anglický termín „unbiased“;

relevantními charakteristikami: (i) čelí stejné množině pravidel, když se rozhodují operovat s finančními instrumenty a/nebo službami; (ii) mají rovnocenný přístup k výše uvedené množině finančních instrumentů a/nebo službám; (iii) je s nimi jednáno rovnocenně, když jsou aktivní na trhu.“

Tato obecná (širší) definice v sobě zahrnuje tři důležité rysy. Prvním rysem je, že nepokládá za nezbytné, aby byly finanční struktury¹¹ v rámci sledovaných regionů shodné. Je poměrně obvyklé a přirozené, že jednotlivé země (regiony) mají vytvořeny své vlastní finanční struktury, které přetrvávají i po jejich vzájemné finanční integraci. Hartman a kol. (2003), kteří na rozdíly ve finančních strukturách při analyzování integrace peněžního, dluhopisového, akciového a bankovního trhu eurozóny poukazovali, došli k závěru, že finanční struktury v jednotlivých zemích eurozóny jsou odlišné a přesto může vzniknout mezi nimi silná integrace¹². Druhý rys souvisí s existencí fricí v procesu zprostředkování¹³, které mohou přetrvávat i ve fázi dosažení vysokého stupně finanční integrace. Diskutovaná obecná definice zdůrazňuje, že finanční integrace nesouvisí s tím, zda jsou plně odstraněny bariéry, které brání optimální alokaci kapitálu, ale soustřeďuje se na to, zda mají existující fricce v různých integrujících se regionech symetrické či asymetrické efekty. Jinak řečeno, existující bariéry musí ovlivňovat integrující se regiony symetricky. Třetí významný rys obecné definice finančně integrovaného trhu souvisí s oddělením jeho dvou stran – jmenovitě jeho nabídky (věřitelé) a poptávky (dlužníci) – po investičních příležitostech. Vysoce integrovaný trh vyžaduje stejný přístup k finančnímu zprostředkování nebo k obchodnímu, zúčtovacímu či vypořádacímu systému pro obě strany bez ohledu na jejich původ (tzv. *region of origin*)¹⁴. Pokud finanční struktura určitého regionu systematicky diskriminuje a brání jedné nebo oběma stranám v získání zahraničních investičních příležitostí (národní právní restrikce), pak tento region není finančně integrován a integrace nebude moci dosáhnout. Nelze ovšem zároveň přehlédnout, že regiony (země) mohou být pouze částečně integrovány. Tento případ nastává, pokud některé regiony vykazují známky asymetrického přístupu, tj. neumožňují např. „přechod“ domácích investorů přes hranice státu, avšak zároveň umožňují zahraničním investorům vstupovat na domácí trh, nebo např. znevýhodňují emisi zahraničních investičních instrumentů na domácím trhu, ale podporují

¹¹ Finanční struktura zahrnuje všechny účastníky trhu (finanční zprostředkovatele, domácnosti, vládu, korporace) a vazby mezi nimi.

¹² Hartmann a kol. (2003): „*Interestingly, in various dimensions the financial structure of euro-area countries seem to become more diverse over time. ...The available data suggest that the unsecured money market strongly integrated with the introduction of the euro ...*“

¹³ tj. přístup ke kapitálu nebo jeho investování prostřednictvím zprostředkovatele nebo přímo na trhu

¹⁴ Registrace sídla v případě právnických osob, trvalého pobytu v případě fyzických osob.

domácí investiční instrumenty emitovat v zahraničí. Nástin řešení problému odstranění diskriminací na evropském teritoriu lze nalézt např. v dokumentech: „*The Financial Services Action Plan of the European Commission*“ (European Commission, 1999, 2002), *Lamfalussy Report* (Committee of Wise Men, 2001) a nebo v *Giovannini Group* (European Commission, 1997).

Většina definic finanční integrace, i těch výše uvedených, je úzce spojena se *zákonem jedné ceny*. Některé studie, včetně této práce, dokonce zákon jedné ceny přímo přijaly jako užší definici finanční integrace (Adam a kol., 2002; Herrmann, Jochem, 2003a, b). Podle zákona jedné ceny platí, že:

„aktiva nesoucí identické riziko a výnos by měla být shodně oceněna bez ohledu na to, kde jsou obchodována“¹⁵.

V případě, že by nebyla potvrzena platnost zákona jedné ceny, pak by existoval na trzích prostor pro arbitráž. Pokud ovšem investování kapitálu není po žádné stránce diskriminační a přesto se objeví arbitrážní příležitost, pak jakýkoli investor má možnost této situace využít, což ve svém důsledku nakonec povede k obnovení platnosti zákona jedné ceny.

Přijetí zákona jedné ceny za definici finanční integrace je bezesporu lákavé a víceméně „pohodlné“, neboť umožňuje kvantitativní měření finanční integrace. Je ovšem důležité mít na paměti, že naplnění této podoby definice finanční integrace v podobě platnosti zákona jedné ceny nemusí znamenat dosažení integrace trhů v plném rozsahu (viz širší verze definice výše). Ve skutečnosti je možné testovat zákon jedné ceny pouze na instrumentech finančních trhů, které jsou přijaty k obchodování na veřejném trhu. Měření finanční integrace už není možné provádět na investičních instrumentech, které k obchodování na veřejném trhu přijaty nebyly, a to z různých diskriminačních důvodů. Může se potom velmi jednoduše stát, že přestože výsledkem měření je závěr o platnosti zákona jedné ceny, trh přesto není možné považovat za plně integrovaný právě pro existenci diskriminačních praktik na neveřejných trzích, jenž není možné zahrnout do měření. V této souvislosti je rovněž nutné uvést, že definice založené na zákonu jedné ceny se snaží o ověření jeho platnosti s tím, že zůstávají přirozeným podkladem pro další kvantitativní měření finanční integrace, včetně této práce.

¹⁵ Vedle finančních instrumentů by měl zákon jedné ceny platit rovněž na trhu zboží nebo práce (vedle námi sledovaného finančního trhu). Nicméně, existující dopravní náklady, administrativní bariéry a jiné frikce (znalost jazyků, obecná míra mobility, kulturní tradice, atd.), které je nemožné nebo složité odstranit, bohužel brání v platnosti tohoto zákona.

V rámci této kapitoly je také žádoucí přesněji definovat a vymežit samotný pojem integrace. Termín integrace se nejčastěji používá pro formy a procesy spojování, slučování popřípadě srůstání původně izolovaných nebo samostatných jednotek v jediný a vnitřně jednotný systém, jímž se vytváří nový celek. Integraci je možné pojmout dynamicky jako určitý proces, nebo staticky jako určitý stav vzniklý integračním procesem. Je možné ji mimo jiné rozlišit na *formální* – dosažena výsledkem jednání a dosaženého konsenzu jednajících stran, a *neformální* – probíhá víceméně spontánně, na základě dynamiky ekonomického a sociálního rozvoje (Johnston, Gregory a Smith, 1994).¹⁶

V poslední době dochází v celosvětovém měřítku rovněž k urychlení a prohloubení procesu globalizace světové ekonomiky a finančních trhů. Tento proces pohání dva základní faktory – viz Erbenová (2005). Jedná se o liberalizaci světového obchodu a režimů měnových kurzů, které odstraňují institucionální bariéry obchodní výměny a kapitálových toků. Druhým faktorem jsou pak finanční inovace, jež jsou do značné míry umožňovány a podporovány dynamickým vývojem telekomunikačních a informačních technologií. Globalizace nepostupuje rovnoměrně ve všech částech světa, nýbrž se šíří z několika ohnisek, které jsou koncentrovány v nejvyspělejších částech světa. Mimo to se jedná víceméně o spontánní proces, na rozdíl od procesu integrace, který je procesem řízeným a organizovaným shora prostřednictvím mezinárodních či nadstátních institucí a orgánů. Nicméně, proces finanční integrace ve všech svých fázích, od nižších k vyšším, je globalizací světové ekonomiky a finančních trhů plně podporován.¹⁷

1.2 Přínosy finanční integrace

Finanční integrace přináší zemím anebo jednotlivým účastníkům trhu určité výhody, ale také náklady¹⁸. Výzkumné práce, za všechny uveďme například Agénor (2003), poukazují na nutnost se na všechny dimenze finanční integrace opatrně a se vši vážností připravovat, aby byla zajištěna převaha výhod plynoucích z integrace nad krátkodobými riziky, které mohou průběh dosahování nebo zvyšování integračního procesu doprovázet. Mezi nejčastěji uváděné výhody patří: (i) vyhlazování spotřeby vlivem mezinárodní diverzifikace rizika, (ii) pozitivní dopad

¹⁶ Existují další členění pojmu integrace, např. na vertikální a horizontální (které jsou nejčastěji diskutovány v mikroekonomii a strategickém managementu při analýze typu vlastnictví a kontroly v organizaci) nebo na integraci vedenou „se shora“ nebo „zdola“.

¹⁷ V současnosti probíhají procesy globalizace, internacionalizace (předstupeň globalizace) a integrace víceméně paralelně. Bylo by ovšem chybou je pro jejich specifický charakter pokládat za synonyma.

¹⁸ Na analýzu přínosů a nákladů finanční integrace může být pohlíženo, jak z hlediska individuálních investorů, tak i z hlediska zemí (územních celků), které se do daného procesu zapojily.

kapitálových toků na domácí investice a hospodářský růst, (iii) rostoucí efektivnost finančního systému a zabezpečování vyššího stupně finanční stability.

- *Vyhlazování spotřeby*

Přístup země na světové finanční trhy umožní vyhlazování domácí spotřeby (agregátní poptávky) v průběhu jejího hospodářského cyklu vlivem možnosti vypůjčení finančních prostředků ze zahraničí v době recese nebo prudkého poklesu směnných relací a naopak poskytování prostředků v době konjunktury nebo výrazného zlepšení směnných relací. Za podmínky, že šoky působící na vývoj ekonomiky mají dočasný charakter, tento kontracyklický pohyb mezinárodního kapitálu přispívá ke zvyšování bohatství domácností a umožňuje vyšší mezinárodní diverzifikaci rizika. Adjaouté a Danthine (2003) - při testování tohoto efektu na zemích eurozóny - ovšem dospěli k závěru, že míra růstu spotřeby je méně korelována, než je tomu v případě míry růstu GDP. Toto poznání naznačuje, že příležitosti pro rozdělení rizika nejsou, alespoň (ani) v případě eurozóny plně využívány a existuje zde potenciál k „nápravě“.

- *Domácí investice a hospodářský růst*

Jestliže v mnoha rozvíjejících se zemích je kapacita úspor omezena nízkou úrovní příjmů, volný pohyb kapitálu by mohl za určitých předpokladů pomoci toto omezení snížit. Pokud mezní výnos z investice se alespoň rovná nákladu kapitálu, čistý příliv zahraničního zdroje může zvýšit domácí úspory, úroveň fyzického kapitálu na pracovníka a pomoci přijímající zemi zvýšit míru ekonomického růstu a zlepšit tak životní standard. Tyto potenciální výhody mohou být zvláště významné pro některé typy kapitálových přílivů, zejména pak pro přímé zahraniční investice (blíže Agénor, 2003). Jiný kanál, prostřednictvím kterého mezinárodní finanční integrace může pozitivně ovlivnit míru ekonomického růstu, je její vliv na celkový faktor produktivity. Tento jev potvrzuje práce Levine (2002), jež tvrdí, že v principu liberalizace mezinárodních portfoliových kapitálových toků může vést k vyšší míře ekonomického růstu, protože může urychlit rozvoj domácích akciových trhů a tím působit na zvýšení produktivity.

- *Rostoucí efektivnost finančního systému a finanční stabilita*

Finanční integrace by měla vést k vyšší efektivnosti procesu finančního zprostředkování, vlivem snížení nákladů na získání finančních zdrojů a eliminaci

nepřiměřených zisků souvisejících s tržní strukturou nedokonalé konkurence a kartelových dohod. Levine (1996) nebo Caprio a Honohan (1999) například argumentují, že proniknutí zahraničních bank do domácího finančního sektoru: (i) vede ke zlepšení kvality poskytovaných služeb vlivem zvýšené konkurence v sektoru aplikováním moderních metod řízení rizik umožňujících zvýšení efektivnosti a redukci nákladů spojených s procesem získávání informací o potenciálních dlužnících, (ii) stimuluje rozvoj regulace a dohledu finančního trhu, pokud jsou lokální (dceřiné) zahraniční ústavy dohlíženy na konsolidované bázi spolu s její mateřskou institucí, (iii) má širší dosah na mezinárodní trh kapitálu, ať přímý či nepřímý, skrze mateřskou instituci, (iv) vede ke stimulaci domácího finančního systému a k redukci volatility kapitálu pomocí jeho přesunů v rámci dceřiných jednotek mateřské společnosti působících na různých trzích. Finanční globalizace má nezanedbatelné přínosy. Jak uvádí např. Erbenová (2005) uvolnění kapitálových toků a také rozvoj derivátových obchodů pomohly v celosvětovém měřítku sladit nabídku kapitálu s poptávkou po financování státního dluhu, ale také s poptávkou ze strany velkých firem. Globalizované trhy s dluhopisy produkující průběžně aktualizované a velkými objemy obchodů podepřené informace o úvěrovém riziku přispívají k efektivnější alokaci kapitálu v celosvětovém měřítku a rozšiřují možnosti řízení finančních rizik (diverzifikaci a zajištění).

- *Odstraňování institucionálních bariér*

Odstraňování institucionálních bariér, jež brání vstupu na jednotlivé národní trhy, posiluje konkurenci a zlepšuje nabídku finančních produktů a služeb. V celkových důsledcích to prospívá spotřebitelům, resp. všem klientům finančních institucí. Mezinárodní kapitálové trhy také současně poskytují investiční příležitosti i pro menší investory z různých zemí světa, zejména prostřednictvím kolektivního investování – viz např. Erbenová (2005).

- *Další přínosy pro země s méně rozvinutým finančním sektorem*

Další přínosy finanční integrace mohou být distribuovány nerovnoměrně, pokud dochází k integraci země s méně a více rozvinutým finančním sektorem. Typickým příkladem je integrace nových členských zemí EU, které přistoupily k původním zemím EU k 1. 5. 2004. Méně vyspělé země zvýšení finanční integrace přináší zvláštní benefity ve formě: (i) aplikace právních norem např. zabezpečujících

ochranu věřitelů – viz La Porta a kol. (1998)¹⁹, (ii) výhody pramenící z aplikace mezinárodních účetních standardů – viz Giannetti a kol. (2002)²⁰ a (iii) snížení obchodních nákladů v podobě rozdílu mezi nabídkou a poptávkou po kapitálu (přesněji kotací na nákup a prodej, tzv. *bid-ask spread*) a snížení nákladů na vypořádání a platebních nákladů (tzv. *clearance and settlement costs*). Dle studie London School of Economics (2002), lze očekávat, že 80 % těchto úspor půjde na úkor snížení nákladů spojených s obchodováním a zbylá část na snížení vypořádacích a platebních nákladů.

1.3 Teoretické námitky proti finanční integraci

Zkušenosti posledních desetiletí vedly ekonomy a politiky k poznání, že vedle potenciálních výše diskutovaných výhod, mohou otevřené (globalizované) finanční trhy rovněž generovat docela podstatné náklady. Jako hlavní můžeme uvést: (i) vysoký stupeň koncentrace kapitálových toků a nedostatečný přístup k financování pro malé země, (ii) neadekvátní domácí alokace kapitálových toků, které mohou bránit jejich růstovému účinku a obnovit dříve existující domácí deformace, (iii) ztrátu makroekonomické stability, (iv) procykličnost krátkodobých kapitálových toků a riziko neočekávaných zvrátů, (v) vysoký stupeň volatility kapitálových toků, stádové chování subjektů a s ním spojenou negativní finanční nákazu.

- *Koncentrace kapitálu a nedostatečný přístup k finančním zdrojům*

Publikace Světové banky (World Bank, 2001) dokládá, že privátní kapitálové toky vesměs proudí mezi vyspělými zeměmi a že pro země s nízkým HDP na hlavu je získání finančních zdrojů velmi složité. Navíc se ukázalo, že přístup na finanční trhy má sklon být asymetrický. Mnoho rozvíjejících se zemí (včetně zemí produkujících ropu) je totiž schopno si vypůjčit na světových kapitálových trzích jen v „dobrých časech“, zatímco v časech špatných čelí úvěrovému omezení. Jinak řečeno, jedna z výše uvedených výhod přístupu na světový kapitálový trh (možnost výpůjčky vedoucí k vyhlazování spotřeby navzdory dočasnému nepříznivému šoku) může být označena spíše za fikci. Tato procykličnost může mít ve skutečnosti nepříznivý efekt a zvýšit makroekonomickou nestabilitu.

¹⁹ Při jejich kvantifikaci vycházeli ze Zprávy o mezinárodních rizicích zemí (*The International Country Risk Report*).

²⁰ Kvalita účetních standardů byla měřena pomocí ratingu firem s kritériem jak mají určených 90 položek zahrnutý ve svých rozvahách a výsledcích.

- *Neadekvátní alokace kapitálových toků*

Třebaže příliv kapitálu související s otevřeností kapitálového účtu země může podpořit domácí investice, jejich dopad na dlouhodobý růst může být limitován, pokud jsou takové toky užity ke spekulativnímu financování nebo na nekvalitní domácí investice, jakými jsou např. investice do nemovitostí. Nízkoproduktivní investice v sektoru neobchodního zboží mohou v čase redukovat schopnost země exportovat a vést tak k rostoucí vnější nerovnováze. Neadekvátní alokace kapitálu může být také částečně výsledkem již dříve existující deformace domácího systému určité ekonomiky. V zemích se slabými bankami a mizerným dohledem finančního systému, může přímé a nepřímé zprostředkování velkého množství prostředků prostřednictvím bankovního systému obnovit problém morálního hazardu. Příklad, jak problém asymetrických informací může negativně ovlivnit očekávané výhody z přílivu kapitálu, řeší ve své práci např. Razin, Sadka a Yuen (1999), kteří se soustředili na dopad toků přímých zahraničních investic (tzv. *insider trading*).

- *Ztráta makroekonomické stability*

Rozsáhlé kapitálové toky vyvolané finanční otevřeností země mohou mít nevhodné makroekonomické důsledky včetně „dravé“ monetární expanze (potíže a náklady z provozu agresivní sterilizační politiky), inflačních tlaků (vyplývajících z efektu kapitálových toků na domácí výdaje), apreciacie reálného měnového kurzu a rozšíření deficitu běžného účtu. V případě flexibilního měnového kurzu může rostoucí vnější deficit způsobit depreciaci měnového kurzu a může eventuálně vést ke sladění relativních cen a navodit tak samoopravný pohyb obchodních toků. Naproti tomu v případě fixního měnového režimu může dojít ke ztrátě konkurenceschopnosti, rostoucí vnější nerovnováha může rozrýt důvěru v životaschopnost a udržitelnost kurzového režimu, a tak přivodit měnovou krizi a přivodit, resp. zvýšit riziko finanční nestability.

- *Procykličnost krátkodobých kapitálových toků*

Z mezinárodní evidence plyne, že krátkodobé kapitálové toky do rozvíjejících se zemí se zdají být procyklické. Nedávná studie Světové banky (World Bank, 2001) například zjistila, že takové toky mají tendenci růst, když je ekonomický růst cyklicky rychlejší a tendenci klesat, pokud se ekonomický růst snižuje (Dadush, Dasgupta a Ratha, 2000). Toto procyklické chování ještě nemusí být příčinou ke znepokojení,

jestliže vyplývá ze změn v poptávce v rozvíjejících se zemích samotných. Ve skutečnosti často vzejde z vnějších faktorů nabídkové strany, jako jsou náhlé změny ve směnných relacích (tzv. *terms of trade*) země, které vybudí rizikové vnímání věřitelů, což má potom sklon ke zvětšení dopadu šoku. Stejná studie dokazuje, že procyklické chování je dvakrát tak velké, když země čelí nepříznivým šokům ve směnných relacích relativně k tomu, když čelí pozitivním šokům. Existují v podstatě dvě příčiny, které mohou vysvětlit procyklické chování krátkodobého kapitálu. V prvním případě se jedná o to, že ekonomické šoky mají tendenci být větší a více frekventované v rozvíjejících se zemích, což je odrazem jejich omezené výrobní báze a větší závislosti na primárním exportu komodit. Nepříznivý šok na skupinu takových zemí může způsobit zhoršení úvěruschopnosti těchto zemí jako výsledek náhlé změny ve vnímání rizika. To může vést k tzv. vytěsnění minoritních úvěruschopných dlužníků ze světových finančních trhů. Dadush, Dasgupta a Ratha (2000) vskutku zjistili nelineární vztah mezi ekonomickými šoky v rozvíjejících se zemích a vnímáním rizika. Vnímání rizika roste v případě velkého negativního šoku více než je tomu u poklesu během malého negativního nebo pozitivního šoku. Druhou příčinou jsou problémy s asymetrickými informacemi. Ty mohou spustit tzv. stádové chování (viz níže), protože částečně informovaní investoři si mohou pospíšet a „masově“ vybrat svoje úspory následkem negativního šoku, jehož ekonomické důsledky pro zemi plně nepochopili.

- *Stádové chování, nákaza a volatilita kapitálových toků*

Vysoký stupeň finanční otevřenosti může napomáhat vysokému stupni volatility kapitálu, který je ve specifickém případě doprovázen spekulativním tlakem na domácí měnu. Stupeň volatility kapitálových toků souvisí s aktuálním a očekávaným pohybem jak domácích ekonomických proměnných tak vnějších faktorů (pohyb světových úrokových sazeb). Fakt, že investorův postoj (zvláště pak v případě spekulativních institucí) je konstantně měněn jako reakce na nové informace, vytváří napětí na trzích, které může překročit míru generující finanční krizi s následnými rozsáhlými ekonomickými a sociálními náklady. Krátkodobé portfoliové toky mají tendenci být velmi citlivé na stádové chování mezi investory a na nakažlivé faktory²¹.

²¹ Podrobnější informace o racionalitě nebo neracionalitě stádního chování investorů je možné získat z práce Devenow a Welch (1996).

Finanční nákaza²² se může objevit, když země trpí masivním odlivem kapitálu, který je spuštěn tím, že zahraniční investoři ztrácí důvěru v dobrý ekonomický výhled země, a to následkem vývojového trendu kdekoli jinde – viz Dornbusch, Park a Claessens (2000), nebo Masson (2000).

- *Další ohrožení pro země s méně rozvinutým finančním sektorem*

Erbenová (2005) např. uvádí, že ke stinným stránkám finanční globalizace může patřit i pocit „kulturního“ ohrožení či marginalizace národních politik, který se de facto odráží v zesílení potenciálu pro násobení finančních rizik. To vyplývá ze sklonu trhů k „přestřelování“ cen aktiv a kurzů měn v obou směrech – viz již Dornbusch (1976).

Přes výše uvedené námitky je možno na základě mnoha prací formulovat všeobecně akceptovatelné tvrzení, že přínosy plynoucí z dobře monitorovaného procesu finanční integrace převáží nad jeho možnými náklady. Tomu věří i autority jednotlivých národních států a měnových uskupení (zejména centrální banky), což lze demonstrovat zájmem o problematiku finanční stability. V této souvislosti lze připomenout např. definici finanční stability dle Evropské centrální banky (ECB), která pojem finanční stability vztahuje k zachování základní funkce finančního systému, jež spočívá v alokaci úspor do investic a v zajištění efektivního platebního styku. ECB tedy definuje finanční stabilitu jako takovou situaci, za níž je finanční systém schopen absorbovat různé ekonomické a finanční šoky, aniž by se nastartovala řetězová reakce, jež poškozuje alokaci úspor do ekonomiky a fungování platebního styku – viz Paddoa-Schioppa (2002).

1.4 Rámec pro měření finanční integrace

Cílem této subkapitoly je představit běžný rámec pro měření stavu a trendu ve vývoji finanční integrace (stabilním, degresivním nebo progresivním) na různých „národních“ finančních trzích (peněžním, devizovém, dluhopisovém, úvěrovém, akciovém) a jejich segmentech (sektorech). Integrace je měřena za pomoci rovnovážných cen pramenících z nabídkově-potávkového vztahu, neboť tyto ceny by z teoretického pohledu měly odrážet všechny relevantní a disponibilní informace účastníků trhů, včetně zohlednění možných frikcí a bariér, kterým účastníci sami čelí. Právě míra (a)symetrie efektů a možných frikcí a bariér – viz definice finanční

²² Vzpomeňme v této souvislosti poslední případ nákazy, kdy došlo k přelivu problémů z epicentra krize (Argentina) do jejího okolí (Uruguay).

integrace uvedená v části 1.1 – vypovídá o stupni integrace zvolené oblasti měření. Obecně potom platí, že čím více jsou efekty symetrické, tím vyšší je stupeň integrace. V dostupné literatuře je možné se dále setkat se třemi základními kategoriemi měření finanční integrace: (i) pomocí cenových ukazatelů (*tzv. price-based measures nebo yield-based measures*) – měří odchylky v cenách nebo výnosech z aktiv způsobené geografickým původem aktiva; (ii) měření založená na kvantitativních ukazatelích (*tzv. quantity-based measures*) – zahrnují různé přehledy statistických informací sledujících změnu chování investora v procesu integrace a (iii) měření založená na událostech (*tzv. news-based measures*) – sledují intenzitu vlivu lokálních vs. globálních (společných pro integrující se subjekty) zpráv na ceny aktiv.

- *Měření založená na cenových ukazatelích*

První kategorie měření představuje přímé potvrzení platnosti zákona jedné ceny, jehož je dosaženo na plně integrovaném trhu v kontextu výše vymezené širší i užší definice finanční integrace. V případě, že aktiva určená ke srovnání mají podobné charakteristiky (riziko, dobu splatnosti, atd.), může být měření založeno bezprostředně na srovnání jejich cen nebo výnosů. Není-li tomu tak, pak je nutné vzít v úvahu tyto rozdíly v systematických (nediversifikovatelných) rizikových faktorech²³ a ostatní důležité charakteristiky. Z nabízených způsobů měření je možné konstruovat několik indikátorů: (a) *tzv. indikátory sladění* – využívající zejména analýzu diferenciálů a standardního a rolovaného korelačního koeficientu – měřících sílu vzájemného (lineárního) vztahu sledovaných veličin, (b) *tzv. koncept beta-konvergence* – měřícího rychlost konvergence zejména pomocí panelové regrese založené na tzv. fixních efektech a dále doplněné o výsledky standardní a rolované regresní metody nejmenších čtverců (OLS) nebo případně stavově-prostorového modelu, (c) *tzv. koncept sigma-konvergence* – měřícího stupeň dosažené konvergence. Tato měření nám umožní kvantifikovat míru integrace a její dynamiku a vyslovit se o „teoretické metě“ ideálního stavu, kterému se z praktického pohledu snažíme co nejvíce přiblížit.²⁴

²³ Riziko výnosu aktiv je složeno ze systematické a idiosynkratické části. Zatímco idiosynkratickou je možné diverzifikovat, systematickou nikoliv. Je proto důležité mít při srovnání výnosů z aktiv toto riziko pod kontrolou. Ačkoliv může být zcela zanedbatelné v případě některých trhů, např. peněžní trh, na některých (akciový, korporátních dluhopisů) hraje roli významnou.

²⁴ Podrobněji jsou tyto metody diskutovány v subkapitole 1.5.

- *Měření založená na kvantitativních ukazatelích*

Druhá kategorie měření je založena na sledování množství a toků aktiv. Jednoduše se snaží kvantifikovat efekty frikcí, kterým čelí nabídka a poptávka po investičních příležitostech. Měření je možné rozdělit do dvou základních skupin. První podskupina této kategorie zahrnuje všechna měření sledující přeshraniční aktivity. Mezi tyto základní a nejčastěji sledované indikátory patří významnost zahraničních bank, resp. subjektů v národních ekonomikách (jejich majetkové podíly a jejich počet), objem přeshraničních úvěrů poskytovaných nebankovním subjektům, objem mezibankovních úvěrů aj. Druhá podskupina této kategorie měření sleduje překonávání všeobecně pozorovaného sklonu investorů preferovat alokaci zdrojů do domácích aktiv i za cenu toho, že takto vzniklé portfolio bude z hlediska rizika země a očekávaného výnosu sub-optimální. Tento jev se v literatuře nazývá jako *home bias*²⁵. Výskyt efektu home bias je potom brán za signál přetrvávající segmentace trhu.

- *Měření založená na událostech*

Baele a kol. (2004) použili ve své práci ještě další, v našem pořadí třetí, kategorii měření, která se zaměřuje na sledování reakce cen na různé zprávy, přičemž nejdůležitějším faktorem vstupujícím do sledování uvedené reakce je velikost oblasti, na kterou daná zpráva působí (míra ovlivnitelnosti obsažená ve zprávě). Důležitou implikací integrace je, že ceny aktiv by měly reagovat na společné²⁶ (globální) a nikoliv na zprávy lokální, resp. typické pro určitou zemi. Pokud neexistují bariéry mezinárodního investování, pak čistě lokální šoky (zprávy s lokálním dopadem) mohou být diverzifikovány investicemi do aktiv z jiných zemí. Lokální šoky pak nepředstavují systematické riziko. Jinak řečeno, na finančně integrovaném trhu by výnosy z finančních aktiv různých zemí, ale schodných rizikových charakteristik, měly záviset spíše na společných než na lokálních zprávách. Konkrétní měření integrace se pak zaměřuje na zjištění velikosti podílu změny v ceně způsobené zásahem společného faktoru, tj. relevantní zprávu společnou pro aktiva napříč všemi

²⁵ Za vysvětlení tohoto jevu se považují faktory, které snižují motivy pro diverzifikaci, zejména vysoké transakční náklady těchto investic ve srovnání s domácími investicemi, problémy s dostupností, srozumitelností a srovnatelností informací, rozdíly v regulaci a regulační bariéry i rozdíly ve spotřebitelském koši a ve zvyklostech (IMF, 2005).

²⁶ V případě této práce je myšleno pod pojmem „společná zpráva“ taková zpráva, která zasahuje a je relevantní pro celou EU.

sledovanými zeměmi, a velikost podílu ve změně ceny způsobené zásahem lokálního faktoru. Samotné výpočty pak požadují buď explicitně stanovit relevantní výčet lokálních a společných informací s následným testováním, zda lokální faktory mají nějakou statisticky významnou sílu ovlivnit výnos aktiv, a nebo zvolit vhodné aktivum jako reprezentanta, jehož cenový pohyb je vysvětlován výhradně společnými faktory, k němuž jsou pak ostatní srovnatelná aktiva příslušných segmentů finančního trhu poměřována.

Není ambicí této práce aplikovat všechna možná měření na všech segmentech finančního trhu a není to de facto ani možné. Důvodem jsou např. rozdílné struktury trhů, dostupnost dat a jiné důležité charakteristiky.

Následující dvě subkapitoly jsou věnovány diskusi *způsobů měření* finanční integrace (analýza sladění, beta a sigma konvergence) a *empirickým nástrojům* umožňující její kvantifikaci (korelační analýza, regresní analýza, analýza panelových dat, kointegrační analýza, modely volatility a ryze statistických podpůrných přístupů pro demonstraci trendů časových řad – Hodrick Prescottův filtr a Band Pass filtr), které byly v této práci aplikovány. Použité způsoby měření, jenž jsou v souladu s užší definicí založenou na zákonu jedné ceny, byly pečlivě vybrány s ohledem na charakter České republiky a ostatních vybraných nových členských zemí EU, jejichž integrace finančních trhů je prací sledována. Detailní přehled uvedených způsobů měření, včetně vymezení empiricky aplikovaných metod, je uveden na konci této kapitoly.

1.5 Způsoby měření finanční integrace

Způsoby a metody měření finanční integrace byly v této práci rozděleny na níže uvedené komplementární způsoby a metody, jejichž vzájemná provázanost nám dává následnou možnost kardinálního vyjádření o její míře sladění, rychlosti, dosaženém stupni nebo velikosti mezery (gapu), kterou zbývá v porovnání s plnou integrací dosáhnout.

1.5.1 Analýza sladění

Jak již samotný název analýzy napovídá, jejím předmětem je: (i) zkoumání sladění diferenciálů časových řad příslušných aktiv v domácí a referenční ekonomice (např. úrokového diferenciálu), (ii) srovnání sladění výnosů příslušných

aktiv v domácí a referenční ekonomice a (iii) využití korelační analýzy ve své standardní nebo dynamické (rolované) podobě, jakožto jednoduchého empirického „testu“ síly lineárního vztahu mezi dvěma časovými řadami. Napříč jednotlivými kapitolami této práce lze nalézt aplikaci všech těchto zmíněných přístupů. Uvedené přístupy – avšak s majoritním zaměřením na oblast reálného sektoru – jsou s výhodou využívány např. v rámci tzv. „kritérií sladění“ publikovaných každoročně národními centrálními bankami eurokandidátů²⁷ a oficiálních dokumentech ECB a Evropské komise nebo v rámci obdobných analýz, které byly publikovány pro evaluaci finanční sladění a integrace zemí eurozóny.²⁸

Aby bylo možné analyzovat vývoj finanční integrace, nikoli se jen vyjádřit o míře sladění mezi domácí a zahraniční zemí (např. Německo) nebo referenčním teritoriím (např. eurozóna), je potřebné analýzu obohatit o takové indikátory, které mohou kvantifikovat konvergenci nebo divergenci předmětných finančních proměnných v čase. Konvergenci lze intuitivně vyjádřit jako rozdíl mezi dvěma či více veličinami, který se v čase snižuje a stává se být zanedbatelným, tj. konverguje k určité konstantě (resp. nule) nebo k určité trajektorii růstu.

V případě fyzického zboží jsou trhy integrovány, pokud cenový diferenciál homogenních produktů není trvalý, tj. cenová odchylka má tendenci se vracet k dlouhodobé rovnovážné hodnotě v čase, a pokud cenový rozptyl těchto produktů je malý nebo žádný. Tento stejný koncept je aplikován pro měření stupně integrace finančních trhů s tím rozdílem, že je operováno s cenami finančního trhu.

Adam a kol. (2002) použil pro prokázání procesu finanční integrace v zemích eurozóny tzv. koncept beta a sigma konvergence.²⁹ Koncept beta-konvergence umožňuje identifikovat rychlost konvergence sledované proměnné³⁰ v čase, koncept sigma-konvergence pak její dosažený stupeň v každém časovém okamžiku. Dosažení beta-konvergence může být doprovázeno sigma-divergencí (ne však

²⁷ viz např. ČNB (2005)

²⁸ Mohlo by se zdát, že je bezpředmětné zkoumat v prostředí měnové unie stupeň a rychlost integrace jednotlivých trhů. Jak však ukazují závěry mnoha studií – vyjma devizového trhu, který je „z definice“ fixace měnových kurzů integrován – nebylo i po několika letech fungování eurozóny dosaženo plné integrace na všech segmentech jejího finančního trhu. Za všechny studie viz např. Adam a kol. (2002) nebo Baele a kol. (2004).

²⁹ Označení beta-konvergence a sigma-konvergence svým původem spadá do literatury zabývající se problematikou ekonomického růstu a jeho dynamiky, viz např. Barro a Sala-i-Martin (1992,1995).

³⁰ Výnosy příslušného finančního aktiva nebo indexu sestaveném na základě jejich vývoje.

naopak)³¹, a proto je nutné pro prokázání finanční integrace sledovat oba tyto koncepty zároveň.

1.5.2 Beta-konvergence

Pro kvantifikaci beta-konvergence lze s výhodou využít běžné regresní analýzy dle vztahu:

$$\Delta R_t = \alpha + \beta R_{t-1} + \sum_{k=1}^L \delta_k \Delta R_{t-k} + \varepsilon_t \quad (1.1a)$$

nebo metody panelových odhadů, v obdobné formě:

$$\Delta R_{i,t} = \alpha_i + \beta R_{i,t-1} + \sum_{k=1}^L \delta_k \Delta R_{i,t-k} + \varepsilon_{i,t}, \quad (1.1b)^{32}$$

kde ($R_{i,t}$) představuje výnosy aktiva mezi zemí (i) v čase (t) vzhledem ke zvolenému referenčnímu teritoriu (benchmarku) – tedy při konkrétní aplikaci jde o rozdíl mezi výnosy aktiv jednotlivých zemí EU4 na straně jedné a výnosy benchmarkového aktiva eurozóny, (Δ) představuje operátor difference, (α_i) je dummy proměnná pro jednotlivou zemi a (L) je operátor zpoždění. Velikost koeficientu (β) lze interpretovat jako přímé měření rychlosti konvergence. Konvergence nastává, když vyjde koeficient β záporný. Čím je absolutní hodnota koeficientu β vyšší, tím je rychlost konvergence vyšší. Pokud je $\beta=0$, pak konvergence není pozorována, resp. její rychlost je nulová.

Negativní koeficient β indikuje, že výnosy v zemích s relativně vysokými výnosy mají tendenci klesat rychleji, než v zemích s relativně nízkými výnosy. Pokud bychom chtěli analyzovat, zda je rychlost konvergence v jedné periodě větší oproti periodě jiné, pak je možné dekomponovat β na $\beta = \beta_1 I + \beta_2 (1 - I)$, kde (I) je dummy proměnná, která nabývá hodnoty 1 v periodě zájmu. Alternativně je možné rozdělit celý datový soubor na jednotlivé subčásti a provést na něm výše uvedené měření beta-konvergence bez použití dummy proměnné. Tento způsob byl, pro demonstraci tří základních období (1995/01 až 1998/12; 1999/01 až 2004/04 a 2004/05 až konce datového souboru), zvolen v empirických subčástech této práce.

³¹ Důvodem je, že tzv. „návrat k průměru“ (*mean reversion process*) neimplikuje, že směrodatná variance napříč zeměmi (*cross-sectional variation*) nebude klesat v čase.

³² Baele a kol. (2004) nesprávně formulovali daný model, neboť na straně vysvětlujících proměnných neuvádějí, věřím že vlivem tiskové chyby, člen R jako zpožděný.

1.5.3 Sigma-konvergence

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

$$\sigma_t = \sqrt{\left(\frac{1}{N-1}\right) \sum_{i=1}^N [\log(y_{it}) - \mu_t]^2}, \quad (1.2)$$

kde symbol (y) představuje výnos aktiva, (μ) představuje střední hodnotu datového souboru v čase (t) a (i) jednotlivé země ($i = 1, 2, \dots, N$). Velikost σ teoreticky nabývá pouze kladných hodnot. Čím je σ 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 σ odrážejí velmi nízký stupeň integrace. Pro grafické znázornění byly výsledky filtrovány Hodrick-Prescotovým filtrem s doporučeným koeficientem pro týdenní časové řady $\lambda=270400$. Podobně jako v případě beta-konvergence je možné i zde vypočítat rychlost s jakou (průřezová) disperze klesá v čase odhadem regresní rovnice, kde vysvětlovanou proměnnou je σ_t a jednou z vysvětlujících proměnných je časový trend.

Z výše uvedených vlastností beta a sigma konvergence lze vypožorovat 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, disperze bude vysoká, když se výnosy ze srovnatelných aktiv v různých zemích rozcházejí.

1.5.4 Měření integrace založené na událostech

Pro kvantifikaci měření integrace založeném na událostech (tzv. *news-based measures*), lze stejně jako v případě beta-konvergence využít běžné regresní analýzy. V této práci předpokládáme, že cenové pohyby benchmarkového aktiva odrážejí všechny relevantní společné (globální) zprávy. Na plně integrovaném trhu změny ve výnosu benchmarkového aktiva by měly být dobrou proxy proměnnou pro zabezpečení správné reakce změny ceny (a následně výnosu) sledovaných zemí,

pokud zároveň předpokládáme, že stupeň systematického rizika je u všech zkoumaných zemí shodný. Abychom oddělili vliv společného faktoru pro všechny země od lokálního faktoru specifického pro jednotlivou zemi, lze s výhodou využít následující regrese:

$$\Delta R_t = \alpha_t + \gamma_t \Delta R_{b,t} + \varepsilon_t, \quad (1.3a)$$

nebo metody panelových odhadů, a to ve formě rovnice:

$$\Delta R_{i,t} = \alpha_{i,t} + \gamma_{i,t} \Delta R_{b,t} + \varepsilon_{i,t}, \quad (1.3b)$$

kde ($R_{i,t}$) představuje výnosy aktiva země (i) v čase (t) – tedy při konkrétní aplikaci je na straně vysvětlované proměnné rozdíl mezi výnosy aktiv mezi dvěma časovými okamžiky určité země ($\Delta R_{i,t}$) a na straně vysvětlující proměnné obdobný rozdíl mezi výnosy benchmarkového aktiva ($\Delta R_{b,t}$) (pro eurozónu), (b) znamená benchmarkovou zemi (eurozónu), Δ představuje operátor difference, ($\alpha_{i,t}$) je konstanta a výraz $\varepsilon_{i,t}$ vyjadřuje specifický šok pro danou zemi (*country specific shock*). Růst tohoto typu integrace vyžaduje, aby α konvergovala k nule, γ k jedné a podíl variance vysvětlované ($\Delta R_{i,t}$) společným faktorem ($\Delta R_{b,t}$) roste k jedné.

Vzhledem k tomu, že se v práci nezabýváme pouze velikostí parametrů, ale rovněž jejich dynamikou v čase, užíváme jednoduchou rolovanou regresní metodu (*moving regression technique*). Velikost zvoleného posuvného intervalu byla jednotně stanovena na 100 týdnů. Touto metodou byla získána (γ) v čase.

1.6 Metody pro měření finanční integrace

Kvantifikaci integrace na jednotlivých segmentech finančního trhu je nutné provádět nikoli na jejich úroňových časových řadách, nýbrž na jejich výnosech (*returns, yields*). Prvním krokem je tedy vždy výpočítat výnosy jednotlivých měn dle standardního vztahu:

$$Y_t^x = [\log(A_t^x) - \log(A_{t-1}^x)] 100, \quad (1.4)$$

Kde (Y) představuje výnos příslušného aktiva v procentech, (A) pak příslušný „úroňový“ index (hodnota) tohoto aktiva³³ a index (x) pro jednotlivou zemi.

³³ Tedy jde o měnový kurz (viz kapitola 2), úrokový diferenciál napříč zeměmi nebo úrokový výnos napříč časem (kapitola 3 a 4), výnos dluhopisu (viz kapitola 5) a akciový index (viz kapitola 6).

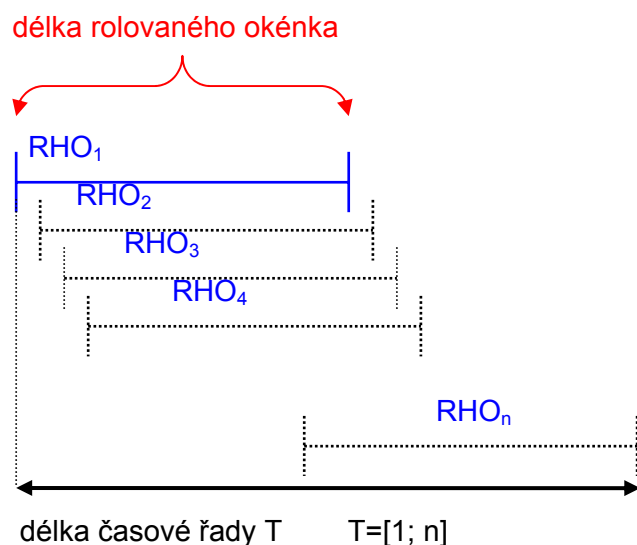
1.6.1 Korelační analýza

Korelační analýzu je možné aplikovat jak ve standardní podobě, tak i v pokročilejší rolované podobě, která umožňuje získat dynamický pohled na vývoj jeho hodnoty v čase.

Standardní korelační koeficient vyjadřuje, jak těsná je lineární závislost mezi dvěma časovými řadami. Nabývá hodnot v uzavřeném intervalu $\langle -1; 1 \rangle$, přičemž hodnota (-1) odpovídá absolutně opačnému lineárnímu vztahu ve vývoji časových řad, hodnota (1) absolutně totožnému lineárnímu vývoji časových řad a hodnota (0) vyjadřuje, že mezi danými řadami není lineární vztah. To, že nám vyjde korelační koeficient blízký nule znamená, že mezi danými časovými řadami není významný lineární vztah, avšak neznamená to, že mezi nimi není jiná, tj. nelineární (např. kvadratická, hyperbolická, atd.) závislost. Praktické výpočty standardního korelačního koeficientu byly získány za pomoci software EViews – viz QMS (2005).

Logika *rolovaného korelačního koeficientu* je znázorněna v obrázku 1.1. Každý dílčí korelační koeficient (RHO) je získán na základě posunu pevně stanoveného „okénka“, které je od počátku časové řady - na níž je jeho princip aplikován – posunován o jedno pozorování dopředu s tím, že poslední hodnota časové řady je v okénku vypuštěna. Tímto je rolovaný korelační koeficient stále počítán na fixním počtu pozorování zahrnutých v okénku. Samozřejmě, že vhodné použití rolované korelační analýzy je závislé na: (i) pečlivě zvolené velikosti okénka – čím je toto okénko kratší, tím méně zohledňujeme delší časový horizont v předmětné analýze – a na (ii) vhodně zvolené frekvenci základních dat. Praktické výpočty rolovaného korelačního koeficientu byly získány za pomoci software STATA.

Obr. 1.1 Princip rolované korelační analýzy



Poznámka: RHO – korelační koeficient.

Zdroj: autorka.

1.6.2 Stavově-prostorový model

Stavově-prostorové modely (*state-space models*) souvisí se vznikem samostatné ekonometrické školy tzv. „strukturální analýzy časových řad“, která se snaží o modelování nepozorovatelného trendu, cyklické, sezónní či jiné komponenty časové řady. Výhodou state space specifikace je skutečnost, že pomocí ní lze zachytit v modelu i nepozorovatelné veličiny (označované jako *state* proměnné) a odhadnout je pak společně s pozorovatelnými veličinami. Jak uvádí např. Slavík (2005), je předností rekurzivního algoritmu stavově-prostorového modelu pracujícího na bázi Kalmanova filtru jeho aplikace i na nestacionární časové řady. Podrobnější popis Kalmanova filtru a stavově-prostorových modelů uvádějí např. Harvey (1989), Hamilton (1994, kap. 13) nebo Szroeter (2002). Atraktivita stavově-prostorových modelů a s nimi souvisejícího Kalmanova filtru spočívá v možnosti výstavby modelů s časově proměnlivými parametry nebo modelování nepozorovatelných veličin – jako nejfrekventovanější příklady uvádí Slavík (2005) potenciální produkt nebo přirozenou míru nezaměstnanosti.

Odahd stavově-prostorového modelu výnosů sledovaných aktiv lze provést pro specifikaci beta-konvergence dle zápisu:

$$\Delta R_t = \alpha_t(t) + \beta_t(t)R_{t-1} + \delta(t)\Delta R_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1.5)$$

$$\alpha_t = \tau_0 + \tau_1 \alpha_{t-1} \quad (1.5a)$$

$$\beta_t = \nu_0 + \nu_1 \beta_{t-1} \quad (1.5b)$$

$$\delta_t = \psi_0 + \psi_1 \delta_{t-1} \quad (1.5c)$$

a pro specifikaci měření založených na událostech dle zápisu:

$$\Delta R_t = \alpha_t(t) + \gamma_t(t) \Delta R_{b,t} \quad (1.6)$$

$$\alpha_t = \tau_0 + \tau_1 \alpha_{t-1} \quad (1.6a)$$

$$\gamma_t = \kappa_0 + \kappa_1 \gamma_{t-1} \quad (1.6b)$$

kde výše uvedené parametry rovnic (1.5) a (1.6) jsou časově proměnlivými parametry, ostatní symboly těchto rovnic odpovídají popisu dle rovnic (1.1a – pro specifikaci beta-konvergence) a (1.3a – pro specifikaci měření založených na událostech). Praktické výpočty stavově-prostorového modelu byly získány za pomoci software EViews.

1.6.3 Panelové modely

Panelové modely umožňují sestavovat a testovat situace, které v porovnání s modely časových řad nebo průřezových dat, lépe odpovídají skutečnosti.

Panelové modely obsahují dvě dimenze - časovou a průřezovou, což znamená, že několik objektů pozorujeme v daném čase. Průřezová složka bude označena indexem $i = 1; \dots; N$, pro sledování N objektů (zemí). Časová složka bude označena indexem $t = 1; \dots; T$, pro sledování každého objektu v T časových obdobích.

Z obecného pohledu je možné představit několik variant panelových modelů, které vznikají aplikací různých předpokladů o parametrech modelu charakterizujících průřezovou a časovou složku. Závislá proměnná (y) je vysvětlována vektorem nezávislých proměnných (X) ve tvaru, kdy: (i) sklon je konstantní a průsečík se mění pro jednotlivé objekty, ale nemění se v čase – rovnice 1.7, (ii) sklon je konstantní a průsečík se mění jak pro jednotlivé objekty, tak i v čase – rovnice 1.8, (iii) oba koeficienty se mění pro jednotlivé objekty, ale nemění se v čase – rovnice 1.9 a (iv) všechny koeficienty se mění jak pro jednotlivé objekty, tak i v čase – rovnice 1.10, tedy formálně:

$$y_{it} = \alpha_i + \sum_{k=1}^K \beta_k X_{kit} + u_{it} \quad i = 1, \dots, N; \quad t = 1, \dots, T \quad (1.7)$$

$$y_{it} = \alpha_i + \lambda_t + \sum_{k=1}^K \beta_k X_{kit} + u_{it} \quad i = 1, \dots, N; \quad t = 1, \dots, T \quad (1.8)$$

$$y_{it} = \alpha_i + \sum_{k=1}^K \beta_{ki} X_{kit} + u_{it} \quad i = 1, \dots, N; \quad t = 1, \dots, T \quad (1.9)$$

$$y_{it} = \alpha_{it} + \sum_{k=1}^K \beta_{kit} X_{kit} + u_{it} \quad i = 1, \dots, N; \quad t = 1, \dots, T. \quad (1.10)$$

Důležitým předpokladem je, zda-li chápeme koeficient α_i jako konstantu, nebo náhodný člen. Pokud chápeme α_i jako konstantu, tak hovoříme o tzv. modelu s fixními efekty (*fixed effects models*), pokud jako náhodný člen, pak hovoříme o tzv. modelu s náhodnými efekty (*random effects models*). Rozhodnutí o použití daného typu modelu (fixní efekty versus náhodné efekty) není často rozhodováním triviálním (parametr β je u modelů s fixními efekty jiný, než u modelů s náhodnými efekty), neboť závisí na ekonomické logice řešeného problému, velikosti N a dalších specifických informacích. Z literatury lze však vysledovat, že pro úlohy s malým počtem N se v praxi nejčastěji aplikují modely s fixními efekty, což např. odpovídá makroekonomickým úlohám porovnávajícím pouze malou množinu zemí. Naopak pro problémy, ve kterých vystupuje vysoký počet zemí (N) se v praxi spíše používají modely s náhodnými efekty, což může např. odpovídat mikroekonomickým analýzám aplikujícím podniková data. Odpovídá to však podstatě obou modelů, neboť pro nízké N lze hůře předpokládat, že rozdíly mezi nimi (zachycené v α_i) jsou ovlivněny náhodnou složkou a rovněž, že pro vysoké N jsou rozdíly mezi nimi ovlivněny fixně. Praktické výpočty modelů panelových dat byly získány za pomoci software STATA.

1.6.4 Ostatní podpůrné metody měření finanční integrace

1.6.4.1 Ekonometrické metody

1.6.4.1.1 Modely typu GARCH

Podpůrnou metodou, která nám umožní zabývat se volatilitou časových řad je oblast lineárních a nelineárních modelů volatility. Modely volatility finančních časových řad typu GARCH (*Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedastic*) jsou založeny na principu podmíněné heteroscedasticity (*conditional heteroscedasticity*) poprvé představené v Engle (1982) a Bollerslev

(1986). Finanční časové řady, resp. výnosy časových řad³⁴ mají několik typických vlastností, viz např. Harris a Sollis (2003), Mills (1999), Arlt a kol. (2003) nebo Cipra (2002). Jde zejména o: (i) *podmíněnou heteroskedasticitu* - kolísání rozptylu, které je podmíněno znalostí informace o předchozích hodnotách dané časové řady; (ii) *leptokurtické rozdělení* – vyznačuje se podobností s normálním normovaným rozdělením, avšak zde je větší četnost hodnot časové řady výrazně vzdálených od střední hodnoty, tak i na druhé straně výrazně blízkých střední hodnotě než v odpovídajícím normálním rozdělení; (iii) *klastry volatility* - výskyt intervalů (segmentů) s nízkou a naopak vysokou volatilitou, což vzniká vlivem toho, že předchozí vysoká (nízká) volatilita vyvolává s velkou pravděpodobností také vysokou (nízkou) volatilitu v následujícím období; (iv) *stacionaritu* – výnosy časové řady fluktuují kolem konstantní (většinou nulové) úrovně a jejich nepodmíněný rozptyl lze považovat za konstantní; (v) *nekorelovanost* - výnosy v různých časech nejsou často vzájemně korelovány, což však neznamená, že jsou v těchto obdobích „obecně“ nezávislé (jsou jen lineárně nezávislé); (vi) *významnou korelovanost časových řad čtverců* – tato vlastnost je s výhodou využívána „úspěšnými“ modely volatility, např. modely typu GARCH nebo modely exponenciálního vyrovňování; (vii) *asymetričnost v reakci volatility na kladné a záporné pohyby v mírách zisku* – využívají zejména modely typu GARCH.

V současné době existuje velké množství teoretických prací zabývajících se ARCH (*Autogressive Conditional Heteroscedasticity*) a GARCH (*Generalized Autogressive Conditional Heteroscedasticity*) modely, tj. modely nelineární volatility. Existuje mnoho modifikací těchto modelů, jejichž jádro pochází z práce Engleho (1984) pro ARCH typy modelů a Bollersleva (1986) pro GARCH typy modelů. Teoretický základ ARCH a GARCH modelů je možné uvést definováním homoscedastické a heteroscedastické časové řady. Za homoscedastickou časovou řadu je považována časová řada s nepodmíněnou variancí (dlouhodobou variancí), která je rovna konstantě. Za podmíněně heteroscedastickou časovou řadu je naopak považována časová řada, jejíž podmíněná variance fluktuuje v určité časové periodě. Podmíněná variance může například sledovat stacionární AR(1) proces. V tomto případě je dlouhodobá variance konstantní, ale variance v čase t závisí na varianci

³⁴ Viz např. rovnice 2.1.

v čase $t-1$. ARCH proces zohledňuje nelineární závislost mezi časovými řadami a jejich minulými hodnotami, tj.:

$$\text{Cov}(\varepsilon_t^2, \varepsilon_{t-j}^2) \neq 0 \quad \text{pro } j \neq 0 \quad (1.11)$$

V teoretické literatuře existuje mnoho způsobů, kterými může být ARCH proces vysvětlován. V tomto stručném vysvětlení je následován text Bera a Higgins (1993), který definuje ARCH proces ve smyslu distribuce chybového (reziduálního) členu dynamického lineárního regresního modelu. Předpokládejme závislou proměnnou y_t , která je generována dle následujícího vzorce:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_t + \varepsilon_t \quad t=1, \dots, T \quad \text{rovnice průměru} \quad (1.12)$$

kde β_0 je konstanta, x_t je $k \times 1$ vektor exogenních proměnných (ty mohou rovněž obsahovat zpožděné hodnoty y), a β_1 je $k \times 1$ vektor regresních koeficientů. ARCH model definovaný Englem (1982) specifikuje distribuci chybového členu ε_t podmíněně na informační množině ψ_{t-1} , která zahrnuje realizované (skutečné) hodnoty proměnných $y_{t-1}, y_{t-2}, \dots, x_{t-1}, x_{t-2}, \dots$. Při detailním pohledu model předpokládá, že $\varepsilon_t / \psi_{t-1} \sim N(0, h_t)$, kde:

$$\sigma_t^2 = h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \dots + \alpha_q \varepsilon_{t-q}^2 \quad \text{rovnice variance ARCH modelu} \quad (1.13a)$$

$$\sigma_t^2 = h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \dots + \alpha_q \varepsilon_{t-q}^2 + \gamma_1 h_{t-1} \quad \text{rovnice variance GARCH modelu} \quad (1.13b)$$

Zde $\alpha_0 > 0$ a $\alpha_i \geq 0, i=1, \dots, q$, a $\gamma_j \geq 0, j=1, \dots, p$, což zajišťuje, že podmíněná variance bude pozitivní. Na varianci chybového členu je pohlíženo tak, že je proměnlivá v čase a závisí na tom jak velká byla chyba v minulosti.

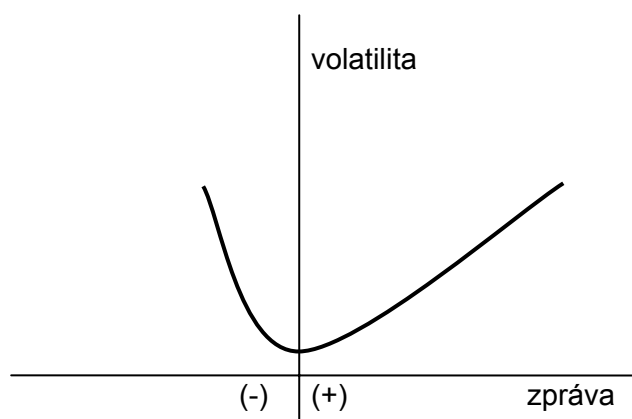
ARCH modely byly dále rozvinuty do více obecných a specializujících se pojetí. Ty zahrnují GARCH modely, tj. zobecněné ARCH modely a GARCH-M modely (GARCH modely průměru). Jejich rozvoj byl dán nemožností ARCH a GARCH modelů zahrnout a modelovat všechny důležité vlastnosti finančních dat. Zejména se jednalo o tzv. asymetrický efekt, který nejsou schopny postihnout základní varianty ARCH modelů. Ze statistického pohledu asymetrický efekt zobrazuje situaci, kdy „špatná zpráva“ (neočekávaný pokles ceny) zvýší predikovatelnost volatility více než „dobrá zpráva“ (neočekávaný růst ceny) o stejné velikosti. Tento efekt doporučuje, že symetrická specifikace funkce podmíněné variance je nevhodná. V symetrickém ARCH modelu ve skutečnosti podmíněná variance h_t není dotčena znaménkem

minulých chyb. Z tohoto důvodu je nekorelovaná s minulými chybami, ale pouze s kvadratickými hodnotami chyb.

Oblast modelů finančních časových řad byla na konci devadesátých let ještě dále zdokonalena. Byly představeny multiplikativní ARCH modely, TARCH (Threshold ARCH modely), exponenciální GARCH modely a modely absolutní hodnoty GARCH. Jejich základní specifikaci lze nalézt např. u Millse (1999) nebo Enderse (2004). Odkazy na jejich aplikace uvádí rovněž oba uvedené zdroje. Rovněž lze nalézt specifikaci modelů nelineární volatility pro datové zdroje obsahující vysokofrekvenční data (IGARCH).

Výše uvedený model TARCH a EGARCH (Exponential GARCH) jsou model volatility schopné zachytit asymetrický šok ve volatilitě - viz např. Nelson (1991). Podmíněný rozptyl v modelu EGARCH nezávisí pouze na čtverci šoku jako u lineárních modelů volatility (popisuje vztah mezi logaritmem podmíněného rozptylu a minulými šoky). Model EGARCH je tedy schopen dát různou významnost kladným a záporným šokům, což může být právě relevantní zejména pro modely aplikující data z akciových trhů. Grafické znázornění asymetričnosti pak zobrazuje tzv. NIC křivka (*News Impact Curve*) – viz obrázek 1.2. Praktické výpočty modelů volatility byly získány za pomoci software EViews.

Obr. 1.2 NIC křivka



Zdroj: zpracováno na základě EViews User's Guide 4.1, str. 408.

1.6.4.1.2 Kointegrační analýza

Moderní ekonometrie rozeznává několik metod kointegrace, tj. nalézání vzájemného vztahu mezi závislou proměnnou na jedné straně a závislými

zpožděnými proměnnými a nezávislými proměnnými, a to jak zpožděnými, tak nezpožděnými – na straně druhé. V současné době patří k nejpoužívanějším metodám Engle-Grangerova metoda, ARDL metoda, DOLS metoda a Johansenova metoda. Níže jsou představeny dvě z těchto metod, které byly v práci aplikovány.

- *Engle-Grangerova metoda*

Tato metoda bývá označována jako základní kointegrační metoda, která byla formulována na základě prací R. Engleho a C. Grangera, popularizovaná např. v Enders (2004, s. 335-339). Na základě tohoto přístupu, závislá proměnná Y_t a exogenní proměnné X_t formují dlouhodobý vztah (1.14), jestliže jsou všechny proměnné integrovány stejným stupněm³⁵ a získaná rezidua na základě metody nejmenších čtverců (OLS) jsou stacionární, tj. typu $I(0)$.

$$Y_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^n \beta_i X_{i,t} + e_t \quad (1.14)$$

Stacionarita residuálů je testována aplikací testů jednotkového kořene, např. pomocí ADF testu, tj. rozšířeného Dickey-Fullerova testu (*Augmented Dickey-Fuller test*):

$$\Delta \hat{e}_t = a_1 \hat{e}_{t-1} + \sum_{i=1}^n a_{i+1} \Delta \hat{e}_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1.15)$$

Poněvadž aktuální distribuce reziduálů $\hat{e}_t$ získaných z regrese není známa, speciální kritické hodnoty tzv. ADF by měly být statisticky použity, aby byla zachována stacionarita. Kritické hodnoty lze získat použitím následující formule: $C_k(p, T) = \beta_\infty + \beta_1 T^{-1} + \beta_2 T^{-2}$ kde p a T je míra významnosti a velikost souboru, přičemž bety jsou parametry odhadu (*parameters of response surface estimates*) představené v MacKinnon (1990). Praktické výpočty EG metody byly získány za pomoci software EViews a Microfit.

³⁵ Jak na levé, tak na pravé straně rovnice musí být proměnné integrovány stejným stupněm, tj. musí být všechny stupně $I(0)$, $I(1)$, případně $I(2)$. Ekonomické časové řady jsou často zatíženy trendem, tedy je nutno je obvykle jednou diferencovat, abychom z časové řady typu $I(1)$ dostali časovou řadu typu $I(0)$, tedy řadu stacionární.

- *ARDL Metoda*

Podoba *error correction modelu* ARDL je dána rovnicí (1.16), kde závislá proměnná prvních diferencí je regresována zpožděnou závislou proměnnou a nezávislými proměnnými v jejich úrovních a prvních diferencích.

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \rho(Y_{t-1} + \beta_1 X_{t-1}) + \sum_{j=1}^{l_1} \eta_j \Delta Y_{t-j} + \sum_{j=0}^{l_2} \gamma_{i,j} \Delta X_{i,t-j} + e_t \quad (1.16)$$

Pesaran (2001) využil tzv. mezního testovacího přístupu (tzv. *bound testing approach*). Užitím tradičního F-tesu, kde nulová hypotéza formulována $H_0 : \rho = \beta_1 = \dots = \beta_n = 0$ je testováno oproti alternativní hypotéze $H_1 : \rho \neq 0, \beta_1 \neq 0, \dots, \beta_n \neq 0$. Pesaran a kol. (2001) vytvořili tabulku dvou množin kritických hodnot, jednu pro případ, kdy proměnné jsou typu I(1), tj. tzv. horní kritické hodnoty (*upper-bound critical values*) a druhou pro případ, kdy všechny proměnné jsou typu I(1), tj. tzv. dolní kritické hodnoty (*lower-bound critical values*). Kritické hodnoty jsou představeny pro pět různých modelů, přičemž model uvedený rovnicí 1.16 je jedním z těchto pěti případů – model s restrikcí u konstanty a bez trendu. Pokud je výsledná testovaná statistika vyšší než horní kritická hodnota, pak nulová hypotéza o neexistenci kointegrace je zamítnuta ve prospěch přítomnosti kointegrace. Na druhou stranu, pokud je F-statistika nižší než dolní kritická hodnota, pak kointegrace nenastává. Pokud leží vypočtená hodnota F-statistiky mezi dvěma kritickými hodnotami, pak neexistuje jednoznačná identifikace o absenci nebo existenci kointegračního vztahu. Praktické výpočty metody ARDL byly získány za pomoci software Microfit.

1.6.4.2 Statistické metody

- *Hodrick-Prescottův Filtr*

Hodrick-Prescottův filtr (HP filtr) je jednoduchá ekonometrická metoda (metoda vyhlazování), která je obecně užívána pro získání vyhlazeného odhadu dlouhodobého trendu časové řady. Metoda byla poprvé užita ve výzkumné práci ekonomů Hodricka a Prescottta při analýze amerických poválečných hospodářských cyklů³⁶. Filtr tedy produkuje tzv. cyklickou a vyhlazenou (*cycle and smoothed series*)

³⁶ Metoda byla rozšiřována již na počátku osmdesátých let, ale publikována byla až v roce 1997.

časovou řadu, přičemž vyhlazená časová řada často vystupuje v roli dlouhodobého (rovnovážného) trendu.

Formálně řečeno je Hodrick-Prescottův filtr (HP-filtr) dvoustranný lineární filtr, který počítá vyhlazení časové řady (y) minimalizováním variance (y) kolem (s), závisející na omezení vynucené druhou diferencí (s). Následně HP-filtr vybírá (s_t) a minimalizuje níže uvedený zápis:

$$\sum_{t=1}^T (y_t - s_t)^2 + \lambda \cdot \sum_{t=2}^{T-1} \{ (y_{t+1} - s_t) - (y_t - s_{t-1}) \}^2 \quad (1.17)$$

Omezující parametr λ kontroluje vyhlazení série časové řady. Platí zde tedy nepřímá úměra: čím větší je λ , tím vyhlazenější je s_t . Tedy, blíží-li se parametr λ nekonečnu ($\lambda \rightarrow \infty$), pak s_t se chová jako lineární trend. Použitý software EViews 5.1 provádí výpočet HP filtru s předem nastaveným parametrem λ pro jednotlivé typy časových řad, rozlišované dle periodicity jejich jednotlivých složek. Hodnoty „doporučené“ softwarem pro parametr λ jsou:

$\lambda = 100$ pro data s roční periodicitou,

$\lambda = 1600$ pro data s čtvrtletní periodicitou,

$\lambda = 14400$ pro data s měsíční periodicitou,

$\lambda = 270400$ pro data s týdenní periodicitou.

Tedy platí, že s rostoucí periodicitou roste „odpovídající“ parametr λ . Další obecný závěr je ten, že čím má daná časová řada méně pozorování, tím méně hodnověrné výsledky „pravého“ trendu časové řady obdržíme. Nicméně při aplikaci Hodrick-Prescottova filtru je nutné mít na paměti jeho zkreslení na počátku a konci časové řady (tzv. *start and end point bias*). Praktické výpočty HP filtru byly získány za pomoci software EViews.

2 Integrace devizových trhů a sladěnost měnových kurzů

Devizový trh ovlivňuje sladěnost a integraci ostatních segmentů finančního trhu, tj. trhu peněžního, úvěrového, dluhopisového a akciového. Upozornění na důležitost a specifickou devizového trhu je vyjádřena jeho zařazením na toto čelní místo práce. To má jednak signalizovat provázanost výše uvedených segmentů finančních trhů jednotlivých národních ekonomik skrze trh devizový a dále to, že v kontextu této práce je devizový trh chápán jako jistá nutná „vstupní brána“ pro investory ze zahraničí při jejich investicích na domácím trhu do aktiv denominovaných v domácí měně a naopak.

Devizový trh (*foreign exchange market*)³⁷ je trh, na kterém jsou vzájemně směňovány měny různých zemí, resp. depozita denominovaná v různých měnách. Tento trh není přesně geograficky lokalizován do jednoho místa, ani neexistuje organizovaná devizová burza jako instituce, tedy místo, kde by se nabízející a poptávající vzájemně scházeli a obchodovali s devizami. Devizový trh je příkladem neorganizovaného trhu s volným přístupem, na kterém se zejména střetávají a prostřednictvím moderních komunikačních prostředků spolu uzavírají obchody exportující a importující subjekty, obchodníci s devizami zastupující banky a ostatní finanční instituce (devizoví dealeři), zprostředkovatelé obchodování s devizami (devizoví brokeři) a devizoví obchodníci centrálních bank.³⁸ Největší objem obchodování připadá na vzájemné obchody mezi devizovými dealery velkých bank, kteří často vykonávají činnost tvůrců trhu.³⁹

Pro malé otevřené ekonomiky, mezi které lze zařadit všechny nové členské země EU, které jsou již navíc znatelně sladěny⁴⁰ s hospodářským vývojem v EU, je vývoj měnového kurzu jednou z nejdůležitějších (tzv. fundamentálních) veličin, neboť ovlivňuje vývoj v reálném i finančním sektoru. Náhlé a prudké změny nominálního měnového kurzu, ať již apreciačním nebo depreciačním směrem, mohou ohrozit finanční stabilitu ekonomik, mají neblahý dopad na ryzí exportéry a posléze i na

³⁷ Rovněž vžitě označení FX market.

³⁸ Viz např. Frait a Zedníček (1994) nebo Revenda (1999).

³⁹ Na devizových trzích se obchoduje jen s plně konvertibilními měnami.

⁴⁰ Podrobný popis stavu konvergence k EU, zejména v reálné oblasti přináší každý sudý rok tzv. Konvergenční zpráva (Convergence Report) Evropské centrální banky – viz např. jednotlivé zprávy za rok 2006 na <http://www.ecb.int/pub/convergence/html/index.en.html>. Pro případ sladěnosti České republiky se eurozónou viz např. Česká národní banka (2005).

věřitele (náhlá apreciacie), ryzí importéry a posléze i dlužníky (náhlá depreciace),⁴¹ což může ve svém důsledku negativně ovlivnit očekávání ekonomických subjektů a přispět k divergenci hospodářského cyklu.

V rámci měnových kurzů a devizových trhů je možné identifikovat následující oblasti možných rizik ohrožujících stabilitu celého finančního sektoru: (i) významná volatilita měnových kurzů, (ii) vývoj měnových kurzů nepodpořený vývojem fundamentálních determinant ekonomiky včetně makroekonomické a politické stability, (iii) závislost měnového kurzu na sentimentu daného regionu (např. české koruny na sentimentu středoevropských měn) a (iv) široká provázanost devizového trhu s ostatními segmenty finančního trhu dané země.

Volatilita měnových kurzů. Čím vyšší (nižší) je volatilita měnových kurzů, tím vyšší (nižší) je očekávání vzniku exogenního (externího) šoku, a tím vyšší (nižší) je motivace k využívání zajišťovacích operací (*hedging*) jako obrany proti „neakceptovatelným“ změnám měnového kurzu. Vyšší míra využívání zajišťovacích operací tak vede k jisté prevenci, tedy teoreticky menší zranitelnosti ekonomiky jako celku. U některých měnových párů je volatilita vysokofrekvenčních (intradenních) dat nominálních měnových kurzů mnohem vyšší, než-li je následně pozorováno z dat meziměsíčních nebo z dat o ještě nižší frekvenci. Tento jev může rovněž odrážet „oblíbenost“ dané měny, tj. že trh s danou měnou je velmi „likvidní“ a relativně „hluboký“.⁴² Naopak existence nelikvidního trhu by mohla znamenat celkově vyšší riziko pro celý finanční sektor, neboť lze předpokládat jeho snadnou ovlivnitelnost, tj. jeho hůře predikovanou volatilitu.

Sladěnost měnových kurzů s fundamentálními proměnnými ekonomiky. Vývoj měnových kurzů by měl ve střednědobém a dlouhodobém časovém horizontu – alespoň dle většiny soudobých teorií jeho determinace – rámcově odpovídat vývoji fundamentálních determinant ekonomiky. Mezi ty nejdůležitější je standardně řazen diferenciál v produktivitě, reálný úrokový diferenciál, příliv přímých zahraničních investic⁴³, vývoj směnných poměrů, úspor a investic. Fundamentálně nepodložený

⁴¹ Pokud změny nominálního kurzu vyvolají změny vývoje inflace na které bude měnová politika reagovat změnou měnověpolitické sazby, která následně ovlivní nastavení sazeb komerčních bank, a tedy i kontrakty vázané na pohyblivou úrokovou sazbu.

⁴² Tyto rysy byly patrné např. u české koruny – viz rovněž empirické části této kapitoly.

⁴³ Zejména relevantní pro rozvíjející se (úžeji tranzitivní) ekonomiky.

vývoj měnového kurzu může signalizovat jeho očekávanou strmou korekci, což následně může opět vést – při všeobecném podcenění zabezpečení proti kurzovému riziku – k nezanedbatelným individuálním i společenským ztrátám. Důraz na fundamentální sladěnost měnových kurzů je zejména věnována v koncepcích rovnovážného měnového kurzu. Empirické výsledky s aplikací na země EU4 lze nalézt např. v Šmídková (1998), Frait a Komárek (1999), Babetski a Égert (2005) nebo Komárek a Melecký (2005).

Závislost měnového kurzu na tržním sentimentu regionu - (nejčastěji geograficky shodné oblasti)⁴⁴. Tato situace je nebezpečná proto, že měnový kurz zdravě se vyvíjející ekonomiky může být „neoprávněně“ zasažen díky problémům svého geografického souseda, resp. země řazené do daného regionu nebo jiné kategorie, kterou sdílí s ostatními zeměmi (např. obdobná ekonomická úroveň). Otázkou však je, zda-li velmi podobný vývoj měnových kurzů není na druhou stranu „dobrou zprávou“, tedy známkou ekonomické sladěnosti ekonomik, např. před vstupem do měnové unie.⁴⁵

Provázanost devizového trhu s ostatními segmenty finančního trhu dané země. Z pohledu provázanosti s ostatními finančními trhy (akciový, dluhopisový, úvěrový, peněžní) lze devizový trh chápat jako trh „prvotní“, neboť v případě, že daná země není členem měnové unie dochází k tomu, že zahraniční i domácí investoři často musí před svým samotným investičním rozhodnutím učinit prvotní krok, tj. nejprve nakoupit⁴⁶ domácí měnu. Tímto tedy může docházet k přelévání efektů, např. z volatilního devizového trhu na ostatní segmenty finančního trhu.

2.1 Teoretická a empirická východiska integrace devizových trhů

Integraci devizových trhů, tak jak je chápána v kontextu této práce, nebyla věnována v ekonomické literatuře příliš velká pozornost. Nejvíce se jí blíží studie Arguilar a Hördahl (1998), která se pokouší vyjádřit vhodnost přijetí jednotné měny euro pomocí korelace kurzů eurokandidátů k americkému dolaru oproti kurzu německé marky k americkému dolaru. Všechny měny jsou tedy vyjádřeny k třetí

⁴⁴ Geografická shodnost však není podmínkou, častěji jsou měnové kurzy silněji „provázány“ mezi zeměmi řazenými do stejné kategorie, např. rozvíjející se ekonomiky (*emerging markets*).

⁴⁵ Existence výše uvedeného společného sentimentu bude na případě zemí středoevropského regionu kvantifikována v části 2.3.

⁴⁶ nebo si oproti cizí měně půjčit domácí měnu na jiném finančním trhu

„světové“ (americké) měně, která není potenciálním kandidátem na vstup do měnové unie. Kurz DEM/USD byl autory zvolen jako tzv. benchmark z důvodu nejsilnějšího vlivu a nejvyšší dlouhodobé kredibility německé Bundesbanky. Dle tohoto přístupu, je vhodnost přijetí jednotné měny tím vyšší, čím vyššího korelačního koeficientu je mezi nominálními bilaterálními měnovými kurzy dosaženo. Pro měnové kurzy zemí začleněných v měnové unii totiž z principu fixace jejich měnových kurzů tzv. přepočítacími poměry platí, že je jejich korelační koeficient roven své maximální hodnotě, tedy jedné.⁴⁷ Obdobný typ analýzy byl proveden např. v Castrén a Mazzotta (2005) a v praktických dokumentech jej např. aplikovala i Česká národní banka (2005).

Dále je možné nalézt jisté rysy předmětného tématu např. v práci Sutherland (1996), Parsley a Wei (2001) nebo Maurel (2002). Sutherland (1996) modeloval efekty integrace finančních trhů v prostředí mezičasového (intertemporálního) modelu všeobecné rovnováhy zahrnujícího dvě země a předpokládajícího nedokonalou konkurenci a existenci nominálních rigidit. Model dále předpokládá asymetrickou pružnost jednotlivých trhů a různou míru konkurence – trhy zboží a služeb jsou méně pružné⁴⁸ a vykazují nižší míru konkurence než-li trhy aktiv. Simulace modelu ukázaly, že růst finanční integrace (vyjádřené poklesem transakčních nákladů na trzích aktiv) zvyšuje volatilitu mnoha sledovaných proměnných (spotřeba, produkt, držba zahraničních obligací, reálná a nominální úroková sazba), pokud zdroj šoku pramení z devizového trhu, avšak snižuje volatilitu sledovaných proměnných, pokud jsou zdrojem šoku faktory plynoucí z reálné nabídky nebo poptávky na trzích statků.

Vztah kurzové volatility a integrace trhu zboží a služeb např. analyzuje Parsley a Wei (2001). Práce prokazuje, že integrace na trzích zboží roste v čase a je nepřímo úměrně závislá na geografické vzdálenosti, velikosti obchodních bariér a výši variability měnového kurzu.

⁴⁷ Měnové kurzy jsou od zavedení jednotné měny konstantní. Jednotlivé přepočítací koeficienty jsou pro případ eurozóny oficiálně vyhlášovány v *Official Journal of the European Communities*.

⁴⁸ Tento jev byl formulován v tzv. Dornbushově modelu přestřelujících kurzů (1976), který dokazuje, že volně fungující devizové trhy povedou k tomu, že nominální a reálný měnový kurz bude přestřelovat dlouhodobý rovnovážný kurz při reakci na monetární šok.

Maurel (2002) se zaměřuje na země střední a východní Evropy z pohledu komparace volby kurzových režimů⁴⁹ a průběhu finanční integrace. Dochází k závěru, že stupeň finanční integrace se s blížícím vstupem daných zemí do eurozóny podstatně zvýší. To následně sníží náklady plynoucí ze ztráty národní měnové politiky, jejíž autonomní role je však stejně u malých otevřených ekonomik z obecného pohledu diskutabilní, absorbující národní specifické šoky. Maurel (2002) tedy říká, že ve světě kapitálové mobility stejně existuje velmi malý prostor pro nezávislou měnovou politiku a tyto země jsou více zranitelné spekulativním atakem na svoji měnu, než-li členská země měnové unie.

2.2 Vývoj na devizových trzích

Devizové trhy jsou v porovnání s ostatními segmenty finančního trhu zřejmě jako celek nejvíce globalizované.⁵⁰ Zpráva Banky pro mezinárodní platby (BIS, 2005) mimo jiné uvádí, že⁵¹: (i) denní obrat devizových trhů včetně derivátových operací dosahoval v dubnu 2004 v průměru ekvivalentu 1900 mld. USD, tj. téměř 50 násobku hodnoty ročního celosvětového HDP; (ii) hrubá tržní hodnota, představující platby nutné k okamžitému uzavření pozic činila na konci června 2004 6 100 mld. USD; (iii) podíly párů měn v transakcích byly v následujícím pořadí: USD/EUR 28%, USD/JPY 17%, USD/GBP 14%. Dolar tedy dominoval, byl součástí 89 % transakcí. Podíl obchodů s měnami rozvíjejících se trhů (*emerging markets*) činil 5 %; (iv) ke světovým centrům devizových trhů patřily Velká Británie (hlavně Londýn) s 31 % obratu, USA (hlavně New York) s 19 %, Japonsko s 8 %, Singapur s 5 %, SRN s 5 %, Hong-Kong s 4 %, Austrálie a Švýcarsko s 3 %.

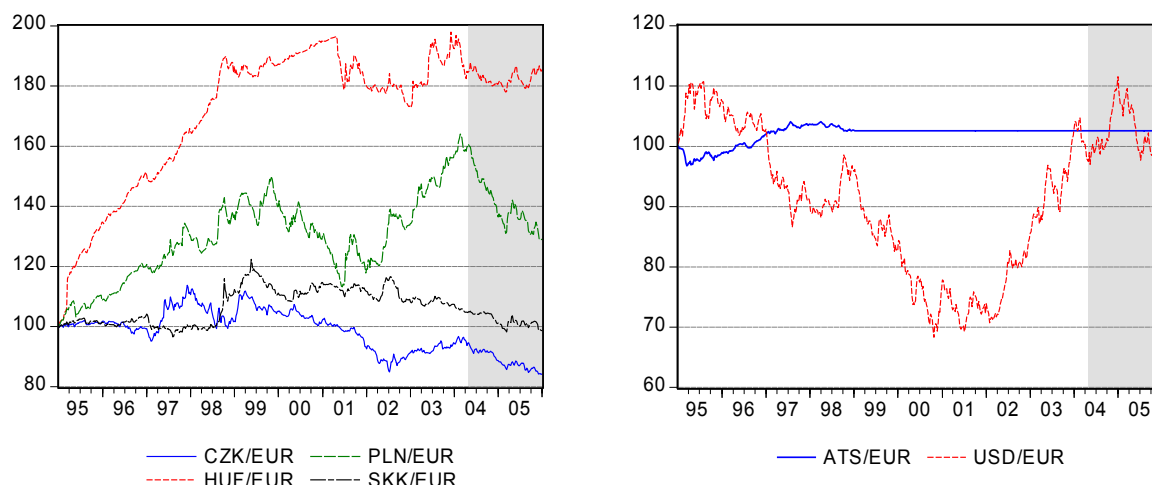
Nominální měnové kurzy zemí EU4 se vyvíjely oproti euru poměrně rozdílně. Jedinou zemí, jejíž kurz výrazněji aprecioval ve sledovaném desetiletí byla česká koruna. Na téměř totožné úrovni se na konci roku 2005 nacházela koruna slovenská. Ostatní dvě měny (polský zlotý a maďarský forint) pak výrazně depreciovaly, i když zejména u polského zlotého došlo k jeho „korekci“ po vstupu Polska do EU (šedá plocha v obr. 2.1). Pro doplnění je v pravé části obr. 2.1 uveden vývoj rakouského schillingu a amerického dolaru k euru.

⁴⁹ Pro diskusi vztahu integrace finančních trhů a kurzové politiky viz např. Mathieson a Rojas-Suarez (1990).

⁵⁰ Pro bližší terminologickou diskusi viz kapitola 1.

⁵¹ Viz BIS (2005) a Erbenová (2005).

Obr. 2.1 Vývoj bilaterálních nominálních měnových kurzů k euru

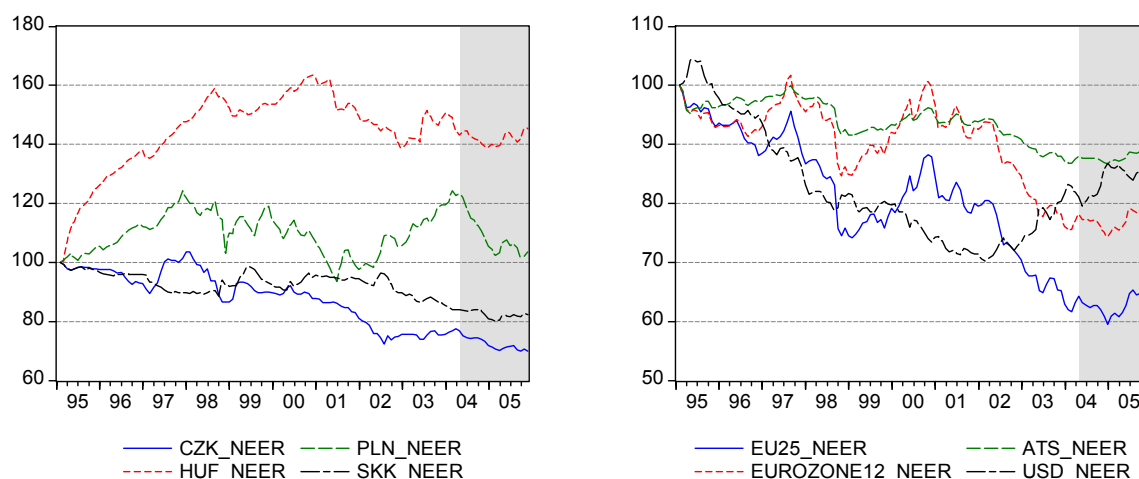


Poznámka: CZK – česká koruna, HUF – maďarský forint, PLN – polský zlotý, SKK – slovenská koruna, EUR – euro, ATS – rakouský schilling a USD – americký dolar. Pokles (růst) časové řady vyjadřuje apreciaci (depreciaci) měnového kurzu. Datový soubor: leden 1995 až prosinec 2005 (týdenní periodičita), leden 1995=100. Šedá zóna představuje rozšíření z EU15 na EU25.

Zdroj: vlastní výpočty z dat DataStream a národních centrálních bank.

Vývoj sledovaných bilaterálních měnových kurzů je vhodné pro dokreslení celkového vývoje doplnit o jejich efektivní podobu, a to jak v nominálním, tak i reálném vyjádření. Obr. 2.2 zobrazuje vývoj nominálních efektivních kurzů (41 obchodních partnerů), který potvrzuje vývoj bilaterálních kurzů eurokandidátů – viz levá část obrázku 2.2.

Obr. 2.2 Vývoj nominálních efektivních měnových kurzů



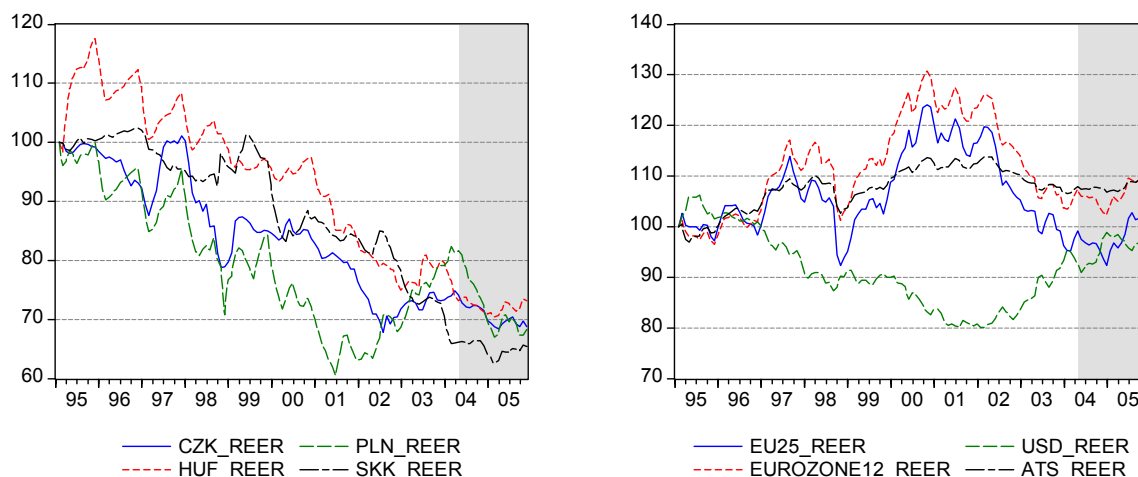
Poznámka: CZK – česká koruna, HUF – maďarský forint, PLN – polský zlotý, SKK – slovenská koruna, EUR – euro, ATS – rakouský schilling a USD – americký dolar, EU25 – Evropská unie, eurozóna (EU12). Datový soubor: leden 1995 až prosinec 2005 (měsíční periodičita), leden 1995=100. Pokles (růst) časové řady vyjadřuje apreciaci (depreciaci) měnového kurzu. Šedá zóna představuje rozšíření z EU15 na EU25.

Zdroj: vlastní výpočty z dat Eurostatu.

Použitím efektivních měnových kurzů můžeme sledovat kurzový vývoj i pro EU jako celek (25 zemí) a porovnat je s ostatními zeměmi a eurozónou. Zde možná docházíme k nečekanému poznatku, že nominální efektivní kurzy EU25, EU12, ATS a USD doznaly ve všech případech apreciační trend. Zvrat nastal u amerického dolaru, který efektivně a strmě posiloval do konce roku 2001 a poté začal rovněž viditelně depreciovat. U ostatních tří teritorií lze pozorovat přetrvávající sklon k apreciaci, i když během roku 2005 došlo k jejich částečné korekci.

Doplňující pohled na problematiku devizových trhů a měnových kurzů lze získat z vývoje reálných měnových kurzů⁵². Jak je patrné z levé části obrázku 2.3, reálné efektivní kurzy (41 hlavních obchodních partnerů) ukazují strmý apreciační trend ve všech zemích EU4. Ke konci roku 2005 lze konstatovat, že reálný měnový kurz aprecioval za sledované jedenáctileté období nejvíce v případě slovenské koruny, následované polským zlotým, českou korunou a maďarským forintem. Pravá část obrázku pak ukazuje vývoj reálných efektivních kurzů (opět pro 41 obchodních partnerů) pro země EU25, eurozónu, USA a Rakousko. Zde je opět patrná inverznost vývoje mezi EU25, eurozónou a Rakouskem na jedné straně a USA na straně druhé.

Obr. 2.3 Vývoj reálných efektivních měnových kurzů



Poznámka: CZK – česká koruna, HUF – maďarský forint, PLN – polský zlotý, SKK – slovenská koruna, EUR – euro, ATS – rakouský schilling a USD – americký dolar, EU25 – Evropská unie, eurozóna (EU12). Datový soubor: leden 1995 až prosinec 2005 (měsíční periodičita), leden 1995=100. Pokles (růst) časové řady vyjadřuje apreciaci (depreciační) měnového kurzu. Šedá zóna představuje rozšíření z EU15 na EU25.

Zdroj: vlastní výpočty z dat Eurostatu.

⁵² Reálný měnový kurz (r) se vypočte dle loglineárního vztahu: $r = e + p^* - p$, kde (e) vyjadřuje příslušný nominální kurz, (p^*) zahraniční cenovou hladinu a (p) domácí cenovou hladinu.

Box 2.1: Stručná deskripce kurzového vývoje v zemích EU4

Česká republika: prodělala v roce 1990 tři, v souhrnu a ve svém objemu významné devalvace, což umožnilo relativně delší setrvání koruny v režimu fixního měnového kurzu. Jednotlivá kurzová období a kurzový management České národní banky v nich uplatňovaný lze rozdělit na období (i) užšího fluktuačního pásma (od 1. 1. 1993 do 24. 4. 1995 +/- 0,5 % a dále do 27. 2. 1996 +/- 0,75 %); (ii) širšího fluktuačního pásma (od 28. 2. 1996 do 26. 5. 1997 +/- 7,5 %); (iii) řízeného floatingu před aplikací strategie inflačního cílování (od 27. 5. 1997 do 31. 12. 1997) a (iv) řízeného floatingu po aplikaci strategie inflačního cílování (od 1. ledna 1998 do současnosti).

Maďarsko: Po relativně malé počáteční devalvaci v roce 1989 (postupně 5 %, 6 % a 10 %) se pokusila měnová politika v následujících pěti letech (1990 - 1994) sledovat prostřednictvím dvou střednědobých cílů (reálný kurz a domácí úvěrová emise) dva do značné míry protichůdné dlouhodobé cíle: dezinflaci a podporu běžného účtu. V tomto období byl maďarský forint (HUF) fixován na koš ECU a amerického dolaru s pásmem $\pm 2,25$ % a prošel několika nepravidelnými a neavizovanými devalvacemi, které měly bránit reálné apreciaci. Od května 2001 uplatňuje Maďarsko kurzový režim s vymezeným oscilačním pásmem +/-15 % a centrální paritou stanovenou k euru.

Polsko: Polsko provedlo počáteční nominální devalvaci (31,6 % v roce 1990 a dalších 14,4 % v roce 1991). Na krátkou dobu (do října 1991) zavedlo fixní kurz vůči koši pěti měn, ale vzhledem k počátečním inflačním podmínkám (v roce 1990 byl meziroční nárůst CPI 250 %) se rozhodlo pro posuvné pásmo. To je v Polsku uplatňováno (s jistou mírou diskrece) od roku 1991. Posuvné pásmo bylo zavedeno vůči koši pěti měn s fluktuačním pásmem, nejdříve $\pm 0,9$ %, později pak $\pm 12,5$ %. Zavedení posuvného pásma bylo doprovázeno počáteční měsíční devalvací o 1,8 %, která byla snižována až na 0,5 % v roce 1998. Polsko v dubnu 2000 po téměř 10 letech opustilo systém posuvného zavěšení (*crawling peg*) a uplatňuje režim řízeného floatingu.

Slovensko: Vývoj na Slovensku byl od rozdělení ČSFR v mnoha směrech podobný s vývojem v České republice. Slovensko uplatňovalo systém pevného měnového kurzu s fluktuačním pásmem a poté rovněž strukturu měnového koše. Struktura měnového koše slovenské koruny byla 60 % DEM a 40 % USD. Vývoj oficiálního kurzu SKK z globálního pohledu závisel zejména od vývoje křížových kurzů DEM a USD na světových trzích a od vývoje nabídky a poptávky po devizových prostředcích. Slovenská národní banka však zrušila od 1. 10. 1998 fluktuační pásmo SKK a zároveň zrušila navázání slovenské koruny na měnový koš. S účinností od 1. 10. 1998 přešla centrální banka Slovenska na systém plovoucího měnového kurzu, který uplatňuje až do současnosti. Slovensko vstoupilo jako první země skupiny EU4 do mechanismu směnných kurzů Evropského měnového systému (ERM II) z 25. na 26. 11. 2005.

Zdroj: zpracováno na základě údajů jednotlivých centrálních bank.

2.3 Empirické výsledky sladění a integrace devizových trhů

2.3.1 Analýza sladění

2.3.1.1 Analýza výnosů

Pro rámcovou představu o stavu a vývoji finanční integrace devizových trhů by bylo sice možné aplikovat výše uvedené časové řady nominálních kurzů, avšak prokázání sladění a integrace si nutně vyžaduje zkoumat, jak se vyvíjejí výnosy

sledovaných měnových kurzů.⁵³ Prvním krokem je tedy výpočet výnosů jednotlivých měn dle vztahu z části 1.6. Pro získání představy o jejich trendovém průběhu byla každá časová řada výnosů dále rovněž filtrována Hodrick-Prescottovým (HP)⁵⁴ filtrem za účelem znázornění jejího trendového („průměrného“) vývoje.

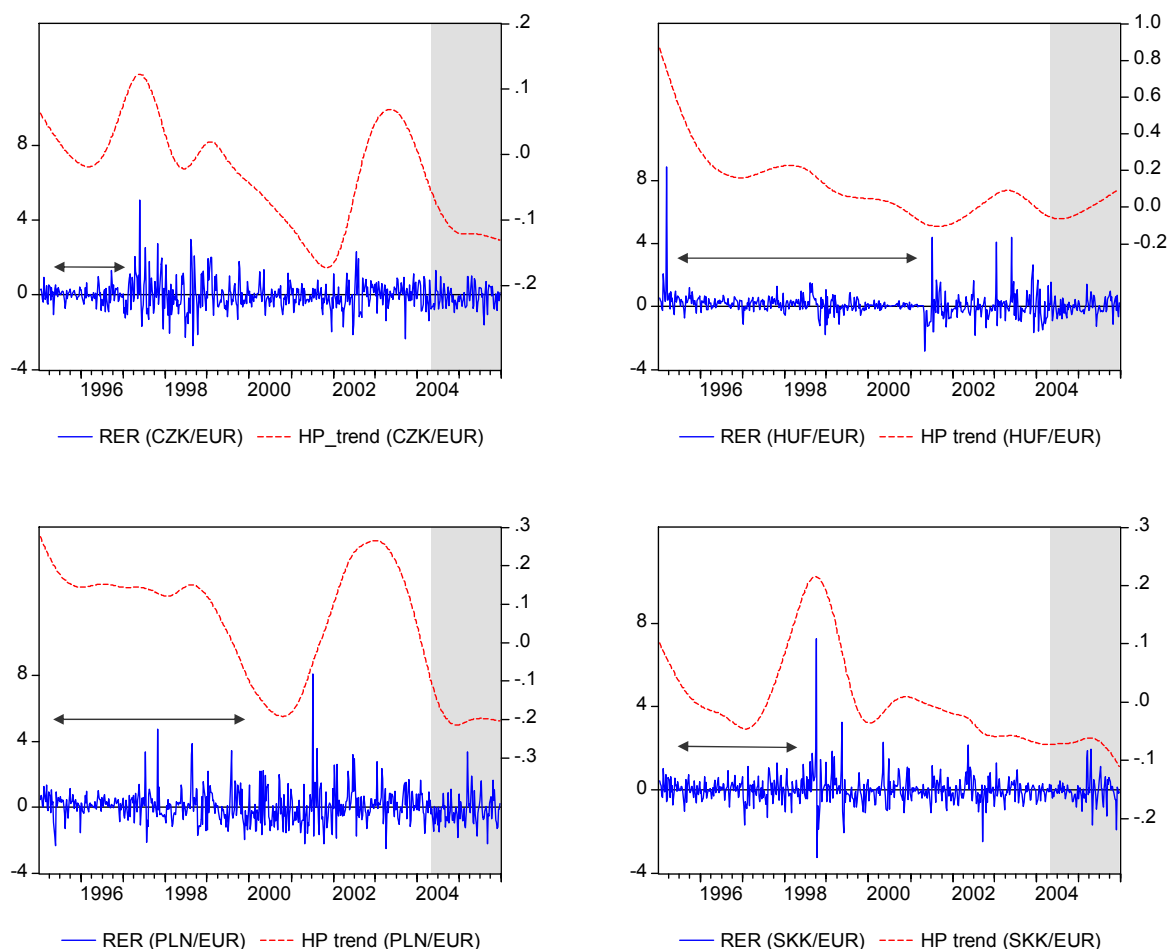
Grafické znázornění výnosů je uvedeno v obrázku 2.4, který vždy obsahuje řadu výnosů příslušného měnového páru (levá osa) a získanou trendovou složku (pravá osa). Z obrázku 2.4 lze rozpoznat období s různou variabilitou měnových kurzů zemí EU4, která je odrazem uplatněných kurzových režimů (je zřetelné zejména posuvné zavěšení v Maďarsku a končící období fixního měnového uspořádání v České republice a na Slovensku)⁵⁵ a turbulečních období (v květnu 1997 v České republice a na sklonku roku 1998 na Slovensku).

⁵³ Samotnou analýzu je vhodné provádět na výnosech měnových kurzů eurokandidátů (zde zemí EU4) oproti světové měně, která není měnou, do které dané země vstupují (zde americký dolar) a kurzu měny měnové unie k této světové měně (kurz EUR/USD).

⁵⁴ Jde o relativně standardní přístup znázornění „průměrné“ trajektorie výnosů pomocí HP filtru – viz např. rovněž Baele a kol. (2004), avšak z čistě obecného ekonometrického pohledu není vhodné filtrovat časovou řadu typu $I(0)$.

⁵⁵ viz horizontální šipky

Obr. 2.4 Výnosy nominálních měnových kurzů zemí EU4 k euru (ECU)



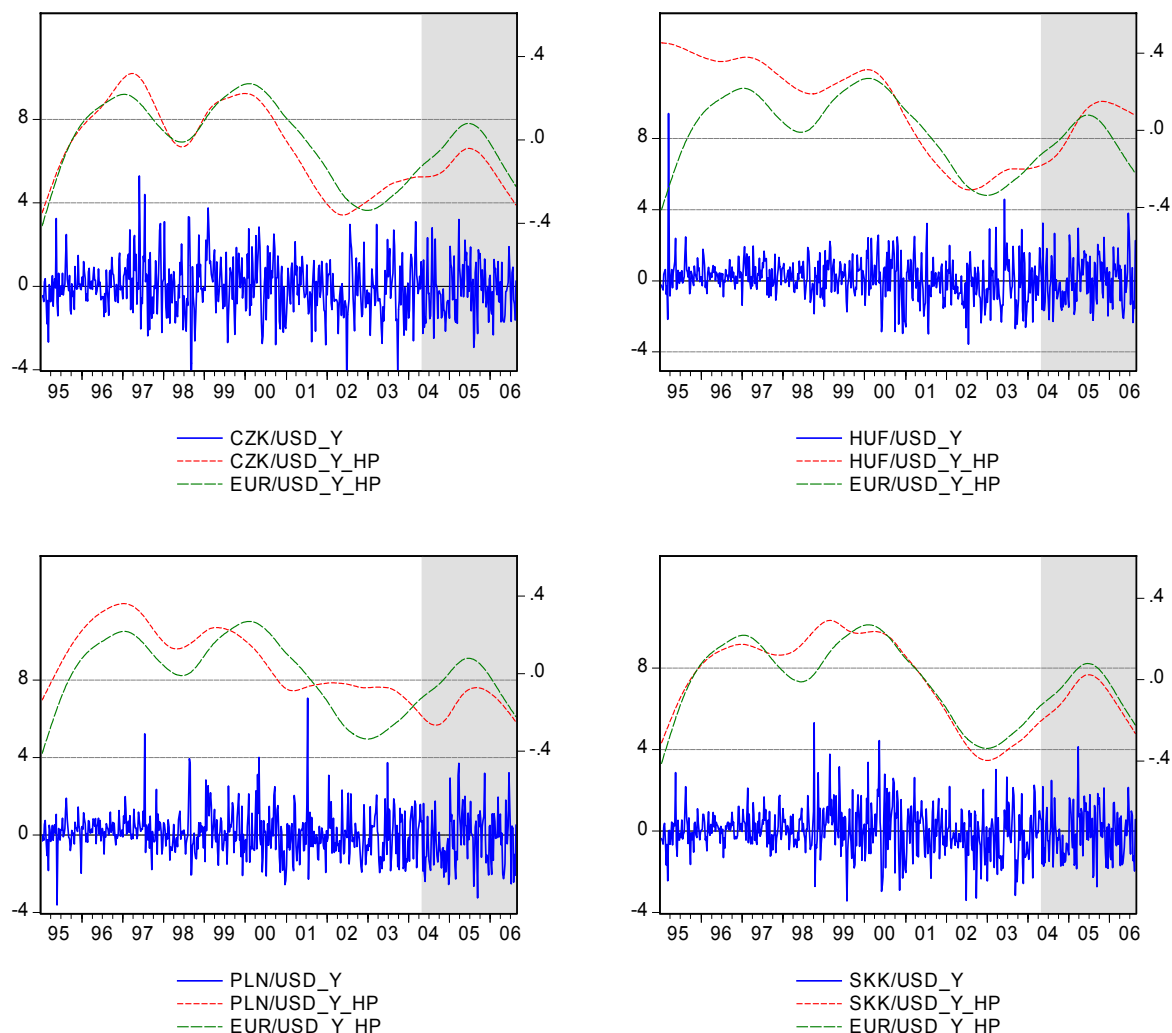
Poznámka: RER – výnosy jednotlivých kurzových párů (levá osa), HP– Hodrick-Prescottův filtr (pravá osa). Datový soubor: leden 1995 až prosinec 2005 (denní periodičita) v procentech. Šedá zóna představuje rozšíření z EU15 na EU25. CZK – česká koruna, HUF – maďarský forint, PLN – polský zlotý, SKK – slovenská koruna, EUR – euro a USD – americký dolar. Vypočteno pomocí software EViews.

Zdroj: vlastní výpočty z dat DataStream a národních centrálních bank.

Obdobné propočty – avšak pro kurzy eurokandidátů vzhledem k USD – obsahuje obrázek 2.5. Z výsledků je patrná těsná sladěnost mezi CZK/USD a SKK/USD vzhledem k EUR/USD. Pokud bychom měli již zde upozornit na pravděpodobná období nesladěnosti těchto měnových párů, pak se zejména jednalo o období roku 1995-96 v Maďarsku, květnové turbulence z roku 1997 v České republice, období přelomu let 2002-03 v Polsku a již zmiňovanému sklonku roku 1998 na Slovensku. Obrázek rovněž potvrzuje nastíněnou tezi, že měnový pár CZK/USD vykazuje poněkud vyšší volatilitu na vyšší periodicitě dat (denní, týdenní časové řady) oproti ostatním kurzům zemí EU4 k USD a EUR k USD. Z dlouhodobějšího hlediska na nižších frekvencích použitých časových řad dosahuje koruna nižší volatility oproti

sledovaným eurokandidátům. To může být způsobeno oblíbeností koruny u zahraničních investorů a relativně vyšší „hloubkou trhu“ koruny vzhledem k USD a EUR.⁵⁶

Obr. 2.5 Výnosy nominálních měnových kurzů zemí EU4 k USD



Poznámka: Y – výnosy jednotlivých kurzových párů (levá osa), HP – Hodrick-Prescottův filtr (pravá osa). Datový soubor: leden 1995 až červenec 2006 (týdenní periodičita) v procentech. Šedá zóna představuje rozšíření z EU15 na EU25. CZK – česká koruna, HUF – maďarský forint, PLN – polský zlotý, SKK – slovenská koruna, EUR – euro a USD – americký dolar. Vypočteno pomocí software EViews.

Zdroj: vlastní výpočty z dat DataStream a národních centrálních bank.

⁵⁶ Souvisejícím faktorem může být průměrná nižší míra měnové substituce (míry držby zahraničních aktiv domácnostmi a nefinančními podniky denominovanými v zahraniční měně) ve srovnání s okolními státy, zejména pak z oblastí bývalé Jugoslávie a pobaltských ekonomik.

2.3.1.2 Korelační analýza

Testování vzájemných vazeb mezi výnosy měn zemí EU4 vzhledem k dolaru oproti výnosům páru EUR/USD je možné provést standardním korelačním koeficientem.⁵⁷ Ten je propočten pro tři rozdílná období: (i) období před vznikem eurozóny (leden 1995 až prosinec 1998 = období I.), (ii) období existence eurozóny, kdy země EU4 ještě nebyly členy EU (leden 1999 až duben 2004 = období II.) a (iii) období existence eurozóny a členství zemí EU4 v EU (od května 2004 = období III.). Tabulka 2.1 pak dále obsahuje i ostatní křížové korelace pro výnosy sledovaných měnových kurzů.

Z prostého porovnání výsledků standardní korelační analýzy je patrné, že vzájemné korelační koeficienty postupně rostly během sledovaných období. V prvním období vyšly korelační koeficienty „správně“ nižší, neboť každá země de facto uplatňovala jiný režim řízení nominálního měnového kurzu – rovněž viz box 2.1. Proto je tedy nutno výsledky prvního období brát s uvědoměním si této skutečnosti. Během druhého období již všechny sledované země přešly na systém řízeného floatingu, což nám dává možnost faktického sledování sladění měnových kurzů. Korelační koeficienty nabývaly nejvyšších hodnot ve třetím období, přičemž absolutně nejvyšší hodnoty nabyly dané koeficient v případě kurzu CZK/USD oproti EUR/USD (0,912). Standardní korelační analýza tedy prokázala silnou míru sladění všech sledovaných měnových párů v období po vstupu zemí EU4 do EU.

Tab. 2.1: Standardní korelační analýza měnových kurzů zemí EU4 k USD a EUR/USD

období I. (1995/01-1998/12)						období II. (1999/1-2004/04)					
	EUR	CZK	HUF	PLN	SKK		EUR	CZK	HUF	PLN	SKK
EUR	1,000	0,707	0,697	0,588	0,631	EUR	1,000	0,813	0,800	0,554	0,812
CZK	0,707	1,000	0,546	0,667	0,555	CZK	0,813	1,000	0,712	0,535	0,804
HUF	0,697	0,546	1,000	0,492	0,429	HUF	0,800	0,712	1,000	0,683	0,727
PLN	0,588	0,667	0,492	1,000	0,467	PLN	0,554	0,535	0,683	1,000	0,533
SKK	0,631	0,555	0,429	0,467	1,000	SKK	0,812	0,804	0,727	0,533	1,000

⁵⁷ viz subkapitola 1.6.1

období III. (2004/05-2006/07)

CELÉ OBDOBÍ

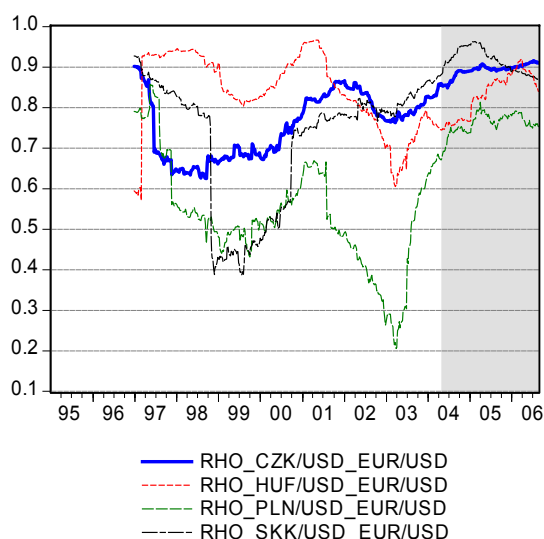
	EUR	CZK	HUF	PLN	SKK		EUR	CZK	HUF	PLN	SKK
EUR	1,000	0,912	0,861	0,769	0,886	EUR	1,000	0,795	0,782	0,603	0,783
CZK	0,912	1,000	0,868	0,842	0,943	CZK	0,795	1,000	0,692	0,633	0,758
HUF	0,861	0,868	1,000	0,823	0,857	HUF	0,782	0,692	1,000	0,679	0,697
PLN	0,769	0,842	0,823	1,000	0,874	PLN	0,603	0,633	0,679	1,000	0,608
SKK	0,886	0,943	0,857	0,874	1,000	SKK	0,783	0,758	0,698	0,608	1,000

Poznámka: Všechny měny kótovány k USD. Datový soubor: leden 1995 až červenec 2006 (týdenní periodicitu). Vypočteno pomocí software EViews.

Zdroj: vlastní výpočty z dat DataStream a národních centrálních bank.

Standardní korelační analýza je dále doplněna o korelační analýzu rolovaného typu, která umožňuje vhodněji, tj. nikoli diskrečně,⁵⁸ sledovat dynamiku vývoje korelačního koeficientu v čase.⁵⁹ Od vstupu do EU a 100 týdnů zpětně (délka posouvaného okénka) však vzájemná závislost výnosů středoevropských měn k páru EUR/USD roste. Jak je vidět z obrázku 2.6, rolované korelační koeficienty vykazují pozitivní trend, který se zdá být nejstabilnější v případě rozdílu výnosů mezi kurzem CZK/USD a EUR/USD.

Obr. 2.6 Rolovaný korelační koeficient výnosů měnových kurzů EU4 k USD oproti kurzu EUR/USD



Poznámka: RHO – rolovaný korelační koeficient. Délka rolovaného „okénka“ je 100 týdnů. Datový soubor: leden 1995 až červenec 2006 (data s týdenní periodicitou). CZK – česká koruna, HUF – maďarský forint, PLN – polský zlotý, SKK – slovenská koruna, EUR – euro a USD – americký dolar. Vypočteno pomocí software STATA. Šedá zóna představuje rozšíření z EU15 na EU25.

Zdroj: vlastní výpočty z dat DataStream a národních centrálních bank.

⁵⁸ za určitou časovou periodu, jak je tomu u výše uvedeného standardního korelačního koeficientu

⁵⁹ Podrobný popis a interpretace rolovaného korelačního koeficientu je uveden v části 1.6.1.

Z výsledků analýzy sladění je patrné, že ke konci datového souboru je nejvíce sladěnou měnou oproti páru EUR/USD česká koruna (CZK/USD) těsně následovaná slovenskou korunou (SKK/USD) a maďarským forintem (HUF/USD). Polský zlotý je měnou, jejíž sladění je nejnižší, což platí pro všechna sledovaná období. To může být však dáno, mimo řadu standardních faktorů (režim měnových kurzů, provádění měnové politiky, zdravý fiskální vývoj, atd.) také možnou platností hypotézy o vztahu mezi velikostí (ekonomickou silou) dané země vzhledem k ostatním sledovaným zemím regionu a míry autonomnosti kurzového vývoje. U Polska je ekonomická síla a relativní uzavřenost ze skupiny zemí EU4 zdaleka nejvyšší, což může způsobit vyšší reakce na lokální zprávy, než-li na faktory globální (tj. zde plynoucí z pohybu páru EUR/USD). Potvrzení této hypotézy by však vyžadovalo samostatné testování, buďto pomocí NBS analýzy (*news based measures* – viz kapitola 1.5.4) nebo kointegrační metody využívající hledání dlouhodobých vztahů mezi makroekonomickými veličinami.

2.3.2 Beta-konvergence

2.3.2.1 Regresní analýza

Pro prokázání beta-konvergence byly získány odhady dle obecně specifikované rovnice (1.1a), kde (R) představuje rozdíl výnosů⁶⁰ měnových kurzů mezi kurzem příslušné země EU4 k USD a zvoleným referenčním teritoriem (kurzem EUR/USD), Δ představuje operátor difference, (α) je konstanta a (L) je operátor zpoždění. Výsledky regresní analýzy obsahuje tabulka 2.2 (pro Českou republiku) a tabulky v příloze této práce, tj. tab. P2.1 až P2.3 (pro Maďarsko, Polsko a Slovensko).

Interpretace výsledků se zdá být pro všechny sledované země relativně jednoznačná, neboť koeficient (α) nabývá hodnot blízkých nule, byť v případě České republiky a Slovenska nebyl jeho odhad signifikantní na požadované hladině významnosti, a koeficient (β) záporných hodnot oscilujících kolem hodnoty mínus jedna. Zde byly již výsledky silně signifikantní pro všechny země. Odhady byly provedeny nejen za celé sledované období, ale rovněž za jednotlivé tři dílčí časové úseky. Pro Českou republiku je patrné, že koeficient (β) mírně vzrostl, což odráží zrychlující se integraci. Naopak koeficient beta po vstupu do EU klesl v případě

⁶⁰ viz vzorec 1.4

Maďarska, což jen potvrzuje zpomalení konvergence, zřejmě nepříliš vyvedenou makroekonomickou politikou včetně měnověpolitického vývoje. Pro Polsko výsledný koeficient beta nabývá napříč sledovanými obdobími nejnižších hodnot, vyjma období po vstupu do EU, kdy jeho „primát“ přešel na Maďarsko. Výsledky pro Slovensko nemusí být vlivem nesignifikantnosti konstanty spolehlivé, přesto je nutno uvést, že koeficient beta zde nabyl nejvyšších hodnot. Tento výsledek by mohl intuitivně odpovídat účasti Slovenska v ERM II.

Tab. 2.2: Beta konvergence – Česká republika

ΔR	α	β	δ	F-test
	const	R(-1)	$\Delta R(-1)$	
Období I. (1995/01-1998/12)	0,0054 (0,0639)	-0,9322 ^a (0,0924)	0,0851 (0,0704)	F(2,201)=76,57 Prob>F=0,0000
Období II. (1999/01-2004/04)	-0,0239 (0,0459)	-0,9343 ^a (0,0798)	0,0623 (0,0605)	F(2,275)=108,83 Prob>F=0,0000
Období III. (2004/05-2006/03)	-0,1260 ^a (0,0466)	-1,0725 ^a (0,1092)	0,3494 ^a (0,0871)	F(2,117)=52,28 Prob>F=0,0000
Celé období (1995/01-2006/03)	-0,0320 (0,0316)	-0,9412 ^a (0,0533)	0,0953 ^c (0,0407)	F(2,600)=230,60 Prob>F=0,0000

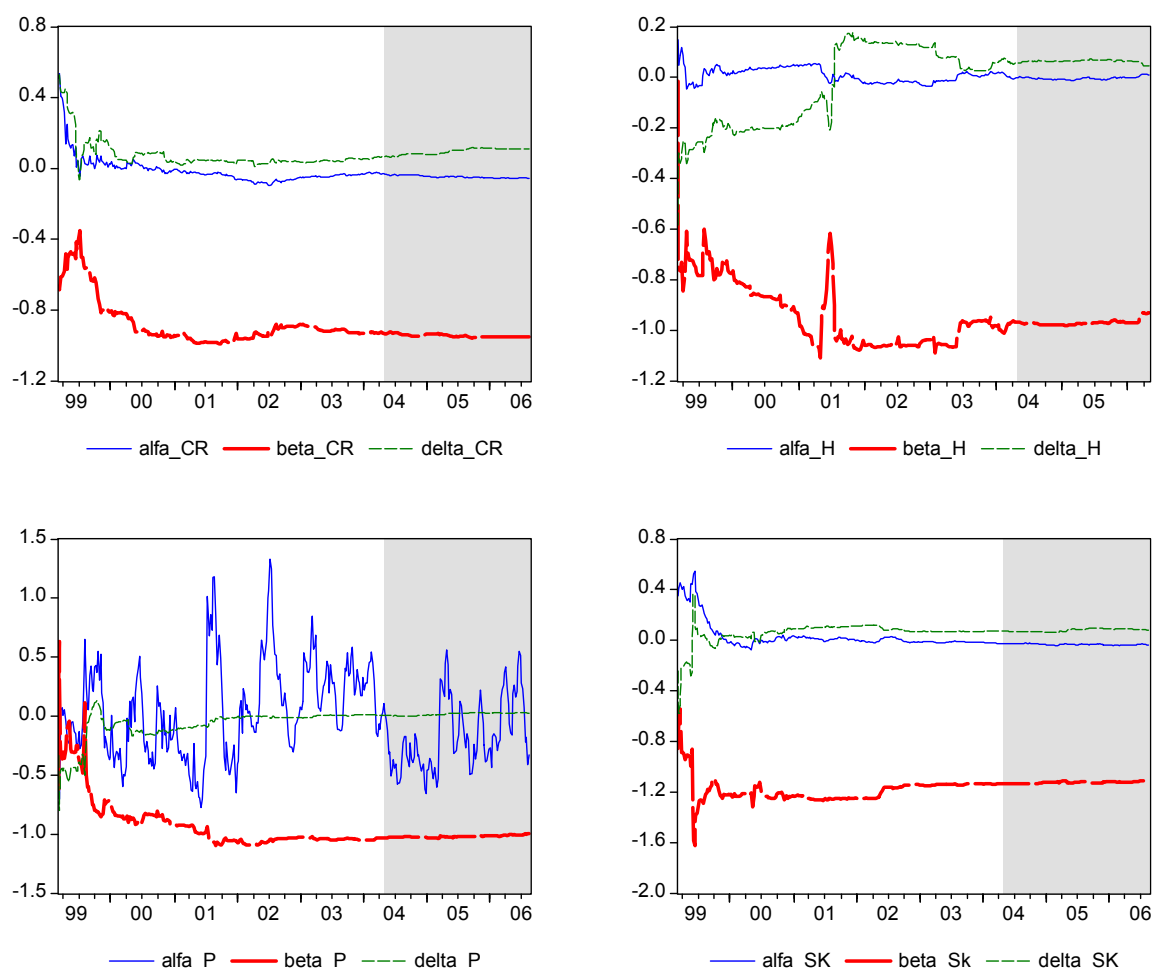
Poznámka: a, b, c, d vyjadřuje 1%, 5%, 10%, resp. vyšší blízké 10% (uvedeno v závorce) hladině významnosti; směrodatné odchylky uvedeny v závorkách. Vypočteno pomocí software STATA.

Zdroj: vlastní výpočty z dat DataStream a národních centrálních bank.

2.3.2.2 Stavově-prostorový model

Stavově-prostorový model umožňuje ukázat vývoj časově proměnlivých parametrů – blíže viz kapitola 1.6.2 nebo např. Slavík (2005) nebo Quantitative Micro Software (2005). V našem případě jde opět, stejně jako v části 2.3.2.1, o vývoj diferenciálů výnosů měnových párů vybraných středoevropských ekonomik k USD, tj. páru CZK/USD, HUF/USD, PLN/USD a SKK/USD oproti výnosům EUR/USD. Odhad modelu byl opět proveden na týdenních výnosech získaných z denních časových řad jen pro období II. a III. Důvodem zkrácení datového souboru byly různé režimy měnových kurzů, které byly v zemích EU4 aplikovány, přičemž jejich zahrnutí do odhadů (období I.) činilo výsledky odhadů nestabilními.

Obr. 2.7 Stavově-prostorový model pro země EU4



Poznámka: Metodologie stavově-prostorového modelu je podrobně popsána v kapitole 1.6.2. RMSE (čárkovaná čára) – interval směrodatné odchylky. Plná čára zobrazuje časově proměnlivý parametr $\beta=SV1$. CR – Česká republika, H – Maďarsko, P – Polsko, SK – Slovensko. Vypočteno pomocí software EViews. Šedá zóna představuje rozšíření z EU15 na EU25.

Zdroj: vlastní výpočty z dat DataStream a národních centrálních bank.

Grafická prezentace výsledků odhadů je uvedena v obrázku 2.7, přičemž symbol (α) označuje časově proměnlivou konstantu, (β) je koeficient odpovídající členu (R_{t-1}) a (δ) členu ΔR_{t-1} .⁶¹ Níže uvedené odhady silně potvrzují výsledky získané z části 2.3.2.1, které jsou rovněž v souladu s výsledky panelové regrese (část 2.3.2.3). Časově proměnlivý parametr alfa a delta konverguje k teoreticky požadované hodnotě nula, což v případě konstatny (alfa) znamená, že pohyby diferenciálu výnosů nejsou vychýleny, ať již kladným nebo záporným směrem. Téměř nulový koeficient delta vyjadřuje, že tato zpožděná vysvětlující proměnná velmi málo

⁶¹ Interval ± 2 směrodatné odchylky není z důvodu komplexního znázornění jednotlivých koeficientů znázorněn, nicméně jeho velikost byla, vyjma počátků odhadů (rok 1999) a skokovému pohybu u Maďarska zanedbatelná.

ovlivňuje vysvětlovanou proměnnou. Koeficient beta, kterému z hlediska beta-konvergence přiřazujeme prioritní pozornost pak konverguje k teoreticky požadované hodnotě mínus jedna. Výsledky jsou podobné pro všechny země, přičemž lze rovněž i z těchto odhadů pozorovat končící fixní měnové režimy na přelomu milénia. Další výjimkou je trajektorie časově proměnlivé konstatny alfa pro Polsko, jejíž odhad nebyl signifikantní – velmi volatilní oproti výsledkům pro ostatní země. Závěry této analýzy podporují výsledky analýzy beta-konvergence (část 2.3.2), tedy že nejvyšší rychlosti konvergence dosahuje česká a slovenská koruna, následovaná forintem a zlotým, a rovněž výsledky analýzy sladění měnových kurzů (část 2.3.1).

2.3.2.3 Panelová regresní analýza

Testování beta-konvergence pomocí panelové regresní analýzy bylo provedeno na celém období (od ledna 1995 do června 2006), včetně třech vymezených časových subperiod. Výsledky obsahuje tabulka 2.3, ze které je patrné, že nejvyšší rychlost konvergence zaznamenaly země EU4 v prvním a třetím období, kdy koeficient beta nabýval v souladu s teorií záporných hodnot blízkých jedné. Konstanta alfa však byla slabě signifikantní v jednotlivých obdobích, nicméně pro výsledky za celou sledovanou periodu (od ledna 1995 do června 2006) byla signifikantní na 1% hladině významnosti. F-test dále potvrdil signifikantnost výsledků, přičemž F-test (b) ukázal, jak byl specifický efekt (*CE, country effect*) pro danou zemi významný. Z výsledků je patrné, že CE byl velmi významný v prvním a třetím období, nikoli však v období druhém. Celkově, tj. za období od roku 1995 do konce prvního pololetí 2006 však byl i CE signifikantní na 5% hladině významnosti.

Tab. 2.3: Beta konvergence – panelové odhady pro země EU4

ΔR (FE)	α	β	δ	F-test	
	const	R(-1)	$\Delta R(-1)$	a) regrese	b) signif. FE
Období I. (1995/1-1998/12)	0,1128 ^a (0,0291)	-0,9023 ^a (0,0465)	-0,287 (0,0354)	F(2,814)=317,14 Prob>F=0,0000	F(3,814)=3,86 Prob>F=0,0092
Období II. (1999/1-2004/04)	-0,0006 (0,0264)	-0,9325 ^a (0,0411)	-0,0099 (0,0299)	F(2,1110)=495,5 Prob>F=0,0000	F(3,1110)=0,47 Prob>F=0,7032
Období III. (2004/5-2006/03)	-0,0549 ^c (0,0312)	-0,8333 ^a (0,0568)	-0,0152 ^b (0,0469)	F(2,470)=144,88 Prob>F=0,0000	F(3,470)=2,08 Prob>F=0,1017
Celé období (1995/1-2006/03)	0,0254 ^{d(13)} (0,0168)	-0,8860 ^a (0,0271)	0,0031 (0,0204)	F(2,2406)=949,9 Prob>F=0,0000	F(3,2406)=2,83 Prob>F=0,0369

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, směrodatné odchylky uvedeny v závorkách. Vypočteno pomocí software STATA.

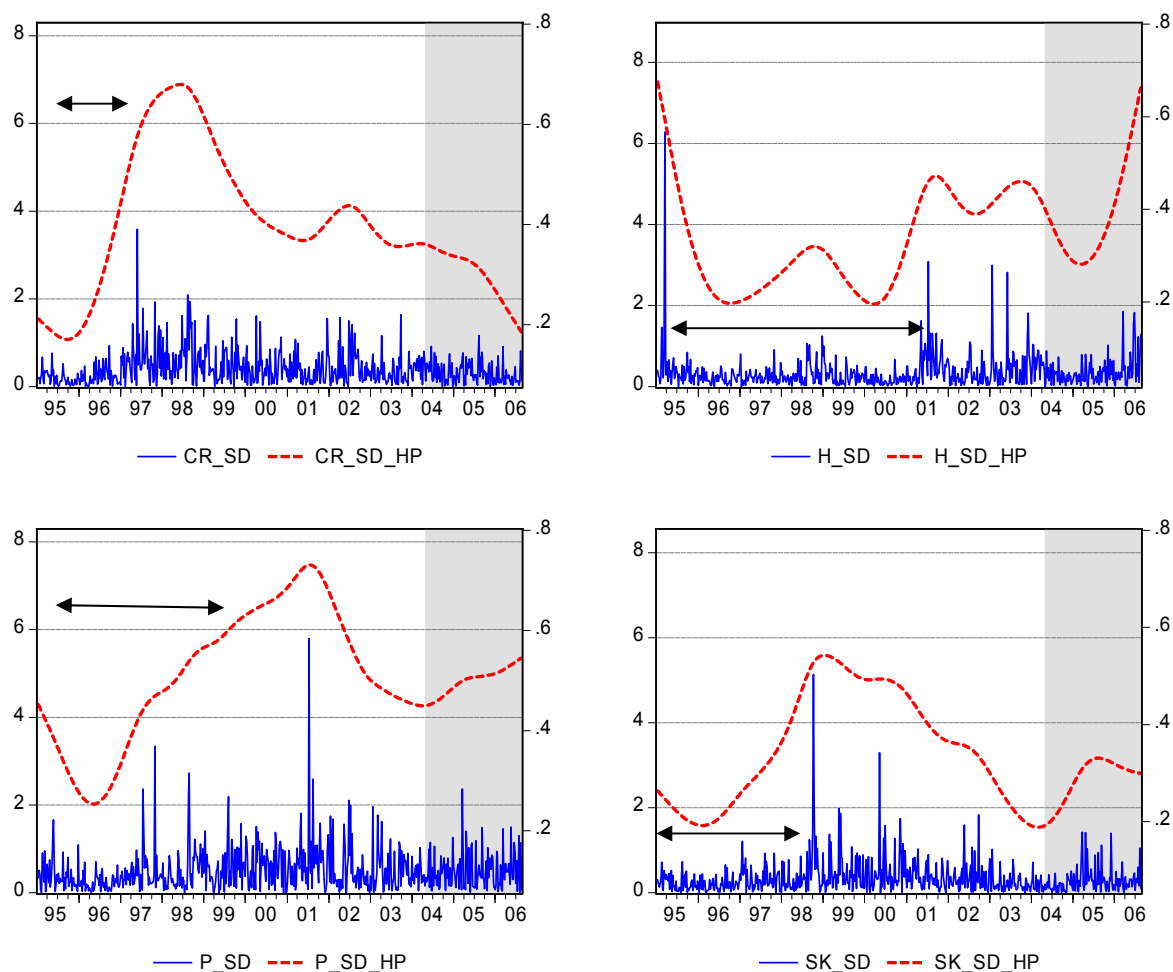
Zdroj: vlastní výpočty z dat DataStream a národních centrálních bank.

2.3.3 Sigma-konvergence

Následně je aplikován koncept sigma-konvergence⁶², který umožňuje určit stupeň finanční integrace sledovaných výnosů měnových párů v každém časovém okamžiku. Výsledky sigma-konvergence výnosů měnových kurzů nových členských zemí k USD v porovnání s referenčním kurzem EUR/USD zobrazuje obrázek 2.8 (pro jednotlivé země) a 2.9 (pro celkový pohled a srovnání trendů směrodatných odchylek napříč zeměmi EU4). Z důvodu čitelnosti výsledků byly výsledné časové řady směrodatných odchylek filtrovány Hodrick-Prescotovým filtrem s doporučeným koeficientem $\lambda=270\,400$ pro týdenní časové řady.

⁶² Pro popis teoretického konceptu sigma-konvergence viz část 1.5.3.

Obr. 2.8 Sigma-konvergence nominálních měnových kurzů k USD – I.

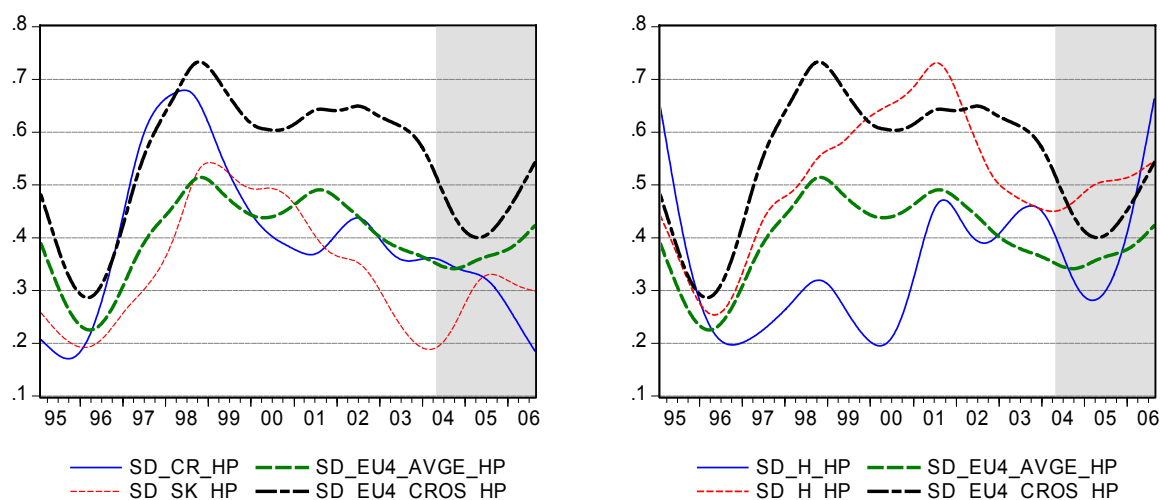


Poznámka: CR – Česká republika, H – Maďarsko, P – Polsko, SK – Slovensko. SD – směrodatná odchylka, HP – Hodrick-Prescottův filtr. Datový soubor: leden 1999 až červenec 2006 (týdenní periodicita). Šedá zóna představuje rozšíření z EU15 na EU25. Vypočteno pomocí software EViews.

Zdroj: vlastní výpočty z dat DataStream a národních centrálních bank.

Výsledky sigmy-konvergence pro jednotlivé země ukazují podobný vývoj pro českou a slovenskou korunu, pro všechny měny je pak patrný nárůst směrodatné odchylky od roku 1996 a její následný pokles v novém miléniu. Jedinou měnou, které směrodatná odchylka poměrně strmě a trvale klesla po vstupu do EU je česká koruna. V případě forintu a slovenské koruny tomu bylo jen v části této periody. Český devizový trh je tedy možné považovat za trh, jenž dosáhl nejvyššího stupně integrace v porovnání se zeměmi EU4. Naopak vývoj sigmy reprezentující zlotý ukazuje její neustálý nárůst, což opět potvrzuje předchozí výsledky o divergenci a nejnížší míře sladění zlotého napříč sledovanými časovými řadami.

Obr. 2.9 Sigma-konvergence nominálních měnových kurzů k USD – II.



Poznámka: CR – Česká republika, H – Maďarsko, P – Polsko, SK – Slovensko. AVGE – průměrná hodnota, CROS – tzv. cross-country hodnota, SD – směrodatná odchylka, HP – Hodrick-Prescottův filtr. Datový soubor: leden 1995 až srpen 2006 (týdenní periodicita). Šedá zóna představuje rozšíření z EU15 na EU25. Vypočteno pomocí software EViews.

Zdroj: vlastní výpočty z dat DataStream a národních centrálních bank.

Porovnáme-li dílčí výsledky z grafu 2.8 mezi sebou a s časovou řadou reprezentující průměrnou průřezovou směrodatnou odchylku pro země EU4, pak je patrné, že její průměr byl zvyšován do roku 1999 zejména českou korunou (levá strana obr. 2.9), v následném období pak zejména Maďarskem a Polskem (pravá strana obr. 2.9). Finální informaci za region EU4 nám podává průřezová směrodatná odchylka vypočtená napříč zeměmi (*cross country*), která ukazuje, že stupeň integrace se od roku 2005 jako celek snížil (zejména vlivem vývoje v Polsku a Maďarsku).

Průměrná směrodatná odchylka zemí EU4 dokresluje stupeň integrace devizových trhů, což nám rovněž umožňuje ohodnotit existenci výskytu tzv. středoevropského sentimentu. Pokud by byl středoevropský sentiment velmi silný, znamenalo by to, že investoři nerozlišují „precizně“ investici do jedné konkrétní měny, nýbrž vnímají daný region ve svém investičním rozhodování jako jediný celek. To bylo pozorováno jako zesilující tendence do podzimu 2005, poté se zdá, že jeho síla poněkud opadla.

2.3.4 Spekulativní efektivita jako měřítko integrace devizového trhu

Odlišným způsobem testování integrace (efektivity)⁶³ devizových trhů lze

⁶³ Zde by bylo zřejmě z hlediska terminologie čistší užívat název efektivita, nicméně anglosaská literatura hojně používá pojem „*integration*“. Tento rozdíl je rovněž spatřován v tom, že zatímco

s výhodou využít rozdílu mezi krytou úrokovou paritou (CIRP) a nekrytou úrokovou paritou (UIRP). Pro případ jejich rovnosti platí vztahy znázorněné rovnicí (2.1):

$$i_t - i_t^* = \frac{(E_{t,t+k}^T - E_t)}{E_t} = \frac{E_{t,t+k}^e - E_t}{E_t} \quad (2.1)$$

tedy, že termínovaný (forwardový) měnový kurz E^T je roven očekávanému měnovému kurzu E^e , respektive spotovému kurzu E za období délky forwardového kontraktu.

CIRP jako celek (tzn. porovnání kurzové a úrokové složky z rovnice 2.1) je vhodná pro měření stupně integrace peněžních trhů – viz kapitola 3.3.4. Z CIRP lze však „odvodit“ tzv. spekulativní efektivitu (*speculative efficiency*), která spočívá v testování rozdílu mezi odchylkou očekávaného kurzu a forwardového kurzu. Pro vyjádření spekulativní efektivity je vhodné provést dekompozici rovnice (2.1) dle přístupu formulovaného v práci Frankle a McArthur (1998), tj. ke „standardní“ podobě CIRP přidáme výraz sledující daný rozdíl mezi očekávaným a forwardovým kurzem:

$$i_t - i_t^* = \frac{(E_{t,t+k}^T - E_t)}{E_t} + \left\{ \frac{E_{t,t+k}^e - E_t}{E_t} - \frac{E_{t,t+k}^T - E_t}{E_t} \right\}. \quad (2.2)$$

Při testování spekulativní efektivnosti však stojíme před problémem, že očekávání měnových kurzů nemohou být pozorována přímo, a pokud jsou zjišťována ex ante (např. anketním způsobem), tak není obvykle zabezpečena reprezentantnost výběrového souboru a požadovaná míra periodičnosti dotazování.⁶⁴ Pokud by tedy docházelo k absolutní rovnosti mezi forwardovým a spotovým kurzem, pak by platila rovnost:

$$E_{t,t+k}^T = E_{t,t+k}^e = E_{t+k} - \mu_t, \quad (2.3a)$$

kdy racionální očekávání budou vést k tomu, že odchylka očekávaného a aktuálního měnového kurzu (μ) bude rovna nule. Rovněž, pokud měnový kurz následuje tzv. náhodnou procházku (*random walk*), pak (μ) je sériově nekorelované.

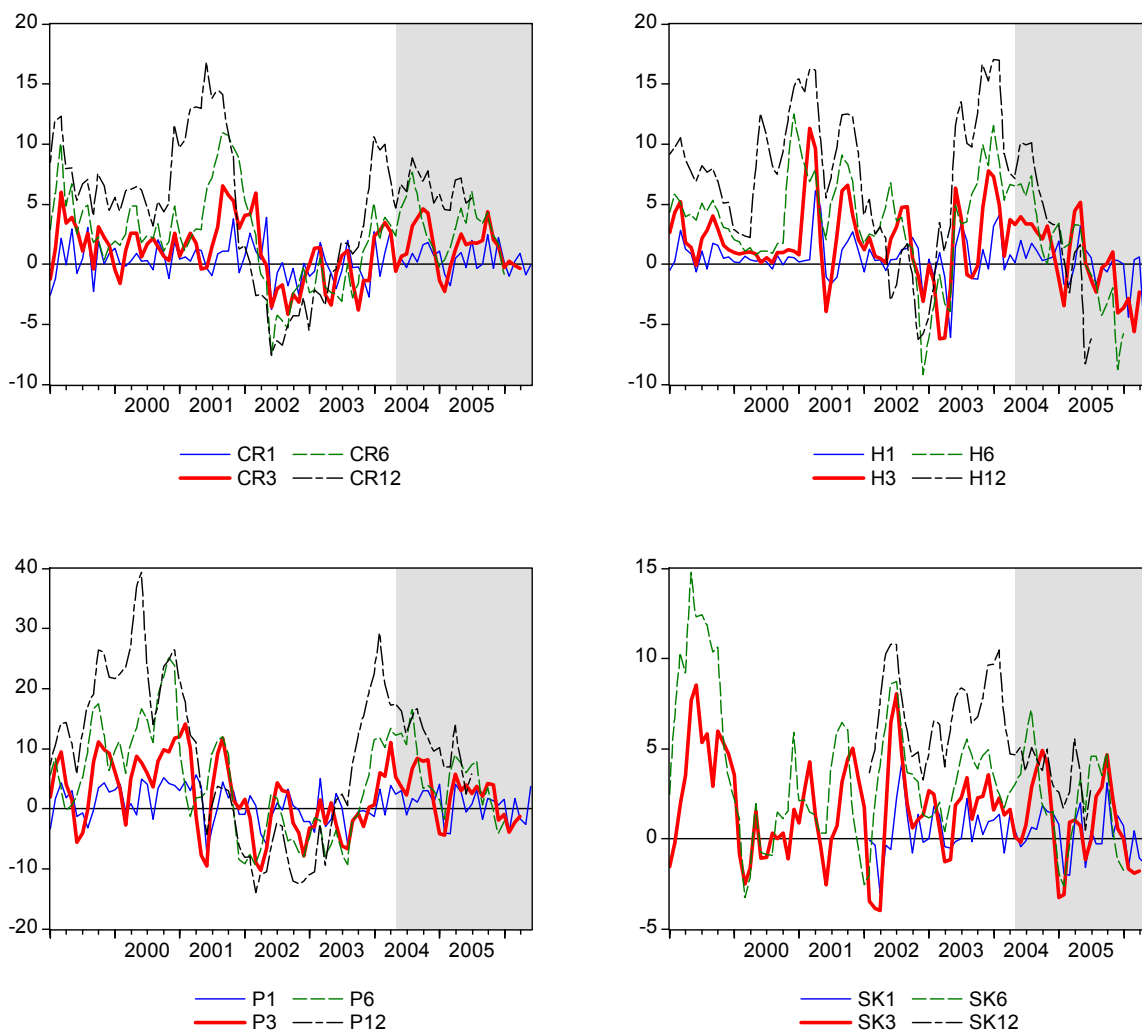
v rámci předchozí analýzy integrace byly dané propočty vázány na kurzy párů měn zemí EU4 oproti USD vzhledem k páru EUR/USD, tak zde je analýza zaměřena na propojenost termínovaného (forwardového) kurzu např. CZK/EUR oproti spotovému kurzu CZK/EUR.

⁶⁴ Viz např. dotazovací ankety analytiků finančních trhů o vývoji měnových kurzů s rozdílným časovým horizontem.

Tedy, spekulativní efektivnost (ρ^{65}) je možné testovat dle vztahu:

$$\frac{E_{t,t+k}^T}{E_{t+k}} - 1 = \rho. \quad (2.3b)$$

Obr. 2.10 Spekulativní efektivnost



Poznámka: Poznámka: svislá osa v desetinách procent. Výpočet odpovídá členu z rovnice 2.3b. Datový soubor: leden 1999 až červenec 2006. Označení 1, 3, 6 a 12 odpovídá počtu měsíců u příslušných časových řad forwardových kurzů zemí EU4 k EUR. Šedá zóna představuje rozšíření z EU15 na EU25.

Zdroj: vlastní výpočty z dat DataStream a národních centrálních bank.

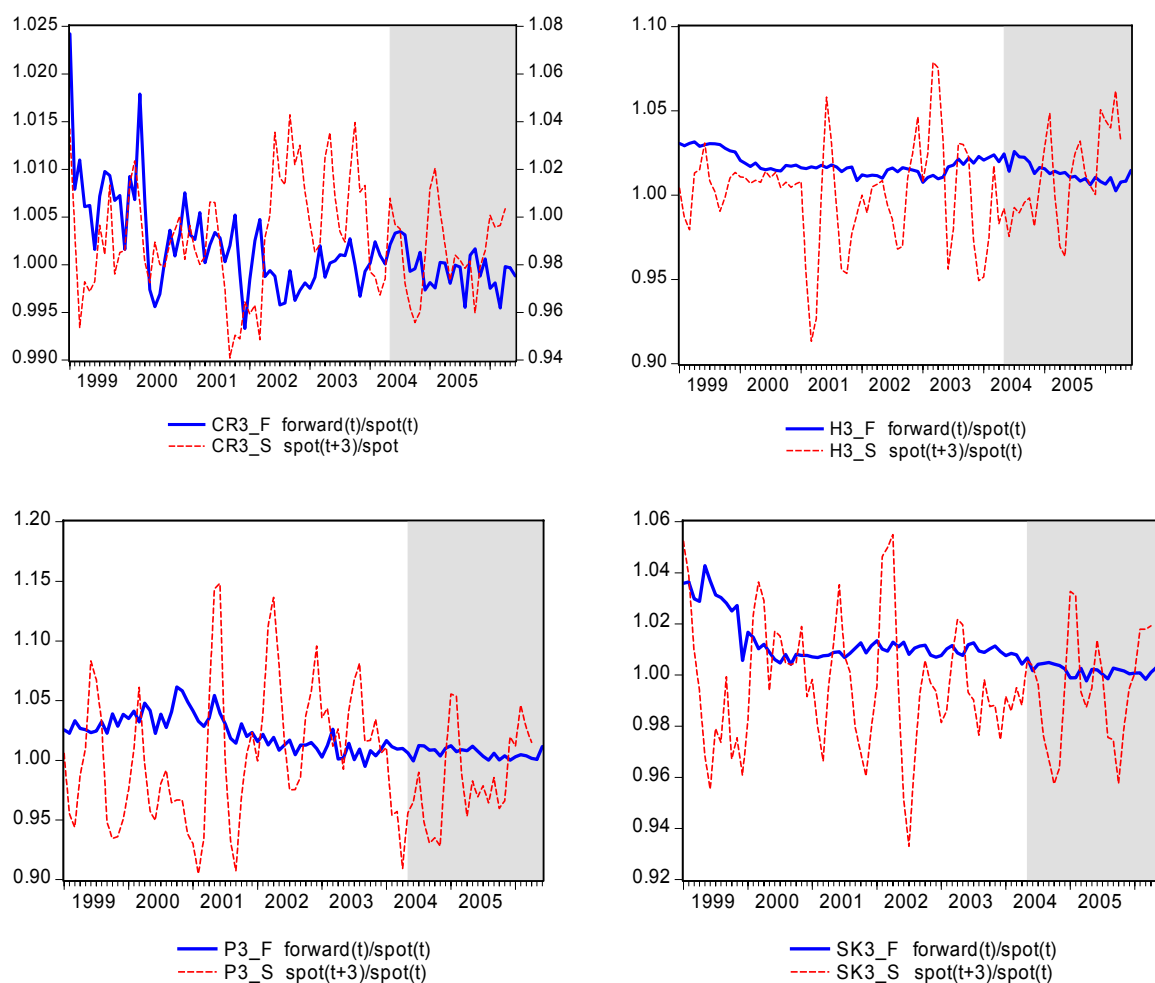
Výsledky koeficientu (ρ) zobrazuje obrázek 2.10. Z obrázku je patrné, že (ρ) bylo u všech zemí poměrně volatilní s tím, že výše volatility rostla s dobou splatnosti. Forwardové kurzy tedy nejsou spolehlivými prediktory spotových kurzů.

⁶⁵ Tato odchylka nabývá nulové hodnoty v případě dokonalé integrace, což jinak řečeno znamená situaci, kdy forwardový kurz je roven kurzu očekávanému.

Empirické testování spekulativní efektivnosti lze provést modifikací rovnice 2.3b do tvaru vhodného pro ekonometrické testování, tj. do podoby rovnice 2.4⁶⁶:

$$\frac{E_{t+3}}{E_t} = \alpha + \beta \frac{E_{t,t+3}^T}{E_t} + \varepsilon_t \quad (2.4)$$

Obr. 2.11 Forwardový a skutečně platný spotový měnový kurz – I.



Poznámka: Časové řady nalevo odpovídají levé a pravé složce rovnice 2.4. Datový soubor: leden 1999 až červen 2006. Označení 3 odpovídá použité časové řadě forwardových měnových kurzů daných měn k EUR v měsíčním vyjádření. Šedá zóna představuje rozšíření z EU15 na EU25.

Zdroj: vlastní výpočty z dat DataStream a národních centrálních bank.

Nutnou podmínkou pro integraci měnového trhu je dlouhodobá rovnováha mezi realizovanými spotovými kurzy na levé straně rovnice 2.4 a podílem forwardového a spotového kurzu na pravé straně rovnice 2.4, za podmínky shodné stacionarity,

⁶⁶ Herrmann a Jochem (2003b) testovali spekulativní efektivitu ve tvaru, kdy zaměnili závislou a nezávislou proměnnou z „naší“ rovnice 2.4. Tímto se však dopustili závažné chyby, neboť se pokoušeli vysvětlit proměnnou v čase (t) pomocí exogenní proměnné v čase (t+k), která nastane v budoucnosti.

respektive shodného stupně integrovatelnosti. Výsledky testů jednotkového kořene prokázaly, že obě časové řady (závislá i nezávislá proměnná) byly typu $I(0)$ pro všechny sledované země.

Postačující podmínkou pro prokázání spekulativní efektivity devizového trhu je velikost koeficientu α a β , které by měly nabývat hodnot $\alpha=0$ a $\beta=1$ ⁶⁷, přičemž residuály (člen ε) musí být typu náhodné procházky (*white noise*), tj. sériově nekorelované. Jak dodává Herrmann a Jochem (2003a,b), striktně pojaté testování spekulativní efektivity by mělo vést k závěru o její platnosti jen tehdy, pokud by žádné residuály v rovnici 2.4 vůbec nevznikly, což však není z důvodu komplexnosti a exogenosti devizových kurzů v reálném světě stoprocentně dosažitelné. Pokud residuály nemají charakter náhodné procházky, pak vzniklé neefektivnosti nejsou korigovány okamžitě, což znamená, že forwardový kurz neobsahuje všechny relevantní informace pro přesnou předpověď kurzu spotového.

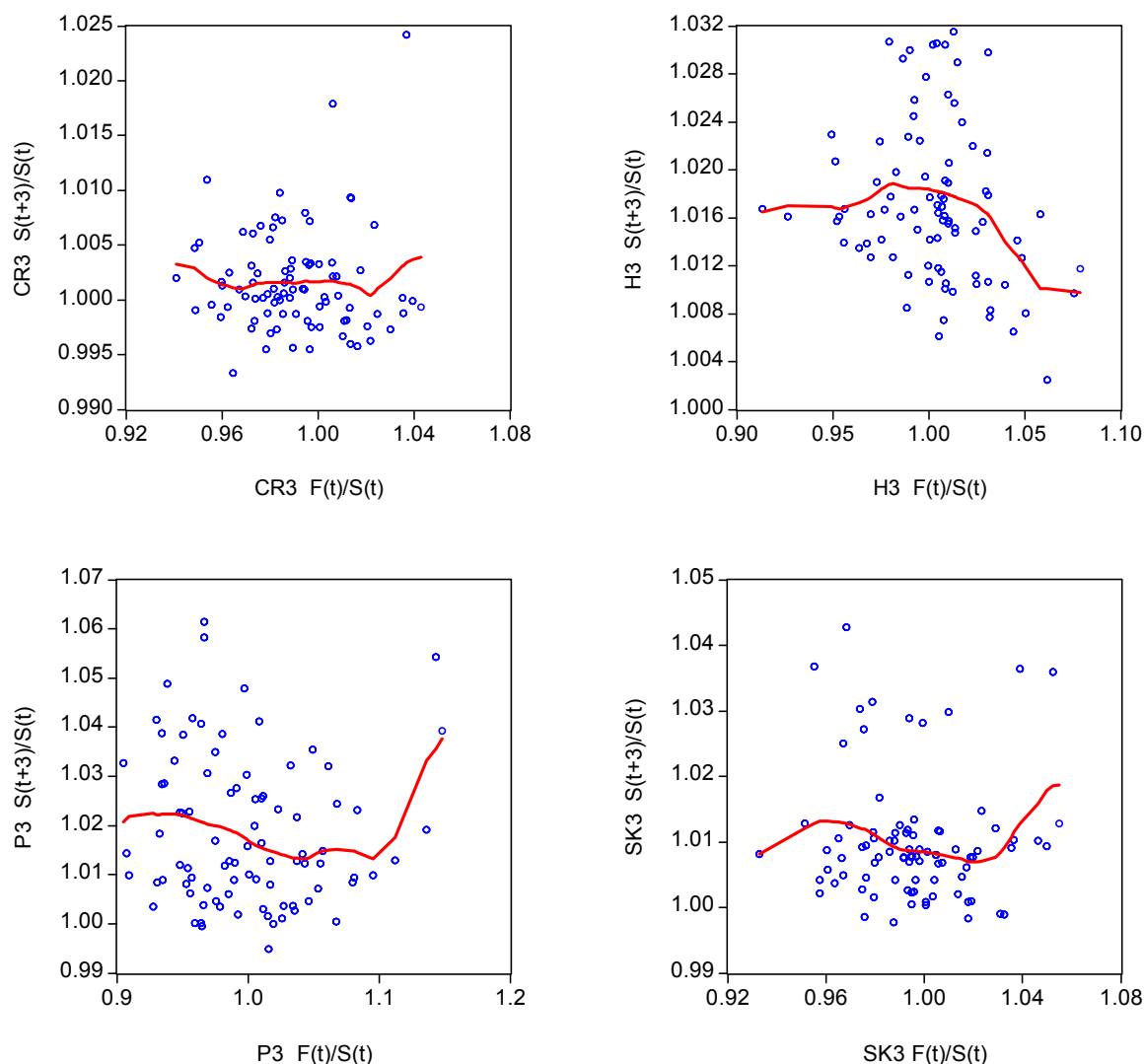
Box 2.2: Forwardové kurzy koruny k EUR a USD zveřejňované ČNB

Forwardový kurz devizového trhu získáme vydělením forwardových bodů 1000 a přičtením k aktuálnímu kurzu. Kotace forwardových bodů přebírá ČNB z trhu prostřednictvím informačních agentur. Zveřejněná hodnota je aritmetický průměr z kotací bid a offer. Tyto hodnoty k EUR a USD odpovídají tomu, jak se jednotlivé měny, respektive jejich forwardové body, obchodovaly na devizovém trhu v 11 hodin místního času. Zveřejňovány jsou každý pracovní den.

Poznámka: Různé standardní datové zdroje však mohou obsahovat odlišné údaje pro shodně nazývané forwardové kurzu (např. CZEUR3F z prostředí DataStream v porovnání s 3M forwardovým kurzem zveřejňovaným Českou národní bankou). Důvodem je odlišný okamžik fixace, kdy ČNB jej má stanoven na 11:00, Reuters pak z konce obchodování, tj. cca 16:00 SEČ.

⁶⁷ V tomto případě by se změny z pravé strany rovnice (2.4) plně promítaly (koeficient $\beta=1$) do změn výrazu na levé straně dané rovnice, a to bez jakéhokoli „úrovňového vychýlení“ (koeficient $\alpha=0$).

Obr. 2.12 Forwardový a skutečně platný spotový měnový kurz – II.



Poznámka: Časové řady odpovídají rovnici 2.4. Datový soubor: leden 1999 až červen 2006 (konce měsíců). Označení 3 odpovídá použité časové řadě forwardových měnových kurzů daných měn k EUR v měsíčním vyjádření. Výpočty provedeny pomocí software EViews 5.1.

Zdroj: vlastní výpočty z dat DataStream a národních centrálních bank.

Právě tento výsledek, tedy že forwardový kurz neobsahuje všechny relevantní informace pro přesnou předpověď kurzu spotového, potvrdily naše výpočty. Byla prokázána neplatnost spekulativní efektivnosti (resp. tohoto pojetí integrace) devizových trhů, parametry α a β byly velmi vzdáleny požadovaným ideálním hodnotám. Pro znázornění vztahu z rovnice 2.4 jsou v obrázku 2.12 uvedeny výsledky empirické nelineární regrese typu Nadaraya-Watson pro země EU4⁶⁸.

⁶⁸ Vypočteno pomocí software EViews 5.1.

2.3.5 Podpůrné analýzy - modely volatility

Pohled na devizové trhy je možné doplnit o analýzu lineárních a nelineárních modelů volatility.⁶⁹ Nejprve je odhadnut pro výnosy všech měnových párů měn zemí EU4 k euru jejich lineární model (GARCH), poté jejich nelineární model (EGARCH).

Výsledky modelu GARCH (1,1) jsou obsaženy v tabulce 2.4, přičemž rovnice 2.5 je rovnicí průměru s AR(1) členem⁷⁰ a rovnice 2.6 rovnicí variance.

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 y_{t-1} + \varepsilon_t \quad \text{rovnice průměru} \quad (2.5)$$

$$\sigma_t^2 = h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \gamma_1 h_{t-1} \quad \text{rovnice variance} \quad (2.6)$$

Tab. 2.4 Model GARCH(1,1) model pro devizové kurzy zemí EU4

Koeficient / Model	Česká republika	Maďarsko	Polsko	Slovensko
β_0	-0,039035 ^b	0,103383 ^a	0,170705 ^a	-0,016695
β_1	0,116414 ^a	0,370911 ^a	0,236330 ^a	0,185876 ^a
Rovnice variance				
α_0	0,009493 ^a	0,144885 ^a	0,021633 ^a	0,036939 ^a
α_1	0,11112 ^a	1,472673 ^a	0,089828 ^a	0,502437 ^a
γ_1	0,874119 ^a	0,032011 ^c	0,899097 ^a	0,597825 ^a
AIC	1,962473	1,947832	2,760323	1,942330
LL	-670,0906	-665,0543	-944,5511	-663,1616
Testy residuí				
Sk	0,283601	1,297298	1,476920	1,327208
Ku	5,438876	11,37915	11,18982	16,83327
L-B(10)^x	4,4031 (0,883)	11,443 (0,247)	8,4978 (0,485)	10,501 (0,311)
L-B(10)^y	8,4576 (0,489)	13,289 (0,150)	6,5003 (0,689)	1,9667 (0,992)

Poznámka: AIC – Akaike info criterion, LL – Log-likelihood function value, Sk – Skewness (šikmost), Ku – Kurtosis (špičatost), L-B(10)^x – Ljung-Box statistika pro test autokorelace 10. řádu residuí, L-B(10)^y – Ljung-Box statistika pro test zbytkové heteroscedasticity 10. řádu čtverců residuí; a, b, c vyjadřuje 1%, 5%, resp. 10% hladinu významnosti, konkrétní hodnoty p-values jsou uvedeny v závorce. Alternativní zápis dle software EViews: $\beta_1=AR(1)$, $\alpha_1=ARCH(1)$, $\gamma_1=GARCH(1)$.

Zdroj: vlastní výpočty z dat DataStream a národních centrálních bank.

Z prezentovaných výsledků lineárního modelu GARCH(1,1) pro země EU4 lze rozpoznat: (i) přibližnou hodnotu zhodnocení(-)/znehodnocení(+) dané měny vůči EUR⁷¹ během sledovaného období, což vyjadřuje koeficient β_0 (nebyl signifikantní jen v případě Slovenska); (ii) sílu z jakou autoregresivní koeficient β_1 ovlivňuje

⁶⁹ Pro aplikaci na země eurozóny viz např. Fratzcher (2001).

⁷⁰ AR(1) člen vyšel jako nejvhodnější v porovnání s MA(1) nebo ARMA(1,1) členem.

⁷¹ Např. pro případ české koruny jde o nominální zhodnocení ve výši 2,1 % p.a. {tj. $-0.039 \cdot 52$ (týdnů) = -2,1}.

vysvětlující proměnnou – nejnižší byl v případě České republiky, nejvyšší pak v případě Maďarska, (iii) nejbližší normálnímu normovanému rozdělení ($Sk=0$, $Ku=3$) se blížily rezidua české koruny, u ostatních zemí byly výsledky znatelně vzdálenější; (iv) u všech zemí nebyla zjištěna autokorelace ani zbytková heteroscedasticita reziduí. Z porovnání výše uvedených výsledků je možné učinit závěr, že signifikantní výsledky modelu GARCH (1,1), které byly potvrzeny, i testy reziduí, byly získány pro kurz české koruny a polského zlotého.

Pro porovnání byly následně propočteny výsledky nelineárního modelu EGARCH (1,1) s následující rovnicí průměru a variance.

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 y_{t-1} + \varepsilon_t \quad \text{rovnice průměru} \quad (2.7)$$

$$\ln(\sigma_t^2) = \ln(h_t) = \alpha_0 + \alpha_1 \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right| + \alpha_2 \left(\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right)^2 + \gamma_1 \ln(\sigma_{t-1}^2) \quad \text{rovnice variance} \quad (2.8),$$

Výsledky modelu EGARCH (1,1) jsou uvedeny v tabulce 2.5. který doznal zlepšených výsledků zejména pro slovenskou korunu, rovněž pak pro polský zlotý. Situace u maďarského zlotého se výrazně nevylepšila, neboť výsledek je opět zatížen zbytkovou heteroscedasticitou. Pro českou korunu nebyla v rovnici průměru signifikantní konstanta, v rovnici variance pak její jeden člen. Byl rovněž proveden pokus vypočítat a graficky znázornit tzv. NIC (News Impact curve – viz kapitola 1.6.4), nicméně v případě měnových kurzů se nepotvrdilo, že by růst kurzu (depreciace) byl provázen vyšší volatilitou než-li jeho růst (apreciace), resp. nebyla prokázána ani inverzní hypotéza.

Tab. 2.5 Model EGARCH(1,1) model pro devizové kurzy zemí EU4

Koeficient / Model	Česká republika	Maďarsko	Polsko	Slovensko
β_0	-0,024917	0,149651 ^a	0,129421 ^b	-0,053526 ^b
β_1	0,123029 ^a	0,334614 ^a	0,292118 ^a	0,151759 ^a
Rovnice variance				
α_0	-0,199762 ^a	-1,553763 ^a	-0,346201 ^a	-0,053526 ^a
α_1	0,230265 ^a	1,183582 ^a	0,415218 ^a	0,151759 ^a
α_2	0,007759	0,321464 ^a	0,155071 ^a	-0,053526 ^a
γ_1	0,971320 ^a	0,231933 ^a	0,583965 ^a	0,151759 ^a
AIC	1,968077	1,893232	2,735101	1,938826
LL	-671,0186	-645,2717	-934,8749	-660,9560
Testy residuí				
Sk	0,322692	0,879124	1,401695	1,491008
Ku	5,425956	8,148234	10,95311	16,50934
L-B(10)^x	4,3407 (0,888)	12,552 (0,184)	12,848 (0,170)	10,765 (0,292)
L-B(10)^y	7,5842 (0,577)	23,449 (0,005)	7,0514 (0,632)	1,9655 (0,992)

Poznámka: AIC – Akaike info criterion, LL – Log-likelihood function value, Sk – Skewness (šikmost), Ku – Kurtosis (špičatost), L-B(10)^x – Ljung-Box statistika pro test autokorelace 10. řádu reziduí, L-B(10)^y – Ljung-Box statistika pro test zbytkové heteroscedasticity 10. řádu čtverců reziduí; a, b, c vyjadřuje 1%, 5%, resp. 10% hladinu významnosti, konkrétní hodnoty p-values jsou uvedeny v závorce. Alternativní zápis dle software EViews: $\beta_1=AR(1)$, $\alpha_1=ABS(RESID(-1))/@SQRT(GARCH(-1))$, $\alpha_2=RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1))$, $\gamma_1=LOG(GARCH(-1))$.

Zdroj: vlastní výpočty z dat DataStream a národních centrálních bank.

3 Integrace peněžních trhů

Peněžní trh (*money market*), který je definován jako mezibankovní trh s penězi a trh krátkodobého dluhu se splatností do jednoho roku, je jedním ze základních kamenů fungujících finančních trhů. V rámci peněžního trhu lze rozlišovat různé segmenty, přičemž každý tento segment v podstatě spadá do jedné ze tří širších kategorií: (i) trh nezabezpečeného dluhu (*unsecured debt*) – zahrnující výměnu krátkodobé likvidity úvěrových institucí bez výměny jakýchkoli zástav (kolaterálů), (ii) trh zajištěného dluhu (*secured debt*) – tvořeného REPO segmentem⁷², kde si finanční agenti vyměňují cenné papíry za likviditu a současně uzavírají dohodu o reverzní operaci k určitému předem specifikovanému datu a za určitou předem specifikovanou cenu⁷³ a (iii) trh derivátů krátkodobého dluhu (*short term debt derivatives*).

Význam peněžního trhu je dán tím, že determinuje následné finanční podmínky, na základě kterých dochází k financování reálného sektoru, neboť u velké skupiny úvěrů je obvyklá úroková fixace do jednoho roku⁷⁴, která je právě určována dle dosahovaných výnosů peněžního trhu. Z této propojenosti peněžního trhu a reálné ekonomiky však také plynou dvě potenciální rizika. První je teoreticky možné přiřadit šokovému vývoji⁷⁵ na peněžním trhu, který může následně velmi negativně ovlivnit platební schopnost subjektů zatížených úvěry. Druhé riziko pramení z toho, že nejenom šoková změna, ale i volatilita na peněžním trhu může teoreticky změnit očekávání ohledně středního a delšího konce výnosové křivky, což se pak následně projeví ve zvýšené splatnostní prémii, která je investory požadována. Z podstaty fungování finančního systému rovněž plyne, že úroveň sazeb na peněžním trhu je determinována velmi výrazně výší měnověpolitických úrokových sazeb vyhlášených centrální bankou, která je nastavována dle vývoje a prognózy makroekonomických veličin typu mezery výstupu, inflačních očekávání, vývoji ve vnějším sektoru, atd.

⁷² Bez ohledu na to, zda se jedná o repo operace (výpůjčka peněz proti cenným papírům) nebo reverzní repo operace (půjčka peněz proti cenným papírům).

⁷³ Baele a kol. (2004) uvádí, že celková velikost evropského repo trhu v roce 2002 přesahovala velikost trhu nezajištěného. Vzhledem k tomu, že tento segment je značně nerozvinutý v případě zemí EU4 (viz příloha tabulka P3.1), není tento segment v práci dále zkoumán.

⁷⁴ Úroková fixace nad jeden rok je obvyklá zejména u hypotečních úvěrů.

⁷⁵ tj. náhlý podstatný nárůst nebo pokles úrokové sazby, jako reakce měnové politiky např. na exogenní šok.

Jak uvádí Baele a kol. (2004), integraci peněžních trhů je i v případě eurozóny nutné sledovat, neboť vypovídá o efektivní alokaci zdrojů a o efektivním ocenění krátkodobého dluhu. V prostředí měnové unie je peněžní trh považován za hlavní trh, v jehož rámci dochází k implementaci jednotné měnové politiky. Peněžní trh, je-li vysoce integrován, pak zabezpečuje rovnoměrný přenos prvotního impulsu, kterým je změna měnověpolitické sazby a rovněž distribuování nedostatečné likvidity (nebo stahování přebytečné likvidity)⁷⁶ nejen uvnitř samotného „národního“ peněžního trhu, ale také hladký tok likvidity mezi jednotlivými trhy napříč zeměmi. Z pohledu evropských autorit (ECB) je z výše uvedených důvodů nutné sledovat propojenost jednotlivých peněžních trhů nejen v rámci stávající eurozóny, ale rovněž eurokandidátů.

Tato kapitola ve svých empirických částech bere v úvahu pouze dvě z výše uvedených kategorií, a to kategorii nezabezpečeného dluhu a kategorii derivátů krátkodobého dluhu, přičemž u druhé jmenované kategorie se soustředí na její jeden subsegment, avšak jeden z nejdůležitějších, a tím je swapový trh. Ostatní subsegmenty v rámci peněžního trhu nejsou zkoumány, buď z důvodu jejich nerozvinutosti na sledovaných trzích EU4, nebo z důvodu nedostatku relevantních, dostatečně dlouhých časových řad.

3.1 Teoretická a empirická východiska integrace peněžních trhů

Měřením integrace peněžního trhu s aplikací na země eurozóny se zabýval např. Baele a kol. (2004), Hartmann a kol. (2001), Gaspar, Perez-Quiros a Sicilia (2001), Galati a Tsatsaronis (2001), Gaspar a kol. (2003), Santillan a kol. (2002) a Adam a kol. (2002).

Baele a kol. (2004) zkoumali úroveň dosažené integrace peněžního trhu eurozóny na trhu nezajištěného dluhu, zajištěného dluhu a derivátů krátkodobého dluhu (trh úrokových swapů). Jejich studie dochází na základě různých měření k závěru, že stav integrace peněžního trhu eurozóny je velmi pokročilý s tím, že vysokého stupně dosáhla integrace již krátce po zavedení eura. Nicméně rovněž uvádějí, že ne všechny zkoumané segmenty dosáhly stejného stupně integrace. Zatímco nezajištěný trh a trh derivátů krátkodobého dluhu dosáhly vysokého stupně

⁷⁶ Např. ECB operuje v systému, do kterého je likvidita dodávána, ČNB naopak v systému, ze kterého je přebytečná likvidita stahována.

integrace, na zajištěném trhu stále přetrvával určitý stupeň segmentace. Jako hlavní důvody pak uvádějí rozdíly v zákonech a regulacích a přetrvávající fragmentaci tržní infrastruktury jednotlivých zemí eurozóny.

Hartmann a kol. (2001) testovali rozdíly v mezibankovních zápůjčních sazbách během dne (*intraday*) datech v zemích eurozóny za období pěti měsíců a zjistili, že rozdíly v přeshraničních sazbách z úvěrů jsou velmi malé. Z toho dále vyvodili, že nezajištěný segment peněžního trhu se stal velmi vysoce integrovaným téměř okamžitě po zavedení eura v roce 1999.

Gaspar, Perez-Quiros a Sicilia (2001) detailně zkoumali denní (*overnight*) funkci segmentu peněžního trhu po zavedení eura. V práci dokazují existenci tzv. periody učení (*learning period*) na peněžním trhu. Zjistili, že v prvních několika dnech po zavedení eura byla identifikována neúčinnost institucionálně provedené integrace v tomto tržním segmentu. Jakmile začal probíhat výše zmíněný učící proces, kdy se banky začaly adaptovat v novém prostředí, neúčinnosti byly rychle eliminovány. Autoři ukázali, že perioda procesu učení trvala méně než jeden měsíc.

Galati a Tsatsaronis (2001) a Gaspar a kol. (2003) zkoumali trend přeshraničních mezibankovních půjček v době po zavedení eura. Došli k závěru, že procento přeshraničních mezibankovních půjček významně vzrostlo, což lze interpretovat jako růst stupně integrace na tomto segmentu. Dále upozornili, že v rámci daného segmentu existuje dvojitý systém. Zatímco velké banky obchodovaly přes hranice přímo jedna s druhou, malé instituce operovaly stále na domácí regionální úrovni. Jak dále autoři uvádějí, důvodem dvojího systému v segmentu mezibankovních půjček je to, že velké banky mají obvykle bohatší zkušenosti s měřením a řízením zahraničního rizika, a jsou tedy obvykle na určité změny v mezinárodním prostředí lépe vybaveny.

Santillan a kol. (2002) zkoumali účinek zavedení eura v roce 1999 na dluhopisový a peněžní trh eurozóny. Na základě měření založených na sledování diferencí úrokových sazeb napříč těmito zeměmi a na základě informací získaných průzkumem trhu (*market survey data*) autoři došli k závěru, že zatímco segment nezajištěného dluhu se velmi rychle integroval, segment zajištěného dluhu se v tomto smyslu opozdil.

Adam a kol. (2002) analyzovali stupeň dosažené integrace na peněžním trhu aplikací konceptu beta-konvergence a sigma-konvergence na tříměsíčních mezibankovních sazbách. Došli k opět k závěru, že tento segment se stal téměř okamžitě po zavedení eura v roce 1999 plně integrován.

V této kapitole je pro měření finanční integrace zemí EU4 vzhledem k eurozóně používán vývoj úrokového diferenciálu na jednotlivých splatnostech (diferenciál mezi zeměmi), srovnání jednotlivých úrokových sazeb napříč danou zemí v čase včetně měnověpolitické sazby jednotlivých centrálních bank (časový diferenciál) a obdobné srovnání mezi desetiletými úrokovými swapy, které přes svůj dlouhodobý horizont jsou dle konvence brány jakou součástí peněžního trhu.

3.2 Vývoj na peněžních trzích

3.2.1 Nezajištěný trh

Nezajištěným peněžním trhem se označuje trh, kde úvěrové instituce směňují krátkodobou likviditu bez přítomnosti kolaterálu. Například podle pravidelných průzkumů průměrných denních obrátů na českém peněžním trhu, který provádí ČNB dvakrát ročně, a to vždy v dubnu a v říjnu, se pohybují denní obraty ve výši 45 – 50 mld. Kč (tabulka P3.1 a obrázek P3.1), z toho nezajištěný trh tvoří přes 95 % celkového obrátu. Celkovému peněžnímu trhu pak stále dominují depozitní operace se splatností do tří měsíců, které se na celkovém obrátu podílejí obvykle okolo 98 %. Ostatní instrumenty, depozitní operace se splatností od tří do šesti měsíců a od šesti měsíců do jednoho roku, se pak téměř nevyužívají.⁷⁷

Tato práce empiricky sleduje na nezajištěném trhu sazby typu ONIA pro segment *overnight* a sazby typu IBOR pro ostatní splatnosti (1M, 3M, 6M a 1Y).

3.2.1.1 Sazby typu „ONIA“

Po zavedení eura přijali aktéři trhu jako referenční denní index eura (benchmark) pro nezajištěný trh index EONIA (*euro overnight index average*), který je kalkulován za pomoci ECB. Obdobné indexy existují i u sledovaných nových členských zemí, tj. CZEONIA (Česká republika), POLONIA (Polsko) a SKONIA (Slovensko). Pro

⁷⁷ Situaci na nezajištěném trhu eurozóny popisuje např. Baele a kol. (2004), který uvádí na základě měnového šetření z roku 2002, že 70 % obrátu nezajištěného trhu tvořily velmi krátkodobé transakce typu „přes noc“ (*overnight transactions*).

Maďarsko daný index nebyl zjištěn. Princip sestavování těchto indexů popisuje Box 3.1 s aplikací na Českou republiku.

Box 3.1: Referenční úroková sazba CZEONIA

I. Definice a obsah

Referenční úroková sazba CZEONIA (*CZEch OverNight Index Average*) je vážený průměr úrokových sazeb všech nezajištěných O/N depozit uložených referenčními bankami na mezibankovním trhu.

II. Zdroje a metodika zjišťování

Referenční úrokovou sazbu CZEONIA počítá a zveřejňuje ČNB na základě údajů dodaných referenčními bankami.

III. Členění

Objem: celkový objem všech nezajištěných O/N depozit uložených referenčními bankami na mezibankovním trhu.

Sazba: průměrná úroková sazba uskutečněných obchodů vážená podle objemu jednotlivých obchodů.

IV. Způsob výpočtu

Pro účely výpočtu celkového objemu a průměrné úrokové sazby vychází referenční banky ze všech depozitních obchodů, které splňují následující podmínky:

- a) jsou uzavřeny a vypořádány v den výpočtu se splatností v nejbližší následující pracovní den po dni výpočtu (tzv. O/N splatnost),
- b) referenční banka je poskytovatelem peněžních prostředků,
- c) protistranou je banka nebo pobočka zahraniční banky se sídlem v České republice nebo ČNB,
- d) protistrana neposkytuje věřiteli žádné zajištění.

Referenční banky jsou povinny uvedené informace předat ČNB každý pracovní den nejpozději 15 minut po ukončení účetního dne ve Zúčtovacím centru ČNB. Částka transakcí se zaokrouhuje matematicky na celé miliony CZK, průměrná úroková sazba se zaokrouhuje matematicky na dvě desetinná místa.

Hodnota referenční úrokové sazby CZEONIA se vypočítá jako vážený průměr úrokových sazeb dodaných referenčními bankami zaokrouhlený na dvě desetinná místa. Váhami jsou objemy depozit uložených jednotlivými referenčními bankami.

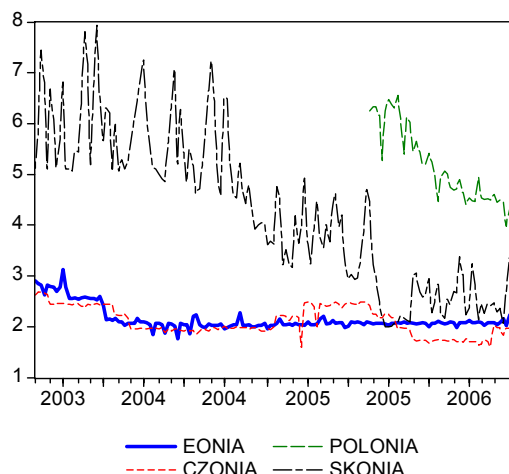
Zdroj: zpracováno na základě materiálů ČNB.

Obrázek 3.1 ukazuje vývoj indexu „ONIA“ (*OverNight Index Average*) pro Českou republiku, Slovensko, Polsko a eurozónu. To, že různým zemím odpovídají různé úrovně, je především dáno nastavením měnověpolitických sazeb příslušnými centrálními bankami⁷⁸. Klesající trend je patrný v případě Slovenska a Polska, zatímco v případě České republiky je možné vidět velmi silnou sladěnost vývoje overnight sazeb s eurozónou po celé sledované období. Patrný je rovněž rozdíl ve volatilitě sledovaného indexu. Zatímco v případě České republiky je volatilita

⁷⁸ Nejčastěji se jedná o 2W REPO (dvoutýdenní REPO sazbu).

relativně nízká v případě Slovenska je naopak značná, nicméně se zdá, že se pozvolně snižuje. Pro případ Slovenska lze rovněž identifikovat mezník relativně prudkého poklesu indexu SKONIA na konci roku 2005, který odpovídá vstupu Slovenska do mechanismu směnných kurzů Evropského měnového systému (ERM II)⁷⁹.

Obr. 3.1 Vývoj sazeb typu „OverNight Index Average“



Poznámka: svislá osa procenta. EONIA – eurozóna, CZONIA – Česká republika, POLONIA – Polsko, SKONIA – Slovensko.

Zdroj: Bloomberg.

3.2.1.2 Sazby typu „IBOR“

Další část nezajištěného trhu lze sledovat z vývoje úrokových sazeb standardizovaných splatností do jednoho roku typu IBOR⁸⁰. Pro teritorium eurozóny se jedná o EURIBOR (*Euro Interbank Offered Rate*) vyjadřující sazbu, za kterou jsou mezibankovní eurová depozita nabízena zúčastněnými bankami a kterou lze s výhodou využít jako referenční úrokovou sazbu (*benchmark*). Opět existuje její obdoba i u sledovaných nových členských zemí, tj. PRIBOR (Česká republika), BUBOR (Maďarsko), WIBOR (Polsko) a BRIBOR (Slovensko). Princip sestavování těchto indexů popisuje Box 3.2 s aplikací na Českou republiku, logika sestavování sazeb pro ostatní sledované země je totožná.

⁷⁹ Slovensko vstoupilo do mechanismu směnných kurzů Evropského měnového systému (ERM II) v noci z 25. na 26. listopadu 2005.

⁸⁰ Nejčastěji ve splatnostech O/N, 1M, 3M, 6M, 9M, 12M, kde O/N značí sazbu přes noc a symbol M měsíc.

Box 3.2: Fixing úrokových sazeb na mezibankovním trhu depozit - PRIBOR

I. Definice a obsah

PRIBOR (*Prague Interbank Offered Rate*) je referenční hodnota úrokových sazeb na trhu mezibankovních depozit, kterou počítá (fixuje) kalkulační agent pro Českou národní banku a Czech Forex Club (*Financial Markets Association of the Czech Republic - A.C.I.*) z kotací referenčních bank pro prodej depozit (*offer*).

II. Zdroje a metodika zjišťování

Hodnoty sazeb PRIBOR společně s kotacemi jednotlivých referenčních bank jsou zveřejňovány bezprostředně po ukončení procedury výpočtu (fixingu) a jsou dostupné např. v informačních systémech Telerate, Reuters, Bloomberg a na Internetu.

III. Členění

Sazby PRIBOR jsou fixovány pro následující splatnosti: 1 den (O/N), 1, 2 týdny, 1, 2, 3, 6, 9 měsíců a 1 rok.

IV. Způsob výpočtu

Kotace pro výpočet hodnot sazeb PRIBOR jsou referenčními bankami dodávány kalkulačnímu agentovi každý pracovní den mezi 10:30 až 10:45 místního času. V době mezi 10:45 až 11:00 hod místního času provádí kalkulační agent kontrolu formální správnosti dodaných kotací a případné nesrovnalosti řeší přímo s dotyčnou referenční bankou. Referenční banky mohou výjimečně své kotace v tomto čase ještě změnit, nejpozději však do 11:00 hod místního času. Výpočet (fixing) hodnot referenčních sazeb PRIBOR probíhá v 11:00 hod místního času.

Hodnoty referenčních sazeb PRIBOR se počítají jako matematický aritmetický průměr zaokrouhlený na dvě desetinná místa následujícím způsobem:

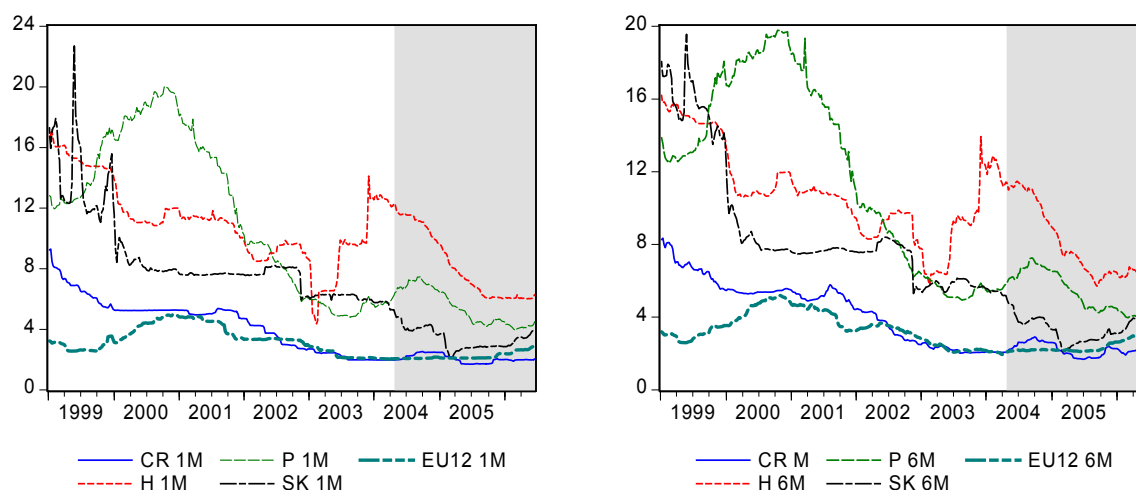
- a) v případě, že kalkulační agent obdrží kotaci od jedenácti nebo více referenčních bank, bude sazba pro příslušnou splatnost aritmetickým průměrem sazeb po vyloučení dvou nejvyšších a dvou nejnižších sazeb,
- b) v případě, že kalkulační agent obdrží přinejmenším šest, ale méně než jedenáct kotací, bude sazba pro příslušnou splatnost aritmetickým průměrem zbývajících sazeb po vyloučení jedné nejvyšší a jedné nejnižší sazby,
- c) v případě, že kalkulační agent obdrží buď čtyři nebo pět kotací, bude sazba pro příslušnou splatnost aritmetickým průměrem všech těchto sazeb,
- d) v případě, že kalkulační agent obdrží méně než čtyři kotace, sazba pro příslušnou splatnost nebude stanovena.

Hodnoty referenčních sazeb PRIBOR (s výjimkou splatnosti O/N) jsou vypočítány (zafixovány) pro obchody, jejichž vypořádání proběhne druhý pracovní den po dni výpočtu (fixingu), s konvencí act/360.

Zdroj: zpracováno na základě materiálů ČNB.

Vývoj mezibankovních sazeb je srovnáván napříč zeměmi EU4 a eurozónou v obrázku 3.2, a to na měsíčním (1M) a ročním horizontu (1Y). Z tohoto prostého srovnání lze učinit závěr, s uvědomněním si skutečnosti o rovnosti sazeb typu IBOR ke dni vstupu eurokandidátů do eurozóny, že zejména maďarské sazby (1M, 1Y) jsou dosti vzdálené své cílové, tj. EURIBOR úrovni.

Obr. 3.2 Vývoj sazeb typu IBOR

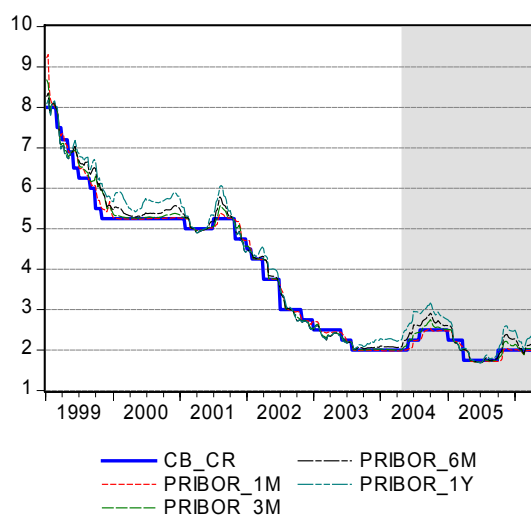


Poznámka: svislá osa procenta. EURIBOR – eurozóna, PRIBOR – Česká republika, WIBOR – Polsko, BUBOR – Maďarsko, BRIBOR – Slovensko.

Zdroj: DataStream.

Druhou podstatnou skutečností peněžního trhu nejen eurokandidátů je, že spektrum jeho sazeb reflektuje pohyb měnověpolitické sazby národní centrální banky o to více, čím nižší je splatnost dané sazby peněžního trhu. Jako velmi silná se jeví vazba mezi např. dvoutýdenní REPO sazbou České národní banky a 1M nebo 3M PRIBOR sazbou. Grafické znázornění včetně dalších splatností (6M, 1Y) je pro případ českých sazeb uvedeno v obrázku 3.3, pro případ sazeb ostatních eurokandidátů, včetně samotné eurozóny pak v obrázku P3.2 v příloze. Při této příležitosti je však nutné dodat, že měnověpolitická úroková sazba centrální banky daného eurokandidáta zase přihlíží k úrovni, velikosti diferenciálu a dynamice jejich změn u referenčního teritoria (sazby ECB). Toto přihlížení se může přibližovat postupně (viz česká cesta) nebo zřejmě relativně strmě (viz např. maďarská cesta). Pro následnou empirickou analýzu byla z hlediska své významnosti a sladění s ostatními sazbami různých splatností vybrána 3M sazba typu IBOR jako nejvhodnější reprezentant vývoje na nezajištěném peněžním trhu.

Obr. 3.3 Srovnání vývoje sazeb PRIBOR s měnověpolitickou sazbou



Poznámka: svislá osa procenta. PRIBOR – Česká republika, CB_CR – měnověpolitická sazba ČNB.
Zdroj: DataStream, Eurostat a ČNB.

3.2.2 Deriváty krátkodobého dluhu – úrokový swap

V případě derivátového trhu krátkodobého dluhu je uveden pro účely této práce pouze trh úrokových swapů⁸¹, a to z důvodu možnosti následného srovnání výsledků této práce s výsledky některých evropských studií, které rovněž zvolily tento segment jako nejvhodnější odraz vývoje na trhu derivátů krátkodobého dluhu. Úrokový swap představuje dohodu o výměně peněžních toků denominovaných v jedné měně, které jsou odvozeny od pevné nebo pohyblivé báze⁸². Pohyblivá strana kontraktu je přitom spojena s jinou úrokovou sazbou, nejčastěji pak s referenční sazbou typu ONIA nebo IBOR (viz 3.2.2). Princip úrokového swapu je dále popsán v boxu 3.3.

⁸¹ Ačkoli peněžní trh je běžně vztahován k trhu pro krátkodobý dluh, všechny swapy, tedy včetně těch s dlouhodobou splatností, jsou obvykle kategorizovány jako náležící na peněžní trh. V této práci je následována tato konvence, a proto rovněž swapy se splatností delší než jeden rok jsou zahrnuty v této kapitole.

⁸² Subjekty mezi sebou nemusejí směňovat pouze fixní úrokovou platbu za platbu variabilní ve shodné měně, i když tento způsob je nejčastější. Je možné se rovněž setkat se směnou variabilních úrokových plateb na obou stranách kontraktu nebo směnou fixních plateb na obou stranách kontraktu.

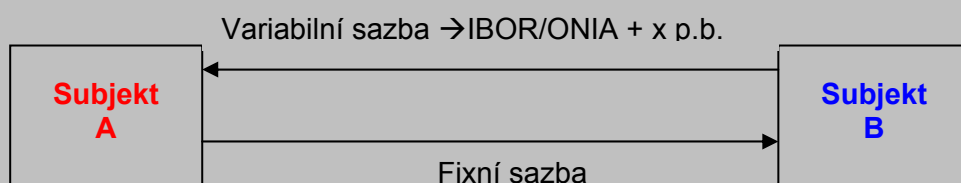
Box 3.3: Úrokový swap

I. Definice a obsah

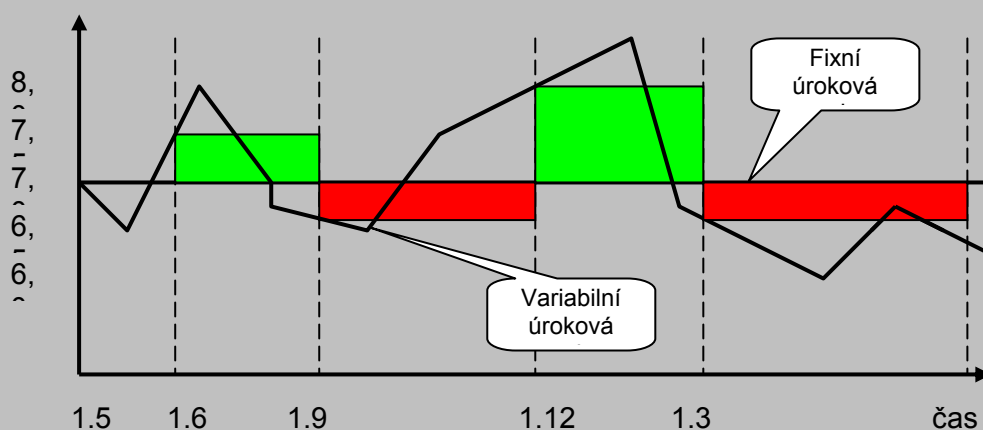
Dohoda o výměně peněžních toků denominovaných v jedné měně, které jsou odvozeny od pevné nebo pohyblivé báze.

II. Způsob výpočtu

Strana A se zavazuje zaplatit straně B dohodnutý pevný úrok ze sjednané jistiny za sjednané období ke sjednaným datům splatnosti a současně se strana B zavazuje zaplatit straně A dohodnutý variabilní úrok ze sjednané jistiny za sjednané období ke sjednaným datům splatnosti.



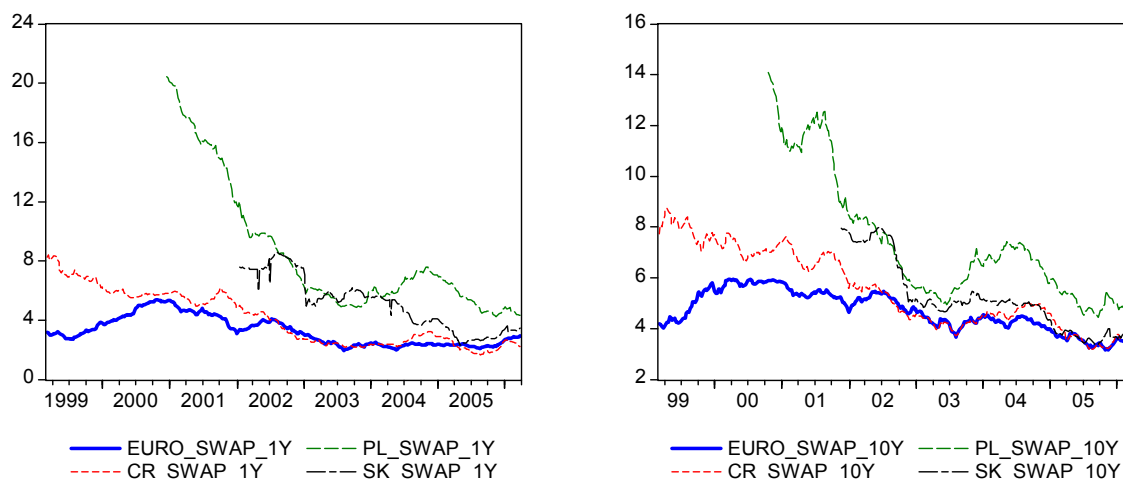
Principu obchodu lze porozumět i z následujícího grafu:



Zdroj: zpracováno na základě materiálů ČNB.

Obrázek 3.4 zobrazuje vývoj swapového segmentu peněžního trhu pro roční a desetiletý horizont. Jeho hlavní zprávou je potvrzení klesající tendence úrokových swapů a jejich probíhající konvergence v rámci zemí EU4 vzhledem k eurozóně. I zde se potvrzuje, že hodnoty swapových kontraktů se dlouhodobě pohybují shodně s jejich protějškem pro eurozónu v případě České republiky.

Obr. 3.4 Vývoj swapového trhu v zemích EU4 a eurozóně



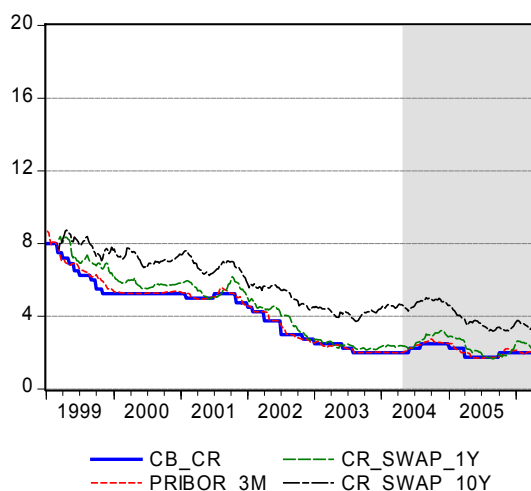
Poznámka: Levá i pravá část grafu ukazuje vývoj spreadu mezi desetiletými a ročním sazbami, přičemž CR – Česká republika, PL – Polsko, SK – Slovensko, EURO – eurozóna. Data pro Maďarsko nebyla k dispozici. Svislá osa procenta.

Zdroj: DataStream.

3.2.3 Porovnání nezajištěného trhu s trhem úrokových swapů

Z komparace nezajištěného trhu se segmentem derivátů krátkodobého dluhu ve formě úrokových swapů (viz obrázek 3.5 pro případ České republiky a obrázky P3.3 v příloze pro země EU4 a eurozónu), lze konstatovat, že jejich trajektorie vývoje jsou velmi pobodné a jejich úroveň je odlišná dle výše rizikové a splatnostní prémie, včetně zohlednění faktoru očekávání o vývoji úrokových sazeb.

Obr. 3.5 Srovnání vývoje sazeb 3M PRIBOR s 1Y a 10Y úrokovým swapem a měnověpolitickou sazbou ČNB



Poznámka: svislá osa procenta.

Zdroj: DataStream.

Pro následnou empirickou analýzu byl z hlediska své významnosti a časového záběru vybrán 10Y swap, jako vhodný reprezentant vývoje na trhu krátkodobého dluhu. Důvodem je jednak, že v případě volby 1Y swapu bychom de facto obdrželi obdobný výsledek jako u 1Y IBOR a také to, že je v zorném úhlu našeho zájmu pohlédnout na sladěnost aktiv s dlouhodobým horizontem, který nám nejlépe umožňuje zohlednit faktor očekávání. Zástupci pro nezajištěný trh byly již zvoleny tříměsíční sazby typu IBOR.

3.3 Empirické výsledky integrace peněžních trhů

Konkrétní výpočty integrace na sledovaném trhu byly provedeny – stejně jak je tomu i v rámci ostatních segmentů finančního trhu – pomocí analýzy sladěnosti, beta-konvergence následované sigma-konverencí (všechny jsou řazeny do tzv. měření založených na cenových ukazatelích) a tzv. měřením finanční integrace založených na událostech. Koncept beta-konvergence byl aplikován v případě 10Y swapů, které vykazují nejvyšší známky autonomnosti na aktuální národní měnověpolitické sazbě. Sledování měření finanční integrace pomocí měření založených na událostech bylo aplikováno na segment typu IBOR, (i) neboť koncept beta-konvergence není vhodné z důvodu těsné vazby s měnověpolitickou sazbou zde použít, (ii) abychom oddělili vliv společného faktoru pro všechny země EU4 od lokálního faktoru specifického pro jednotlivou zemi (např. vliv národní měnové politiky).

3.3.1 Analýza sladěnosti

Měřením rozdílu mezi výnosy aktiv napříč zeměmi (diferenciálem) se v tomto ohledu a v souladu s kapitolou první má na mysli rozdíl mezi národními reprezentanty peněžního trhu zemí EU4 (tříměsíční sazby typu IBOR a desetileté úrokové swapy) a vhodně zvoleným benchmarkem, kterým je v tomto případě tříměsíční EURIBOR a desetiletý úrokový SWAP v eurozóně.

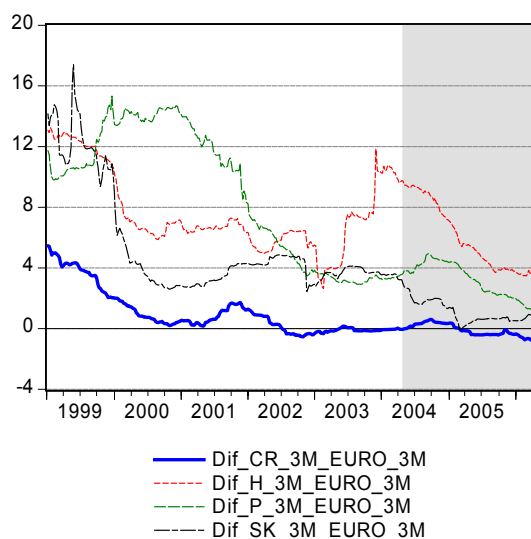
V pozadí daného zkoumání je předpokládáno, že instrumenty a prováděné transakce na peněžním trhu jednotlivých zemí jsou dostatečně podobné na to, aby bylo možné provést jejich přímé srovnání a tím získat potřebnou informaci o stupni a vývoji integrace na peněžním trhu. Z daného předpokladu plyne, že na dokonale integrovaném trhu by úrokové sazby u kontraktů stejného typu a shodné délky splatnosti měly být identické.

3.3.1.1 Analýza úrokových diferenciálů

- **analýza sazeb typu 3M IBOR**

Vypočtené úrokové diferenciály pro 3M sazby typu IBOR ukazuje obrázek 3.6, jenž potvrzuje nastíněné závěry z části 3.2, tedy že úrokové diferenciály zemí EU4 vzhledem k eurozóně postupně klesají (a v případě České republiky jsou s eurozónou velmi sladěny). Nejvíce sladěnou zemí je tedy Česká republika následovaná Slovenskem.

Obr. 3.6 Diferenciál mezi 3M IBOR zemí EU4 a 3M EURIBOR



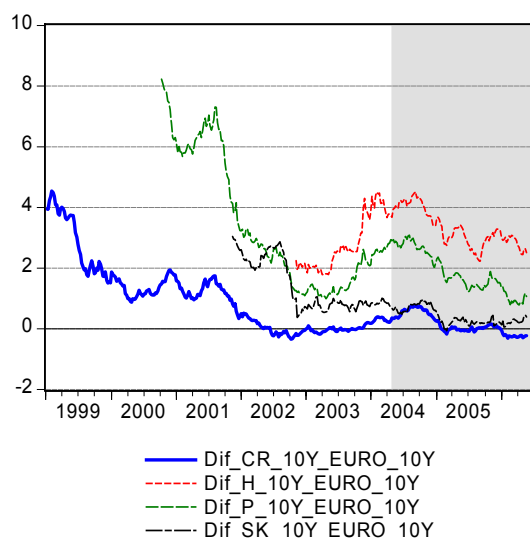
Poznámka: svislá osa procenta, Dif – diferenciál, CR – Česká republika, H – Maďarsko, P – Polsko, SK – Slovensko.

Zdroj: Datastream.

- **analýza úrokových 10Y SWAPů**

Diferenciály desetiletých swapových kontraktů oscilují ke konci sledovaného období kolem nuly v případě České republiky a Slovenska. U Polska a Maďarska vykazují zřetelný konvergenční trend, byť se známkami divergenčních period, které rovněž, byť ne tak silně jako u tříměsíčních sazeb peněžního trhu, souvisejí s výší diferenciálu měnověpolitických sazeb.

Obr. 3.7 Diferenciál mezi 10Y úrokovým SWAPem zemí EU4 a 10Y úrokovým SWAPem eurozóny



Poznámka: svislá osa procenta, Dif – diferenciál, CR – Česká republika, H – Maďarsko, P – Polsko, SK – Slovensko.

Zdroj: Datastream.

3.3.1.2 Korelační analýza

- **Korelační analýza sazeb 3M IBOR**

Korelační koeficienty ukazují poměrně silnou lineární závislost mezi zeměmi EU4 navzájem (korelační koeficient v drtivé většině případů přesahující hodnotu 0,7) a velmi mizivou závislost s pohybem těchto sazeb v eurozóně (korelační koeficient oscilující kolem nuly), což platí jako pro celé sledované období, tak i pro jeho dvě dílčí vymezené periody s mezníkem vstupu zemí EU4 do EU. Výsledky jednotlivých bilaterálních korelačních indexů obsahuje tabulka 3.1.

Tab. 3.1 Korelační koeficient mezi sazbami 3M IBOR

a) celé období (leden 1999 až duben 2006)

	ČR	H	P	SK	EU12
ČR	1	0,7506	0,8526	0,8706	0,6382
H	0,7506	1	0,5865	0,8004	0,2607
P	0,8526	0,5865	1	0,6020	0,8780
SK	0,8706	0,8004	0,6020	1	0,3350
EU12	0,6382	0,2607	0,8780	0,3350	1

b) období před vstupem do EU (leden 1999 až duben 2004; období II.)

	ČR	H	P	SK	EU12
ČR	1	0,7091	0,7846	0,8044	0,4889
H	0,7091	1	0,4502	0,7867	0,0467
P	0,7846	0,4502	1	0,3810	0,8466
SK	0,8044	0,7867	0,3810	1	-0,0155
EU12	0,4889	0,0467	0,8466	-0,0155	1

c) období po vstupu do EU (květen 2004 až duben 2006; období III.)

	ČR	H	P	SK	EU12
ČR	1	0,7295	0,7650	0,6406	-0,1135
H	0,7295	1	0,8387	0,7626	-0,5252
P	0,7650	0,8387	1	0,4345	-0,6238
SK	0,6406	0,7626	0,4345	1	-0,0548
EU12	-0,1135	-0,5252	-0,6238	-0,0548	1

Poznámka: CR – Česká republika, H – Maďarsko, P – Polsko, SK – Slovensko, EU12 – eurozóna.

Zdroj: Vlastní výpočty z dat Datastream.

- **Korelační analýza typu 10Y SWAP**

Poněkud odlišný výsledek nám dávají propočty korelačních koeficientů pro desetileté úrokové swapy, kde je vidět jen mírně silnější lineární závislost mezi jeho změnami napříč zeměmi EU4, avšak znatelně vyšší pozitivní závislost mezi zeměmi EU4 a eurozónou, a to zejména po vstupu zemí EU4 do eurozóny. Impozantní korelační koeficient pro Slovensko zřejmě do jisté míry odráží jeho vstup do mechanismu ERM II a nejvyšší pravděpodobnost, že by mohlo být první zemí, která ze skupiny zemí EU4 zavede euro.

Tab. 3.2 Korelační koeficient mezi 10Y úrokovými SWAPy

a) celé období (leden 1999 až duben 2006)

	ČR	H	P	SK	EU12
ČR	1	0,7896	0,9126	0,8788	0,8359
H	0,7896	1	0,9075	0,5472	0,5085
P	0,9126	0,9075	1	0,7116	0,6566
SK	0,8788	0,5472	0,7116	1	0,9303
EU12	0,8359	0,5085	0,6566	0,9303	1

b) období před vstupem do EU (leden 1999 až duben 2004; období II.)

	ČR	H	P	SK	EU12
ČR	1	0,7781	0,8433	0,6611	0,6767
H	0,7781	1	0,9236	0,5472	0,2770
P	0,8433	0,9236	1	0,6312	0,41603
SK	0,6611	0,5472	0,6312	1	0,7344
EU12	0,6767	0,2770	0,41603	0,7344	1

c) období po vstupu do EU (květen 2004 až duben 2006; období III.)

	ČR	H	P	SK	EU12
ČR	1	0,9593	0,9604	0,9596	0,8634
H	0,9593	1	0,9490	0,9241	0,8336
P	0,9604	0,9490	1	0,8897	0,7815
SK	0,9596	0,9241	0,8897	1	0,9245
EU12	0,8634	0,8336	0,7815	0,9245	1

Poznámka: CR – Česká republika, H – Maďarsko, P – Polsko, SK – Slovensko, EU12 – eurozóna.

Zdroj: Vlastní výpočty z dat Datastream.

Vzhledem k uvedeným výsledkům analýzy sladění bude následná empirická analýza zaměřena rozdílně. Na segment nezajištěného trhu reprezentovaný 3M sazbami typu IBOR bude v části 3.3.4 aplikován koncept měření finanční integrace založené na zprávách, na segment derivátů krátkodobého dluhu pak koncept měření finanční integrace řazené do měření založených na cenových ukazatelích (koncept beta konvergence – viz část 3.3.2). Na oba segmenty peněžního trhu pak bude aplikována komplementární analýza konceptu sigma-konvergence – viz část 3.3.3.

3.3.2 Beta-konvergence (10Y swap)

Výsledky beta-konvergence pro případ standardní regresní analýzy, jejíž teoretický koncept je popsán v rámci kapitoly 1.5.2, ukazuje tabulka 3.3 pro případ České republiky, pro ostatní země EU4 pak tabulky P3.2 až P3.4 v příloze.

Tab. 3.3: Beta konvergence – Česká republika (10Y úrokový swap)

ΔR	α	β	δ	F-test
	const	R(-1)	$\Delta R(-1)$	
Období II. (2001/01-2004/04)	0,0065 (0,0048)	-0,0468 ^{d(11,20)} (0,0291)	0,2138 ^c (0,1157)	F(2,70)=2,75 Prob>F=0,0706
Období III. (2004/05-2006/03)	-0,0018 (0,0051)	-0,0105 (0,0144)	0,2620 ^a (0,0939)	F(2,106)=3,97 Prob>F=0,0217
Celé období (2001/01-2006/03)	0,0021 (0,0054)	-0,0149 ^a (0,0041)	0,1978 ^a (0,0487)	F(2,380)=16,27 Prob>F=0,0000

Poznámka: a, b, c, d vyjadřuje 1%, 5%, 10%, resp. vyšší blízké 10% (uvedeno v závorce) hladině významnosti; směrodatné odchylky uvedeny v závorkách. Vypočteno pomocí software STATA.

Zdroj: vlastní výpočty z DataStream.

Individuální výsledky pro všechny země EU4 ukazují velmi nízký koeficient beta, což odráží skutečnost o nízké rychlosti konvergence daných sazeb k sazbám eurozóny. Tento závěr je ovšem nutné dále interpretovat v souladu s níže uvedenou analýzou sigma-konvergence, neboť dosažení obdobné úrovně 10Y swapů zemí EU4 s eurozónou může odrážet stabilitu jejich úrovní, tj. nízkou rychlost přizpůsobení k eurozóně.

Tab. 3.4: Beta konvergence – panelové odhady pro země EU4 (10Y úrokový swap)

ΔR (FE)	α	β	δ	F-test	
	const	R	$\Delta R(-1)$	a) regrese	b) signif. FE
Období II. (2001/01-2004/04)	0,0370 ^b (0,0182)	-0,0183 (0,0128)	0,0925 ^d (0,0590)	F(2,290)=1,98 Prob>F=0,1395	F(3,290)=1,15 Prob>F=0,3305
Období III. (2004/05-2006/03)	0,0187 (0,0126)	-0,0182 ^b (0,0082)	0,1900 ^a (0,0473)	F(2,430)=9,79 Prob>F=0,0001	F(3,430)=1,27 Prob>F=0,2851
Celé období (2001/01-2006/03)	0,0294 ^a (0,0102)	-0,0210 ^a (0,0068)	0,1502 ^a (0,0367)	F(2,726)=12,16 Prob>F=0,0000	F(3,726)=2,76 Prob>F=0,0412

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, směrodatné odchylky uvedeny v závorkách.

Zdroj: vlastní výpočty z dat DataStream.

Výsledky panelových odhadů, které prezentuje tabulka 3.4 ukazují, že koeficient beta se souhrnně pro země EU4 vzhledem k eurozóně ve sledovaných obdobích výrazně nezměnil a pohyboval se kolem hodnoty -0,018. F-test pro tzv. country effect nebyl pro první ani druhé sledované období významný, přičemž výsledky pro zkrácené období před vstupem do EU lze brát jen jako orientační, neboť F-test

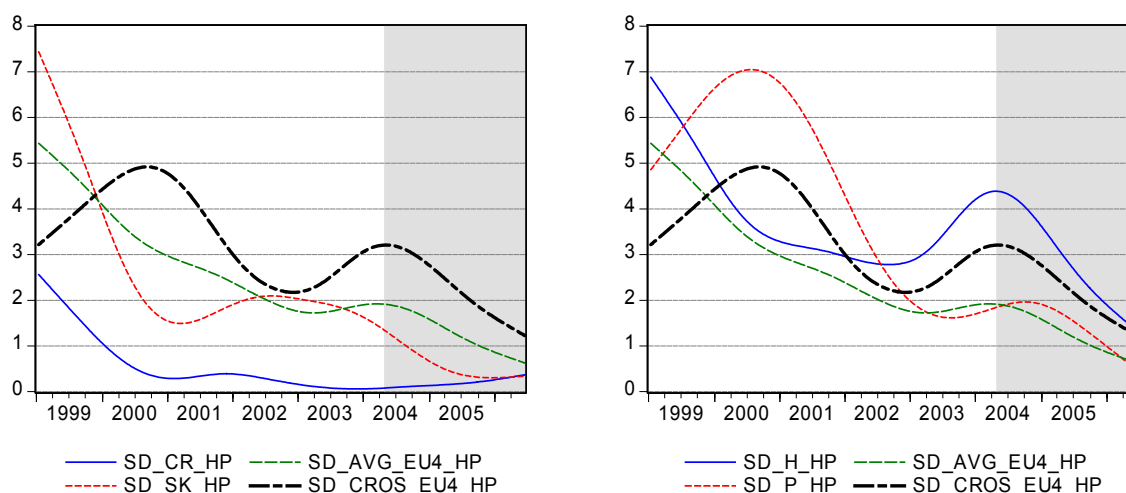
regresorů nebyl signifikantní na požadované hladině významnosti.

3.3.3 Sigma-konvergence

- *analýza sazeb 3M IBOR*

Aplikací konceptu sigma-konvergence na tříměsíční sazby IBOR bylo prokázáno dosahování pokroku ve stupni integrace, tj. rozdíly ve volatilitách výnosů zemí EU4 k eurozóně se v daném období, zejména pak od vstupu zemí EU4 do EU znatelně snížily. Vyjímkou je zde Česká republika, pro kterou byl patrný mírně opačný trend, což je způsobeno již dosaženou úrovní sladění. Směrodatná odchylka pro Českou republiku se od roku 2000 pohybuje pod hodnotou 1. Země EU4 jako celek (SD_AVG_EU4_HP) dosáhly ve stupni integrace k EU12 výrazného zlepšení. Směrodatná odchylka napříč zeměmi EU4 se snížila z hodnoty 5 v roce 2000 k hodnotě blízké 1 na konci sledovaného období, což je názorný důkaz pokroku ve stupni dosažení integrace.

Obr. 3.8 Směrodatná odchylka mezi 3M-IBOR s 3M EURIBOR



Poznámka: CR – Česká republika, H – Maďarsko, P – Polsko, SK – Slovensko. SD – směrodatná odchylka, AVGE – průměrná hodnota, CROS – tzv. cross-country hodnota, HP – Hodrick-Prescottův filtr. Datový soubor: leden 1999 až červenec 2006 (týdenní periodicita). Šedá zóna představuje rozšíření z EU15 na EU25. Vypočteno pomocí software EViews.

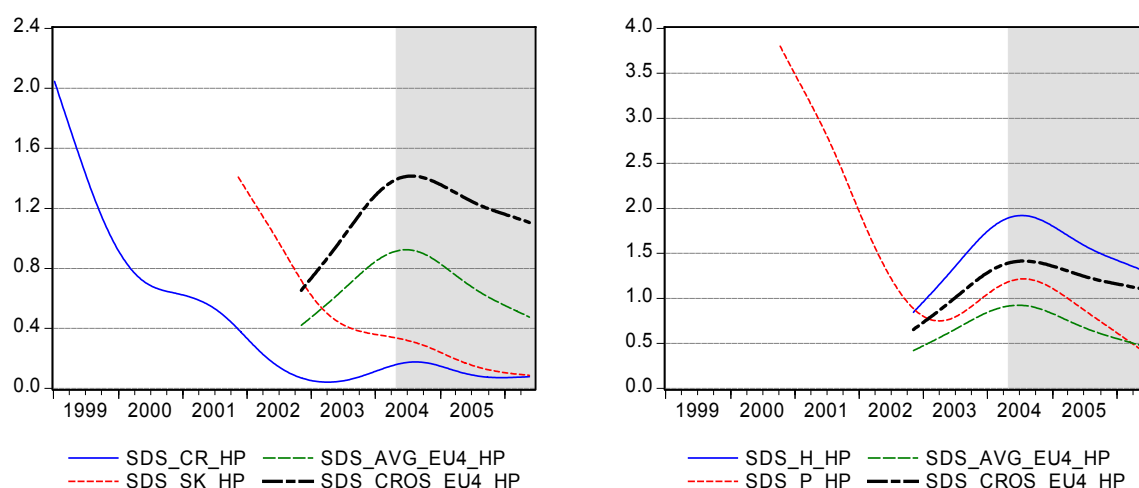
Zdroj: vlastní výpočty z dat DataStream.

- *analýza kontraktů 10Y úrokových SWAPů*

Aplikací konceptu sigma-konvergence na desetileté swapové kontrakty rovněž jako v případě 3M IBOR sazeb ukázala dosahování pokroku ve stupni integrace zemí EU4 k eurozóně. Poněkud odlišný vývoj vzhledem k ostatním zemím skupiny EU4 lze i zde sledovat pro případ České republiky, neboť směrodatná odchylka nabývala

pro Českou republiku od počátku roku 2000 hodnot nižších než 1. Je zde ovšem zachován klesající trend směrodatné odchylky po vstupu do EU (oproti sazbám 3M PRIBOR). Průřezová směrodatná odchylka pro země EU4 jako celek (SD_AVG_EU4_HP) od vstupu do EU trvale klesá, ne ovšem tak výrazně jako v případě sazeb 3M IBOR, což je dáno tím, že samotný segment derivátů krátkodobého dluhu (10Y swap) je s eurozónou daleko více integrován.

Obr. 3.9 Směrodatná odchylka mezi 10Y úrokovým SWAPem EU4 a eurozóny



Poznámka: CR – Česká republika, H – Maďarsko, P – Polsko, SK – Slovensko. SD – směrodatná odchylka, AVGE – průměrná hodnota, CROS – tzv. cross-country hodnota, HP – Hodrick-Prescottův filtr. Datový soubor: leden 1999 až červenec 2006 (týdenní periodičita). Šedá zóna představuje rozšíření z EU15 na EU25. Vypočteno pomocí software EViews.

Zdroj: vlastní výpočty z dat DataStream.

3.3.4 Měření založená na událostech (NBM)

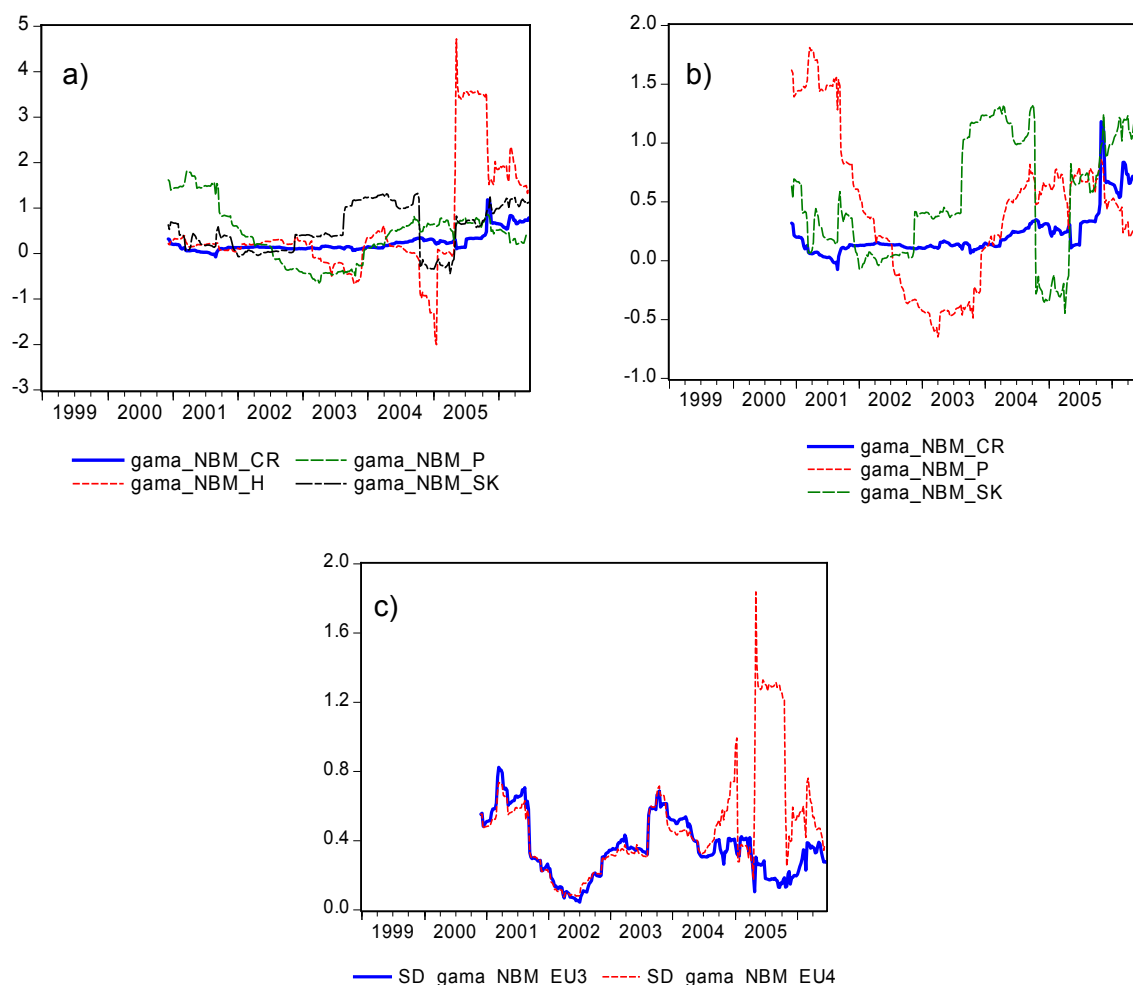
Analýza typu NBM byla provedena za účelem kvantifikace vztahu dle rovnice 1.3, která poměřuje, do jaké míry jsou změny výnosů eurokandidáta ovlivňovány společnými zprávami (pro celou EU) a do jaké míry mají na změny výnosu eurokandidáta vliv lokální faktory. Obrázek 3.10a a 3.10b obsahuje odhad parametru gama v čase, který byl získán aplikací rolované regresní analýzy s okénkem 100 týdnů na týdenní periodicitě dat.

Pokud by se přeliv efektů měnové unie přeléval do ekonomiky eurokandidáta zcela plně, pak by koeficient gama nabýval hodnoty 1, pokud by byla síla tohoto přelivu vyšší pak gama by byla větší než 1 a nižší, pak gama by byla menší než 1. Jak lze vidět z trajektorií odhadnutého koeficientu, jeho síla v čase rostla, avšak stabilně vysokých hodnot nenabývala. Doplňující pohled můžeme získat z vypočtené

relativně volatilní směrodatné odchylky na odhadech gama koeficientů, jejíž trajektorie je znázorněna v obrázku 3.10c, což je např. postup podobný postupu aplikovanému v Baele a kol. (2004).

Lze konstatovat, že nezajištěný peněžní trh reprezentovaný sazbami 3M IBOR byl ovlivňován změnami sazeb EURIBOR v první polovině datového souboru v nikterak silné míře (kromě Polska), což logicky odráží dezinflační proces a postupné snižování sazeb k úrovni eurozóny. Postupně, jak se úroveň sazeb sbližuje se sazbami eurozóny, pak by měl jejich efekt na sazby ekonomik EU4 sílit, tj. koeficient gama by měl nabývat vyšších hodnot. Tento závěr je učiněn s vědomím si toho, že odhady nebyly stabilní v čase a jejich signifikantnost, zejména pak konstant, nebyla dosažena na požadované hladině významnosti.

Obr. 3.10 NBM mezi 3M IBOR a 3M EURIBOR



Poznámka: CR – Česká republika, H – Maďarsko, P – Polsko, SK – Slovensko. SD – směrodatná odchylka, NBM – měření založená na událostech. Datový soubor: leden 1999 až červenec 2006 (týdenní periodičita). Šedá zóna představuje rozšíření z EU15 na EU25. Vypočteno pomocí software STATA.

Zdroj: vlastní výpočty z dat DataStream.

3.3.5 Krytá úroková parita

Herrmann a Jochem (2003a) použili pro kvantifikaci integrace peněžního trhu zemí stojících mimo eurozónu teoretický koncept kryté úrokové parity (*covered interest rate parity, CIRP*). Tato teorie aplikuje zákon jedné ceny na fixně úročené stejnorodé (homogenní) finanční instrumenty. Homogenními instrumenty jsou zde označeny nominálně bezrizikové (*risk-free*) finanční instrumenty, které jsou perfektně substituovatelné vzhledem ke kritériu splatnosti, kvalitě dlužníků, atd.⁸³

Krytá úroková parita říká, že výnosy domácích finančních instrumentů

⁸³ Nicméně tento předpoklad není obecně platný díky odlišným konvencím v různých zemích. Viz např. Fratzscher (2001). A je možné předpokládat, že bude mnohem silnější pro nové členské země.

korespondují s výnosy zahraničních instrumentů, které jsou zajištěny proti kurzovému riziku. Formální vyjádření kryté úrokové parity je dáno vztahem:

$$i_t - i_t^* = \frac{E_{t,t+k}^T - E_t}{E_t}, \quad (3.1)$$

ke i_t je domácí úroková sazba, i_t^* je zahraniční úroková sazba⁸⁴, E_t je spotový měnový kurz, $E_{t,t+k}^T$ forwardový měnový kurz, (t) vyjadřuje čas a (k) příslušnou délku na kterou byl forwardový kurz uzavřen.

Rovnice (3.1) rovněž předpokládá, že neexistují bariéry ve formě transakčních nákladů nebo standardního rizika. Pro kratší splatnosti (do jednoho roku) stupeň platnosti kryté úrokové parity zároveň dle Herrmanna a Jochema (2003a) reprezentuje měřítko integrace národních peněžních trhů, za předpokladu eliminace kurzového rizika. Již Aliber (1973) upozorňuje, že faktory stojící za nedodržením kryté úrokové parity mohou být označeny za „politické“ nebo „geografické“ riziko (*country risk*), neboť odpovídají aktuálním nebo hrozícím intervencím na daných trzích.

Jak uvádí Herrmann a Jochem (2003a), krytá úroková parita poskytuje nejenom definici kompletně integrovaných finančních trhů, ale rovněž může být s výhodou využita pro stanovení stupně integrace již dosažené. Proto lze na základě definice kryté úrokové parity (rovnice 3.1) konstruovat člen θ_t dle vztahu:

$$\frac{(1 + i_t)}{(1 + i_t^*)} \frac{(E_t)}{E_{t,t+k}^T} - 1 = \theta_t, \quad (3.2 a)$$

respektive ve tvaru (rovnice 3.2b) odpovídající více ekonomické intuici a následné empirické verifikaci

$$\frac{(1 + i_t)}{(1 + i_t^*)} \frac{(E_t - E_{t,t+k}^T)}{E_{t,t+k}^T} = \theta_t, \quad (3.2b)$$

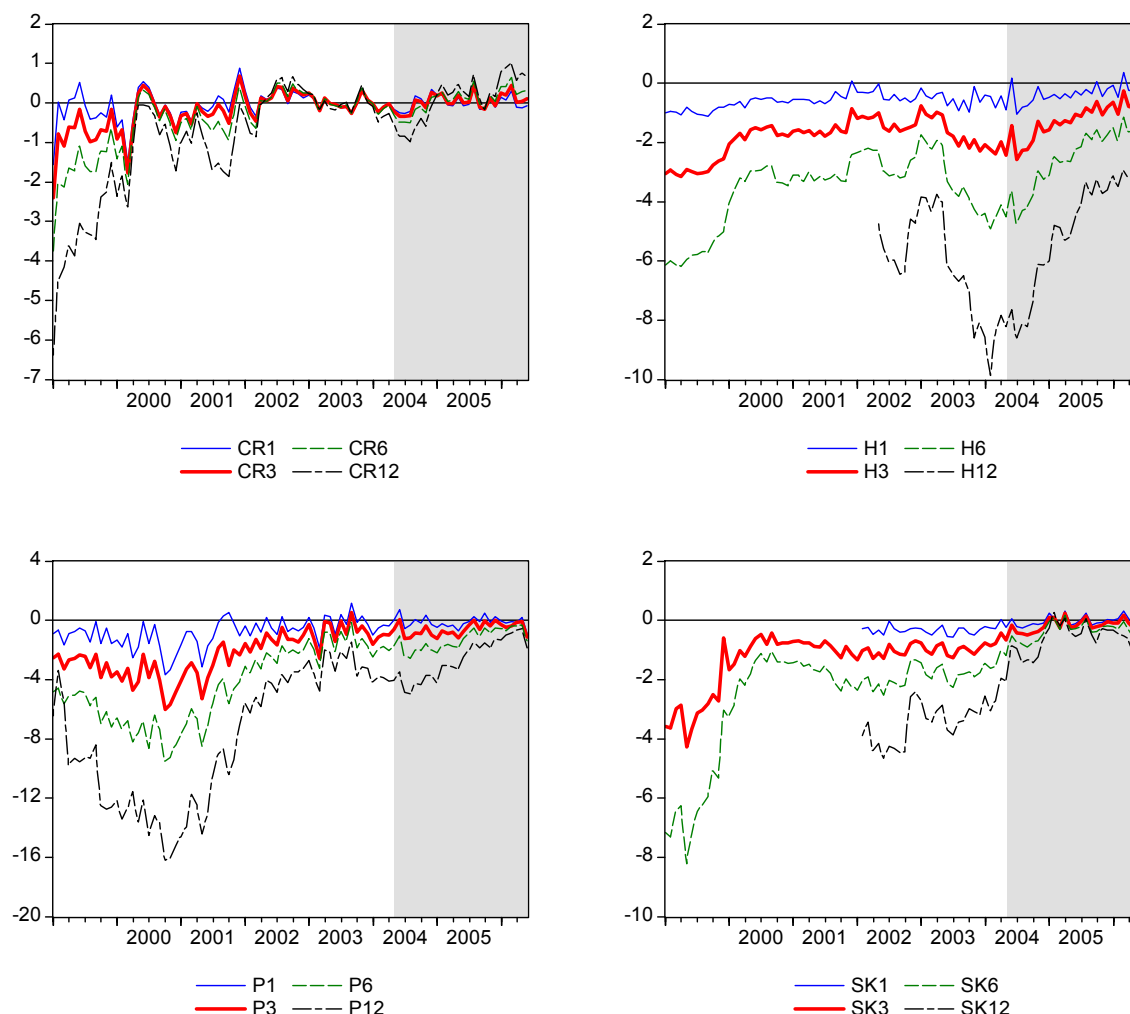
kde (θ_t) představuje tzv. *koeficient integračního deficitu*. Pokud tento koeficient nabývá negativních hodnot, pak je možné konstatovat, že kapitálové odlivy jsou zatíženy restrikcemi, které upírají domácím investorům možnost investovat jejich

⁸⁴ Domácí a zahraniční úroková sazba se shodným časovým výhledem (např. tříměsíční domácí a zahraniční úroková sazba).

prostředky ve výnosnějších zahraničních aktivech (instrumentech). Pokud však θ_t je kladný, pak domácí země má výhodu v dosahování výnosů, což může v některých případech odpovídat rizikové prémii anebo kapitálovým kontrolám – viz např. Lemnem (1998), Marston (1995), nebo Aliber (1973). Avšak obousměrné oscilace od kryté úrokové parity plodí další tržní nedokonalosti, které mohou být způsobené nerozvinutým finančním sektorem.

Obrázek 3.11 znázorňuje výsledky výpočtu členu θ_t pro Českou republiku, Maďarsko, Polsko a Slovensko, a to pro čtyři časová období, tj pro měsíční (1), tříměsíční (3), půlroční (6) a roční (12) úrokové sazby peněžního trhu a příslušné forwardové kurzy daných zemí vzhledem k euru. Výsledky ukazují, že nejtěsněji se pohyboval člen θ_t v případě České republiky, naopak nejvýznamnější rozdíly jsou patrné pro situaci v Maďarsku. Je však zřetelné, že období po vstupu do EU znamenalo zvýšení integrace peněžního trhu. Vyjimkou je pouze zmíněné Maďarsko.

Obr. 3.11 Odchylky od kryté úrokové parity mezi zeměmi EU4 a eurozónou



Poznámka: Poznámka: svislá osa v desetínách procent. Výpočet odpovídá členu θ_t z rovnice 3.3b.

Datový soubor: leden 1999 až červenec 2006 (pro Maďarsko květen 2002 až červen 2006, pro Slovensko únor 2002 až červen 2006). Označení 1, 3, 6 a 12 odpovídá počtu měsíců u příslušných časových řad úrokových sazeb peněžního trhu a forwardovým kurzům devizového trhu k EUR.

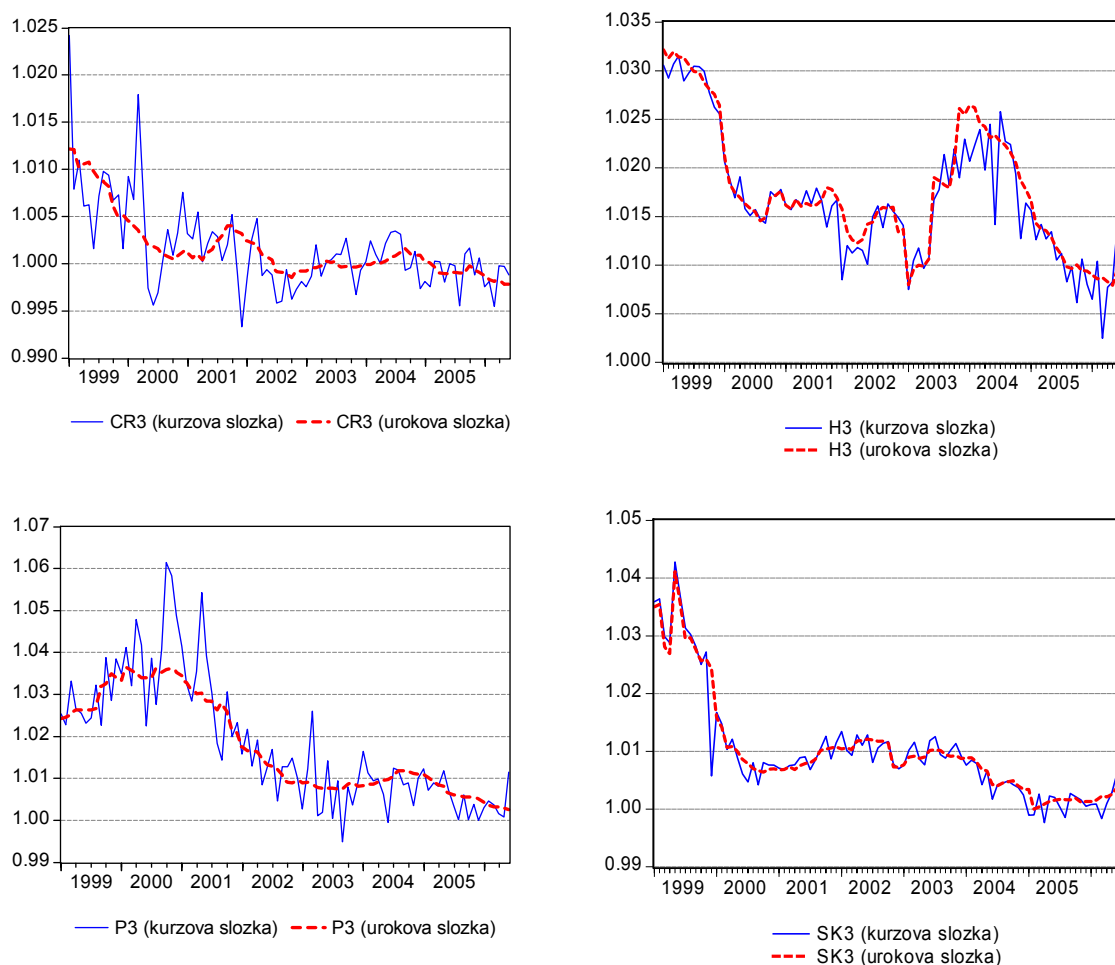
Zdroj: vlastní výpočty z dat DataStream a Eurostat.

Empirické testování kryté úrokové parity lze provést modifikací rovnice (3.2b) do tvaru vhodného pro ekonometrické testování, tj. do podoby rovnice 3.3:

$$\frac{E_{t,t+k}^T}{E_t} = \alpha + \beta \frac{1+i_t}{1+i_t^*} + \varepsilon_t \quad (3.3)$$

Nutnými podmínkami pro integraci peněžního trhu jsou: (i) dlouhodobá rovnováha mezi kurzovým výrazem na levé straně rovnice 3.3 a úrokovým výrazem na pravé straně rovnice 3.3 - viz obrázek 3.12 a (ii) že oba výrazy budou integrovány na stejném stupni, tedy budou shodně stacionární nebo nestacionární.

Obr. 3.12 Úroková a kurzová složka kryté úrokové parity



Poznámka: Časové řady nalevo odpovídají levé složce rovnice 3.3, napravo pak pravé části rovnice 3.3. Datový soubor: leden 1999 až březen 2006 (pro Maďarsko leden 2001 až březen 2006). Označení 3 odpovídá použité časové řadě úrokových sazeb a forwardových měnových kurzů daných měn k EUR v měsíčním vyjádření.

Zdroj: vlastní výpočty z dat DataStream a Eurostat.

Postačující podmínkou pro prokázání efektivity měnových trhů je velikost koeficientu α a β , které by měly nabývat hodnot blízkých pro $\alpha=0$ a $\beta=1$ ⁸⁵, přičemž residuály (člen ε) musí být typu náhodné procházky (*white noise*), tj. sériově nekorelované. Pokud residuály nemají charakter náhodné procházky, pak vzniklé neefektivnosti nejsou korigovány okamžitě, což znamená, že forwardový kurz neobsahuje všechny relevantní informace. Jak dodává Herrmann a Jochem (2003a), striktně pojaté testování kryté úrokové parity by mělo vést k závěru o její platnosti jen tehdy, pokud by žádné reziduály v rovnici 3.3 vůbec nevznikly. Avšak tato striktní aplikace *zákona jedné ceny* by vedla k zamítnutí nulové hypotézy o dokonalé

⁸⁵ V tomto případě by se změny z pravé strany rovnice (3.3) plně promítaly (koeficient $\beta=1$) do změn výrazu na levé straně dané rovnice, a to bez jakéhokoli „úrovňového vychýlení“ (koeficient $\alpha=0$).

integraci i u velmi navzájem svázaných vyspělých průmyslových zemích, protože dosažení perfektní rovnosti dle rovnice 3.3 není možné v reálném světě prostě stoprocentně dosáhnout.

Samotné empirické testování CIRP zemí EU4 oproti eurozóně je provedeno pro třímesíční období ($k=3$), tj. s použitím třímesíčních úrokových sazeb peněžního trhu a třímesíčních forwardových kurzů. Nejprve jsou provedeny testy stacionarity, tj. testy jednotkového kořene pomocí tří alternativních testů (*ADF - The Augmented Dickey-Fuller Test*, *DF-GLS - Dickey-Fuller Test with GLS Detrending*, *PP - The Phillips-Perron Test*). Důvodem použití více testů je eliminace časté nejednoznačnosti jejich výsledků. Tabulka 3.5 obsahuje testy jednotkového kořeny pro časové řady reprezentující Českou republiku, Maďarsko, Polsko a Slovensko.

Tab. 3.5: Testy jednotkového kořene úrokových sazeb

Časová řada		Test jednotkového kořene		
		ADF	DF-GLS	PP
ČR	úroveň	-2,536738[k]	-1,128051[k,t]	-3,438734 [k] ^a
	1. difference	-4,751795 ^a	-5,147558[k,t] ^a	-7,917379[k,t] ^a
H	úroveň	-1,927992[k]	-1,337291[k,t]	-2,061790[k]
	1. difference	-7,544686 ^a	-7,589687[k,t] ^a	-7,582285 ^a
P	úroveň	-1,962054	-0,980393[k]	-1,347180
	1. difference	-3,529306 ^a	-7,391575a[k,t] ^a	-7,314571 ^a
SR	úroveň	-2,824785[k] ^c	-1,424530[k,t]	-2,824785[k] ^b
	1. difference	-9,315436 ^a	-9,515353[k,t] ^a	-9,557747 ^a

Poznámka: *ADF - The Augmented Dickey-Fuller Test*, *DF-GLS - Dickey-Fuller Test with GLS Detrending*, *PP - The Phillips-Perron Test*; k – vyjadřuje zahrnutí konstanty, t – vyjadřuje zahrnutí trendu při výpočtu jednotkového kořene; a , b , c vyjadřuje 1%, 5%, resp. 10% hladinu významnosti; Vypočteno pomocí software EViews.

Zdroj: vlastní výpočty z dat Datastream a Eurostat.

Tab. 3.6: Testy jednotkového kořene měnových kurzů

Časová řada		Test jednotkového kořene		
		ADF	DF-GLS	PP
ČR	úroveň	-7,377383[k,t] ^a	-2,810501[k,t] ^c	-7,378017[k,t] ^a
	1. difference	-8,375093 ^a	-3,438734 [k] ^a	-22,70431 ^a
H	úroveň	-2,004764[k,t]	-1,637465[k,t]	-2,651298[k] ^c
	1. difference	-15,62356 ^a	-14,47982[k,t] ^a	-15,42609 ^a
P	úroveň	-4,916349[k,t] ^a	-1,793296[k] ^c	-4,842815[k,t] ^a
	1. difference	-13,99678 ^a	-13,41237[k,t] ^a	-18,59390 ^a
SR	úroveň	-2,752637[k] ^c	-1,045924[k,t]	-3,043735[k] ^b
	1. difference	-9,822861 ^a	-9,805143[k,t] ^a	-13,86162 ^a

Poznámka: ADF - The Augmented Dickey-Fuller Test, DF-GLS - Dickey-Fuller Test with GLS Detrending, PP - The Phillips-Perron Test; c – vyjadřuje zahrnutí konstanty, t – vyjadřuje zahrnutí trendu při výpočtu jednotkového kořene; a, b, c vyjadřuje 1%, 5%, resp. 10% hladinu významnosti. Vypočteno pomocí software EViews.

Zdroj: vlastní výpočty z Datastream a Eurostat.

Z prezentovaných výsledků testů jednotkového kořene plyne, že jisté znaky pochybnosti o nestacionaritě lze mít v případě České republiky a Slovenska co se týká úrokových dat a rovněž v případě kurzových dat pro Českou republiku a Polsko. Z toho plyne, že následně získané výsledky mohou být do jisté míry zpochybněny, neboť nemáme silnou jistotu stran jejich shodné stacionarity nebo nestacionarity.

Následně jsou aplikovány dvě kointegrační metody – Engle-Granger (E-G) metoda a metoda ARDL.⁸⁶ Nejprve byl proveden odhad pomocí klasické regresní metody nejmenších čtverců (OLS) a následně byly zkoumány získaná residua, která pro prokázání kointegračního vztahu musí být stacionární, tedy typu I(0). Tento požadavek byl splněn a proto bylo následně přistoupeno k samotným odhadům parametrů α a β dle metody ARDL a odhady α a β dle metody OLS byly považovány za výsledky odhadů E-G metody.

⁸⁶ Obecný popis metod je uveden v kapitole 1.6.4.1.2.

Tab. 3.7: Krytá úroková parita mezi zeměmi EU4 a eurozónou

Země	Koeficienty			
	α		β	
	E-G	ARDL	E-G	ARDL
Česká republika	0,03459 (0,1083)	0,13955 (0,19249)	0,96543 ^a (0,1081)	0,86047 ^a (0,19226)
Maďarsko	0,06232 ^c (0,0362)	0,07095 ^c (0,04239)	0,93801 ^a (0,0369)	0,92950 ^a (0,04169)
Polsko	-0,17823 ^a (0,065909)	-0,17868 ^a (0,0677)	1,17597 ^a (0,06477)	1,1764 ^a (0,0665)
Slovensko	-0,01707 (0,030134)	0,00308 0,03588	1,01668 ^a (0,029829)	0,9967 ^a 0,0356

Poznámka:; a, b, c vyjadřuje 1%, 5%, resp. 10% hladinu významnosti; Vypočteno pomocí software EViews a Microfit.

Zdroj: vlastní výpočty z dat Datastream a Eurostat.

Odhady lze interpretovat jako prokázání platnosti CIRP, neboť výsledky odhadů konstanty (α) byly blízké její teoreticky požadované hodnotě ($\alpha=0$) a rovněž blízkost koeficientu (β), jehož teoreticky ideální hodnota je jedna. Nicméně signifikantnost výsledků na 1% hladině významnosti bylo dosaženo jen pro Polsko a s jistou mírou tolerance i pro Maďarsko. Pro případ České republiky a Slovenska nebyl koeficient α signifikantní.

4 Integrace úvěrových trhů

Mohlo by se zdát, že název kapitoly není komplexním pohledem na otázku integrace v oblasti bankovního (finančního) sektoru, neboť se zaměřuje pouze na stranu aktivních operací⁸⁷ bankovních (finančních) subjektů. To je však z pohledu této práce v pořádku, neboť pasivní obchody, tedy přijímání depozit je sice rovněž zatíženo asymetričností informací (morálním hazardem), avšak nositelem rizika zde není finanční instituce, nýbrž vkladatel. Právě z tohoto důvodu není depozitní strana významněji zkoumána, poněvadž výše depozitních sazeb nabízenými finančními institucemi je dána zejména nastavením měnověpolitických sazeb centrální bankou a velikostí „obhajitelného“ spreadu mezi zápůjčními a depozitními sazbami.⁸⁸ U aktivních operací (poskytování úvěrů) je právě asymetričnost informací otočena, tj. více informací je přirozeně na straně bank (finančních zprostředkovatelů), než-li na straně vkladatelů.

Banky jsou stále rozhodujícími subjekty zabezpečující transmissi impulsů monetární politiky do reálné ekonomiky, neboť jsou protistranami operací realizovanými centrální bankou, a protože poskytují úvěry domácnostem a firmám, mimo jiné, na základě úvěrů získaných od centrální banky. Navíc, navzdory současnému vývoji ve zprostředkovatelském procesu, jsou banky stále nejdůležitějším typem zprostředkovatelů v Evropě (tzv. *bank-based system*) na rozdíl od USA (tzv. *market-based system*). Sledování integrace úvěrového trhu je z tohoto uvedeného důvodu velmi důležité, a to nejen pro stávající země eurozóny, ale také pro eurokandidáty.

Značné úsilí ve prospěch liberalizace a integrace úvěrového trhu, zejména drobného bankovníctví pomaleji se vyvíjejícího oproti ostatním segmentům úvěrového trhu, bylo vynaloženo na straně regulace. Zavedením první (1997) a druhé (1998) bankovní direktivy a dále vydané publikace *The Financial Services Action Plan* v roce 1999 bylo toto úsilí započato. Co se týká segmentu drobného bankovníctví, přinesly tyto dokumenty důležité kroky, které vedly k větší ochraně klientů drobného bankovníctví, k větší otevřenosti a bezpečnosti tohoto segmentu, ale přinesly také nová měření, jejímž cílem je eliminovat cenové rozdíly napříč celé

⁸⁷ Názvosloví pasivní a aktivní operace odpovídá pohledu z hlediska bankovní (finanční) instituce.

⁸⁸ viz část 4.2.1.

Evropské unie. Z tohoto právního pohledu se dá říci, že bankovní trhy v integraci pokročily. Na trhu však stále existují překážky (neinstitucionálního charakteru), jako jsou rozdíly v chování klientů bank daná různými národními specifiky nebo rozdíly v preferencích ze strany těchto klientů při rozhodování o různých typech požadovaných úvěrů. Tyto rozdíly brání dosažení integrace v širším slova smyslu („širší“ definice viz kap. 1.1.), tj. ve smyslu ochoty účastníků trhu, a nikoliv pouze možnosti, využít výhod pramenících z propojení trhů. V této souvislosti je vhodné upozornit i na to, že např. rozdíly v typech úvěrů mohou způsobit, že měření integrace úvěrového trhu nemusí být zcela přesné – viz část 4.1.

Z pohledu fungování bankovního sektoru je zajímavé zkoumat 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. Na relevantnost daného typu analýz upozornily některé studie – viz 4.1.

Samotná předmětná měření se z širšího pohledu v případě úvěrového trhu nejčastěji zaměřují na sledování diferenciálů různých typů bankovních úrokových sazeb mezi jednotlivými zeměmi. Mezi faktory, které vstupují do těchto měření a způsobující zkmané difference lze řadit: depreciační riziko, transakční náklady, daň z úroků, kreditní riziko apod. Při absenci těchto faktorů by bylo možné aktiva považovat za identická a jejich výnosy (ceny) jednoduše srovnat. Tento předpoklad je ovšem velmi silný a rovněž níže uvedené studie prokazují, že i na trzích, kde již odpadlo vnitřní měnové riziko (eurozóna), stále přetrvávají poměrně silné rizikové faktory jiné, které způsobují stávající segmentaci úvěrového trhu, a to zejména v případě drobného bankovníctví. Pro závěr, že drobné bankovníctví (*retail banking*) je méně integrováno než tzv. korporátní bankovníctví (*wholesale banking*), existuje několik důvodů. Hlavním je ten, že úvěrové produkty retailového bankovníctví nepodléhají téměř vůbec mezinárodnímu konkurenčnímu tlaku, neboť zde hraje významnou úlohu individuální přístup k zákazníkovi, čímž se jednotlivé poskytované

produkty stávají být nehomogenní a nesrovnatelné, a konkurenci na takovém trhu tak mohou do jisté míry omezovat.

4.1 Teoretická a empirická východiska integrace úvěrových trhů

Měření sladění 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. Několik prací se integrací tohoto segmentu v rámci eurozóny zabývalo, přičemž za všechny uvedme například studie Heitfield (1999), Centeno a Mello (1999), Kleimer a Sander (2000), Adam a kol. (2002), Cabral a kol. (2002), Angeloni a Ehrmann (2003) a Baele a kol. (2004).

Heitfield (1999) upozornil ve své práci věnované integraci úvěrového trhu na nutnost oddělení analýzy depozitních měr nabízených malými bankami od měr nabízených bankami velkými. 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 úrokových sazeb jsou vztažena k mezibankovnímu trhu, na rozdíl od mikroekonomických dat, která odkazují primárně na retailový trh.

Zjištění Heitfielda potvrzuje rovněž studie Centeno a Mello (1999), kteří testováním úrokové parity na zemích EU15 ukázali, že se retailové a mezibankovní trhy ve stupni dosažené integrace značně lišily; retailový trh byl shledán málo integrovaným a mezibankovní trh pak v pokročilém stádiu integrace.

Kleimer a Sander (2000) analyzovali použitím kointegračního testu na diferenciálu měsíčních úrokových sazeb, zda vazby mezi sazbami jednotlivých zemí EU15 zesílily v čase. Dokázali, že zkoumané sazby nejsou kointegrovány 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) aplikovali 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 diferenciálu 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. Integraci hypotečního trhu prokázali jako nedostatečnou a úroveň integrace trhů korporátních úvěrů pak za mizivou.

Cabral a kol. (2002) prokázal, že stupeň integrace v drobném bankovníctví oproti ostatním segmentům úvěrového trhu v eurozóně byl na začátku devadesátých let značně limitován, ale těsně před zavedení 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. (2002) pracovali 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 do jednotlivých zemí a že postup ve sladěnosti 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. Analýzou prokázali částečný ale významný pokrok směrem k integraci tohoto segmentu. Měření bylo zaměřeno na sledování reakce retailových bankovních úrokových sazeb na pohyb sazeb peněžního trhu. Nicméně v případě jejich zkoumání monetární transmise prostřednictvím „úrokového kanálu“, konvergence retailových úrokových sazeb zaznamenala vyšší sílu v době před zavedením eura, tj. divergenci.

Baele a kol. (2004) se zaměřili 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 došli 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.

Z výše uvedených zjištění lze dovodit závěr, že integrace úvěrového trhu v eurozóně je v pokročilém stavu z pohledu legislativního, nicméně co se týká cenových rozdílů, je tento trh vysoce segmentován. Tato zjištění, resp. závěry jsou z pohledu této práce velmi důležité, neboť se dá předpokládat, že není-li dosaženo integrace trhů v případě zemí se silně provázanými hospodářskými politikami⁸⁹, nebude jí zřejmě dosaženo ani v případě sledovaných eurokandidátů.

Z těchto důvodů byla měření v empirické části této kapitoly zaměřena pouze na sledování dosažení integrace na agregovaných datech a nikoli na datech mikroekonomických. Dalším důvodem pro nezahrnutí mikroekonomických dat do ekonometrické analýzy bylo rovněž to, že je téměř nemožné sestavit „bezproblémovou“ časovou řadu vypovídající o obsahu svého záběru, jelikož všechny centrální banky EU4 během námi sledovaného období několikrát přistoupily ke změně metodiky výpočtu různých typů sazeb, přičemž tato data začaly ve struktuře vhodné pro danou analýzu členit až nedávno.⁹⁰

4.2 Vývoj na úvěrových trzích

Tato subkapitola se věnuje vývoji vybraných úrokových sazeb na úvěrových trzích sledovaných zemí. Na základně jejich pouhého vizuálního srovnání lze získat alespoň částečnou představu o podobě hlavních vývojových trendů. V empirickém zkoumání jsme byli omezeni existencí pouze následujících úrokových sazeb: průměrnou nominální a reálnou zápůjční úrokovou sazbou, průměrnou nominální a reálnou depozitní úrokovou sazbou, úrokovou sazbou ze spotřebitelských úvěrů, z úvěrů na bydlení a úvěrů nefinančních podniků, přičemž poslední kategorie úrokových sazeb byly dále děleny dle svých splatností na sazby krátkodobé (pro úvěry poskytnuté do jednoho roku) a dlouhodobé (pro úvěry poskytnuté nad 1 rok).

⁸⁹ Jejich aplikace je dána jednotnou měnovou politikou ECB, ale rovněž fiskálními omezeními plynoucími z Maastrichtských kritérií, které fungují jako určité limity pro stále „autonomní“ národní fiskální politiky.

⁹⁰ Autorka zde vyjadřuje jisté podezření, že tento stav regulátorům vlastně vyhovuje, neboť neumožňuje vyhotovení nezávislých analýz, které by mohly z jiného úhlu objasnit transformaci bankovního sektoru v zemích EU4. Je totiž z podivem, že základní řady o různých typech úrokových sazeb z úvěrů jsou takto těžce dosažitelné, přestože s tím související sběr dat je víceméně snadný.

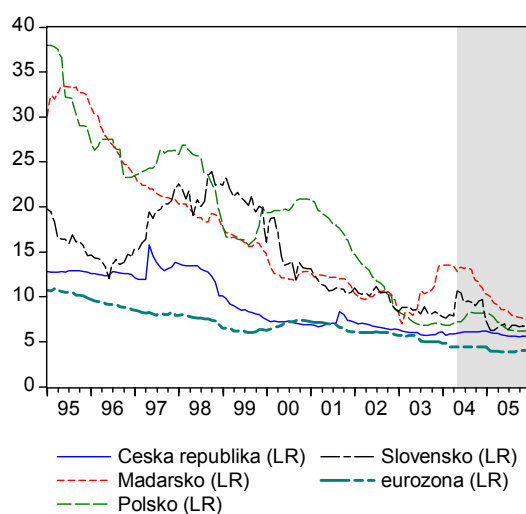
V rámci této analýzy možné sledovat dva komplementární pohledy. Nejdříve zkoumat vývoj časového diferenciálu mezi všeobecnými kategoriemi „zápůjčních“ a „depozitních“ úrokových sazeb, a dále pak detailní srovnání vývoje úrokových sazeb mezi domácím a referenčním teritoriím, zejména pak dle základních kategorií a splatností úvěrů poskytnutých obyvatelstvu (spotřebitelské úvěry a hypoteční úvěry) a nefinančním podnikům.

4.2.1 Vývoj zápůjčních a depozitních sazeb

4.2.1.1 Vývoj nominálních zápůjčních a depozitních sazeb

Přehled vývoje je započat pohledem na vývoj průměrných nominálních zápůjčních úrokových sazeb (obrázek 4.1) a průměrných nominálních depozitních sazeb (obrázek 4.2) za období od roku 1995 do současnosti pro země EU4 a eurozónu.

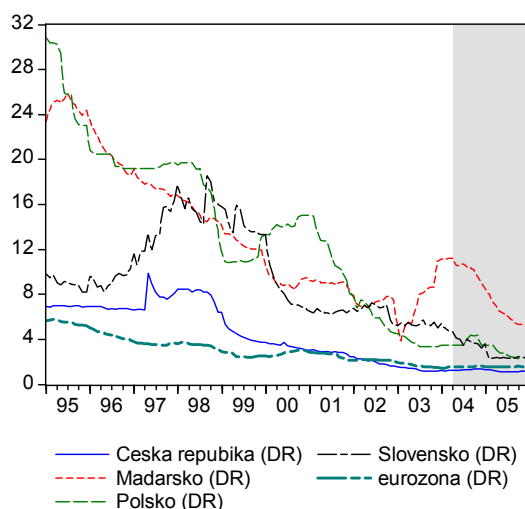
Obr. 4.1 Vývoj průměrných nominálních zápůjčních úrokových sazeb



Poznámka: LR – průměrná nominální zápůjční úroková sazba (lending rate). Datový soubor: leden 1995 až prosinec 2005 (měsíční periodicita). Šedá zóna představuje rozšíření z EU15 na EU25.

Zdroj: vlastní výpočty z dat IMF-IFS.

Obr. 4.2 Vývoj průměrných nominálních depozitních úrokových sazeb



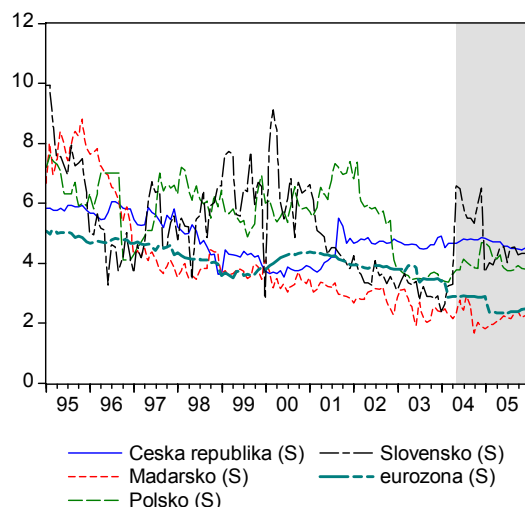
Poznámka: DR – průměrná nominální depozitní úroková sazba (deposit rate). Datový soubor: leden 1995 až prosinec 2005 (měsíční periodičita). Šedá zóna představuje rozšíření z EU15 na EU25.

Zdroj: vlastní výpočty z dat IMF-IFS.

Z prvních dvou obrázků plyne, že jak u zápůjčních, tak i u depozitních sazeb, došlo za poslední desetiletí ve všech sledovaných zemích k jejich značnému poklesu, který lze zdůvodnit zejména poklesem národních měnověpolitických sazeb (viz obrázek P4.2 v příloze) a završujícím se procesem ekonomické transformace.

Ukázka tohoto prostého vývoje je dále doplněna o vývoj spreadu mezi těmito zvolenými typy sazeb za stejné období, a to opět pro země EU4 a eurozónu (obrázek 4.3). Z daného obrázku je patrné, že spread mezi zápůjčními a depozitními sazbami v případě Maďarska, Polska a Slovenska klesal v období před vstupem do EU, což bylo v souladu s vývojem v eurozóně (s malou odchylkou v roce 2000 po celé sledované období spread mezi sledovanými sazbami v eurozóně trvale klesá), zatímco po vstupu do EU byl spíše klesající trend zachováván pouze v případě Maďarska. Polsko a Slovensko zaznamenaly v případě daného spreadu po vstupu do EU rostoucí trend. V České republice byl vývoj poněkud odlišný. Zatímco do roku 2000 spread mezi českými zápůjčními a depozitními sazbami klesal, od roku 2001 nabyl hodnoty kolem 5 % a této hodnoty se v průměru drží i po vstupu země do EU. Je nutné pro úplnost ještě uvést, že z takto „hrubých“ časových řad není možno se vyslovit o situaci na jednotlivých segmentech úvěrového trhu, rozdíly ve vývoji spreadu na jeho jednotlivých segmentech by mohly celkový výsledek velmi zkreslit.

Obr. 4.3 Vývoj průměrného spreadu mezi nominálními zápůjčními a depozitními úrokovými sazbami



Poznámka: S – průměrný úrokový spread mezi zápůjční a depozitní nominální sazbou. Datový soubor: leden 1995 až prosinec 2005 (měsíční periodičita). Šedá zóna představuje rozšíření z EU15 na EU25.

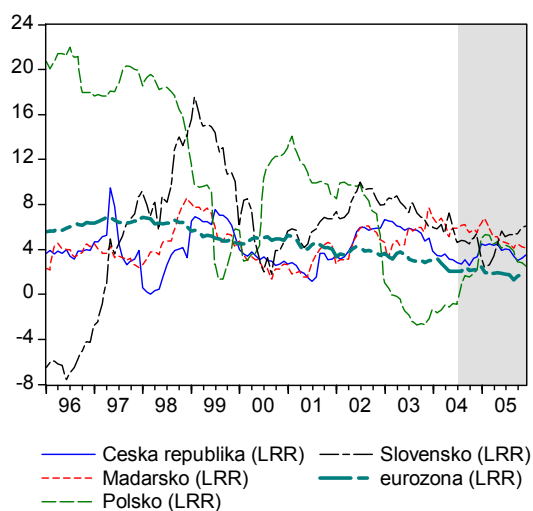
Zdroj: vlastní výpočty z dat IMF-IFS.

4.2.1.2 Vývoj reálných zápůjčních a depozitních sazeb

Pro dokreslení vývoje nominálních sazeb byly dle totožné struktury provedeny výpočty i pro reálné vyjádření zápůjčních sazeb (obrázek 4.4), depozitních sazeb (obrázek 4.5) a jejich spreadu (obrázek 4.6). Z jejich porovnání je patrné, že až do konce minulého století nebyly výrazné záporné sazby výjimkou, což platilo zejména pro sazby depozitní s absolutně nejvyšší zaznamenanou hodnotou (téměř – 12 %) na Slovensku. O klesajícím trendu je možné se vyslovit pouze v případě eurozóny na obou typech sledovaných sazeb. Úrokové míry ostatních zemí oscilovaly v rámci značně širokých koridorů a jednoznačné snížení bylo za celé sledované období zaznamenáno pouze v případě Polska, i když fluktuace jeho obou sledovaných reálných sazeb byla značná. Vezmeme-li v úvahu vstup zemí EU4 do EU jako zlomový bod⁹¹, pak v případě České republiky, Maďarska a Polska klesají sazby stejně jako sazby eurozóny, zatímco v případě Slovensko byl zaznamenán opačný, tj. rostoucí trend.

⁹¹ Zlomovým jej označujeme zejména z důvodu srovnání vývoje sledovaných proměnných ovlivněných touto událostí.

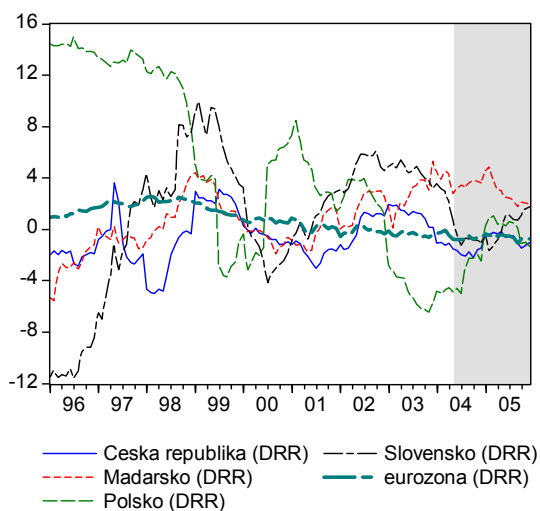
Obr. 4.4 Vývoj průměrných reálných zápůjčních úrokových sazeb



Poznámka: LRR – průměrná reálná zápůjční úroková sazba (lending real rate), deflováno CPI. Datový soubor: leden 1995 až prosinec 2005 (měsíční periodičita). Šedá zóna představuje rozšíření z EU15 na EU25.

Zdroj: vlastní výpočty z dat IMF-IFS.

Obr. 4.5 Vývoj průměrných reálných depozitních úrokových sazeb



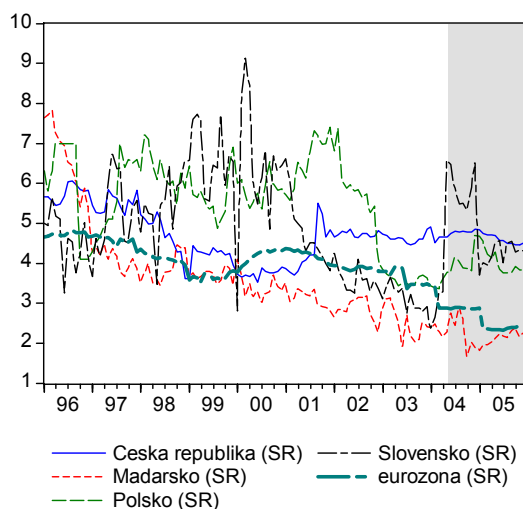
Poznámka: DRR – průměrná reálná depozitní úroková sazba (deposit real rate). Datový soubor: leden 1995 až prosinec 2005 (měsíční periodičita), deflováno CPI. Šedá zóna představuje rozšíření z EU15 na EU25

Zdroj: vlastní výpočty z dat IMF-IFS.

Z následně propočteného reálného spreadu (obrázek 4.6) mezi průměrnými zápůjčními a průměrnými depozitními sazbami plyne potvrzení jeho kladné hodnoty u

všech zemí.⁹² Proces dezinflace a stabilizace inflace na velmi nízkých hodnotách od počátku nového milénia znatelně ovlivnil konvergenci reálného spreadu. Důvodem byly rovněž i již zmíněné skutečnosti diskutované v rámci analýzy spreadu nominálního, tak i úspěšně absolvovaný dezinflační proces (viz vývoj CPI inflace, obrázek P4.1).

Obr. 4.6 Vývoj průměrného spreadu mezi reálnými zápujčními a depozitními úrokovými sazbami



Poznámka: SR – průměrný reálný úrokový spread mezi reálnou zápujční a reálnou depozitní sazbou, defloováno CPI. Datový soubor: leden 1995 až prosinec 2005 (měsíční periodicitu). Šedá zóna představuje rozšíření z EU15 na EU25.

Zdroj: vlastní výpočty z dat IMF-IFS.

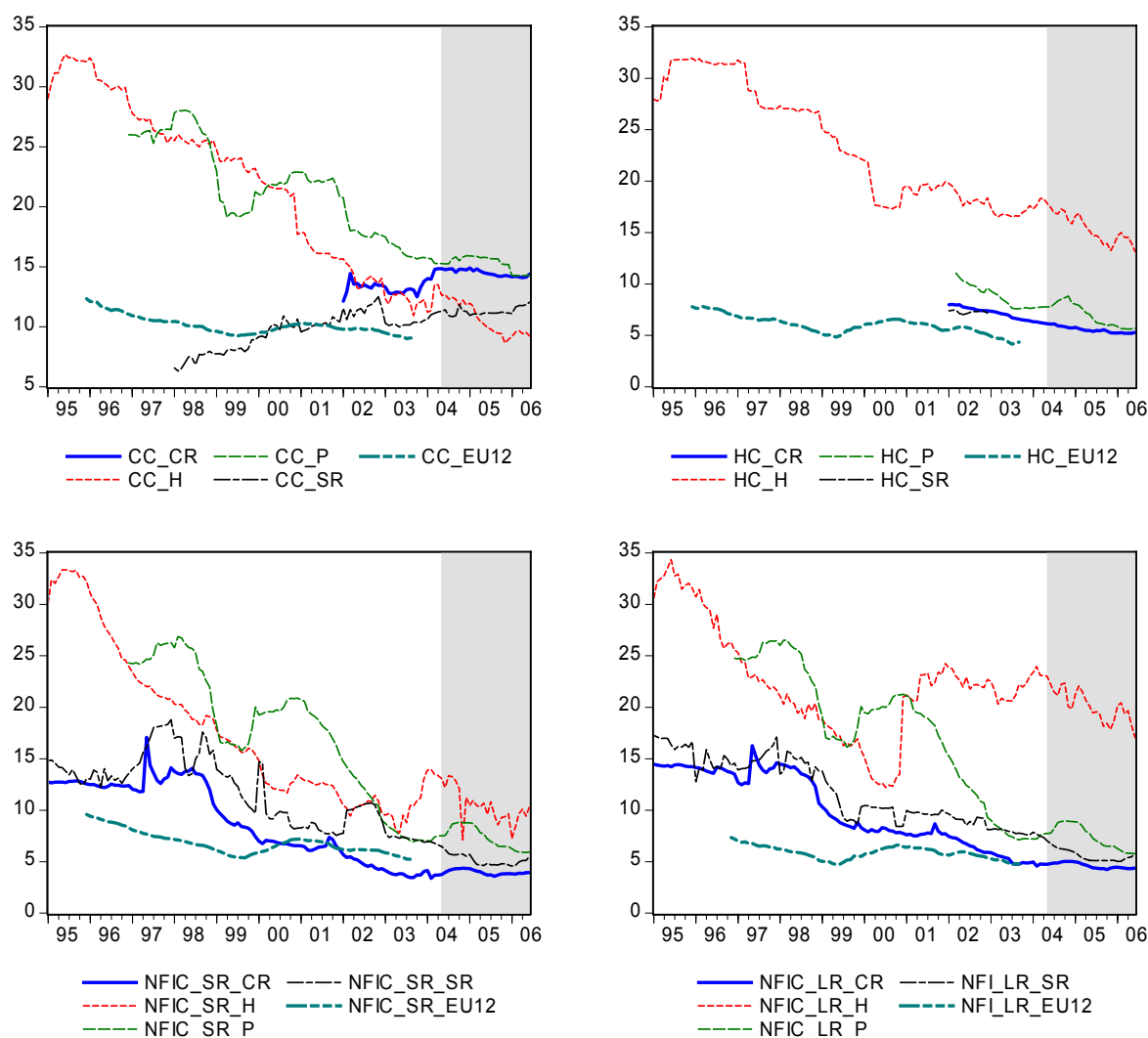
4.2.2 Vývoj úrokových sazeb z úvěrů obyvatelstvu a nefinančním podnikům

Pro analýzu sladění a integrace úvěrových trhů a jejich segmentů by bylo velmi žádoucí sledovat vývoj úrokových spreadů dle: (i) typu jednotlivých klientů (obyvatelstvo, nefinanční korporace), (ii) různé doby splatnosti (krátkodobé, střednědobé a dlouhodobé úvěry), (iii) sektoru národního hospodářství, atd., které by bylo možné srovnat s referenčním teritoriem (eurozóna). Již dříve zmíněná neexistence časových řad nezatížených četnými změnami metodik, jejich nedostatečným rozčleněním a krátkým sběrem tuto analýzu pro země EU4, ale i ostatní nové členské země zatím neumožňuje.

⁹² V případě záporné hodnoty by totiž finanční ústavy prodělávaly na úrokovém rozdílu mezi úrokovými sazbami, které jim za poskytnuté úvěry platí dlužníci a těmi, které musejí platit vkladatelům. Tato situace s velkou pravděpodobností nemůže nastat.

Obrázek 4.7 přesto představuje pro úplnost „torza“ časových řad, která byla po značném úsilí zkompletována. I z těchto neuplných datových zdrojů lze učinit tato pozorování: (a) nejvíce rigidní je situace na segmentu spotřebitelských úvěrů, což potvrzuje závěr několika studií analyzujících samotné teritorium eurozóny (viz část 4.1), (b) cena úvěrů na bydlení je mnohem nižší v porovnání se spotřebitelskými úvěry ve všech zemích, pro které byly tyto datové zdroje dostupné, (c) cena krátkodobých i dlouhodobých úvěrů nefinančním podnikům zaznamenala rovněž klesající trend.

Obr. 4.7 Vývoj úrokových sazeb z úvěrů dle sektorového a účelového členění



Poznámka: CR – Česká republika, H – Maďarsko, P – Polsko, SK – Slovensko. CC – spotřebitelské úvěry, HC – úvěry na bydlení, NFIC – úvěry nefinančním podnikům, SR – krátké období (do 1 roku), LR – dlouhé období (nad 1 rok). Datový soubor: leden 1995 až červen 2006 (měsíční periodičita). Šedá zóna představuje rozšíření z EU15 na EU25.

Zdroj: vlastní výpočty z dat IMF-IFS.

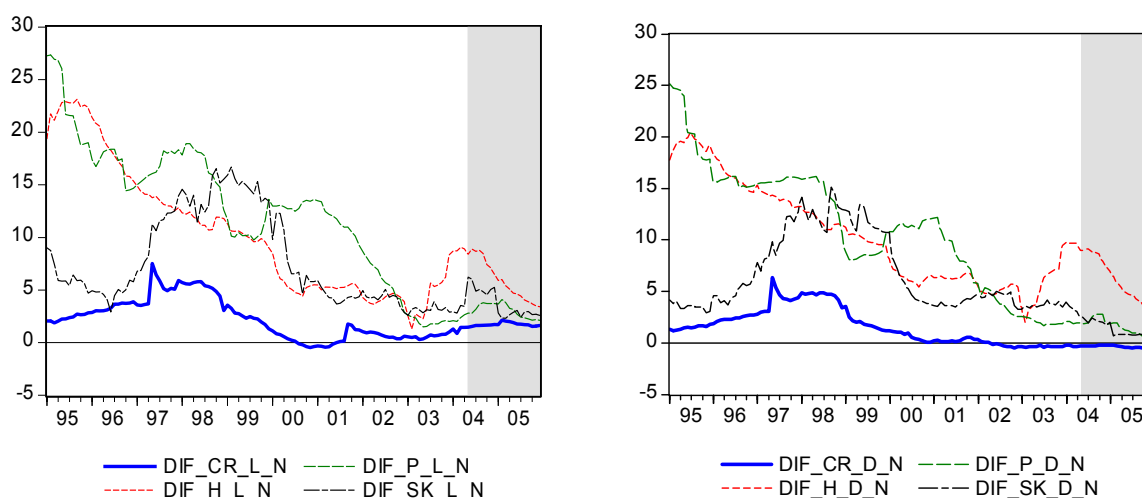
4.3 Empirické výsledky integrace úvěrových trhů

4.3.1 Analýza sladění

4.3.1.1 Analýza úrokových diferenciálů

Vývoj úrokových diferenciálů pro nominální zápůjční a nominální depozitní úrokové sazby mezi zeměmi EU4 a eurozónou ukazuje obrázek 4.8. 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. Česká republika se v porovnání s ostatními zeměmi EU4 tak dá z daného pohledu považovat za nejvíce sladěnou zemi s eurozónou. Pokud se zaměříme na sledování rozdílu ve vývoji diferenciálu před a po vstupu zemí do EU, pak je zřejmé, že od okamžiku vstupu do EU úrokový diferenciál v případě Polska, Maďarska a Slovenska pouze klesá, zatímco před vstupem měl tendenci u zápůjčních sazeb růst, což však souvisí s nepříliš vyvedenou makroekonomickou politikou.

Obr. 4.8 Vývoj nominálního diferenciálu zápůjčních a depozitních úrokových sazeb mezi zeměmi EU4 a eurozónou



Poznámka: DIF – diferenciál, L – zápůjční sazby, D – depozitní sazby, N – nominální. Datový soubor: leden 1995 až prosinec 2005 (měsíční periodicita). Šedá zóna představuje rozšíření z EU15 na EU25.

Zdroj: vlastní výpočty z dat IMF-IFS.

4.3.1.2 Korelační analýza

Jednoduchá korelační analýza provedená na nominálních zápůjčních (tabulka 4.1) a depozitních (tabulka 4.2) úrokových sazbách, ukazuje poměrně vysoké hodnoty korelačních koeficientů sledovaných zemí k eurozóně za celé sledované období,

přičemž nejvyššího koeficientu dosáhlo Polsko s hodnotou 0,95 v případě zápůjčních úrokových sazeb a 0,96 v případě depozitních úrokových sazeb. Pro srovnání je proveden obdobný výpočet pro sazby reálné, a i zde se ukazuje, že zřejmě vlivem rozdílného vývojem inflace se silná vzájemná závislost u reálných sazeb nepotvrdila – viz tabulky P4.1 a P4.2 v příloze. Dojde-li ke srovnání korelačních koeficientů u zápůjčních úrokových sazeb v období před vstupem a po vstupu jednotlivých zemí do EU, pak je zřejmé, že pouze Slovensko dosáhlo pokroku, když jeho korelační koeficient nabýval hodnoty 0,40 před vstupem, zatímco po vstupu se zvýšil na hodnotu 0,89. Zbývající tři sledované země pak zaznamenaly snížení korelačního koeficientu.

Tab. 4.1: Korelační koeficienty mezi zápůjčními úrokovými sazbami

celé období (1995/01 – 2005/12)

	CR	H	P	SK	EU12
CR	1.00	0.85	0.86	0.69	0.83
H	0.85	1.00	0.85	0.48	0.90
P	0.86	0.85	1.00	0.64	0.95
SK	0.69	0.48	0.64	1.00	0.47
EU12	0.83	0.90	0.95	0.47	1.00

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. Datový soubor: leden 1995 až prosinec 2005 (měsíční periodicita).

Zdroj: vlastní výpočty z dat IMF-IFS.

Srovnáme-li výsledky pro depozitní úrokové sazby pro jednotlivá období, je zřejmé, že pro druhé období je – ve srovnání s prvním obdobím – korelační koeficient velmi nízký, avšak mimo případ Slovenska, pro které korelační koeficient nabýval shodně nízkých hodnot pro obě sledovaná období.

Tab. 4.2: Korelační koeficienty mezi depozitními úrokovými sazbami
celé období (1995/01 – 2005/12)

	CR	H	P	SK	EU12
CR	1.00	0.81	0.87	0.77	0.82
H	0.81	1.00	0.87	0.42	0.92
P	0.87	0.87	1.00	0.52	0.96
SK	0.77	0.42	0.52	1.00	0.40
EU12	0.82	0.92	0.96	0.40	1.00

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. Datový soubor: leden 1995 až prosinec 2005 (měsíční periodičita).

Zdroj: vlastní výpočty z dat IMF-IFS.

Výsledky korelační analýzy pro spready mezi zápůjčními a depozitními sazbami ukázaly, že jejich sladěnost je, při uvědomnění si rizika plynoucího ze samotné konstrukce časových řad, vyšší míru sladěnosti mezi Maďarskými a snad i Polskými spready. Pro Českou republiku nabýval tento korelační koeficient hodnoty 0,52. Slovenský spread se vyvíjel zřejmě autonomně na vývoji spreadu pro průměr zemí eurozóny.

Tab. 4.3: Korelační koeficienty mezi spready zápůjčních a depozitních sazeb
celé období (1995/01 – 2005/12)

	CR	H	P	SK	EU12
CR	1,00	0,64	0,18	0,02	0,52
H	0,64	1,00	0,48	0,45	0,77
P	0,18	0,48	1,00	0,39	0,60
SK	0,02	0,45	0,39	1,00	0,29
EU12	0,52	0,77	0,60	0,29	1,00

Poznámka: CR – Česká republika, H – Maďarsko, P – Polsko, SK – Slovensko. Datový soubor: leden 1995 až prosinec 2005 (měsíční periodičita).

Zdroj: vlastní výpočty z dat IMF-IFS.

4.3.2 Beta-konvergence zápůjčních úrokových sazeb

Pro kvantifikaci výskytu a rychlosti konvergence úrokových sazeb EU4 k obdobným sazbám pro eurozónu byl opět použit koncept beta-konvergence, přičemž odhady byly provedeny dle obecně specifikované rovnice (1.1). Jako relevantní předmětnou proměnnou (R) zde vystupuje diferenciál mezi průměrnou

zápůjční nominální úrokovou sazbou příslušných zemí a benchmarkem, a to jak v případě standardní tak i panelové regrese. Výsledky beta-konvergence pro Českou republiku jsou uvedeny v tabulce 4.4, příloha pak obsahuje výsledky pro ostatní země EU4 – viz tabulky P4.3 až P4.5. Koeficient beta vyšel záporný pro všechny sledované země, čímž byl prokázán 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. 4.4: Beta-konvergence – Česká republika

ΔR	α	β	δ	F-test
	const	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 ^c (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 odchylky uvedeny v závorkách.

Zdroj: vlastní výpočty z dat IMF-IFS.

Výsledky panelových odhadů modelu beta-konvergence pro všechny země EU4 pak shrnuje tabulka 4.5. Všechny sledované koeficienty byly signifikantní, přičemž i zde je vidět, že rychlost konvergence za celý sledovaný region nedosahuje vysokých hodnot, bereme-li v úvahu teoreticky ideální hodnotu $\beta = -1$. Pro potvrzení stupně konvergence je ovšem dále nutné provést výpočty sigmy-konvergence (viz 4.3.3).

Tab. 4.5: Beta konvergence – panelové odhady pro země EU4

ΔR (FE)	α	β	δ	F-test	F-test
	const	R(-1)	$\Delta R(-1)$		
Období I. (1995/03-1998/12)	0,1166 ^c (0,0610)	-0,1213 ^a (0,0402)	-0,1328 ^c (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 ^c (0,0439)	-0,1569 ^a (0,0382)	-0,1644 ^b (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)	1,0377 ^a (0,1519)	-0,7643 ^a (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 ^a (0,0320)	-0,1226 ^a (0,0229)	-0,1580 ^a (0,0435)	F(2,506)=27,60 Prob>F=0,0000	F(3,506)=2,63 Prob>F=0,0495

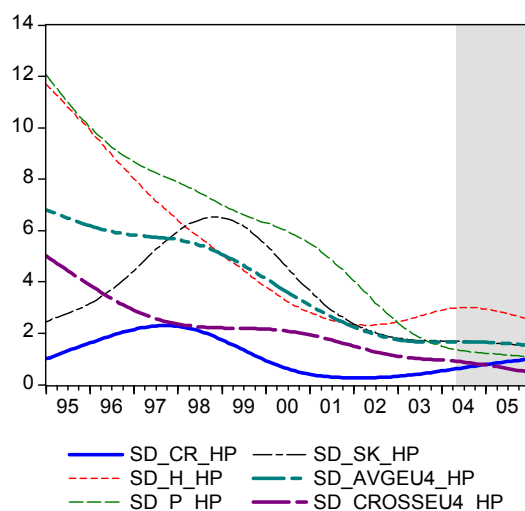
Poznámka: a, b, c, d vyjadřuje 1%, 5%, 10%, resp. vyšší blízké 10% (uvedeno v závorce) hladině významnosti; FE – panelové odhady na základě fixních efektů, směrodatné odchylky uvedeny v závorkách.

Zdroj: vlastní výpočty z dat IMF-IFS.

4.3.3 Sigma-konvergence

Aplikací konceptu sigma-konvergence na nominální zápůjční úrokové sazby bylo prokázáno dosahování pokroku ve stupni integrace v případě Maďarska, Polska a rovněž také Slovenska, tj. rozdíly ve volatilitách průměrných zápůjčních 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. 4.9 Sigma-konvergence zápůjčních sazeb



Poznámka: CR – Česká republika, H – Maďarsko, P – Polsko, SK – Slovensko, SD – směrodatná odchylka, HP – Hodrick-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 a Eurostatu.

5 Integrace dluhopisových trhů

Trhy vládních dluhopisů jsou hlavním zdrojem financování pro centrální vlády a municipality. Tyto trhy hrají rovněž důležitou roli tím, že jsou vládní dluhopisy považovány za tzv. „benchmark“ při oceňování jiných cenných papírů, ale rovněž tím, že jsou často užívány jako kolaterál v rámci nejrůznějších finančních transakcí. Integrace dluhopisového trhu může přinést rezidentům dvě podstatné výhody. Za prvé, vlády mohou významně redukovat náklady při obsluze svého dluhu, jelikož integrovaný trh dovoluje investorům se geograficky lépe bránit proti zcela lokálním ekonomickým šokům, což v konečném důsledku může vést k redukci poptávky po výnosech z dluhopisů ze strany investorů, popř. nižší prémii za likviditu, a následkem toho nižší platbu úroků ze strany vlád. Adjouté a Danthine (2003) odhadli, že další integrace na tomto trhu v rámci eurozóny by mohla redukovat náklady na obsluhu vládního dluhu okolo 5 mld. EUR ročně. Za druhé, integrace trhu vládních dluhopisů přispívá k vyšší transparentnosti a homogenitě při procesu samotného oceňování dluhopisů. Vyšší stupeň integrace dluhopisového trhu může mít rovněž vliv na zabezpečení vyšší míry transmise efektů plynoucích z monetární politiky.

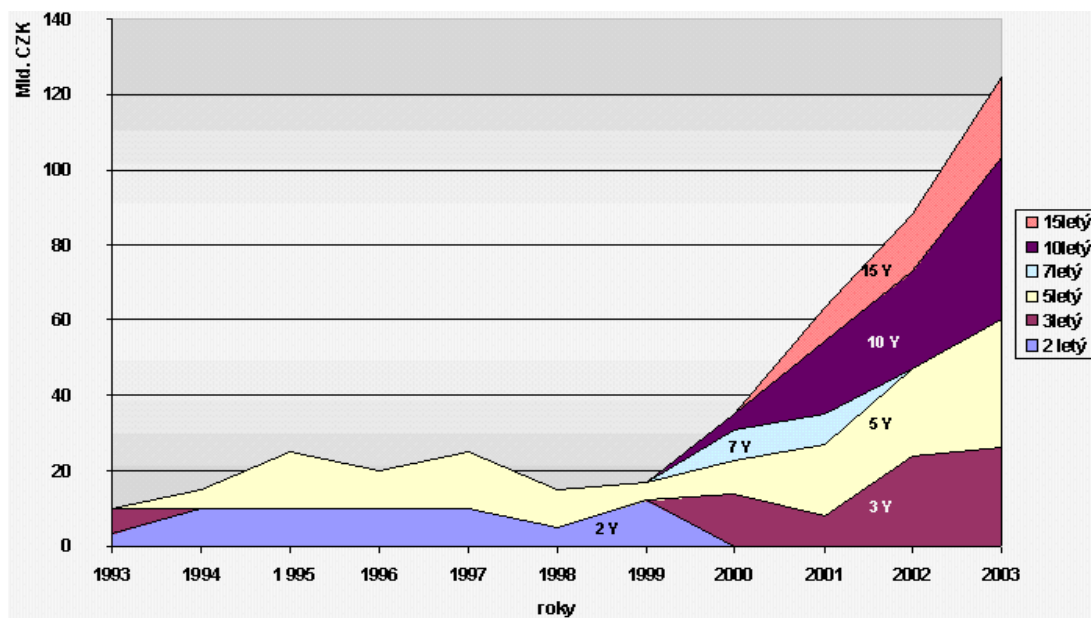
Nové konkurenční prostředí v rámci eurozóny způsobené zavedením eura přivodilo značné změny na nabídkové straně v emisi vládních dluhopisů. Správci vládního dluhu nyní soutěží o tzv. běžnou „investorskou veřejnost“ – viz ECB (2000b). Důležitou změnou bylo to, že soutěž mezi správci vládního dluhu vedla a vede k rostoucí likviditě vládních cenných papírů a většímu objemu jejich prvotřídních emisí. V tomto ohledu se zvětšuje velikost emise a vládní emitenti, obzvláště malé země, začali dávat větší důraz na tvorbu benchmarkových emisí. Kromě toho některé vlády začaly podnikat tzv. *buy-back* programy a provádějí výměnu svých nelikvidních dluhopisů za prvotřídní emise. Z předních zemí, které podstupovaly takové změny, je možné uvést např. Irsko, které v květnu 1999 kompletně restrukturalizovalo svůj nesplacený dluh a to tak, že vydalo několik velmi likvidních benchmarkových emisí⁹³. Rovněž Španělsko a Nizozemí zaváděly programy na výměnu starých nelikvidních dluhopisů za nové benchmarkové emise.

Stejně jako některé země eurozóny i Česká republika zavedla určité změny v řízení státního dluhu, které spočívaly zejména ve stanovení hlavních strategických

⁹³ Benchmarkové dluhopisy jsou kontinuálně emitované dluhopisy se stejným datem splatnosti a stejným datem vyplacení kuponu. Tyto dluhopisy jsou stále vydávány bez ohledu na změnu tržního výnosu.

cílů v oblasti řízení státního dluhu a politicky závazné strategie pro toto řízení. Především se jednalo o cíl postupného snížení podílu státních pokladničních poukázek na obchodovaném dluhu z hranice přesahující 60 % v roce 1999 směrem k nižším úrovním. Zároveň byl vyhlášen záměr dalšího snižování podílu neobchodovatelného státního dluhu, který ke konci roku 1999 dosahoval cca 9 % celkového státního dluhu. Bez bližší kvantifikace byl vyhlášen také záměr prodlužování doby do splatnosti a durace státního dluhu, který byl logickým důsledkem snižování podílu státních pokladničních poukázek v dluhovém portfoliu. Strategický cíl snižování podílu pokladničních poukázek na obchodovatelném dluhu patří mezi první zveřejněná kritéria v souvislosti s vyhlášením nové emisní strategie v roce 2000. Dalším důležitým střednědobým cílem s praktickým prováděním od roku 2004 byla aktivní podpora efektivity a likvidity domácího finančního trhu vydáváním co nejmenšího počtu emisí a delší dobou splatností, při navyšování objemů emisí jejich znovuovertíráním, s cílem zavedení tzv. benchmarkových emisí - viz tabulka P5.3).

Obr. 5.1: Vývoj, struktura a objemy emisí střednědobých a dlouhodobých českých dluhopisů



Zdroj: www.mfcr.cz

Další změna spočívá v tom, že správci státního dluhu, tedy jednotlivé země v rámci eurozóny, začali provádět svou emisní aktivitu pravidelněji a předvídatelněji tím, že představují předběžné oznámení dražebního kalendáře, což vede ke zvyšování tržní transparency. Rovněž správci českého státního dluhu přistoupili k prezentaci záměrů

týkajících se dluhové a emisní strategie na jednotlivé roky. V této souvislosti sdělují např. nové střednědobé cíle v oblasti politiky řízení státního dluhu, konkretizují klíčová kritéria řízení rizik dluhového portfolia, oznamují zahájení implementace reverzních aukcí státních dluhopisů a další.

Přestože existuje v rámci správy dluhů jednotlivých států určitá harmonizace tržních praktik, decentralizované řízení trhů s veřejným dluhem v kombinaci s přetrvávajícím kreditním rizikem mezi jednotlivými zeměmi a v případě čekatelů vstupu do EMU rovněž měnovým rizikem, je zdrojem pokračující segmentace trhu dluhopisů a absence unifikované výnosové křivky vládních dluhopisů.

Nejen na nabídkové, ale rovněž na poptávkové straně docházelo v průběhu několika let ke změnám. Zatímco objemy obchodů s akcemi se v námi sledovaných čtyřech zemích zvyšují, u objemů obchodů s dluhopisy je tomu naopak (Tab. P5.1). V České republice svého vrcholu dosáhl objem obchodů s dluhopisy v roce 2002, kdy dosáhl úrovně 1 1595,67 mld. CZK, avšak v roce 2005 se stav snížil na úroveň 533,241 mld. CZK, V Polsku dosáhl své nejvyšší úrovně v roce 2003, a to 7 840 mil. PLN, zatímco v roce 2005 se stav snížil na úroveň 5 059 mil. PLN. Rovněž na Slovensku byl nejvyšší objem obchodů s dluhopisy v roce 2003, kdy dosáhl úrovně 119 mld. SKK a v roce 2005 se pak snížil na úroveň 7,7 mld. SKK.

Zajímavý je rovněž pohled na strukturu držitelů vládního dluhu, konkrétně českého. Největším držitelem státního dluhu k 30. 4. 2006, celých 73,75 % státního dluhu, byly finanční instituce, z toho pojišťovací společnosti a penzijní fondy držely 23,1 % státního dluhu. Stejnou měrou jako pojišťovny a penzijní fondy se na držení dluhu podíleli nerezidenti, kteří drželi 23,97 % státního dluhu. Státní dluhopisy jsou významným instrumentem obsaženým v portfoliu většiny penzijních fondů a pojišťoven. Dokazují to jednotlivé přehledy rozložení majetku těchto finančních institucí. V případě českých penzijních fondů tvořil podíl dluhopisů na celkovém majetku fondů k 31. 12. 2005 72,41 %, přičemž české státní dluhopisy z tohoto podílu tvoří téměř 68 %. Dluhopisy vydané jinými členskými státy EU se pak na celkovém majetku penzijních fondů podílely necelými 2 %, což je značně nízký podíl v porovnání se zastoupením českých dluhopisů. Z výše uvedených skutečností plyne závěr, že u těchto investorů přetrvává jev označovaný za *home bias*.

5.1 Teoretická a empirická východiska integrace dluhopisových trhů

Existuje poměrně málo studií, které se integrací dluhopisového trhu zabývaly, ve srovnání s počtem studií zabývajících se integrací ostatních finančních trhů. Za všechny uvedme

například studii Barra a Priestleyho (2002), Codogno a kol. (2003), Adama a kol. (2002), Adjaouté a Danthine (2003) nebo Kim a kol. (2004).

Barr a Priestley (2002) zkoumali, v jakém rozsahu jsou očekávané výnosy z dluhopisů determinovány spíše světovými rizikovými faktory než-li domácími rizikovými faktory. Práci založili na předpokladu, že domácí rizikové faktory by neměly mít žádné systematické vlivy na očekávané výnosy v případě plně integrovaného trhu, neboť vliv lokálních zpráv může být jednoduše „přeshraničně“ diverzifikován. Za použití modelu analyzujícího difference dluhopisových výnosů u vyspělých zemí (UK, USA, Japonsko, Německo a Kanada) docházejí k závěru, že světové trhy s vládními dluhopisy nejsou plně integrovány, jelikož tyto světové faktory přispívají k ovlivnění domácích výnosů z vládních dluhopisů v průměru pouze ze 70 %; zbývajících 30 % tvoří lokální (domácí) rizikové faktory. Nicméně jejich výsledné odhady dosaženého stupně integrace se podstatně mění napříč sledovanými zeměmi. Zatímco v případě německého a japonského dluhopisového trhu byl prokázán vysoký stupeň integrace se světovým dluhopisovým trhem, v případě britského dluhopisového trhu tomu bylo naopak. Za potenciální důvody nedostatečné integrace britského dluhopisového trhu s trhem světovým označili poměrně nízký stupeň likvidity na tomto trhu a relativně málo vyvinutý tzv. „REPO“ trh.

Codogno a kol. (2003) prokázali, že změny (pohyby) rozdílů ve výnosech státních dluhopisů eurozóny jsou obvykle vysvětlovány změnami mezinárodních rizikových faktorů. Tvrdí, že mezinárodní faktory ovlivňují výnosové spready, protože mění vnímané riziko nesplacení vládních dluhopisů v eurozóně. Na druhé straně docházejí k závěru, že faktor likvidity hraje na trhu velmi malou roli.

Adama a kol. (2002) použili pro měření rychlosti a úrovně integrace dluhopisového trhu eurozóny koncept beta-konvergence (viz kapitola 1.5.2) a sigma-konvergence (viz kap. 1.5.3). Měřením zjistili, že v souladu se silnou konvergencí výnosů jednotlivých národních dluhopisů (beta-konvergence) rovněž průřezová směrodatná odchylka (sigma-konvergence) těchto výnosů výrazně poklesla, čímž potvrdili vysoký stupeň integrace dluhopisového trhu eurozóny na jeho agregované úrovni⁹⁴.

Adjaouté a Danthine (2003) použili jako proměnou pro měření integrace trhu vládních dluhopisů zemí eurozóny výnos do doby splatnosti vládního dluhopisu každé sledované země eurozóny jako reprezentanta průměrného výnosu benchmarkového dluhopisu pro určitý splatnostní sektor. Za použití těchto výnosů následně odhadovali průměrný průřezový rozptyl, který v období před zavedením eura nabýval hodnoty 2,28 %, zatímco v období po

⁹⁴ Integrace byla sledována napříč celou eurozónou a nikoli pro každý jeden stát eurozóny.

zavedení „pouhých“ 0,16 %, což znamenalo pokles o 90 %. Autoři rovněž ukázali, že se od zavedení společné měny ve všech sledovaných zemích volatilita výnosů vládních dluhopisů značně snížila, což podle nich indikuje, že dluhopisový trh eurozóny nyní reaguje méně na idiosynkratické lokální šoky.

Kim a kol. (2004) aplikovali soubor komplementárních technik pro zkoumání časově proměnlivé úrovně integrace evropského trhu vládních dluhopisů, včetně některých nových členských zemí EU – České republiky, Polska a Maďarska. Testování bylo prováděno na denních výnosech z dluhopisů nebo jejich cenách za období 1998–2003. Silná vazba byla přitom nalezena mezi jednotlivými dluhopisovými trhy EU⁹⁵ a trhem německým. V případě výše uvedených vybraných nových členských zemí EU nebyla významná vazba nalezena, jinak řečeno, integrace těchto států byla v tomto období prokázána jako slabá.

Většina studií, které analyzovaly proces integrace trhu vládních dluhopisů, používaly pro měření vysoce likvidní vládní dluhopisy s desetiletou splatností. Analýza obsažená v této práci se rovněž opírá o tento splatností segment, přičemž stejně jako v práci Adjaouté a Danthine (2003) je použit pro testování výnos z umoření (*redemption yield*) reprezentující průměrný výnos z benchmarkového indexu vládních dluhopisů pro každou sledovanou zemi. Tento index byl získán z on-line databáze DataStream – viz box 5.1.

Jak bylo zmíněno v kapitole první, měření založená na zákonu jedné ceny ve své nejprísnější podobě vyžadují, aby poměřovaná aktiva byla dostatečně homogenní. Po splnění tohoto předpokladu by bylo možné přímo testovat zákon jedné ceny pouze srovnáním výnosů, konkrétně výnosů z lokálních vládních dluhopisů napříč sledovanými zeměmi. Z praxe ovšem vyplývá, že systematické riziko se napříč sledovanými zeměmi rozchází. Jako příklad lze uvést riziko kreditní či riziko likvidity jednotlivých trhů. V práci jsou rozdíly ve sledovaných rizicích ignorovány a stejně jako jiné studie je zde integrace měřena přímým srovnáním výnosů za použití korelační analýzy, konceptem beta a sigma konvergence, následovaným měřením založeným na událostech.

Pro měření stupně integrace jednotlivých trhů vládních dluhopisů by z ideálního pohledu bylo vhodné srovnat rozdíl ve výnosu z lokálního dluhopisu s výnosem z takového dluhopisu, který by představoval reprezentanta obchodujícího se na plně integrovaném dluhopisovém trhu. Vzhledem k tomu, že je nemožné získat přímo takovýto benchmark, většina studií, včetně této práce, používá při analýzách integrace jako benchmarkové aktivum německý

⁹⁵ členské země EU do konce dubna 2004

desetiletý vládní dluhopis (pro srovnání s dluhopisy stejné splatnosti) jako nejlepší možnou alternativu.⁹⁶

Box 5.1: Databáze DataStream a konstrukce dluhopisového výnosu

Výpočet průměrného výnosu z umoření (*Average Redemption Yield*) z dluhopisového indexu v čase (t):

$$RY_t = \frac{\sum_i Y_{i,t} D_{i,t} (P_{i,t} + A_{i,t}) N_{i,t}}{\sum_i D_{i,t} (P_{i,t} + A_{i,t}) N_{i,t}},$$

kde Y - výnos do předpokládané splatnosti, D - durace, P- čistá cena i-tého dluhopisu v čase t, A – naběhlý úrok do „normální“ splatnosti a N – nominální hodnota dlužné částky.

Výpočet je proveden nad dluhopisy aktuálně zařazenými do indexu

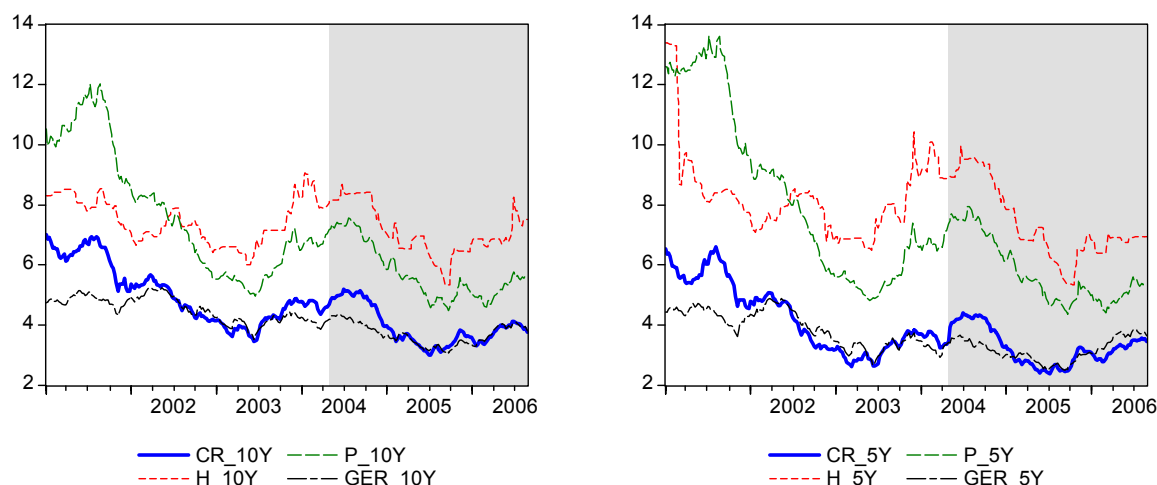
Zdroj: DataStream.

5.2 Vývoj na dluhopisových trzích

Vývoj výnosů desetiletých vládních dluhopisů ukazuje levá strana obrázku 5.1, ze kterého je patrné, že od druhé poloviny roku 2001 jejich vývoj pro země EU4 poměrně silně kopíroval vývoj zvoleného benchmarku, tj. výnos německého vládního dluhopisu. Obdobný závěr pak platí i pro pětileté vládní dluhopisy znázorněné v pravé části obrázku 5.1.

⁹⁶ Jak prokázala práce Barr a Pristley (2002), německé vládní dluhopisy jsou vysoce integrovány se světovým dluhopisovým trhem.

Obr. 5.1 Srovnání vývoje desetiletých vládních dluhopisů



Poznámka: CR – Česká republika, H – Maďarsko, P – Polsko, GER – Německo. Datový soubor: leden 1995 až prosinec 2005 (týdenní periodičita). Šedá zóna představuje rozšíření z EU15 na EU25.

Zdroj: vlastní výpočty z dat DataStream.

5.3 Empirické výsledky integrace dluhopisových trhů

5.3.1 Analýza sladění

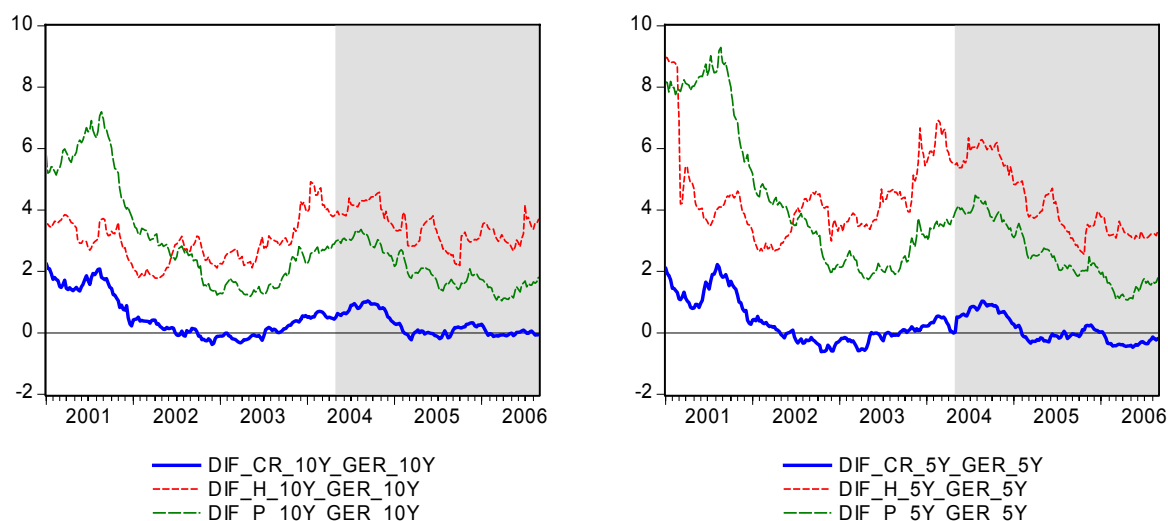
5.3.1.1 Analýza diferenciálů

Analýza diferenciálů výnosů dluhopisových trhů zkoumá rozdíl výnosů aktiv napříč zeměmi EU3⁹⁷ oproti referenčnímu aktivu, kterým je v tomto případě výnos německého dluhopisu. Z teoretických předpokladů dluhopisového trhu plyne, že na dokonale integrovaném trhu by výnosy dluhopisů o shodné délce splatnosti měly být identické

Obrázek 5.2 ukazuje vývoj těchto diferenciálů v období od počátku roku 2001 do srpna 2006, a to jak pro desetileté, tak i pětileté dluhopisy. Diferenciál pro Českou republiku osciloval kolem nuly již od počátku roku 2002, přičemž pro pětiletý horizont byl po tři období záporný, pro desetiletý horizont tyto jeho hodnoty nebyly tak výrazné. Všechny diferenciály pak ukazovaly relativně shodnou trajektorii svého vývoje. Pro následnou korelační analýzu a další empirické části této kapitoly je použit desetiletý dluhopis z důvodu jeho shodné trajektorie s pětiletým dluhopisem a jeho nižší „ovlivnitelností“ nastavení měnové politiky ve sledovaných zemích.

⁹⁷ EU3=Česká republika, Maďarsko a Polsko. Pro Slovensko daná data nebyla k dispozici.

Obr. 5.2 Diferenciály mezi výnosem 10Y a 5Y dluhopisu zemí EU3 oproti výnosu 10Y a 5Y dluhopisu Německa



Poznámka: DIF – diferenciál, CR – Česká republika, H – Maďarsko, P – Polsko, GER – Německo.

Zdroj: Vlastní výpočty z dat DataStream.

5.3.1.2 Korelační analýza

Korelační analýza byla aplikována jak na celé sledované období (leden 2001 až srpen 2006), tak i na dvě samostatné periody, jejíž rozhraním byl vstup nových členských zemí do EU. Z výsledků korelační analýzy je patrné (tabulka 5.1), že nejvyšší lineární závislosti bylo dosaženo mezi českými a německými desetiletými dluhopisy, a to v obou sledovaných obdobích (kdy korelační koeficient nabýval hodnoty 0,78 před a 0,88 po vstupu do EU). Nejvyššího pokroku bylo dosaženo v případě Maďarska, které svoji sladěnost s výnosy německých dluhopisů výrazně zvýšilo (kdy korelační koeficient vzrostl z 0,31 před na 0,83 po vstupu), avšak stále dosahuje nejnižších hodnot v rámci sledovaných zemí. Relativně stabilně se vyvíjely dluhopisy polské. Při komplexním pohledu na obě sledovaná období je rovněž vidět, že pro všechny sledované země s jejich korelační koeficienty po vstupu do EU vzhledem k dluhopisům německým zvýšily. Za povšimnutí rovněž stojí silná vazba mezi pohybem českých a polských dluhopisů, pro které nabyl v obou sledovaných obdobích korelační koeficient hodnoty vyšší než 0,9.

Tab. 5.1 Korelační koeficient mezi 10Y vládními dluhopisy

a) celé období (leden 2001 až srpen 2006)

	ČR	H	P	GER
ČR	1,000000	0,704912	0,968466	0,857545
H	0,704912	1,000000	0,651693	0,516378
P	0,968466	0,651693	1,000000	0,802301
GER	0,857545	0,516378	0,802301	1,000000

b) období před vstupem do EU (leden 2001 až duben 2004; období II.)

	ČR	H	P	GER
ČR	1,000000	0,647899	0,974196	0,778670
H	0,647899	1,000000	0,624421	0,310594
P	0,974196	0,624421	1,000000	0,747181
GER	0,778670	0,310595	0,747181	1,000000

c) období po vstupu do EU (květen 2004 až duben 2006; období III.)

	ČR	H	P	GER
ČR	1,000000	0,894233	0,935384	0,880387
H	0,894233	1,000000	0,887347	0,831341
P	0,935384	0,887347	1,000000	0,789702
GER	0,880387	0,831342	0,789701	1,000000

Poznámka: CR – Česká republika, H – Maďarsko, P – Polsko, GER – Německo.

Zdroj: Vlastní výpočty z dat DataStream.

5.3.2 Beta-konvergence

Aplikací konceptu beta-konvergence na dluhopisové trhy docházíme k poměrně jednoznačnému závěru, tedy že rychlost konvergence je zde velmi nízká, a je velmi vzdálena teoretické hodnotě maximální rychlosti integrace ($\beta = -1$). Naopak koeficient α nabýval hodnoty blízké nule, tedy v souladu s teoreticky požadovanými výsledky. Odhady konceptu beta-konvergence obsahuje tabulka 5.2 (pro Českou republiku) a tabulky P5.2 a P5.3 v příloze této práce (pro Maďarsko a Polsko).

Interpretace výsledků je v souladu s intuicí, neboť pro případ České republiky je patrné, že pokud české dluhopisové výnosy jsou velmi blízké (jak úrovní, tak i svým pohybem) výnosům benchmarkových německých dluhopisů, je možné předpokládat, že rychlost konvergence nebude již tak veliká, což ostatně dokazují nízké hodnoty pro koeficient beta v případě aplikací konceptu beta-konvergence na země eurozóny (viz subkapitola 5.2). Jinak řečeno, dluhopisový trh by mohl být již na vysokém stupni integrace. Tuto hypotézu nám ovšem musí ještě potvrdit koncept sigma-konvergence. Výsledky pro Maďarsko a Polsko jsou obdobné těm, které byly získány pro Českou republiku, i když z předchozích poznatků získaných zejména z kapitoly věnované peněžnímu trhu je možné tušit, že stupeň dosažené integrace bude u obou

zemí nižší než je tomu v případě České republiky. Rovněž na potvrzení této hypotézy je nutné vytrvat do následující části věnované konceptu sigma-konvergence.

Tab. 5.2: Beta konvergence – Česká republika (výnosy 10Y dluhopisů)

ΔR	α	β	δ	F-test
	const	R(-1)	$\Delta R(-1)$	
Období II. (2001/01-2004/04)	0,0034 (0,0087)	-0,0228 ^b (0,0100)	0,1093 (0,07577)	F(2,167)=3,81 Prob>F=0,0240
Období III. (2004/05-2006/08)	0,0017 (0,0066)	-0,0196 (0,0148)	0,3464 ^a (0,0860)	F(2,118)=8,54 Prob>F=0,0003
Celé období (2001/01-2006/08)	0,0026 (0,0056)	-0,0211 ^a (0,0078)	0,1690 ^a (0,0572)	F(2,289)=8,24 Prob>F=0,0003

Poznámka: a, b, c, d vyjadřuje 1%, 5%, 10%, resp. vyšší blízké 10% (uvedeno v závorce) hladině významnosti; směrodatné odchylky uvedeny v závorkách, Vypočteno pomocí software STATA,

Zdroj: vlastní výpočty z DataStream.

Výsledky panelových odhadů, které prezentuje tabulka 5.3 ukazují, že koeficient beta se souhrnně pro země EU3 (Českou republiku, Maďarsko a Polsko) vzhledem k Německu ve sledovaných obdobích zpomalil, kdy nabýval hodnoty -0,0388 v období před vstupem daných zemí do EU a hodnoty -0,0122 po vstupu do EU. To jednoznačně prokazuje, že rychlost integrace byla vyšší před vstupem do EU, než-li tomu bylo po vstupu. F-test pro tzv. country effect nebyl pro první ani druhé sledované období významný, avšak F-test regresorů byl ve všech případech signifikantní na požadované hladině významnosti.

Tab. 5.3: Beta konvergence – panelové odhady pro země EU4 (výnosy 10Y dluhopisů)

ΔR (FE)	α	β	Δ	F-test	
	const	R(-1)	$\Delta R(-1)$	a) regrese	b) signif. FE
Období II. (2001/01-2004/04)	0,0696 ^a (0,0258)	-0,0388 ^a (0,0130)	0,1323 ^b (0,0522)	F(2,358)=6,91 Prob>F=0,0011	F(2,358)=4,04 Prob>F=0,0184
Období III. (2004/05-2006/08)	0,0220 ^c (0,0132)	-0,0122 ^b (0,0052)	0,2136 ^a (0,0432)	F(2,508)=14,63 Prob>F=0,0000	F(2,508)=1,92 Prob>F=0,1477
Celé období (2001/01-2006/08)	0,0249 ^b (0,0105)	-0,0142 ^a (0,0045)	0,1774 ^a (0,0332)	F(2,871)=18,62 Prob>F=0,0000	F(2,871)=3,73 Prob>F=0,0244

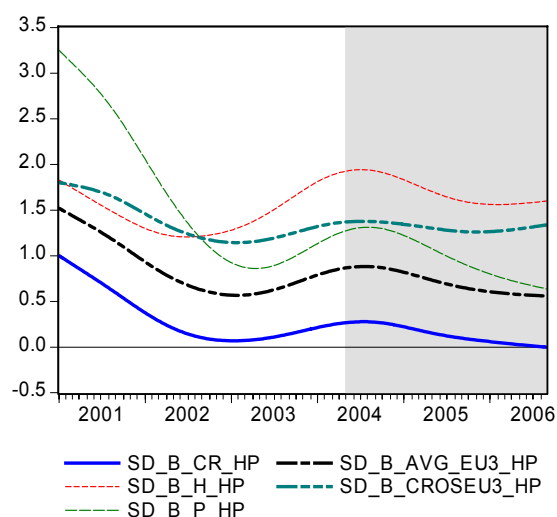
Poznámka: a, b, c, d vyjadřuje 1%, 5%, 10%, resp. vyšší blízké 10% (uvedeno v závorce) hladině významnosti; FE – panelové odhady na základě fixních efektů, směrodatné odchylky uvedeny v závorkách.

Zdroj: vlastní výpočty z dat DataStream.

5.3.3 Sigma-konvergence

Aplikací konceptu sigma-konvergence na výnosech desetiletých vládních dluhopisů bylo prokázáno dosahování pokroku ve stupni integrace, tj. rozdíly ve volatilitách výnosů zemí EU3 vzhledem k Německu se po celé sledované období, zejména pak od vstupu zemí EU4 do EU, mírně snížily. Přesto lze zde pozorovat, že trajektorie směrodatných odchylek si zachovávají velmi shodný tvar, avšak jsou posunuty o konstantní hodnotu výše pro Polsko a Maďarsko (v uvedené posloupnosti). Směrodatná odchylka v případě České republiky dosáhla na konci sledovaného období téměř nulové hodnoty, což vyjadřuje blízkost maximálně možnému stupni integrace. Opět je zde – stejně jako v případě peněžního trhu – možné sledovat inflexní bod u trajektorií všech směrodatných odchylek (viz obrázek 5.2), který je z časového pohledu totožný s datem vstupu zemí EU3 do EU.

Obr. 5.3 Směrodatná odchylka mezi výnosy vládních dluhopisů (10Y)



Poznámka: CR – Česká republika, H – Maďarsko, P – Polsko. SD – směrodatná odchylka, AVGE – průměrná hodnota, CROS – tzv. cross-country hodnota, HP – Hodrick-Prescottův filtr, B – dluhopiso. Datový soubor: leden 1999 až srpen 2006 (týdenní periodičita). Šedá zóna představuje rozšíření z EU15 na EU25. Vypočteno pomocí software EViews.

Zdroj: vlastní výpočty z dat DataStream.

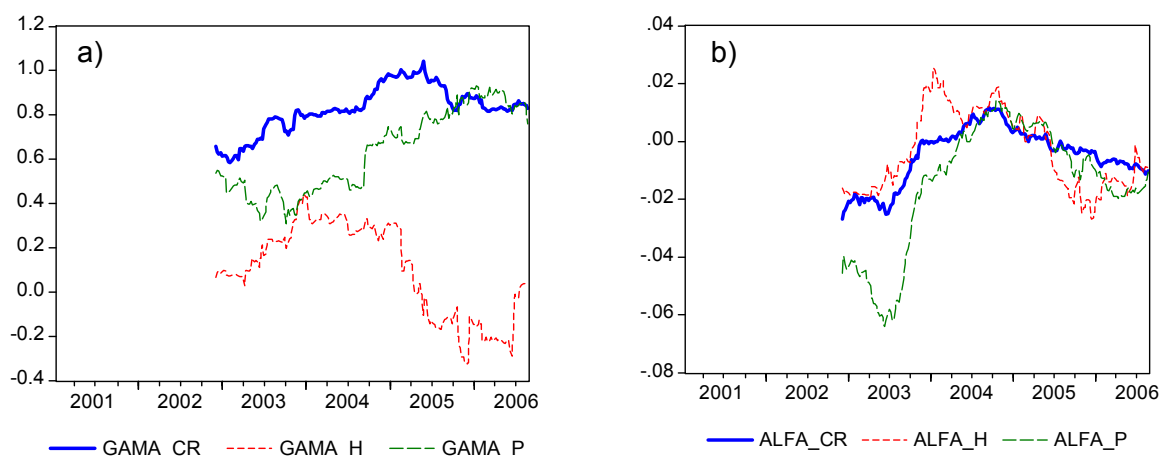
5.3.4 Měření založená na událostech (NBM)

Analýza typu NBM byla opět, stejně jako v části 3.3.4 věnované peněžnímu trhu, provedena za účelem kvantifikace vztahu dle rovnice 1.3, která poměřuje, do jaké míry jsou změny výnosů aktiv eurokandidáta ovlivňovány společnými zprávami (pro celou EU) a do jaké míry mají na změny výnosu aktiv eurokandidáta vliv lokální faktory. Obrázek 5.3a obsahuje odhad parametru gama v čase, obrázek 5.3b pak

obsahuje obdobný odhad konstanty, oba parametry byly získány aplikací rolované regresní analýzy s okénkem 100 týdnů, a to na týdenní periodicitě dat.

Pokud by se vliv efektů měnové unie reprezentované Německem přeléval do ekonomiky eurokandidáta zcela plně, pak by koeficient gama měl nabývat hodnoty 1, pokud by byla síla tohoto přelivu vyšší pak gama by byla větší než 1 a nižší, pak gama by byla menší než 1. Jak lze vidět z trajektorií odhadnutého koeficientu, jeho síla v čase rostla a na konci sledovaného období nabyla již relativně vysokých hodnot pro případ České republiky a Polska (0,8). Maďarské výsledky spíše ukazují na divergentní vývoj, resp. na skutečnost, že výnosy jejich vládních dluhopisů jsou do značné míry ovlivňovány lokálními (národními) faktory. Analýza směrodatných odchylek parametrů gama nebyla provedena, neboť získané výsledky koeficientu gama jsou pro Maďarsko velmi odlišné a výsledek analýzy by tudíž značně zkreslily.

Obr. 5.4 NBM výnosů 10Y vládních dluhopisů zemí EU3 a Německa



Poznámka: CR – Česká republika, H – Maďarsko, P – Polsko, SD – směrodatná odchylka, NBM – měření založená na událostech. Datový soubor: leden 1999 až srpen 2006 (týdenní periodičita). Šedá zóna představuje rozšíření z EU15 na EU25. Vypočteno pomocí software STATA.

Zdroj: vlastní výpočty z dat DataStream

Souhrnně lze tedy konstatovat, že český trh vládních dluhopisů je téměř plně integrován s referenčním německým trhem a že vysoké integrace dosáhl i trh polský. V případě Maďarska tento závěr být učiněn nemůže, neboť jeho dluhopisový trh se zdá být mnohem silněji ovlivňován spíše lokálními faktory než faktory globálními.

6 Integrace akciových trhů

Akciový trh zaznamenal ve sledovaných zemích střední Evropy v posledních letech stejně jako v případě dluhopisového trhu významný růst. I když je kontinentální Evropa považována za oblast s převládajícím tzv. bank-based systémem, sledované země nevyjímaje, růst akciového trhu v posledních několika letech byl podstatný, a to jak v absolutním tak relativním vyjádření.

Zatímco v roce 1993 dosahoval celkový objem obchodů na českém kapitálovém trhu 9 mld. CZK, v roce 2000 to bylo již 1 222,83 mld. CZK a v roce 2005 dosáhl celkový objem výše 1 574,414 mld. CZK, z toho 1 041,173 mld. CZK tvořil celkový objem obchodů s akciemi. Rovněž počet zobchodovaných akcií se zvýšil z 5 mil. ks v roce 1993 na 1 764,9 mil. ks v roce 2005. Růst akciového trhu byl zaznamenán rovněž ve výši tržní kapitalizace⁹⁸ (obr. 6.3, kapitola 6.2), která dosáhla k 31. 12. 2005 úrovně 1 330,813 mld. CZK, zatímco ke stejnému datu v roce 1994 dosahovala tržní kapitalizace výše 353,103 mld. CZK. Stejně rostoucí trend není ovšem možné zaznamenat v případě počtu emitovaných akcií, přestože tento ukazatel je obecně považován za ukazatel významnosti sektoru jako nepřímého měřítka zdrojů financování podniků. Ačkoli ke konci roku 1994 bylo na trhu celkem 1 028 ks akcií, na konci roku 2005 to bylo už jen 39 kusů. Primární emise byla na českém burzovním trhu po celou jeho „novou existenci“ pouze jedna, i když proběhlo několik tzv. duálních listingů emisí⁹⁹.

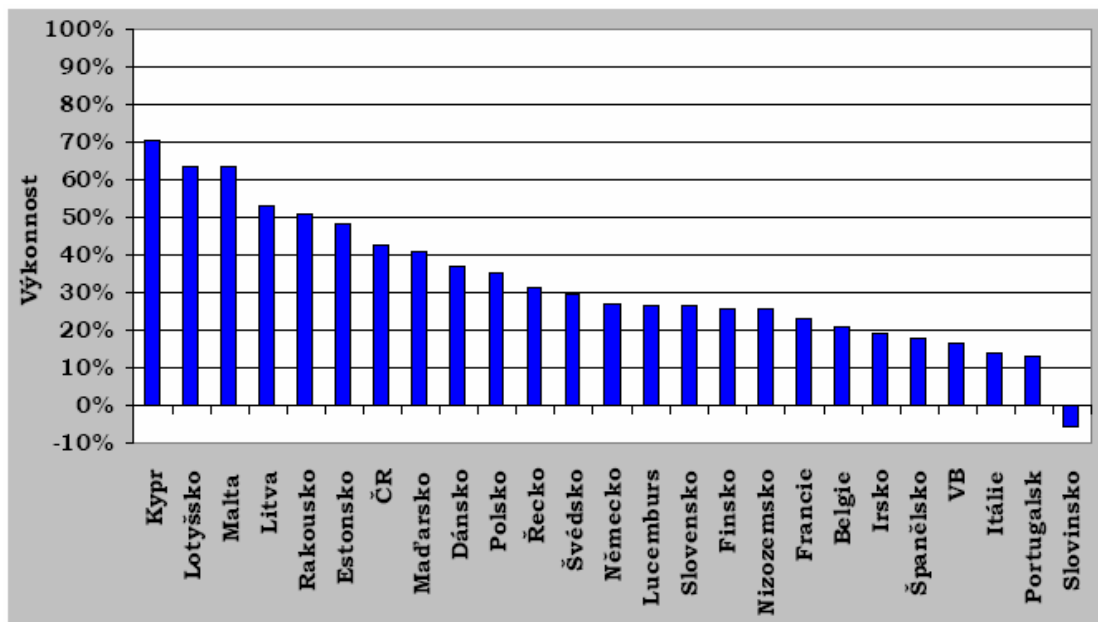
Opačnou situaci je možné pozorovat v Polsku, kde počet emitovaných akcií naopak roste, i když zde převládají emise malých a středních podniků. Zatímco v roce 2001 bylo na polském trhu kotovaných celkem 230 ks akcií, na konci roku 2005 to bylo již 255 kusů, z toho 7 zahraničních. Rovněž na polském trhu byl zaznamenán růst tržní kapitalizace ze 103,37 mld. PLN v roce 2001 na 424,9 mld. PLN v roce 2005 a celkového objemu obchodů, který dosáhl 191 mld. PLN na konci roku 2005 ve srovnání s rokem 2001, kdy dosáhl úrovně 80,4 mld. PLN. V Maďarsku vzrostl objem obchodů ze 126,95 mld. HUF v roce 1995 na 2 218,93 mld. HUF v roce 2003, ovšem v roce 2000 a 2001 zaznamenal maďarský akciový trh klesající trend, a

⁹⁸ Tržní kapitalizací emise akcií se rozumí součin počtu cenných papírů registrovaných v emisi a platného kurzu.

⁹⁹ Týká se cenných papírů, jejichž primární emise proběhla na jiném organizovaném trhu.

to ve všech parametrech, které burzovní statistiky sledují. Obrat nastal v roce 2002, kdy došlo k meziroční změně objemu akciových obchodů ve výši 13 %. V roce 2005 pak spolu s českým akciovým trhem vykázal vynikající výkonnost a patřily mezi nejvýkonnější trhy střední Evropy v roce 2005.

Obr. 6.1 Výkonnost burz jednotlivých členských států EU



Zdroj: www.fese.be

Čtvrtou srovnávanou zemí je Slovensko. Tato země je v této kapitole sledována spíše okrajově, jelikož její akciový trh je značně nerozvinutý. Zatímco za měsíc březen roku 2006 bylo na pražské burze zobchodováno celkem 90 mil. kusů akcií, na bratislavské burze to bylo pouhých 12 tis. kusů. Rovněž počet obchodů je velmi nízký. Zatímco počet obchodů se slovenskými akciemi dosáhl za měsíc březen celkem 127 obchodů, stejný počet je na pražské burze dosažen za několik minut denně.

Rovněž na straně poptávky byl zaznamenán zájem o akciové trhy, a to jak ze strany domácností, tak ze strany institucionálních investorů. Tuto změnu je možné pozorovat rovněž z pohledu podílu na základním kapitálu kotovaných společností na burze držených domácnostmi. Zatímco v devadesátých letech převládaly subjekty z řad domácností, které akcie společností držely nebo je prodávaly, nyní převládají spíše subjekty, které s akciemi aktivně obchodují.

Lze definovat několik důvodů pro zvyšující se zájem o investování na akciových trzích. Prvním důvodem je demografický trend stárnutí populace, který vyvolal u domácností potřebu uzavřít penzijní připojištění. Například v případě České republiky se v roce 2005 penzijní připojištění setkala s velkým zájmem občanů. Počet penzijně připojištěných vzrostl o 11,3 % na 3,2 mil. občanů. Penzijně připojištěn je téměř každý třetí občan ČR a cca 55 % práce schopných obyvatel. Podíl akcií na celkovém portfoliu penzijních fondů přitom tvoří v průměru 7,7 %. Druhým důvodem je reálná a nominální konvergence nových členských států EU. Jejich snaha v brzké době přijmout jednotnou měnu euro spočívající v udržení Maastrichtských kritérií vedla ke snížení úrokových sazeb na historicky relativně nízkou úroveň, což pobízí ekonomické subjekty k realokaci investic směrem k akciovým trhům. Dalším důvodem jsou nařízení a direktivy přijaté novými členskými státy, které v různých ohledech odstraňují různé překážky volného investování do akciových trhů v rámci EU. Závěrem by bylo možné ještě uvést další důvod, a to relativně značný nárůst počtu investičních fondů, které jsou pro malé investory výhodné pro konstrukci dobře diversifikovaného portfolia.

V posledních letech byl rovněž zaznamenán strukturální posun v paradigmatu alokace portfolia. Zatímco dříve převládal při investičním rozhodování ekonomických subjektů spíše postup zvolení adekvátní geografické alokace a poté následoval výběr aktiva dle určitých stanovených kritérií, v současné době se zdá, že výběr země v prvním kroku ustupuje sektorové orientaci v rámci regionu (eurozóna, středoevropský region apod.). Ve středoevropském regionu převládá strategie držení určitého výběru cenných papírů, které jsou obsaženy ve vhodně zvoleném uměle vytvořeném indexu¹⁰⁰.

Z uvedeného vyplývá, že podíl domácích akcií v portfoliích investorů rozhodujících se právě na základě těchto nových strategií ustupuje a přeshraniční investování se zdá být častější. Nicméně zastoupení českých akcií je možné rovněž nalézt

¹⁰⁰ Např. MSCI Emerging Markets Index je tvořen 281 akciemi kotovanými na různých rozvíjejících se trzích, přičemž v rámci indexu je rovněž 5 českých akcií, a to akcie ČEZ s podílem v indexu 1,23 %, akcie Philip Morris ČR s podílem v indexu 0,34 %, akcie Komerční banky s podílem 0,28 %, akcie Unipetrolu s podílem 0,32 % a akcie Zentivy NV s podílem 0,03 %.

v některých světových indexech, které posouvají ustupující strategii rozhodování podle zemí dále do pozadí, tj. v tomto případě za hranice střední Evropy¹⁰¹.

Cílem této kapitoly je zhodnotit, zda výše popsany prudký růst souvisí rovněž s vyšším stupněm integrace akciových trhů ve sledovaných zemích s akciovým trhem eurozóny.

6.1 Teoretická a empirická východiska integrace akciových trhů

Integraci akciového trhu bylo věnováno poměrně mnoho studií, a to z různých úhlů zkoumání, přičemž jejich drtivá většina se zaměřovala na realie mimo nové členské země EU.

Bekaert a Harvey (1995) a Stulz a Karolyi (2001) zkoumali za pomoci modelů oceňování aktiv, zda očekávané výnosy jsou stanovovány spíše globálními, než-li lokálními rizikovými faktory. Ve dvou nedávných studiích Hardouvelis a kol. (2000a, 2000b) analyzovali, zda výnosy z evropských akcií jsou vedeny lokálními nebo celoevropskými rizikovými faktory. Zjistili, že relativní významnost celoevropských faktorů rostla s pravděpodobností připojení sledovaných zemí k eurozóně. To nasvědčuje tomu, že s tím, jak roste úroveň integrace akciového trhu, dochází k posunu významu při oceňování aktiv od lokálních rizikových faktorů k celoevropským. S rostoucí integrací dochází ke zvyšující se příležitosti pro mezinárodní rozdělení rizika, riziková prémie a odtud pak náklady kapitálu klesají. Hardouvelis a kol. odhadli pokles nákladů kapitálu týkajícího se růstu integrace akciového trhu o 0,5 až 3 % v závislosti na sledovaném sektoru. Nevýhodou této metodologie (model oceňování aktiv) ovšem je, že výsledek je příliš závislý na specifikaci modelu oceňování aktiv a odtud na správné identifikaci relevantních rizikových faktorů.

Chen a Knez (1995) navrhli způsob testování integrace akciového trhu, který nepožaduje specifikaci modelu oceňování aktiv. Použili velice jednoduchý arbitrážní přístup a ukázali, že integrace může být měřena kvantifikací vzdálenosti mezi odhadovaným stochastickým diskontním faktorem obsaženém v pozorovaných výnosech a tzv. teoretickým diskontním faktorem, který předpokládá plnou integraci.

101 Např. Hlavní poskytovatel globálních indexů společnost Morgan Stanley Capital International Inc a jí tvořené indexy jako MSCI Index EU nebo AC EUROPE zahrnují rovněž v určitém podílu české akcie.

Využitím této myšlenkové konstrukce Ayuso and Blanco (1999) zjistili, že stupeň integrace na největších akciových trzích vzrostl během devadesátých let. Hlavní nevýhodu daného přístupu lze spatřit v tom, že nepřináší mnoho informací o dynamice integračního procesu a ani o motivech integrace.

Následkem toho literatura posunula testování zákona jedné ceny k alternativním testům, které jsou nepřímo vztaženy ke stupni integrace. Mezi tyto patří např. Bekaert and Harvey (1997), kteří ukázali, že podíl změny lokálního akciového trhu, který je vysvětlován běžnými zprávami (nikoli pouze lokálními zprávami), má tendenci být pozitivně vztažen ke stupni finanční integrace.

Za další přístupy uveďme alespoň práci Heston a Rouwenhorst (1995), kteří se zaměřili spíše na to, jak relativně významné jsou efekty typické pro určitou zemi a efekty industriální při ovlivňování akciových výnosů. Zjistili, že dokonce v ekonomicky velmi integrovaných regionech, jako je západní Evropa, jsou odchylky způsobené lokálními změnami stále dominantními zdroji ovlivňující akciové výnosy.

Griffin a Karolyi (1998) dospěli k závěru, že globální industriální faktory vysvětlují jen 4 % odchylky u národních akciových trhů. Jakkoli, některé nedávné výsledky indikují, že důležitost efektů způsobených typickými lokálními faktory jsou klesající. Baca a kol. (2000) a Cavaglia a kol. (2000) ukazují, že důležitost globálních industriálních faktorů roste relativně k faktorům specifickým pro určitou lokalitu. Jejich závěry naznačují, že industriální efekty se mohou dokonce stát více důležitými než právě lokální efekty.

Baele a kol. (2004) prováděli analýzu integrace pomocí cenových měření, a to na výnosových diferenciacích a disperzích získaných z akciových indexů. Dále prováděli tzv. měření založená na událostech a na kvantitativních faktorech. Za použití všech těchto způsobů měření došli k závěru, že integrace akciového trhu v eurozóně roste.

6.2 Vývoj na akciových trzích

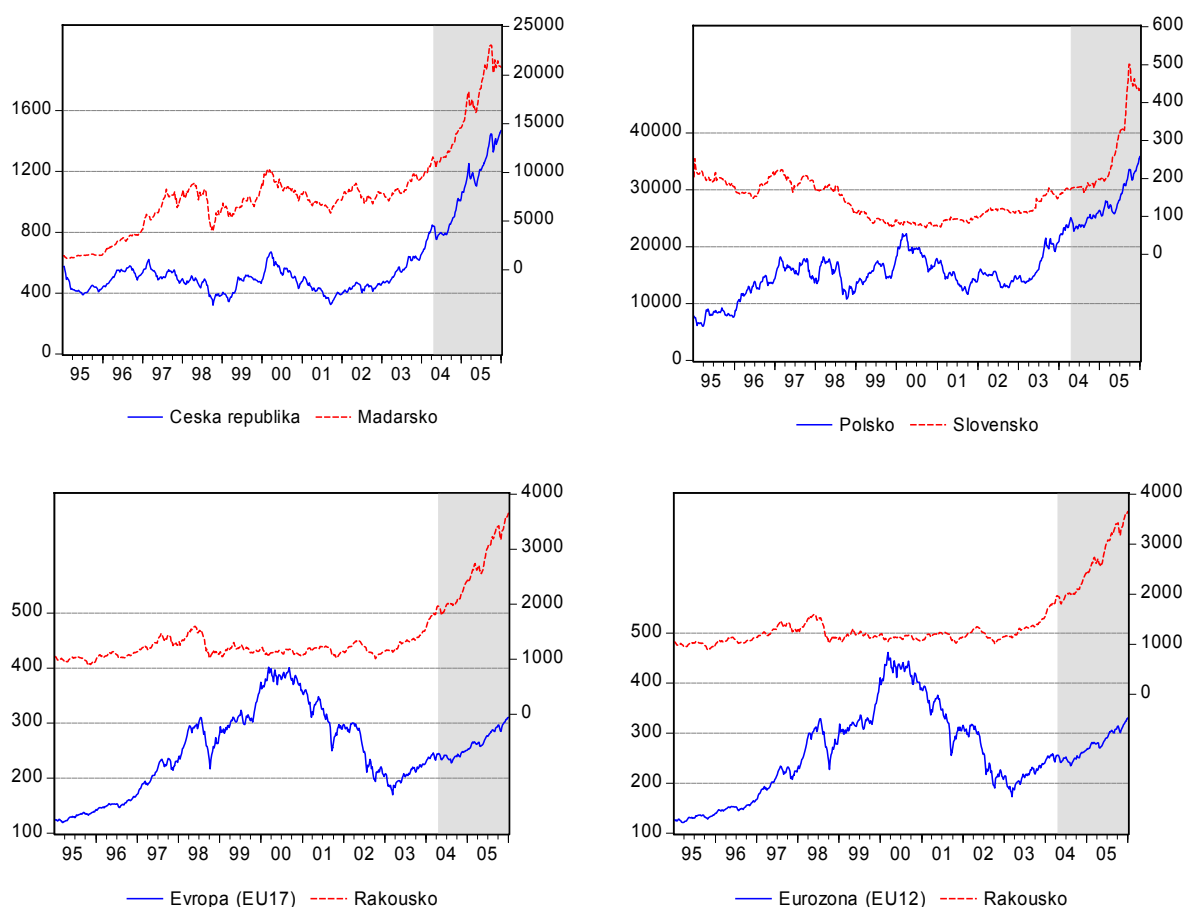
Český (PX), polský (WIG) a slovenský (SAX) akciový index je počítán ve shodě s metodologií IFC (*International Finance Corporation*) doporučenou pro tvorbu indexů na tzv. „vznikajících“ trzích. Patří ke kapitálově váženým cenovým indexům, ve kterých se porovnává tržní kapitalizace vybraných akcií s tržní kapitalizací téhož výběru akcií k danému referenčnímu dni. Formule indexu je flexibilní a umožňuje

měnit zastoupení jednotlivých společností v indexu a také jejich počet podle toho, jak se mění jejich obchodovatelnost na trhu, resp. vstup nové společnosti na kapitálový trh. V případě změny složení indexu se opravené faktory nastavují tak, aby index s novým složením kontinuálně pokračoval ve vývoji indexu s předcházejícím složením. Český index PX je v současné době tvořen 9 společnostmi, z toho 4 společnosti jsou zahraniční. Oproti tomu polský index WIG je tvořen 135 akciemi z nichž 5 je zahraničních. Slovenský index je tvořen pouze 5 akciemi. Maďarský index BUX je tvořen jiným způsobem. Zatímco předchozí tři mají váhu v podobě tržní kapitalizace, která je násobkem aktuální ceny akcie a počtu vydaných kusů dané akcie, maďarský index je vážen počtem kusů akcií v oběhu v držení veřejnosti násobeného aktuální cenou. Maďarský index je tvořen 12 společnostmi, všemi maďarskými.

Obrázek 6.2 ukazuje vývoj akciových indexů burz EU4 spolu s vývojem akciového indexu Evropy (EU17), eurozóny (EU12) a Rakouska. Z obrázku je patrné, že český, maďarský a polský index se vyvíjely obdobně po celé sledované období. Vývoj rakouského indexu byl bližší vývoji EU4 (mimo Slovenska). Dále je patrné, že přibližně s ročním předstihem před vstupem zemí EU4 do EU (květen 2004) je výrazněji pozorovatelná jejich silná růstová tendence uvedených národních indexů a také sblížení trendu jejich vývoje. Tento jev byl zřejmě nastartován reakcí investorů na očekávaný vstup zemí do EU a cílené směřování těchto ekonomik do eurozóny. Svoji roli ve sblížování vývoje trhů sehrál rovněž probíhající proces nominální a reálné konvergence, privatizace podniků (propojování prostřednictvím přímých zahraničních investic) a konečně také politicko-ekonomickými událostmi¹⁰².

¹⁰² Za všechny uvedme např. zasedání Evropské rady v Kodani (12. -13. 12. 2002), které rozhodlo o ukončení vyjednávání o vstupu s deseti kandidátskými zeměmi. Pravděpodobnost vstupu kandidátských zemí se nepochybně zvýšila a další jednání k završení vstupu bylo zřejmě trhem vyhodnoceno pouze za formální záležitost. Právě období konce roku 2002 se ukázalo být i v následujících analýzách jako jistým časovým mezníkem.

Obr. 6.2 Vývoj národních burzovních indexů



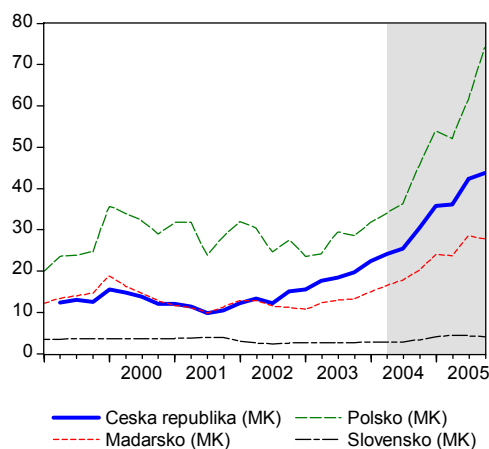
Poznámka: Česká republika (PX50, levá osa), Maďarsko (BUX), Polsko (WIG, levá osa), Slovensko (SKSM), Rakousko (ATX), Evropa (DOW JONES STOXX 600 INDEX – 17 zemí Evropy, tj. země EU do 1.5.2004 doplněné o Norsko a Švýcarsko, levá osa) a eurozóna (Dow Jones EURO STOXX, levá osa). Datový soubor: leden 1995 až prosinec 2005 (týdenní periodičita). Šedá zóna představuje rozšíření z EU15 na EU25.

Zdroj: DataStream

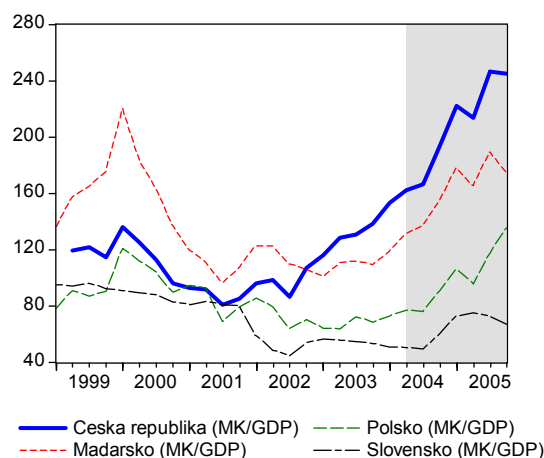
Obr. 6.3 obohacuje pohled na vývoj kapitálových trhů optikou jeho „významnosti“ (šíře), a to pomocí ukazatele tržní kapitalizace na jednotlivých burzách, tj. sumy kotovaných akcí násobených jejich tržním kurzem. Levá část obr. 6.3 ukazuje její vývoj v eurech, pravá pak v procentech k nominálnímu HDP opět vyjádřenému ve společné měně euro. Z pohledu na vývoj tržní kapitalizace je patrné, že: (i) stagnovala do roku 2002, poté rostla výjma Slovenska ve všech ostatních zemích EU4, (ii) v relativním vyjádření je tržní kapitalizace nejvyšší v České republice, následovaná Maďarskem, Polskem a Slovenskem, (iii) úroveň rakouské tržní kapitalizace je blízka úrovni pro nové členské země EU výjma Slovenska, (iv) stále existuje „potenciál“ růstu, pokud vztahujeme vývoj tržní kapitalizace k vývoji v referenčním teritoriu (eurozóna, EU15) – zde dosahovala až 500 % HDP, nyní je tato úroveň přibližně o 100 až 150 procentních bodů vyšší než v zemích EU4.

Obr. 6.3 Vývoj tržní kapitalizace

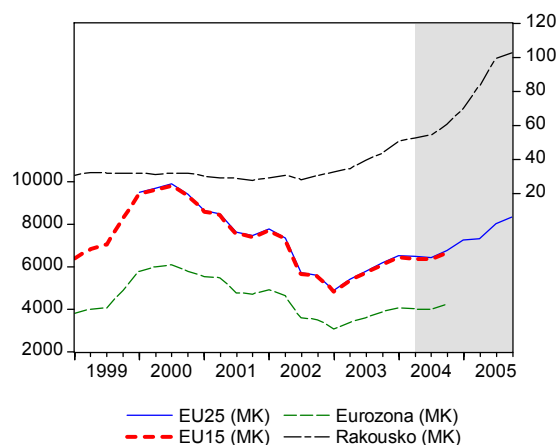
a) v mld. EUR



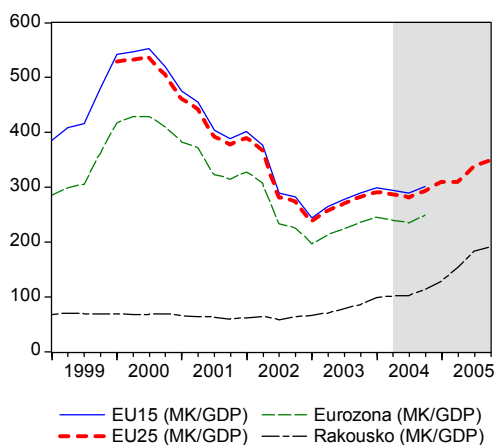
b) v procentech k nominálnímu HDP v EUR



c) v mld. EUR



d) v procentech k nominálnímu HDP v EUR



Poznámka: MK – tržní kapitalizace, MK/GDP – tržní kapitalizace k nominálnímu sezónně očištěnému HDP (metoda Tramo/Seat). Pravá osa se váže k hodnotám za Rakousko. Datový soubor: 1. kvartál 1995 až 4. kvartál 2005 (čtvrtletní periodicita). Šedá zóna představuje rozšíření z EU15 na EU25.

Zdroj: vlastní výpočty z dat Eurostatu a národních burz.

Následující část této kapitoly pokračuje empirickou analýzou. Stejně jako v případě peněžního nebo dluhopisového trhu budou v této práci použity pro měření integrace výnosy aktiva (výnosové diferenciály), na které bude aplikován koncept beta a sigma konvergence. Koncepty pak doplňuje pohled na sladěnost jednotlivých zkoumaných trhů. Závěr empirické části kapitoly obsahuje doplňující analýzu akciového trhu, která je zaměřena na zkoumání jeho volatility pomocí modelů typu GARCH.

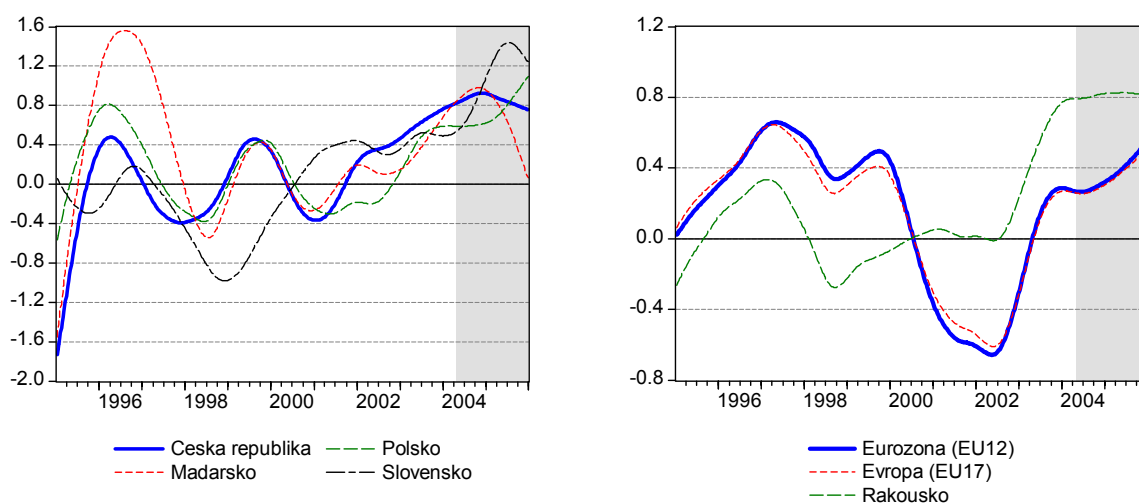
6.3 Empirické výsledky integrace akciových trhů

6.3.1 Analýza sladěnosti

6.3.1.1 Analýza výnosů

Před následnou empirickou analýzou nejprve kvantifikujeme výnosy (*returns*) jednotlivých akciových indexů zemí EU4, indexů pro Evropu, eurozónu a Rakousko dle vztahu z části 1.6, a to jak v příslušné národní měně, tak v eurech (indexy přepočteny indexem tržního kurzu dané země oproti euru). Pro získání představ o trendovém průběhu výnosů byla každá časová řada výnosů dále filtrována Hodrick-Prescottovým (HP) filtrem za účelem znázornění jejího trendového vývoje. Z obr. 6.4 (levá část) je patrné, že zatímco filtrované výnosy se mění v čase poměrně široce napříč všemi uvedenými zeměmi v době od roku 1995 do roku 1998, od tohoto roku se kromě dat za Slovensko pohybují poměrně těsně. Můžeme z toho usoudit, že akciové výnosy se zřejmě staly být determinovány spíše běžnými evropskými faktory, než-li faktory lokálními. Rovněž lze z obr. 6.4 (pravá část) pozorovat, že výnosy hlavních evropských akciových titulů (EU17 i EU12) dosahovaly vyšších výnosů mezi léty 1996 až 2000, zatímco od počátku roku 2001 jsou pod úrovní indexů EU4. To může být způsobeno např.: (i) postupným zvyšováním atraktivnosti kapitálových trhů zemí EU4 v důsledku avizovaného a politickou garniturou deklarovaného vstupu do EU, (ii) stagnací provázející vyspělé evropské tržní ekonomiky, (iii) rozvojem investičních příležitostí v zemích EU4 v důsledku přílivu přímých zahraničních investic a privatizací státního majetku. Dále je identifikovatelná existence užší vazby mezi českým, maďarským a polským indexem a jejich diametrálně rozdílný vývoj oproti indexu slovenskému. To není jistě dáno odlišnou strukturou slovenského hospodářství oproti České republice, Maďarsku a Polsku, nýbrž spíše větší nerozvinutostí a mělkostí slovenského kapitálového trhu. Rovněž výsledky pro Rakousko, jakožto vyspělé malé otevřené ekonomiky středoevropského teritoria, ukazují, že rakouský trh se nevyvíjel synchronizovaně s indexy Evropy a eurozóny, ale spíše s indexy EU4 (mimo Slovenska).

Obr. 6.4 Vývoj výnosů národních burzovních indexů



Poznámka: Koeficient $\lambda = 270400$ (pro týdenní frekvenci dat). Datový soubor: leden 1995 až prosinec 2005 (týdenní periodicitu). Šedá zóna představuje rozšíření z EU15 na EU25.

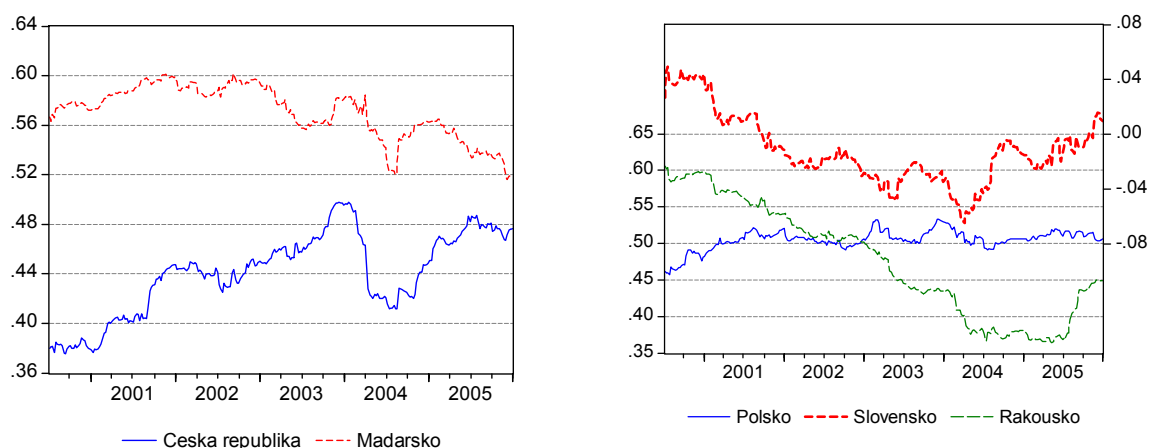
Zdroj: vlastní výpočty z dat Bloomberg a DataStream.

6.3.1.2 Korelační analýza

Námi provedená analýza používá jednoduchého korelačního koeficientu a rovněž koeficientu rolovaného – viz obr. 6.5. Důvodem pro aplikaci rolovaného koeficientu je znázornění přibližné dynamiky vývoje finanční integrace v čase – více v části 1.6.1. Korelační analýza byla aplikována na celé sledované období, tj. od ledna 1995 do prosince 2005. Obrázek 6.5 ukazuje rolovaný korelační koeficient národních indexů oproti EU12 a je doplněn obrázkem 6.6, jenž zachycuje rolovaný korelační koeficient polského, maďarského, slovenského a rakouského indexu oproti indexu českému.

Korelační indexy akciových indexů zemí České republiky, Maďarska a Polska vykazoval podobný vývoj a na koci sledovaného období jeho hodnoty oscilovaly kolem 0,5. Relativně signifikantní snížení závislosti lze pozorovat ze vztahu maďarského a benchmarkového akciového indexu.

Obr. 6.5 Rolovaný korelační koeficient národních burzovních indexů oproti EU12

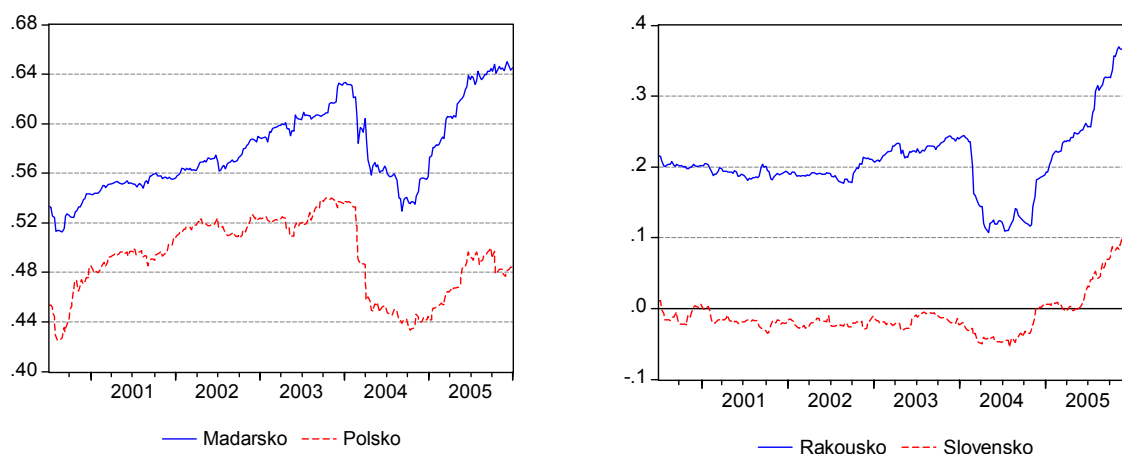


Poznámka: Rolovaný korelační koeficient výnosů akciových trhů mezi evropskými a vybranými novými členskými zeměmi. Slovensko (pravá osa). Délka rolovaného „okénka“ je 287 týdnů. Datový soubor: leden 1995 až prosinec 2005.

Zdroj: vlastní výpočty z dat Bloomberg a DataStream.

Z obrázku 6.5 je přitom patrné, že nejtěsnější vazby má český akciový trh k trhu maďarskému, poté polskému a rakouskému. Opět i zde je potvrzeno, že slovenský akciový index se vyvíjel relativně autonomně k vývoji akciových trhů okolních zemí a referenčního teritoria EU12 nebo EU17.

Obr. 6.6 Rolovaný korelační koeficient národních burzovních indexů oproti České republice



Poznámka: Rolovaný korelační koeficient výnosů akciových trhů mezi evropskými a vybranými novými členskými zeměmi. Délka rolovaného „okénka“ je 287 týdnů. Datový soubor: leden 1995 až prosinec 2005.

Zdroj: vlastní výpočty z dat Bloomberg a DataStream.

Výsledky jednoduchého korelačního koeficientu jsou pro srovnání uvedeny v tab. 6.1, která ukazuje korelační koeficienty výnosů na celé šířce dostupných dat, tj. od

počátku ledna 1995 do konce prosince 2005 (574 pozorování). Byly zde potvrzeny výsledky rolovaných korelací, tj. že nejvyšší míru sladění pro sledované období 11 let mezi EU12 (a EU17) dosahuje Maďarsko, těsně následované Polskem a Českou republikou. Dále následuje s již významně nižšími korelačními koeficienty Rakousko a poté Slovensko, jehož kapitálový trh se vyvíjí relativně autonomně oproti všem sledovaným zemím.

Tab. 6.1 Korelační koeficienty mezi národními burzovními indexy

	EU17	EU12	ČR	H	P	SR	A
EU17	1.00	0.98	0.47	0.52	0.49	0.03	0.43
EU12	0.98	1.00	0.47	0.51	0.50	0.01	0.44
ČR	0.47	0.47	1.00	0.64	0.48	0.08	0.36
H	0.52	0.51	0.64	1.00	0.53	0.05	0.44
P	0.50	0.50	0.48	0.53	1.00	0.01	0.29
SR	0.03	0.01	0.08	0.05	0.01	1.00	0.04
A	0.43	0.44	0.36	0.44	0.29	0.04	1.00

Poznámka: datový soubor leden 1995 až prosinec 2005 (584 týdnů). ČR – Česká republika, H – Maďarsko, P – Polsko, SR – Slovensko, A – Rakousko, EU12 – eurozóna, EU17 – země EU do 1.5.2004 + Norsko a Švýcarsko.

Zdroj: vlastní výpočty z dat Bloomberg a DataStream.

6.3.2 Beta-konvergence

6.3.2.1 Regresní analýza

Pro prokázání existence a rychlosti beta-konvergence dle rovnice (1.1a) byly nejprve získány individuální odhady pro země EU4 – viz tabulka 6.1 pro Českou republiku a tabulky P6.1 - P6.3 pro Maďarsko, Polsko a Slovensko v příloze této práce. Výsledky odhadů ukazují, že pro všechny země vyšel koeficient beta záporný, což je potvrzením probíhající konvergence. Její rychlost byla mnohem vyšší v případě druhého a třetího období, než-li v případě prvního období, což je v souladu s intuicí. Akciové trhy totiž do konce roku 1998 nebyly v zemích EU4 nikterak rozvinuté. Naopak, až na malé výjimky, koeficient alfa a delta vyšel signifikantní na vysokých hladinách významnosti, což v prvním případě odráží relativní volatilitu (a její poměrně značnou odchylku od teoreticky ideální hodnoty $\alpha=0$) a v druhé pak, že informace zpožděné vysvětlované proměnné nejsou pro kvantifikaci konvergence relevantní. Výsledky pro Slovensko, jako pro jedinou zemi ukazují na pokles

v rychlosti konvergence, což je opět v souladu se situací na slovenském kapitálovém trhu, který je velmi mělký.

Tab. 6.2: Beta konvergence – Česká republika

ΔR	α	β	δ	F-test
	const	R(-1)	$\Delta R(-1)$	
Období I. (1995/01-1998/12)	-0,4599 ^b (0,1782)	-0,7417 ^a (0,0895)	-0,0918 (0,0703)	F(2,201)=70,19 Prob>F=0,0000
Období II. (1999/01-2004/04)	0,2566 (0,1697)	-0,7477 ^a (0,0742)	-0,0194 (0,0600)	F(2,275)=84,83 Prob>F=0,0000
Období III. (2004/05-2006/07)	0,2812 ^c (0,1645)	-0,9248 ^a (0,1185)	0,0905 ^c (0,0910)	F(2,113)=44,98 Prob>F=0,0000
Celé období (2001/01-2006/07)	0,0003 (0,1027)	-0,7254 ^a (0,0504)	-0,0516 (0,0408)	F(2,597)=186,31 Prob>F=0,0000

Poznámka: a, b, c, d vyjadřuje 1%, 5%, 10%, resp. vyšší blízké 10% (uvedeno v závorce) hladině významnosti; směrodatné odchylky uvedeny v závorkách. Vypočteno pomocí software STATA.

Zdroj: vlastní výpočty z dat Bloomberg a DataStream.

6.3.2.2 Panelová regresní analýza

Výsledky panelové regrese potvrzují výsledky individuálních odhadů, i když zde není možné pozorovat tak velké rozdíly v rychlosti konvergence napříč vymezenými obdobími. To může být způsobeno zejména zahrnutím Slovenska do daných odhadů. Přesto je patrné, že výsledky pro období po vstupu do EU jsou signifikantní. Lze tedy shrnout, že napříč zeměmi EU4 byla prokázána existence konvergenční vzhledem k vývoji v eurozóně a její rychlost se v jednotlivých obdobích zvyšovala.

Tab. 6.3: Beta konvergence – panelové odhady pro země EU4

ΔR (FE)	α	β	δ	F-test	
	const	R	$\Delta R(-1)$	a) regrese	b) signif. FE
Období I. (1995/01-1998/12)	-0,2185 ^{d(11,1)} (0,1369)	-0,7474 ^a (0,0438)	-0,0524 (0,0348)	F(2,814)=267,93 Prob>F=0,0000	F(3,814)=1,78 Prob>F=0,1487
Období II. (1999/01-2004/04)	0,2057 (0,1356)	-0,7537 ^a (0,0344)	0,1295 ^a (0,0298)	F(2,1110)=291,97 Prob>F=0,0000	F(3,1110)=0,01 Prob>F=0,9991
Období III. (2004/05-2006/07)	0,3006 ^a (0,1059)	-0,7993 ^a (0,0567)	0,0670 (0,0465)	F(2,458)=139,90 Prob>F=0,0000	F(3,458)=0,06 Prob>F=0,9799
Celé období (2001/01-2006/07)	0,0740 (0,0813)	-0,7463 ^a (0,0242)	0,0581 ^a (0,0204)	F(2,2394)=659,41 Prob>F=0,0000	F(3,2394)=0,56 Prob>F=0,6425

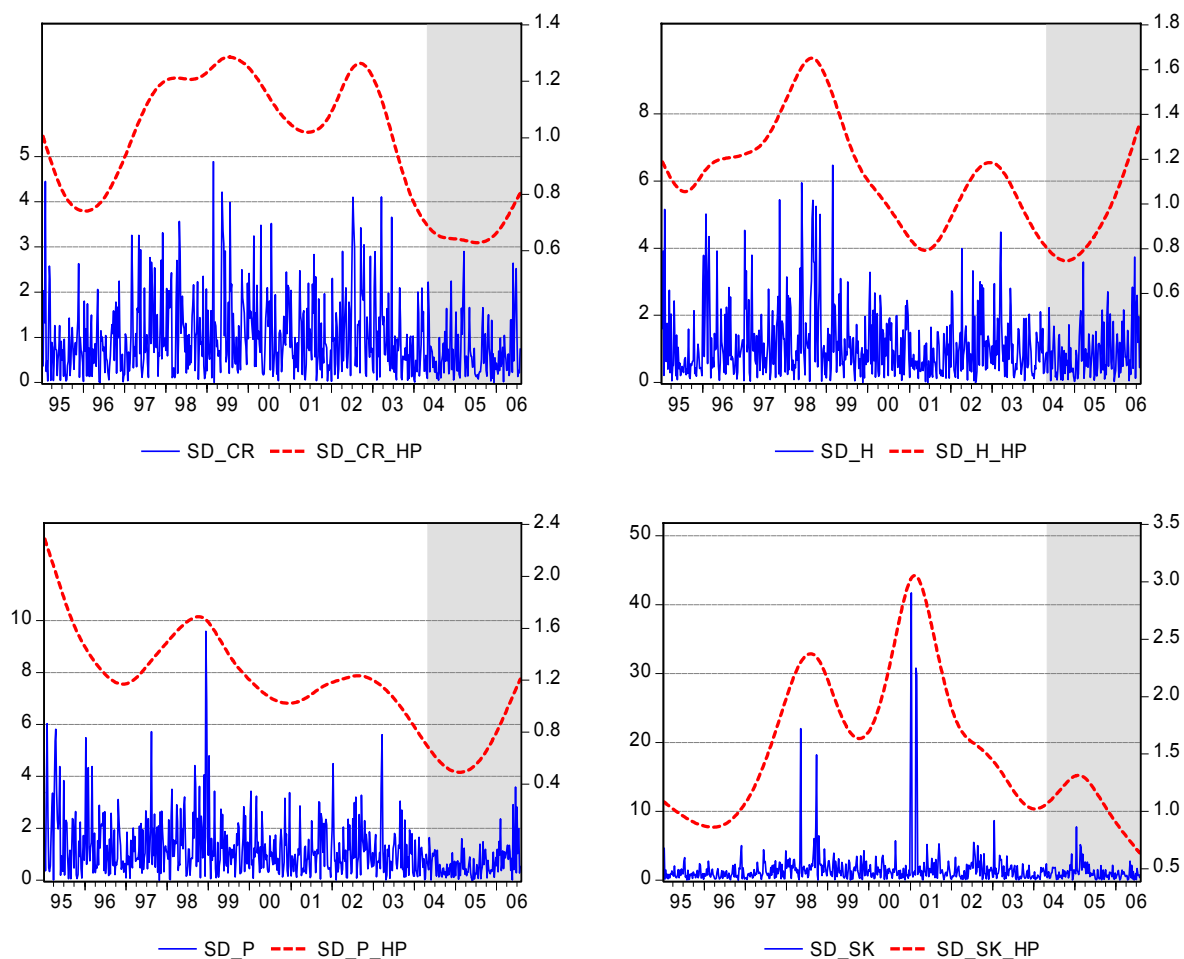
Poznámka: a, b, c, d vyjadřuje 1%, 5%, 10%, resp. vyšší blízké 10% (uvedeno v závorce) hladině významnosti; FE – panelové odhady na základě fixních efektů, směrodatné odchylky uvedeny v závorkách.

Zdroj: vlastní výpočty z dat Bloomberg a DataStream.

6.3.3 Sigma-konvergence

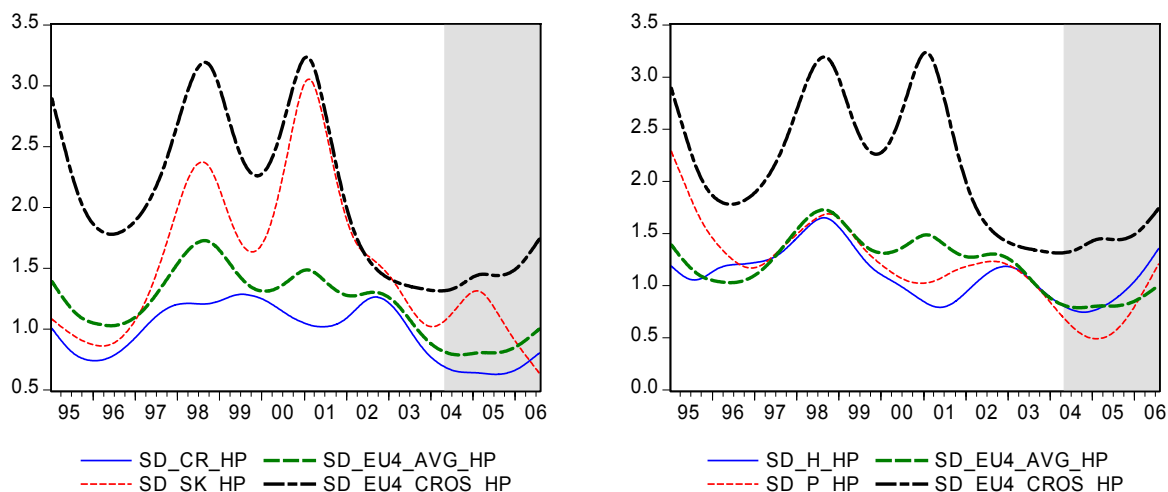
Aplikací konceptu sigma-konvergence se můžeme vyjádřit ke stupni dosažení konvergence v čase. Individuální výsledky uvádí obrázek 6.7, souhrnné pak obrázek 6.8. Výsledky ukazují, že od počátku roku 2005 začínají akciové trhy České republiky, Maďarska a Polska od trhu v rámci zemí eurozóny divergovat. Pro Slovensko je sice patrná silná konvergence, ale jak již bylo v této kapitole několikrát naznačeno, tyto výsledky je nutno brát s velkou rezervou vzhledem k míře rozvinutosti a mělkosti slovenského akciového trhu. Průměrná a průřezová směrodatná odchylka spolu s trendy směrodatných odchylek pro jednotlivé země (viz obrázek 6.8) pak ukazuje, že divergentní vývoj od vstupu zemí EU4 do EU. Tento závěr není překvapující, neboť pro akciové indexy zemí EU4 byl vstup do EU dobrou zprávou, která se projevila v jejich vysokém růstu nenásledovaném daný růst benchmarkového akciového indexu.

Obr. 6.7 Sigma-konvergence výnosů národních akciových indexů zemí EU4 oproti eurozóně – I.



Poznámka: CR – Česká republika, H – Maďarsko, P – Polsko, SK – Slovensko. SD – směrodatná odchylka, HP – Hodrick-Prescottův filtr. Datový soubor: leden 1999 až červenec 2006 (týdenní periodičita). Šedá zóna představuje rozšíření z EU15 na EU25. Vypočteno pomocí software EViews. Zdroj: vlastní výpočty z dat Bloomberg a DataStream.

Obr. 6.8 Sigma-konvergence výnosů národních akciových indexů zemí EU4 oproti eurozóně – II.

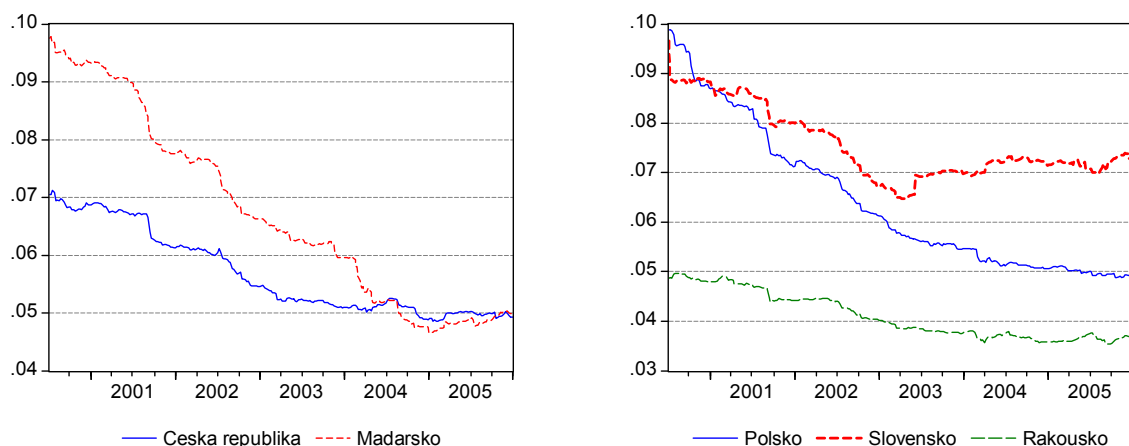


Poznámka: CR – Česká republika, H – Maďarsko, P – Polsko, SK – Slovensko. AVGE – průměrná hodnota, CROS – tzv. cross-country hodnota, SD – směrodatná odchylka, HP – Hodrick-Prescottův filtr. Datový soubor: leden 1995 až srpen 2006 (týdenní periodicita). Šedá zóna představuje rozšíření z EU15 na EU25. Vypočteno pomocí software EViews.

Zdroj: vlastní z dat Bloomberg a DataStream.

Obr. 6.9 rozšiřuje danou analýzu o dynamiku směrodatné odchylky pro země EU4 (a Rakousko). Lze pozorovat, že pouze u Slovenska došlo k jejímu růstu, u ostatních zemí v čase klesala a ustálila se na hodnotě kolem 0,05 pro Českou republiku, Maďarsko a Polsko. Pro Rakousko byla o cca 0,12 nižší.¹⁰³

Obr. 6.9 Rolovaná směrodatná odchylka národních burzovních indexů oproti EU12



Poznámka: Rolovaná směrodatná odchylka výnosů akciových trhů mezi EU12 evropskými a vybranými novými členskými zeměmi. Délka rolovaného „okénka“ je 287 týdnů. Datový soubor: leden 1995 až prosinec 2005. Vypočteno pomocí software STATA.

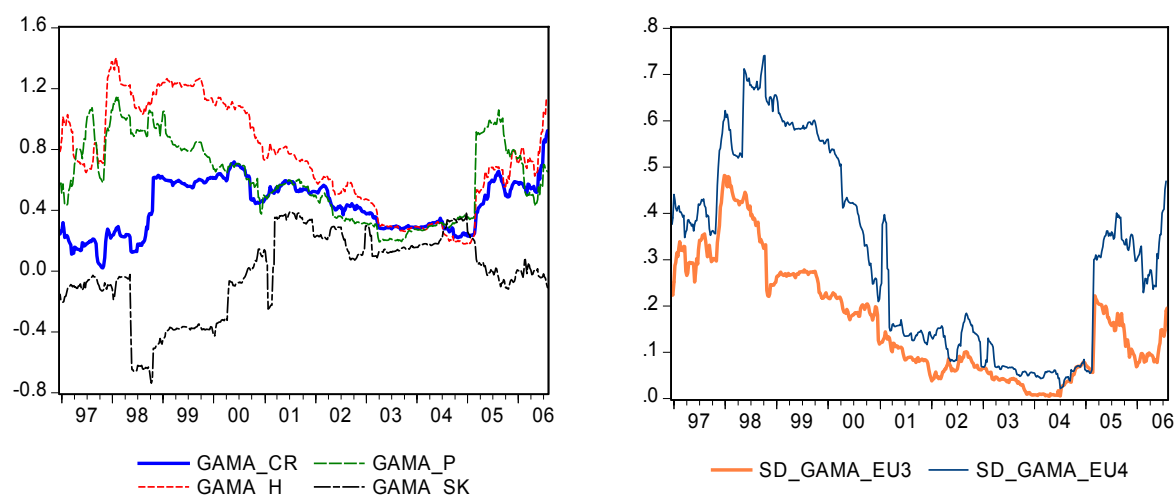
Zdroj: vlastní z dat Bloomberg a DataStream.

¹⁰³ Nutno si však uvědomit, že použitý datový soubor je u obrázku 6.9 kratší.

6.3.4 Měření založená na událostech (NBM)

Analýza měření založených na událostech poměřuje, jakou měrou jsou výnosy akciových indexů zemí EU4 ovlivňovány společnými zprávami (tj. pro celou EU) a do jaké míry mají změny výnosů zemí EU4 vliv lokální faktory – pro formální zápis viz rovnice 1.3. Ze získaných výsledků vyplývá, že český, maďarský a polský akciový trh byl ovlivňován zprávami akciového trhu eurozóny poměrně významně, zejména v období po vstupu do EU. To lze pozorovat s levé části obrázku 6.10, která obsahuje rolovaný koeficient gama získaný z odhadu rovnice 1.3. Doplnující pohled lze získat z pravé části obrázku 6.10, která obsahuje výpočty směrodatných odchylek pro země EU4 a EU3 (Česká republika, Maďarsko a Polsko). I přes snahu o eliminaci slovenských výsledků je patrné, že volatilita gama koeficientů po vstupu do EU vzrostla, což může odrážet vyšší informační absorpci a pozvolné se otevírání zahraničním titulům. Přesto výsledky jsou zřejmě zde zkresleny výsledky odhadů gama koeficientu pro Polsko, které prudce vzrostly v prvním kvartále roku 2005.

Obr. 6.10 Koeficienty beta pro země EU4 a jejich směrodatná odchylka



Poznámka: CR – Česká republika, H – Maďarsko, P – Polsko, SK – Slovensko. SD – směrodatná odchylka, HP – Hodrick-Prescottův filtr. Datový soubor: leden 1999 až červenec 2006 (týdenní periodičita).

Zdroj: vlastní z dat Bloomberg a DataStream.

6.3.5 Modely volatility typu GARCH

U modelování ARCH a GARCH modelů je vhodné začít globálním pohledem na časové řady akciových indexů, např. pomocí spojnicového grafu (viz obr. 6.2) a histogramu (viz obr. P6.1). Z těchto grafických prezentací je patrné, že časové řady výnosů národních akciových indexů (RSE_t): (i) není charakterizována normovaným

normálním rozdělením (vysoký ukazatel špičatosti a Jarque-Bera statistiky), (ii) může být stacionární již na úrovni svých hodnot, tj. nikoli až na úrovni prvních nebo druhých diferencí, jak je tomu u mnoha ekonomických časových řad¹⁰⁴.

Posledním přípravným krokem je ověření hypotézy o stacionaritě (stupně integrace časových řad). Z důvodu snížení možnosti nesprávné identifikace byly vypočteny výsledky dle tří testů, tj. pomocí ADF testu (*Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test*), DF-GLS testu (*Dickey-Fuller Test with GLS Detrending*) a PP testu (*The Phillips-Perron Test*) pro výnosy národních burzovních indexů (RSE_t). Výsledky testů jsou uvedeny v tabulce 6.4, ze které vyplývá jednoznačný závěr, že všechny časové řady národních burzovních indexů jsou typu $I(1)$, tedy jde o stacionární časové řady ve svých prvních diferencích (nikoli úrovních). Tento závěr platí u všech zkoumaných časových řad na 1% hladině významnosti.¹⁰⁵ Rovněž nebyl nalezen rozdíl ve stupni integrace časové řady výnosů v eurech a těch, které nebyly do eur převedeny.

¹⁰⁴ Pokud je časová řada nestacionární na požadované procentní úrovni statistické významnosti, pak je nutná její transformace do takové úrovně diferencí, kdy se již stává stacionární. V tomto případě je vhodné nejprve vypočítat tzv. nominální procentní výnos akciového kurzu (viz rovnice 6.1).

¹⁰⁵ Jedinou výjimkou je závěr DF-GLS testu pro slovenský burzovní index, jehož výsledek nebyl ani na 10% hladině významnosti signifikantní. Protože však ostatní dva testy ukázaly signifikantnost na 1% hladině významnosti, považujeme i tuto časovou řadu za řadu typu $I(1)$.

Tab. 6.4: Testy jednotkového kořene národních burzovních indexů

Národní burzovní index		Test jednotkového kořene		
		ADF	DF-GLS	PP
PX50	úroveň	0,569354 [c,t]	0,517220 [c,t]	0,769227 [c,t]
	1. difference	-17,40006 [c] ^a	-17,17482 [c] ^a	-17,36776 [c] ^a
BUX	úroveň	-0,642630 [c,t]	-0,972628 [c,t]	-0,593765 [c,t]
	1. difference	-18,71987 [c] ^a	-18,68510 [c,t] ^a	-18,84268 [c] ^a
WIG	úroveň	-0,734686 [c,t]	-1,162111 [c,t]	-0,722677 [c,t]
	1. difference	-19,06410 [c] ^a	-18,27645 c,t] ^a	-19,15985 [c] ^a
SKSM	úroveň	0,795247 [c,t]	0,346518 [c,t]	1,323347 [c,t]
	1. difference	-13,32531 [c,t] ^a	-1,820419 [c,t]	-21,59630 [c,t] ^a
ATX	úroveň	3,727484 [c]	4,546628 [c]	4,210240 [c]
	1. difference	-16,94787 [c] ^a	-3,119346 [c] ^a	-17,17679 [c] ^a
EU17	úroveň	-1,591550 [c]	-0,975141 [c,t]	-1,584264 [c]
	1. difference	-20,59199 [c] ^a	-19,75146 [c] ^a	-20,63889 ^a
EU12	úroveň	-1,521406 [c]	-1,045915 [c,t]	-1,509401 [c]
	1. difference	-20,22355 ^a	-19,31164 [c] ^a	-20,30032 [c] ^a

Poznámka: ADF - The Augmented Dickey-Fuller Test, DF-GLS - Dickey-Fuller Test with GLS Detrending, PP - The Phillips-Perron Test; c – vyjadřuje zahrnutí konstanty, t – vyjadřuje zahrnutí trendu při výpočtu jednotkového kořene; a, b, c vyjadřuje 1%, 5%, resp. 10% hladinu významnosti;

Zdroj: vlastní výpočty z dat Bloomberg a DataStream.

6.3.5.1 Identifikace nejvhodnějšího procesu (modelu)

Druhý krok této analýzy se snaží odpovědět na otázku, který model nejvíce odpovídá časové řadě výnosů (R_t). Pro přijetí rozhodnutí je nutné analyzovat korelogram každé ze zkoumaných časových řad. Ten je pro případ České republiky prezentován (ve zkrácené podobě pro 15 zpoždění) v tab. 6.5. Kolerogramy pro ostatní sledované země, tj. pro Maďarsko, Polsko, Slovensko, Rakousko, EU17 a eurozónu, obsahuje příloha P6.6.

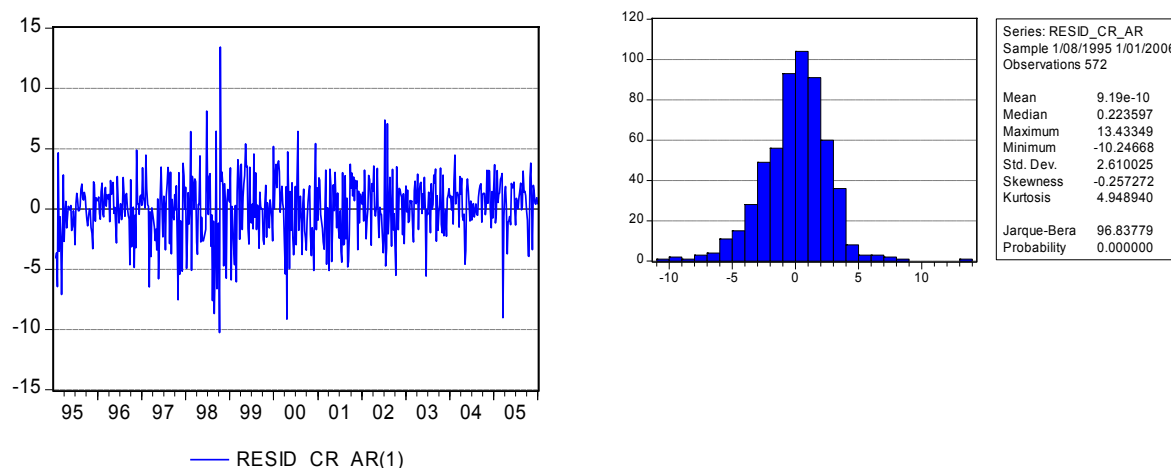
Tab. 6.5: Korelogram výnosů pro Českou republiku (PX50)

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
.**	.**	1	0,204	0,204	23,895	0,000
. .	* .	2	-0,057	-0,103	25,762	0,000
* .	* .	3	-0,099	-0,069	31,476	0,000
* .	. .	4	-0,072	-0,043	34,463	0,000
. .	. .	5	-0,001	0,012	34,464	0,000
. .	. .	6	0,057	0,042	36,319	0,000
. .	. .	7	0,011	-0,019	36,384	0,000
. .	. .	8	0,003	0,010	36,390	0,000
. .	. .	9	0,049	0,057	37,790	0,000
. .	. .	10	0,021	0,004	38,041	0,000
. .	. .	11	0,028	0,031	38,493	0,000
. .	. .	12	0,027	0,024	38,926	0,000
. .	. .	13	0,000	0,002	38,926	0,000
. .	. .	14	0,009	0,018	38,972	0,000
. .	. .	15	-0,023	-0,029	39,278	0,001

Zdroj: vlastní výpočty z dat Bloomberg a DataStream.

Korelogram ukazuje, že doporučený model může mít tvar AR(1) modelu nebo také ARMA(1,1) modelu. U obou uvažovaných modelů závisí konečné rozhodnutí na hodnotě AIC kritéria (*Akaike Info Criterion*) a SC kritéria (*Schwarz Criterion*). Nejnižší hodnoty obou kritérií ukázal model AR(1)¹⁰⁶. Následná analýza reziduí AR(1) modelu je dalším krokem před konečným potvrzením AR(1) modelu jako nejvhodnějšího modelu, která zjišťuje stupeň jeho normality. Pro tuto analýzu můžeme použít níže uvedený spojnicový graf a histogram reziduí.

Obr. 6.11: Rezidua AR(1) modelu – spojnicový graf a histogram (Česká republika)



Zdroj: vlastní výpočty z dat Bloomberg a DataStream.

Z histogramu je patrné, že AR(1) model má stále vysokou hodnotu špičatosti a Jarque-Bera statistiky. Tyto výsledky potvrzují nenormalitu rozdělení, která

¹⁰⁶ Nejnižší hodnoty AIC a SC kritérií měl model ARMA(6,6), ale z globálního pohledu je nejlepším modelem stále model AR(1).

naznačuje přítomnost volatilních shluků (*volatility cluster*) a přítomnost GARCH procesu. Dalším krokem je kontrola výsledků korelogramu druhých mocnin reziduí. Tato analýza ukázala, že zde pravděpodobně neexistuje nelineární závislost na žádném stupni zpoždění (lagu). Dále proto věnujeme následující analýzu odhadu jak lineární podoby modeů volatility (modely typu GARCH), tak i nelineární podoby modelu (modely typu EGARCH) modelů volatility.

6.3.5.2 Specifikace lineárního modelu volatility typu GARCH

Proces nalezení nejvhodnějšího GARCH modelu¹⁰⁷ se skládá z redukce počtu jeho stupňů s cílem simultánně optimalizovat níže uvedená kritéria: (i) koeficienty musí být signifikantně různé od nuly, (ii) standardizované odchylky by měly být typu iid(0,1)¹⁰⁸ a měly by mít rozložení blízké normálnímu normovanému rozložení (ukazatel šikmosti blízký nebo roven třem, nízká hodnota Jarque-Bera statistiky s pravděpodobností blízké jedné) a neměly by obsahovat zbývající GARCH proces, (iii) nízká hodnota AIC a SC (v porovnání s ostatními odhadnutými modely) je rovněž požadována.

Při hledání vhodného GARCH procesu byl zvolen jako základ simulací model typu GARCH (4,4). Po systematické redukci stupně modelu, tj. od 4 do 1, byl nalezen jako nejvhodnější model GARCH(1,1), což rovněž odpovídá obecnému doporučení stran tohoto modelu – viz např. Hafner (1997). Tabulka 6.6 ukazuje výsledky tohoto odhadu, který byl odhadnut v rozšířené podobě tzv. TARARCH modelu. Tento ekonometrický výstup programu Eviews 5.1 je rozdělen do tří sekcí: (i) standardní výsledek pro průměr, (ii) rovnice pro varianci a (iii) další hlavní testy a statistiky.

¹⁰⁷ Platí i pro modely typu EGARCH.

¹⁰⁸ Symbol iid (0,1) vyjadřuje = nezávislost, identitu a normální rozložení časové řady (*independently, identically and normaly distributed*).

Tab. 6.6: TGARCH(1,1) model – výsledky odhadu (Česká republika)

Dependent Variable: DPX50				
Rovnice průměru				
	Coefficient t	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0,140506	0,133777	1,050305	0,2936
DEURO	0,369777	0,040613	9,104947	0,0000
AR(1)	0,307542	0,041374	7,433203	0,0000
Rovnice variance				
C	0,995574	0,286435	3,475743	0,0005
ARCH(1)	0,044392	0,041304	1,074758	0,2825
(RESID<0)*ARCH(1)	0,142455	0,061480	2,317102	0,0205
GARCH(1)	0,665457	0,082703	8,046305	0,0000
R-squared	0,231033	Mean dependent var	0,164017	
Adjusted R-squared	0,222867	S.D. dependent var	2,499128	
S.E. of regression	2,203109	Akaike info criterion	4,365036	
Sum squared resid	2742,335	Schwarz criterion	4,418260	
Log likelihood	-1241,400	F-statistic	28,29206	
Durbin-Watson stat	2,058450	Prob(F-statistic)	0,000000	

Zdroj: vlastní výpočty z dat Bloomberg a DataStream.

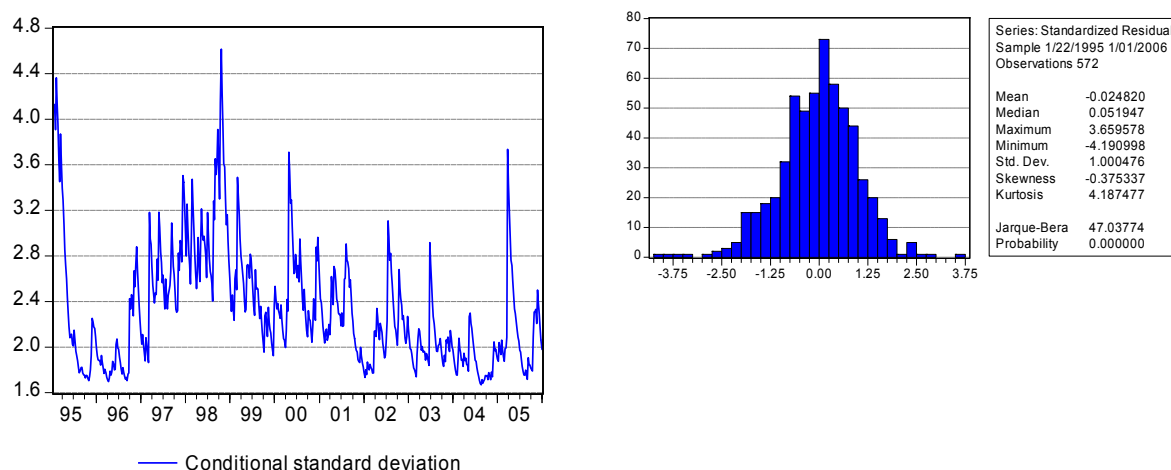
Výsledek odhadu nám rovněž umožňuje zapsat konečnou formulaci GARCH/TGARCH modelu pro Českou republiku:

$$Rcr_t = 0.1405 + 0.3698Re_t + 0.3075Rcr_{t-1} + \varepsilon_t \quad (6.7a)$$

$$h_t = 0.995574 + 0.14245\varepsilon_{t-1}^2 + 0.66545h_{t-1} \quad (6.7b)$$

Obrázek 6.12 prezentuje rezidua (histogram) a podmíněnou směrodatnou odchylku pro nejvhodnější model.

Obr. 6.12 TGARCH(1,1) – histogram a pod. směrodatná odchylka (Česká republika)



Zdroj: vlastní výpočty z dat Bloomberg a DataStream.

Pravá část obrázku 6.12 ukazuje graf podmíněné standardní odchylky, který znázorňuje jeden krok dopředu hledící standardní odchylku pro každou pozorovanou

hodnotu souboru (pozorování ze dne t je předpovědí pro hodnotu t vytvořenou použitím informací dostupných v čase $t-1$). Z obou těchto obrázku je možno pozorovat zlepšení obou popisných statistik – špičatosti a Jarque-Bera statistiky. Obdobné zlepšení také ukazuje korelogram kvadratických standardizovaných odchylek (*the squared standardised residuals*).

Níže uvedená prezentuje odhady nejvhodnějších lineárních modelů volatility pro ostatní sledované země, a to ve dvou základních podobách. První je prezentována v tab. 6.7, která obsahuje v rovnici průměru výnosy akciových trhů eurozóny (DEURO), druhá pak navíc zařazuje tyto výnosy eurozóny i do rovnice variance – viz tab. 6.8. Grafická podoba podmíněné směrodatné odchylky a histogramu je uvedena v příloze 6.

Tab. 6.7 Model TGARCH(1,1) model pro země EU4

Koeficient / Model	Česká republika		Maďarsko		Polsko		Slovensko	
	RSE	RSE euro	RSE	RSE euro	RSE	RSE euro	RSE	RSE euro
Rovnice průměru								
C	0,140506	0,255029 ^b	0,398718 ^a	0,290390 ^a	0,235557 ^a	0,191395	0,040368	0,033903
DEURO	0,369777 ^a	0,418392 ^a	0,605261 ^a	0,677723 ^a	0,552332 ^a	0,721281 ^a	0,018562	0,008376
AR(1)	0,307542 ^a	0,290837 ^a	0,209191 ^a	0,212304 ^a	0,182996 ^a	0,198315 ^a	0,073226	0,073509
Rovnice variance								
C	0,995574 ^a	0,450604 ^a	0,410480 ^a	1,141624 ^a	0,040221	0,127361	3,173377 ^a	3,075129 ^a
ARCH(1)	0,044392	0,077463 ^a	0,145124 ^a	0,122416 ^a	0,043657 ^c	0,027726 ^c	0,210535 ^a	0,213012 ^a
(RESID<0)*ARCH(1)	0,142455 ^a	0,052790	-0,004567	0,070699	0,019475	0,056188	-0,086477	-0,087021
GARCH(1)	0,665457 ^a	0,811257 ^a	0,807760 ^a	0,710584 ^a	0,936962 ^a	0,926166 ^a	0,510209 ^a	0,518644 ^a
Akaike info criterion	4,365036	4,510294	4,779052	4,938274	4,724008	4,973253	5,082532	5,081023
Log-likelihood function value	-1241,400	-1282,944	-1359,809	-1405,346	4,724008	-1415,350	-1446,604	-1446,173
Testy residuí								
Sk	0,497677	-0,375352	-0,255783	-0,26396	0,076900	-0,078886	0,600759	0,596466
Ku	4,225858	4,187501	4,666857	4,650164	3,435968	3,586406	7,284740	7,300441
	8,4024	10,757	8,3233	11,919	2,8298	3,8183	15,107	15,239
L-B(10)^x	(0,494)	(0,216)	(0,502)	(0,218)	(0,971)	(0,923)	(0,088)	(0,085)
	4,2561	4,4881	12,842	7,6965	13,000	6,4569	2,1084	2,1603
L-B(10)^y	(0,894)	(0,876)	(0,170)	(0,565)	(0,163)	(0,693)	(0,990)	(0,989)

Poznámka: Sk – Skewness (šikmost), Ku – Kurtosis (špičatost), L-B(10)^x – Ljung-Box statistika pro test autokorelace 10. řádu reziduí, L-B(10)^y – Ljung-Box statistika pro test zbytkové heteroscedasticity 10. řádu čtverců reziduí; a, b, c vyjadřuje 1%, 5%, resp. 10% hladinu významnosti, konkrétní hodnoty p-values jsou uvedeny v závorce.

Zdroj: vlastní výpočty z dat Bloomberg a DataStream.

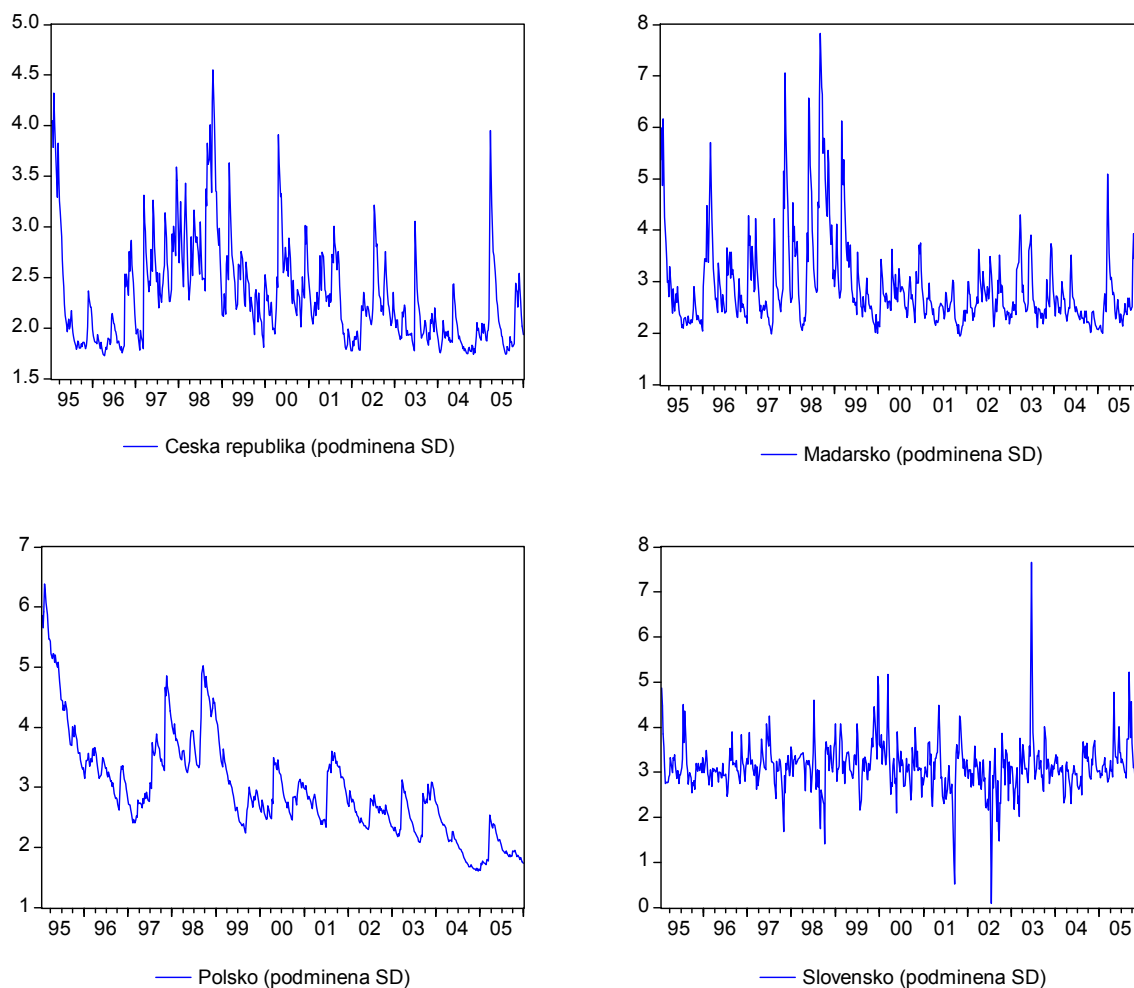
Tab. 6.8 Model TGARCH(1,1) s rozšířenou rovnicí variance pro země EU4

Koeficient / Model	Česká republika		Maďarsko		Polsko		Slovensko	
	RSE	RSE euro	RSE	RSE euro	RSE	RSE euro	RSE	RSE euro
Rovnice průměru								
C	0,146258	0,247981 ^a	0,395789 ^a	0,321344 ^b	0,235588 ^b	0,193527	0,088011	0,044525
DEURO	0,369855 ^a	0,417300 ^a	0,605524 ^a	0,681932 ^a	0,561628 ^a	0,728288 ^a	0,041909	0,035786
AR(1)	0,307098 ^a	0,293937 ^a	0,208493 ^a	0,213783 ^a	0,182980 ^a	0,198069 ^a	0,071992	0,082333
Rovnice variance								
C	1,388638 ^a	0,644652 ^a	0,390351 ^a	1,636761 ^a	0,042888	0,135803	5,468768 ^a	5,145304 ^a
ARCH(1)	0,040577	0,073027 ^b	0,142944 ^a	0,157324 ^a	0,043712	0,029336	0,128409 ^a	0,134604 ^a
(RESID<0)*ARCH(1)	0,141026 ^c	0,078251 ^c	-0,004952	0,078674	0,020056	0,055023	-0,073314	-0,059927
GARCH(1)	0,589389 ^a	0,767465 ^a	0,812510 ^a	0,621022 ^a	0,936693 ^a	0,924583 ^a	0,358047 ^a	0,373089 ^a
DEURO	-0,197486 ^b	-0,056763	0,018225	-0,195739 ^c	-0,025813	-0,026005	0,771797 ^a	0,743558 ^a
Akaike info criterion	4,357748	4,512847	4,782391	4,938722	4,725972	4,976283	5,069202	5,064921
Log-likelihood function value	-1238,316	-1282,674	-1359,764	-1404,475	-1343,628	-1415,217	-1441,792	-1440,567
Testy residuí								
Sk	0,462032	-0,388796	-0,261134	-0,206831	0,083945	-0,069763	0,395625	0,396503
Ku	4,091263	4,210454	4,646625	4,628775	3,380110	3,585189	5,746216	5,815214
L-B(10)^x	8,8419 (0,452)	12,534 (0,185)	8,3890 (0,495)	11,523 (0,242)	2,7070 (0,975)	3,6453 (0,933)	14,267 (0,113)	14,122 (0,118)
L-B(10)^y	4,5302 (0,873)	4,2014 (0,898)	14,653 (0,145)	4,3250 (0,889)	11,261 (0,258)	6,4613 (0,693)	1,3486 (0,998)	1,3002 (0,996)

Poznámka: Sk – Skewness (šikmost), Ku – Kurtosis (špičatost), L-B(10)^x – Ljung-Box statistika pro test autokorelace 10. řádu reziduí, L-B(10)^y – Ljung-Box statistika pro test zbytkové heteroscedasticity 10. řádu čtverců reziduí; a, b, c vyjadřuje 1%, 5%, resp. 10% hladinu významnosti, konkrétní hodnoty p-values jsou uvedeny v závorce.

Zdroj: vlastní výpočty z dat Bloomberg a DataStream.

Obr. 6.13 Model TGARCH(1,1) – podmíněná směrodatná odchylka v modelu s rozšířenou rovnicí variance



Zdroj: vlastní výpočty z dat Bloomberg a DataStream.

6.3.5.3 Nelineární modely volatility – modely typu EGARCH

Tab. 6.9 ukazuje výsledky modelu EGARCH(1,1) pro Českou republiku, Maďarsko, Polsko a Slovensko se zohledněním vývoje evropských indexů pouze v základní rovnici (rovnice průměru). Alternativně byly vypočteny výnosy získané z národních burzovních indexů v národních měnách, tak i výnosy vyjádřené v eurech. První část tabulky tedy tvoří odhady pro rovnice průměru, kde byly odhadnuté výsledky koeficientu eurových výnosů (deuro) a zpožděných národních indexů (AR(1)) signifikantní v případě České republiky, Maďarska a Polska. Oba koeficienty nabývaly vždy kladných hodnot, přičemž nejvíce byly ovlivněny vývojem evropských výnosů polské, poté maďarské a české výnosy. Výsledky pro Slovensko nebyly signifikantní, výjma eurové subvarianty členu AR (1). Druhou část tab. 6.9 a 6.10

tvorí výsledky rovnice variance, která obsahuje výnosy akcií eurozóny označované jako DEURO.

Tab. 6.9 Model EGARCH(1,1) model pro země EU4

Koeficient / Model	Česká republika		Maďarsko		Polsko		Slovensko	
	RSE	RSE euro	RSE	RSE euro	RSE	RSE euro	RSE	RSE euro
Rovnice průměru								
C DEURO AR(1)	0,191806 ^b	0,229402 ^b	0,403232 ^a	0,239748 ^a	0,224089 ^b	0,109708	0,069593	0,047280
	0,377877 ^a	0,436522 ^a	0,605836 ^a	0,670904 ^a	0,580536 ^a	0,728407 ^a	0,041353	0,030323
	0,287833 ^a	0,291987 ^a	0,188309 ^a	0,176955 ^a	0,183184 ^a	0,191235 ^a	0,107743 ^b	0,106052 ^a
Rovnice variance								
C	0,068304	-0,019567	-0,094949 ^a	0,044434	-0,061740 ^a	0,006894	0,378573 ^a	0,367134 ^a
ABS(RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1)))	0,238068 ^a	0,191149 ^a	0,348333 ^b	0,365285 ^a	0,093873 ^a	0,013039	0,349989 ^a	0,350045 ^a
RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1))	-0,081731 ^a	-0,038636 ^c	0,001852	-0,031727	-0,016007	-0,057651 ^a	0,047949	0,050112
LOG(GARCH(-1))	0,828230 ^b	0,920486 ^a	0,911949 ^a	0,845434 ^a	0,991019 ^a	0,989895 ^a	0,715478 ^a	0,720303 ^a
Akaike info criterion	4,356610	4,500354	4,779637	4,941220	4,716441	4,961018	5,072651	5,071156
Log-likelihood function value	-1238,990	-1280,101	-1359,976	-1406,189	-1341,902	-1411,851	-1443,778	-1443,351
Testy reziduí								
Sk	-0,48799	-0,374664	-0,288270	-0,257474	0,076351	-0,13958	0,568235	0,564562
Ku	4,131088	4,162232	4,631290	4,543819	3,378669	3,683931	7,115027	7,120622
L-B(10)^x	8,7515	12,513	8,7622	14,401	2,7284	4,7975	13,824	13,906
	(0,461)	(0,186)	(0,460)	(0,109)	(0,974)	(0,852)	(0,129)	(0,126)
L-B(10)^y	3,7774	3,8342	9,6643	6,2632	12,221	10,138	2,7166	2,7310
	(0,925)	(0,922)	(0,378)	(0,713)	(0,201)	(0,339)	(0,974)	(0,974)

Poznámka: Sk – Skewness (šikmost), Ku – Kurtosis (špičatost), L-B(10)x – Ljung-Box statistika pro test autokorelace 10. řádu reziduí, L-B(10)y – Ljung-Box statistika pro test zbytkové heteroscedasticity 10. řádu čtverců reziduí; a, b, c vyjadřuje 1%, 5%, resp. 10% hladinu významnosti, konkrétní hodnoty p-values jsou uvedeny v závorce.

Zdroj: vlastní výpočty z dat Bloomberg a DataStream.

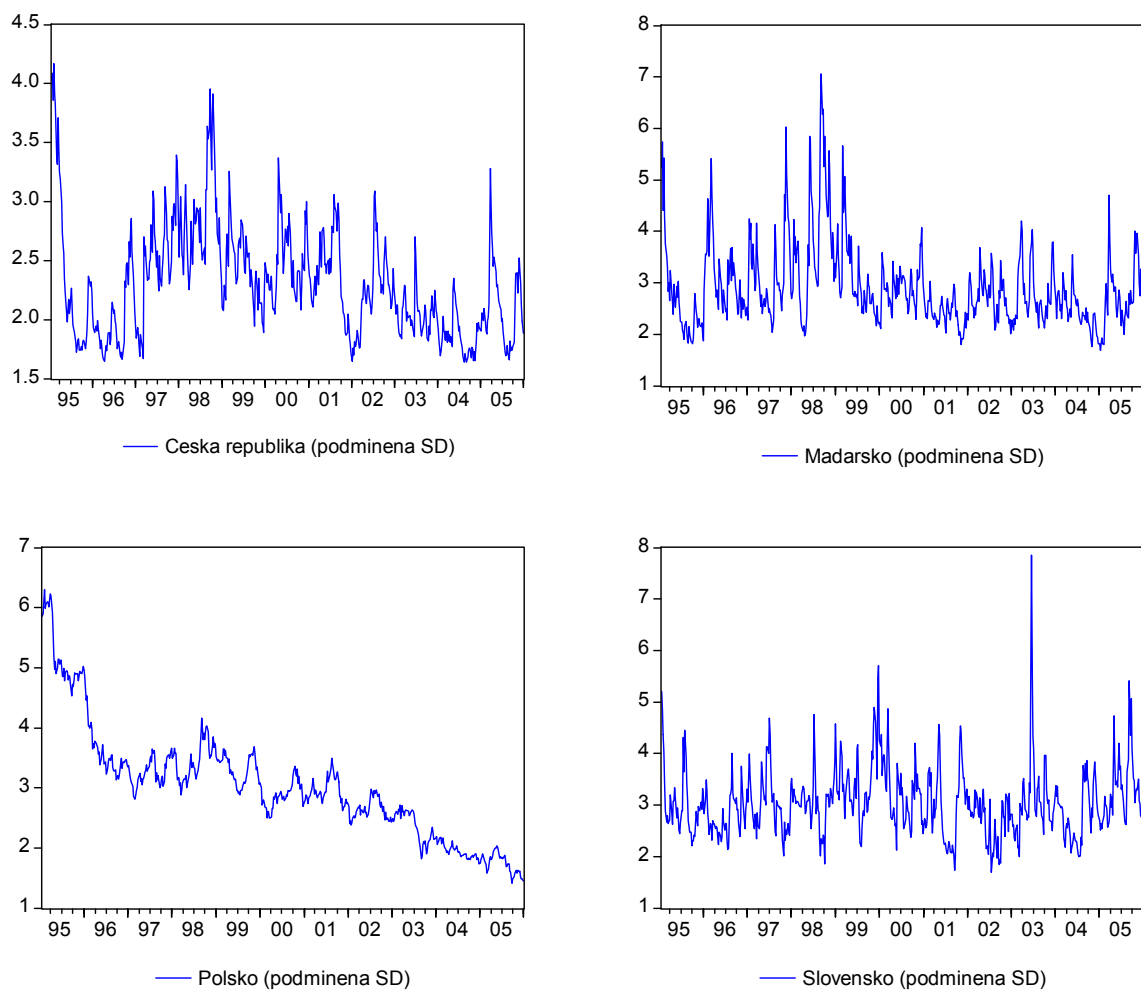
Tab. 6.10 Model EGARCH(1,1) model s rozšířenou rovnicí variance pro země EU4

Koeficient / Model	Česká republika		Maďarsko		Polsko		Slovensko	
	RSE	RSE euro	RSE	RSE euro	RSE	RSE euro	RSE	RSE euro
Rovnice průměru								
C	0,146258	0,247981 ^a	0,395789 ^a	0,321344 ^b	0,235588 ^b	0,193527	0,088011	0,044525
DEURO	0,369855 ^a	0,417300 ^a	0,605524 ^a	0,681932 ^a	0,561628 ^a	0,728288 ^a	0,041909	0,035786
AR(1)	0,307098 ^a	0,293937 ^a	0,208493 ^a	0,213783 ^a	0,182980 ^a	0,198069 ^a	0,071992	0,082333
Rovnice variance								
C	1,388638 ^a	0,644652 ^a	0,390351 ^a	1,636761 ^a	0,042888	0,135803	5,468768 ^a	5,145304 ^a
ARCH(1)	0,040577	0,073027 ^b	0,142944 ^a	0,157324 ^a	0,043712	0,029336	0,128409 ^a	0,134604 ^a
(RESID<0)*ARCH(1)	0,141026 ^c	0,078251 ^c	-0,004952	0,078674	0,020056	0,055023	-0,073314	-0,059927
GARCH(1)	0,589389 ^a	0,767465 ^a	0,812510 ^a	0,621022 ^a	0,936693 ^a	0,924583 ^a	0,358047 ^a	0,373089 ^a
DEURO	-0,197486 ^b	-0,056763	0,018225	-0,195739 ^c	-0,025813	-0,026005	0,771797 ^a	0,743558 ^a
Akaike info criterion	4,357748	4,512847	4,782391	4,938722	4,725972	4,976283	5,069202	5,064921
Log-likelihood function value	-1238,316	-1282,674	-1359,764	-1404,475	-1343,628	-1415,217	-1441,792	-1440,567
Testy reziduí								
Sk	0,462032	-0,388796	-0,261134	-0,206831	0,083945	-0,069763	0,395625	0,396503
Ku	4,091263	4,210454	4,646625	4,628775	3,380110	3,585189	5,746216	5,815214
L-B(10)^x	8,8419	12,534	8,3890	11,523	2,7070	3,6453	14,267	14,122
	(0,452)	(0,185)	(0,495)	(0,242)	(0,975)	(0,933)	(0,113)	(0,118)
L-B(10)^y	4,5302	4,2014	14,653	4,3250	11,261	6,4613	1,3486	1,3002
	(0,873)	(0,898)	(0,145)	(0,889)	(0,258)	(0,693)	(0,998)	(0,996)

Poznámka: Sk – Skewness (šikmost), Ku – Kurtosis (špičatost), L-B(10)^x – Ljung-Box statistika pro test autokorelace 10. řádu reziduí, L-B(10)^y – Ljung-Box statistika pro test zbytkové heteroscedasticity 10. řádu čtverců reziduí; a, b, c vyjadřuje 1%, 5%, resp. 10% hladinu významnosti, konkrétní hodnoty p-values jsou uvedeny v závorce.

Zdroj: vlastní výpočty z dat Bloomberg a DataStream.

Obr. 6.14 Model EGARCH(1,1) – podmíněná směrodatná odchylka v modelu s rozšířenou rovnicí variance



Zdroj: vlastní výpočty z dat Bloomberg a DataStream.

Závěr

Hlavním cílem disertační práce byla diskuse fenoménu finanční integrace (integrace finančních trhů)¹⁰⁹, jejich způsobů měření a kvantifikace pro vybrané nové členské země Evropské unie (Českou republiku, Maďarsko, Polsko, Slovensko) s vyspělými zeměmi EU (EU15), resp. zeměmi eurozóny. Teoretickým základem úvah o integraci finančních trhů se v této práci stal koncept tzv. beta a sigma konvergence, která má svůj původ v teorii růstu.

První kapitola se nejprve zabývala samotným definováním finanční integrace v širším a užším slova smyslu. Bylo upozorněno, že „užší“ definice, která je založena na zákonu jedné ceny, o který se práce v celém svém rozsahu opírá, je vhodná pro kvantitativní měření. Nicméně, získané výsledky na takto definovaných předpokladech zůstávají pouze podkladem pro následná kvantitativní měření, neboť jimi není doložena existence integračního procesu ve smyslu „širší“ definice. V této kapitole byly rovněž představeny přínosy integrace (vyhlazování spotřeby, vztah domácích investic a hospodářského růstu, rostoucí efektivnost finančního systému a finanční stabilita, odstraňování institucionálních bariér a specifické přínosy pro země s méně rozvinutým finančním sektorem) a její teoretické námitky (koncentrace kapitálu a nedostatečný přístup k finančním zdrojům, neadekvátní alokace kapitálových toků, ztráta makroekonomické stability, procykličnost krátkodobých kapitálových toků, stádové chování, nákaza a volatilita kapitálových toků a specifická ohrožení pro země s méně rozvinutým finančním sektorem). Dále jsme došli k závěru, že všechny tři kategorie měření finanční integrace, tj. měření: (i) pomocí cenových ukazatelů (tzv. *price-based measures* nebo *yield-based measures*) – měří odchylky v cenách nebo výnosech z aktiv způsobené geografickým původem aktiva; (ii) měření založená na kvantitativních ukazatelích (tzv. *quantity-based measures*) – zahrnují různé přehledy statistických informací sledujících změnu chování investora v procesu integrace a (iii) měření založená na událostech (tzv. *news-based measures*) – sledují intenzitu vlivu lokálních vs. globálních (společných pro integrující se subjekty) zpráv na ceny aktiv lze aplikovat na finanční trhy zemí EU4 (České republiky, Maďarska, Polska a Slovenska). Nicméně, bylo vždy nutné při analýzách jednotlivých trhů (devizový, peněžní, úvěrový, dluhopisový a akciový) a jejich dílčích

¹⁰⁹ Globální pohled na problematiku finanční integrace ukazuje obr. P1.1.

segmentů posoudit jejich účelnost. Často byla samotná analýza dále ztížena samotnou existencí a dostupností daných datových zdrojů. Jako přínosné se nám rovněž jevilo představení mnoha kvantitativních metod (rolovaná a standardní korelační analýza a regrese, metody panelových dat, stavově-prostorový model a modely volatility typu GARCH), které lze s výhodou použít při měření finanční integrace, tak jak je tomu v subkapitolách věnovaných kvantifikaci finanční integrace na jednotlivých trzích.

Druhá kapitola byla věnována devizovému trhu, který významně ovlivňuje integraci na ostatních finančních trzích. Vývoj nominálních bilaterálních kurzů k EUR a nominálních efektivních kurzů byl sledován jako velmi sladěný (korelační koeficient byl velmi blízký hodnotě 0,9), což zároveň odráží významnou orientaci na země evropského teritoria a nepřímou potvrzuje významnou obchodní provázanost se zeměmi eurozóny. Analýza sladěnosti (standardní a rolovaná korelace) de facto ukázala, že korelační koeficienty nabývaly vyšších hodnot pro období po vstupu do EU pro měnové páry zemí EU4 vzhledem k USD oproti páru EUR/USD, přičemž nejvíce sladěnou měnou byla dle výsledků analýzy sledována česká koruna. Aplikací konceptu beta konvergence bylo zjištěno, že regresní koeficienty vyšly blízké požadovaným hodnotám ($\alpha=0$, $\beta=-1$), což potvrdily i odhady stavově-prostorového modelu. V rámci panelových odhadů byl učiněn závěr, že tzv. country effect nebyl významný pro období od ledna 1999 do vstupu daných zemí do EU, avšak v období před a po tomto období jeho signifikantnost byla prokázána. Aplikací konceptu sigma konvergence bylo potvrzeno, že vzájemná variabilita měnových párů zemí EU4 k USD vzhledem k páru EUR/USD po vstupu do EU klesla, byť byla na konci sledovaného období patrná existence inflexního bodu, což dokládá mírnou divergenci. Empirická analýza spekulativní efektivnosti, která byla provedena na tříměsíčním časovém horizontu (za pomoci tříměsíčního forwardového kurzu národních měn zemí EU4 k EUR) neprokázala její existenci, tj. forwardový kurz není „ideálním“ prediktorem kurzu spotového. Z doplňkové analýzy modelů volatility nebyl prokázán tzv. pákový efekt u měnových kurzů zemí EU4 k EUR, tedy, že apreciacie (depreciace) kurzu není spojena s nižší (vyšší) volatilitou.

Třetí kapitola se zabývala integrací peněžního trhu, který je ze své podstaty a z pohledu dosahovaných úrovní úrokových sazeb ovlivněn nastavením měnověpolitických úrokových sazeb. Peněžní trh byl zkoumán na nezajištěném trhu a trhu derivátů krátkodobého dluhu. Analýza sladění ukázala, že úrokové diferenciály (sazby typu IBOR) zemí EU4 vzhledem k eurozóně postupně klesají (a v případě České republiky jsou s eurozónou velmi sladěny) a rovněž, že výše úrokových diferenciálů je velmi silně ovlivněna nastavením měnověpolitických sazeb v zemích EU4 a eurozóně. Korelační analýza v rámci analýzy sladění tyto výsledky potvrdila s tím, že na tříměsíčních sazbách byla závislost mezi sazbami EU4 a eurozóny po vstupu do EU zanedbatelná, avšak v segmentu derivátů krátkodobého dluhu (10Y úrokový swap) silná, až velmi silná. Aplikací konceptu beta-konvergence na segment derivátů krátkodobého dluhu (10Y úrokový swap) bylo u jednotlivých zemí EU4 zjištěno, že koeficient beta nabýval nízkých hodnot, což odráží skutečnost o nízké rychlosti konvergence daných sazeb k sazbám eurozóny. Výsledky panelových odhadů ukazují, že koeficient beta se souhrnně pro země EU4 vzhledem k eurozóně ve sledovaných obdobích výrazně nezměnil a pohyboval se kolem hodnoty -0,018. Komplementární pohled na dynamiku finanční integrace byl získán použitím tzv. přístupu sigma-konvergence, kterým bylo prokázáno dosahování pokroku ve stupni integrace, a to jak na segmentu nezajištěného trhu reprezentovaného sazbami 3M IBOR, tak i na segmentu derivátů krátkodobého dluhu reprezentovaného výnosy 10Y úrokový swap. Bylo rovněž prokázáno, že úroveň integrace českého a slovenského peněžního trhu s trhem eurozóny je vyšší než pro maďarský a polský trh (na obou sledovaných segmentech), přičemž v případě České republiky ji za relativně vysokou můžeme považovat již od roku 2000. Na nezajištěný peněžní trh reprezentovaný sazbami 3M IBOR bylo dále aplikováno měření založené na událostech. Výsledky jednoznačně nepotvrdily, že změny ve výnosech národních aktiv by byly ovlivňovány spíše společnými (evropskými faktory) než-li faktory specifickými pro danou zemi. Tento závěr je učiněn s vědomím si toho, že odhady nebyly stabilní v čase a jejich signifikantnost, zejména pak konstanta, nebyla dosažena na požadované hladině významnosti. Ve finále byla testována hypotéza kryté úrokové parity (CIRP) pro země EU4. Odhady lze interpretovat jako prokázání platnosti CIRP, neboť výsledky odhadů konstanty (α) byly blízké její teoreticky požadované hodnotě ($\alpha=0$) a rovněž blízkost koeficientu (β), jehož teoreticky ideální hodnota je jedna. Nicméně signifikantnost výsledků na 1%

hladině významnosti bylo dosaženo jen pro Polsko a s jistou mírou tolerance i pro Maďarsko. Pro případ České republiky a Slovenska nebyl koeficient α signifikantní.

Čtvrtá kapitola se věnovala problematice úvěrového trhu. Byly zde porovnány trajektorie zápůjčních a depozitních sazeb, a to jak ve své nominální, tak i reálné pobobě. Z vývoje agregovaných zápůjčních a depozitních sazeb, a to jak v jejich nominálním, tak i reálném vyjádření, došlo za poslední desetiletí ve všech sledovaných zemích k jejich značnému poklesu. Tento vývoj lze zdůvodnit zejména poklesem národních měnověpolitických sazeb, úspěšným dezinflačním procesem a završující se ekonomickou transformací. Analýza sladěnosti ukázala, že Česká republika se v porovnání s ostatními zeměmi EU4 dá považovat za nejvíce sladěnou s eurozónou, neboť její úrokový diferenciál osciloval kolem nuly. Z porovnání výsledků korelační analýzy na zápůjčních úrokových sazbách pro období před a po vstupu zemí EU4 do EU vyplynulo, že pouze Slovensko dosáhlo pokroku, když jeho korelační koeficient nabýval hodnoty 0,40 před vstupem, zatímco po vstupu se zvýšil na hodnotu 0,89. Zbývající tři sledované země pak zaznamenaly snížení korelačního koeficientu. Koeficient beta z individuálních regresních odhadů vyšel záporný pro všechny sledované země, čímž byl prokázán 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. Nicméně, v případě České republiky došlo k největšímu zrychlení, pokud srovnáme výsledky za období před a po vstupu do EU, avšak výsledky nebyly signifikantní na požadované hladině významnosti. Výsledky panelových odhadů byly signifikantní, přičemž i zde je vidět, že rychlost konvergence za celý sledovaný region nedosahuje vysokých hodnot, bereme-li v úvahu teoreticky ideální hodnotu $\beta = -1$. Koncept sigma konvergence prokázal za námi sledované období výrazné zlepšení v dosaženém stupni integrace, nicméně směrodatná odchylka v případě České republiky od roku 2001 roste, což signalizuje jisté známky divergentního chování.

Pátá kapitola byla zaměřena na integraci trhů státních dluhopisů. Analýza sladění se věnovala porovnání diferenciálů mezi výnosy dlouhodobých (desetiletých a pětiletých) vládních dluhopisů. Ukázala, že jejich výše pro případ České republiky oscilovala kolem nuly již od počátku roku 2002, přičemž pro pětiletý horizont byla jeho výše dokonce často i záporná. Všechny sledované diferenciály (diferenciály mezi 10Y a 5Y výnosem zemí EU3 oproti 10Y a 5Y Německa) pak ukazovaly na relativně shodnou trajektorii svého vývoje. Druhá část analýzy sladění věnovaná korelační analýze závěry první části potvrdila. Z výsledků korelační analýzy bylo patrné, že nejvyšší lineární závislosti bylo dosaženo mezi českými a německými desetiletými dluhopisy, a to v obou sledovaných obdobích (korelační koeficient nabýval hodnoty 0,78 pro období před vstupem a 0,88 pro období po vstupu do EU). Nejvyššího pokroku bylo dosaženo v případě Maďarska, které svoji sladění s výnosy německých dluhopisů výrazně zvýšilo, avšak stále dosahuje nejnižších hodnot v rámci sledovaných zemí. Relativně stabilně se vyvíjely i polské dluhopisy. Při komplexním pohledu na obě sledovaná období lze rovněž pozorovat, že pro všechny sledované země se jejich korelační koeficienty po vstupu do EU vzhledem k dluhopisům německým zvýšily. Výsledky individuálních regresních odhadů ukázaly, že rychlost konvergence vyjádřená koeficientem beta se v případě České republiky snížila (z hodnoty 0,022 před na 0,019 po vstupu do EU), pro případ Maďarska a Polska se však naopak zvýšila. Výsledky panelových odhadů ukázaly, že koeficient beta se souhrnně pro země EU3 (Českou republiku, Maďarsko a Polsko) vzhledem k Německu snižoval (z hodnoty -0,0388 v období před vstupem daných zemí do EU na hodnotu -0,0122 pro období po vstupu do EU). To jednoznačně prokázalo, že rychlost integrace byla vyšší před vstupem do EU, než-li tomu bylo po vstupu. Konceptem sigma-konvergence bylo prokázáno dosažení pokroku ve stupni integrace, tj. rozdíly ve volatilitách výnosů zemí EU3 vzhledem k Německu se po celé sledované období, zejména pak od vstupu zemí EU4 do EU, mírně snížily. Směrodatná odchylka dosáhla na konci sledovaného období téměř nulové hodnoty pro případ České republiky, což vyjadřuje blízkost maximálně možnému stupni integrace. Na trh vládních dluhopisů reprezentovaný dluhopisy se splatností 10 let bylo dále aplikováno měření založené na událostech. Výsledky měření ukázaly, že v případě České republiky a Polska má na změnu výnosů vládních dluhopisů vliv spíše společný evropský faktor (koeficient gama nabýval

hodnot přibližně 0,8), zatímco v případě Maďarska převládají stále faktory lokální (koeficient gama nabýval hodnot blízkých nule).

Šestá kapitola se zabývala měřením finanční integrace akciových trhů. Analýza výnosů akciových indexů ukázala, že hlavní akciové tituly eurozóny dosahovaly vyšších výnosů mezi léty 1996 až 2000, zatímco od počátku roku 2001 jsou pod úrovní indexů EU4. Důvod tohoto vývoje byl shledán v: (i) postupném zvyšování atraktivnosti kapitálových trhů zemí EU4 v důsledku avizovaného a politickou garniturou deklarovaného vstupu do EU, (ii) relativně nízkým hospodářským růstem, který provází vyspělé evropské tržní ekonomiky, (iii) rozvojem investičních příležitostí v zemích EU4 v důsledku přílivu přímých zahraničních investic a privatizací státního majetku. Dále byla identifikována existence užší vazby mezi českým, maďarským a polským indexem a jejich diametrálně rozdílný vývoj oproti indexu slovenskému, který potvrzuje relativní nerozvinutost a mělkost slovenského kapitálového trhu. Korelační koeficienty akciových indexů, a to jak ve své rolované, tak i standardní podobě vykazovaly podobný vývoj pro případ České republiky, Maďarsko a Polsko a na konci sledovaného období jejich hodnoty oscilovaly kolem úrovně 0,5. Relativně signifikantní snížení závislosti lze pozorovat u vztahu maďarského a benchmarkového akciového indexu (eurozóny). Dále je patrné, že nejtěsnější vazby má český akciový trh k trhu maďarskému, poté polskému a rakouskému. Opět i zde se potvrdilo, že slovenský akciový index se vyvíjel relativně autonomně vzhledem k vývoji akciových trhů okolních zemí a referenčního teritoria EU12 nebo EU17. Individuální výsledky evaluace konceptu beta-konvergence potvrdily probíhající konvergenční proces (koeficient beta nabýval pro všechny sledované země záporných hodnot). Její rychlost byla mnohem vyšší v případě druhého (1999/01-2004/04) a třetího (2004/05-2006/06) období, než-li v případě prvního období (1995/01-1998/12), což je v souladu se skutečným vývojem na akciových trzích zemí EU4. Tyto trhy totiž do konce roku 1998 lze považovat jako relativně nerozvinuté. Výsledky panelové regrese potvrdily výsledky individuálních odhadů, i když zde není možné pozorovat tak velké rozdíly v rychlosti konvergence napříč vymezenými obdobími. Lze tedy shrnout, že napříč zeměmi EU4 byla prokázána existence konvergence (výjma Slovenska) vzhledem k vývoji v eurozóně a její rychlost se v jednotlivých obdobích zvyšovala. Individuální i souhrnné výsledky aplikace konceptu sigma-konvergence ukázaly, že od počátku roku 2005 začínají akciové trhy

České republiky, Maďarska a Polska od benchmarkového trhu zemí eurozóny divergovat. Pro Slovensko je sice patrná silná konvergence, ale jak již bylo v této kapitole několikrát naznačeno, tyto výsledky je nutno brát s velkou rezervou vzhledem k míře rozvinutosti a mělkosti slovenského akciového trhu. Průměrná a průřezová směrodatná odchylka spolu s trendy směrodatných odchylek pro jednotlivé země pak ukázala divergentní vývoj od vstupu zemí EU4 do EU, tj. snížení stupně dosažené konvergence. Tento závěr není překvapující, neboť pro akciové indexy zemí EU4 byl vstup do EU dobrou zprávou, která se projevila v jejich vysokém růstu, jenž nebyl následován růstem benchmarkového akciového indexu. Analýza měření založených na událostech ukázala, že český, maďarský a polský akciový trh byl ovlivňován zprávami akciového trhu eurozóny poměrně významně, zejména v období po vstupu do EU. I přes snahu o eliminaci slovenských výsledků je patrné, že volatilita gama koeficientů po vstupu do EU vzrostla, což může odrážet vyšší informační absorpci a pozvolné se otevírání zahraničním akciovým titulům. Přesto dosažené výsledky jsou zde zřejmě zkresleny výsledky odhadů gama koeficientu pro Polsko, které prudce vzrostly v prvním kvartálu roku 2005. Doplňující analýza byla provedena aplikací modelů volatility, které byly aplikovány na výnosech akciových indexů v národní měně i měně společné (euro). Ze spektra známých modelů volatility byly vybrány, jak model typu GARCH a TGARCH (lineární modely volatility), tak i model EGARCH (nelineární model volatility), a to ve dvou základních podobách. V první podobě byla rovnice průměru pro daný národní akciový index doplněna o výnos akciového indexu eurozóny, v druhé podobě pak navíc tyto výnosy eurozóny byly zařazeny i do rovnice variance. Výsledky odhadů vyšly relativně vysoce signifikantní pro případ České republiky, Polska a Maďarska. Pro případ Slovenska tomu tak ve většině případů nebylo, což jen potvrzuje výše uvedené závěry.

Před závěrečným vyhodnocením míry finanční integrace České republiky s eurozónou považuji za vhodné upozornit na několik důležitých skutečností: (i) jednotlivé výsledky zejména konceptu beta a sigma konvergence nelze interpretovat odděleně, neboť to, že je rychlost konvergence vysoká nebo nízká (pramení z konceptu beta-konvergence) může být až následně dle výsledků sigma-konvergence (stupeň dosažené konvergence) považováno za „dobrou“ nebo „špatnou“ zprávu, (ii) ze zkušeností zemí EU12 plyne, že vstup do eurozóny není „samospasitelným“ krokem zabezpečujícím zvýšení míry integrace na všech dílčích

finančních trzích (vlivem definiční absence kurzového rizika mezi členy měnové unie – viz zkušenosti z výzkumů akciového a zejména úvěrového trhu), (iii) vstup do EU se ukázal jako významný impuls, který v případě většiny dílčích finančních trhů napomohl k dosažení vyšší míry integrace, (iv) je nutno velmi pečlivě rozlišovat, zda-li je analýze podroben krátkodobý segment finančního trhu (devizový trh, peněžní trh např. v rámci nezajištěného trhu typu IBOR nebo ONIA, úvěrový trh na svých velmi krátkých splatnostech) nebo jeho segment dlouhodobý (peněžní trh např. v rámci derivátů krátkodobého dluhu také na svých dlouhodobých splatnostech, úvěrový trh na svých dlouhodobých splatnostech dluhopisový a akciový), neboť faktor očekávání a autonomnost politik jsou nepřehlédnutelnými faktory.

Z jistou mírou zjednodušení lze na základě provedené analýzy učinit tyto závěry o integraci dílčích finančních trhů české ekonomiky s eurozónou: (i) devizový trh je možné považovat za vysoce integrovaný, (ii) peněžní nezajištěný trh za neintegrovaný a silně ovlivněný národní měnovou politikou, (iii) peněžní trh derivátů krátkodobého dluhu za pomalu konvergující, (iv) pro úvěrový trh nelze závěry formulovat, (v) dluhopisový trh vykazující známky vysokého stupně integrace se zpomalující rychlostí konvergence, (vi) akciový trh od počátku roku 2005 divergující.

Literatura

- 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.
- ADJOUTÉ, K. – DANTHINE, J. (2003): European Financial Integration and Equity Returns: A Theory-Based Assessment, in Gaspar, Victor / Hartmann, Philipp / Slejpen, Olaf (eds.): The transformation of the European financial system. European Central Bank, Frankfurt: 185-246.
- AGÉNOR, P. R. (2003): Benefits and Costs of International Financial Integration: Theory and Facts. *World Economy*, 26 (8), 1089-1118.
- AGUILAR, J. – HÖRDAHL, P. (1998): Exchange Rates and Currency Options as EMU Indicators, *Sveriges Riksbank Quarterly Review*, 2, pp. 58-81.
- ALBERT J. - SCHUKNECHT, L. (2004): Boom-Bust Phases in Asset Prices and Fiscal Policy Behavior. IMF Working Papers, WP/04/54.
- ALEXANDRE, F. – BACAO, p. (2005): Monetary policy, asset prices, and uncertainty. *Economics letters*, 86, p. 37-42.
- ALCHIAN, A. – KLEIN, B. (1973): On a Correct Measure of Inflation. *Journal of Money, Credit, and Banking*, February, 5 (1, Part 1), pp. 173-191.
- ALIBER, R. (1973): The Interest Rate Parity Tudorem: A Reinterpretation. *Journal of Political Economy*, vol. 81, p. 1451-1459.
- ANGELONI, I. – EHRMANN, M. (2003): Financial Markets, Intermediaries and Intertemporal Smoothing, *Journal of Political Economy* 105, 523-546.
- ARLT, J. - ALTOVÁ, M. (2003): Finanční časové řady. 1. vyd. Grada Publishing, Praha, Česká republika.
- AYUSO, J. – BLANCO, R. (1999): Has Financial Market Integration Increased during the Nineties? Banco de España, Servicio de Estudios, Documento de Trabajo n. 9923, December.
- BABETSKII, I. – ÉGERT, B. (2005): Equilibrium Exchange Rate in the Czech Republic: How Good is the Czech BEER? *Finance a uver*. 2005, vol. 55, no.5-6, p. 232-252.
- BACA, S. P. – GARBE, B. – WEISS, R. A. (2000): The Rise of Sector Effects in Major Equity Markets. *Financial Analysts Journal*, September/October, pp. 35-40.
- 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.
- BANK FOR INTERNATIONAL SETTLEMENTS (2005): The 2004 Triennial Central Bank Survey of Foreign Exchange and Derivatives Market Activity. Bank for international settlements, Basel. www.bis.org/publ/rpfy05.htm.
- BARR, X. – PRISTLEY, X. (2002): Expected Return, Risk and the Integration of International bond Markets, *Journal of International Money and Finance*, Forthcoming.
- BARRO, R. J. - SALA-I-MARTIN, X. (1995): Technological Diffusion, Convergence, and Growth. NBER Working Papers 5151, National Bureau of Economic Research.
- BARRO, R. J. – SALA-I-MARTIN, X. (1992): Convergence. *Journal of Political*

- Economy 100, pp. 223-251.
- BARRO, R. J. (1990): The stock market and investment. *Review of Financial Studies* 3, p. 115–31.
- BARROS, P. P. – BERGLÖF, E. – FULGHIERI, P. – GUAL, J. – MAYER, C. – VIVES, X. (2005): *Integration of European Banking: The way forward. Monitoring European Deregulation 3*. Centre for Economic and Policy Research and Fundacion BBVA, London. pp. 103. ISBN: 1898128707.
- BEAKAERT, G. – CAMPBELL, H. R. (2000): Foreign Speculators and Emerging Equity Markets. *Journal of Finance*, Vol. 50, 403-444.
- BEAN, C. – LARSEN, J. – NIKOLOV, K. (2002): Financial Frictions and the Monetary Transmission Mechanism: Theory, Evidence and Policy Implications. ECB, WP No. 113.
- BEAN, CH. R. (2004): Asset prices, Monetary Policy and Financial Stability: A Central Banker's View. AEA Conference, San Diego, January 2004.
- BECKMANN, R, - EPPENDORFER, C. – NEIMKE, M. W (2001): Europäische Finanzmarktintegration und Wirtschaftswachstum, Diskussionsbeiträge Nr. 35, IEW, Bochum.
- BEKAERT, G. – HARVEY, C. R. – LUNDBLAD, C. (2002): Does Financial Liberalization Spur Growth? Mimeo, Columbia University.
- BEKAERT, G. – HARVEY, C. R. (1995): Time-Varying World Market Integration. *Journal of Finance*, Vol. 50, pp. 403-444.
- BEKAERT, G. – HARVEY, C. R. (1997): Emerging Equity Market Volatility. *Journal of Financial Economics* 43, pp. 29-77.
- BERA, A. K. – HIGGINS, M. L. (1993): ARCH Models: Properties, Estimation and Trstiny. *Journal of Economic Surveys*, 1993, vol. 7, issue 4, pp. 305-66
- BERGER, A. N. – KASHYAP, A. K. – SCALISE, J. (1995): The Transformation of the U.S. Banking Industry: What a Long, Strange Trip It's Been. Center for Financial Institutions Working Papers 96-06, Wharton School Center for Financial Institutions, University of Pennsylvania.
- BERNANKE, B. – GERTLER, M. – GILCHRIST, S. (1996): The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework. NBER Working Paper No. 5146.
- BERNANKE, B. – GERTLER, M. (1995): Inside the Black Box: The Credit Channel of Monetary Policy Transmission. NBER Working Paper No. 5146.
- BERNANKE, B. – GERTLER, M. (1999): Monetary Policy and Asset Price Volatility. In: *New Challenges for Monetary Policy: A Symposium Sponsored by the Federal Reserve Bank of Kansas City*. Federal Reserve Bank of Kansas City, pp. 77-128.
- BERNANKE, B. – GERTLER, M. (2001): Should Central Banks Respond to Movements in Asset Prices? *American Economic Review*, May.
- BERNANKE, B. S. – LAUBACH, T. – MISHKIN, F. S. - POSEN, A. S. (1999): *Inflation Targeting: Lessons from the International Experience*, Princeton, NJ: Princeton University Press.
- BOLLERSLEV, T. (1986): Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity. *Journal of Econometrics*, 1986, vol. 31, pp. 307-323.
- BORDO, M. – JANNE, O. (2002): Monetary Policy and Asset Prices: Does Benign Nevléct Make Sense? *International Finance*, December 2002, 5(2), pp. 139–64.
- BORIO, C. – LOWE, P. (2002): Asset Prices, Financial and Monetary Stability:

- Exploring the Nexus.” Bank for International Settlements (Basle, Switzerland) Working Paper No. 114.
- CABRAL, X. et al. (2002): Banking Integration in the Euro Area. ECB Occasional Paper Series No. 6.
- CAI, J. (2003): Asset Prices and Monetary Policy: Some Notes. Department of Economics. University of Hawaii. Manoa, (mimeo).
- CAPRIO, G. – HONOHAN, P. (1999): Restoring Banking Stability: Beyond Supervised Capital Requirements. *Journal of Economic Perspectives*, 13 (Fall 1999), p. 43-64.
- CASTRÉN, O. – MAZZOTTA S. (2005): Foreign Exchange Rate Option and Returns Based Correlation Forecasts Evaluation and Two Applications, *ECB Working Paper* No. 447.
- CAVAGLIA, S. – BRIGHTMAN, C. – AKED, M. (2000): The Increasing Importance of Industry Factors. *Financial Analysts Journal*, September/October, pp. 41-54.
- CECCHETTI, S. – GENBERG, H. – LIPSKY, J. – WADHWANI, S. (2000): Asset Prices and Central Bank Policy. Geneva Report on the World Economy 2. CEPR and ICMB.
- CECCHETTI, S. – GENBERG, H. – WADHWANI, S. (2002): Asset Prices in a Flexible Inflation Targeting Framework. NBER working paper series. National Bureau of Economic Research. No. 8970.
- 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.
- CIPRA, T. (2002): Kapitálová přiměřenost ve financích a solventnost v pojišťovnictví. 1. vyd. Ekopress, Praha, Česká republika.
- CODOGNO, X. et al. (2003): Government bond spreads, *Economic Policy*, October.
- COMMITTEE OF WISE MEN (2001): Final report of the Committee of Wise Men on the regulation of European securities markets (“Lamfalussy Report”). Brussels, 15 February.
- ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA (2005): Analýza stupně ekonomické sladěnosti České republiky s Eurozónou.
http://www.cnb.cz/www.cnb.cz/cz/menova_politika/strategicke_dokumenty/download/analyzy_sladenosti_2005.pdf
- ČIHÁK, M. – PODPIERA, R. (2006): Is One Watchdog Better than Three? International Experience with Integrated Financial-Sector Supervision. *Finance a úvěr – Czech Journal of Economics and Finance*, vol. 56, 2006, č. 3-4.
- DADUSH, DASGUPTA a RATHA (2000): The Role of Short-Term Debt in Recent Crises, *Finance & Development*, Vol. 37 (December), pp. 54-57.
- DEVENOW, A. - WELCH, I. (1996): RATIONAL HERDING IN FINANCIAL ECONOMICS. *European Economic Review*, VOL. 40(3-5), PAGES 603-615, APRIL.
- DORNBUSCH, R. – PARK, Y. CH. – CLAESSENS, S. (2000): Contagion: Understanding How It Spreads. *World Bank Research Observer*, pp. 177-97.
- DORNBUSCH, R. (1976): The theory of flexible exchange rate regimes and macroeconomic policy. *Scandinavian Journal of Economics*, no. 2, 1976
- DUMAS, B. – SOLNIK, B. (1995): The World Price of Foreign Exchange Risk.

- Journal of Finance, Vol. 50, p. 445-479.
- ENDERS, W. (2004): Applied Econometric Time Series. 2nd edition. Wiley publisher.
- ENGLE, R. F. (1982): Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of U.K. Inflation. *Econometrica*, 1982, vol. 50, pp. 987-1008.
- ERBENOVÁ, M. (2005): Globalizace finančních trhů a integrace dozoru nad finančním trhem České republiky. In: Aktuální vývoj finančních trhů, jejich regulace a dozor. Konference Vysoké školy finanční a správní, červen 2005.
- ESCHENBACH, F. – SCHUKNECHT, L. (2002a): Asset Prices and Fiscal Balances. ECB Working Paper 141, Frankfurt, European Central Bank.
- ESCHENBACH, F. – SCHUKNECHT, L. (2002b): The Fiscal Costs of Financial Instability Revisited. ECB Working Paper 191, Frankfurt, European Central Bank.
- EUROPEAN COMMISSION (1997): The impact of the introduction of the euro on capital markets. Brussels, July.
- EUROPEAN COMMISSION (1999a): Financial services: implementing the framework for financial services: action plan. COM (1999)232, Brussels, 11 May.
- EUROPEAN COMMISSION (2002a): Financial services: meeting the Barcelona priorities and looking ahead: implementation, Seventh Progress Report on the Financial Services Action Plan. Brussels, 3 December.
- FERGUSON, R. W. Jr. (2005): Asset Prices and Monetary Liquidity. The 7th Deutsche Bundesbank Spring Conference. Berlin. May 27.
- FILARDO, A. J. (2000): Monetary policy and Asset Prices. Federal Reserve Bank of Kansas City. Economic Review. Third Quarter. <http://www.kc.frb.org/publicat/econrev/PDF/3q00fila.pdf>
- FISCHER, S. – MERTON, R. (1984): Macroeconomics and Finance: The Role of the Stock Market. NBER Working Paper No. 1291.
- FRAIT, J. – KOMÁREK, L. (1999): Long-term Determinants of the Equilibrium Real Exchange Rate of the Czech Koruna. Czech National Bank Working Paper, No. 9.
- FRAIT, J. - ZEDNÍČEK, R. (1994): Makroekonomie. Ostrava, McProm.
- FRAIT, J. (2003): Měnová politika v období velmi nízké inflace. Česká společnost ekonomická. http://www.cnb.cz/pdf/JF_Deflace_text.pdf
- FRANKEL, J. A. – MCARTHUR, A. T. (1998): Political vs. Currency Premia in International Real Interest Differentials: A Study of Forward Rates for 24 Countries, *European Economic Review*, Vol. 32, 1038-1121.
- FRATZCHER, M. (2001): Financial Market Integration in Europe: On the Effects of EMU on Stock Markets. European Central Bank Working paper, No. 48, Frankfurt am Main.
- GALEOTTI, M. – SCHIANTARELLI, F. (1994): Stock market volatility and investment: Do only fundamentals matter? *Economica* 61 (May): 147–65.
- GASPAR, V. – PEREZ-QUIROS, X. – SICILIA, X. (2001) The ECB monetary policy strategy and the money market, *International Journal of finance and Economics*.
- GASPAR, V. et al. (2003): The impact of the euro on Europe's financial markets, BIS working Paper, no. 100.
- GERTLER, M. – GOODFRIEND, M. – ISSING, O. – SPAVENTA, L. (1999): Asset Prices and Monetary Policy - Four Views. CEPR/BIS Conference Report. The Center For Economic Policy Research.
- GIANNETTI, M. – GUIISO, L. – JAPPELLI, T. – PADULA, M. – PAGANO, M. (2002):

- Financial Market Integration, Corporate Financing and Economic Growth: Final Report, European Economy, Economic Papers, 179.
- GILCHRIST, S. – LEAHY, J. V. (2002): Monetary Policy and Asset Prices, *Journal of Monetary Economics*, Vol. 49 (January), No. 1, pp. 75–97.
- 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.
- GOODHART, CH. (1999): Central Bankers and Uncertainty. Bank of England Quarterly Bulletin 39, no. 1.
- GRAMLICH, E. (2001): Asset Prices and Monetary Policy. Remarks At the New Technologies and Monetary Policy International Symposium. Bank of France, November 30.
- GRAMLICH, E. M. (2001): Asset Prices and Monetary Policy. The New Technologies and Monetary Policy International Symposium, Bank of France, Paris, November 30.
- GREENSPAN, A. (2002): Opening Remarks,” in Rethinking stabilization policy. Kansas City, MO: Federal Reserve Bank of Kansas City, 2002, pp. 1–10.
- GRIFFIN, J. – KAROLYI, G. (1998): Another look at the role of industrial structure of markets for international diversification strategies. *Journal of Financial Economics* 50, pp. 351-373.
- HAMILTON, J. D. (1994): Time Series Analysis. Princeton University Press, Princeton.
- HARDOUVELIS, G. – MALLIAROPULOS, D. – PRIESTLEY, R. (2000a): EMU and European Stock Market Integration. CEPR Discussion Paper No. 2124.
- HARDOUVELIS, G. – MALLIAROPULOS, D. – PRIESTLEY, R. (2000b): The Impact of Globalization on the Equity Cost of Capital. Working Paper.
- HARRIS, R. – SOLLIS, R. (2003): Applied time series modelling and forecasting. Wiley & Sons, Chichester, The United Kingdom.
- HARTMANN, P. – MADDALONI, A. – MANGANELLI, S. (2003): The euro area financial system: structure, integration and policy initiatives. *Oxford Review of Economic Policy*, Spring 2003, Vol. 19 (1), pp. 180-213.
- HARTMANN, P. et al. (2001): The euro area financial system: structure, integration and policy initiatives, *Oxford Review of Economic Policy*, Spring 2003.
- HARVEY, A. C. (1989): Forecasting, Structural Time Series Models and the Kalman Filter. (Cambridge University Press).
- HEITFIELD, E. A. (1999): What do Interest Rate Data Say About the Geography of Retail Banking Markets?, *Antitrust Bulletin* 44 (2), Summer, 333-347.
- HERRMANN, S. – JOCHEM, A. (2003a): The international integration of money markets in the central and east European accession countries: deviations from covered interest parity, capital controls and inefficiencies in the financial sector. Economic Research Centre of the Deutsche Bundesbank. Discussion paper 07/03, March 2003.
- HERRMANN, S. – JOCHEM, A. (2003b): The international integration of foreign exchange markets in the central and east European accession countries: speculative efficiency, transaction costs and exchange rate premiums. Economic Research Centre of the Deutsche Bundesbank. Discussion paper 08/03, March 2003.

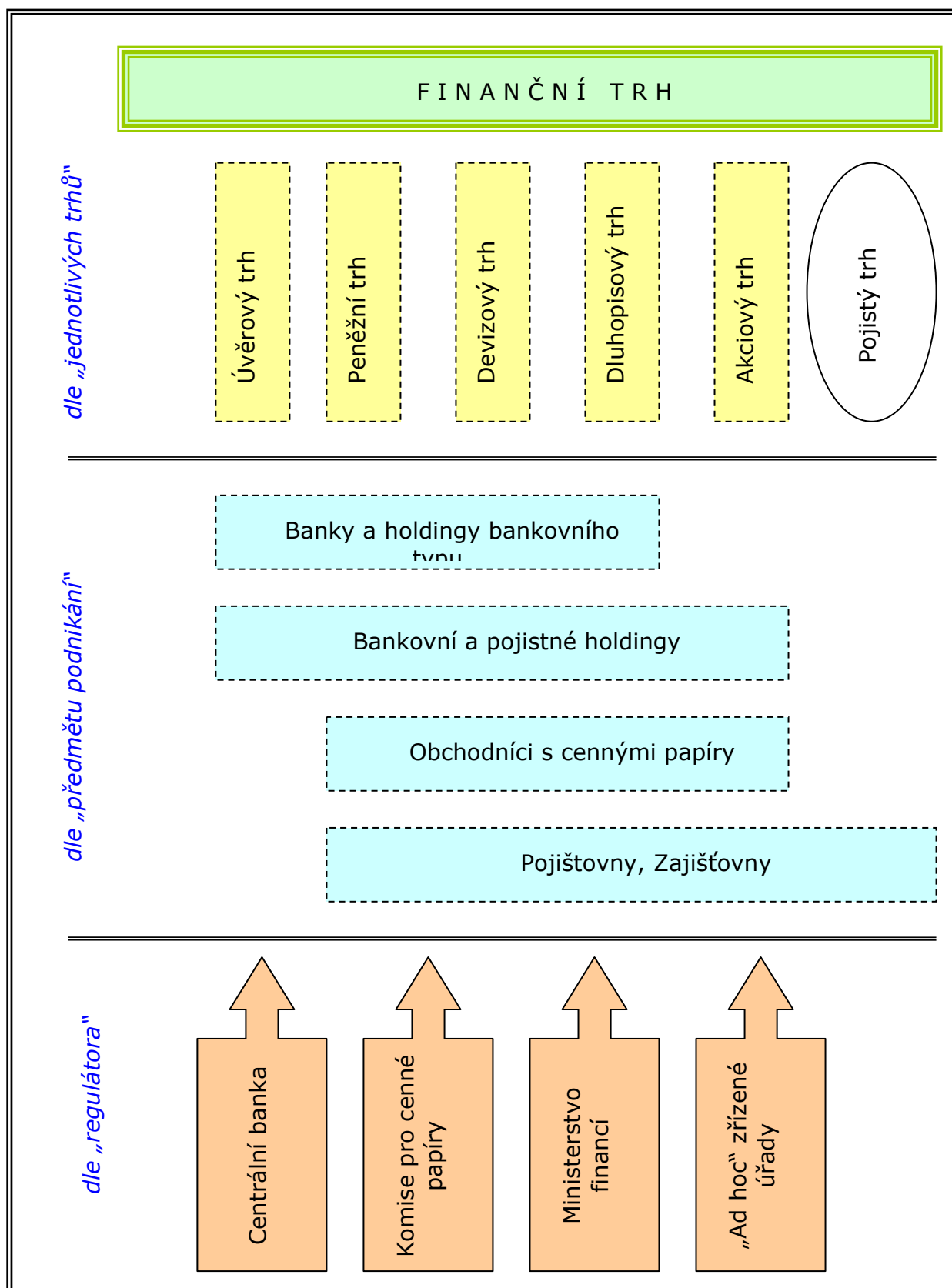
- HESTON, S. L. – ROUWENHORST, K. G. (1995): Industry and Country Effects in International Stock Returns. *The Journal of Portfolio Management*, Spring, pp. 53-58.
- HIGGINS, M. – LEVY, D. – ZOUNY, A. T. (2003): Sigma Convergence Versus Beta Convergence: Evidence from County-Level Data. *Emory Economics* from Department of Economics, Emory University (Atlanta), September 2003.
- HUBBARD, R. G. (1998): Capital-Market Imperfections and Investment. *Journal of Economic Literature*, Vol. 36, no. 1 (March 1998): 193-225.
- CHADHA, J. S. – SARNO, L. – VALENTE, G. (2004): Monetary Policy Rules, Asset Prices and Exchange rates. *IMF Staff Papers*, Vol. 51. No.3.
- CHEN Z. – KNEZ, P. J. (1995): Measurement of Market Integration and Arbitrage. *The Review of Financial Studies*, Vol. 8, No. 2, pp. 287-325.
- INTERNATIONAL MONETARY FUND (2000): World Economic Outlook, May 2000. In: Chapter III: Asset Prices and the Business Cycle. May 2000, p.77-112.
- INTERNATIONAL MONETARY FUND (2005): World Economic Outlook. IMF, Washington, D.C. <http://www.imf.org/external/pubs/ft/weo/2005/01/index.htm>
- ISSING, O. (2000): The globalisation of financial markets. European central bank, Frankfurt am Main. http://www.ecb.int/press/key/date/2000/html/sp000912_2.en.html
- ISSING, O. (2003): Monetary and Financial Stability: Is There a Trade-off? Speech at the Conference on "Monetary Stability, Financial Stability and the Business Cycle", 28-29 March 2003. Bank for International Settlements, Basel.
- JOHNSTON, R.J. – GREGORY, D. – SMITH, D. M. (ed.) (1994): *The Dictionary of Human Geography*, Oxford, Blackwell Publishers.
- KIM, S.J. – LUCEY, B.M. – WU, E. (2004): Dynamics of Bond Market Integration Between Existing And Accession EU Countries, *Institute for International Integration Studies Discussion Paper*, No. 25/ June 2004.
- KLEIMEIER, S. – SANDER, H. (2000): Regionalisation versus Globalisation in European Financial Market Integration: Evidence from Co-integration Analyses, *Journal of Banking and Finance* 24 (6), June, 1005-1043.
- KOMÁREK, L. – MELECKÝ, M. (2005): The behavioural equilibrium exchange rate of the Czech koruna. *CNB WP No. 5/2005*.
- KOMÁRKOVÁ, Z. (2005): Integrace finančních trhů vybraných nových členských zemí EU vzhledem k eurozóně – případ akciového trhu. *Vysoká škola báňská – TU, Ekonomická fakulta Ostrava*. In.: *Sborník příspěvků z mezinárodní vědecké conference: Hospodářská politika nových členských zemí EU*, Ostrava 2005.
- KOMÁRKOVÁ, Z. (2005): Integrace finančních trhů vybraných nových členských zemí EU vzhledem k eurozóně – případ akciového trhu. *Vysoká škola báňská, Ekonomická fakulta, conference Hospodářská politika nových členských zemí EU*.
- LA PORTA, R. – LOPEZ-DE-SILANES, F. – SHLEIFER, A. – VISHNY, R. (1998): Law and Finance. *Journal of Political Economy*, 106.
- LEMMEN, J. J. G. (1998): *Integrating Financial Markets in the European Union*. Edward Edgar, Cheltenham/Northampton, M.A.
- LEVINE, R. (1996): Foreign Banks, Financial Development, and Economic Growth, in *International Financial Markets*, ed. by Claude E. Barfield, American Enterprise Institute Press, Washington DC.

- LEVINE, R. et. al. (2002): International Financial Liberalization and Economic Growth. NBER, Working Paper 9164.
- LEWIS, K. K. (1999): Trying to Explain the Home Bias in Equities and Consumption. *Journal of Economic Literature*, Vol. 37, Nr. 2, pp. 571-608.
- LONDON SCHOOL OF ECONOMICS (2002): Quantification of the Macro-Economic Impact of Integration of EU Financial Markets. Final Report, mimeo.
- MACKINNON, J. (1990): Critical Values for Co-Integration Tests. UCSD Economic Discussion Papers, University of California at San Diego, Department of Economics, 1990: 90-94.
- MARSTON, R. C. (1995): International Financial Integration – A Study of Interest Differentials between the Major Industrial Countries, Cambridge.
- MASSON, P. R. (2000): Multiple Equilibria, Contagion, and the Emerging Market Crises, in *Financial Crises in Emerging Markets*, ed. By Reuven Glick, Ramon Moreno, and Mark M. Spiegel, Cambridge University Press.
- MATHIESON, D. J. – ROJAS-SUAREZ, L. (1990): Financial Market Integration and Exchange Rate Policy. IMF Working Papers, No. 90/2.
- MAUREL, M. (2002): Financial integration, exchange rate regimes in CEECs, and joining the EMU: Just do it. Université Paris Panthéon-Sorbonne.
- MEYERS, S.C. – MAJLUF N. (1984): Corporate financing and investment decisions when firms have information that investors do not have. *Journal of Financial Economics*, vol. 13, p.187-221.
- MILLS, T. C. (1999): The econometric modelling of financial time series. 2nd ed. Cambridge University Press, Cambridge, The United Kingdom.
- MISHKIN, F. S. (2001): The Transmission Mechanism and the Role of Asset Prices in Monetary Policy. National Bureau of Economic Research. NBER Working Paper Series no. 8617.
- NELSON, D. B. (1991): Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach. *Econometrica* 59, 347-370.
- OBSTFELD, M. (1986): Capital Mobility in the World Economy, Theory and Measurement. In: K. Brunner and A. Meltzer (eds.), *The National Bureau Method, International Capital mobility and Other Essays*, Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, Vol. 24, pp. 55-104.
- OBSTFELD, M. (1989): How Integrated are World Capital Markets? Some New Tests. In: G. Calvo, R. Findlay, P. Kouri and J. Braga de Macedo. (eds.), *Debt, Stabilization and Development*, World Institute of for Development Economics Research and the United Nations University, Basil Blackwell, Oxford, pp. 134-159.
- OBSTFELD, M. (1994a): International Capital Mobility in the 1990s. Centre for Economic Policy Research Discussion Paper, no. 902, February.
- PADOA-SCHIOPPA, T. (2002): Central bank and financial stability: exploring a land between. Second ECB Central Banking Conference, European Central Bank, Frankfurt am Main.
- PARSLEY, D. – Wei, S-J. (2001): Limiting Currency Volatility to Stimulate Goods Market Integration: a Price-Based Approach, CEPR Discussion Papers, No 2958.
- PESARAN, M. H. - WEINER, S. M (2001): Modelling Regional Interdependencies Using a Global Error-Correcting Macroeconometric Model. Cambridge Working Papers in Economics 0119, Faculty of Economics (formerly DAE), University of Cambridge

- QUANTITATIVE MICRO SOFTWARE (2005): EViews – User's Guide. Econometrics Views for Windows and the Macintosh.
- RAZIN, A. – SADKA, E. – YUEN, CH. (1999): Excessive FDI under Asymmetric Information. NBER, Working Paper No. 74000.
- REVENDA, Z. – MANDEL, M. – KODERA, J. – DVOŘÁK, P. – BRADA, J. (1997): Peněžní ekonomie a bankovníctví. 2. vyd. Praha: Management Press, 1997. ISBN 80-85943-49-2.
- REVENDA, Z. (1999): Centrální bankovníctví. 1. vyd. Praha: Management Press, 1999. ISBN 80-85943-89-1.
- RIGOBON, R. – SACK, B. (2004): The impact of monetary policy on asset prices. Journal of Monetary Economics, 51, 1552-1575.
- SALA-I-MARTIN, X. X. (1996): The Classical Approach to Convergence Analysis. Economic Journal, 1996, vol. 106, issue 437, pp.1019-36.
- SANTILLAN, X. et al. (2002): The impact of the euro on money and bond markets. ECB Occasional paper, no. 1.
- SCITOVSKY, T. (1969): Money and the Balance of Payments. London.
- SKOLKOVÁ, M. – STILLER, V. – SYROVÁTKA, J. (2001): Úloha cen aktiv v měnovém transmisním mechanismu. Finance a úvěr. ročník 51, číslo 9.
- SLAVÍK, M. (2005): Introduction to time series modeling: state space models and Kalman Filter. Politická ekonomie, No.1., 2005.
- STEIN, J. C. (1996): Rational capital budgeting in an irrational world. Journal of Business 69, (October): 429–55.
- STOCK, J. – WATSON, M. (2000): Forecasting Output and Inflation: The Role of Asset Prices. Paper presented at the Sveriges Riksbank and Stockholm School of Economics Conference on Asset Markets and Monetary Policy. Stockholm, 16-17, June 2000.
- STULZ, R. M. – KAROLYI, G. A (2001): Are financial assets priced locally or globally? Dice Center WP 2001-11.
- SUTHERLAND, A. (1996): Exchange Rate Dynamics and Financial Market Integration, CEPR Discussion Papers, No 1337.
- ŠAROCH, S. A KOL. (2004): Ceny aktiv v České republice – některé hádanky pro konvergující ekonomiku, empirická evidence a její interpretace. Institut pro ekonomickou a ekologickou politiku. VŠE Praha.
- ŠMÍDKOVÁ, K. (1998): Estimating the FEER for the Czech Economy. Institute of Economics, Czech National Bank, No. 87
- TRICHET, J. C. (2001): Preserving financial stability in an increasingly globalised world. Fifth European Financial Markets Convention, Paris. http://www.fese.be/initiatives/speeches/2001/efmc2001_trichet_speech.htm
- WEBER, A. A. (2006): European financial integration and (its implications for) monetary policy. <http://www.bis.org/review/r060531a.pdf#search=%22weber%202006%20financial%20integration%22>
- WORLD BANK (2001a): Global Development Finance 2001. The World Bank, Washington DC.

Příloha 1: Finanční integrace

Obr. P1.1 Rámcové schéma „finanční integrace“ z hlediska trhů, předmětu podnikání a regulátorů



Příloha 2: Devizový trh

Tab. P2.1: Beta konvergence – Maďarsko¹¹⁰

ΔR	α	β	δ	F-test
	const	R(-1)	$\Delta R(-1)$	
Období I. (1995/1-1998/12)	0,2386 ^a (0,0590)	-0,8306 ^a (0,0937)	-0,0140 (0,0719)	F(2,201)=70,34 Prob>F=0,0000
Období II. (1999/1-2004/04)	0,0001 (0,0469)	-0,9750 ^a (0,0824)	0,0326 (0,0599)	F(2,275)=125,08 Prob>F=0,0000
Období III. (2004/5-2006/03)	0,0559 (0,0624)	-0,6880 ^a (0,1110)	-0,0111 (0,0973)	F(2,117)=29,49 Prob>F=0,0000
Celé období (1995/1-2006/03)	0,0938 ^a (0,0313)	-0,8254 ^a (0,0531)	-0,0216 (0,0411)	F(2,600)=217,12 Prob>F=0,0000

Tab. P2.2: Beta konvergence – Polsko

ΔR	α	β	δ	F-test
	const	R(-1)	$\Delta R(-1)$	
Období I. (1995/1-1998/12)	0,1097 ^c (0,0593)	-0,7887 ^a (0,0901)	-0,0233 (0,0711)	F(2,201)=66,94 Prob>F=0,0000
Období II. (1999/1-2004/04)	0,0489 (0,0689)	-0,8362 ^a (0,0814)	-0,0944 ^{d(11)} (0,0598)	F(2,275)=121,03 Prob>F=0,0000
Období III. (2004/5-2006/03)	-0,1388 ^c (0,0821)	-0,7861 ^a (0,1110)	0,0826 (0,0931)	F(2,117)=34,13 Prob>F=0,0000
Celé období (1995/1-2006/03)	0,0314 (0,0407)	-0,7969 ^a (0,0532)	-0,0667 ^c (0,0408)	F(2,600)=225,88 Prob>F=0,0000

Tab. P2.3: Beta konvergence – Slovensko

ΔR	α	β	δ	F-test
	const	R(-1)	$\Delta R(-1)$	
Období I. (1995/1-1998/12)	0,0506 (0,0547)	-1,0545 ^a (0,0988)	0,0685 (0,0704)	F(2,201)=98,90 Prob>F=0,0000
Období II. (1999/1-2004/04)	-0,0236 (0,0465)	-1,1350 ^a (0,0874)	0,0735 (0,0601)	F(2,275)=155,96 Prob>F=0,0000
Období III. (2004/5-2006/03)	-0,0568 (0,0529)	-1,0151 ^a (0,1221)	0,1501 ^{d(11)} (0,0937)	F(2,117)=48,82 Prob>F=0,0000
Celé období (1995/1-2006/03)	-0,0046 (0,0301)	-1,0812 ^a (0,0578)	0,0739 ^c (0,0408)	F(2,600)=307,72 Prob>F=0,0000

¹¹⁰ Poznámka pro tabulky P2.1 až P2.3:: a, b, c, d vyjadřuje 1%, 5%, 10%, resp. vyšší blízké 10% (uvedeno v závorce) hladině významnosti; standardní chyby uvedeny v závorkách. Vypočteno pomocí software STATA. Zdroj: vlastní výpočty z dat Bloomberg, Reuters, Datastream a Eurostat.

Příloha 3: Peněžní trh

Tab. P3.1 Obraty na peněžním trhu v období od 1997 do 2006

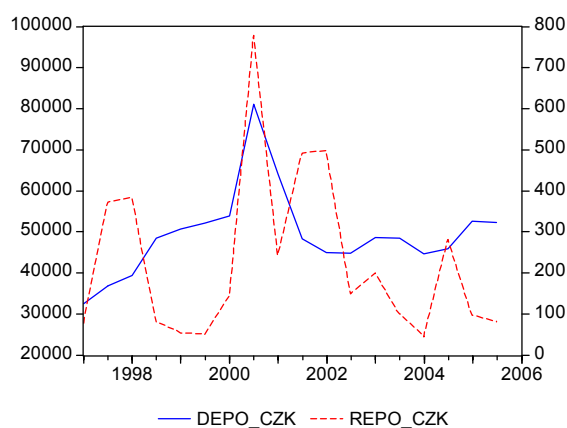
	DEPO/REPO (celkem v mio CZK)	<O/N;3M>	(3M;12M>	(6M;12M>	Celkem
Říjen 1997	DEPO	30 753	1 788		32 541
	REPO	78	0		78
Duben 1998	DEPO	34 611	2 232		36 843
	REPO	372	0		372
Říjen 1998	DEPO	32 094	7 209		39 303
	REPO	384	0		384
Duben 1999	DEPO	46 737	1 734		48 471
	REPO	81	0		81
Říjen 1999	DEPO	46 974	3 645		50 619
	REPO	42	6		48
Duben 2000	DEPO	43 695	8 493	52 188	
	REPO	45	3	48	
Říjen 2000	DEPO	53 296	597	523	54 415
	Obchody s rezidenty	25 800	257	235	26 291
	Obchody s nerezidenty	27 497	340	288	28 125
	REPO	143	0	0	143
	Obchody s rezidenty	143	0	0	143
	Obchody s nerezidenty	0	0	0	0
Duben 2001	DEPO	78 138	2 540	463	81 140
	Obchody s rezidenty	44 903	260	223	45 386
	Obchody s nerezidenty	33 235	2 280	240	35 755
	REPO	778	0	0	778
	Obchody s rezidenty	778	0	0	778
	Obchody s nerezidenty	0	0	0	0
Říjen 2001	DEPO	62 067	1 026	954	64 047
	Obchody s rezidenty	32 707	146	252	33 105
	Obchody s nerezidenty	29 360	880	702	30 942
	REPO	243	0	0	243
	Obchody s rezidenty	243	0	0	243
	Obchody s nerezidenty	0	0	0	0
Duben 2002	DEPO	46 326	1 406	563	48 295
	Obchody s rezidenty	23 545	435	210	24 190
	Obchody s nerezidenty	22 781	971	353	24 105
	REPO	491	0	0	491
	Obchody s rezidenty	491	0	0	491
	Obchody s nerezidenty	0	0	0	0
Říjen 2002	DEPO	43 884	853	152	44 889
	Obchody s rezidenty	20 798	405	102	21 305
	Obchody s nerezidenty	23 086	448	50	23 584
	REPO	498	0	0	498
	Obchody s rezidenty	498	0	0	498
	Obchody s nerezidenty	0	0	0	0
Duben 2003	DEPO	43 516	495	805	44 816
	Obchody s rezidenty	19 667	45	115	19 827
	Obchody s nerezidenty	23 849	450	690	24 989
	REPO	149	0	0	149
	Obchody s rezidenty	149	0	0	149
	Obchody s nerezidenty	0	0	0	0

Říjen 2003	DEPO	47 835	203	558	48 596
	Obchody s rezidenty	21 861	78	137	22 076
	Obchody s nerezidenty	25 974	125	421	26 520
	REPO	200	0	0	200
	Obchody s rezidenty	200	0	0	200
	Obchody s nerezidenty	0	0	0	0
Duben 2004	DEPO	47 794	501	229	48 524
	Obchody s rezidenty	20 908	123	118	21 149
	Obchody s nerezidenty	26 886	378	111	27 375
	REPO	99	0	0	99
	Obchody s rezidenty	99	0	0	99
	Obchody s nerezidenty	0	0	0	0
Říjen 2004	DEPO	43 689	558	368	44 615
	Obchody s rezidenty	24 844	307	168	25 319
	Obchody s nerezidenty	18 845	251	200	19 296
	REPO	44	0	0	44
	Obchody s rezidenty	44	0	0	44
	Obchody s nerezidenty	0	0	0	0
Duben 2005	DEPO	51 514	1 038	109	52 661
	Obchody s rezidenty	24 515	18	83	24 616
	Obchody s nerezidenty	26 999	1 020	26	28 045
	REPO	97	0	0	97
	Obchody s rezidenty	97	0	0	97
	Obchody s nerezidenty	0	0	0	0
Říjen 2005	DEPO	44 896	897	121	45 914
	Obchody s rezidenty	21 861	97	101	22 059
	Obchody s nerezidenty	23 035	800	20	23 855
	REPO	281	0	0	281
	Obchody s rezidenty	281	0	0	281
	Obchody s nerezidenty	0	0	0	0
Duben 2006	DEPO	50 976	991	231	52 198
	Obchody s rezidenty	26 186	280	111	26 577
	Obchody s nerezidenty	24 790	711	120	25 621
	REPO	20	0	60	80
	Obchody s rezidenty	20	0	0	20
	Obchody s nerezidenty	0	0	60	60

Poznámka: tabulka obsahuje souhrnné údaje poskytnuté České národní bance významnými bankami působícími v České republice. DEPO jsou depozitní operace – pouze korunové, mezibankovní (bez operací s ČNB a klienty), přijaté i poskytnuté. REPO jsou repo operace – pouze korunové, mezibankovní (bez operací s ČNB, MF a klienty), repo i reverzní repo.

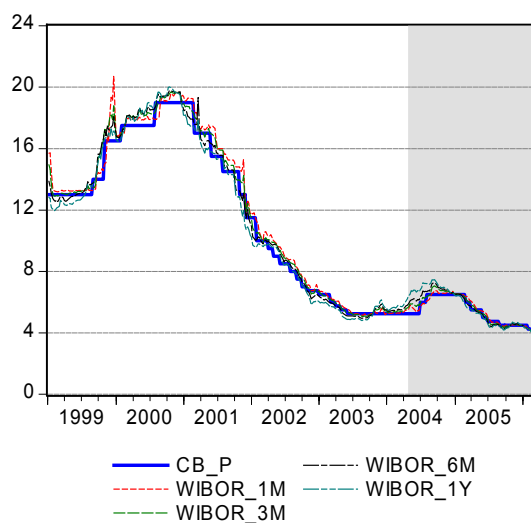
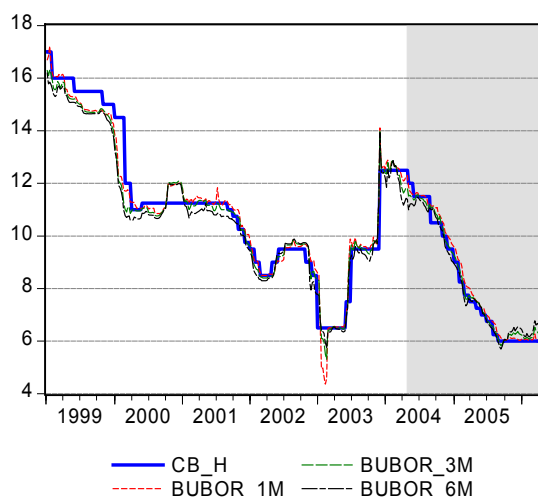
Zdroj: ČNB

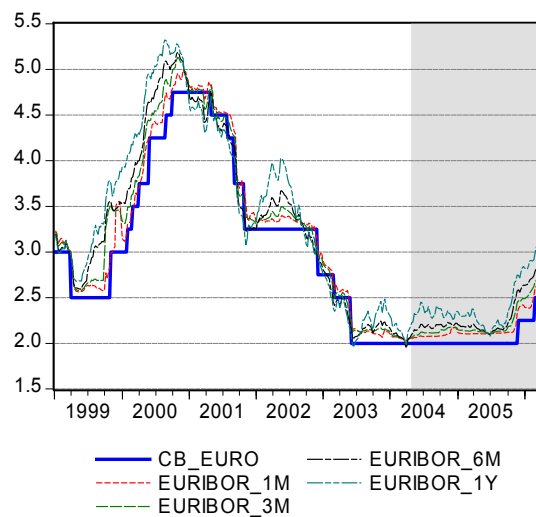
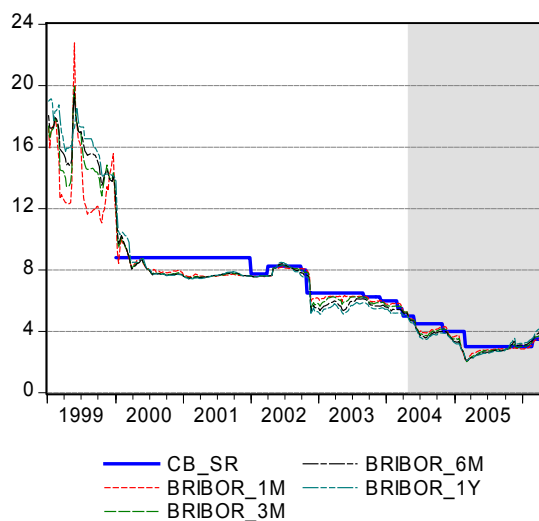
Obr. P3.1 Obraty na peněžním trhu v České republice v období od 1997 do 2006



Poznámka: celkové údaje poskytnuté České národní bance (v mil. CZK) významnými bankami působícími v České republice. DEPO (levá osa) jsou depozitní operace – pouze korunové, mezibankovní (bez operací s ČNB a klienty), přijaté i poskytnuté. REPO (pravá osa) jsou repo operace – pouze korunové, mezibankovní (bez operací s ČNB, MF a klienty), repo i reverzní repo.
 Zdroj: ČNB

Obr. P3.2 Srovnání vývoje sazeb typu IBOR s národní měnověpolitickou sazbou

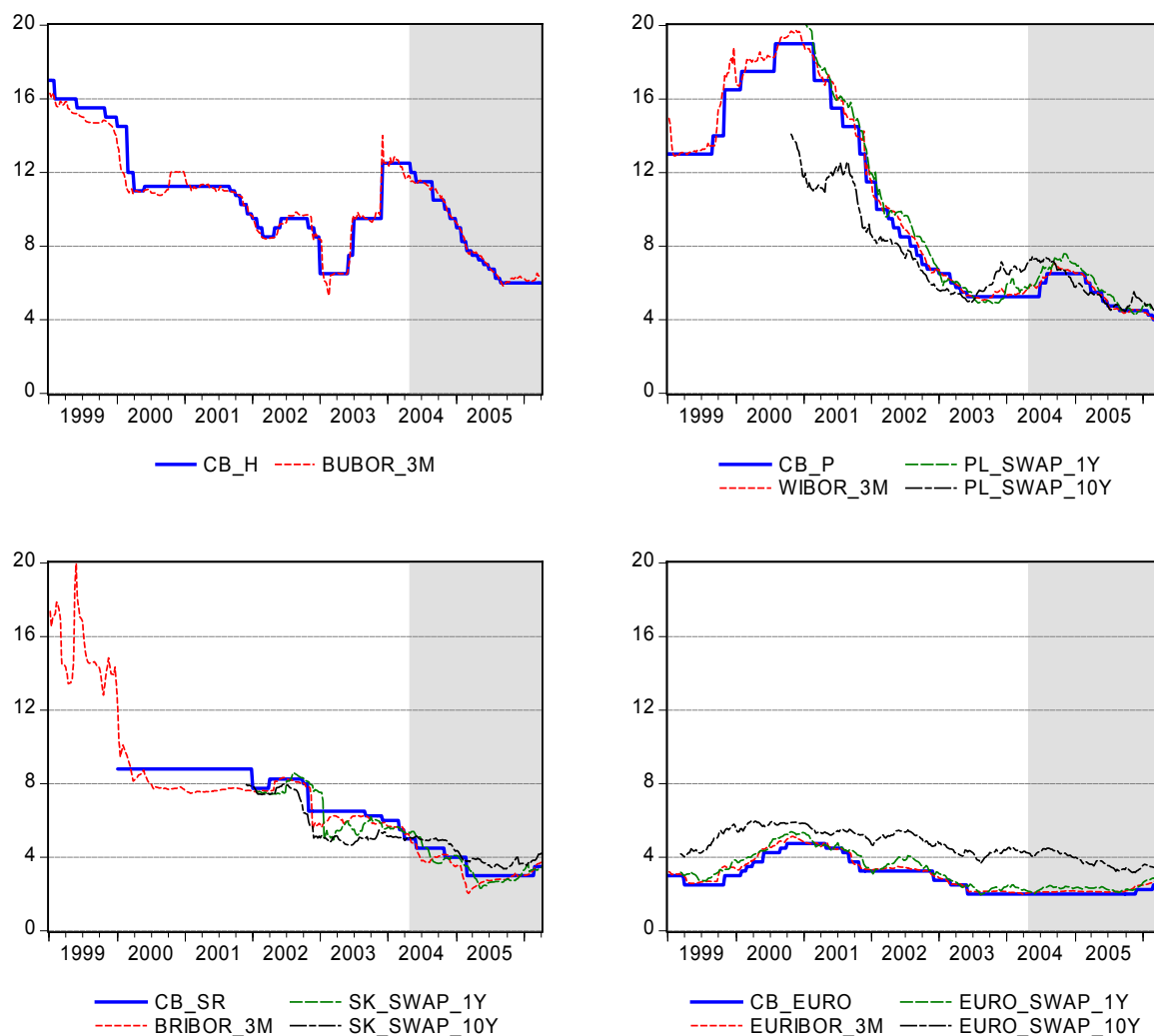




Poznámka: svislá osa procenta. EURIBOR – eurozóna, WIBOR – Polsko, BUBOR – Maďarsko, BRIBOR – Slovensko, CB – měnověpolitická sazba příslušné centrální bank.

Zdroj: DataStream, Eurostat a národní centrální banky.

Obr. P3.3 Srovnání vývoje sazeb 3M-IBOR s 1Y a 10Y úrokovým swapem a měnověpolitickou sazbou centrální banky



Poznámka: svislá osa procenta. EURIBOR – eurozóna, WIBOR – Polsko, BUBOR – Maďarsko, BRIBOR – Slovensko, CB – měnověpolitická sazba příslušné centrální banky.

Zdroj: Bloomberg, Eurostat a národní centrální banky.

Tab. P3.2: Beta konvergence – Maďarsko (10Y swap)

ΔR	α	β	δ	F-test
	const	R(-1)	$\Delta R(-1)$	
Období II. (2001/01-2004/04)	0,0803 (0,0733)	-0,0208 (0,0251)	0,0745 (0,1195)	F(2,70)=0,48 Prob>F=0,6191
Období III. (2004/05-2006/03)	0,0530 (0,0607)	-0,1845 (0,0180)	0,2807 ^a (0,0941)	F(2,106)=4,69 Prob>F=0,0111
Celé období (2001/01-2006/03)	0,0809 ^c (0,0447)	-0,0252 ^c (0,0139)	0,1534 ^b (0,0726)	F(2,181)=3,56 Prob>F=0,0304

Poznámka: a, b, c, d vyjadřuje 1%, 5%, 10%, resp. vyšší blízké 10% (uvedeno v závorce) hladině významnosti; směrodatné odchylky uvedeny v závorkách. Vypočteno pomocí software STATA.

Zdroj: vlastní výpočty z dat DataStream.

Tab. P3.3: Beta konvergence – Polsko (10Y swap)

ΔR	α	β	δ	F-test
	const	R(-1)	$\Delta R(-1)$	
Období II. (2001/01-2004/04)	0,0203 (0,0396)	-0,0010 (0,0226)	0,1305 (0,1213)	F(2,70)=0,60 Prob>F=0,5534
Období III. (2004/05-2006/03)	0,0147 (0,0270)	-0,0158 (0,0135)	0,1539 ^d (0,0949)	F(2,106)=1,92 Prob>F=0,1521
Celé období (2001/01-2006/03)	0,1631 ^a (0,0603)	-0,0600 ^a (0,0169)	0,0209 (0,0562)	F(2,307)=6,30 Prob>F=0,0021

Poznámka: a, b, c, d vyjadřuje 1%, 5%, 10%, resp. vyšší blízké 10% (uvedeno v závorce) hladině významnosti; směrodatné odchylky uvedeny v závorkách. Vypočteno pomocí software STATA.

Zdroj: vlastní výpočty z dat DataStream.

Tab. P3.4: Beta konvergence – Slovensko (10Y swap)

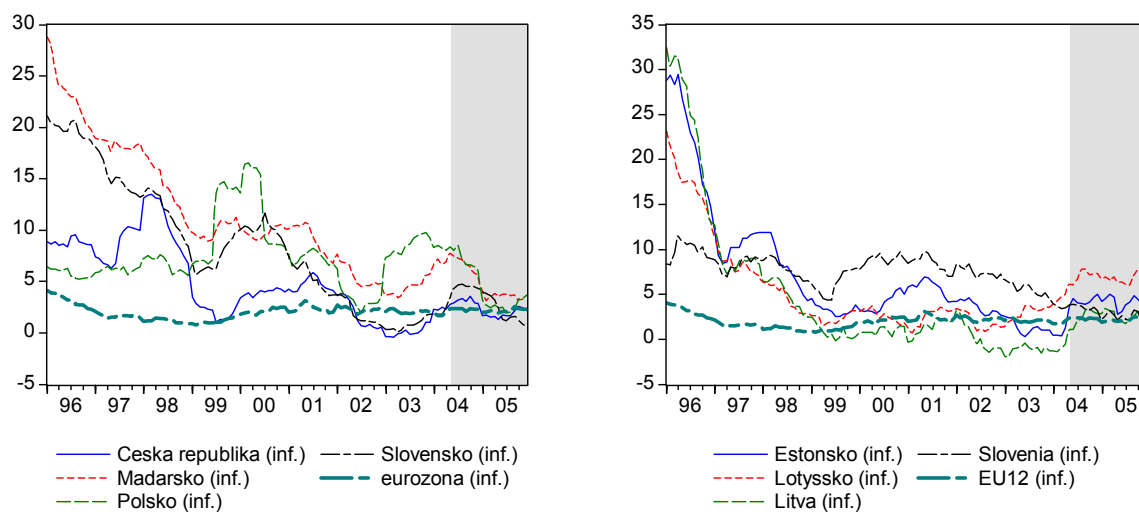
ΔR	α	β	δ	F-test
	const	R(-1)	$\Delta R(-1)$	
Období II. (2001/01-2004/04)	0,2256 ^a (0,0572)	-0,2863 ^a (0,0730)	0,1627 (0,1116)	F(2,70)=7,83 Prob>F=0,0009
Období III. (2004/05-2006/03)	0,0161 (0,0131)	-0,0483 ^c (0,0275)	0,0215 (0,0964)	F(2,106)=1,54 Prob>F=0,2185
Celé období (2001/01-2006/03)	0,0093 (0,0102)	-0,0207 ^b (0,0083)	0,0920 (0,0645)	F(2,232)=4,28 Prob>F=0,0150

Poznámka: a, b, c, d vyjadřuje 1%, 5%, 10%, resp. vyšší blízké 10% (uvedeno v závorce) hladině významnosti; směrodatné odchylky uvedeny v závorkách. Vypočteno pomocí software STATA.

Zdroj: vlastní výpočty z dat DataStream.

Příloha 4: Úvěrový trh

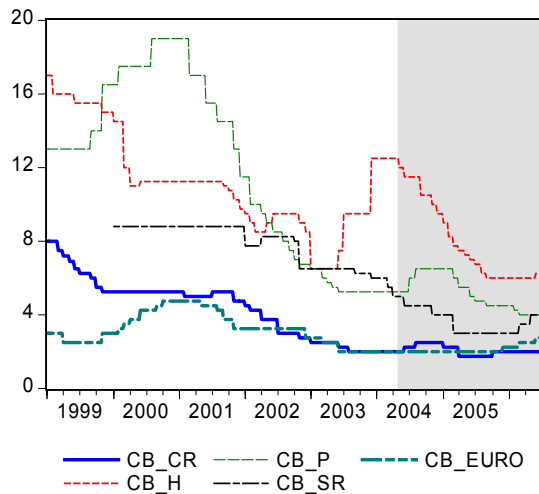
Obr. P4.1 Míra spotřebitelské inflace



Poznámka: inf. – míra spotřebitelské inflace. Datový soubor: leden 1995 až prosinec 2005 (měsíční periodicitu). Šedá zóna představuje rozšíření z EU15 na EU25

Zdroj: vlastní výpočty z dat IMF-IFS a Eurostatu.

Obr. P4.2: Měnověpolitické sazby centrálních bank zemí EU4 a ECB



Zdroj: Eurostat a národní centrální banky..

Tab. P4.1: Korelační koeficient mezi reálnými zápůjčními úrokovými sazbami

	CR	H	P	SK	EU12
CR	1.00	0.44	-0.46	0.46	-0.14
E	0.36	0.71	-0.60	0.84	-0.18
H	0.44	1.00	-0.67	0.74	-0.35
LA	0.40	0.37	-0.36	0.72	-0.05
LI	0.48	0.60	-0.56	0.77	-0.14
P	-0.46	-0.67	1.00	-0.50	0.76
SK	0.46	0.74	-0.50	1.00	-0.08
SL	-0.38	-0.66	0.73	-0.55	0.54
EU12	-0.14	-0.35	0.76	-0.08	1.00

Poznámka: Datový soubor: leden 1995 až prosinec 2005 (měsíční periodičita).

Zdroj: vlastní výpočty z dat IMF-IFS.

Tab. P4.2: Korelační koeficient mezi reálnými depozitními úrokovými sazbami

	CR	H	P	SK	EU12
CR	1.00	0.46	-0.33	0.30	-0.11
E	0.20	0.42	-0.42	0.86	-0.13
H	0.46	1.00	-0.40	0.48	-0.27
LA	0.02	-0.07	0.49	0.14	0.61
LI	0.25	0.16	-0.41	0.73	-0.08
P	-0.33	-0.40	1.00	-0.42	0.86
SK	0.30	0.48	-0.42	1.00	-0.18
SL	-0.18	-0.40	0.77	-0.62	0.68
EU12	-0.11	-0.27	0.86	-0.18	1.00

Poznámka: Datový soubor: leden 1995 až prosinec 2005 (měsíční periodičita).

Zdroj: vlastní výpočty z dat IMF-IFS.

Tab. P4.3: Beta konvergence – Maďarsko

ΔR	α	β	δ	F-test
	const	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)	-0,1629b (0,0705)	-0,1856b (0,0762)	-0,2278c (0,1203)	F(2,60)=6,30 Prob>F=0,0033
Období III. (2004/05-2005/12)	-0,1557 (0,1193)	-0,4309b (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 ^b (0,0245)	-0,1649 ^c (0,0859)	F(2,125)=4,44 Prob>F=0,0137

Poznámka: a, b, c, d vyjadřuje 1%, 5%, 10%, resp. vyšší blízké 10% (uvedeno v závorce) hladině významnosti; směrodatné odchylky uvedeny v závorkách.

Zdroj: vlastní výpočty z dat Bloomberg, Reuters, Datastream, ČNB, Eurostat a národních centrálních bank.

Tab. P4.4: Beta konvergence – Polsko

ΔR	α	β	δ	F-test
	const	R(-1)	$\Delta R(-1)$	
Období I. (1995/03-1998/12)	0,3158c (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 ^{d(10,7)} (0,0539)	-0,0827 (0,1239)	F(2,60)=1,92 Prob>F=0,1553
Období III. (2004/05-2005/12)	0,4300c (0,2128)	-0,2857c (0,1481)	-0,0854 (0,2174)	F(2,17)=2,12 Prob>F=0,1508
Celé období (1995/1-2005/12)	0,1941 ^b (0,0826)	-0,1345 ^a (0,0470)	-0,0575 (0,0890)	F(2,125)=5,13 Prob>F=0,0073

Poznámka: a, b, c, d vyjadřuje 1%, 5%, 10%, resp. vyšší blízké 10% (uvedeno v závorce) hladině významnosti; směrodatné odchylky uvedeny v závorkách.

Zdroj: vlastní výpočty z dat Bloomberg, Reuters, Datastream, ČNB, Eurostat a národních centrálních bank.

Tab. P4.5: Beta konvergence – Slovensko

ΔR	α	β	δ	F-test
	const	R(-1)	$\Delta R(-1)$	
Období I. (1995/03-1998/12)	0,2250 (0,1638)	-0,2469b (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)	-0,1897b (0,0823)	-0,1746 (0,1255)	F(2,60)=5,17 Prob>F=0,0085
Období III. (2004/05-2005/12)	2,3246a (0,5476)	-1,010a (0,2345)	0,2392 (0,1924)	F(2,17)=9,96 Prob>F=0,0014
Celé období (1995/1-2005/12)	0,2278 ^b (0,1087)	-0,2027 ^a (0,0600)	-0,1481 ^c (0,0876)	F(2,125)=10,11 Prob>F=0,0001

Poznámka: a, b, c, d vyjadřuje 1%, 5%, 10%, resp. vyšší blízké 10% (uvedeno v závorce) hladině významnosti; směrodatné odchylky uvedeny v závorkách.

Zdroj: vlastní výpočty z dat Bloomberg, Reuters, Datastream, ČNB, Eurostat a národních centrálních bank.

Příloha 5: Dluhopisový trh

Tab. P5.1 Trh dluhopisů v období od 1993 do 2005

Rok	Celkový objem obchodů (mld. CZK)	Počet emisí k 31.12.	Z toho: státních
1993	1,891	11	
1994	19,432	27	
1995	69,764	48	
1996	143,264	80	
1997	433,236	92	
1998	687,598	98	16
1999	1 024,029	95	17
2000	958,688	94	17
2001	1 858,380	84	17
2002	1 595,674	74	11
2003	1 110,104	81	13
2004	692,480	79	12
2005	533,241	96	14

Zdroj: BCPP

Tab. P5.2 Referenční dluhopisy pro jednotlivé země

Země	Dluhopis_ISIN	Úroková sazba (kupon)	Datum splatnosti emise	Rating_Fitch
ČESKO	CZ0001000749_10Y	6,95	2016	A+
	CZ0001001242_5Y	2,55	2010	A+
	CZ0001001309_3Y	2,30	2008	A+
SLOVENSKO	SK4120004227_10Y	4,90	2014	A+
	SK4120002601_5Y	8,50	2010	A+
	SK4120004284_3Y	4,80	2009	A+
NĚMECKO	DE0001135309_10Y	4,00	2016	AAA
	DE0001141489_5Y	3,50	2011	AAA
	DE0001141448_3Y	4,00	2009	AAA
MAĎARSKO	HU0000402318_10Y	5,50	2016	A-
	HU0000402334_5Y	6,00	2011	A-
	HU0000402326_3Y	6,25	2009	A-
POLSKO	PL0000103602_10Y	6,25	2015	A
	PL0000104287_5Y	4,25	2011	A
	PL0000101259_3Y	6,00	2009	A

Zdroj: BCPP, Reuters, Fitch Ratings Ltd.

Tab. P5.3 Seznam benchmarkových emisí střednědobých a dlouhodobých státních dluhopisů k 31. 5. 2006

Číslo emise	ISIN	Kupon	Datum splatnosti	Doba do splatnosti (roky)	V oběhu (mld. CZK)
39. emise	CZ0001000798	2,9	17.3.2008	1,8	41
47. emise	CZ0001001309	2,3	26.9.2008	2,3	33,5
42. emise	CZ0001000855	3,8	22.3.2009	2,8	48,6
45. emise	CZ0001001242	2,55	18.10.2010	4,4	28,7
36. emise	CZ0001000764	6,55	5.10.2011	5,3	50,3
40. emise	CZ0001000814	3,7	16.6.2013	7	65
44. emise	CZ0001001143	3,8	11.4.2015	8,9	45,9
34. emise	CZ0001000749	6,95	26.1.2016	9,7	35
41. emise	CZ0001000822	4,6	18.8.2018	12,2	47
46. emise	CZ0001001317	3,75	12.9.2020	14,3	34,3

Zdroj: MF ČR

Tab. P5.4: Beta konvergence – Maďarsko

ΔR	α	β	δ	F-test
	const	R(-1)	$\Delta R(-1)$	
Období II. (2001/01-2004/04)	0,0923 ^c (0,0549)	-0,0307 ^c (0,0180)	0,1774 ^b (0,0763)	F(2,167)=3,70 Prob>F=0,0267
Období III. (2004/05-2006/08)	0,2372 ^b (0,1128)	-0,0698 ^b (0,0325)	0,0812 (0,0917)	F(2,118)=2,43 Prob>F=0,0921
Celé období (2001/01-2006/08)	0,1203 ^b (0,0494)	-0,0380 ^b (0,0153)	0,1239 ^b (0,0584)	F(2,289)=4,71 Prob>F=0,0097

Poznámka: a, b, c, d vyjadřuje 1%, 5%, 10%, resp. vyšší blízké 10% (uvedeno v závorce) hladině významnosti; směrodatné odchylky uvedeny v závorkách. Vypočteno pomocí software STATA.

Zdroj: vlastní výpočty z dat DataStream.

Tab. P5.5: Beta konvergence – Polsko

ΔR	α	β	δ	F-test
	const	R(-1)	$\Delta R(-1)$	
Období II. (2001/01-2004/04)	0,0145 (0,0235)	-0,0075 (0,0064)	0,3041 ^a (0,0734)	F(2,167)=9,26 Prob>F=0,0002
Období III. (2004/05-2006/08)	0,0393 (0,0303)	-0,0225 ^{d(11)} (0,0140)	0,2842 ^a (0,0879)	F(2,118)=6,29 Prob>F=0,0025
Celé období (2001/01-2006/08)	0,0136 (0,0156)	-0,0079 ^{d(11)} (0,0050)	0,2982 ^a (0,0560)	F(2,289)=15,42 Prob>F=0,0000

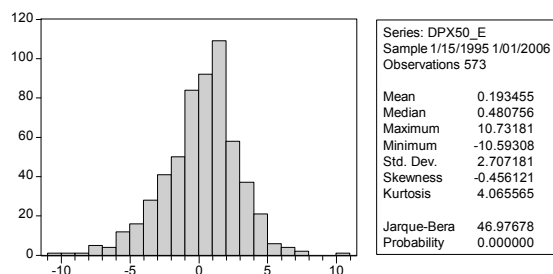
Poznámka: a, b, c, d vyjadřuje 1%, 5%, 10%, resp. vyšší blízké 10% (uvedeno v závorce) hladině významnosti; směrodatné odchylky uvedeny v závorkách. Vypočteno pomocí software STATA.

Zdroj: vlastní výpočty z datDataStream

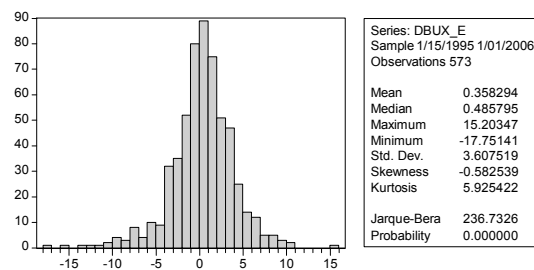
Příloha 6: Akciový trh

Obr. P6.1 Výnosy akciových indexů v eurech (týdenní data)

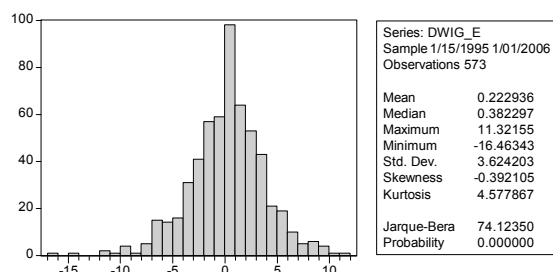
a) Česká republika (PX50)



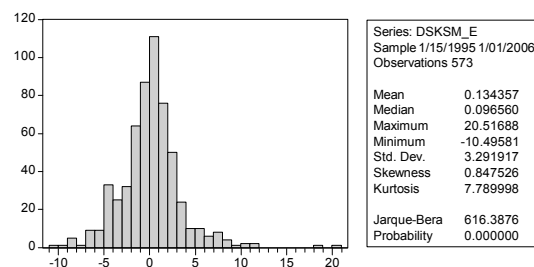
b) Maďarsko (BUX)



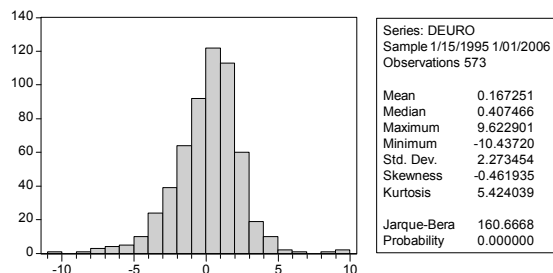
c) Polsko (WIG)



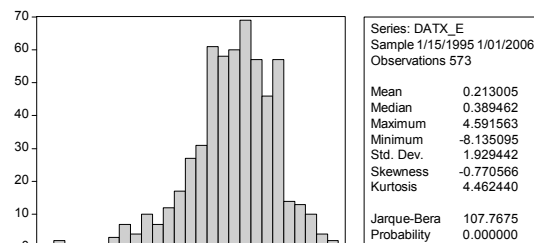
d) Slovensko (SKSM)



e) Eurozóna (DJ EURO STOXX)



f) Rakousko (ATX)



Poznámka: DJ – Dow Johns Stoxx

Zdroj: vlastní výpočty z dat Bloomberg, Reuters, Datastream, ČNB, Eurostat a národních burz.

Tab. P6.1: Beta konvergence – Maďarsko

ΔR	α	β	δ	F-test
	const	R(-1)	$\Delta R(-1)$	
Období I. (1995/01-1998/12)	0,2091 (0,2452)	-0,6485 ^a (0,0853)	-0,1395 ^b (0,0690)	F(2,201)=63,97 Prob>F=0,0000
Období II. (1999/01-2004/04)	0,2557 ^{d(11,3)} (0,1611)	-0,9401 ^a (0,0800)	0,0686 (0,0602)	F(2,275)=108,88 Prob>F=0,0000
Období III. (2004/05-2006/07)	0,3639 ^c (0,2180)	-0,9078 ^a (0,1148)	0,1831 ^c (0,0937)	F(2,113)=38,39 Prob>F=0,0000
Celé období (2001/01-2006/07)	0,2395 ^c (0,1200)	-0,7815 ^a (0,0517)	-0,0261 (0,0407)	F(2,597)=200,33 Prob>F=0,0000

Poznámka: a, b, c, d vyjadřuje 1%, 5%, 10%, resp. vyšší blízké 10% (uvedeno v závorce) hladině významnosti; směrodatné odchylky uvedeny v závorkách. Vypočteno pomocí software STATA.

Zdroj: vlastní výpočty z dat Bloomberg, Reuters, DataStream a Eurostat.

Tab. P6.2: Beta konvergence – Polsko

ΔR	α	β	δ	F-test
	const	R(-1)	$\Delta R(-1)$	
Období I. (1995/01-1998/12)	-0,1080 (0,2929)	-0,8998 ^a (0,0942)	0,0124 (0,0723)	F(2,201)=81,15 Prob>F=0,0000
Období II. (1999/01-2004/04)	0,2519 (0,1729)	-0,9613 ^a (0,0823)	0,0290 (0,0602)	F(2,275)=120,77 Prob>F=0,0000
Období III. (2004/05-2006/07)	0,3178 ^c (0,1716)	-0,9564 ^a (0,1255)	0,0618 (0,0935)	F(2,113)=46,81 Prob>F=0,0000
Celé období (2001/01-2006/07)	0,1340 (0,1312)	-0,9201 ^a (0,0547)	0,0207 (0,0408)	F(2,597)=247,06 Prob>F=0,0000

Poznámka: a, b, c, d vyjadřuje 1%, 5%, 10%, resp. vyšší blízké 10% (uvedeno v závorce) hladině významnosti; směrodatné odchylky uvedeny v závorkách. Vypočteno pomocí software STATA.

Zdroj: vlastní výpočty z dat Bloomberg, Reuters, DataStream a Eurostat.

Tab. P6.3: Beta konvergence – Slovensko

ΔR	α	β	δ	F-test
	const	R(-1)	$\Delta R(-1)$	
Období I. (1995/01-1998/12)	-0,5287 (0,3600)	-0,7067 ^a (0,0854)	-0,0377 (0,0704)	F(2,201)=58,81 Prob>F=0,0000
Období II. (1999/01-2004/04)	0,1783 (0,4536)	-0,7210 ^a (0,0650)	0,1949 ^a (0,0592)	F(2,275)=67,23 Prob>F=0,0000
Období III. (2004/05-2006/07)	0,3029 (0,2746)	-0,6614 ^a (0,1069)	0,0195 (0,0941)	F(2,113)=27,21 Prob>F=0,0000
Celé období (2001/01-2006/07)	-0,0409 (0,2492)	-0,7098 ^a (0,0456)	0,1270 ^a (0,0406)	F(2,597)=144,40 Prob>F=0,0000

Poznámka: a, b, c, d vyjadřuje 1%, 5%, 10%, resp. vyšší blízké 10% (uvedeno v závorce) hladině významnosti; směrodatné odchylky uvedeny v závorkách. Vypočteno pomocí software STATA.

Zdroj: vlastní výpočty z dat Bloomberg, Reuters, DataStream a Eurostat.

Tab. P6.4 Korelogramy výnosů národních burzovních indexů

a) Maďarsko (BUX)→AR(1)

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
**	**	1	0,220	0,220	27,790	0,000
*	*	2	0,168	0,126	44,101	0,000
*	*	3	0,135	0,080	54,612	0,000
.	.	4	0,056	-0,005	56,430	0,000
.	.	5	0,020	-0,019	56,671	0,000
.	*	6	-0,044	-0,065	57,776	0,000
*	*	7	-0,089	-0,079	62,369	0,000
.	.	8	-0,047	-0,004	63,684	0,000
*	.	9	-0,058	-0,017	65,676	0,000
.	.	10	-0,039	0,002	66,556	0,000
.	.	11	0,002	0,032	66,560	0,000
*	*	12	-0,070	-0,069	69,439	0,000
.	.	13	0,012	0,031	69,520	0,000
.	.	14	0,028	0,028	69,999	0,000
.	.	15	-0,014	-0,026	70,117	0,000

b) Polsko (WIG)

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
**	**	1	0,223	0,223	28,595	0,000
*	.	2	0,082	0,034	32,469	0,000
.	.	3	0,039	0,015	33,360	0,000
*	*	4	-0,058	-0,076	35,322	0,000
.	.	5	0,003	0,030	35,327	0,000
*	*	6	-0,061	-0,064	37,460	0,000
.	.	7	0,021	0,053	37,710	0,000
.	.	8	0,041	0,027	38,691	0,000
.	.	9	-0,014	-0,027	38,799	0,000
.	.	10	0,044	0,040	39,925	0,000
*	*	11	-0,068	-0,085	42,647	0,000
*	*	12	-0,134	-0,112	53,227	0,000
.	*	13	0,003	0,066	53,231	0,000
.	.	14	-0,047	-0,036	54,537	0,000
*	*	15	-0,098	-0,101	60,205	0,000

c) Slovensko (SKSM)

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
.	.	1	0,039	0,039	0,8706	0,351
.	.	2	0,061	0,059	2,9935	0,224
.	.	3	0,041	0,037	3,9740	0,264
.	.	4	0,028	0,022	4,4281	0,351
.	.	5	-0,037	-0,044	5,2321	0,388
.	.	6	0,046	0,045	6,4839	0,371
.	.	7	0,045	0,045	7,6419	0,365
.	.	8	0,039	0,033	8,5222	0,384
*	.	9	0,073	0,064	11,617	0,236
.	.	10	0,054	0,039	13,326	0,206
.	.	11	-0,024	-0,036	13,664	0,252
.	.	12	-0,010	-0,019	13,723	0,319
.	.	13	0,041	0,038	14,690	0,327
.	.	14	-0,010	-0,009	14,747	0,396
.	.	15	-0,019	-0,025	14,952	0,455

b) Rakousko (ATX)

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
**	**	1	0,269	0,269	41,775	0,000
*	.	2	0,120	0,051	50,095	0,000
.	.	3	0,057	0,014	51,977	0,000
.	.	4	0,064	0,043	54,332	0,000
.	.	5	0,013	-0,019	54,435	0,000
.	*	6	-0,047	-0,059	55,744	0,000
.	.	7	0,032	0,062	56,338	0,000
.	.	8	0,047	0,034	57,652	0,000
*	*	9	0,094	0,075	62,809	0,000
.	.	10	0,041	-0,003	63,811	0,000
.	.	11	0,041	0,013	64,793	0,000
.	*	12	-0,043	-0,078	65,901	0,000
.	.	13	-0,017	0,004	66,080	0,000
*	*	14	-0,083	-0,077	70,130	0,000
.	.	15	-0,031	0,020	70,691	0,000

e) EU17

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
*	*	1	0,136	0,136	10,726	0,001
.	.	2	0,052	0,034	12,299	0,002
.	.	3	0,040	0,029	13,202	0,004
.	.	4	-0,016	-0,027	13,344	0,010
.	.	5	0,024	0,028	13,684	0,018
.	.	6	0,060	0,056	15,811	0,015
.	.	7	-0,025	-0,042	16,188	0,023
.	.	8	0,021	0,024	16,453	0,036
.	.	9	0,029	0,023	16,935	0,050
*	*	10	0,077	0,075	20,419	0,026
*	.	11	0,084	0,058	24,569	0,011
.	*	12	-0,035	-0,064	25,276	0,014
.	.	13	0,010	0,018	25,338	0,021
.	.	14	-0,018	-0,023	25,520	0,030
.	.	15	-0,045	-0,039	26,718	0,031

f) EU12

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
*	*	1	0,157	0,157	14,160	0,000
.	.	2	0,057	0,033	16,034	0,000
.	.	3	0,045	0,032	17,204	0,001
.	.	4	-0,017	-0,031	17,370	0,002
.	.	5	0,001	0,005	17,371	0,004
.	.	6	0,060	0,061	19,466	0,003
.	.	7	-0,013	-0,030	19,559	0,007
.	.	8	0,017	0,018	19,720	0,011
.	.	9	0,029	0,021	20,206	0,017
*	*	10	0,076	0,074	23,554	0,009
*	.	11	0,087	0,063	28,021	0,003
.	*	12	-0,025	-0,061	28,386	0,005
.	.	13	0,008	0,014	28,428	0,008
.	.	14	-0,031	-0,036	28,985	0,010
.	.	15	-0,053	-0,040	30,665	0,010

Zdroj: vlastní výpočty z dat Bloomberg, Reuters, Datastream, ČNB, Eurostat a národních burz.

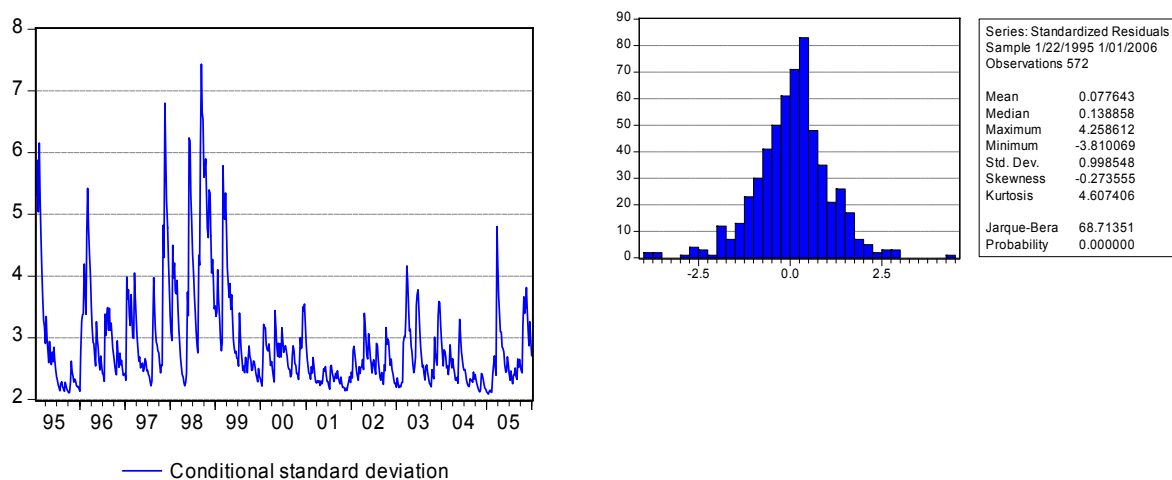
Tab. P6.5: TGARCH(1,1) model – výsledky odhadu pro Maďarsko

Dependent Variable: DBUX_E

	Coefficient	t	Std. Error	z-Statistic	Prob.
DEURO	0,682041		0,043776	15,58040	0,0000
AR(1)	0,229145		0,044153	5,189794	0,0000
Variance Equation					
C	1,234014		0,332749	3,708550	0,0002
RESID(-1)^2	0,112552		0,043067	2,613454	0,0090
RESID(-1)^2*(RESID(-1)<0)	0,101862		0,052777	1,930066	0,0536
GARCH(-1)	0,699739		0,057284	12,21529	0,0000
R-squared	0,288824	Mean dependent var		0,363747	
Adjusted R-squared	0,282542	S.D. dependent var		3,608312	
S.E. of regression	3,056345	Akaike info criterion		4,941671	
Sum squared resid	5287,144	Schwarz criterion		4,987291	
Log likelihood	-1407,318	Durbin-Watson stat		2,059608	

Zdroj: vlastní výpočty z dat Bloomberg, Reuters, Datastream, ČNB, Eurostat a národních burz.

Obr. P6.2 TGARCH(1,1) – histogram a pod. směrodatná odchylka (Maďarsko)



Zdroj: vlastní výpočty z dat Bloomberg, Reuters, Datastream, ČNB, Eurostat a národních burz.

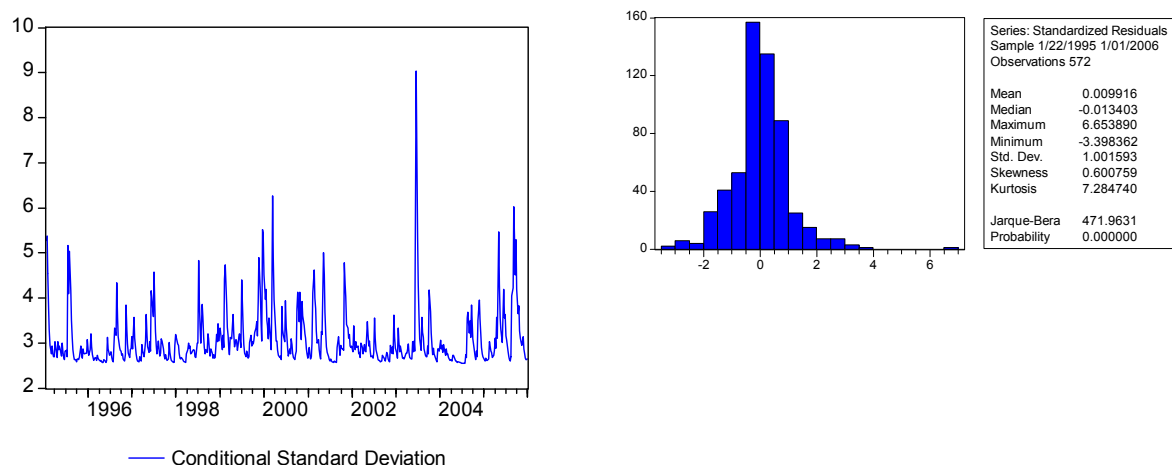
Tab. P6.6: TGARCH(1,1) model – výsledky odhadu pro Polsko

Dependent Variable: DSKSM

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
	t			
C	0,040368	0,140492	0,287331	0,7739
DEURO	0,018562	0,056905	0,326186	0,7443
AR(1)	0,073226	0,053724	1,363011	0,1729
Variance Equation				
C	3,173377	0,811758	3,909265	0,0001
ARCH(1)	0,210535	0,067884	3,101387	0,0019
(RESID<0)*ARCH(1)	-0,086477	0,070509	-1,226470	0,2200
GARCH(1)	0,510209	0,103136	4,946958	0,0000
R-squared	-0,000067	Mean dependent var		0,096072
Adjusted R-squared	-0,010687	S.D. dependent var		3,111192
S.E. of regression	3,127772	Akaike info criterion		5,082532
Sum squared resid	5527,370	Schwarz criterion		5,135756
Log likelihood	-1446,604	Durbin-Watson stat		1,995490

Zdroj: vlastní výpočty z dat Bloomberg, Reuters, Datastream, ČNB, Eurostat a národních burz.

Obr. P6.3 TGARCH(1,1) model – histogram a pod. směrodatná odchylka (Polsko)



Zdroj: vlastní výpočty z dat Bloomberg.

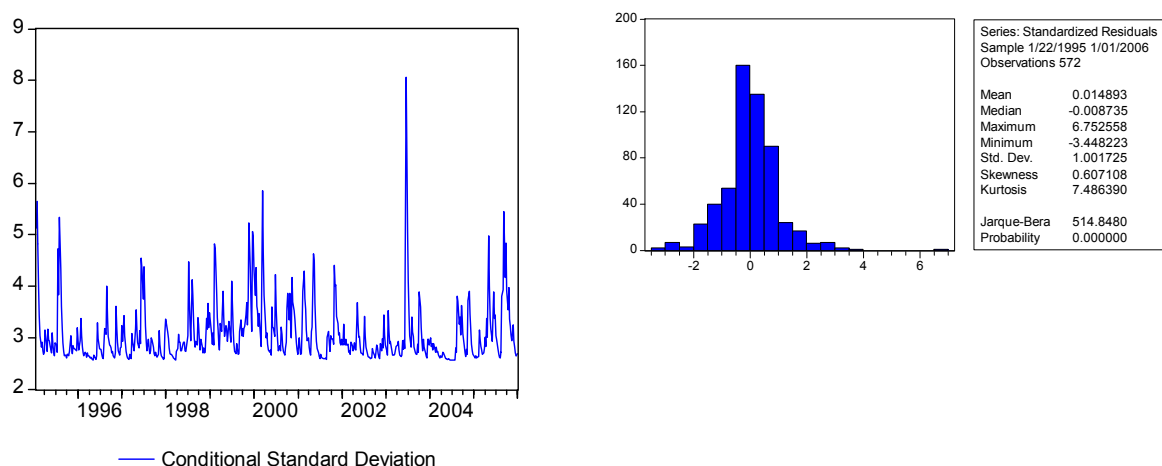
Tab. P6.7: TGARCH(1,1) model – výsledky odhadu pro Slovensko

Dependent Variable: DSKSM

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
	t			
C	0,026783	0,138151	0,193869	0,8463
DEURO	0,022212	0,057293	0,387692	0,6982
AR(1)	0,075090	0,054187	1,385755	0,1658
Variance Equation				
C	3,162873	0,786582	4,021034	0,0001
ARCH(1)	0,163005	0,046232	3,525798	0,0004
GARCH(1)	0,515177	0,101683	5,066518	0,0000
R-squared	-0,000425	Mean dependent var		0,096072
Adjusted R-squared	-0,009263	S.D. dependent var		3,111192
S.E. of regression	3,125568	Akaike info criterion		5,080999
Sum squared resid	5529,353	Schwarz criterion		5,126619
Log likelihood	-1447,166	Durbin-Watson stat		1,999574

Zdroj: vlastní výpočty z dat Bloomberg.

Obr. P6.4 TGARCH(1,1) model – histogram a pod. směrodatná odchylka (Slovensko)



Zdroj: vlastní výpočty z dat Bloomberg