VYSOKÁ ŠKOLA EKONOMICKÁ V PRAZE
FAKULTA MEZINÁRODNÍCH VZTAHŮ



Obor: Mezinárodní ekonomické vztahy

Integrace finančních trhů nových členských zemí EU

(doktorská disertační práce)

Autor: Mgr. Ing. Jiří Chaloupka

Vedoucí práce: doc. Ing. Josef Taušer, Ph.D.

Prohlášení:

Prohlašuji, že jsem disertační práci na téma „Integrace finančních trhů nových členských zemí EU“ vypracoval samostatně a vyznačil všechny citace z pramenů. Použitou literaturu a podkladové materiály uvádím v přiloženém seznamu literatury a pramenů.

V Lucemburku dne 13. února 2017 ……

Mgr. Ing. Jiří Chaloupka

Poděkování:

Na tomto místě bych rád poděkoval panu doc. Ing. Josefu Taušerovi, Ph.D. za jeho cenné rady, věcné připomínky k práci a vedení v průběhu doktorského studia. Rád bych také poděkoval celému kolektivu Katedry mezinárodního obchodu za spolupráci v průběhu mého studia a prof. Pietu Sercu z Katholieke Universiteit Leuven za inspirativní přístup k ekonomickému výzkumu. V neposlední řadě bych velice rád poděkoval své rodině za trpělivost a podporu po celou dobu mého studia.

Obsah

Seznam zkratek 7

Úvod 9

1 Teoretický model finančního trhu 14

1.1 Finanční trh v uzavřené ekonomice 14

1.1.1 Vymezení finančního trhu a finančních aktiv 15

1.1.2 Úspory na mikro- a makroúrovni v uzavřené ekonomice 18

1.1.3 Volba mezičasové spotřeby representativního spotřebitele 19

1.1.4 Volba spotřeby representativního spotřebitele za rizika 26

1.1.5 Volba složení portfolia representativního spotřebitele 34

1.1.6 Oceňování rizikových finančních aktiv 46

1.1.7 Čištění trhu kapitálových a finančních aktiv v uzavřené ekonomice ... 51

1.1.8 Čištění trhu peněžních prostředků a dlouhodobých finančních aktiv, vnitřní rovnováha a monetární politika v uzavřené ekonomice 58

1.2 Mezinárodní finanční trhy 65

1.2.1 Definice integrace finančních trhů 65

1.2.2 Podmínka úrokové parity 66

1.2.3 Agregátní úspory v otevřené ekonomice 71

1.2.4 Sdílení rizika spotřeby mezi zeměmi 73

1.2.5 Mezinárodní diversifikace portfolií 82

1.2.6 Nezávislost domácích investic na národních úsporách 84

1.2.7 Vnější rovnováha, monetární politika v otevřené ekonomice a teorie optimální měnové oblasti 87

2 Přehled literatury 97

2.1 Ukazatele integrace finančních trhů 97

2.2 Podmínka úrokové parity 100

2.2.1 Výsledky předchozích měření platnosti podmínky úrokové parity 100

2.2.2 Vysvětlení neplatnosti podmínky úrokové parity 106

2.3 Korelace spotřeby mezi zeměmi 108

2.3.1 Výsledky předchozích měření korelace spotřeby mezi zeměmi 109

2.3.2 Vysvětlení nízké korelace spotřeby mezi zeměmi 111
2.4 Mezinárodní diversifikace portfolií 116
2.4.1 Výsledky předchozích měření mezinárodní diversifikace portfolií 116
2.4.2 Vysvětlení nízké mezinárodní diversifikace portfolií 121
2.5 Korelace národních úspor a domácích investic 123
2.5.1 Výsledky předchozích měření korelace národních úspor a domácích investic 124
2.5.2 Vysvětlení vysoké korelace národních úspor a domácích investic 126
3 Metodika 130
3.1 Hypotézy vyplývající z teoretického modelu a z přehledu literatury . 130
3.2 Testování platnosti úrokové parity 131
3.2.1 Data pro testování platnosti úrokové parity 131
3.2.2 Použité ekonometrické techniky pro testování platnosti úrokové parity 133
3.3 Testování korelace růstu spotřeby mezi zeměmi 142
3.3.1 Data pro testování korelace růstu spotřeby mezi zeměmi 142
3.3.2 Použité ekonometrické techniky pro testování korelace růstu spotřeby mezi zeměmi 143
3.4 Testování mezinárodní diversifikace portfolií 148
3.4.1 Data pro testování mezinárodní diversifikace portfolií 148
3.4.2 Použité ekonometrické techniky pro testování mezinárodní diversifikace portfolií 151
3.5 Testování korelace národních úspor a domácích investic 156
3.5.1 Data pro testování korelace národních úspor a domácích investic 156
3.5.2 Použité ekonometrické techniky pro testování korelace národních úspor a domácích investic 157
4 Výsledky empirických měření 159
4.1 Platnost podmínky úrokové parity mezi NMS 159
4.1.1 Výše odchylek od podmínky úrokové parity a rychlost jejich snižování 160

4.1.2 Analýza časových řad na příkladu České republiky 169
4.1.3 Zhodnocení výsledků testování platnosti úrokové parity 193
4.2 Korelace růstu spotřeby mezi NMS 198
4.2.1 Korelační analýza růstu spotřeby a produktu mezi NMS 198
4.2.2 Regresní analýza vztahu mezi růstem spotřeby a domácími zdroji 206
4.2.3 Regresní analýza vztahu mezi růstem spotřeby a měnovým kurzem . 214
4.2.4 Zhodnocení výsledků 225
4.3 Mezinárodní diverzifikace portfolií NMS 231
4.3.1 Měření založená na modelu CAPM 231
4.3.2 Měření založená na datech 241
4.3.3 Zhodnocení výsledků 256
4.4 Korelace národních úspor a domácích investic NMS 261
4.4.1 Průřezová analýza 261
4.4.2 Analýza časových řad 265
4.4.3 Zhodnocení výsledků 273
5 Závěr 276
6 Seznam literatury 290
A. Učebnice a monografie 290
B. Odborné články 291
C. Statistické databáze 329
7 Přílohy 330

Seznam zkratek

AD finanční aktiva	Arrow-Debreu finančních aktiv
ADF test	rozšířený Dickey-Fullerův test
BG	Bulharsko
BKK	David K. Backus, Patrick J. Kehoe a Finn E. Kydland
CAPM	model oceňování kapitálových aktiv
CIP	krytá úroková parita
CML	přímka kapitálového trhu
CY	Kypr
CZ	Česká republika
ČNB	Česká národní banka
DMC	domácí tržní kapitalizace
EA	eurozóna
ECB	Evropská centrální banka
ECU	Evropská měnová jednotka
EE	Estonsko
EG	Robert Engle a Clive Granger
ERM II	Evropský mechanismus směnných kurzů II
ERP	prémie za kurzové riziko
EU	Evropská unie
EUR	euro
EURIBOR	Euro Inter-bank Offered Rate
FA	zahraniční aktiva
FH	Martin Feldstein a Charles Horioka
FL	zahraniční závazky
FP	forwardová prémie
FR	forwardový měnový kurz
GE	Německo
HB	home bias
HDP	hrubý domácí produkt
HU	Maďarsko
IAPM	mezinárodní model oceňování kapitálových aktiv

IBOR	Inter-bank Offered Rate
ID	inflační diferenciál
IRS	úrokový spread
KPSS test	test navrhnutý v práci Kwiatkovski, Phillips, Schmidt a Shin (1992)
LIBOR	London Inter-bank Offered Rate
LT	Litva
LV	Lotyšsko
MMF	Mezinárodní měnový fond
MPT	moderní teorie portfolia
MT	Malta
MVP	portfolio s nejmenším rozptylem
NMS	nové členské státy EU
OECD	Organizace pro hospodářskou spolupráci a rozvoj
OLS	metoda nejmenších čtverců
p.b.	procentní bod
PL	Polsko
PPP	parita kupní síly
PRIBOR	Prague Inter-bank Offered Rate
RA	riziková averze
RER	reálný měnový kurz
RIP	reálná úroková parita
RO	Rumunsko
SI	Slovinsko
SK	Slovensko
SML	přímka trhu cenných papírů
SR	spotový měnový kurz
UIP	nekrytá úroková parita
US	Spojené státy americké
USD	americký dolar
VAR model	vektorový autoregresní model
VECM	vektorový model korekce chyb
WD	světový agregát, resp. portfolio

Úvod

Od 80. let 20. století zažívají mezinárodní finanční trhy nebývalý rozmach, který byl umožněn především odstraněním kapitálových kontrol vyspělými ekonomikami, opuštěním Bretton-Woodského systému fixních kurzů, celkovou deregulací finančního systému a také rozvojem informačních a telekomunikačních technologií. Všechny tyto faktory vedly k tomu, že se jednotlivé národní finanční trhy prohlubují, rozšiřují a také vzájemně propojují v jeden globální finanční trh. Investoři z jednotlivých zemí tak čelí stále menším překážkám pro nabývání zahraničních aktiv, a přesun finančních prostředků mezi zeměmi je tak stále snazší. Tento trend je součástí širšího procesu globalizace světové ekonomiky, kdy se jednotlivé národní ekonomiky propojují a události na jednom trhu stále více ovlivňují dění na ostatních trzích.

Standardní ekonomická teorie spojuje s integrací finančních trhů především pozitivní efekty, ovšem poukazuje i na rizika spojená s volným pohybem finančních zdrojů mezi zeměmi. Očekávaným pozitivním efektem je především oddělení domácí spotřeby a domácích investic od závislosti na domácích zdrojích. V případě, že mezi zeměmi dochází k volnému pohybu finančních zdrojů, nemusí spotřebitelé a investoři omezit svou spotřebu a investice ani v situaci, kdy dojde k propadu domácího produktu, neboť jejich spotřeba a investice mohou být profinancovány zdroji ze zahraničí. Naopak investoři ze zemí procházejících hospodářským rozkvětem nejsou omezeni ve svém investičním rozhodování jen na domácí investiční příležitosti, ale mohou zhodnotit své úspory vyšším výnosem v zahraničí. Dochází tak k diversifikaci portfolia nejen na úrovni jednotlivých investorů, ale i na úrovni celých ekonomik. Díky sdílení rizika fluktuace domácí produkce mezi zeměmi tak mezinárodní finanční trhy usnadňují zajištění proti čistě idiosynkratickým výkyvům domácího produktu. Právě schopnost finančních trhů absorbovat asymetrické šoky, díky přesunu finančních zdrojů ze zemí zasažených negativním šokem do zemí nezasažených, je proto jedním z předpokladů existence tzv. optimální měnové oblasti.

Sdílení idiosynkratických rizik mezi zeměmi však s sebou nese i riziko přelévání hospodářské recese a finanční nákazy. Negativní šoky se tak snadno šíří z jedné oblasti do druhé, což se zřetelně projevilo během nedávné globální finanční krize a evropské dluhové krize. Splasknutí realitní bubliny v USA mělo za následek kolaps velkých amerických finančních domů, které dále způsobilo propad cen akcií po celém světě. V důsledku toho zamrzl mezibankovní trh, snížila se důvěra investorů a ztížil se přístup k finančním zdrojům

pro podniky ve všech zemích. Krize finančního sektoru tak dopadla i na reálnou ekonomiku a způsobila celkovou hospodářskou recesi, neboť se snížily investice, zvýšila nezaměstnanost a poklesla poptávka. Vlády i centrální banky tak byly nuceny sáhnout k mimořádným prostředkům ve formě fiskální a monetární expanze. Řada evropských vlád však nebyla schopna refinancovat svůj dluh nebo sanovat svůj finanční systém z vlastních zdrojů, neboť finanční instituce drží většinu veřejného dluhu. Evropská ekonomika se tak dostala do vleklé recese a mezinárodní finanční trh se tak pro mnohé stal synonymem hospodářského úpadku.

Finanční trh tak má významný dopad jak na reálnou ekonomiku, tak na monetární a fiskální politiku. Při vyšší integraci se negativní šoky snáze přelévají z jednoho trhu na druhý, proto je důležité sledovat a pochopit proces finanční integrace. Protože monetární politika je prováděna zejména skrze finanční trh a fiskální politika je omezena schopností finančního trhu absorbovat veřejný dluh, je monitorování finanční integrace pro vlády i centrální banky nutností. V podmínkách dokonalé mobility finančních zdrojů je účinnost monetární politiky omezená a v případě fixního kurzu je provádění samostatné monetární politiky dokonce dlouhodobě neudržitelné. To je důležité zejména pro nové členské země EU (dále jen „*NMS*“), které jsou povinny zapojit se do Evropského mechanismu směnných kurzů II („*European Exchange Rate Mechanism II*“, dále jen „*ERM II*“) a v budoucnu přijmout společnou měnu euro. Po přijetí společné měny se NMS vzdají měnového kurzu jako nástroje pro vyrovnávání idiosynkratických šoků, proto je nutné, aby v době přijetí eura tuto funkci převzala mobilita finančních zdrojů a pracovní síly, jak to předpokládá teorie optimální měnové oblasti. Dosažený stupeň integrace finančního trhu a jeho efektivní měření jsou tak pro NMS a jejich měnové autority aktuálními otázkami.

Finanční trhy NMS se začaly integrovat s globálním a evropským trhem během období transformace v 90. letech a zejména pak během příprav na vstup do Evropské unie na přelomu 21. století. Proces ekonomické transformace však probíhal v každé zemi jinak a také proces integrace s EU probíhal v každé zemi s různou rychlostí, proto nelze předpokládat, že by stupeň integrace finančního trhu byl v každé NMS stejný. Navíc vypuknutí globální finanční a evropské dluhové krize sice negativně dopadlo na všechny NMS, nicméně s různou intenzitou, což se mohlo odrazit na dosaženém stupni integrace u jednotlivých NMS.

Hlavním cílem této práce je proto zjistit stupeň a rychlost integrace finančních trhů NMS s evropským a světovým finančním trhem. Jelikož nelze identifikovat všechny

překážky bránící nabývání zahraničních finančních aktiv domácími subjekty a domácích finančních aktiv zahraničními subjekty a není možné přímo kvantifikovat intenzitu působení těchto překážek, je stupeň integrace v této práci měřen nepřímo. Jako indikátory stupně integrace zde slouží předpokládané efekty spojené s integrací finančních trhů, tedy s volným pohybem finančních zdrojů mezi zeměmi, kterému v pohybu nebrání žádné překážky. Těmito jevy jsou především prosazení podmínky úrokové parity, snížení volatility spotřeby způsobené idiosynkratickými šoky, zvýšení podílu zahraničních aktiv v portfoliích jednotlivých zemí a oddělení domácích investic od závislosti na národních úsporách.

Přestože události posledních 30-ti let indikují postupnou integraci finančních trhů a zvýšenou mobilitu finančních aktiv mezi zeměmi, předpokládané efekty integrace finančních trhů se na základě předchozích výzkumů neprosazují zcela nebo se prosazují jen pomalu. V ekonomické literatuře se proto hovoří o tzv. *puzzles*.

Téma puzzles je v ekonomické literatuře hojně zpracováváno, přesto jejich existence nebyla dosud uspokojivě vysvětlena. Naprostá většina autorů se zaměřuje na velké rozvinuté ekonomiky, případně na menší západoevropské země. Analýza finanční integrace a s ní spojených puzzles je však zřídka zkoumána pro malé post-transformační ekonomiky. Není ambicí této práce vyřešit tyto puzzles, přesto by získané poznatky mohly přispět k vysvětlení těchto jevů a poskytnout důkazy k vyvrácení či potvrzení hypotéz o jejich příčinách. Jelikož jsou v této práci puzzles zkoumána na vzorku malých otevřených ekonomik, které prošly procesem transformace a integrace s jednotným trhem EU, nabízí získaná data odlišný pohled oproti analýzám zkoumajícím velké vyspělé trhy. Díky existenci jednotného trhu EU je navíc možné předpokládat vyšší míru integrace NMS s evropským trhem než s trhem globálním, a tudíž je možné očekávat slabší nebo žádné působení těchto puzzles.

V české odborné literatuře lze nalézt pouze omezený počet odborných studií zabývajících se problematikou tzv. puzzles. Navíc naprostá většina ekonomických studií se zaměřuje pouze na jeden konkrétní jev a nezabývá se vzájemnými souvislostmi mezi jednotlivými puzzles. Proto vedlejším cílem této práce je popsat působení tzv. puzzles v rámci NMS a na základě dosažených výsledků najít podporu pro některá z navržených vysvětlení těchto puzzles.

Vysoký stupeň integrace finančních trhů jednotlivých zemí je jedním z předpokladů existence optimální měnové oblasti, jak bylo naznačeno výše a jak bude blíže vysvětleno v dalším textu. Existence takovéto oblasti mezi eurozónou a NMS je nutnou podmínkou pro efektivní fungování měnové unie, která by zahrnovala tyto země. Z pohledu teorie optimální

měnové oblasti by tedy NMS měly přijmout společnou měnu až v okamžiku, kdy budou splněny podmínky existence této oblasti. Druhým vedlejším cílem této práce proto bude zhodnocení splnění kritérií optimální měnové oblasti (resp. pouze kritéria vysoké mobility finančních prostředků) na základě dosaženého stupně integrace finančních trhů.

Cíle této práce tak lze vymezit následovně – a) zjistit stupeň a trend integrace finančních trhů NMS s evropským a globálním finančním trhem (hlavní cíl), b) zanalyzovat existenci tzv. puzzles v rámci NMS (první vedlejší cíl) a c) zhodnotit splnění jednoho z kritérií existence optimální měnové oblasti mezi NMS a eurozónou (druhý vedlejší cíl).

V rámci těchto cílů budou řešeny následující výzkumné otázky:

1. Jakého stupně integrace se světovým (a s evropským) finančním trhem dosáhly trhy jednotlivých zemí NMS?
2. Jaký je trend integrace finančních trhů NMS s evropským a globálním finančním trhem?
3. Existuje rozdíl ve stupni integrace ve vztahu k trhu EU a ve vztahu ke světovému trhu?
4. Liší se stupeň integrace pro velké vyspělé ekonomiky a pro malé post-transformační ekonomiky?
5. Do jaké míry se prosazují tzv. puzzles na trzích NMS?
6. Poskytují dosažené výsledky podporu pro některá z navržených vysvětlení těchto puzzles?
7. Je splněna podmínka vysoké mobility finančních zdrojů mezi zeměmi pro existenci optimální měnové oblasti mezi NMS a eurozónou?
8. Došlo u NMS po přijetí společné měny k ex post splnění této podmínky?
9. Jaká opatření by mohla být přijata, aby došlo k naplnění této podmínky?

V první části disertační práce je představen ekonomický model finančního trhu a jeho interakce s ekonomickými veličinami, na němž jsou postaveny indikátory integrace finančních trhů. V první kapitole této části je nejprve vymezen finanční trh a finanční aktiva a poté představen teoretický model působení finančního trhu v uzavřené ekonomice. V druhé kapitole je pak definován pojem integrace finančních trhů a popsán teoretický model interakce domácího finančního trhu s globálním trhem v případě jejich plné integrace. Tyto dva modely tedy popisují dvě extrémní situace – fungování ekonomiky v případě nulové integrace finančního trhu a v případě dokonalé integrace finančního trhu. V reálném světě by se skutečný stupeň integrace každé ekonomiky měl nacházet mezi těmito dvěma extrémy. V další části jsou proto představeny indikátory stupně integrace používané v ekonomické

literatuře, shrnuty výsledky dosavadních měření integrace a také stručně popsány hlavní hypotézy o tom, proč se v reálném světě efekty předpokládané teoretickým modelem neprojevují zdaleka v takové míře, jaká by odpovídala vysokému stupni integrace. Na základě závěrů teoretického modelu a přehledu literatury jsou v třetí části definovány hypotézy k jednotlivým výzkumným otázkám předloženým v úvodu práce a dále jsou pak představeny jednotlivé metody, data a ekonometrické techniky použité v disertační práci pro vlastní analýzu integrace finančních trhů NMS a k ověření těchto hypotéz. Stěžejní částí této práce je pak čtvrtá část, kde jsou postupně prezentovány výsledky testování jednotlivých ukazatelů integrace na reálných datech NMS, tedy platnost podmínky úrokové parity, korelace růstu spotřeby mezi zeměmi, diversifikace portfolií domácích investorů a oddělení domácích investic od národních úspor. Každá kapitola je navíc rozdělena na několik podkapitol, kdy je nejprve testován stupeň dosažené integrace, poté je analyzován vztah mezi jednotlivými veličinami vstupujícími do této analýzy a nakonec je předloženo dílčí zhodnocení dosažených výsledků.

Finanční integrace je zkoumána na vzorku 12 zemí, které přistoupily k EU po roce 2004 (s výjimkou Chorvatska), konkrétně jde o Bulharsko (BG), Kypr (CY), Českou republiku (CZ), Estonsko (EE), Maďarsko (HU), Lotyšsko (LV), Litvu (LT), Maltu (MT), Polsko (PL), Rumunsko (RO), Slovensko (SK) a Slovinsko (SI). Tyto země jsou specifické tím, že jde o malé otevřené ekonomiky, které prošly procesem ekonomické transformace (s výjimkou Malty a Kypru) a procesem konvergence k zemím EU. Zároveň byly tyto země zasaženy globální finanční krizí i několika lokálními krizemi. Snahou proto bylo analyzovat data za co nejdelší období tak, aby pokrývala období hospodářského růstu i recese. Bohužel nebylo možné získat srovnatelná data pro všechny testy, a proto se jednotlivá měření liší délkou časových řad i počtem zemí zahrnutých do vzorku. Nejdelší časové řady zahrnují období 1995–2015. Také frekvence dat se pro jednotlivé testy liší v důsledku rozdílné dostupnosti. Všechna data byla získána buď z veřejných databází, zejména z databází Eurostatu, Světové banky, Evropské centrální banky a České národní banky, nebo z terminálu Bloomberg Professional.

K měření stupně integrace i vzájemných závislostí mezi zkoumanými veličinami jsou využity statistické metody použité v ekonomické literatuře. Jde především o průřezovou analýzu dat a o analýzu časových řad jednotlivých zemí. V kapitole věnované diversifikaci portfolií investory jsou navíc vypočítány optimální váhy pro jednotlivé země tak, jak to navrhuje moderní teorie portfolia.

1 Teoretický model finančního trhu

V této práci je měřen stupeň a trend integrace finančních trhů NMS, a to nepřímo pomocí analýzy efektů očekávaných od této integrace. Proto před tím, než budou představeny výsledky vlastního měření, je nutné nejprve vymezit finanční trh, popsat jeho fungování, definovat pojem integrace finančních trhů a následně objasnit ony efekty, jež jsou očekávány od této integrace.[1]

První kapitola této části proto nejprve vymezuje pojmy finanční trh a finanční aktiva a poté za pomocí ekonomického modelu vysvětluje, jak finanční trh působí v rámci uzavřené ekonomiky. Druhá kapitola této části pak definuje pojem integrace finančních trhů a představuje ekonomický model interakce domácího finančního trhu s globálním a chování ekonomických veličin v případě otevřené ekonomiky s plně integrovaným finančním trhem. Tyto dva modely tedy popisují dvě extrémní situace – fungování ekonomiky v případě nulové integrace finančního trhu a v případě dokonalé integrace finančního trhu.

V reálném světě by se skutečný stupeň integrace každé ekonomiky měl nacházet mezi těmito dvěma extrémy. Čím více se chování ekonomických veličin blíží modelu popsanému v kapitole 1.2, tím více je finanční trh integrován. Do jaké míry se ekonomické veličiny NMS chovají v souladu s modelem otevřené ekonomiky s plně integrovaným finančním trhem je pak předmětem vlastní analýzy ve čtvrté části této práce.

1.1 Finanční trh v uzavřené ekonomice

Předtím, než bude analyzována vzájemná interakce mezi několika národními finančními trhy, je nutné popsat fungování jednoho finančního trhu v rámci uzavřené ekonomiky. Takovýto model navíc umožňuje popsat chování mezinárodního finančního trhu v případě, že by všechny národní finanční trhy byly skutečně plně integrovány a celý svět by tak bylo možné považovat za jednu velkou uzavřenou ekonomiku.

V této kapitole proto budou nejprve vymezeny pojmy finanční trh a finanční aktiva a poté bude pomocí ekonomického modelu vysvětleno, jakým způsobem umožňují finanční aktiva přebytkovým subjektům odkládat svůj nespotřebovaný důchod do budoucna (tedy spořit) a deficitním subjektům spotřebovat důchod vytvořený až v budoucnu. Dále bude

[1] Tato část byla zpracována na základě prací Baldwin a Wyplosz (2008), Cochrane (2005), Cuthbertson a Nitzsche (2004), Danthine a Donaldson (2015), Kadeřábková (2003), Lemmen (1998), Obstfeld a Rogoff (1996) a Soukup a kol. (2007), pokud není uvedeno jinak.

popsáno, jakým způsobem umožňují finanční aktiva vyrovnávat výkyvy v důchodu jednotlivých spotřebitelů a celých ekonomik a jak se tato schopnost odráží v ceně jednotlivých finančních aktiv. Finanční trh ovšem neexistuje samostatně, ale ovlivňuje a je ovlivňován ostatními trhy, zejména trhem reálných kapitálových aktiv a trhem peněžních prostředků (jež v podstatě představují nejlikvidnější finanční aktiva), a zároveň je ovlivňován monetární politikou, což je předmětem posledních dvou podkapitol této kapitoly.

1.1.1 Vymezení finančního trhu a finančních aktiv

Podle definice v české odborné literatuře představuje finanční trh „*systém institucí a instrumentů zabezpečujících pohyb peněz a kapitálu ve všech formách mezi různými ekonomickými subjekty na základě nabídky a poptávky*“ (Revenda a kol. 2008, s. 97). Na finančním trhu se tedy potkávají subjekty, které mají přebytek zdrojů, a subjekty, které mají zdrojů nedostatek. Deficitní subjekty prodávají na finančním trhu finanční aktiva, která jsou nakupována přebytkovými subjekty. Finanční trh tak pomocí těchto finančních aktiv alokuje volné zdroje k subjektům, které je dokáží využít nejefektivněji.

Finančními aktivy jsou proto v této práci rozuměna právě ta aktiva, která umožňují přesun zdrojů od přebytkových k deficitním subjektům, a finančním trhem je myšlen trh, na kterém jsou tato aktiva obchodována.[2] Podle doby splatnosti finančních aktiv pak lze finanční trh dělit na peněžní finanční trh a kapitálový finanční trh (Revenda a kol. 2008, s. 97–98). Zatímco na peněžním trhu jsou obchodována krátkodobá finanční aktiva, tedy aktiva s dobou splatnosti do jednoho roku, na trhu kapitálovém jsou to středně- a dlouhodobá finanční aktiva, tedy aktiva s dobou splatnosti nad jeden rok. Pro rozlišení mezi reálnými kapitálovými aktivy, tedy výrobními zařízeními, stroji, budovami atd., a dlouhodobými (kapitálovými) finančními aktivy však budou v dalším textu kapitálová finanční aktiva označována jako dlouhodobá finanční aktiva. Krátkodobá finanční aktiva pak budou pro zjednodušení v dalším textu souhrnně pojmenována jako peněžní prostředky.

Finanční aktiva je možné velmi zjednodušeně rozdělit na tři základní kategorie:

a) peněžní prostředky (hotovostní i bezhotovostní),
b) dluhová finanční aktiva, tedy především
    a. úvěry a
    b. dluhopisy, a

[2] Finančním trhem tak v této práci není myšlen trh finančních služeb, tedy například trh bankovních nebo pojistných služeb.

c) majetková finanční aktiva, tedy především akcie.

Ve všech výše uvedených případech je pak možné finanční aktiva dělit na domácí a zahraniční (tedy například domácí a zahraniční dluhopisy nebo domácí a zahraniční peněžní prostředky, tj. devizy a valuty).

Toto dělení je ovšem zjednodušující, neboť existují i další méně rozšířená finanční aktiva (např. podílové listy, investiční certifikáty, warranty) a také finanční deriváty, ze kterých může finanční aktivum vzniknout. V této práci zároveň nebudou mezi finanční aktiva zahrnována ani reálná aktiva, jako například zlato nebo nemovitosti, neboť tato aktiva nejsou „emitována“ deficitními subjekty k získání zdrojů a jejich cena je do značné míry určována jinými faktory než u finančních aktiv.

V této práci je pro zjednodušení předpokládáno, že representativní spotřebitel ukládá své úspory do aktiv (finančních nebo kapitálových), přičemž tato aktiva nakupuje přímo. V reálném světě ovšem mohou spotřebitelé, resp. investoři, nakupovat tato aktiva nejen přímo, ale také skrze finanční zprostředkovatele (tedy banky, spořitelny, fondy atd.). Tito finanční zprostředkovatelé nakupují aktiva emitovaná deficitními subjekty a naopak prodávají tzv. sekundární finanční instrumenty, které pak nakupují přebytkové subjekty (Revenda a kol., 2008, s. 95–96). Těmito instrumenty mohou být opět všechna výše uvedená finanční aktiva. Pokud například spotřebitel ukládá své úspory na bankovní účet, pak v podstatě poskytuje bance úvěr a banka poté za takto získané zdroje nakupuje cenné papíry nebo poskytuje úvěry. Spotřebitel je tak nepřímo vystaven vývoji na trhu cenných papírů a trhu úvěrů, přestože sám přímo cenné papíry nenakupuje a úvěry jiným spotřebitelům a firmám neposkytuje.

Uvedené lze tedy zobecnit tak, že deficitní subjekt si kupuje odložené zdroje jiného subjektu, a naopak přebytkový subjekt tyto své přebytkové zdroje prodává. Statek, který si spotřebitel kupuje nákupem finančního aktiva je tedy nárok na budoucí příjem, který poplyne kupujícímu subjektu v budoucnu. Za tento příjem platí prodávajícímu subjektu cenu, kterou je současná hodnota budoucího příjmu plynoucího z finančního aktiva.

Cena finančního aktiva je diskontovaný hrubý příjem tohoto aktiva (Cochrane, 2005, s. 6), tedy

$$p_t = E_t\left[DF_{t+1}x_{t+1}\right], \tag{1}$$

kde p_t je současnou cenou finančního aktiva v čase *t*, $E_t[.]$ je operátor současného očekávání, x_{t+1} je hrubý příjem plynoucí z finančního aktiva v čase *t+1* a DF_{t+1} je *diskontní faktor* pro čas *t+1*.

Hrubý příjem x_{t+1} z většiny finančních aktiv se skládá především z důchodu d, který bude finanční aktivum vyplácet svému držiteli po dobu držby, a z konečné ceny p_{t+1}, za kterou držitel prodá finanční aktivum na konci držby, tedy

$$x_{t+1} = d + p_{t+1}. \tag{2}$$

V případě úvěru je důchodem úrok, v případě dluhopisu kupón a v případě akcie dividenda. Výše úroku z úvěru je závislá na délce doby splatnosti úvěru, resp. na referenční sazbě pro danou délku doby splatnosti (tj. zejména na bezrizikové úrokové míře), a na kreditním riziku dlužníka, tedy na riziku nesplacení jistiny a úroku dlužníkem. Při primární emisi dluhopisů platí totéž pro nastavení výše kupónu dluhopisu. Výše dividendy je závislá na hospodářských výsledcích korporace a na její dividendové politice. Dividendy tedy nemusí být vypláceny pravidelně a s výjimkou preferenčních akcií, které mají spíše charakter dluhopisu, nezakládají akcie nárok na výplatu dividend.

Většina úvěrů je držena do splatnosti, proto „cenou“ v době splatnosti úvěru bude jistina tohoto úvěru. Tuto „cenu“ věřitel zaplatil v době poskytnutí úvěru, tedy v době pořízení tohoto finančního aktiva, proto současná i budoucí cena jsou totožné v případě úvěru drženého do splatnosti. V případě dluhopisu je jeho cenou v době splatnosti jeho nominální hodnota. Dluhopis je však často prodán ještě před dobou splatnosti, a to za cenu, která nemusí být rovna nominální hodnotě dluhopisu (kreditní riziko spotřebitele nebo bezriziková úroková míra se totiž mohou změnit od stavu v době vydání dluhopisu). Akcie žádnou splatnost nemají, proto by jejich prodejní cena měla odpovídat aktuální tržní ceně.

Konstrukce diskontního faktoru je stejná pro všechna finanční aktiva. Diskontním faktorem je vždy bezriziková úroková míra (v závislosti na délce investičního období) a přirážka za riziko, že příjem z daného finančního aktiva nebude vyplacen. V případě úvěrů a dluhopisů, ze kterých pravidelně plyne úrok, resp. kupón, jde o prémii za kreditní riziko. Akcie však žádné dividendy vyplácet nemusí, výplata dividend je závislá na hospodaření korporace, tedy je závislé na konkrétním stavu prostředí. Proto je součástí diskontního faktoru i přirážka za závislost výplaty dividend na stavu prostředí (viz dále).

Od hrubého příjmu (tzv. „*gross payoff*“) je nutné odlišit čistý příjem z finančního aktiva. Tento příjem představuje hrubý příjem upravený o počáteční náklady na nákup finančního aktiva, jde tedy o zisk z držby finančního aktiva

$$profit = d + p_{t+1} - p_t, \tag{3}$$

který je na jedné straně dán přijatým důchodem a na druhé straně kapitálovým ziskem.

V české literatuře se často překládají anglické termíny „return", „yield" i „payoff" jedním slovem „výnos". Při analýze finančního trhu je však nutné tyto pojmy rozlišovat. Termín „payoff" proto bude překládán jako „příjem" nebo „výplata", termín „return" jako „výnos" a pojem „yield" bude používán v anglickém tvaru.

Hrubým výnosem (tzv. „*gross return*") je poměr hrubého příjmu k ceně pořízení finančního aktiva, tedy

$$R = \frac{d + p_{t+1}}{p_t}, \tag{4}$$

a čistým výnosem je poměr čistého příjmu k ceně pořízení finančního aktiva, tedy

$$r = \frac{d + p_{t+1} - p_t}{p_t}. \tag{5}$$

Výnosová míra (tzv. „*rate of return*") představuje výnos za určité časové období, nejčastěji jeden rok. V takovém případě jde tedy o anualizovaný výnos. Například pro úvěr je výnosem úrok, který může být vyjádřen roční úrokovou mírou.

Yield představuje teoretickou výnosovou míru dluhopisu za předpokladu, že cena na začátku i na konci držby dluhopisu je stejná. Jde tedy o teoretický anualizovaný výnos, při jehož kalkulaci není brán v potaz kapitálový zisk.

1.1.2 Úspory na mikro- a makroúrovni v uzavřené ekonomice

Finanční trh umožňuje přebytkovým subjektům spořit a deficitním subjektům si tyto úspory půjčovat. Úspory representativního spotřebitele je možné definovat jako nespotřebovaný důchod, resp. za předpokladu neexistence vládního sektoru nespotřebovaný produkt[3], tohoto representativního spotřebitele podle rovnice[4]

$$y_t - c_t = s_t, \tag{6}$$

kde y_t představuje produkt, c_t spotřebu a s_t úspory representativního spotřebitele v období *t*.

Tyto úspory může representativní spotřebitel použít jak na nákup finančních aktiv (tj. peněžních prostředků a dlouhodobých finančních aktiv), tak na nákup reálných kapitálových aktiv, což lze formálně zapsat jako

[3] Za předpokladu neexistence vládního sektoru je produkt roven důchodu jednotlivce. Při zahrnutí vládního sektoru by se důchod rovnal produktu upravenému o daně a transferové platby.

[4] V dalším textu jsou pro veličiny na úrovni jednoho representativního spotřebitele, tj. per capita, použita malá písmena, zatímco pro veličiny na agregátní úrovni jsou použita velká písmena.

$$s_t = \frac{\Delta m_{t;t-1}}{1+\iota_{t;t-1}} + \frac{\Delta b_{t;t-1}}{1+\iota_{t;t-1}} + \Delta k_{t;t-1}, \tag{7}$$

kde $\Delta m_{t;t-1}$ představuje změnu zásoby nominálních peněžních prostředků v držení representativního spotřebitele, $\Delta b_{t;t-1}$ představuje změnu zásoby dlouhodobých finančních aktiv v držení representativního spotřebitele, včetně plateb plynoucích z držby finančních aktiv, tedy $\Delta b_{t;t-1} = b_t - (1+r)b_{t-1}$, a $\iota_{t;t-1} = \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}}$ inflaci, která je vypočtena jako procentní změna cenové hladiny mezi obdobími $t-1$ a *t*. Pro zjednodušení je v této části předpokládáno, že nakupovaným dlouhodobým finančním aktivem je bezrizikový dluhopis, který nese hrubou bezrizikovou úrokovou míru *R*, resp. $1+r$.[5] Člen $\Delta k_{t;t-1}$ pak představuje změnu zásoby kapitálových aktiv representativního spotřebitele mezi obdobími $t-1$ a *t*, tedy $\Delta k_{t;t-1} = k_t - k_{t-1}$. Nákup kapitálových statků je v ekonomii označován jako investice *i*, a proto investice representativního spotřebitele $i_t = \Delta k_{t;t-1} = k_t - k_{t-1}$.

1.1.3 Volba mezičasové spotřeby representativního spotřebitele

Pokud by model předpokládal neexistenci kapitálových aktiv, pak by vztah (6) bylo možné zjednodušit na výraz

$$y_t - c_t = \frac{\Delta m_{t;t-1} + \Delta b_{t;t-1}}{\Delta P_{t;t-1}}, \tag{8}$$

podle kterého nespotřebované (a neproinvestované) zdroje ukládá representativní spotřebitel do finančních aktiv. Čistá akumulace finančních aktiv $\Delta m_{t;t-1} + \Delta b_{t;t-1}$ (tedy rozdíl mezi objemem nakoupených a prodaných finančních aktiv v období *t*) je v tomto případě závislá pouze na velikosti důchodu spotřebitele a na velikosti jeho spotřeby.

Úspory lze tedy zvýšit nárůstem důchodu spotřebitele (který je zde, za předpokladu neexistence kapitálových aktiv, považován za exogenní) nebo snížením jeho spotřeby. Opačně lze spotřebu zvýšit snížením objemu finančních aktiv nashromážděných v předchozím období, tedy ji lze financovat prodejem dlouhodobých finančních aktiv (resp. načerpáním úvěru) nebo snížením zásoby peněžních prostředků. Representativní spotřebitel tak může přesouvat svou spotřebu mezi dvěma obdobími, a to právě díky existenci finančních aktiv. V této části bude předpokládáno, že representativní spotřebitel nemění

[5] Vliv existence rizikových finančních aktiv bude popsán v kapitole 1.1.4.

zásobu peněžních prostředků v čase, tedy $\Delta m_{t;t-1} = 0$, a cenová hladina je neměnná, tedy $\iota_{t;t-1} = 0$.[6]

Vedle peněžních prostředků je nejjednodušším (dlouhodobým) finančním aktivem bezrizikový dluhopis b^F, který vyplácí svému držiteli na konci každého období čistou úrokovou míru r a v době maturity i nominální hodnotu dluhopisu. Pokud tedy dluhopis maturuje v období *t*, pak representativní spotřebitel v období *t* čelí rozpočtovému omezení

$$y_t + (1+r)b_{t-1}^F = c_t + b_t^F . \tag{9}$$

Při zjednodušujícím předpokladu, že representativní spotřebitel nakupuje pouze dluhopis s maturitou v období *t+1*, a na začátku období *t* nedisponuje spotřebitel žádnými dluhopisy, tedy $b_{t-1}^F = 0$, pak lze rovnici zjednodušit na tvar

$$y_t - c_t = b_t^F . \tag{10}$$

Pokud zároveň spotřebitel v období *t+1* žádný nový dluhopis nekupuje a nakoupený dluhopis v období *t+1* maturuje (tedy vyplácí svou nominální hodnotu zvýšenou o úrok), pak spotřebitel bude moci v období *t+1* spotřebovat více, než vyprodukuje. Pro období *t+1* tedy bude platit

$$c_{t+1} = y_{t+1} + (1+r)b_t^F . \tag{11}$$

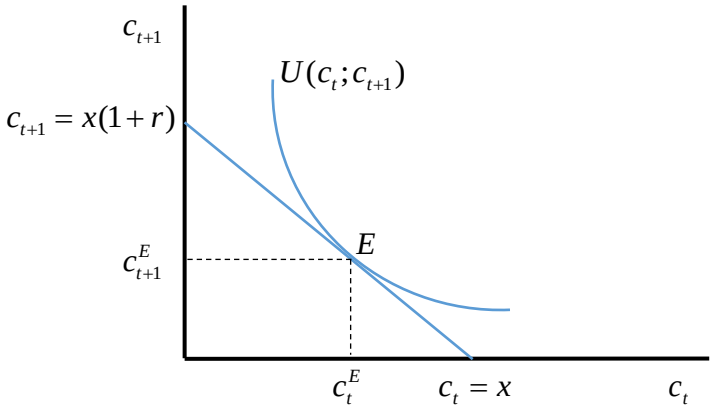
Po dosazení rovnice (11) do rovnice (10) lze získat rozpočtové omezení spotřebitele pro dvě období

$$c_t + \frac{c_{t+1}}{1+r} = y_t + \frac{y_{t+1}}{1+r} , \tag{12}$$

podle kterého celková spotřeba ve dvou obdobích musí být rovna celkovému objemu produktu, který spotřebitel sám vytvořil (Kadeřábková, 2003, s. 25–26). Ovšem spotřeba v jednotlivých obdobích nemusí být rovna produktu vytvořenému v tomto období, neboť bezrizikový dluhopis umožňuje representativnímu spotřebiteli přesunout svou spotřebu z období *t* (tedy produkt nespotřebovaný v období *t*) do období *t+1*.

[6] Tyto předpoklady budou uvolněny v kapitole 1.1.8.

Graf č. 1 – Volba mezičasové spotřeby representativního spotřebitele



Zdroj: vlastní nákres podle Kadeřábková (2003, s. 31).

Výraz na pravé straně představuje celkové zdroje spotřebitele. Pokud jsou tyto zdroje fixní a rovny *x*, tedy $c_t+\frac{c_{t+1}}{1+r}=x$, pak je současnou spotřebu možné zvýšit jen na úkor spotřeby budoucí a rozpočtovým omezením tak je přímka na grafu č. 1, která je dána rovnicí

$$c_t+\frac{c_{t+1}}{1+r}=x. \qquad (13)$$

Sklon přímky[7] rozpočtového omezení je roven $1+r$, tedy výnos z odložení současné spotřeby na období *t+1* (resp. na zvýšení současné spotřeby na úkor spotřeby budoucí) odpovídá úrokové míře.

Užitek spotřebitele z odložení spotřeby do dalšího období ovšem neroste lineárně, neboť užitek z nárůstu spotřeby v dalším období je klesající. Tento efekt je výsledkem klesajícího mezního užitku z dodatečné jednotky spotřeby.

Za předpokladu, že spotřebitel se vyznačuje tzv. *isoelastickou užitkovou funkcí*, lze jeho užitek ze spotřeby v období *t* vyjádřit jako

$$u(c_t)=\frac{c_t^{1-\varphi}-1}{1-\varphi} \qquad \text{pro } \varphi>0, \varphi\neq 1, \qquad (14)$$

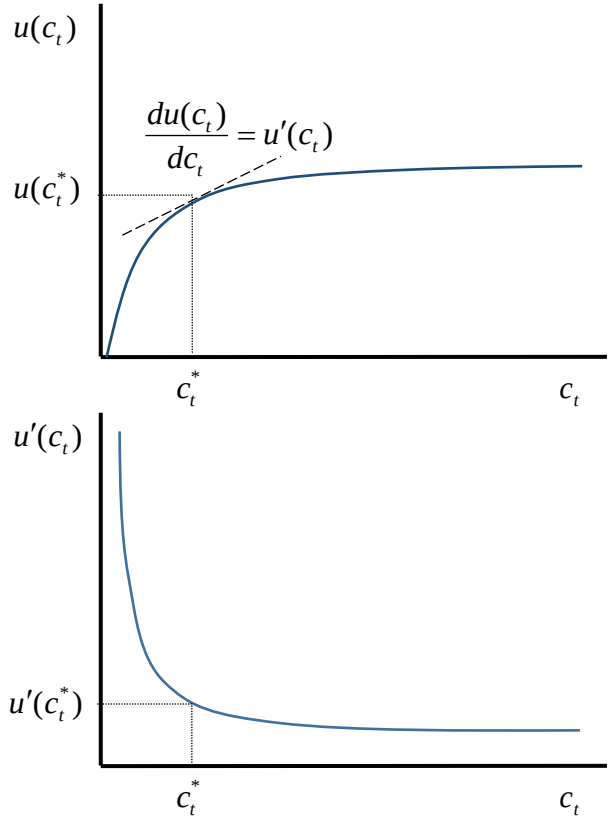
a zároveň

$$u(c_t)=\ln(c_t) \qquad \text{pro } \varphi=1, \qquad (15)$$

[7] Sklon přímky je definován jako absolutní hodnota směrnice přímky.

kde $u(c_t)$ je užitek ze spotřeby v období t a φ je nezáporná konstanta.[8] Takováto užitková funkce odráží touhu spotřebitele po vyšší spotřebě, neboť je rostoucí, a také odráží klesající mezní míru užitku, neboť je konkávní. Graficky je isoelastická funkce při vysokém φ znázorněna na grafu č. 2.

Graf č. 2 – Isoelastická funkce užitku ze spotřeby a mezní užitek ze spotřeby



Zdroj: vlastní nákres.

Konkávní tvar užitkové funkce způsobuje, že při nízké spotřebě v čase t je mezní užitek z této spotřeby (tedy směrnice křivky užitkové funkce $\frac{du(c_t)}{dc_t} = u'(c_t)$) vysoký, a naopak při vysoké spotřebě v čase t je mezní užitek z této spotřeby nízký.

Užitková funkce $U(c_t; c_{t+1})$, která vyjadřuje užitek z celkové spotřeby v obou obdobích t a $t+1$, je pak dána vztahem

[8] V tomto případě je předpokládáno, že množství spotřeby je jediným argumentem v užitkové funkci. Závěry by ovšem byly stejné, i kdyby do užitkové funkce vstupovaly další faktory (např. volný čas) za předpokladu, že užitek těchto dalších faktorů a množství spotřeby jsou navzájem separabilní (oddělitelné) (Obstfeld a Rogoff, 1996, s. 279).

$$U(c_t; c_{t+1}) = u(c_t) + \gamma u(c_{t+1}), \tag{16}$$

kde γ představuje subjektivní diskontní faktor spotřebitele, neboť spotřebitel se vyznačuje netrpělivostí a jedna jednotka současné spotřeby mu tak přináší větší užitek než jedna jednotka spotřeby budoucí. Klesající mezní užitek ze spotřeby v období *t* i *t+1* pak způsobuje, že celkový užitek ze spotřeby v obou obdobích neklesá lineárně.

Subjektivní diskontní faktor je dán vztahem

$$\gamma = \frac{1}{1+\phi}, \tag{17}$$

kde ϕ vyjadřuje míru časové preference.

Dvojice spotřeb v období *t* a *t+1*, které přinášejí spotřebiteli stejně velký užitek, přestože se liší velikostí spotřeby v období *t* a *t+1*, tvoří dohromady indiferenční křivku. Spotřebitel se vyznačuje vícero indiferenčními křivkami, které se vzájemně odlišují velikostí celkového užitku. Podél každé indiferenční křivky ovšem platí

$$u'(c_t)dc_t + \gamma u'(c_{t+1})dc_{t+1} = 0, \tag{18}$$

kde výraz $u'(c_t)dc_t$ představuje první derivaci užitkové funkce podle c_t.

Rovnici lze přepsat na tvar

$$\frac{dc_{t+1}}{dc_t} = -\frac{u'(c_t)}{\gamma u'(c_{t+1})}, \tag{19}$$

který vyjadřuje *mezní míru mezičasové substituce ve spotřebě* a udává směrnici indiferenční křivky v každém jejím bodě. Mezní míra mezičasové substituce vyjadřuje, jak velkého diskontovaného mezního užitku ze spotřeby se spotřebitel vzdává v období *t+1* výměnou za snížení mezního užitku v období *t*, a to při zachování stejné úrovně celkového užitku.

Aby byl representativní spotřebitel v optimu, musí maximalizovat svůj užitek vůči svému rozpočtovému omezení, tedy

$$\max_{c_t, c_{t+1}} [u(c_t) + \gamma u(c_{t+1})] \tag{20}$$

vzhledem k rozpočtovému omezení danému rovnicí (12).

Řešením tohoto problému (tedy po dosazení rozpočtového omezení do funkce užitku, derivaci funkce podle c_t a po položení výsledné funkce rovno nule) je bod, pro nějž platí

$$\frac{u'(c_t)}{\gamma u'(c_{t+1})} = 1 + r. \tag{21}$$

Bod optima spotřebitele odpovídá bodu, v němž je rozpočtové omezení tečnou k indiferenční křivce, tedy v bodě, kde mají obě stejnou směrnici. V tomto bodě, označeném

na grafu č. 1 jako *E*, se rozpočtové omezení dotýká nejvyšší indiferenční křivky spotřebitele (tedy křivky s nejvyšším celkovým užitkem). V bodě optima se tedy náklady na odložení spotřeby (výnosy ze zvýšení současné spotřeby) rovnají výnosům z odložení spotřeby (nákladům na zvýšení současné spotřeby), tedy mezní míra mezičasové substituce ve spotřebě se rovná úrokové míře (Cochrane, 2005, s. 11).

Ze vztahu

$$u'(c_t) = (1+r)[\gamma u'(c_{t+1})], \tag{22}$$

který je označován jako Eulerova rovnice pro spotřebu, vyplývá, že proti sobě působí dva faktory – časová preference γ, která činí budoucí spotřebu pro spotřebitele méně atraktivní, a úroková míra *r*, která motivuje spotřebitele k úsporám.

Pokud by platilo $(1+r)\gamma = 1$, tedy pokud $(1+r)\left[\frac{1}{1+\phi}\right] = \frac{1+r}{1+\phi} = 1$, pak by také platilo, že čistá úroková míra je rovna míře časové preference, tedy

$$r = \phi, \tag{23}$$

a zároveň by platilo

$$u'(c_t) = u'(c_{t+1}). \tag{24}$$

Vzhledem ke konkavitě užitkové funkce by v případě rovnosti úrokové míry a míry časové preference spotřebitele docházelo k dokonalému vyrovnání spotřeby mezi dvěma obdobími, tedy

$$c_t = c_{t+1}. \tag{25}$$

V případě, že se změní velikost celkových zdrojů *x* v rovnici (13), tedy pokud se posune přímka rozpočtového omezení, pak se zvýší spotřeba v obou obdobích. Dochází k tzv. důchodovému efektu (Kadeřábková, 2003, s. 32–34).

V případě, že se zvýší úroková míra *r* v rovnici (13), pak není dopad na spotřebu jednoznačný, neboť proti sobě působí důchodový a substituční efekt. Vyšší úroková míra snižuje náklady na budoucí spotřebu a motivují k vyšším úsporám (substituční efekt). Na druhou stranu vyšší úroková míra zvyšuje celkový důchod věřitele a zároveň snižuje celkový důchod dlužníka (důchodový efekt) (Kadeřábková, 2003, s. 34–37).

Čistý výsledný efekt zvýšení úrokové míry na spotřebu je dán tzv. *elasticitou mezičasové substituce ve spotřebě* θ. Tu lze vypočítat podle vzorce

$$\theta = \frac{\partial \ln\left(\frac{c_{t+1}}{c_t}\right)}{\partial \ln\left(\frac{\beta u'(c_{t+1})}{u'(c_t)}\right)}. \tag{26}$$

Za předpokladu, že spotřebitel se vyznačuje tzv. isoelastickou užitkovou funkcí podle rovnic (14) a (15), je elasticita mezičasové substituce θ rovna převrácené hodnotě konstanty φ , tedy

$$\theta = \frac{1}{\varphi}. \tag{27}$$

Elasticita mezičasové substituce je definována jako procentní změna míry růstu spotřeby při jednoprocentní změně reálné úrokové míry. Čím vyšší je elasticita mezičasové substituce ve spotřebě θ , tím více se zvýší spotřeba v období *t+1* při nárůstu úrokové míry *r*. Pokud by $\theta = 1$, pak by zvýšení úrokové míry vedlo ke stejně velkému zvýšení míry růstu spotřeby mezi obdobími *t* a *t+1*. V takovém případě by $\varphi = 1$, isoelastická užitková funkce by odpovídala logaritmické a substituční a důchodový efekt by se vzájemně zcela kompenzovaly.

Vztah spotřeby a úrokové míry lze ovšem zkoumat i z opačného pohledu. Za předpokladu, že je užitková funkce spotřeby isoelastická, platí

$$u'(c) = c^{-\varphi} \tag{28}$$

a bezriziková úroková míra je rovna

$$1 + r = \frac{1}{\gamma}\left(\frac{c_{t+1}}{c_t}\right)^{\varphi}. \tag{29}$$

Z tohoto vztahu vyplývá, že bezriziková výnosová míra je vysoká, a) když je subjektivní diskontní faktor γ nízký (a míra časové preference ϕ je vysoká), tedy když je spotřebitel netrpělivý a pouze vysoká úroková míra jej přiměje k odložení spotřeby, b) když spotřeba roste rychle, neboť v takovém případě je mezní užitek z dodatečné jednotky spotřeby nižší než při nízkém růstu spotřeby, a proto jen vyšší úroková míra přiměje spotřebitele k odložení spotřeby, a c) když je elasticita mezní míry mezičasové substituce spotřebitele nízká (tedy konstanta φ je vysoká), protože v takovém případě je spotřebitel málo citlivý na změnu úrokové míry a je málo ochotný odložit svou spotřebu (Cochrane, 2005, s. 11).

1.1.4 Volba spotřeby representativního spotřebitele za rizika

V reálném životě spotřebitel nezná velikost své spotřeby v období *t+1*, může ji pouze odhadovat. Realističtější funkce celkového užitku má tedy tvar

$$U(c_t; c_{t+1}) = u(c_t) + \gamma E_t[u(c_{t+1})], \tag{30}$$

kde výraz $E_t[.]$ představuje očekávání v období *t* (Cochrane, 2005, s. 4).

Velikost budoucí spotřeby ovšem není jistá, může být vyšší, nebo nižší než očekávaná, proto rozhodování spotřebitele o rozdělení spotřeby mezi dvě období bude spojeno s rizikem nerealizace očekávané spotřeby.

Optimum spotřebitele bude proto závislé i na jeho rizikové averzi. Spotřebitel je rizikově averzní, pokud je jeho užitková funkce konkávní. V takovém případě užitek z nejisté spotřeby je nižší než velikost této nejisté spotřeby, tedy

$$E_t u(c_{t+1}) < E_t c_{t+1}. \tag{31}$$

Spotřebitel tak bude ochotný vyměnit nejistou budoucí spotřebu za jistou budoucí spotřebu, která mu přinese stejně vysoký užitek. Velikost jisté budoucí spotřeby, pro kterou je spotřebitel indiferentní mezi touto jistou spotřebou a nejistou budoucí spotřebou, představuje tzv. *jistý ekvivalent*.

Čím více je užitková funkce spotřebitele konkávní, tím více je spotřebitel rizikově averzní. V případě, že by užitková funkce spotřebitele byla lineární, byl by spotřebitel rizikově neutrální, a v případě, že by užitková funkce spotřebitele byla konvexní, pak by spotřebitel měl sklon vyhledávat riziko.

Ukazateli, které se používají k odhadu rizikové averse spotřebitele, jsou Arrow-Prattův *koeficient absolutní averze k riziku* daný vztahem

$$ARA(c) = -\frac{u''(c)}{u'(c)} \tag{32}$$

a Arrow-Pratt-De Finettiho *koeficient relativní averze k riziku* daný vztahem

$$RRA(c) = c[ARA(c)] = -\frac{cu''(c)}{u'(c)}. \tag{33}$$

Pokud se spotřebitelova užitková funkce vyznačuje klesající absolutní averzí k riziku, pak s růstem svého bohatství je spotřebitel ochoten nakoupit více rizikových aktiv (tedy *množství* rizikových aktiv v portfoliu se zvýší). Pokud se spotřebitelova užitková funkce vyznačuje klesající relativní averzí k riziku, pak s růstem svého bohatství je spotřebitel ochoten držet relativně větší část svého bohatství v rizikových aktivech (tedy

procento rizikových aktiv v portfoliu se zvýší). Pokud je relativní averse k riziku konstantní, pak je absolutní averse k riziku vždy klesající (toto ovšem neplatí opačně).

Isoelastická užitková funkce spotřeby, definovaná rovnicemi (14) a (15), se vyznačuje konstantní relativní averzí k riziku. Pro tuto užitkovou funkci je tedy koeficient relativní averze k riziku roven konstantě.

Po dosazení rovnic (14) a (15) do rovnice (33) vychází výsledek

$$RRA(c) = -\frac{cu''(c)}{u'(c)} = \varphi, \tag{34}$$

podle kterého je koeficient relativní averse k riziku v případě isoelastické užitkové funkce roven φ, tedy převrácené hodnotě elasticity mezičasové substituce θ podle rovnice (27). Při použití isoelastické užitkové funkce pro analýzu chování spotřebitele tedy není možné zvlášť zkoumat vliv časové preference a zvlášť vliv rizikové averse (Obstfeld a Rogoff, 1996, s. 279).

Při vysoké rizikové averzi je tedy elasticita mezičasové substituce nízká a růst spotřeby je málo citlivý na změnu reálné úrokové míry. Spotřebitelé tedy preferují stabilní úroveň spotřeby v čase a pouze velký nárůst úrokové míry by je přiměl k odložení spotřeby do budoucna. Pokud by platilo $\varphi = 0$, pak by spotřebitel byl rizikově neutrální.

Jak již bylo řečeno, spotřebitel v čase *t* nezná velikost své spotřeby v období *t+1*, tuto velikost může pouze odhadovat. Spotřebitel si ovšem může pojistit velikost své budoucí spotřeby nákupem vhodných finančních aktiv, které budou vyplácet podíl na produktu v době, kdy jsou spotřebitelovy zdroje nízké.

Pro zkoumání rozhodování spotřebitele v podmínkách nejisté budoucí spotřeby se v ekonomii používá teoretický koncept tzv. *Arrow-Debreu finančních aktiv* (dále jen „*AD finanční aktiva*“). Ty lze charakterizovat jako finanční aktiva, která dávají svému vlastníkovi právo na výplatu (příjem) předem specifikované částky v předem stanovený den, pokud nastane přesně stanovená událost, resp. jedinečná kombinace událostí dohromady vytvářejících specifický *stav ekonomického prostředí* (angl. „*state of nature*“). Pokud nastane tento stav prostředí (a to pouze a jedině tento předem definovaný stav), pak vlastníkovi bude vyplacena v daný den specifikovaná částka. Tyto AD finanční aktiva tak představují tzv. *podmíněné nároky* (angl. „*contingent claims*“) na výplatu, resp. příjem, neboť jejich výplata je podmíněna specifickým stavem prostředí (Obstfeld a Rogoff, 1996, s. 269–270). S držbou AD finančních aktiv je tak spojeno riziko, že příjem nebude vyplacen, nebo bude vyplacen v době, kdy je spotřebitelova spotřeba vysoká. AD finanční aktiva tak

představují riziková aktiva v protikladu s bezrizikovým dluhopisem, ze kterého plyne příjem v jakémkoli stavu prostředí.

Ekonomická teorie při zkoumání finančního trhu vychází ze zjednodušujícího předpokladu, že finanční trh je tzv. kompletní trh. Na takovémto trhu jsou obchodována AD finanční aktiva pro všechny stavy prostředí, a spotřebitel tak může pojistit svou spotřebu proti jakémukoli riziku.[9]

V této části je pro zjednodušení předpokládáno, že v období *t+1* může nastat pouze jeden ze dvou stavů prostředí *s*, přičemž $s = 1, 2$, a to náhodně podle specifikovaného pravděpodobnostního rozdělení. Tyto dva stavy se vzájemně liší pouze velikostí produktu, který je s nimi spojen. Ve stavu prostředí *s*, který v období *t+1* nastane s pravděpodobností $\pi(s)$, je produkt roven $y_{t+1}(s)$.

AD finanční aktiva pak představují nároky na výplatu jedné jednotky tohoto produktu $y_{t+1}(s)$. V období *t* tak může spotřebitel nakoupit AD finanční aktiva, ze kterých bude v období *t+1* spotřebiteli vyplacena jedna jednotka produktu, pokud nastane stav *1*. Pokud ovšem nastane stav *2*, pak spotřebitel neobdrží nic (Obstfeld a Rogoff, 1996, s. 272–273).

Volba optimálního rozdělení očekávané budoucí spotřeby mezi tyto dva stavy prostředí pak bude analogická volbě optimálního rozdělení spotřeby mezi dvěma obdobími, jak byla popsána v předchozí podkapitole.

Protože jedinec nezná přesně svůj budoucí důchod, nemůže v období 1 přesně plánovat svou budoucí spotřebu, může pouze odhadovat průměrnou úroveň spotřeby na základě pravděpodobnosti. Za předpokladu, že v období *t+1* může nastat pouze jeden ze dvou stavů prostředí $s = 1, 2$, které nastanou s pravděpodobností $\pi(s)$, lze funkci očekávaného (tedy průměrného) celoživotního užitku spotřebitele podle rovnice (30) přepsat na tvar

$$U(c_t; c_{t+1}) = \pi(1)\{u(c_t) + \gamma u[c_{t+1}(1)]\} + \pi(2)\{u(c_t) + \gamma u[c_{t+1}(2)]\}, \tag{35}$$

kde $\pi(1) + \pi(2) = 1$ (Obstfeld a Rogoff, 1996, s. 271–272). Jelikož úroveň spotřeby v prvním období c_t není závislá na budoucím stavu prostředí *s*, je možné rovnici přepsat na tvar

$$U(c_t; c_{t+1}) = u(c_t) + \pi(1)\gamma u[c_{t+1}(1)] + \pi(2)\gamma u[c_{t+1}(2)]. \tag{36}$$

[9] Obstfeld a Rogoff (1996, s. 337) poukazují na to, že trh finančních aktiv nemusí být kompletní (a v praxi také není), stačí, když se jako kompletní chová.

Také v tomto případě čelí spotřebitel rozpočtovému omezení, které je dáno množstvím volných zdrojů v období t a v období $t+1$. Za předpokladu neexistence bezrizikového dluhopisu však bude spotřebitel nakupovat AD finanční aktiva za cenu p_t.

Hodnota čistých akumulovaných AD aktiv (v případě, že na začátku období t nedisponuje spotřebitel žádnými aktivy) pak bude rovna

$$y_t - c_t = p_t(1)b_t^{AD}(1) + p_t(2)b_t^{AD}(2), \tag{37}$$

kde $b_t^{AD}(s)$ je zásoba a $p_t(s)$ je cena AD finančních aktiv pro stav s, kterou spotřebitel zaplatí za jejich nákup v období t. Cena AD finančního aktiva tak představuje současnou cenu nároku na jednu jednotku produktu, který bude vyplacen v období $t+1$, pokud nastane stav prostředí s.

V období $t+1$ nastane jeden ze dvou stavů prostředí s a spotřebitel může spotřebovat nejen produkt daného období, ale i platby plynoucí z akumulovaných AD finančních nástrojů, se kterými je spojena výplata jedné jednotky produktu pro daný stav prostředí,[10] tedy

$$c_{t+1}(s) = y_{t+1}(s) + b_t^{AD}(s), \qquad s = 1, 2. \tag{38}$$

Mezičasové rozpočtové omezení reprezentativního spotřebitele lze získat dosazením rovnice (38) do rovnice (37) (Obstfeld a Rogoff, 1996, s. 275), tedy

$$c_t + p_t(1)c_{t+1}(1) + p_t(2)c_{t+1}(2) = y_t + p_t(1)y_{t+1}(1) + p_t(2)y_{t+1}(2). \tag{39}$$

Toto rozpočtové omezení je obdobné rozpočtovému omezení (12) v předchozí podkapitole, neboť i v tomto případě musí být součet současné a budoucí spotřeby roven součtu současného a budoucího produktu. Ovšem výše spotřeby i produktu v období $t+1$ je vyjádřena v cenách AD finančních aktiv.

Stejně jako v předchozí podkapitole je cílem reprezentativního spotřebitele maximalizace celkového užitku dané funkcí (35) vzhledem ke svému rozpočtovému omezení (39). Optimum spotřebitele se pak bude nacházet v bodě, pro nějž platí

$$p_t(s)u'(c_t) = \pi(s)\gamma u'[c_{t+1}(s)], \qquad s = 1,2. \tag{40}$$

V tomto bodě se rovnají náklady na získání AD finančního aktiva pro stav s, vyjádřené velikostí obětovaného mezního užitku ze spotřeby v období t (levá strana rovnice),

[10] Životnost AD finančního aktiva je jedno období, tedy po vyplacení jedné jednotky produktu toto aktivum zaniká. Rovnice (38) proto neobsahuje cenu p tohoto aktiva, neboť spotřebitel toto aktivum neprodává, ale realizuje jej vyplacením jedné jednotky produktu.

očekávanému diskontovanému meznímu užitku z dodatečné jednotky spotřeby získané v dalším období, pokud nastane stav prostředí *s* (pravá strana rovnice).

Tuto rovnici lze přepsat na tvar

$$p_t(s) = \frac{\pi(s)\gamma u'[c_{t+1}(s)]}{u'(c_t)}, \qquad s = 1,2, \tag{41}$$

který říká, že současná cena AD aktiva se rovná mezní míře substituce ve spotřebě mezi obdobími *t* a *t+1* (Obstfeld a Rogoff, 1996, s. 276).

Pro dvě AD finanční aktiva, ze kterých v období *t+1* plyne příjem v jiných stavech prostředí *s*, musí platit, že poměr jejich cen je roven mezní míře substituce ve spotřebě mezi stavem prostředí *1* a stavem prostředí *2*, tedy

$$\frac{p_t(1)}{p_t(2)} = \frac{\pi(1)u'[c_{t+1}(1)]}{\pi(2)u'[c_{t+1}(2)]}. \tag{42}$$

Pokud by poměr cen AD aktiv odpovídal poměru pravděpodobností, s jakou nastane stav prostředí 1 a 2, tedy

$$\frac{p_t(1)}{p_t(2)} = \frac{\pi(1)}{\pi(2)}, \tag{43}$$

pak by spotřeba representativního spotřebitele byla plně zajištěna proti veškerým budoucím výkyvům, neboť spotřeba ve stavu 1 by byla stejná jako spotřeba v druhém stavu, tedy $c_{t+1}(1) = c_{t+1}(2)$. V takovém případě jsou ceny AD finančních nástrojů tzv. aktuársky spravedlivé a umožňují spotřebiteli vyrovnávat spotřebu mezi různými stavy prostředí (Obstfeld a Rogoff, 1996, s. 277).

V praxi spotřebitelé nenakupují AD aktiva, která vyplácí jednu jednotku produktu v případě, že nastane pouze a jen stav prostředí *s*, ale mohou nakupovat celou škálu finančních aktiv, jež jsou spojena s různě velkými výplatami $x_{t+1}(s)$ vyplácenými v různých stavech prostředí *s*.

Skutečně existující finanční aktiva lze chápat jako soubor AD aktiv, a proto jejich cena bude rovna součtu hodnot těchto jednotlivých AD aktiv

$$p_t = \sum_s \pi(s)\frac{\gamma u'[c_{t+1}(s)]}{u'(c_t)} x_{t+1}(s). \tag{44}$$

Vzorec pro určení ceny reálně existujícího finančního aktiva proto bude mít formu

$$p_t = E_t\left[\frac{\gamma u'(c_{t+1})}{u'(c_t)} x_{t+1}\right], \tag{45}$$

kde x_{t+1} představuje výplatu spojenou s držbou aktiva (tedy důchodem a cenou aktiva v době *t+1*, nikoli jednou jednotkou produktu jako v případě AD aktiva).

Při dosazení $DF_{t+1} = \frac{\gamma u'(c_{t+1})}{u'(c_t)}$ lze formuli (45) zobecnit na tvar

$$p_t = E_t\left[DF_{t+1} x_{t+1}\right], \tag{46}$$

který říká, že současnou cenou finančního aktiva je očekávaná hodnota budoucí diskontované výplaty, kde diskontním faktorem DF_{t+1} je mezní míra substituce v mezičasové spotřebě (Cochrane, 2005, s. 6).

Spotřebitel ovšem nezná hodnotu budoucí diskontované výplaty, tuto hodnotu může pouze odhadovat. Ve statistice se jako odhad očekávané hodnoty veličiny používá její střední hodnota. Očekávání $E_t[.]$ v období *t* proto bude v dalším textu označovat střední hodnotu veličiny.

Pro výpočet střední hodnoty součinu dvou veličin, tedy v tomto případě diskontního faktoru DF_{t+1} a příjmu x_{t+1}, je však nutné využít definici kovariance. Ta je dána jako rozdíl střední hodnoty součinu dvou proměnných a součinu středních hodnot těchto proměnných, tedy v tomto případě

$$\mathrm{cov}\left(DF_{t+1}, x_{t+1}\right) = E_t\left(DF_{t+1} x_{t+1}\right) - E_t\left(DF_{t+1}\right) E_t\left(x_{t+1}\right), \tag{47}$$

který je možné přepsat na tvar

$$E_t\left(DF_{t+1} x_{t+1}\right) = E_t\left(DF_{t+1}\right) E_t\left(x_{t+1}\right) + \mathrm{cov}\left(DF_{t+1}, x_{t+1}\right) = p_t\,. \tag{48}$$

Pokud by $\mathrm{cov}\left(DF_{t+1}, x_{t+1}\right) = 0$ a výše očekávaného příjmu $E_t\left(x_{t+1}\right)$ by byla neměnná, pak by z rovnice (48) vyplývalo, že cena finančního aktiva v době *t* by byla vysoká při vysokém očekávaném diskontním faktoru $E_t\left(DF_{t+1}\right)$, a naopak. Pro diskontní faktor DF_{t+1} pak platí dva předpoklady vyplývající z předchozích podkapitol – a) diskontní faktor DF_{t+1} bude vyšší při očekávání vysokého růstu spotřeby než při očekávání nízkého růstu a b) při stejně vysokém očekávaném růstu spotřeby bude diskontní faktor DF_{t+1} vyšší při vysoké počáteční spotřebě než při nízké počáteční spotřebě (Cochrane, 2005, s. 13).

Jelikož spotřebitelova funkce užitku se vyznačuje klesajícím mezním užitkem ze spotřeby, je spotřebitelův mezní užitek z dodatečné jednotky spotřeby vysoký ve stavu, kdy je spotřeba nízká, a naopak. V takovémto případě tedy bude platit $u'[c(1)] < u'[c(2)]$, pokud zároveň platí $c(1) > c(2)$. Pokud tedy mezi obdobími *t* a *t+1* dojde k velkému nárůstu spotřeby, pak mezi těmito obdobími dojde k velkému snížení mezního užitku ze spotřeby.

Jinými slovy, při vysokém růstu spotřeby mezi obdobími *t* a *t+1* dojde k většímu poklesu mezního užitku ze spotřeby než při nízkém růstu spotřeby. Při koupi finančního aktiva, s nímž je spojen očekávaný příjem $E_t(x_{t+1})$ v období *t+1*, sníží spotřebitel svou spotřebu v období *t* o cenu p_t a naopak ji zvýší v období *t+1* o výši očekávaného příjmu $E_t(x_{t+1})$. Pokud tedy spotřebitel očekává vysoký nárůst spotřeby, pak očekávaný příjem $E_t(x_{t+1})$ zvýší spotřebitelův celkový užitek jen málo, neboť mezní užitek ze spotřeby bude v období *t+1* nízký. Rozdílné hodnoty mezního užitku při rozdílných výších očekávaného růstu spotřeby povedou i k odlišné výši mezní míry mezičasové substituce ve spotřebě. Jelikož mezní míra mezičasové substituce ve spotřebě je dána poměrem mezních užitků ze spotřeby v obdobích *t* a *t+1*, pak při vysokém růstu spotřeby bude tento poměr nižší než při nízkém růstu. V takovémto případě bude tedy platit $\frac{u'[c_{t+1}(1)]}{u'(c_t)} < \frac{u'[c_{t+1}(2)]}{u'(c_t)}$, pokud zároveň platí $c_{t+1}(1) > c_{t+1}(2)$. Mezní míra mezičasové substituce ve spotřebě je proto vysoká v době, kdy je očekáván nízký růst spotřeby, a spotřebitel proto bude násobit očekávanou výplatu $E(x_{t+1})$ vysokým očekávaným diskontním faktorem $E_t(DF_{t+1})$. Cena finančního aktiva tedy bude nízká v době očekávání vysokého růstu spotřeby, protože spotřebitelé mají menší motivaci nakupovat aktiva a tím odkládat svou spotřebu na pozdější dobu, kdy jejich spotřeba bude již tak vysoká.

Pokud by $\mathrm{cov}(DF_{t+1}, x_{t+1}) = 0$, pak by při stejně vysokém diskontním faktoru $E_t(DF_{t+1})$ byla podle rovnice (48) cena finančního aktiva vysoká pro vysoké očekávaném příjmu $E_t(x_{t+1})$. Spotřebitel totiž chce spotřebovávat více než méně, a proto vyšší budoucí výplata přinese spotřebiteli vyšší užitek.

Z rovnice (48) ovšem také vyplývá, že cena aktiva není závislá jen na očekávané velikosti výplaty a diskontního faktoru, ale je také závislá na jejich vzájemném vztahu (měřeným jejich kovariancí), respektive na jejich koexistenci, tedy na existenci vysoké (nízké) očekávané velikosti příjmu $E_t(x_{t+1})$ při současném očekávání vysokého (nízkého) diskontního faktoru $E_t(DF_{t+1})$.

Jak bylo uvedeno výše, finanční aktivum představuje soubor AD aktiv, která se liší velikostí výplaty $x_{t+1}(s)$ v závislosti na stavu prostředí *s* realizovanému v období *t+1*. Z rovnice (46) ovšem vyplývá, že na tomto stavu také závisí velikost diskontního faktoru

$DF_{t+1}(s) = \frac{\gamma u'[c_{t+1}(s)]}{u'(c_t)}$. Pokud tedy bude ve stavu prostředí $s = 1$, který bude spojen s vysokou spotřebou $c_{t+1}(s)$ spotřebitele a nízkým diskontním faktorem $DF_{t+1}(s)$, z tohoto finančního aktiva plynout vysoký příjem $x_{t+1}(s)$, pak bude kovariance mezi příjmem a diskontním faktorem $\text{cov}(DF_{t+1}, x_{t+1})$ záporná. Naopak, pokud bude ve stavu prostředí $s = 1$, který bude spojen s nízkou spotřebou $c_{t+1}(s)$ spotřebitele a vysokým diskontním faktorem $DF_{t+1}(s)$, z tohoto finančního aktiva plynout vysoký příjem $x_{t+1}(s)$, pak bude kovariance mezi příjmem a diskontním faktorem $\text{cov}(DF_{t+1}, x_{t+1})$ kladná.

Finanční aktivum, ze kterého bude plynout vysoký příjem x_{t+1} v době, kdy je očekáván vysoký růst spotřeby a kdy je mezní míra mezičasové substituce DF_{t+1} nízká, zvýší spotřebitelův celkový užitek jen málo, protože výplata nastane v době, kdy je spotřeba vysoká, a tudíž její mezní užitek bude nízký. Rizikově averzní spotřebitel proto zvýší svůj celkový užitek více, pokud bude nakupovat finanční aktiva, ze kterých plyne vysoká výplata x_{t+1} v době, kdy je očekáván nízký růst spotřeby, tedy když je diskontní faktor DF_{t+1} vysoký.

Rizikově averznímu spotřebiteli proto přinese vyšší celkový užitek finanční aktivum, jehož výplata má kladnou kovarianci s diskontním faktorem. Takovéto finanční aktivum má proto vyšší cenu.

Nákupem takovéhoto finančního aktiva proto rizikově averzní spotřebitel odloží svou spotřebu do období, kdy bude jeho spotřeba nízká. Volatilita jeho spotřeby proto bude nižší a jeho celkový užitek vyšší. Rizikově averzní spotřebitel bude proto zvyšovat svůj celkový užitek vyrovnáním své spotřeby, a bude proto nakupovat finanční aktiva, která takovéto vyrovnání umožňují.

Naopak finanční aktiva, pro něž je kovariance mezi výplatou a diskontním faktorem nízká, budou zvyšovat volatilitu spotřebitelovy spotřeby, a tedy snižovat jeho celkový užitek. Takováto aktiva jsou proto pro spotřebitele rizikovější. Kovariance mezi diskontní mírou a budoucím příjmem z aktiva tedy vyjadřuje rizikovost finančního aktiva.

Vztah podle rovnice (48) platí i pro úrokovou míru plynoucí z bezrizikového dluhopisu. Bezrizikový dluhopis bude v období *t+1* vyplácet svoji nominální hodnotu zvýšenou o úrok, tedy $E_t(x_{t+1}) = 1 + r$, bez ohledu na to, jaký stav prostředí *s* v tomto období nastane. Kovariance $\text{cov}(DF_{t+1}, x_{t+1})$ proto bude nulová. Rovnici (48) je tak možné přepsat na tvar

$$p_t = E_t\left(DF_{t+1}\right)\left(1+r\right), \tag{49}$$

a protože cenou bezrizikového dluhopisu v době *t* bude jeho nominální hodnota, tedy $p_t = 1$, pak platí

$$\frac{1}{1+r} = E_t\left(DF_{t+1}\right) = E_t\left[\frac{\gamma u'(c_{t+1})}{u'(c_t)}\right], \tag{50}$$

což je obdoba rovnice (21) (Cochrane, 2005, s. 11).

1.1.5 Volba složení portfolia representativního spotřebitele

Z rovnic (48) a (50) vyplývá vztah

$$p_t = \frac{E_t\left(x_{t+1}\right)}{1+r} + \operatorname{cov}\left(DF_{t+1}, x_{t+1}\right), \tag{51}$$

podle kterého cenou rizikového aktiva je diskontovaná současná hodnota budoucího příjmu plynoucího z aktiva (výraz $\frac{E_t\left(x_{t+1}\right)}{1+r}$) upravená o riziko připočtením tzv. *rizikové prémie* (výraz $\operatorname{cov}\left(DF_{t+1}, x_{t+1}\right)$).

Riziková prémie je důsledkem averze spotřebitele vůči riziku. Kdyby byl spotřebitel neutrální vůči riziku, jeho užitková funkce by byla lineární a spotřebitelův užitek z očekávané spotřeby by odpovídal přímo úměrně množství očekávané spotřeby. Při neexistenci rizikové averze spotřebitele (nebo při konstantní úrovni spotřeby) by tedy cena aktiva odpovídala diskontované současné hodnotě příjmu z finančního aktiva. Protože ovšem v reálném světě je spotřebitel rizikově averzní, velikost jeho užitku z očekávané spotřeby roste pomaleji než očekávaná spotřeba. Rozdílem je právě riziková prémie, o niž je třeba očekávanou spotřebu upravit.

Vztah podle vzorce (48) lze zkoumat za pomoci nejjednoduššího příkladu, kdy cena p_t^i , za kterou spotřebitel nakoupí finanční aktivum *i*, je rovna 1. V takovémto případě je hrubý výnos z aktiva R^i roven budoucímu příjmu z tohoto aktiva x_{t+1}^i, a to podle vzorce $R^i = \frac{x_{t+1}^i}{p_t^i} = \frac{d_{t+1}^i + p_{t+1}^i}{p_t^i}$. Vzorec (48) pak lze převést na tvar

$$1 = \frac{E_t\left(R^i\right)}{R^f} + \operatorname{cov}\left(DF_{t+1}, R^i\right), \tag{52}$$

podle něhož hodnota očekávaného diskontovaného hrubého výnosu finančního aktiva musí být vždy rovna jedné.[11]

Z přeskupení rovnice (52) na tvar

$$E_t\left(R^i\right) = R^f - R^f \operatorname{cov}\left(DF_{t+1}, R^i\right) \tag{53}$$

vyplývá, že očekávaný výnos finančního aktiva musí být roven bezrizikové úrokové míře upravené o riziko (Cochrane, 2005, s. 14).

Jelikož kovariance je dána vztahem $\operatorname{cov}\left(DF_{t+1}, R^i\right) = \rho\left(DF_{t+1}, R^i\right)\sigma(DF_{t+1})\sigma(R^i)$, je rovnice (53) totožná s tvarem

$$E_t\left(R^i\right) - R^f = -R^f \rho\left(DF_{t+1}, R^i\right)\sigma(DF_{t+1})\sigma(R^i), \tag{54}$$

kde $\rho\left(DF_{t+1}, R^i\right)$ je korelační koeficient mezi výnosem aktiva a diskontním faktorem a σ je směrodatná odchylka.

Výraz na pravé straně rovnice (54) představuje tzv. nadměrný výnos, tedy prémii za to, že spotřebitel drží rizikové aktivum. Každé rizikové aktivum totiž zvyšuje volatilitu spotřeby, proto racionální spotřebitel bude ochoten držet rizikové aktivum pouze v případě, že tato držba bude spojena s vyšším výnosem, než jaký přináší aktivum bezrizikové.

Korelační koeficient $\rho\left(DF_{t+1}, R^i\right)$ může dosahovat pouze hodnot v intervalu $\langle -1;1 \rangle$, proto musí platit

$$\left|E_t\left(R^i\right) - R^f\right| \leq R^f \sigma(DF_{t+1})\sigma(R^i), \tag{55}$$

neboli

$$\left|\frac{E_t\left(R^i\right) - R^f}{\sigma(R^i)}\right| \leq \frac{\sigma(DF_{t+1})}{E_t\left(DF_{t+1}\right)}. \tag{56}$$

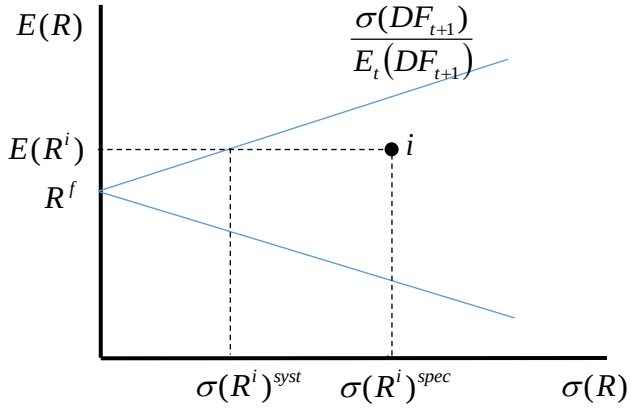
Z rovnice (56) vyplývá, že výnosy všech finančních aktiv musí ležet uvnitř omezeného prostoru, jehož hranice jsou určeny poměrem směrodatné odchylky a střední hodnoty diskontního faktoru (Cochrane, 2005, s. 17–19). Tato tzv. *efektivní hranice* nebo také „*mean-variance*“ hranice (česky hranice střední hodnoty a rozptylu), jejíž sklon je dán poměrem $\frac{\sigma(DF_{t+1})}{E_t\left(DF_{t+1}\right)}$, je zobrazena na grafu č. 3.

Očekávaný výnos je nutné diskontovat očekávanou hodnotou diskontního faktoru, který ovšem není znám. Tuto velikost lze pouze odhadovat pomocí střední hodnoty. S každým

[11] Pro bezrizikovou úrokovou míru je v dalším textu používáno označení $R^f = 1 + r^f$, a to kvůli odlišení od výnosů jiných finančních aktiv $R^i = 1 + r^i$.

odhadem je ovšem spojeno riziko, že skutečná budoucí hodnota bude jiná. Toto riziko je vyjádřeno právě směrodatnou odchylkou diskontního faktoru. Efektivní hranice je tak dána poměrem očekávané hodnoty a jejím rizikem.

Graf č. 3 – Vztah mezi výnosem a rizikem finančního aktiva



Zdroj: vlastní nákres podle Cochrane (2005, s. 18).

Výnosy všech aktiv, která leží na efektivní hranici, jsou dokonale korelovány s diskontním faktorem, tedy platí pro ně $\left|\rho\left(DF_{t+1}, R^i\right)\right| = 1$. Výnosy na horní části efektivní hranice jsou dokonale negativně korelovány s diskontním faktorem (tedy jsou dokonale pozitivně korelovány se změnou spotřeby). Naopak výnosy na spodní části efektivní hranice jsou dokonale pozitivně korelovány s diskontním faktorem.

Protože jsou všechny výnosy na efektivní hranici dokonale korelovány s diskontním faktorem, jsou také dokonale korelovány mezi sebou. Ze dvou výnosů ležících na této hranici je proto možné vypočítat jakýkoli jiný výnos ležící na této hranici (Cochrane, 2005, s. 17–19).

Pro finanční aktivum, jehož výnos se nachází na efektivní hranici, má rovnice (56) tvar

$$\left|\frac{E_t\left(R^i\right) - R^f}{\sigma\left(R^i\right)}\right| = \frac{\sigma\left[\left(\frac{c_{t+1}}{c_t}\right)^{-\varphi}\right]}{E_t\left[\left(\frac{c_{t+1}}{c_t}\right)^{-\varphi}\right]}. \tag{57}$$

Za předpokladu, že růst spotřeby sleduje log-normální pravděpodobností rozdělení, lze pomocí charakteristik tohoto rozdělení odhadnout velikost růstu spotřeby, tedy diskontního faktoru. Tento odhad je definován střední hodnotou a směrodatnou odchylkou, které odpovídají

$$\frac{\sigma(DF_{t+1})}{E_t\left(DF_{t+1}\right)} = \sqrt{e^{\varphi^2\sigma^2(\Delta \ln c_{t+1})} - 1} \approx \varphi\sigma(\Delta \ln c). \tag{58}$$

Z odhadu diskontního faktoru vyplývá, že sklon efektivní hranice je závislý na rizikové averzi spotřebitele a na volatilitě spotřeby.[12] Čím více je spotřeba volatilní, tím nejistější je budoucí spotřeba. Rizikově averzní spotřebitel, který se snaží svoji spotřebu vyrovnat v čase, tak bude čelit vyššímu riziku a bude očekávaný příjem diskontovat vyšším diskontním faktorem. Stejně tak při vysoké averzi spotřebitele bude takovýto spotřebitel diskontovat očekávaný příjem vyšším diskontním faktorem, třebaže volatilita spotřeby bude nízká (Cochrane, 2005, s. 20–21).

Při vyšší volatilitě spotřeby (nebo při vyšší rizikové averzi) tedy bude „rozevření" horní a dolní části efektivní hranice větší a naopak, což má významný dopad na výnosy finančních aktiv. Z kombinace rovnic (57) a (58) totiž platí vztah

$$\left|\frac{E_t\left(R^i\right) - R^f}{\sigma(R^i)}\right| \approx \varphi\sigma(\Delta \ln c), \tag{59}$$

ze kterého vyplývá, že při zvýšení volatility spotřeby (nebo při nárůstu averze k riziku) bude spotřebitel vyžadovat vyšší výnos z finančního aktiva, a to i přesto že se volatilita tohoto výnosu nezmění. Rizikově averzní spotřebitel, který se snaží udržet stabilní úroveň své spotřeby, proto v případě vysoké volatility své spotřeby bude požadovat vyšší výnos, aby byl ochoten přijmout dodatečné riziko v podobě dalšího rizikového aktiva, tedy dále zvýšit volatilitu své spotřeby.

Pro finanční aktiva neležící na efektivní hranici platí, že celková volatilita jejich výnosů je vyšší než volatilita spotřeby. Rizikově averzního spotřebitele, který se snaží vyrovnat svou spotřebu, však nezajímá celková volatilita výnosu aktiva, ale pouze ta její část, která odpovídá volatilitě spotřeby. Tato část volatility odpovídá systematickému riziku $\sigma(R^i)^{syst}$, tedy změně velikosti stran grafu č. 15 v kapitole 1.2.4 (jelikož změna obsah grafu je rovna variabilitě globální spotřeby). Část volatility výnosu, která neodpovídá volatilitě spotřeby, představuje tzv. specifické, resp. idiosynkratické, riziko $\sigma(R^i)^{spec}$. Takováto volatilita tedy nezvyšuje volatilitu spotřeby, a tudíž se ani neodráží v požadovaném výnosu aktiva.

[12] Jako volatilita je označována variabilita *změny* veličiny, která může být charakterizována rozptylem σ^2 nebo její odmocninou, tedy směrodatnou odchylkou σ. Ve finanční literatuře se však volatilita většinou vyjadřuje směrodatnou odchylkou.

Výraz na pravé straně rovnice (56) dává do poměru očekávaný výnos finančního aktiva $E\left(R^i\right)$, respektive tzv. *nadměrný výnos finančního aktiva* daný rozdílem výnosu finančního aktiva a bezrizikové úrokové míry, a riziko tohoto finančního aktiva vyjádřeného pomocí směrodatné odchylky výnosu. Tento poměr (tedy poměr nadměrného výnosu a směrodatné odchylky tohoto výnosu) představuje tzv. *Sharpeho poměr*, který se používá v moderní teorii portfolia k analýze vztahu mezi výnosem a rizikem finančního aktiva. Sharpeho poměr tedy říká, jak veliký výnos připadá na jednu jednotku rizika.

V *moderní teorii portfolia* (dále také „*MPT*“), za jejíž základ jsou považovány práce Markowitz (1952 a 1959), je Sharpeho poměr, tedy sklon efektivní hranice, dán volatilitou diskontního faktoru stejně jako v předchozím modelu. Diskontním faktorem v moderní teorii portfolia ovšem není mezní míra mezičasové substituce ve spotřebě, respektive růst spotřeby v případě isoelastické užitkové funkce, ale výnos veškerého bohatství spotřebitele. Moderní teorie portfolia předpokládá, že spotřebitel drží celé své bohatství ve finančních aktivech, a to jak rizikových, tak bezrizikových. Diskontním faktorem je proto výnos R^W portfolia W složeného ze všech aktiv, které spotřebitel drží.

Moderní teorie portfolia tedy předpokládá, že existuje lineární vztah mezi diskontním faktorem a výnosem celkového bohatství spotřebitele, tedy

$$DF_{t+1} = a + bR_{t+1}^W, \tag{60}$$

a na základě tohoto vztahu využívá výnos celkového portfolia spotřebitele R^W jako aproximaci diskontního faktoru *DF* (Cochrane, 2005, s. 19). Alternativní teorie k moderní teorii portfolia hledají jiné veličiny k aproximaci diskontního faktoru. Všechny tyto teorie ovšem využívají takových veličin, tzv. faktorů, které jsou schopny indikovat „špatné časy“, tedy kdy růst spotřeby je nízký a mezní míra mezičasové substituce ve spotřebě je vysoká, a „dobré časy“, tedy kdy růst spotřeby je vysoký a mezní míra mezičasové substituce ve spotřebě je nízká. Protože rizikově averzní spotřebitel se snaží snížit volatilitu svojí spotřeby, bude nakupovat finanční aktiva tak, aby volatilita jeho spotřeby odpovídala jeho rizikové averzi. Volatilita spotřeby rizikově averzního spotřebitele, tak bude závislá na volatilitě výnosů všech finančních aktiv, které drží ve svém portfoliu. Pro MPT je výnos R^W jediným faktorem, který je schopen aproximovat diskontní faktor.[13]

[13] Zatímco MPT používá jednofaktorový model pro aproximaci diskontního faktoru, existují i multifaktorové modely, které používají více faktorů k odhadu diskontního faktoru, tedy více regresorů v rovnici (60). Nejznámější multifaktorový model je využíván tzv. „*Arbitrage Pricing Theory*“, která jako faktory využívá makroekonomické veličiny. Ve své původní práci identifikovali Chen, Roll a Ross (1986) jako faktory změny

Celkové bohatství spotřebitele, resp. celkové portfolio *W*, lze vnímat také jako jedno rizikové aktivum, proto i pro něj je možné vypočítat Sharpeho poměr

$$\frac{E_t\left(R^W\right)-R^f}{\sigma(R^W)}. \tag{61}$$

Toto rizikové aktivum *W* bude představovat portfolio složené ze dvou subportfolií – subportfolia rizikových aktiv a subportfolia bezrizikových aktiv.

Pro každé portfolio *P* (resp. subportfolio) složené z více aktiv platí, že celkový výnos portfolia je dán váženým průměrem výnosů všech finančních aktiv v tomto portfoliu, tedy

$$E_t\left(R^P\right)=\sum_i \varpi^i E\left(R^i\right), \qquad \text{pro } \sum_i \varpi^i = 1, \tag{62}$$

kde R^P je výnos libovolného portfolia a ϖ^i je váha aktiva *i* v tomto portfoliu.

Rozptyl výnosu každého portfolia $\sigma\left(R^P\right)$ je pak dán vztahem

$$\sigma^2\left(R^P\right)=\sum_i \left(\varpi^i\right)^2 \sigma^2\left(R^i\right)+2\sum_i \sum_{j\neq i} \varpi^i \varpi^j \sigma^2\left(R^i\right)\sigma^2\left(R^j\right)\rho\left(R^i,R^j\right), \tag{63}$$

kde $\rho\left(R^i,R^j\right)$ je korelační koeficient mezi výnosem aktiva *i* a aktiva *j*. Rozptyl výnosu portfolia tak nepředstavuje vážený průměr rozptylů všech aktiv, protože je ovlivňován jejich vzájemným vztahem vyjádřeným korelačním koeficientem $\rho\left(R^i,R^j\right)$. Směrodatná odchylka výnosu portfolia proto bude definována jako

$$\sigma\left(R^P\right)=\sqrt{\sigma^2\left(R^P\right)}. \tag{64}$$

Jak bylo řečeno v předchozí podkapitole, riziková finanční aktiva lze vnímat jako soubor AD aktiv, které se liší velikostí příjmů, které z nich plynou, podle stavu prostředí, který v budoucnu nastane. Ze dvou rizikových aktiv, proto může plynout různě vysoký výnos ve stejném stavu prostředí. Z jednoho aktiva tak může plynout vysoký výnos v situaci, kdy druhé realizuje nízký výnos, nebo s oběma může být spojen vysoký výnos ve stejnou dobu a nízký výnos v jinou dobu. Vzájemný vztah výnosů dvou aktiv je měřen korelačním koeficientem, který může dosahovat všech hodnot v intervalu $\langle -1;+1\rangle$.

Jak vyplývá z rovnic (63) a (64), pro všechny dvojice rizikových aktiv s korelačními koeficienty menšími než jedna, tedy $-1\leq\rho\left(R^i,R^j\right)<1$, je vztah mezi výnosem R^R

v inflaci, změny v hrubém národním produktu (indikované indexem průmyslové produkce), změny výnosových křivek a změny v prémiích za selhání u korporátních dluhopisů. Druhým často využívaným více faktorovým modelem je tří faktorový model navrhnutý Famou a Frenchem (1992 a 1993), kde vedle tržního rizika vystupují jako faktory velikost emitenta a poměr ceny k účetní hodnotě (tzv. price-to-book value ratio) emitenta finančního aktiva.

rizikového portfolia R a směrodatnou odchylkou tohoto portfolia $\sigma\left(R^R\right)$ nelineární. Směrodatná odchylka portfolia složeného z těchto dvou aktiv je menší, než by byl vážený průměr směrodatných odchylek těchto dvou aktiv, tedy

$$\sigma\left(R^R\right) \leq \varpi^i \sigma\left(R^i\right) + \left(1-\varpi^i\right)\sigma\left(R^j\right), \quad \text{pro } 0 < \varpi^i < 1. \qquad (65)$$

Čím nižší bude korelační koeficient pro dvě aktiva, tím nižší bude celková směrodatná odchylka pro portfolio složené z těchto dvou aktiv v porovnání s váženým průměrem směrodatných odchylek těchto dvou aktiv (Cuthbertson a Nitzsche, 2004, s. 123).

Tento efekt je největší pro dvojici aktiv s korelačním koeficientem $\rho\left(R^i, R^j\right) = -1$. Vhodnou kombinací těchto dvou aktiv (tedy vhodnou volbou vah těchto aktiv v portfoliu) lze sestavit portfolio, které bude mít nulovou variabilitu. Vhodnou volbou složení portfolia tak lze zcela odstranit riziko nerealizace výnosu portfolia, protože variabilita jednoho aktiva bude přesně kompenzovat variabilitu druhého aktiva.

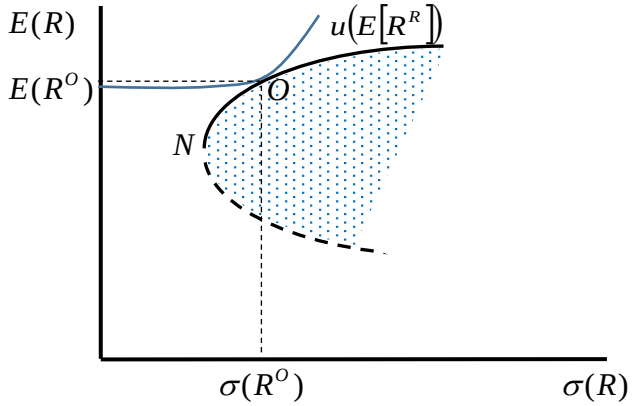
Také pro dvě riziková aktiva, pro něž korelační koeficient dosahuje hodnot $-1 < \rho\left(R^i, R^j\right) < 1$, je možné získat portfolio, které má nižší směrodatnou odchylku než kterékoli z těchto dvou aktiv zvlášť. Proto při nákupu více než jednoho rizikového aktiva, tedy při diverzifikaci celkového portfolia, je možné snížit riziko spojené s držbou každého jednotlivého finančního aktiva.

Snížit riziko z držby rizikových aktiv ovšem není možné pro dvě aktiva, pro něž je korelační koeficient $\rho\left(R^i, R^j\right) = 1$. Směrodatná odchylka portfolia takovýchto aktiv bude odpovídat váženému průměru těchto dvou aktiv v portfoliu. Pouze v tomto případě je vztah mezi výnosem portfolia a jeho směrodatnou odchylkou lineární.

Díky nelineárnímu vztahu mezi výnosem a směrodatnou odchylkou portfolia má zobrazení tohoto vztahu pro všechny kombinace vah dvou aktiv (s korelačními koeficienty v rozmezí $-1 < \rho\left(R^i, R^j\right) < 1$) tvar hyperboly. Tvar hyperboly bude mít i graf výnosů pro všechny kombinace vah pro portfolio složené z více než dvou rizikových aktiv. V takovém případě ovšem dosažitelné výnosy budou ležet i uvnitř této hyperboly zobrazené na grafu č. 4 (označeno tečkovaně).

Hranice této hyperboly tvoří takové kombinace rizikových aktiv, které pro danou výši výnosu nabízejí nejnižší směrodatnou odchylku (vyznačeno přerušovanou a plnou čarou na grafu č. 4). Portfolio vyznačené bodem *N* pak představuje takovou kombinaci rizikových aktiv, která se vyznačuje nejnižší směrodatnou odchylkou výnosů ze všech možných kombinací.

Graf č. 4 – Vztah mezi výnosem a rizikem portfolia rizikových aktiv



Zdroj: vlastní nákres podle Cuthbertson a Nitzsche (2004, s. 129).

Kombinace aktiv, které leží na horní části hyperboly, tedy napravo od portfolia s nejnižší směrodatnou odchylkou *N*, se vyznačují nejvyšším výnosem pro danou úroveň rizika a zároveň i nejnižší směrodatnou odchylkou pro danou úroveň výnosu (vyznačeno plnou čarou na grafu č. 4). Pro všechny kombinace aktiv ležících pod touto částí hyperboly proto platí, že existuje alespoň jedna kombinace aktiv, která nabízí nižší volatilitu pro stejně velký výnos a zároveň vyšší výnos pro stejně velkou volatilitu. Část hyperboly s kladnou směrnicí tak představuje efektivní hranici rizikových aktiv v případě, že neexistuje rizikové aktivum. Všechna portfolia na efektivní hranici tzv. dominují všem ostatním kombinacím aktiv.

Čím vyšší bude počet rizikových aktiv v portfoliu, tím nižší bude směrodatná odchylka pro portfolio s nejnižší směrodatnou odchylkou, tedy tím blíže bude portfolio *N* k vertikální ose. Zároveň očekávaný výnos bude s přibývajícím počtem aktiv v portfoliu buďto růst, nebo bude klesat, ovšem pomaleji než směrodatná odchylka. V obou případech však bude růst směrnice efektivní hranice, tj. Sharpeho poměr, jak vyplývá z rovnice (61).

Za předpokladu, že všechna aktiva v portfoliu mají stejnou váhu, tedy $\varpi^i = \frac{1}{N}$ pro $\sum_{i=1}^{N} \varpi^i = 1$, bude mít rovnice (65) tvar

$$\sigma^2\left(R^R\right) = \frac{1}{N^2}\sum_{i=1}^{N}\sigma^2\left(R^i\right) + \sum_{i=1}^{N}\left(\frac{1}{N^2}\right)\sum_{i=1;i\neq j}^{N}\operatorname{cov}\left(R^i, R^j\right), \tag{66}$$

průměrný rozptyl bude roven

$$\overline{\sigma^2} = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}\sigma^2\left(R^i\right), \tag{67}$$

a průměrná kovariance bude dána

$$\overline{\text{cov}} = \frac{1}{N(N-1)} \sum_{i=1;i\neq j}^{N} \text{cov}\left(R^i, R^j\right). \tag{68}$$

Při dosazení průměrných veličin (67) a (68) bude mít rovnice (66) tvar

$$\sigma^2\left(R^R\right) = \frac{1}{N}\overline{\sigma^2} + \frac{N-1}{N}\overline{\text{cov}}. \tag{69}$$

Při nárůstu počtu aktiv v portfoliu bude výraz $\frac{1}{N}$ konvergovat k 0 a výraz $\frac{N-1}{N}$ k jedné, proto rovnice (69) se bude blížit tvaru

$$\sigma^2\left(R^R\right) \approx \overline{\text{cov}}. \tag{70}$$

Pro portfolia složená z velkého množství aktiv proto rozptyl portfolia bude roven průměrné kovarianci výnosů aktiv v tomto portfoliu. V praxi jsou kovariance mezi výnosy aktiv kladné, proto i pro portfolio složené z veškerých rizikových aktiv bude rozptyl nenulový. Toto riziko, které není možné odstranit při žádné kombinaci aktiv, představuje tzv. systematické riziko (Cuthbertson a Nitzsche, 2004, s. 121–122 a 136).

Moderní teorie portfolia předpokládá, že užitek spotřebitele není funkcí spotřeby, ale funkcí výnosu portfolia. Tato teorie dále předpokládá, že spotřebitel je racionální, tedy preferuje vyšší výnos před nižším a nižší volatilitu před vyšší. Spotřebitel tedy bude nakupovat takové kombinace rizikových aktiv, které se nacházejí na efektivní hranici. Pro aproximaci hodnot užitkové funkce $u\left[E\left(R^R\right)\right]$ v okolí bodu očekávané hodnoty výnosu $E\left(R^R\right)$ je možné použít první dva členy Taylorovy řady

$$E\left[u\left(E\left\{R^R\right\}\right)\right] \cong u\left[E\left(R^R\right)\right] + \frac{1}{2}u''\left[E\left(R^R\right)\right]\sigma^2\left(R^R\right). \tag{71}$$

Tento očekávaný užitek musí být roven jistotnímu ekvivalentu $CE = E\left(R^R\right) - D$, kde D představuje diskont za riziko, který může být také aproximován pomocí Taylorovy řady

$$CE \cong E\left(R^R\right) - u'\left[E\left(R^R\right)\right]D. \tag{72}$$

Z rovnosti rovnic (71) a (72) vyplývá, že $D = \frac{1}{2}\frac{u''\left[E\left(R^R\right)\right]}{u'\left[E\left(R^R\right)\right]}\sigma^2\left(R^R\right)$, a proto užitková funkce bude mít přibližný tvar

$$u\left[E\left(R^R\right)\right] \cong E\left(R^R\right) - \frac{1}{2}\frac{u''\left[E\left(R^R\right)\right]}{u'\left[E\left(R^R\right)\right]}\sigma^2\left(R^R\right), \tag{73}$$

kde výraz $\frac{u''\left[E\left(R^R\right)\right]}{u'\left[E\left(R^R\right)\right]}$ představuje koeficient relativní averze k riziku φ, přičemž $0 \leq \varphi < \infty$ (Cuthbertson a Nitzsche, 2004, s. 14–17).

Konkrétní složení portfolia rizikových aktiv spotřebitele tak (v případě neexistence bezrizikového aktiva) bude závislé na velikosti averze k riziku konkrétního spotřebitele, protože i držba portfolia na efektivní hranici je spojena s rizikem nerealizace výnosu tohoto portfolia. Spotřebitel s vyšší rizikovou averzí bude vyhledávat portfolio v blízkosti portfolia s nejnižší variabilitou, naopak spotřebitel s nižší averzí k riziku bude ochoten přijmout vyšší riziko výměnou za vyšší výnos, proto bude nakupovat portfolio v blízkosti horní části hyperboly.

Optimum spotřebitele se nachází v bodě *O* na grafu č. 4, tedy v bodě dotyku užitkové funkce, definované podle vzorce (73), s efektivní hranicí. Protože pro portfolia na efektivní hranici platí rovnice (62) a (63), budou váhy optimálního portfolia spotřebitele dány maximalizací

$$u\left[E\left(R^{O}\right)\right] = \max u\left[E\left(R^{R}\right)\right] \cong \max\left[E\left(R^{R}\right) - \frac{\varphi}{2}\sigma^{2}\left(R^{R}\right)\right] \tag{74}$$

vzhledem k omezením (62) a (63).

Pokud by „portfolio“ bylo složeno pouze z bezrizikových aktiv, pak by

$$E_t\left(R^{F}\right) = R^{f} \text{ a } \sigma\left(R^{F}\right) = 0, \tag{75}$$

protože pro bezrizikové aktivum (resp. dluhopis) nehrozí riziko nerealizace výnosu. Z bezrizikového aktiva tak plyne bezriziková úroková míra v každém stavu prostředí, volatilita výnosu bezrizikového aktiva je nulová a očekávaný výnos odpovídá skutečné bezrizikové úrokové míře.

Mezi výnosem bezrizikového aktiva a výnosem portfolia rizikových aktiv existuje nulová korelace. Proto pro celkové portfolio *RF*, které je složené z bezrizikového aktiva i z portfolia rizikových aktiv, platí (po dosazení rovnic (75) do rovnic (62) a (63))

$$E_t\left(R^{RF}\right) = \varpi^{R} E\left(R^{R}\right) + \left(1 - \varpi^{R}\right) R^{f} \tag{76}$$

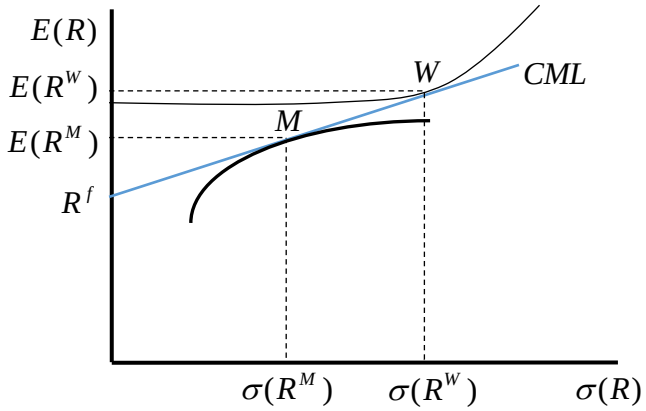
$$\sigma\left(R^{RF}\right) = \varpi^{R}\sigma\left(R^{R}\right). \tag{77}$$

Vztah mezi výnosem celkového portfolia a rizikem celkového portfolia proto bude lineární a závislý pouze na relativní váze portfolia rizikových aktiv v celkovém portfoliu.

Spotřebitel může zkombinovat bezrizikové aktivum s jakýmkoli portfoliem rizikových aktiv. Racionální spotřebitel, který preferuje vyšší výnos před nižším a nižší riziko před vyšším, ovšem vybere takové rizikové portfolio, které má v kombinaci s bezrizikovým aktivem nejvyšší poměr výnosu a rizika. Takovéto portfolio rizikových aktiv *R* je pouze jedno a leží v bodě, kde přímka vzniklá kombinací rizikového a bezrizikového

portfolia je tečnou k efektivní hranici pro riziková aktiva. Na grafu č. 5 je toto optimální portfolio rizikových aktiv označeno jako *M*.

Graf č. 5 – Přímka kapitálového trhu



Zdroj: vlastní nákres podle Cuthbertson a Nitzsche (2004, s. 129).

Pro portfolio M je Sharpeho poměr nejvyšší možný, proto složení tohoto optimálního portfolia lze vypočítat (pokud není vyloučen prodej rizikových aktiv nakrátko) maximalizací

$$\frac{E_t\left(R^M\right)-R^f}{\sigma(R^M)}=\max\left[\frac{E_t\left(R^R\right)-R^f}{\sigma(R^R)}\right] \tag{78}$$

vzhledem k omezením daným rovnicemi (62) a (63). Při dosazení rovnice (63) do rovnice (61), postupné parciální derivaci výsledné funkce podle každé z jednotlivých vah ϖ^i, položení výsledku nule a vyřešení pro ϖ^i, budou optimální váhy tržního portfolia odpovídat rovnici

$$\sum_k\sum_i z^i\sigma^i\sigma^k\rho_{ik}=E_t\left(R^i\right)-R^f, \tag{79}$$

kde pro z^i platí $\varpi^i=\frac{z^i}{\sum_i z^i}$ (Cuthbertson a Nitzsche, 2004, s. 56).

Z uvedeného vztahu je zřejmé, že optimální složení portfolia rizikových aktiv není nijak závislé na spotřebitelově averzi k riziku. Spotřebitel totiž porovnává výnos celkového portfolia s rizikem celkového portfolia. Výnos i riziko spotřebitele jsou však podle rovnic (76) a (77) závislé pouze na relativním zastoupení rizikového portfolia v celkovém portfoliu a vztah mezi výnosem a rizikem celkového portfolia je tak lineární.

Při zahrnutí bezrizikového aktiva do portfolia lze dosáhnout nižší volatility pro stejně vysoký výnos ve srovnání s portfoliem složeným pouze z rizikových aktiv. Stejně tak lze

dosáhnout vyššího výnosu pro stejně vysoké riziko. Jedinou výjimkou je právě portfolio *M*, pro které je výnos ku riziku maximální. Každý racionální investor proto bude držet riziková aktiva ve stejném poměru, v jakém jsou zastoupena v portfoliu *M*. Protože ale součet portfolií všech spotřebitelů v ekonomice musí být roven celkové tržní kapitalizaci daného trhu, musí být portfolio *M* rovno tržnímu portfoliu. Zastoupení jednotlivých rizikových aktiv v portfoliu *M* tak bude odpovídat jejich tržnímu objemu. Podle moderní teorie portfolia by tak každý racionální spotřebitel měl držet své portfolio ve složení, které kopíruje tržní kapitalizaci.

Při zahrnutí bezrizikového aktiva do celkového portfolia představuje přímka vytvořená ze všech možných kombinací bezrizikového aktiva a tržního portfolia *M* novou efektivní hranici. Tato efektivní hranice, tzv. *přímka kapitálového trhu* (označena na grafu č. 5 jako „*CML*"), je pro jakékoli celkové portfolio *W* vyjádřena rovnicí

$$E_t\left(R^W\right) = R^f + \sigma(R^W)\frac{E_t\left(R^M\right) - R^f}{\sigma(R^M)}, \tag{80}$$

kde R^W je výnos celkového portfolia spotřebitele, které je složené ze dvou „aktiv" – z tržního portfolia a z bezrizikového dluhopisu.

Sklon přímky kapitálového trhu je tak dán Sharpeho poměrem pro tržní portfolio, protože tento sklon (tj. tento Sharpeho poměr) je nejvyšší, jakého lze v ekonomice dosáhnout. Pro Sharpeho poměr celkového portfolia *W* tak bude platit

$$\frac{E_t\left(R^W\right) - R^f}{\sigma(R^W)} = \frac{E_t\left(R^M\right) - R^f}{\sigma(R^M)}. \tag{81}$$

Z kombinace předchozích rovnic proto musí platit

$$\frac{E_t\left(R^R\right) - R^f}{\sigma(R^R)} \le \frac{E_t\left(R^{RF}\right) - R^f}{\sigma(R^{RF})} \le \frac{\sigma\left(m_{t+1}\right)}{E\left(m_{t+1}\right)}, \tag{82}$$

$$\frac{E_t\left(R^M\right) - R^f}{\sigma(R^M)} = \frac{E_t\left(R^W\right) - R^f}{\sigma(R^W)} = \frac{\sigma\left(m_{t+1}\right)}{E\left(m_{t+1}\right)} \approx \varphi\sigma(\Delta \ln c), \tag{83}$$

tedy Sharpeho poměr pro každé portfolio *R* složené pouze z rizikových aktiv (s výjimkou tržního portfolia *M*) musí být nižší než pro portfolio *W* složené z bezrizikového aktiva a tržního portfolia. Sharpeho poměr pro každé celkové portfolio *RF* složené z bezrizikového aktiva a rizikového portfolia (s výjimkou portfolia *W* složeného z bezrizikového aktiva a tržního portfolia *M*) musí být nižší než Sharpeho poměr pro diskontní faktor. Protože Sharpeho poměr pro tržní portfolio *M*, a tedy i pro celkové bohatství spotřebitele *W*, je nejvyšší, jakého lze v ekonomice dosáhnout, bude tento Sharpeho poměr odpovídat

Sharpeho poměru pro diskontní faktor. Sharpeho poměr pro tržní portfolio by tak měl odpovídat volatilitě spotřeby diskontované rizikovou averzí spotřebitele.

Sklon přímky kapitálového trhu je tak dán volatilitou diskontního faktoru. Čím více je ekonomika riziková nebo čím více jsou spotřebitelé averzní vůči riziku, tím vyšší je sklon přímky kapitálového trhu. Ekonomika je tím rizikovější, čím volatilnější je spotřeba, proto sklon přímky kapitálového trhu by měl být vyšší při vyšší volatilitě spotřeby. Spotřebitelé proto pro stejné riziko (resp. směrodatnou odchylku) celkového portfolia *W* budou vyžadovat vyšší výnos.

Spotřebitel může volit z jakékoli kombinace bezrizikového aktiva a rizikového portfolia a jeho výnos bude růst přímo úměrně zvýšení jeho rizika. Pokud by nebylo možné půjčovat si za bezrizikovou úrokovou míru, pohyboval by se spotřebitel na přímce kapitálového trhu mezi vertikální osou grafu č. 5 (portfolio spotřebitele by bylo složené pouze z bezrizikových aktiv) a bodem *M* (portfolio by bylo složené pouze z rizikových aktiv). Pokud by si spotřebitel mohl půjčovat za bezrizikovou úrokovou míru, mohl by dosáhnout i výnosů na CML napravo od bodu *M*.

Optimální složení celkového portfolia *W*, tedy optimální váhy pro bezrizikové aktivum a pro tržní portfolio, závisí na rizikové averzi spotřebitele. Racionální spotřebitel bude maximalizovat svoji užitkovou funkci (4) ovšem pro portfolio *RF*, tedy

$$u\left[E\left(R^{W}\right)\right]=\max u\left[E\left(R^{RF}\right)\right]\cong\max\left[E\left(R^{RF}\right)-\frac{\varphi}{2}\sigma^{2}\left(R^{RF}\right)\right] \tag{84}$$

vzhledem k omezením (76) a (77). Po dosazení musí být parciální derivace podle váhy rovna nule (Cuthbertson a Nitzsche, 2004, s. 20). Řešením této rovnice je pak

$$\varpi^{R}=\frac{E\left(R^{R}\right)-R^{f}}{\varphi\sigma^{2}\left(R^{R}\right)}. \tag{85}$$

1.1.6 Oceňování rizikových finančních aktiv

Z rovnic (66) a (67) vyplývá, že rozptyl výnosu portfolia lze snížit přidáním dalšího aktiva do tohoto portfolia. Protože tržní portfolio obsahuje všechna aktiva dostupná v dané ekonomice, žádné portfolio v dané ekonomice nemůže nabídnout nižší směrodatnou odchylku pro danou výši výnosu, než jakou nabízí tržní portfolio. Směrodatná odchylka tržního portfolia tak odráží systematické riziko daného trhu, které již nelze dále snížit pro danou úroveň výnosu.

Každé rizikové aktivum, které je součástí tržního portfolia, přispívá variabilitou svého výnosu k variabilitě výnosu celého tržního portfolia. Část variability výnosu každého

jednotlivého aktiva je však kompenzována variabilitou výnosu ostatních aktiv. Tato část variability tak netvoří součást variability výnosu celého tržního portfolia. Naopak ta část variability, která není vykompenzována, utváří variabilitu celého tržního portfolia. Riziko každého aktiva v tržním portfoliu, vyjádřené variabilitou výnosů každého aktiva, se tak skládá z tzv. *systematického rizika*, které není kompenzováno variabilitou ostatních aktiv, a z tzv. *specifického rizika*, které naopak je kompenzováno.

V případě, že portfolio *C* je tvořené pouze tržním portfoliem *M* a jedním rizikovým aktivem *i*, pak rozptyl celého portfolia *C* je dán vztahem

$$\sigma^2\left(R^C\right)=\left(\varpi^M\right)^2\sigma^2\left(R^M\right)+\left(\varpi^i\right)^2\sigma^2\left(R^i\right)+2\varpi^M\varpi^i\rho\left(R^M;R^i\right)\sigma\left(R^M\right)\sigma\left(R^i\right). \quad (86)$$

Protože ale váha $\left(\varpi^i\right)^2$ dosahuje minimálních hodnot, tedy $\left(\varpi^i\right)^2\sigma^2\left(R^i\right)\approx 0$, příspěvek aktiva *i* k celkovému rozptylu portfolia je dán tvarem

$$2\varpi^M\varpi^i\rho\left(R^M;R^i\right)\sigma\left(R^M\right)\sigma\left(R^i\right). \quad (87)$$

Naproti tomu výnos konkrétního aktiva vstupuje celý do výnosu tržního portfolia, neboť platí

$$R^C=\varpi^M\left(R^M\right)+\varpi^i E\left(R^i\right). \quad (88)$$

Protože racionální spotřebitel se snaží maximalizovat poměr mezi výnosem aktiva a jeho rozptylem, a protože tento poměr dosahuje svého maxima pro tržní portfolio, musí být poměr mezi příspěvkem aktiva *i* k výnosu celého portfolia *C* a příspěvkem aktiva *i* k celkovému rozptylu portfolia *C* roven Sharpeho poměru pro tržní portfolio *M*, ovšem nikoli pro výnos celého tržního portfolia *M*, ale pouze pro tu část výnosu, která odpovídá váze aktiva *i* v tržním portfoliu (Cuthbertson a Nitzsche, 2004, s. 133). Proto musí platit

$$\frac{\varpi^i\left[E\left(R^i\right)-R^f\right]}{2\varpi^M\varpi^i\rho\left(R^M;R^i\right)\sigma\left(R^M\right)\sigma\left(R^i\right)}=\frac{\varpi^i\left[E\left(R^M\right)-R^f\right]}{2\varpi^M\varpi^i\sigma\left(R^M\right)\sigma\left(R^M\right)}, \quad (89)$$

tedy po přepsání

$$E\left(R^i\right)-R^f=\frac{\rho\left(R^M;R^i\right)\sigma\left(R^M\right)\sigma\left(R^i\right)}{\sigma^2\left(R^M\right)}\left[E\left(R^M\right)-R^f\right]. \quad (90)$$

Výraz $\frac{\rho\left(R^M;R^i\right)\sigma\left(R^M\right)\sigma\left(R^i\right)}{\sigma^2\left(R^M\right)}$ ve statistické teorii představuje regresní koeficient, proto rovnici (90) lze přepsat na lineární regresní funkci

$$E\left(R^i\right)-R^f=\beta^i\left[E\left(R^M\right)-R^f\right], \quad (91)$$

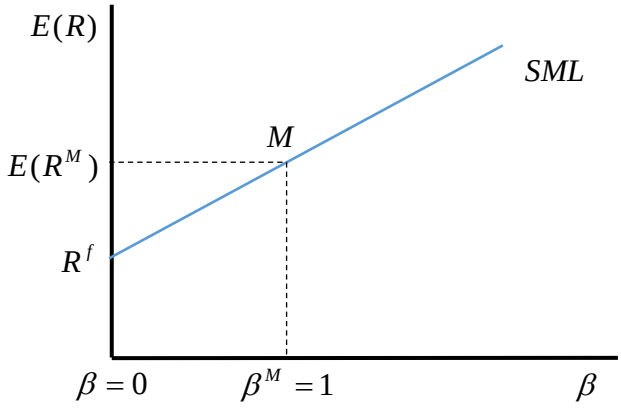
nebo také

$$E\left(R^i\right)=R^f+\beta^i\left[E\left(R^M\right)-R^f\right], \quad (92)$$

kde β^i je regresní koeficient, který vyjadřuje, jak se změní závislá proměnná, pokud se vysvětlující proměnná zvýší o jednotku, v tomto případě tedy jak se zvýší nadměrný výnos aktiva *i*, pokud se nadměrný výnos tržního portfolia *M* zvýší o jednotku. Koeficient β^i tak vyjadřuje citlivost rizikové prémie aktiva *i* na změnu rizikové prémie tržního portfolia *M* (Cuthbertson a Nitzsche, 2004, s. 134).

Mezi výší výnosu aktiva *i* a výnosem tržního portfolia *M* tedy existuje lineární vztah, který je znázorněn na grafu č. 6. Tento vztah je základem *modelu oceňování kapitálových aktiv*, tzv. *CAPM*, jehož autory jsou Treynor (1961 and 1962), Sharpe (1964), Lintner (1965) a Mossin (1966).

Graf č. 6 – Přímka kapitálového trhu



Zdroj: vlastní nákres podle Cuthbertson a Nitzsche (2004, s. 135).

Přímka vyjadřující vztah mezi koeficientem β^i a výnosem aktiva *i* je tzv. *přímka trhu cenných papírů* (na grafu č. 6 označená jako „*SML*“). Protože koeficient β^i vyjadřuje citlivost výnosu (resp. rizikové prémie) aktiva *i* na změnu výnosu (resp. rizikové prémie) tržního portfolia *M*, bude výnos aktiva *i* tím vyšší, čím vyšší bude koeficient β^i. Regresní koeficient tržního portfolia musí být roven 1. Aktiva, která reagují citlivěji na změnu tržních výnosů, musí odměňovat svého držitele vyššími výnosy. Naopak aktiva, která nejsou citlivá na změnu tržního výnosu, jsou pro své držitele méně rizikové, a proto jsou atraktivní, i když jsou spojeny s nižším výnosem, než jaké nabízí tržní portfolio.

Rovnici (90) je možné přepsat na tvar

$$E\left(R^i\right)-R^f=\frac{\rho\left(R^M;R^i\right)\sigma\left(R^i\right)}{\sigma\left(R^M\right)}\left[E\left(R^M\right)-R^f\right], \tag{93}$$

kterou lze dále upravit na tvar

$$\frac{E\left(R^i\right)-R^f}{\rho\left(R^M;R^i\right)\sigma\left(R^i\right)}=\frac{E\left(R^M\right)-R^f}{\sigma\left(R^M\right)}. \tag{94}$$

Protože korelační koeficient $\rho\left(R^M;R^i\right)$ může nabývat hodnot pouze v intervalu $\langle -1;+1\rangle$, tak tento koeficient udává, jak velká část rozptylu $\sigma\left(R^i\right)$ odpovídá systematickému riziku aktiva *i*. Pouze tato část variability musí být odměněna rizikovou prémií aktiva *i*, neboť specifické riziko je v rámci celého tržního portfolia kompenzováno variabilitou ostatních aktiv, a tudíž nepřispívá k celkové variabilitě spotřebitelova portfolia (Cuthbertson a Nitzsche, 2004, s. 136–137).

Pokud platí $\rho\left(R^M;R^i\right)=1$, pak přímka SML podle rovnice (93) odpovídá přímce CML podle rovnice (80). Aktivum *i* má v takovém případě stejně vysoký výnos se stejným rozptylem jako tržní portfolio *M*, tedy $\sigma\left(R^i\right)=\sigma\left(R^M\right)$ a $E\left(R^M\right)=E\left(R^i\right)$. Celé riziko aktiva *i* je tak odměněno nadměrným výnosem a riziková prémie pro toto aktivum je stejná jako pro tržní portfolio.

Pokud platí $0<\rho\left(R^M;R^i\right)<1$, pak je odměňována pouze část variability výnosu aktiva *i*. Výnos tohoto aktiva se však vyvíjí obdobně jako výnos tržního portfolia, proto musí být výnos $R^f<E\left(R^i\right)$. V případě, že mezi výnosem aktiva *i* a tržního portfolia *M* není žádná korelace, tedy $\rho\left(R^M;R^i\right)=0$, tak pro výnos musí platit $R^f=E\left(R^i\right)$. Konečně, když $-1<\rho\left(R^M;R^i\right)<0$, tak se výnos aktiva *i* vyvíjí opačným směrem než výnos tržního portfolia a $E\left(R^i\right)<E\left(R^M\right)$ (Cuthbertson a Nitzsche, 2004, s. 136–137).

Protože regresní koeficient β^i pro tržní portfolio *M* je roven 1, je sklon přímky cenných papírů dán rozdílem mezi očekávaným výnosem tržního portfolia $E\left(R^M\right)$ a bezrizikovým výnosem R^f. Tento rozdíl $E\left(R^M\right)-R^f$ představuje rizikovou prémii tržního portfolia, tedy cenu systematického rizika. Koeficient β^i pak představuje množství systematického rizika aktiva *i*. Výnos každého aktiva $E\left(R^i\right)$ tedy odpovídá množství a ceně systematického rizika, které je s daným aktivem spojeno.

Protože platí, že výnos aktiva *i* je dán poměrem příjmu z aktiva *i* v čase *t+1* a cenou tohoto aktiva v čase *t*, tedy $E_t\left(R^i\right)=\frac{d+p_{t+1}}{p_t}$, pak musí platit i vztah

$$R^f+\beta^i\left[E\left(R^M\right)-R^f\right]=\frac{d^i_{t+1}+p^i_{t+1}}{p^i_t}. \tag{95}$$

Cena aktiva v čase *t* tak musí být dána poměrem příjmu z aktiva *i* a výnosu aktiva *i*, tedy

$$p_t^i = \frac{d_{t+1}^i + p_{t+1}^i}{E_t\left(R^i\right)} = \frac{d_{t+1}^i + p_{t+1}^i}{R^f + \beta^i\left[E_t\left(R^M\right) - R^f\right]}. \tag{96}$$

Z rovnice (96) tak vyplývá, že v moderní teorii portfolia představuje očekávaný výnos aktiva *i* diskontní faktor pro příjem z aktiva *i*.

Výše výnosu je za jinak stejných okolností vyšší při vyšším sklonu přímky SML, tedy při vyšší rizikové prémii. Tento sklon je pak dán výší očekávaného výnosu tržního portfolia. Platí proto, že čím vyšší je výnos tržního portfolia, tím vyšší bude riziková prémie, a tím vyšším diskontním faktorem bude diskontován budoucí příjem z aktiva *i*. Diskontní faktor tedy roste, pokud roste cena systematického rizika.

Rovnici (53) je možné za pomoci rozptylu obecného diskontního faktoru $\sigma^2(DF_{t+1})$ přepsat na tvar

$$E_t\left(R^i\right) = R^f + \left[\frac{\mathrm{cov}\left(DF_{t+1}, R^i\right)}{\sigma^2(DF_{t+1})}\right]\left[-\frac{\sigma^2(DF_{t+1})}{E_t(DF_{t+1})}\right], \tag{97}$$

kde výraz $\left[\frac{\mathrm{cov}\left(DF_{t+1}, R^i\right)}{\sigma^2(DF_{t+1})}\right]$ opět představuje korelační koeficient. Vysvětlující proměnnou je ovšem výraz $\left[-\frac{\sigma^2(DF_{t+1})}{E_t(DF_{t+1})}\right]$. Protože převrácená hodnota očekávaného diskontního faktoru je rovna bezrizikové úrokové míře, je rizikovou prémií součin bezrizikového výnosu a rozptylu diskontního faktoru (Cochrane, 2005, s. 16).

Z rovnice (92) ovšem vyplývá, že v modelu CAPM je riziková prémie dána rozdílem očekávaného výnosu tržního portfolia a bezrizikového výnosu. Měla by tedy platit rovnost

$$\left|E_t\left(R^M\right) - R^f\right| = \frac{\sigma^2(DF_{t+1})}{E_t\left(DF_{t+1}\right)}. \tag{98}$$

Protože pro každé aktivum musí platit rovnice (56), musí tento vztah platit i pro výnos tržního portfolia *M* (Cochrane, 2005, s. 20), tedy

$$\left|\frac{E_t\left(R^M\right) - R^f}{\sigma(R^M)}\right| \le \frac{\sigma(DF_{t+1})}{E_t\left(DF_{t+1}\right)}. \tag{99}$$

Aby tedy byly rovnice (97), (98) a (99) v souladu, musí platit

$$\sigma(DF_{t+1}) = \sigma(R^M) \tag{100}$$

a zároveň

$$\left[\frac{\mathrm{cov}\left(DF_{t+1}, R^M\right)}{\sigma^2(DF_{t+1})}\right] = 1\ . \tag{101}$$

Pokud je tedy regresní koeficient roven jedné, pak ze vztahu (100) vyplývá, že volatilita diskontního faktoru je totožná s volatilitou výnosu tržního portfolia. Tento závěr odpovídá předpokladu, na kterém je postavena moderní teorie portfolia, tedy že aproximací diskontního faktoru *DF* je očekávaný výnos celkového portfolia spotřebitele R^W (pokud je totiž regresní koeficient roven 1, pak celkové portfolio spotřebitele je složeno pouze z rizikových aktiv).

Ze spojení rovnic (98) a (58) pak vyplývá

$$\left|E_t\left(R^M\right) - R^f\right| \approx \varphi\sigma^2(\Delta \ln c)\,, \tag{102}$$

tedy že čím více je spotřebitel averzní vůči riziku, nebo čím více je spotřeba volatilní (tj. čím více je ekonomika riziková), tím vyšší rizikovou prémii bude (za jinak stejných okolností) spotřebitel vyžadovat (Cochrane, 2005, s. 17 a 21).

1.1.7 Čištění trhu kapitálových a finančních aktiv v uzavřené ekonomice

V předchozích podkapitolách bylo předpokládáno, že representativní spotřebitel může své úspory držet pouze ve formě dlouhodobých finančních aktiv. Z rovnice (7) však vyplývá, že nespotřebovanou část svého důchodu může spotřebitel použít (vedle držby peněžních prostředků) i pro nákup (reálných) kapitálových aktiv, tedy investovat.

Kapitálovými statky jsou především stroje a budovy, ovšem tento pojem může být širší a zahrnovat například i lidský kapitál. Tyto statky slouží k tvorbě produktu, vstupují proto do produkční funkce

$$y_t = f(k_{t-1}, l_t)\,, \tag{103}$$

kde y_t je produkt spotřebitele vytvořený v období *t*, l_t je množství práce (tedy počet hodin) věnované výrobě a $f(k_{t-1}, l_t)$ je produkční funkce (Kadeřábková, 2003, s. 141).

V ekonomické teorii se jako tvar produkční funkce nejčastěji používá tzv. *Cobb-Douglasova produkční funkce*, která je dána vztahem

$$y_t = A k_{t-1}^{\nu} l_t^{1-\nu}\,, \tag{104}$$

kde *A* představuje úrovňovou konstantu určenou technickým pokrokem a *v* koeficient elasticity produktu na práci, který dosahuje hodnot v intervalu $\langle 0;1 \rangle$. Tato elasticita vyjadřuje, o kolik se změní produkt, když se množství práce změní o jednotku. Jelikož je

třeba určitého času, než se nově pořízený kapitálový statek stane plně funkčním a zapojí se do výroby, je produkce funkcí kapitálové zásoby pořízené v čase *t-1*.

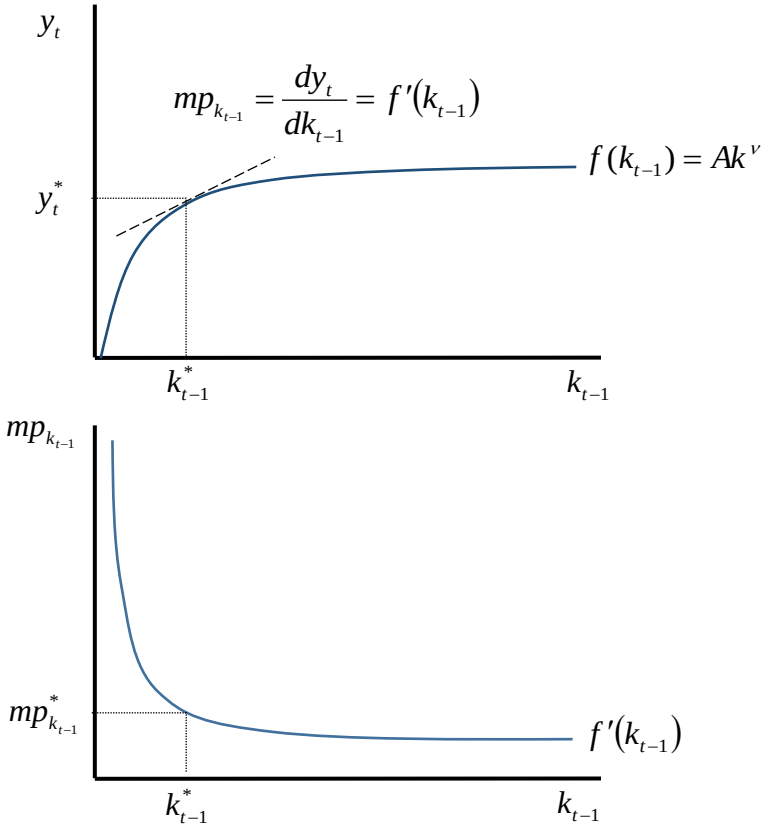
Produkt y_t se zvýší, pokud se zvýší kterýkoli z inputů produkční funkce, případně se zvýší technologická úroveň. Pokud je navíc objem práce roven jedné, pak se produkční funkce zjednoduší na tvar

$$y_t = f(k_{t-1}) = Ak^{\nu} \tag{105}$$

který udává množství produktu *y* vyrobeného za jednu hodinu práce při použití *k* kapitálových statků. V takovémto případě je tedy výše produktu závislá pouze na množství kapitálu a na technologické úrovni.

Vzhledem k tvaru produkční funkce však s rostoucím množstvím kapitálu bude produkt růst stále pomaleji, pokud se zároveň nemění technologická úroveň. Za předpokladu, že množství práce je konstantní a technologická úroveň se nemění, pak každá dodatečná jednotka kapitálu povede k nižšímu nárůstu produktu. Mezní produkt kapitálu jednoho spotřebitele mp_k tak bude klesat. Mezní produkt kapitálu je dán parciální derivací funkce (105) podle kapitálu *k*, tedy $mp_k = \frac{\delta f}{\delta k}$, a představuje sklon křivky produkční funkce znázorněné na grafu č. 7.

Graf č. 7 – Produkční funkce a mezní produkt kapitálu



Zdroj: vlastní nákres podle Kadeřábková (2003, s. 142).

Kapitálové statky se nespotřebují během jednoho období, ale opotřebovávají se postupně po několik období o určitou část. Čisté investice *i* jsou proto dány vztahem

$$i_t = k_t - k_{t-1} + \zeta k_{t-1}, \tag{106}$$

kde ζ představuje opotřebení existujícího kapitálu (Kadeřábková, 2003, s. 144).

Nákupem kapitálového statku v období *t* získává spotřebitel mezní produkt kapitálu, který může prodat v čase *t+1*. Mezní produkt kapitálu (zmenšený o opotřebení ζ) tak pro spotřebitele představuje reálný výnos z držby kapitálového statku.

Tento výnos spotřebitel porovnává s výnosy jiných aktiv, tedy v uzavřené ekonomice s výnosy domácích finančních aktiv. Pokud spotřebitel odkládá svou spotřebu, porovnává, zda výnosy z finančních aktiv jsou nižší než výnosy z kapitálových aktiv. Pokud by tomu tak bylo, nakupoval by spotřebitel kapitálová aktiva. S každou dodatečnou jednotkou kapitálových aktiv však klesá mp_k, a to až do okamžiku, kdy se velikost mp_k vyrovná výnosu z finančních aktiv. Naopak, pokud spotřebitel financuje nákup kapitálových aktiv půjčkou,

porovnává výnos z kapitálových aktiv s nákladem na financování tohoto nákupu, tedy opět s výnosem z finančních aktiv.

Pokud by jediným finančním aktivem obchodovaným v domácí ekonomice byl bezrizikový dluhopis, muselo by platit

$$mp_{k_t} - \zeta = r_t, \tag{107}$$

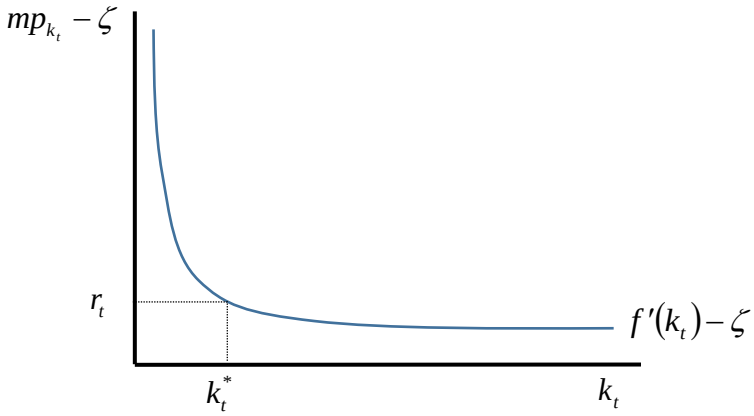
tedy průměrná reálná úroková míra musí být dlouhodobě určena průměrnou mírou výnosnosti investic v dané ekonomice (Kadeřábková, 2003, s. 145).

Rovnovážné množství kapitálu (označené jako k_t^* na grafu č. 8) je tedy dáno výší úrokové míry. Spotřebitel bude investovat, tedy poptávat kapitálové statky, podle vztahu

$$i_t^d = k_t^* - k_{t-1} + \zeta k_{t-1}. \tag{108}$$

Snížení úrokové míry vede k nižší požadované výši mp_k z investice a ke zvýšení optimálního množství kapitálových statků (Kadeřábková, 2003, s. 146).

Graf č. 8 – Poptávané množství kapitálu



Zdroj: vlastní nákres podle Kadeřábková (2003, s. 146).

Jak vyplývá z rovnic (6) a (7), za předpokladu neměnné cenové hladiny a stabilní zásoby peněžních prostředků držených representativním spotřebitelem je rozpočtové omezení representativního spotřebitele dáno rovnicí

$$y_t + \Delta b_{t;t-1} = c_t + \Delta k_{t;t-1}. \tag{109}$$

Representativní spotřebitel tedy může zvýšit množství kapitálových statků (za předpokladu konstantního produktu) snížením množství držených dlouhodobých finančních aktiv (resp. půjčkou) nebo snížením spotřeby (Kadeřábková, 2003, s. 148), jak vyplývá z rovnice

$$y_t - c_t = \Delta b_{t;t-1} + \Delta k_{t;t-1}. \tag{110}$$

Díky existenci finančních aktiv proto spotřebitel není při investování omezen výší svých zdrojů (resp. úspor), ale může si půjčit na finančním trhu (resp. prodat finanční aktiva). Finanční aktiva proto umožňují realizovat i investice převyšující spotřebitelovy zdroje, a to až do výše, kdy se výnos z dodatečných investic rovná úrokové míře. Rozhodování o investování je tak na úrovni spotřebitele odděleno od rozhodování o spoření, čímž finanční trhy umožňují efektivněji využívat ekonomické zdroje.

Poptávka po kapitálových aktivech, jak je zřejmé z rovnic (107) a (108), je tedy funkcí úrokové míry. Stejně tak poptávka po finančních aktivech, jak vyplývá z podkapitoly 1.1.3, je funkcí úrokové míry. Za předpokladu fixní úrovně produktu, bude při rostoucí úrokové míře representativní spotřebitel snižovat svou spotřebu a nakupovat finanční aktiva nebo bude prodávat aktiva kapitálová a nakupovat finanční aktiva.

Na agregátní úrovni ovšem musí být součet všech dluhopisů v uzavřené ekonomice roven nule, tedy $B_t = \sum b_t = 0$, neboť součet všech (kladných) dluhopisů nakoupených v ekonomice musí být roven součtu všech (záporných) dluhopisů vydaných v ekonomice a součet všech přijatých úroků musí být roven součtu všech vyplacených úroků.

Pro uzavřenou ekonomiku jako celek proto musí platit

$$Y_t - C_t = I_t, \tag{111}$$

tedy nespotřebovaný produkt lze použít pouze k nákupu kapitálových aktiv. Uzavřená ekonomika jako celek tak může přesouvat svou spotřebu mezi obdobími pouze prostřednictvím kapitálových aktiv.

Rovnice (111) představuje identitu národního účetnictví, podle které se rozdíl mezi hrubým národním důchodem (který je v uzavřené ekonomice roven hrubému domácímu produktu) a výdaji na konečnou spotřebu rovná hrubé tvorbě kapitálu. Protože rozdíl mezi hrubým národním důchodem a výdaji na konečnou spotřebu představuje tzv. hrubé úspory, platí pro uzavřenou ekonomiku rovnost úspor a investic na agregátní úrovni

$$S_t = I_t. \tag{112}$$

Protože výdaje na konečnou spotřebu v národním účetnictví tvoří výdaje na konečnou spotřebu nejen domácností, ale i vlády G (a dalších domácích subjektů), bude v případě existence vládního sektoru platit identita

$$\left(Y_t - C_t\right) - G_t = S_t - G_t = I_t. \tag{113}$$

Přestože rovnice (112) představuje identitu, která v uzavřené ekonomice musí platit vždy, v pojetí keynesiánské ekonomické teorie nevstupují do agregátní poptávky všechny

investice realizované v dané ekonomice. Keynesiánská ekonomická teorie rozlišuje mezi tzv. plánovanými I^P a neplánovanými investicemi I^U a předpokládá, že součástí agregátní poptávky jsou pouze investice plánované (Soukup a kol., 2007, s. 99). Skutečně realizované investice jsou tak dány součtem těchto dvou druhů investic

$$I_t = I_t^P + I_t^U . \tag{114}$$

Pokud se skutečně realizované investice I liší od plánovaných investic I^P, pak dojde ke změně stavu zásob. Neplánované investice I^U tak představují změnu stavu zásob, která je v národním účetnictví součástí hrubé tvorby kapitálu.[14] Při vyšších skutečných investicích, než které byly plánovány, tedy vzrostou zásoby, a naopak při nižších skutečných investicích, než které byly plánovány, naopak zásoby poklesnou.

Keynesiánská ekonomická teorie tak proti sobě staví plánované agregátní výdaje (agregátní poptávku) a skutečně realizované agregátní výdaje (produkt). Pokud je agregátní poptávka nižší než skutečně vytvořený produkt, pak je část úspor držena v zásobách, a pokud je naopak agregátní poptávka vyšší než skutečně vytvořený produkt, pak dojde ke snížení zásob, tedy úspor. Z pohledu národního účetnictví však v obou nerovnovážných případech musí být v uzavřené ekonomice úspory rovny investicím.

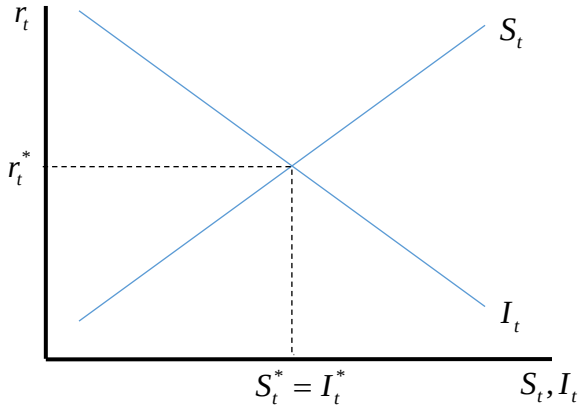
V této práci je předpokládáno, že obě veličiny, tedy úspory (skrze spotřebu) i investice, jsou funkcí úrokové míry. Jelikož spotřeba je na úrovni representativního spotřebitele funkcí úrokové míry, musí i spotřeba na agregátní úrovni, definovaná jako suma spotřeb všech jedinců v ekonomice, být funkcí úrokové míry. Při fixní úrovni agregátního produktu proto při nárůstu úrokové míry poklesne množství spotřebovaného produktu na agregátní úrovni a vzroste množství produktu uspořeného na agregátní úrovni. Proto i agregátní úspory jsou funkcí úrokové míry. Agregátní investice, definované jako suma investic spotřebitelů v dané ekonomice, jsou také funkcí úrokové míry, ovšem na růst úrokové míry reagují opačně, tedy poklesem.

Veličinou, která vyrovnává množství úspor a množství investic je úroková míra, jak je znázorněno na grafu č. 9. Při vyšší než rovnovážné úrovni úrokové míry by spotřebitelé odkládali větší množství spotřeby, než kolik by v ekonomice bylo poptáváno kapitálových

[14] Vedle hrubé tvorby fixního kapitálu (tedy změny stavu reálných kapitálových aktiv) a změny stavu zásob je součástí hrubé tvorby kapitálu také čisté pořízení cenností, tedy rozdíl mezi hodnotou přírůstku a úbytku drahých kamenů, vzácných kovů, starožitností a uměleckých děl držených jednotlivými ekonomickými subjekty. V této práci je však od této složky abstrahováno.

statků. Úspory by tedy nebylo kam investovat a úroková míra by začala klesat. To by naopak vyvolalo nárůst optimálního množství kapitálu, a tedy nárůst poptávky po investicích. Tento proces by pokračoval až do vyrovnání úspor a investic, a tedy do vyčištění trhu.

Graf č. 9 – Optimum trhu úspor a investic



Zdroj: vlastní nákres.

Ze spojení rovnic (21) a (107) vyplývá, že

$$\frac{u'(c_t)}{\gamma u'(c_{t+1})} - 1 = mp_{k_t} - \zeta \,. \tag{115}$$

V bodě optima se totiž náklady na odložení spotřeby (výnosy ze zvýšení současné spotřeby) rovnají výnosům z odložení spotřeby (nákladům na zvýšení současné spotřeby). Výnosy z odložené spotřeby, resp. náklady na zvýšení současné spotřeby však musí být rovny čistému meznímu produktu kapitálu.

Pro isoelastickou užitkovou funkci pak z kombinace rovnic (25) a (107) také plyne

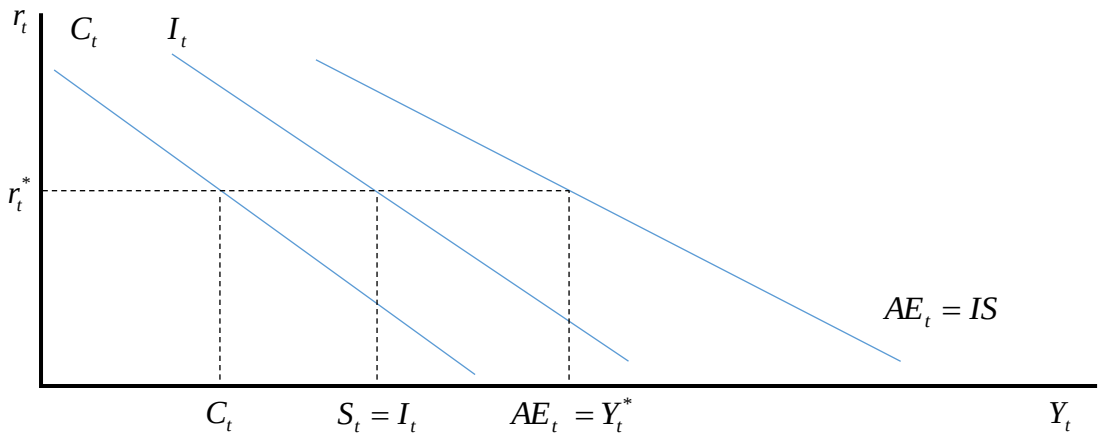
$$mp_{k_t} - \zeta = \frac{1}{\gamma}\left(\frac{c_{t+1}}{c_t}\right)^{\varphi} - 1, \tag{116}$$

tedy že spotřeba representativního spotřebitele se v bodě optima ekonomiky může zvýšit pouze o čistý mezní produkt kapitálu.

Celkové (domácí) výdaje AE_t v uzavřené ekonomice jsou součtem domácí spotřeby a investic na agregátní úrovni. Protože obě veličiny rostou s tím, jak úroková míra klesá, musí i domácí výdaje růst s poklesem úrokové míry. Agregátní úspory naopak klesají s poklesem úrokové míry. Jelikož úspory jsou definovány jako rozdíl mezi domácím produktem a agregátní spotřebou, musí domácí produkt růst rychleji než agregátní spotřeba, aby byly úspory a investice v rovnováze. Tento předpoklad je splněn, pokud domácí produkt

odpovídá agregátním výdajům. V takovém případě roste domácí produkt více, než o kolik poklesne úroková míra, jak je zobrazeno na grafu č. 10.

Graf č. 10 – Úroková míra a agregátní výdaje v uzavřené ekonomice



Zdroj: vlastní nákres.

Pokud domácí produkt (resp. důchod v uzavřené ekonomice bez existence vládního sektoru) odpovídá plánovaným agregátním výdajům (tedy pouze spotřebě a plánovaným investicím) pro danou úrokovou míru,[15] pak je v rovnováze trh zboží a služeb v domácí ekonomice. V takovém případě představuje přímka agregátních výdajů přímku IS z modelu IS-LM.

1.1.8 Čištění trhu peněžních prostředků a dlouhodobých finančních aktiv, vnitřní rovnováha a monetární politika v uzavřené ekonomice

Předchozí kapitoly předpokládaly, že representativní spotřebitel nemění zásobu reálných peněžních prostředků (nebo krátkodobých finančních aktiv snadno směnitelných na peněžní prostředky), které drží, a nespotřebovanou část svého důchodu odkládá do budoucího období nákupem kapitálových nebo dlouhodobých finančních aktiv. V reálném světě však representativní spotřebitel může část svého nespotřebovaného důchodu držet i v peněžních prostředcích. Tato podkapitola se tedy bude zabývat interakcí mezi trhem peněžních prostředků a trhem dlouhodobých finančních aktiv (v této části pro zjednodušení

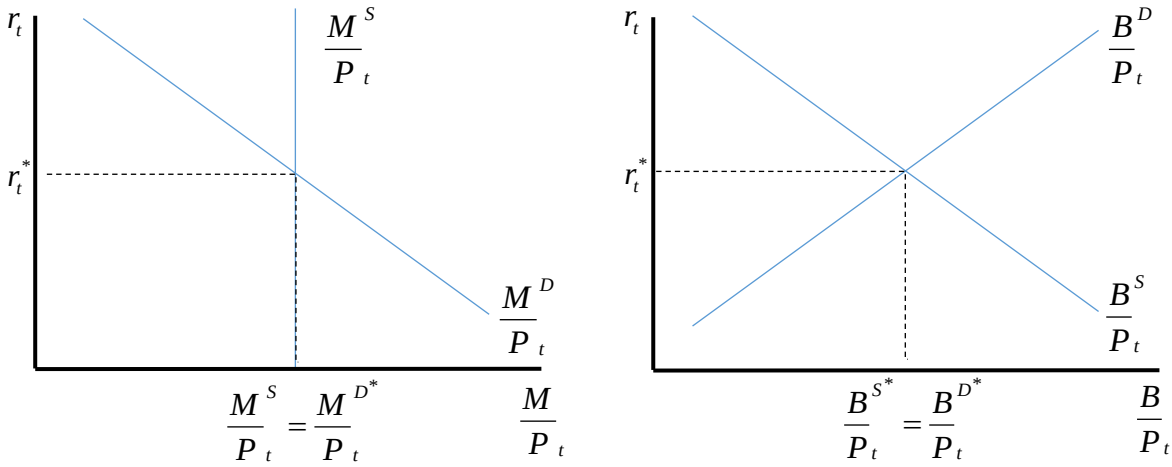
[15] Keynesiánská ekonomická teorie předpokládá, že část výdajů je indukovaných, proto se v keynesiánských modelech výdaje a důchod nemění jedna ku jedné.

reprezentované bezrizikovým dluhopisem) a dále mezi trhem peněžních prostředků a trhem reálných kapitálových aktiv.

Většina standardních teorií poptávky po reálných peněžních prostředcích[16] předpokládá, že držba dlouhodobých finančních aktiv (zde pro zjednodušení bezrizikových dluhopisů) představuje (vedle držby kapitálových aktiv) alternativu k držbě peněžních prostředků. Poptávka po těchto dvou typech finančních aktiv se tedy ve vztahu k úrokové míře vyvíjí opačně – zatímco poptávané množství peněžních prostředků s růstem úrokové míry klesá, poptávané množství dluhopisů naopak roste.

Nabízené množství dluhopisů naopak klesá s růstem úrokové míry. V případě nabídky reálných peněžních prostředků bude pro zjednodušení předpokládáno, že centrální banka dokáže plně kontrolovat množství reálných peněžních prostředků,[17] a proto nabídka peněžních prostředků nebude funkcí úrokové míry.

Graf č. 11 – Optimum trhu peněžních prostředků a dluhopisů



Zdroj: vlastní nákres.

Cenou, která vyrovnává poptávku a nabídku peněžních prostředků a poptávku a nabídku dluhopisů, je úroková míra. V bodě optima, znázorněném na grafu č. 11, odpovídá poptávané množství peněžních prostředků nabízenému množství a zároveň je v rovnováze trh dluhopisů.

V keynesiánské ekonomické teorii, ale například i v Baumol-Tobinově modelu, je poptávka po reálných peněžních zůstatcích závislá také na výši domácího důchodu (za

[16] Například Friedmanova, Keynesova, Baumolova a Tobinova a Tobinova teorie (viz Soukup a kol., 2007, s. 120–159).
[17] Otázka, do jaké míry dokáže centrální banka kontrolovat množtví peněžních prostředků v ekonomice, jde nad rámec této práce, a proto zde nebude dále analyzována.

předpokladu neexistence vládního sektoru v případě uzavřené ekonomiky). Při vyšším domácím důchodu budou domácí subjekty potřebovat větší množství peněžních prostředků pro uskutečnění ekonomických transakcí, proto poptávka po peněžních prostředcích bude rostoucí ve vztahu k domácímu důchodu. Při zvýšení domácího důchodu proto dojde k posunu poptávky po peněžních prostředcích na grafu č. 11 směrem nahoru. Protože peněžní prostředky a dluhopisy jsou konkurenční aktiva, dojde zároveň k posunu poptávky po dluhopisech směrem nahoru. Zvýšení poptávky po reálných peněžních prostředcích při jejich nezměněné nabídce povede ke zvýšení úrokové míry, a to až do bodu, kdy se nabídka a poptávka vyrovnají. Stejný proces proběhne na trhu dluhopisů.

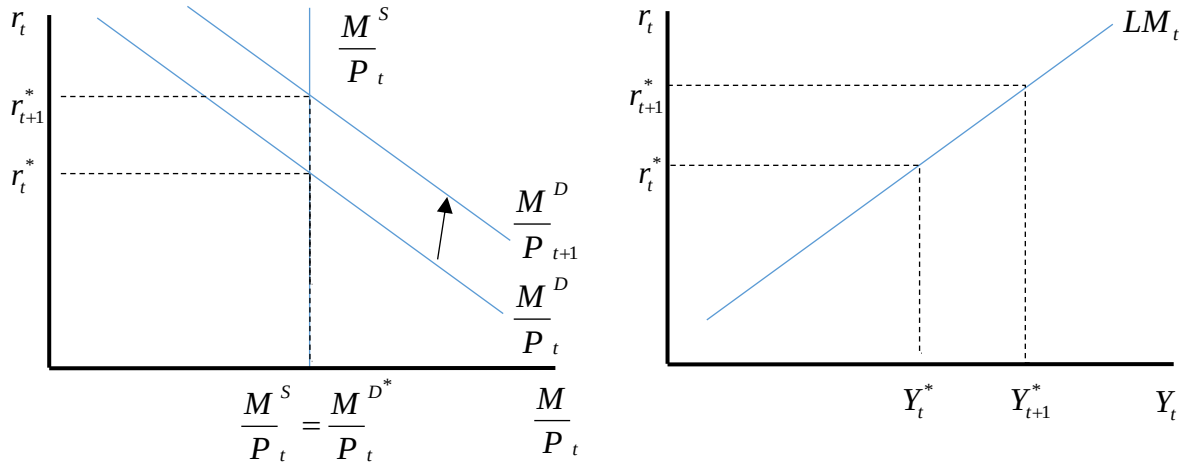
Z pohledu ekonomiky jako celku se množství finančních aktiv držených domácí ekonomikou nezměnilo, neboť množství peněžních prostředků je dáno centrální bankou (za předpokladu dokonalé kontroly množství peněžních prostředků centrální bankou) a všechny dluhopisy vydané v ekonomice musí být zároveň nakoupeny domácími subjekty. Proto v uzavřené ekonomice při neměnné zásobě reálných peněžních prostředků platí

$$\left(Y_t - C_t - G_t\right) - I_t = \Delta\left(\frac{M}{P}\right)_{t+1;t} + \Delta\left(\frac{B}{P}\right)_{t+1;t}, \text{ kde } \Delta\left(\frac{M}{P}\right)_{t+1;t} = 0 \text{ a } \Delta\left(\frac{B}{P}\right)_{t+1;t} = 0, \quad (117)$$

tedy národní úspory se rovnají domácím investicím.

Všechny kombinace domácího produktu a úrokové míry, při kterých je trh finančních aktiv v rovnováze, jsou znázorněny na grafu č. 12. Tyto kombinace představují tzv. LM křivku modelu IS-LM. K posunu křivky LM by došlo při změně nabídky reálných peněžních prostředků (případně při změně poptávky po reálných peněžních prostředcích nezpůsobené zvýšením domácího důchodu). Při zvýšení nabídky reálných peněžních prostředků dojde k posunu křivky LM doprava. Finanční trh tedy dosáhne bodu optima při nižší úrokové míře, ale při stejné výši produktu (resp. důchodu).

Graf č. 12 – Optimum trhu peněžních prostředků a křivka LM



Zdroj: vlastní nákres podle Soukup (2007, s. 175).

Centrální banka může (za předpokladu dokonalé kontroly množství peněžních prostředků ze strany centrální banky) měnit množství peněžních prostředků (a za předpokladu neměnné cenové hladiny i reálných peněžních prostředků) zejména prostřednictvím operací na volném trhu. Tyto operace jsou prováděny zejména ve formě tzv. repo operací, při kterých centrální banka přijímá od komerčních bank přebytečné peněžní prostředky výměnnou za cenné papíry (zde pro jednoduchost dluhopis), které slouží jako kolaterál. Po uplynutí sjednané doby proběhne reverzní transakce, při které centrální banka vrátí komerční bance zapůjčenou jistinu zvýšenou o dohodnutý úrok a komerční banka vrátí centrální bance poskytnutý kolaterál.

Z pohledu ekonomiky jako celku se množství finančních aktiv držených domácí ekonomikou ani v tomto případě nezměnilo. Množství reálných peněžních prostředků sice pokleslo, ale tento pokles odpovídal nárůstu množství dluhopisů. V tomto případě neplatí, že všechny dluhopisy nakoupené domácími subjekty musí být domácími subjekty vydány, neboť část dluhopisů byla vydána centrální bankou.[18] Proto v uzavřené ekonomice musí platit také

[18] Vedle operací na volném trhu centrální banky také využívají tzv. automatické facility, povinné minimální rezervy a v případě otevřené ekonomiky i devizové rezervy (otázka cílování inflace jde nad rámec tématu této práce). Dopad těchto nástrojů je obdobný jako v případě operací na volném trhu. V případě zvýšení tzv. diskontní sazby, kterou jsou úročena depozita komerčních bank u centrální banky, budou komerční banky ukládat u centrální banky větší množství peněžních prostředků a množství peněžních prostředků v ekonomice tak klesne. Z pohledu komerční banky má pak tato banka pohledávku vůči centrální bance, stejna jako v případě držení dluhopisu. Povinné minimální rezervy pak v podstatě představují povinnou minimální výši depozit u centrální banky.

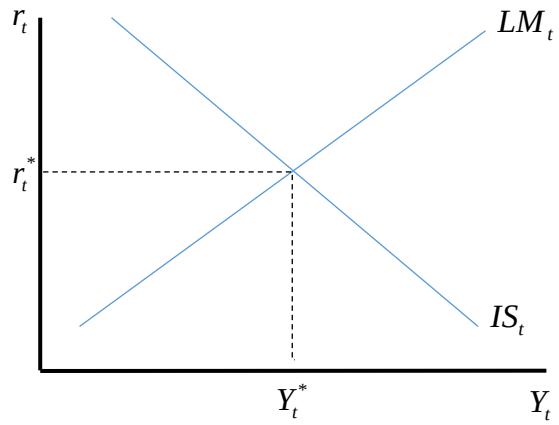
$$\left(Y_t - C_t - G_t\right) - I_t = \Delta\left(\frac{M}{P}\right)_{t+1;t} + \Delta\left(\frac{B}{P}\right)_{t+1;t}, \text{ kde } \Delta\left(\frac{M}{P}\right)_{t+1;t} = -\Delta\left(\frac{B}{P}\right)_{t+1;t}, \qquad (118)$$

tedy národní úspory se rovnají domácím investicím, i v případě změny nabídky peněžních prostředků.

V bodě optima se tedy úspory rovnají investicím (levá strana rovnice (118)) a množství finančních aktiv držených ekonomikou jako celkem se nemění (pravá strana rovnice (118)). V rovnováze je tedy trh statků a služeb, trh peněžních prostředků i trh dluhopisů.

Protože křivka agregátních výdajů na zboží i služby je klesající funkcí úrokové míry a rostoucí funkcí domácího důchodu, a naopak křivka rovnováhy finančního trhu je rostoucí funkcí úrokové míry a klesající funkcí domácího důchodu, bude bod optima pro rovnováhu obou trhů dán průsečíkem těchto dvou křivek. Graficky je tento bod znázorněn na grafu č. 13, který představuje tzv. *IS-LM model*.

Graf č. 13 – Optimum finančního trhu a trhu zboží a služeb v modelu IS-LM



Zdroj: vlastní nákres.

Keynesiánská ekonomická tradice předpokládá, že ceny jsou v krátkém období nepružné a v ekonomice existuje dostatečná zásoba kapitálových statků a práce. V krátkém období je tak cenová hladina neměnná a je možné vyrobit jakkoli vysoký poptávaný produkt.

Zvýšení peněžní zásoby v takto charakterizované ekonomice, resp. v krátkém období, povede k posunu křivky LM do prava, a tedy ke snížení rovnovážné úrokové míry a ke zvýšení rovnovážného produktu. Na trhu zboží a statků (resp. úspor a investic) dojde ke

zvýšení investic a k proporcionálnímu zvýšení úspor.[19] Protože s poklesem úrokové míry roste spotřeba, musí dojít k většímu zvýšení produktu tak, aby celkové úspory vzrostly.

V dlouhém období lze ovšem předpokládat, že se cenová hladina mění. Při zvýšení zásoby peněžních prostředků dojde k růstu cen, a tedy k poklesu reálné zásoby peněžních prostředků. Tato zásoba tak vzrostla pouze nominálně, ovšem v reálném vyjádření se nezměnila. Křivka LM na grafu č. 13 se tak posune zpět na původní úroveň. V dlouhém období tak centrální banka monetární expanzí způsobí pouze nárůst cenové hladiny, ovšem nikoli nárůst domácího produktu.

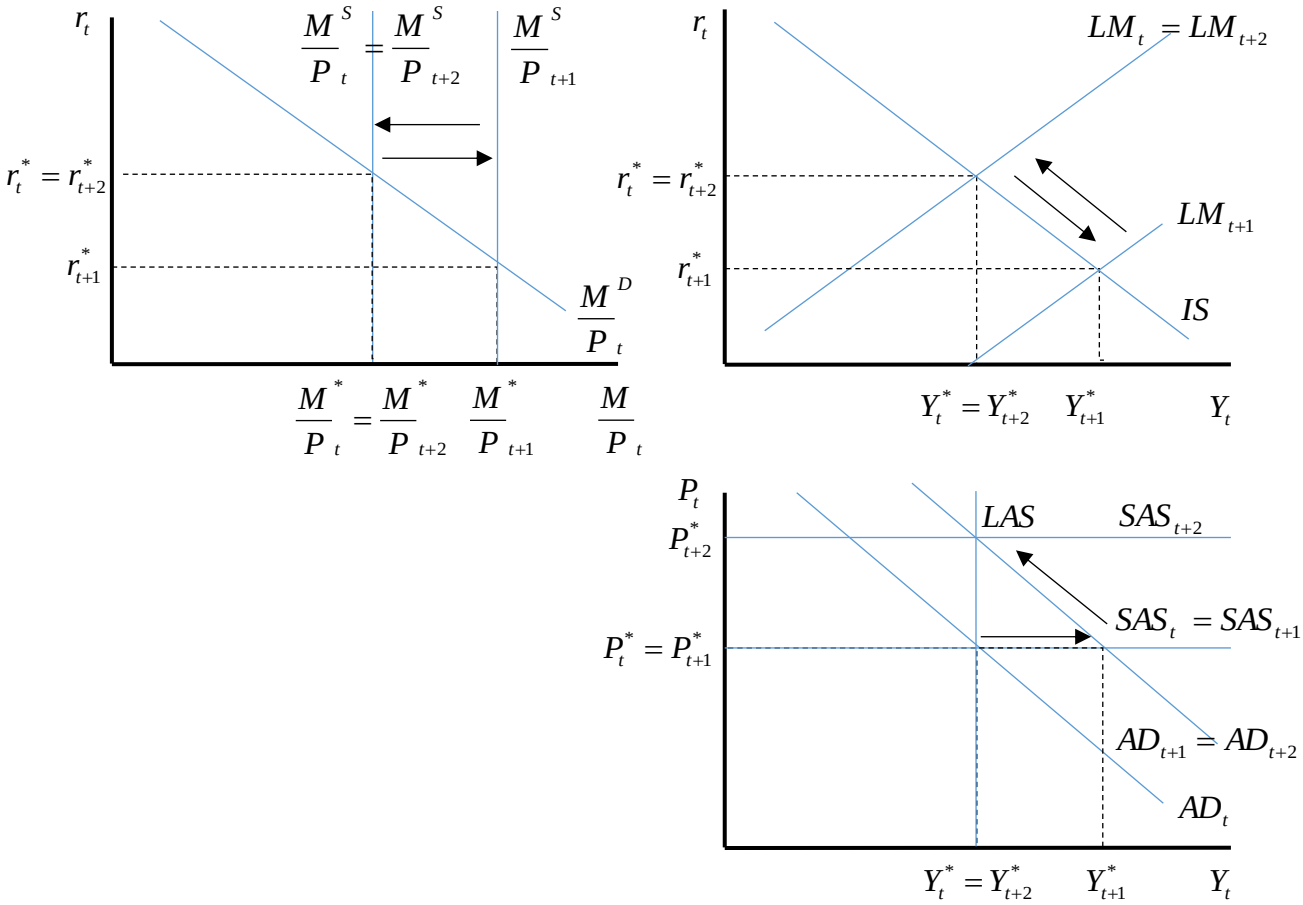
Vztah mezi domácím produktem a cenovou hladinou zobrazuje křivka agregátní poptávky AD. Tato křivka je klesající, neboť při poklesu cenové hladiny dojde k nárůstu zásoby reálných peněžních prostředků a snížení úrokové míry. Křivka LM se posune do prava a v důsledku nižší úrokové míry dojde k nárůstu agregátních výdajů. Jelikož v krátkém období je předpokládána dostatečná zásoba kapitálových statků a práce, přizpůsobí se produkt vyšším výdajům, a tedy vzroste.

Křivka agregátní nabídky ve vztahu k cenové hladině se liší v keynesiánské a v neoklasické ekonomické tradici. Zatímco v keynesiánské teorii je předpokládáno, že ceny jsou flexibilní a produkt je dán agregátními výdaji, v neoklasické teorii je naopak předpokládáno, že ceny se mění a produkt je dán potenciálem ekonomiky. Pro krátké období proto bude v souladu s keynesiánskou teorií předpokládána dokonalá cenová pružnost agregátní nabídky, zatímco pro dlouhé období bude v souladu s neoklasickou teorií předpokládána dokonalá nepružnost agregátní nabídky.

Na grafu č. 14 je znázorněn dopad zvýšení zásoby peněžních prostředků v ekonomice centrální bankou. V prvním období dojde ke zvýšení reálné zásoby peněžních prostředků při fixní cenové hladině, které způsobí posun křivky LM do prava. Při nižší úrokové míře vzrostou celkové výdaje ekonomiky, a tedy i produkt. Protože nedošlo ke změně cenové hladiny, posune se křivka agregátní nabídky do prava. Pokud ovšem ekonomika ve výchozí situaci vyráběla na svém potenciálu, pak dojde k postupnému růstu cenové hladiny. To způsobí opětovný pokles reálné zásoby peněžních prostředků a růst úrokové míry, a tedy posun křivky LM do leva. Vyrobený produkt se vrátí na svou původní hodnotu, ovšem při vyšší cenové hladině.

[19] V keynesiánské ekonomické teorii je předpokládáno, že kauzalita jde od změny investic ke změně úspor, nikoli naopak.

Graf č. 14 – Agregátní poptávka a monetární expanze v uzavřené ekonomice



Zdroj: vlastní nákres.

V uzavřené ekonomice a při platnosti všech výše uvedených předpokladů, tedy centrální banka může významně ovlivňovat cenovou hladinu, resp. vývoj inflace, neboť skrze peněžní zásobu dokáže působit na úrokovou míru, a tím na rovnováhu na finančním trhu i na trhu statků.

1.2 Mezinárodní finanční trhy

V předchozí kapitole bylo popsáno působení finančního trhu v rámci jedné uzavřené ekonomiky. Jednotlivé národní finanční trhy neexistují v izolaci. Vývoj na každém národním finančním trhu je do určité míry ovlivňován vývojem na finančních trzích ostatních zemí. Míra vzájemné interakce mezi jednotlivými národními finančními trhy se však liší podle stupně integrace každého jednotlivého národního trhu s finančními trhy ostatních zemí. V této kapitole bude popsáno působení finančního trhu, pokud se ekonomika otevře a její finanční trh se plně integruje s finančními trhy ostatních zemí.

V této kapitole tedy bude nejprve definován pojem integrace finančních trhů a poté budou popsány jednotlivé efekty, které s sebou přináší odstranění překážek pohybu finančních zdrojů mezi zeměmi, zejména prosazení zákona jediné ceny v podobě úrokové parity, zvýšení podílu zahraničních finančních aktiv v domácím portfoliu a oddělení spotřeby a investic od domácích zdrojů. Na závěr této kapitoly budou vysvětleny implikace integrace finančních trhů pro monetární politiku a bude objasněn význam této integrace pro přijetí společné měny.

1.2.1 Definice integrace finančních trhů

Jak již bylo řečeno, pokud by finanční trhy všech států byly vzájemně plně integrovány, tvořily by dohromady jeden globální finanční trh, který by se choval jako jeden velký národní trh popsaný v podkapitole 1.1.

Plné integraci všech finančních trhů však brání řada překážek. Vedle přímých omezení pohybu finančních a kapitálových aktiv, tedy kvantitativních omezení a zákazů, brání plné integraci také rozdílný přístup k finančním službám. Nutná je proto také liberalizace pohybu služeb a osob, tedy jak finančních zprostředkovatelů, tak i samotných investorů/spotřebitelů.

Není však nutné odstranit všechna opatření, která mohou představovat potenciální překážky pohybu kapitálu (např. daňové a účetní předpisy). Podstatné je, aby tyto překážky působily symetricky vůči všem subjektům ze všech částí trhu a nediskriminovaly investory podle země původu. K tomu je třeba provést zejména harmonizaci národních legislativ.

Z uvedeného vychází i definice integrace finančního trhu, kterou využívá Evropská centrální banka (dále jen ECB) – „*trh pro daný soubor finančních instrumentů a/nebo služeb (je) plně integrován, pokud všichni potenciální účastníci trhu se stejnými relevantními charakteristikami 1) čelí stejnému souboru pravidel, když se rozhodnou využít tyto finanční*

instrumenty a/nebo služby; 2) mají stejný přístup k výše zmíněnému souboru finančních instrumentů a/nebo služeb; a 3) je s nimi zacházeno rovnocenně při jejich aktivitách na trhu“ (Baele a kol., 2004, s. 4). V rámci procesu globalizace dochází k postupnému odstraňování překážek a jednotlivé finanční trhy se více či méně integrují. Chování celosvětového finančního trhu by se tedy podle ekonomické teorie mělo přibližovat stavu popsanému v předchozí podkapitole. Mezi jednotlivými národními finančními by se tedy měly postupně prosazovat jevy, které jsou popsány v následujících podkapitolách. Tyto efekty budou popsány na příkladu dvou národních finančních trhů, pokud nebude řečeno jinak.

1.2.2 Podmínka úrokové parity

Pokud by finanční trhy byly dokonale integrovány, mohli by investoři z jednotlivých zemí nakupovat finanční aktiva z jiných zemí. Ceny finančních aktiv se stejnými charakteristikami (tedy za podmínky dokonalé substituce aktiv) by tak měly být ve všech zemích stejné. V případě, že by finanční aktivum nabízející stejný budoucí příjem bylo v zemi *D* obchodováno za nižší cenu než v zemi *F*, nakupovali by spotřebitelé více aktiv v zemi *D*. Cena aktiva v zemi *D* by tak rostla, a naopak cena aktiva v zemi *F* by klesala až do doby, než by se obě ceny vyrovnaly.

Prosadil by se tedy zákon jediné ceny a výnosy obou aktiv by se vyrovnaly.[20] V případě úvěrů by tedy úrokové míry ve dvou zemích měly být totožné pro úvěry se stejnými charakteristikami (zejména dobou splatnosti a kreditním rizikem) a totéž by mělo platit pro yieldy dluhopisů. Mělo by tedy platit

$$R^D = R^F . \tag{119}$$

Rovnice (119) však může platit pouze za předpokladu, že finanční aktiva dvou zemí jsou dokonalými substituty. V takovém případě totiž nebudou investoři požadovat žádnou odměnu za riziko konkrétního aktiva.

Většina zemí navíc používá své národní měny, jejichž kurz se ve vztahu k ostatním měnám mění. Finanční aktiva jednotlivých zemí jsou tak denominována v různých měnách a nákup zahraničního aktiva tak zároveň představuje nákup zahraniční měny. Výnosy z finančních aktiv proto mohou být kompenzovány ztrátami ze změny měnového kurzu. Přesto by mělo platit, že ceny aktiv, jež jsou dokonalými substituty, by měly být stejné při převodu na společnou měnu.

[20] Za předpokladu neexistence transakčních nákladů.

Ze stejného důvodu by i očekávaný výnos domácího finančního aktiva měl být stejně vysoký jako očekávaný výnos zahraničního finančního aktiva upravený o změnu kurzu. V opačném případě by totiž existoval prostor pro arbitráž a pro realizaci bezrizikového zisku. Investor by si tak mohl půjčit v zemi s nižší úrokovou mírou, směnit tyto půjčené zdroje do měny druhé země a uložit peníze v této druhé zemi s vyšší úrokovou mírou. Pokud by rozdíl v úrokových mírách nebyl kompenzován změnou kurzu, pak by v době maturity mohl investor směnit uložené zdroje zpět do původní měny a realizoval by arbitrážní zisk. K vyrovnání výnosů může dojít jak změnou úrokových měr, tak změnou kurzu. V praxi se ovšem měnový kurz přizpůsobuje rychleji než úrokové míry.

Z platnosti zákona jediné ceny vychází teorie úrokové parity. Tato teorie má tři různé formy – a) *krytá úroková parita* (dále jen „*CIP*“), b) *nekrytá úroková parita* (dále jen „*UIP*“) a c) *reálná úroková parita* (dále jen „*RIP*“).

V případě CIP si investor zajišťuje budoucí měnový kurz pomocí forwardových kontraktů. Investor je tak kryt před měnovým rizikem, tedy před rizikem neočekávané změny kurzu. Pokud je zahraniční nominální úroková míra nižší než domácí nominální úroková míra, pak tento nižší úrokový výnos musí být kompenzován forwardovou prémií na zahraniční měnu. *Forwardová prémie* (resp. diskont) znamená, že forwardová cena zahraniční měny (vyjádřená v jednotkách měny domácí) je vyšší (resp. nižší) než spotová cena této měny.

Dle podmínky CIP proto musí platit

$$\left(1+r_{t,t+n}^{n,D}\right)=\frac{FR_{t,t+n}}{SR_t}\left(1+r_{t,t+n}^{n,F}\right), \tag{120}$$

kde $r_{t,t+n}^{n,D}$ představuje nominální úrokovou míru v domácí ekonomice *D* sjednanou v období *t* na dobu *n*, $r_{t,t+n}^{n,F}$ představuje nominální úrokovou míru v zahraniční ekonomice *F* sjednanou v období *t* na dobu *n*, $FR_{t,t+n}$ je forwardový kurz sjednaný v období *t* na dobu *n*, SR_t je spotový kurz v období *t*.

Rozdíl v úrokových mírách mezi zeměmi tedy musí být kompenzován forwardovou prémií, resp. diskontem, aby výnosnost finančních aktiv v obou zemích byla stejná. Rovnici (120) lze přepsat na tvar

$$\left(1+r_{t,t+n}^{n,D}\right)=\left(1+\frac{FR_{t,t+n}-SR_t}{SR_t}\right)\left(1+r_{t,t+n}^{n,F}\right), \tag{121}$$

kde výraz $\frac{FR_{t,t+n} - SR_t}{SR_t} = FP_{t,t+n}$ představuje forwardovou prémii (resp. diskont). Za předpokladu, že zahraniční úroková míra $r_{t,t+n}^{n,F}$ je nízká, musí forwardová prémie být rovna úrokovému diferenciálu (Cuthbertson a Nitzsche, 2004, s. 571), tedy

$$r_{t,t+n}^{n,D} - r_{t,t+n}^{n,F} = FP_{t,t+n}. \tag{122}$$

Pokud forwardová prémie plně neodráží rozdíl mezi nominálními úrokovými sazbami dvou zemí, znamená to, že investoři čelí překážkám při investování do zahraničních aktiv (např. transakčním nákladům) nebo vyžadují vyšší výnos pro zahraniční aktiva z důvodu nedokonalé zaměnitelnosti (substituce) domácích a zahraničních aktiv (např. kvůli kreditnímu nebo likviditnímu riziku).[21] V prvním případě existují překážky pro mezinárodní arbitráž a v případě druhém se arbitráž uskuteční, nicméně dojde k vyrovnání domácího výnosu s výnosem zahraničním po očištění o rizikovou prémii.

Forwardová prémie (resp. diskont) odráží očekávání budoucího růstu (resp. poklesu) spotového kurzu, tedy depreciaci (resp. apreciaci) měny. Pokud jsou očekávání investorů dokonalým odhadem budoucího spotového kurzu nebo pokud jsou investoři rizikově neutrální, pak nebudou vyžadovat odměnu za kurzové riziko a musí platit

$$E_t\left(SR_{t+n}\right) = FR_{t,t+n}, \tag{123}$$

kde $E_t\left(SR_{t+n}\right)$ je spotový kurz v době $t+n$ očekávaný v době t.

Pokud rovnice (123) neplatí, pak na měnovém trhu panuje nejistota ohledně budoucího měnového kurzu a forwardový kurz nemůže sloužit jako nestranný odhad budoucího spotového kurzu. Příčinou je vysoká volatilita měnového kurzu, kvůli níž investor riskuje, že skutečný kurz nebude odpovídat očekávanému kurzu. S nekrytou držbou

[21] Předpoklad, že finanční aktiva dvou zemí jsou dokonalými substituty, není realistický. Například i státy mohou přestat platit své závazky, a proto i „bezrizikové“ dluhopisy jednotlivých zemí se liší svým kreditním rizikem. Finanční aktiva dvou zemí se však mohou lišit i v důsledku své rozdílné likvidity, různého daňového zatížení nebo různého kurzového rizika. Tento nedostatek se proto stal podnětem pro vznik portfoliových modelů měnového kurzu, které předpokládají existenci rozdílného kurzového rizika jednotlivých měn. Měna je pro investora tím rizikovější, čím větší je volatilita spotového kurzu této měny, protože tím větší je riziko, že očekávaný kurz bude odlišný od forwardového kurzu. Zároveň ovšem platí, že riziko investora roste s tím, jak se zvyšuje podíl jedné měny v jeho portfoliu. Úrokový diferenciál podle rovnice (125) tak může být kompenzován nejen prostřednictvím očekávané změny spotového kurzu, ale i pomocí změny prémie za kurzové riziko. Pro přehled portfoliových modelů, viz Frankel (1992). V české literatuře se portfoliovými modely zabývali např. Mandel a Tomšík (2008) a Frait (1996).

zahraniční měny je tak spojeno kurzové riziko, za které bude investor vyžadovat prémii za kurzové riziko (Mandel a Tomšík, 2008, s. 169).

Naopak v případě, že forwardový kurz je nestranným predikátorem budoucího spotového kurzu, lze jej v rovnici (121) nahradit očekávaným spotovým kurzem, tedy

$$\left(1+r_{t,t+n}^{n,D}\right)=\frac{E_t\left(SR_{t+n}\right)}{SR_t}\left(1+r_{t,t+n}^{n,F}\right), \tag{124}$$

což je vyjádřením podmínky UIP (Cuthbertson a Nitzsche, 2004, s. 572).

Podmínku UIP je možné upravit obdobně jako CIP na rovnici (122). Místo forwardového kurzu však bude vystupovat očekávaná změna spotového kurzu, tedy

$$r_{t,t+n}^{n,D}-r_{t,t+n}^{n,F}=\frac{\Delta E_t\left(SR_{t+n}\right)}{SR_t}. \tag{125}$$

V případě vyšší domácí úrokové míry, než zahraniční tedy investoři očekávají depreciaci domácí měny. Protože jejich očekávání je perfektní, nevyžadují kompenzaci za riziko nerealizace tohoto očekávání (tedy prémii za kurzové riziko).

Podmínku UIP lze podle Frankel a Mac Arthur (1988) rozložit na tvar

$$r_{t,t+n}^{n,D}-r_{t,t+n}^{n,F}-\frac{\Delta E_t\left(SR_{t+n}\right)}{SR_t}=\left(r_{t,t+n}^{n,D}-r_{t,t+n}^{n,F}-FP_{t,t+n}\right)+\left(FP_{t,t+n}-\frac{\Delta E_t\left(SR_{t+n}\right)}{SR_t}\right), \tag{126}$$

kde výraz $\left(FP_{t,t+n}-\frac{\Delta E_t\left(SR_{t+n}\right)}{SR_t}\right)$ představuje odměnu za kurzové riziko a tvar $\left(r_{t,t+n}^{n,D}-r_{t,t+n}^{n,F}-FP_{t,t+n}\right)$ představuje podmínku CIP.

Podmínka UIP tak podle rovnice (126) může platit pouze v případě, že platí podmínka CIP. Podmínka platnosti CIP tak představuje nutnou, nikoli však postačující podmínku platnosti UIP. K platnosti podmínky je totiž také potřeba, aby kurzové riziko dané měny bylo správně oceněno. Podmínka UIP tak reflektuje integraci mezi finančním a měnovým trhem, zatímco integraci finančního trhu odráží pouze nepřímo.

Nominální úroková míra představuje výnos z odložené spotřeby investora. V podmínkách existence inflace ovšem nominální úroková míra nevypovídá o tom, jak se v budoucnu zvýší spotřebitelova reálná spotřeba. Nominální výnos, tedy nominální úrokovou míru, je proto nutné očistit o změnu cenové hladiny, tedy o míru inflace.

Podle Fisherova efektu se nominální úroková míra $r_{t,t+n}^{n}$ skládá z očekávané reálné úrokové míry $E_t\left(r_{t,t+n}^{r}\right)$ a z očekávané míry inflace $E_t\left(\iota_{t,t+n}\right)$, tedy

$$r^{n}_{t,t+n} = E_t\left(r^{r}_{t,t+n}\right) + E_t\left(\iota_{t,t+n}\right). \tag{127}$$

Uvedený vztah musí platit jak pro domácí úrokovou míru, tak pro zahraniční úrokovou míru, z čehož vychází tzv. mezinárodní Fisherův efekt (Mandel a Tomšík, 2008, s. 154–155). Podle něj lze podmínku UIP přepsat na tvar

$$\left[1 + E_t\left(r^{r,D}_{t,t+n}\right)\right]\left[1 + E_t\left(\iota^{D}_{t,t+n}\right)\right] = \frac{E_t\left(SR_{t+n}\right)}{SR_t}\left[1 + E_t\left(r^{r,F}_{t,t+n}\right)\right]\left[1 + E_t\left(\iota^{F}_{t,t+n}\right)\right]. \tag{128}$$

Očekávaná změna spotového kurzu podle rovnice (121) proto bude rovna

$$\left[E_t\left(r^{r,D}_{t,t+n}\right) + E_t\left(\iota^{D}_{t,t+n}\right)\right] - \left[E_t\left(r^{r,F}_{t,t+n}\right) + E_t\left(\iota^{F}_{t,t+n}\right)\right] = \left[E_t\left(r^{r,D}_{t,t+n}\right) - E_t\left(r^{r,F}_{t,t+n}\right)\right] + \left[E_t\left(\iota^{D}_{t,t+n}\right) - E_t\left(\iota^{F}_{t,t+n}\right)\right] = \frac{\Delta E_t\left(SR_{t+n}\right)}{SR_t}. \tag{129}$$

Fisher (1930) předpokládá, že reálné úrokové míry jsou v dlouhém období ve všech zemích stejné, tedy $\left[r^{r,D}_{t,t+n} - r^{r,F}_{t,t+n}\right] = 0$, neboť při volném pohybu nejen finančních, ale i kapitálových aktiv musí dojít k vyrovnání mezních produktů kapitálu v jednotlivých zemích (viz podkapitola 1.2.6). Rozdíl v nominálních úrokových mírách je tak pouze výsledkem rozdílných inflačních očekávání. Proto očekávaná změna spotového kurzu je podle mezinárodního Fisherova efektu dána diferenciálem očekávaných inflací.

Pokud by reálné úrokové míry dvou zemí nebyly shodné, pak by reálný úrokový diferenciál odpovídal změně reálného měnového kurzu

$$E_t\left(r^{r,D}_{t,t+n}\right) - E_t\left(r^{r,F}_{t,t+n}\right) = \left[\frac{\Delta E_t\left(SR_{t+n}\right)}{SR_t}\right] - \left[E_t\left(\iota^{D}_{t,t+n}\right) - E_t\left(\iota^{F}_{t,t+n}\right)\right]. \tag{130}$$

Mezinárodní Fisherův efekt tedy vede ke stejným závěrům jako teorie parity kupní síly, konkrétně její relativní verze.

Protože platnost podmínky parity kupní síly předpokládá dokonalou mobilitu zboží a služeb mezi zeměmi, tedy i kapitálových aktiv, odráží odchylka od reálné úrokové parity nedokonalou integraci jak na trhu finančních aktiv, tak na trhu kapitálových aktiv (tedy na trhu zboží).

Diferenciál reálných úrokových měr je dále možné rozložit na tvar

$$E_t\left(r^{r,D}_{t,t+n}\right) - E_t\left(r^{r,F}_{t,t+n}\right) = \left(r^{n,D}_{t,t+n} - r^{n,F}_{t,t+n} - FP_{t,t+n}\right) + \left[FP_{t,t+n} - \frac{\Delta E_t\left(SR_{t+n}\right)}{SR_t}\right] + \left[\frac{\Delta E_t\left(SR_{t+n}\right)}{SR_t} - E_t\left(\iota^{D}_{t,t+n}\right) + E_t\left(\iota^{F}_{t,t+n}\right)\right], \tag{131}$$

kde výraz $\left[\frac{\Delta E_t\left(SR_{t+n}\right)}{SR_t} - E_t\left(\iota^{D}_{t,t+n}\right) + E_t\left(\iota^{F}_{t,t+n}\right)\right]$ představuje podmínku parity kupní síly.

První výraz na pravé straně rovnice představuje odchylku od CIP, druhý výraz prémii za kurzové riziko a třetí výraz odchylku od parity kupní síly. Zatímco odchylka od CIP je

výsledkem nedokonalé mobility a zaměnitelnosti finančních aktiv, další dva členy jsou dány měnou, ve které jsou aktiva denominována. Prémie za kurzové riziko a odchylka od parity kupní síly tak dohromady tvoří prémii za měnové riziko. Z rozkladu v rovnici (131) vyplývá, že k platnosti podmínky RIP, tedy rovnosti reálných úrokových měr, je nutné, aby všechny prémie a odchylky byly nulové. K platnosti podmínky RIP je tak potřeba, aby zároveň platily CIP, UIP a podmínka parity kupní síly.

S platností podmínky RIP úzce souvisí Maastrichtská konvergenční kritéria. Jelikož tato kritéria vyžadují, aby průměrná roční inflace nepřekročila o více než 1,5 p.b. průměrnou roční inflaci tří členských zemí s nejlepšími hodnotami inflace, země alespoň dva roky před vstupem do měnové unie udržovala kurz v maximálním fluktuačním pásmu ± 15 % a dlouhodobá nominální úroková míra nepřesahovala o více než 2 p.b. průměr tří zemí s nejlepšími výsledky týkajících se cenové stability, měly by odchylky od podmínky RIP mezi zeměmi usilujícími o přijetí společné měny být minimální, resp. limitované těmito podmínkami.[22]

1.2.3 Agregátní úspory v otevřené ekonomice

Na agregátní úrovni v uzavřené ekonomice (za předpokladu neexistence kapitálových aktiv a neexistence vládního sektoru) je součet všech finančních aktiv nulový, proto v takovéto ekonomice musí agregátní spotřeba odpovídat domácímu produktu, a to v každém období. Pro takovouto ekonomiku tedy musí platit rozpočtová omezení

$$Y_t = C_t, \tag{132}$$

$$Y_{t+1} = C_{t+1}. \tag{133}$$

Pokud se země otevře a zapojí se do mezinárodní směny, pak její spotřeba nebude omezena domácími zdroji. Domácí ekonomika si může vypůjčit zdroje v zahraničí, nebo naopak může odložit nespotřebovanou část svého produktu nákupem zahraničních aktiv. Těmito aktivy jsou zahraniční peněžní prostředky, tedy devizy a valuty, a dlouhodobá finanční aktiva, zde je pro zjednodušení předpokládán pouze bezrizikový dluhopis.

Pokud je země otevřená, pak pro ni platí obdobné rozpočtové omezení jako pro spotřebitele podle rovnic (6) a (7). Při neměnné cenové hladině podle Obstfeld a Rogoff (1996, s. 275) tedy rozpočtové omezení otevřené ekonomiky na agregátní úrovni odpovídá

[22] Dalšími dvěma kritérii jsou maximální výše hrubého veřejného dluhu a maximální výše deficitu veřejného rozpočtu.

$$Y_t^D = C_t^D + B_t^F + DR_t\,, \tag{134}$$

$$Y_{t+1}^D + \left(1 + r^F\right)B_t^F = C_{t+1}^D + B_{t+1}^F + DR_{t+1}\,. \tag{135}$$

Z uvedeného vyplývá, že pokud jedinými finančními aktivy obchodovanými na mezinárodním trhu jsou devizy a bezrizikové dluhopisy, pak ekonomika může odkládat svou nespotřebovanou produkci zvyšováním svých devizových rezerv DR_t nebo nákupem zahraničních dluhopisů B_t^F. Při nákupu zahraničních dluhopisů, bude v budoucnu z tohoto aktiva do domácí ekonomiky plynout zahraniční bezriziková úroková míra r^F. V případě, že si ekonomika naopak vypůjčí na mezinárodním trhu, tedy emituje domácí bezrizikový dluhopis B_t^D, bude v budoucnu platit domácí bezrizikovou úrokovou míru r^D.

Agregátní úspory otevřené ekonomiky pak podle Obstfeld a Taylor (2004, s. 58) musí být rovny

$$Y_t^D - C_t^D = B_t^F + DR_t\,, \tag{136}$$

$$\left(Y_{t+1}^D + r^F B_t^F\right) - C_{t+1}^D = B_{t+1}^F - B_t^F + DR_{t+1} - DR_t\,, \tag{137}$$

kde výraz $\left(Y_{t+1}^D + r^F B_t^F\right) = GNP$ představuje hrubý národní produkt, jelikož se skládá z hrubého domácího produktu Y_{t+1}^D (tedy z domácího důchodu) a z důchodu ze zahraničních aktiv $r^F B_t^F$, výraz $B_{t+1}^F - B_t^F = \Delta B_{t+1}^F$ představuje změnu v čisté investiční pozici země a $DR_{t+1} - DR_t = \Delta DR_{t;t+1}$ je změna devizových rezerv.

Pro vnější transakce země by měla platit identita

$$CA_{t+1}^D + KA_{t+1}^D + FA_{t+1}^D = \Delta DR_{t+1}^D, \tag{138}$$

kde CA_{t+1}^D představuje saldo běžného účtu platební bilance, KA_{t+1}^D saldo kapitálového účtu, FA_{t+1}^D saldo finančního účtu platební bilance a ΔDR_{t+1}^D změnu devizových rezerv. Za předpokladu, že se stav devizových rezerv nemění (tedy nemění se jejich množství, ani měnový kurz) a kapitálový účet je nulový, pak musí být saldo finančního účtu rovno saldu běžného účtu platební bilance, tedy $CA_{t+1}^D = -FA_{t+1}^D$.[23] V takovémto stavu jsou položky platební bilance nad změnou devizových rezerv v rovnováze a hovoří se o rovnováze platební bilance.

[23] Položka chyby a opomenutí není v této práci uvažována.

Nákup zahraničních aktiv vede ke kladné změně (resp. růstu) čisté investiční pozice země a k zápornému saldu finančního účtu platební bilance. Při stabilní výši devizových rezerv tak musí platit, že změna čisté investiční pozice země odpovídá saldu běžného účtu platební bilance, tedy

$$CA_{t+1}^{D} = \Delta B_{t+1}^{F}. \tag{139}$$

Agregátní úspory v čase *t+1* proto musí odpovídat saldu běžného účtu platební bilance a musí podle Obstfeld a Taylor (2004, s. 58) platit rovnost

$$\left(Y_{t+1}^{D} + r^{F} B_{t}^{F}\right) - C_{t+1}^{D} = CA_{t+1}^{D}. \tag{140}$$

Saldo běžného účtu platební bilance se skládá (za předpokladu neexistence bilance běžných transferů) z výkonové bilance NX_{t+1}^{D} a z bilance (prvotních a druhotných) důchodů, tedy výnosů $r^{F} B_{t}^{F}$, tedy

$$CA_{t+1}^{D} = NX_{t+1}^{D} + r^{F} B_{t}^{F}.^{24} \tag{141}$$

Na celosvětové úrovni však opět musí platit, že celkový součet prodaných a nakoupených dluhopisů je nulový a celková suma vyplacených a přijatých úroků je nulová. Aby byla zachována globální rovnováha, musí tedy platit, že světová spotřeba C^{W} je rovna světovému produktu Y^{W}, přičemž světový produkt je roven součtu spotřeby země *D* a země *F* a světový produkt je roven součtu produktu země *D* a produktu země *F*, tedy

$$C_{t}^{D} + C_{t}^{F} = Y_{t}^{D} + Y_{t}^{F}, \tag{142}$$

$$C_{t+1}^{D}(s) + C_{t+1}^{F}(s) = Y_{t+1}^{D}(s) + Y_{t+1}^{F}(s). \tag{143}$$

1.2.4 Sdílení rizika spotřeby mezi zeměmi

V případě, že je produkce pro každou zemi exogenní veličinou, pak v jednotlivých zemích nedochází ke stejným produkčním šokům. Velikost produkce je tak v každé zemi jiná, a pokud je země uzavřená, tak i velikost spotřeby se liší. Uzavřené ekonomiky se tak musí odlišovat i svou mezní mírou mezičasové substituce ve spotřebě, a protože z rovnice (21) vyplývá, že bezriziková úroková míra odpovídá mezní míře mezičasové substituce ve spotřebě, musí být i (reálné) úrokové míry v každé zemi jiné.

Pokud se země otevře, pak spotřebitelé ze země s nízkou úrokovou mírou, tedy s vysokou mezní mírou mezičasové substituce ve spotřebě, budou nakupovat finanční aktiva

[24] Z výše uvedených identit vychází tzv. intertemporální přístup k platební bilanci, kterým se v české literatuře zabývali například Mandel a Tomšík (2008, s. 105–142).

zemí s vysokou úrokovou mírou, tedy s nízkou mírou mezičasové substituce ve spotřebě. K tomuto nákupu bude docházet tak dlouho, až se ceny aktiv v obou zemích vyrovnají a na mezinárodním finančním trhu se prosadí podmínka (reálné) úrokové parity.

Navíc, za předpokladu rovnovážného[25] měnového kurzu by reálné úrokové míry musely být mezi zeměmi totožné. V takovém případě by pak i mezní míry mezičasové substituce ve spotřebě musely být pro obě země stejné. Pro dvě země v takovém případě bude platit

$$\frac{\gamma u'(C_{t+1}^{D})}{u'(C_{t}^{D})} = \frac{1}{1+r^{r,D}} = \frac{1}{1+r^{r,F}} = \frac{\gamma u'(C_{t+1}^{F})}{u'(C_{t}^{F})}. \tag{144}$$

Pokud by dále užitkové funkce obou zemí byly isoelastické a elasticity mezní míry mezičasové substituce obou zemí byly totožné, pak by pro agregátní spotřeby dvou zemí také muselo platit

$$\frac{1}{\gamma}\left(\frac{C_{t+1}^{D}}{C_{t}^{D}}\right)^{\varphi} = \frac{1}{\gamma}\left(\frac{C_{t+1}^{F}}{C_{t}^{F}}\right)^{\varphi}. \tag{145}$$

Z tohoto vztahu vyplývá, že při platnosti reálné úrokové parity a za předpokladu isoelastické užitkové funkce by spotřeba měla růst ve všech zemích stejným tempem. Tento závěr by ovšem mohl platit pouze, pokud by jediným finančním aktivem obchodovaným na finančním trhu byl bezrizikový dluhopis.

V kapitole 1.1.4 bylo předpokládáno, že spotřebitel může na finančním trhu nakupovat také AD finanční aktiva, s jejichž držbou je spojeno riziko, neboť tato aktiva představují nárok na výplatu jedné jednotky produktu $Y_{t+1}(s)$, pokud v období $t+1$ nastane předem specifikovaný stav prostředí s.

Protože velikost produktu (a tedy i spotřeby) je v každé uzavřené ekonomice jiná, přináší tato dodatečná jednotka produktu v každé zemi jiný užitek a stejné AD finanční aktivum má ve dvou uzavřených ekonomikách rozdílnou cenu. Také ceny AD finančních aktiv jsou proto závislé na mezní míře mezičasové substituce ve spotřebě v dané ekonomice, jak vyplývá z rovnice (41).

V případě AD finančních aktiv je ovšem podle rovnice (42) jejich relativní cena ovlivněna také mezní mírou substituce ve spotřebě mezi stavem prostředí *1* a stavem prostředí *2* v období $t+1$.Tato mezní míra substituce je poměrem mezních užitků ze spotřeby

[25] Tedy odpovídajícího závěrům teorie parity kupní síly.

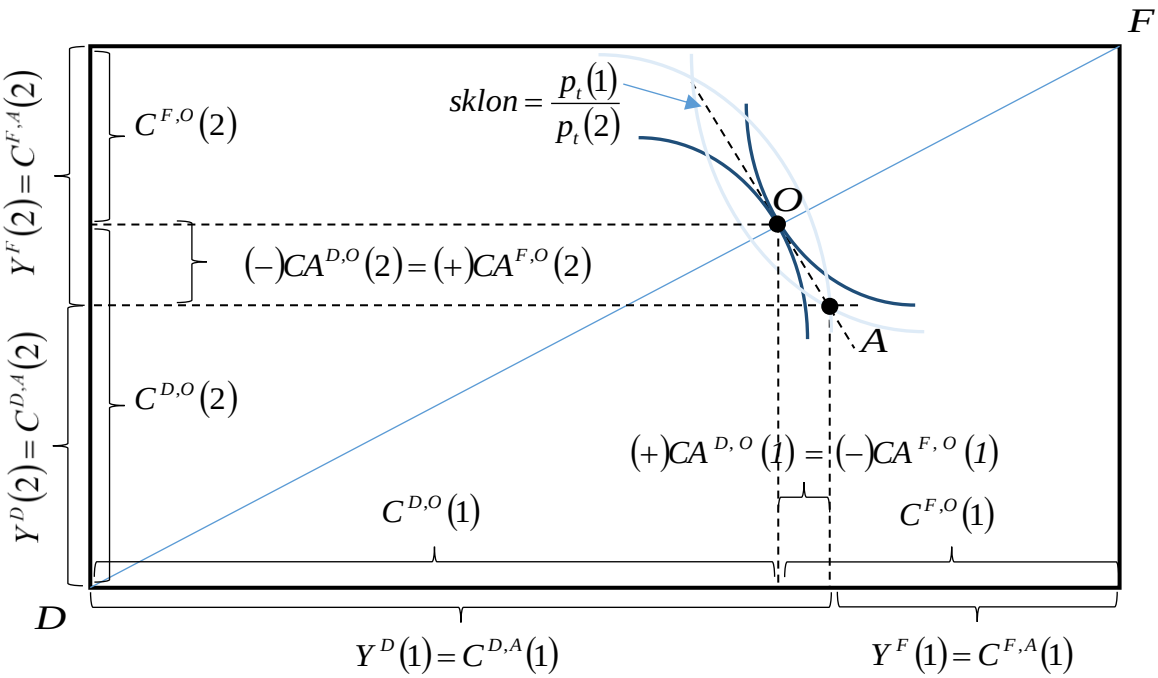
při různých stavech prostředí. Proto pokud je se stavem *1* spojena vyšší spotřeba než se stavem *2*, je cena $p_t(1)$ nižší než cena $p_t(2)$.

Také relativní ceny proto musí být v uzavřených ekonomikách odlišné. Například v ekonomice *D* je se stavem *1* spojena nízká spotřeba, proto mezní užitek jedné jednotky produktu, který bude vyplacen ve stavu *1*, bude vysoký, a proto bude vysoká i cena AD aktiva, které bude vyplácet jednu jednotku produktu ve stavu *1*. Naopak v ekonomice *F* je se stavem *1* spojena vysoká spotřeba, proto mezní užitek jedné jednotky produktu, který bude vyplacen ve stavu *1*, bude nízký, a proto i cena stejného AD aktiva bude nízká.

Pokud dojde k otevření ekonomik, budou moci spotřebitelé z jednotlivých zemí nabývat finanční aktiva z ostatních zemí. Jelikož stejná AD finanční aktiva mohou mít ve dvou zemích různé relativní ceny, budou investoři nakupovat v zahraničí aktiva, která jsou v zahraničí relativně levnější. Tím dojde k růstu zahraničních cen těchto AD aktiv, a to až do bodu, kdy se relativní ceny ve všech zemích vyrovnají.

Efekt vzájemného obchodu s AD aktivy lze pro dvě země a dva stavy prostředí znázornit pomocí Edgeworthova box-diagramu. Graf č. 15 představuje tento diagram pro země *D* a *F* a stavy prostředí *1* a *2*, které mohou nastat v období *t+1*. V tomto případě je světový produkt ve stavu *1* vyšší než ve stavu *2*. Pokud jsou obě země autarkní, pak se nacházejí v bodě *A*. V tomto bodě dosahuje země *D* vyššího produktu v obou stavech oproti zemi *F*. V zemi *D* ovšem bude relativně vyšší spotřeba ve stavu *1* oproti stavu *2*, proto cena aktiva vyplácejícího jednotku produktu ve stavu *1* bude relativně nižší v zemi *D* než v zemi *F* (Obstfeld a Rogoff, 1996, s. 288–289).

Graf č. 15 – Optimum na mezinárodním trhu AD aktiv



Zdroj: vlastní nákres podle Obstfeld a Rogoff (1996, s. 290).

Pokud mohou země volně směňovat AD aktiva, pak podle zákona komparativních výhod bude země *D* prodávat (země *F* nakupovat) AD aktiva, která představují nárok na výplatu části produktu ve stavu *1*, a naopak země *D* bude nakupovat (země *F* prodávat) aktiva, která vyplácejí podíl na produktu ve stavu *2*. Cena aktiva, které představuje nárok na produkt ve stavu 1, proto v ekonomice *D* relativně poroste, a naopak v ekonomice *F* bude relativně klesat. Tato směna bude pokračovat až do bodu *O*, kde dojde k vyrovnání relativních cen AD aktiv v obou zemích. Relativní cena je při optimu rovna sklonu tečny indiferenčních křivek obou zemí v bodě jejich dotyku, tedy směrnici přímky *OA* (Obstfeld a Rogoff, 1996, s. 289).

Vzájemnou směnou tedy budou obě země zvyšovat svůj celkový užitek, neboť obě země budou držet zahraniční AD aktiva, která budou vyplácet podíl na produktu ve stavu, ve kterém je produkt v dané zemi relativně nižší. V důsledku obchodu s AD finančními aktivy tak dojde mezi zeměmi ke sdílení specifických rizik jejich domácí produkce a ke snížení volatility jejich spotřeby, tedy ke snížení rizika spotřeby. Při dokonalé mobilitě finančních aktiv tak mohou jednotlivé země diversifikovat riziko své domácí spotřeby a zajistit svou spotřebu proti čistě idiosynkratickým fluktuacím domácího produktu.

Spolu s vyrovnáváním ceny AD aktiv dochází mezi ekonomikami i k vyrovnávání mezních měr substituce ve spotřebě, a to jak mezičasové, tak mezistavové. V rovnovážném

stavu *O* pak jsou mezní míry substituce mezi stavy 1 a 2 pro obě země *D* i *F* vyrovnané a rovné relativní ceně AD instrumentů. Stejně tak jsou vyrovnané mezní míry mezičasové substituce ve spotřebě. Podle Obstfeld a Rogoff (1996, s. 288) proto pro dvě země proto platí

$$\frac{\pi(s)\gamma u'\left[C_{t+1}^{D}(s)\right]}{u'(C_t^{D})} = p_t(s) = \frac{\pi(s)\gamma u'\left[C_{t+1}^{F}(s)\right]}{u'(C_t^{F})}, \tag{146}$$

$$\frac{\pi(1)\gamma u'\left[C_{t+1}^{D}(1)\right]}{\pi(2)\gamma u'\left[C_{t+1}^{D}(2)\right]} = \frac{p_t(1)}{p_t(2)} = \frac{\pi(1)\gamma u'\left[C_{t+1}^{F}(1)\right]}{\pi(2)\gamma u'\left[C_{t+1}^{F}(2)\right]}. \tag{147}$$

Pokud je užitek reprezentativních spotřebitelů v obou ekonomikách charakterizován isoelastickou užitkovou funkcí, pak z rovnic (146) a (147) vyplývá, že také míra růstu spotřeby je stejná pro všechny země a stavy produkce. Pro dvě ekonomiky a dva stavy prostředí by tedy mělo platit (Obstfeld a Rogoff, 1996, s. 288)

$$\frac{C_{t+1}^{D}(s)}{C_t^{D}} = \frac{C_{t+1}^{F}(s)}{C_t^{F}}, \tag{148}$$

$$\frac{C_{t+1}^{D}(1)}{C_{t+1}^{D}(2)} = \frac{C_{t+1}^{F}(1)}{C_{t+1}^{F}(2)}. \tag{149}$$

Protože velikost světového produktu je dána součtem velikostí spotřeb obou zemí, a protože tyto spotřeby rostou stejnou měrou, musí i světový produktu růst tímto tempem. Proto pokud zároveň platí rovnice (146) a (147), pak pro cenu AD finančního instrumentu na mezinárodním trhu podle Obstfeld a Rogoff (1996, s. 288) musí platit

$$p_t(s) = \pi(s)\gamma\left[\frac{Y_{t+1}^{W}(s)}{Y_t^{W}}\right]^{-\varphi}, \qquad \text{pro } s=1,2, \tag{150}$$

a proto míra růstu spotřeby v každé zemi by měla být rovna míře růstu světového produktu, tedy

$$\frac{C_{t+1}(s)}{C_t} = \frac{Y_{t+1}^{W}(s)}{Y_t^{W}}, \tag{151}$$

a zároveň každá země bude spotřebovávat stejný podíl na světovém produktu, ať nastane jakýkoli stav prostředí, tedy

$$\frac{C_{t+1}(1)}{C_{t+1}(2)} = \frac{Y_{t+1}^{W}(1)}{Y_{t+1}^{W}(2)}. \tag{152}$$

Zároveň z rovnice (151) vyplývá, že všechny ekonomiky spotřebovávají stále stejnou část světového produktu, a to ve všech obdobích, tedy

$$\frac{C_{t+1}(s)}{Y_{t+1}^{W}(s)} = \frac{C_t}{Y_t^{W}}. \tag{153}$$

Mezinárodní směna AD finančních nástrojů tedy umožňuje zemi zachovávat pouze konstantní velikost podílu spotřeby na globálním produktu, nikoli však udržet konstantní úroveň spotřeby v čase. Samotná velikost globálního produktu, tedy velikost stran grafu č. 15, je ovšem nejistá. Spotřeba země tedy podléhá systematickému riziku, které je dáno právě nejistou velikostí globálního produktu. Naopak idiosynkratickým šokům by spotřeba v rovnovážném bodě *O* na grafu č. 15 podléhat neměla právě v důsledku sdílení idiosynkratických rizik mezi zeměmi.

Uvedené závěry jsou však možné pouze v případě, že koeficienty elasticity mezičasové substituce ve spotřebě a subjektivní diskontní faktory jsou pro všechny země stejné. Tento předpoklad je však zřejmě velice silný. Pro obecnější užitkové funkce nemusí být podíl na světovém produktu, který každá země spotřebovává, konstantní v čase a mezi stavy prostředí.

Přesto i v případě rozdílných koeficientů elasticity mezičasové substituce ve spotřebě a subjektivních diskontních faktorů model implikuje, že spotřeba (per capita) bude mezi zeměmi silně korelována. Při zlogaritmování rovnice (145) proto pro per capita spotřebu *c* a per capita produkt *y* dvou zemí *D* a *F* vyplývá

$$\log\left[\frac{c_{t+1}^{D}(s)}{c_{t}^{D}}\right]=\left(\frac{\varphi_F}{\varphi_D}\right)\log\left[\frac{c_{t+1}^{F}(s)}{c_{t}^{F}}\right]+\frac{1}{\varphi_D}\log\left(\frac{\gamma_D}{\gamma_F}\right), \tag{154}$$

přičemž člen $\log\left(\frac{\gamma_D}{\gamma_F}\right)$ vyjadřuje, do jaké míry jsou obyvatelé země *D* více netrpěliví oproti obyvatelům země *F* (Obstfeld a Rogoff, 1996, s. 290).

Jelikož mezi mírami růstu per capita spotřeby v obou zemích existuje lineární vztah podle rovnice (154), pak růst spotřeby mezi těmito zeměmi musí být perfektně korelován. Růst per capita produktu je ovšem ovlivňován idiosynkratickými šoky, proto by měl být mezi zeměmi korelován v mnohem menší míře růst spotřeby.

Čím více jsou finanční trhy jednotlivých zemí integrovány, tím větší by měl být rozdíl mezi korelací růstu spotřeby jednotlivých zemí a korelací růstů produktů. V kapitole 4.2 proto bude testována míra platnosti tohoto předpokladu pro NMS. Čím vyšší je korelace, tím vyšší je stupeň integrace trhu daného NMS.

Předchozí model předpokládal, že reálný měnový kurz je fixní a je roven jedné, resp. že platí podmínka parity kupní síly a rozdíly v cenových hladinách jsou kompenzovány nominálním měnovým kurzem. Backus a Smith (1993) ovšem rovnici (144) zobecnili, jelikož předpokládají neplatnost podmínky parity kupní síly. Kvůli existenci

neobchodovatelného zboží a služeb nemůže změna měnového kurzu odpovídat rozdílu v cenových hladinách. Pouze část tohoto rozdílu je kompenzována změnou měnového kurzu. Reálný kurz tak v jejich modelu nemůže být roven jedné a nemůže být konstantní.

Na mezinárodním trhu zboží a služeb se tak nemůže prosadit arbitráž a mezi zeměmi tak nemůže dojít k úplnému vyrovnání cen spotřebních košů. Tyto rozdílné cenové úrovně vstupují do užitkových funkcí spotřebitelů v obou zemích. Pro representativního spotřebitele tak bude celková užitková funkce dána tvarem

$$U\left(c_t; c_{t+1}; \frac{1}{P_t}; \frac{1}{P_{t+1}}\right) = \frac{u(c_t)}{P_t} + \frac{\pi(1)\gamma u\left[c_{t+1}(1)\right]}{P_{t+1}} + \frac{\pi(2)\gamma u\left[c_{t+1}(2)\right]}{P_{t+1}}, \tag{155}$$

kde vyšší agregátní cenová hladina P_t v období *t* vede k nižšímu užitku ze spotřeby.

V tomto případě čelí spotřebitel rozpočtovému omezení, které je také ovlivněno cenovou hladinou, tedy

$$P_t c_t + P_{t+1}\left[p_t(1)c_{t+1}(1)\right] + P_{t+1}\left[p_t(2)c_{t+1}(2)\right] = P_t y_t + P_{t+1}\left[p_t(1)y_{t+1}(1)\right] + P_{t+1}\left[p_t(2)y_{t+1}(2)\right]. \tag{156}$$

Při zohlednění změny cenové hladiny tak musí být cena finančního aktiva dána vztahem

$$p_t(s) = \frac{\pi(s)\gamma u'\left[C_{t+1}(s)\right]}{u'(C_t)} \frac{P_t}{P_{t+1}}. \tag{157}$$

V případě existence dvou ekonomik musí i pro druhou ekonomiku platit rovnice (157), ovšem cenovou hladinu je nutné převést v každém období na společnou měnu, tedy

$$p_t(s) = \frac{\pi(s)\gamma u'\left[C^F_{t+1}(s)\right]}{u'(C^F_t)} \frac{P^F_t}{P^F_{t+1}} \frac{SR_t}{SR_{t+1}}. \tag{158}$$

Při odstranění překážek pro nákup finančních aktiv v zahraničí dojde i v tomto případě k vyrovnání cen finančních aktiv na obou trzích. Pokud však užitková funkce reprezentativního jedince není aditivně separabilní[26] mezi obchodovaným a neobchodovaným zbožím, pak nemůže dojít k vyrovnání mezních měr substituce dvou reprezentativních jedinců. Bude proto platit

$$\frac{\pi(s)\gamma u'\left[C^D_{t+1}(s)\right]}{u'(C^D_t)} \frac{P^D_t}{P^D_{t+1}} = p_t(s) = \frac{\pi(s)\gamma u'\left[C^F_{t+1}(s)\right]}{u'(C^F_t)} \frac{P^F_t}{P^F_{t+1}} \frac{SR_t}{SR_{t+1}} \tag{159}$$

a po přepsání

[26] Užitková funkce je silně aditivně separabilní, pokud ji lze rozdělit na dílčí užitkové funkce pro jednotlivé faktory vstupující do celkové funkce užitku.

$$\frac{u'\left[C_{t+1}^{D}(s)\right]}{u'(C_t^{D})}\frac{P_t^{D}}{P_{t+1}^{D}}=\frac{u'\left[C_{t+1}^{F}(s)\right]}{u'(C_t^{F})}\frac{P_t^{F}}{P_{t+1}^{F}}\frac{SR_t}{SR_{t+1}}. \tag{160}$$

Reálný měnový kurz RER_t představuje spotový kurz SR_t upravený o poměr cenových hladin P_t dvou ekonomik v období *t*, tedy

$$RER_t = SR_t \frac{P_t^{F}}{P_t^{D}}. \tag{161}$$

Z dosazení rovnice (161) do rovnice (160) vyplývá, že při neplatnosti parity kupní síly musí rozdíl v mezních mírách mezičasové substituce odpovídat změně reálného měnového kurzu, tedy

$$\frac{u'\left[C_{t+1}^{D}(s)\right]}{u'(C_t^{D})}=\frac{u'\left[C_{t+1}^{F}(s)\right]}{u'(C_t^{F})}\frac{RER_t}{RER_{t+1}}. \tag{162}$$

Za předpokladu, že obě země jsou charakterizovány isoelastickou užitkovou funkcí, pak rovnici (162) je možné reformulovat na tvar

$$\frac{(C_t^{D})^{\varphi}}{\left[C_{t+1}^{D}(s)\right]^{\varphi}}=\frac{(C_t^{F})^{\varphi}}{\left[C_{t+1}^{F}(s)\right]^{\varphi}}\frac{RER_t}{RER_{t+1}}, \tag{163}$$

neboli po přepsání

$$\frac{RER_{t+1}}{RER_t}=\frac{\left[\frac{C_{t+1}^{D}(s)}{C_t^{D}}\right]^{\varphi}}{\left[\frac{C_{t+1}^{F}(s)}{C_t^{F}}\right]^{\varphi}}, \tag{164}$$

podle kterého rozdíl v růstu reálné spotřeby mezi dvěma zeměmi musí odpovídat změně reálného kurzu těchto dvou zemí.

Pokud cenová hladina v zemi *D* roste relativně pomaleji než v zemi *F*, tedy pokud reálný kurz země *D* depreciuje, pak reálná spotřeba v zemi *D* roste relativně rychleji než v zemi *F*. Tedy šoky, které způsobují relativní růst reálného kurzu, tj. růst cenové hladiny, by měly také působit na růst reálné spotřeby, ovšem v opačném směru.

Pokud by jediným finančním aktivem obchodovaným na mezinárodním trhu byl bezrizikový dluhopis a pokud by mezní míra mezičasové substituce ve spotřebě byla rovna převrácené hodnotě reálné bezrizikové úrokové míry podle rovnice (21), pak by z rovnice (160) vyplýval vztah

$$\left(1+r_{t;t+1}^{r,D}\right)\frac{P_{t+1}^{D}}{P_t^{D}}=\left(1+r_{t;t+1}^{r,F}\right)\frac{P_{t+1}^{F}}{P_t^{F}}\frac{SR_{t+1}}{SR_t}, \tag{165}$$

což je rovnice pro podmínku nekryté úrokové parity, podle které se nominální úrokové míry po očištění o změnu kurzu musejí rovnat.

Rovnice (164) je tak obdobou podmínky nekryté úrokové parity pro případ existence kompletních trhů. Nominální výnosy finančních aktiv se stejnými charakteristikami by měly být po převedení na společnou měnu stejné, resp. změna nominálního měnového kurzu by měla odpovídat rozdílu v nominálních výnosech těchto aktiv.

Pokud existuje lineární závislost mezi mezní mírou mezičasové substituce ve spotřebě a cenami finančních aktiv a pokud zároveň platí, že užitková funkce je isoelastická, pak by zároveň mělo platit, že změna nominálního měnového kurzu by měla odpovídat rozdílu v nominálním růstu spotřeby

$$\frac{SR_{t+1}}{SR_t} = \frac{\frac{P_{t+1}^D}{P_t^D}\left[\frac{C_{t+1}^D(s)}{C_t^D}\right]^{\varphi}}{\frac{P_{t+1}^F}{P_t^F}\left[\frac{C_{t+1}^F(s)}{C_t^F}\right]^{\varphi}}. \tag{166}$$

Domnívám se proto, že nutnou (nikoli postačující) podmínkou k platnosti rovnice (165) je nulová odchylka od podmínky UIP. Pro platnost této podmínky je pak nutnou podmínkou platnost CIP a nulová prémie za kurzové riziko. Zároveň ovšem musí existovat lineární závislost mezi mezní mírou mezičasové substituce ve spotřebě a cenami finančních aktiv.

Stejně jako je rovnice (159) obdobou podmínky nekryté úrokové parity pro případ existence kompletních trhů, je rovnice (146) obdobou podmínky reálné úrokové parity pro případ kompletních trhů. Proto pouze za předpokladu, že platí rovnice (166) a zároveň platí *podmínka parity kupní síly* (dále jen „*PPP*“), může dojít k vyrovnání reálných výnosů finančních aktiv a reálných růstů spotřeby mezi zeměmi. Vedle výše uvedených podmínek pro platnost podmínky UIP a pro lineární vztah mezi mezní mírou mezičasové substituce ve spotřebě a cenami finančních aktiv, tak pro rovnost reálného růstu spotřeby je nutnou podmínkou platnost PPP.

Kombinace rovnic (165) a (166) pak umožňuje analyzovat vztah mezi inflací, růstem spotřeby a reálnou úrokovou mírou. Pokud růst cenové hladiny ovlivňuje růst reálné spotřeby a pokud růst reálné spotřeby odpovídá reálné úrokové míře, pak musí inflace ovlivňovat i velikost reálné úrokové míry. Platí tedy, že čím vyšší je inflace, tím nižší je reálná úroková i míra růst spotřeby.

1.2.5 Mezinárodní diversifikace portfolií

Dokonalá mobilita finančních aktiv by měla umožnit spotřebitelům z jednotlivých zemí nabývat finanční aktiva všech ostatních zemí bez omezení. Domácí spotřebitel v takovém případě není omezen na domácí aktiva, ale může nakoupit jakékoli zahraniční aktivum. Při svém rozhodování o nákupu finančního aktiva by tak měl zvažovat pouze výnos a riziko spojené s tímto aktivem.

Racionální spotřebitel by do svého portfolia měl nakupovat finanční aktiva tak, aby maximalizoval očekávaný výnos na jednotku rizika portfolia, tedy aby maximalizoval Sharpeho poměr. Z výsledků kapitoly 1.1.5 vyplývá, že tento poměr roste s růstem počtu titulů v portfoliu. Nejvyššího Sharpeho poměru pak dosahuje portfolio složené ze všech finančních aktiv.

Pokud jsou jednotlivé národní finanční trhy dokonale integrovány, pak tvoří jeden mezinárodní finanční trh a nejvyšší Sharpeho poměr by mělo mít portfolio složené ze všech finančních aktiv obchodovaných na světovém trhu. Z pohledu investora je toto portfolio složené jednak z „domácích“ finančních aktiv a jednak ze „zahraničních“ finančních aktiv.

V případě, že na trhu existují pouze riziková finanční aktiva, tedy není možné nakupovat/prodávat bezrizikové aktivum, musí optimální portfolio ležet na efektivní hranici, kterou tvoří horní část hyperboly na grafu č. 4. Konkrétní složení portfolia rizikových aktiv však bude závislé na averzi k riziku konkrétního spotřebitele. Spotřebitel s vyšší rizikovou averzí bude vyhledávat portfolio v blízkosti portfolia s nejnižší variabilitou, naopak spotřebitel s nižší averzí k riziku bude ochoten přijmout vyšší riziko výměnou za vyšší výnos, proto bude nakupovat portfolio v blízkosti horní části hyperboly.

Stejný závěr platí pro portfolio celé země, které je dáno součtem portfolií všech spotřebitelů v dané zemi. Přestože každý spotřebitel bude mít jinou averzi k riziku, optimální kombinace domácích a zahraničních finančních aktiv musí v případě každého spotřebitele ležet nahoře od portfolia s nejnižší směrodatnou odchylkou. Pro všechny kombinace aktiv ležících pod touto částí hyperboly totiž platí, že existuje alespoň jedna kombinace, která je charakterizována vyšším Sharpeho poměrem. Proto také kombinace domácích a zahraničních aktiv v agregátním portfoliu musí ležet napravo od portfolia s nejnižší směrodatnou odchylkou.

Z kapitoly 1.2.2 plyne, že při dokonalé mobilitě finančních aktiv by měla platit podmínka úrokové parity. Bezrizikové úrokové míry by tedy po zohlednění očekávané změny měnového kurzu měly být stejné.

Při zahrnutí bezrizikového aktiva do portfolia může spotřebitel dosáhnout nižší volatility pro stejně vysoký výnos ve srovnání s portfoliem složeným pouze z rizikových aktiv. Jak vyplývá z kapitoly 1.1.5, pokud je na trhu obchodováno bezrizikové aktivum, pak optimální složení rizikových aktiv ve spotřebitelově portfoliu musí odpovídat jejich zastoupení v celém tržním portfoliu, a to bez ohledu na averzi k riziku daného spotřebitele.

Jelikož při plné integraci mezinárodního finančního trhu je tržním portfoliem celková kapitalizace globálního trhu, mělo by zastoupení jednotlivých rizikových aktiv v optimálním portfoliu spotřebitele odpovídat jejich tržnímu objemu na celosvětovém trhu. Totéž platí pro subportfolia domácích a zahraničních aktiv. Proto podle moderní teorie portfolia by každý racionální spotřebitel měl ve svém portfoliu držet subportfolio domácích aktiv v takovém poměru k subportfoliu zahraničních aktiv, které odpovídá podílu domácího trhu na celkové globální kapitalizaci.

Při dokonalé finanční integraci musí být systematické riziko stejné pro všechny investory, protože specifické riziko domácího trhu může být zcela eliminováno nákupem zahraničních aktiv.

Přímka kapitálového trhu proto bude pro všechny spotřebitele na světě stejná a stejně tak i přímka trhu cenných papírů bude stejná pro každého spotřebitele. Jelikož tržním portfoliem bude světové portfolio *WD*, bude mít rovnice (92) pro každého spotřebitele tvar

$$E\left(R^i\right) = R^f + \beta^i\left[E\left(R^{WD}\right) - R^f\right]. \tag{167}$$

Příjmy z finančních aktiv se stejnými charakteristikami by tak ve dvou zemích měly být diskontovány stejným teoretickým výnosem. Proto také ceny finančních aktiv se shodnými charakteristikami by na všech trzích měly být stejné.

Z rovnice (55) vyplývá, že všechny kombinace očekávaných výnosů a směrodatných odchylek musí ležet uvnitř hranice, jejíž sklon přibližně odpovídá volatilitě spotřeby upravené o rizikovou averzi. Ze závěrů kapitoly 1.2.4 ovšem také současně plyne, že růst spotřeby by mezi zeměmi měl být stejný (resp. silně korelován) a měl by odpovídat růstu celosvětové spotřeby (resp. být s ní silně korelován).

Domnívám se, že závěr kapitoly 1.2.4 o korelaci spotřeby mezi zeměmi je tak možný (s výjimkou silné korelace produktu) pouze za předpokladu, že spotřebitelé z jednotlivých zemí plně diversifikují svá portfolia nákupem všech finančních aktiv obchodovaných na světovém trhu, tak jak to předpokládá moderní teorie portfolia.

1.2.6 Nezávislost domácích investic na národních úsporách

V předchozích kapitolách bylo předpokládáno, že jedinými aktivy obchodovanými v jednotlivých ekonomikách jsou aktiva finanční, a tedy že na agregátní úrovni musí být veškerý produkt uzavřené ekonomiky spotřebován. Pokud jsou v uzavřené ekonomice obchodována i aktiva kapitálová, pak ovšem podle rovnice (112) musí na agregátní úrovni platit rovnost domácích úspor a domácích investic.

Pokud jednotlivé země odstraní překážky pro vzájemný obchod se svými domácími finančními aktivy, pak mohou navíc přesouvat své domácí úspory do zahraničí, nebo naopak využívat zahraniční zdroje při nedostatku domácích úspor.

Agregátní úspory otevřené ekonomiky (opět za předpokladu neměnné cenové hladiny) v případě existence kapitálových aktiv musí být v prvním období rovny

$$Y_t^D - C_t^D - G_t^D = B_t^F + K_t^D + DR_t, \tag{168}$$

přičemž je předpokládána nulová zásoba kapitálových aktiv na začátku období *t*, tedy $I_t^D = K_t^D - 0$, a nulová zásoba finančních aktiv na začátku období *t*. V dalším období musí platit rozpočtové omezení

$$\left(Y_{t+1}^D + rB_t^F\right) - C_{t+1}^D - G_{t+1}^D = B_{t+1}^F - B_t^F + K_{t+1}^D - K_t^D + DR_{t+1} - DR_t, \tag{169}$$

kde levá strana rovnice představuje národní úspory $NS_{t+1} = S_{t+1} - G_{t+1}$, výraz v závorce na levé straně představuje hrubý národní produkt a výraz $I_{t+1} = K_{t+1} - K_t$ jsou hrubé investice (a za předpokladu nulového opotřebení i čisté investice) (Kadeřábková, 2003, s. 148–150). Zjednodušeně pak uvedená rovnice vypadá následovně

$$NS_{t+1}^D - \Delta B_{t,t+1}^F - \Delta DR_{t,t+1} = I_{t,t+1}^D. \tag{170}$$

Růst domácích investic tak může země financovat zvýšením úspor nebo prodejem finančních aktiv do zahraničí. Nákup kapitálových aktiv v domácí ekonomice je vždy součástí hrubého domácího produktu, ať už je realizován domácími, nebo zahraničními subjekty.

I v tomto případě je předpokládána nulová změna devizových rezerv, tedy rovnováha celkové platební bilance, kdy saldo finančního účtu odpovídá součtu sald běžného a

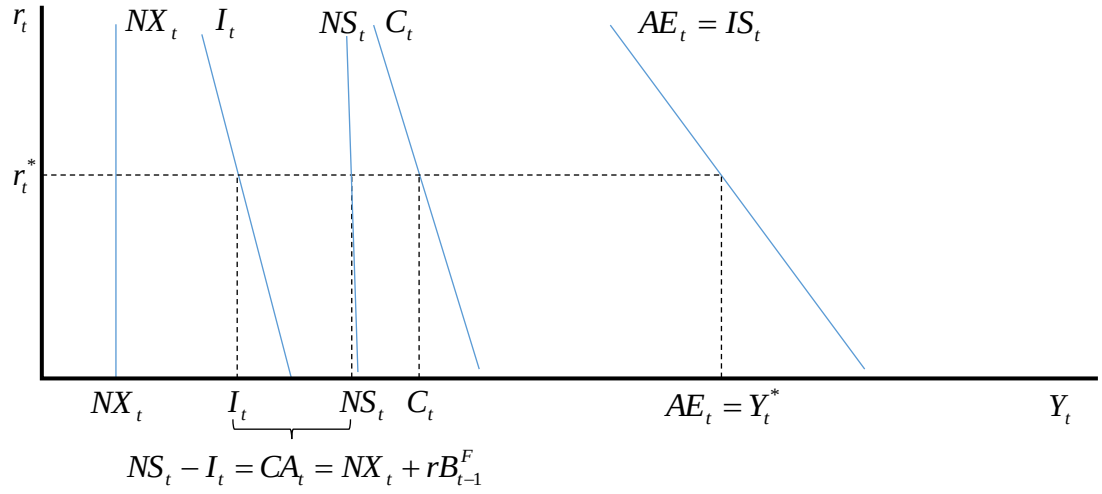
kapitálového účtu.[27] Pokud je navíc uvažováno i nulové saldo kapitálového účtu, pak změna čisté investiční pozice bude rovna saldu běžného účtu platební bilance, tedy $CA^D_{t+1} = \Delta B^F_{t,t+1}$.[28]

Díky existenci finančních aktiv tak pro otevřené ekonomiky nemusí platit rovnost národních úspor a hrubých domácích investic, jak je zobrazeno na grafu č. 16. Rozdíl těchto dvou agregátů ovšem bude roven saldu běžného účtu platební bilance, tedy

$$NS^D_{t+1} - I^D_{t+1} = CA^D_{t+1}. \tag{171}$$

Na rozdíl od uzavřené ekonomiky nemusí při poklesu úrokové míry dojít ke zvýšení národního důchodu, který bude vyšší než nárůst domácí spotřeby, aby národní úspory vzrostly stejně jako domácí investice. Při poklesu úrokové míry totiž sice dojde ke zvýšení domácích výdajů, ale část těchto výdajů bude financována ze zahraničních zdrojů (resp. prodejem části zahraničních finančních aktiv). Dojde tak ke snížení přebytku běžného účtu platební bilance, resp. při nezměněné výši devizových rezerv ke snížení deficitu finančního účtu.

Graf č. 16 – Úroková míra a agregátní výdaje v otevřené ekonomice



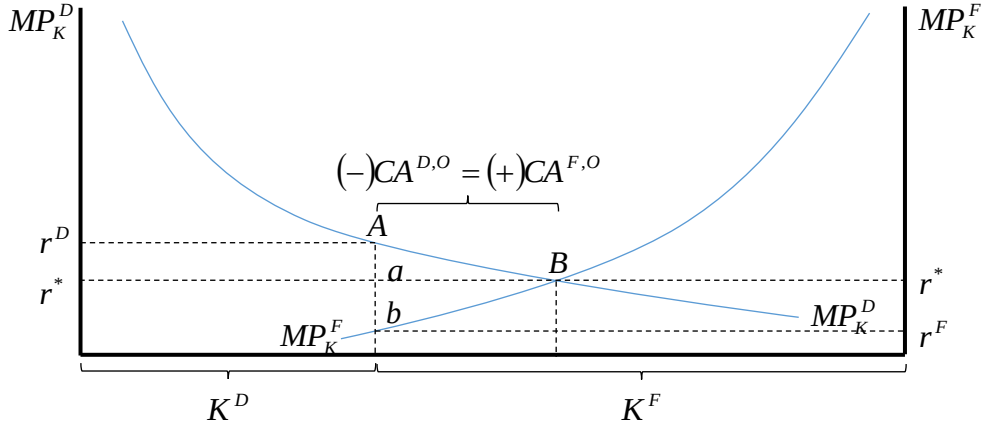
Zdroj: vlastní nákres.

Z rovnice (107) vyplývá, že čistý mezní produkt kapitálu v domácí ekonomice musí být roven domácí úrokové míře. Totéž platí pro optimum zahraniční ekonomiky, tedy

[27] Položka chyby a opomenutí není v této práci uvažována.
[28] V případě, že by změna devizových rezerv nebyla nulová z důvodu změny měnového kurzu, odrážela by změna investiční pozice nejen saldo běžného účtu, ale i přecenění položek investiční pozice v důsledku změny kurzu.

zahraniční spotřebitelé budou financovat své investice prodejem finančních aktiv až do výše, kdy se výnos z dodatečné jednotky kapitálového aktiva vyrovná výnosu finančního aktiva.

Graf č. 17 – Optimum na mezinárodním trhu kapitálových aktiv



Zdroj: vlastní nákres podle Baldwin a Wyplosz (2008, s. 448).

Při platnosti podmínky úrokové parity by domácí i zahraniční úrokové míry upravené o změnu měnového kurzu měly být totožné. Za předpokladu shodné míry opotřebení kapitálových aktiv v obou ekonomikách by proto mělo také dojít k vyrovnání mezních produktů kapitálu v domácí a zahraniční ekonomice. Graf č. 17 zobrazuje tento vyrovnávací proces.

Ve výchozím bodě *A* na grafu č. 17 je domácí úroková míra vyšší než zahraniční, proto jsou náklady na získání dodatečné jednotky kapitálu v domácí ekonomice vyšší než v zahraničí. Kapitál v domácí ekonomice tak musí generovat vyšší dodatečný produkt než v zahraniční ekonomice. Při odstranění překážek pro pohyb finančních aktiv budou zahraniční spotřebitelé nakupovat domácí finanční aktiva a v důsledku úrokové parity tak dojde k vyrovnání úrokových měr na obou trzích. Pro domácí spotřebitele tak náklady na kapitálová aktiva klesnou, a naopak pro zahraniční spotřebitele vzrostou. V domácí ekonomice budou dodatečné zdroje investovány do kapitálových aktiv až do bodu, ve kterém se produkt z dodatečné jednotky kapitálu vyrovná úrokové míře. V bodě optima *B* tak bude (za předpokladu stejného procenta opotřebení kapitálu v obou ekonomikách) platit rovnost

$$MP_K^D = r^D = r^F = MP_K^F . \qquad (172)$$

V bodě optima se celkový zisk obou ekonomik zvýšil díky efektivnější alokaci produkčních faktorů. Domácí zisk se zvýšil o plochu *a* díky zvýšení množství kapitálu v domácí ekonomice a zahraniční zisk o plochu *b* díky vyšší úrokové míře v ekonomice.

Díky mezinárodní směně není země při investování omezena výší svých domácích zdrojů, ale může si půjčit na finančním trhu, nebo naopak v případě nedostatku domácích investičních příležitostí může země investovat své přebytečné zdroje do zahraničních aktiv. Investiční rozhodování je tak odděleno od rozhodování o spoření, čímž mezinárodní směna umožňuje efektivněji využívat ekonomické zdroje.

Ze závěrů podkapitoly 1.1.7 vyplývá, že v uzavřené ekonomice bude v rovnovážném stavu mezní míra mezičasové substituce ve spotřebě rovna čistému meznímu produktu kapitálu. Pokud by jediným finančním aktivem obchodovaným na mezinárodním trhu byl bezrizikový dluhopis, pak by při dokonalé integraci finančních trhů měla platit také rovnost

$$\frac{u'(C_t^D)}{\gamma u'(C_{t+1}^D)} - 1 = MP_{K_t}^D - \zeta = MP_{K_t}^F - \zeta = \frac{u'(C_t^F)}{\gamma u'(C_{t+1}^F)} - 1, \tag{173}$$

která odpovídá závěrům podkapitoly 1.2.4.

V případě, že by všechny ekonomiky byly charakterizovány isoelastickou užitkovou funkcí, pak by také muselo platit

$$\frac{1}{\gamma}\left(\frac{C_{t+1}^D}{C_t^D}\right)^{\varphi} - 1 = MP_{K_t}^D - \zeta = MP_{K_t}^F - \zeta = \frac{1}{\gamma}\left(\frac{C_{t+1}^F}{C_t^F}\right)^{\varphi} - 1, \tag{174}$$

tedy míra růstu spotřeby by byla v každé zemi stejná a rovna čistému meznímu produktu kapitálu. Spotřeba v každé zemi by totiž (při neměnném objemu pracovní síly) mohla růst jen o tolik, o kolik se zvýší celosvětový produkt.

Produkt v každé ekonomice ovšem může růst také z důvodu růstu obyvatel nebo změny technologické úrovně. Růst produktu se proto může v každé zemi lišit, a to i v případě produktu per capita. Pokud jsou ovšem na mezinárodním trhu obchodována AD finanční aktiva, pak technologický šok bude mít vliv pouze na produkt per capita, nikoli na spotřebu per capita.

1.2.7 Vnější rovnováha, monetární politika v otevřené ekonomice a teorie optimální měnové oblasti

Stupeň integrace finančních trhů má významný vliv na efektivitu monetární politiky. Tento vliv bude demonstrován za pomocí tzv. *Mundellova–Flemingova modelu*, který byl nezávisle sestaven Robertem A. Mudellem (Mundell, 1963) a Marcusem J. Flemingem (Fleming, 1962). Tento model využívá křivek IS a LM, které byly popsány v kapitolách 1.1.7, 1.1.8 a 1.2.6, a navíc také křivky BP, která představuje vnější rovnováhu otevřené

ekonomiky. Tento model tak znázorňuje vztah mezi úrokovou mírou, důchodem a měnovým kurzem v krátkém období.

Křivka BP je definována jako množina kombinací reálného důchodu a úrokové míry, jež představují rovnováhu platební bilance (Soukup a kol., 2007, s. 183). Tato rovnováha je pak v Mundellově–Flemingově modelu chápána jako nulové saldo celkové platební bilance,[29] tedy

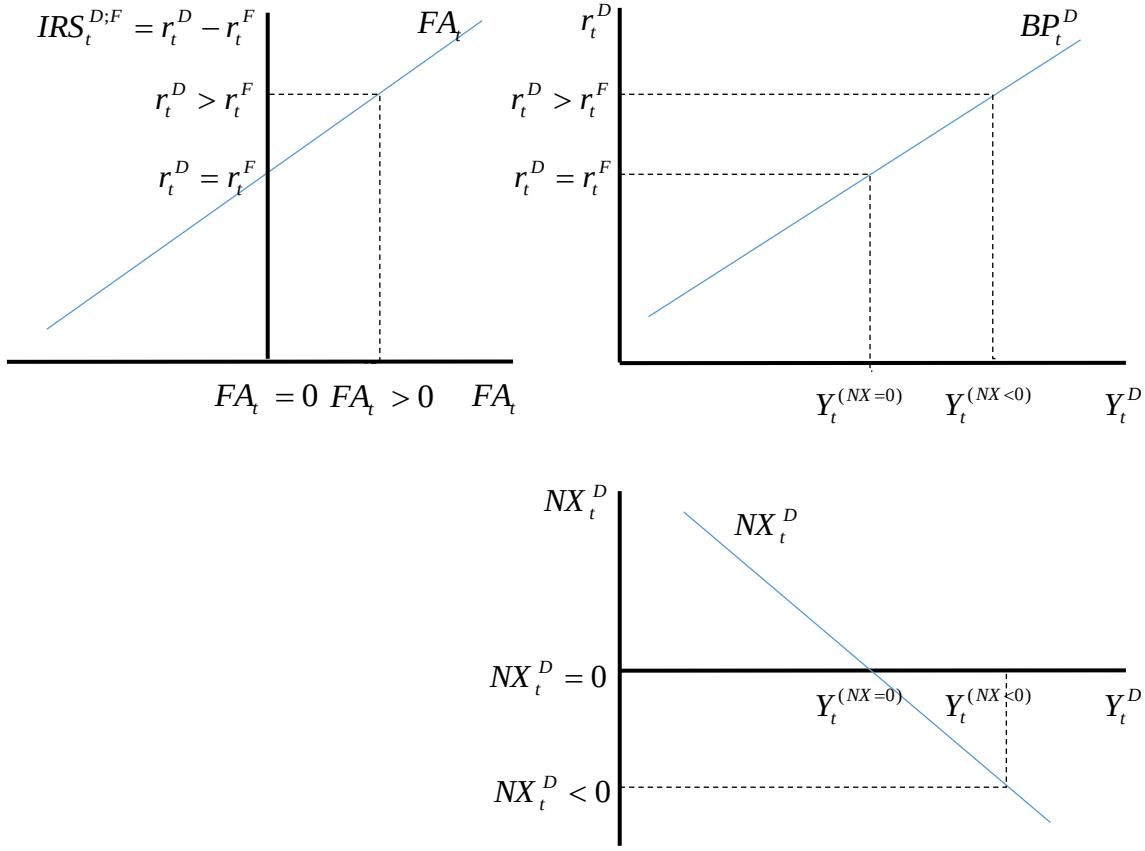
$$CA^{D}_{t+1} + KA^{D}_{t+1} = FA^{D}_{t+1} + \Delta DR_{t,t+1}, \quad \text{kde } \Delta DR_{t,t+1} = 0. \qquad (175)$$

V takto definované rovnováze, kterou předpokládaly modely uvedené v předchozích podkapitolách, nedochází ke změně devizových rezerv, tedy nedochází ke změně měnového kurzu (nemění se hodnota devizových rezerv) a centrální banka neprovádí devizové intervence (nemění se množství devizových rezerv). Pokud je dále pro zjednodušení uvažováno, že saldo kapitálového účtu je nulové a saldo běžného účtu odpovídá výkonové bilanci (tedy saldo primárních i sekundárních důchodů je nulové), pak při takto definované rovnováze platební bilance je deficit běžného účtu financován přílivem zdrojů ze zahraničí (resp. při přebytku dochází k odlivu zdrojů do zahraničí).

V Mundellově–Flemingově modelu je zjednodušeně předpokládáno, že saldo výkonové bilance je klesající funkcí reálného důchodu a saldo finančního účtu je rostoucí funkcí úrokového spreadu (zde definovaného jako rozdíl domácí a zahraniční úrokové míry). Při zvýšení reálného důchodu dojde k nárůstu indukovaných importů, tedy k poklesu čistých exportů, a naopak. Při růstu úrokového spreadu (tedy při zvýšení rozdílu mezi domácí a zahraniční úrokovou mírou) dojde k přílivu zahraničních zdrojů do domácí ekonomiky, tedy ke zvýšení salda finančního účtu. Aby byla celková platební bilance vyrovnaná, pak tedy musí dojít k nárůstu úrokového spreadu při růstu reálného důchodu (Soukup a kol., 2007, s. 179–187), jak je znázorněno na grafu č. 18.

[29] Položka chyby a opomenutí není v této práci uvažována.

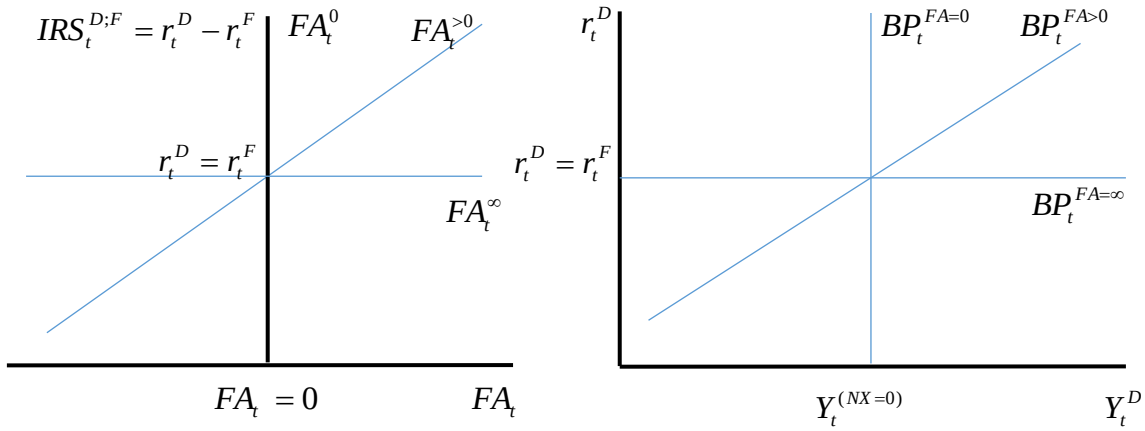
Graf č. 18 – Grafické odvození křivky BP



Zdroj: vlastní nákres podle Soukup a kol. (2007, s. 182–183).

Míra integrace má významný vliv na sklon křivky BP, jak je znázorněno na grafu č. 19. Pokud jsou finanční trhy dokonale integrovány, pak nic nebrání domácím investorům nabývat zahraniční aktiva a zahraničním investorům nabývat domácí aktiva. Jelikož křivka BP vyjadřuje rovnováhu platební bilance, při které nedochází ke změně devizových rezerv, tedy ani ke změně měnového kurzu, je očekávaná změna kurzu nulová. Dokonalá integrace navíc vyžaduje platnost podmínky UIP, tedy nulovou prémii za kurzové riziko. Domácí úroková míra tak musí být zafixována na úrovni zahraniční úrokové míry, neboť při zvýšení úrokového spreadu mezi domácí a zahraniční ekonomikou dojde k nekonečně velkému přílivu zahraničních zdrojů, který povede k redukci úrokového spreadu na nulu. Saldo finančního účtu by v tomto hypotetickém případě bylo nekonečně veliké a sklon křivky BP by byl nulový. Při nulové integraci finančního trhu by naopak zvýšení úrokového spreadu nevedlo k žádnému přílivu zahraničních zdrojů a saldo finančního účtu by tak bylo nulové. Křivka BP by v takovém případě měla nekonečný sklon a byla by fixována na úrovni, kdy je výkonová bilance nulová (Soukup a kol., 2007, s. 186–187).

Graf č. 19 – Grafické odvození křivky BP

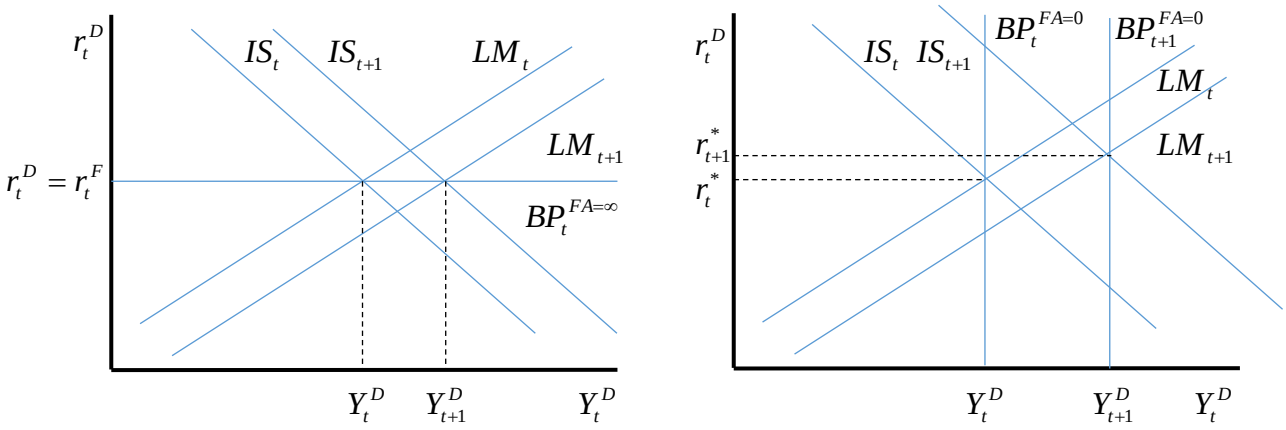


Zdroj: vlastní nákres podle Soukup a kol. (2007, s. 182–183).

Stupeň integrace finančního trhu a systém měnového kurzu mají významný vliv na efektivnost monetární politiky v otevřené ekonomice. Graf č. 20 zobrazuje dopad monetární expanze v systému flexibilního kurzu a graf č. 21 v systému fixního kurzu.

V systému flexibilního kurzu dojde při monetární expanzi k posunu křivky LM doprava, což vytvoří tlak na pokles domácí úrokové míry pod úroveň úrokové míry zahraniční. Při dokonalé integraci finančního trhu dojde k odlivu zdrojů do zahraničí a k deficitu platební bilance. Tento deficit způsobí depreciaci domácí měny, která (za předpokladu splnění Marshallovy-Lernerovy podmínky) povede k nárůstu čistých exportů. Křivka IS se tak posune do prava a ekonomika se dostane do nového bodu optima s vyšším reálným důchodem při stejné úrokové míře. Při nulové integraci finančních trhů dojde k obdobnému procesu, ovšem depreciace domácí měny způsobí nejen posun křivky IS, ale i křivky BP (Soukup a kol., 2007, s. 196–212). V systému flexibilního měnového kurzu tak v obou případech monetární politika dokáže ovlivnit reálný důchod.

Graf č. 20 – Monetární politika v systému flexibilního měnového kurzu při plné a při nulové integraci finančního trhu

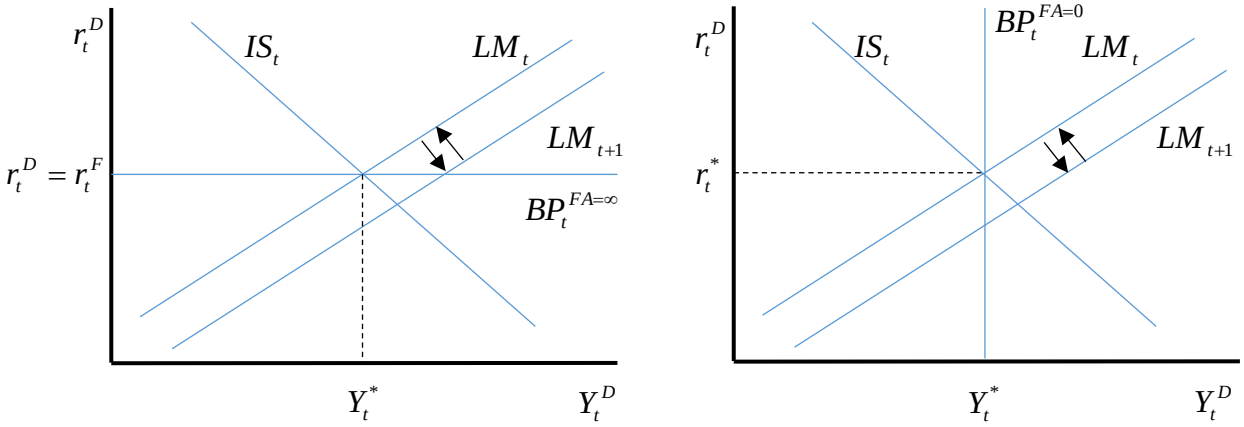


Zdroj: vlastní nákres podle Soukup a kol. (2007, s. 196–212).

V systému fixního kurzu je ovšem situace odlišná. Monetární expanze i v tomto případě povede k posunu křivky LM doprava, což vytvoří tlak na pokles domácí úrokové míry pod úroveň úrokové míry zahraniční. Při dokonalé integraci finančního trhu opět dojde k odlivu zdrojů do zahraničí a k deficitu platební bilance, což bude mít za následek tlak na znehodnocení domácí měny. Ovšem v systému fixního kurzu bude muset centrální banka intervenovat, aby k tomuto znehodnocení nedošlo. Centrální banka proto bude nakupovat domácí měnu a prodávat měnu zahraniční, tedy bude provádět měnovou restrikci. Tato restrikce povede k posunu křivky LM zpět do výchozí pozice. Při nulové integraci finančních trhů nevyvolá pokles domácí úrokové míry odliv zdrojů do zahraničí, ale způsobí nárůst reálného důchodu. Tím dojde k růstu indukovaných importů a k poklesu čistých exportů, což bude mít za následek deficit platební bilance a tlak na znehodnocení měny. I v tomto případě bude muset centrální banka zasáhnout a provést monetární restrikci. V obou případech tak bude monetární politika neúčinná (Soukup a kol., 2007, s. 196–212).

Je zde však podstatný rozdíl v tom, že při úplné integraci finančního trhu dojde k okamžitému masivnímu odlivu zdrojů do zahraničí, zatímco v případě nulové integrace finančního trhu dojde k pomalému poklesu čistých exportů. Při velkém odlivu zahraničních zdrojů v případě malé ekonomiky může centrální banka velmi rychle vyčerpat své devizové rezervy a může dojít až k měnové krizi. V případě úplné integrace finančního trhu a fixního měnového kurzu tak centrální banka není schopna vykonávat samostatnou monetární politiku. V ekonomické teorii se nemožnost mít plně integrovaný finanční trh, nezávislou monetární politiku a fixní kurz označuje jako trilema, jehož analýze se věnovali například Obstfeld, Shambaugh a Taylor (2005).

Graf č. 21 – Monetární politika v systému fixního měnového kurzu při plné a při nulové integraci finančního trhu



Zdroj: vlastní nákres podle Soukup a kol. (2007, s. 196–212).

Přestože se v systému fixního měnového kurzu při plné integraci finančního trhu centrální banka vzdává možnosti provádět samostatnou monetární politiku, může nastat situace, kdy to bude pro ekonomiku výhodné. K takové situaci dojde, zejména pokud je (celá) ekonomika součástí tzv. *optimální měnové oblasti* („*Optimum Currency Area*“). Teorii optimální měnové oblasti rozpracoval především Robert A. Mundell (1961) a na něj navázali zejména Ronald I. McKinnon (1963) a Peter B. Kenen (1969).

Robert A. Mundell navrhl *analýzu nákladů a přínosů* („*cost-benefit analysis*“) zavedení společné měny v rámci určité oblasti (skupiny zemí nebo regionů). Pokud přínosy převýší náklady, pak tato oblast představuje optimální měnovou oblast a vyplatí se v jejím rámci zavést jednotnou měnu. Pokud naopak náklady převýší přínosy, pak je pro danou skupinu zemí nebo regionů výhodnější systém plovoucích kurzů. V rámci optimální měnové oblasti by tedy měla fungovat jedna měna (tedy v podstatě fixní kurz), zatímco optimální měnová oblast by měla vůči zbytku světa uplatňovat plovoucí kurz.

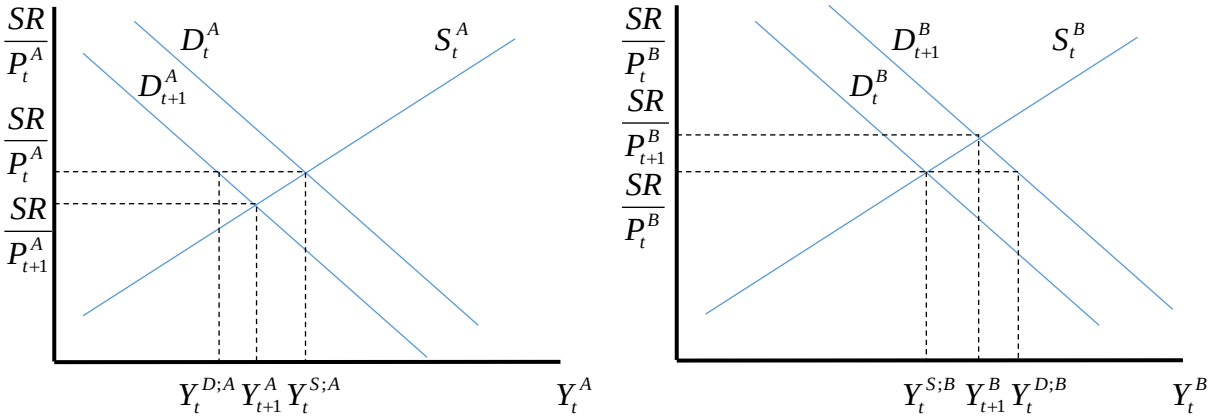
Za přínosy zavedení společné měny bývá označováno především snížení transakčních nákladů spojených s konverzí velkého množství měn, odstranění kurzového rizika ve vzájemných transakcích, vyšší likvidita měny spojená s pokrytím větší oblasti a také větší odolnost společné měny vůči spekulativním útokům.

Nákladem zavedení společné měny je naopak především ztráta plovoucího kurzu jako stabilizačního nástroje v případě hospodářských šoků. Mundell, McKinnon a Kenen popsali podmínky, kdy budou tyto náklady minimální, tedy kdy potřeba plovoucího kurzu jako nástroje pro stabilizaci v případě hospodářských šoků bude minimální.

Stabilizační funkci nemusí plnit pouze plovoucí kurz, ale i ceny a mzdy na domácím trhu v případě, že jsou zcela pružné. Pokud je ekonomika zasažena negativním šokem (například poklesem zahraniční poptávky po domácím zboží), bude nutné zvýšit konkurenceschopnost domácí ekonomiky, aby mohlo dojít k obnovení její vnější rovnováhy. Ke zvýšení konkurenceschopnosti domácí ekonomiky povede, mimo jiné, reálná depreciace měnového kurzu, ke které dojde při depreciaci nominálního měnového kurzu nebo při poklesu mezd a cen v domácí ekonomice. V případě, že ceny a mzdy jsou v dané ekonomice plně pružné, pak jejich změna přebírá stabilizační funkci plovoucího měnového kurzu.

Hospodářské šoky mohou být symetrické, nebo asymetrické. Symetrické šoky zasahují všechny země s obdobnou intenzitou. Pokud jsou dvě země zasaženy stejným šokem a ve stejné intenzitě, pak by se kurzy obou zemí měly změnit ve vztahu ke zbytku světa, ovšem nikoli mezi těmito dvěma zeměmi. Mezi zeměmi zasaženými symetrickým šokem tedy plovoucí kurz neplní stabilizační funkci.

Graf č. 22 – Asymetrický hospodářský šok v měnové unii



Zdroj: vlastní nákres podle Baldwin a Wyplosz (2008, s. 372).

Asymetrické šoky zasahují země rozdílně, resp. s různou intenzitou. Na grafu č. 22 je zobrazen asymetrický šok, který vede k nárůstu poptávky po zboží produkovaném v zemi B a k poklesu poptávky po zboží vyráběném zemí A. Pokles poptávky v zemi A způsobí převis nabídky zboží vyráběného v této zemi nad poptávkou po tomto zboží, což bude vytvářet tlaky na pokles cen a produktu. Naopak v zemi B nastane převis poptávky nad nabídkou, což bude vytvářet tlaky na růst cen a produktu. Pokud by mezi zeměmi existoval volně plovoucí kurz, reálný kurz země A by mohl depreciovat díky depreciaci nominálního kurzu a reálný kurz země B by tedy naopak aprecioval díky apreciaci nominálního kurzu, čímž by došlo k obnovení rovnováhy. V případě, že jsou země součástí měnové unie, pak

ovšem nemůže dojít k depreciaci nominálního kurzu. Rovnováha tedy může být obnovena pouze za cenu deflace a zvýšení nezaměstnanosti v zemi A nebo inflace a přehřátí ekonomiky v zemi B, případně kombinace obou (Baldwin a Wyplosz, 2008, s. 372–373).

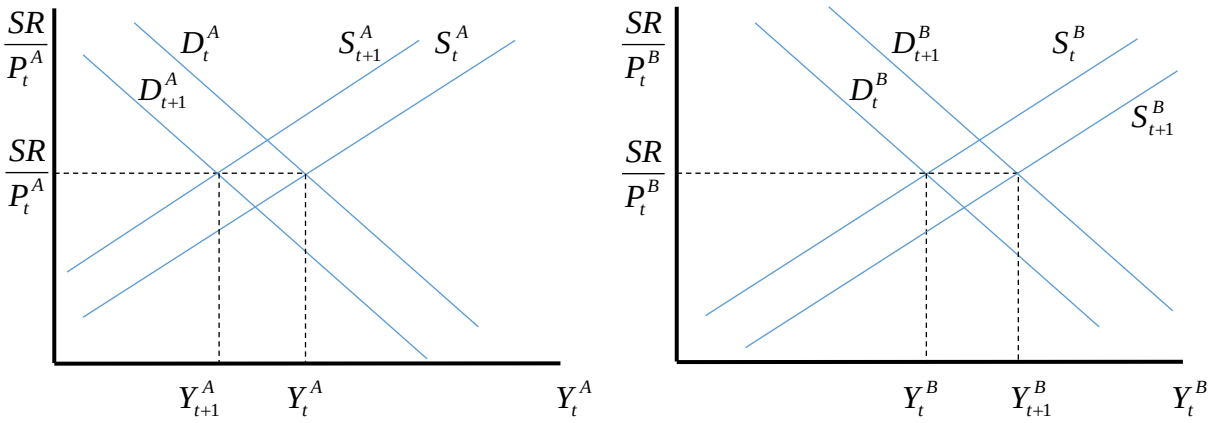
V případě asymetrických šoků tedy mohou být náklady na zavedení společné měny značné. Mundell (1961 a 1973) ovšem popsal podmínky, za kterých může dojít k vyrovnání asymetrických šoků i bez nutnosti změny cen a mezd a kdy tedy náklady zavedení společné měny (příp. fixního kurzu) budou minimální. Ve svém článku Mundell (1961) tvrdí, že pokud jsou pracovní síla a kapitál (tedy v pojetí této práce finanční zdroje) plně mobilní v rámci měnové unie, pak náklady na vyrovnání asymetrického šoku budou minimální. V dalším článku Mundell (1973) rozvinul význam mezinárodní diversifikace portfolií jednotlivých zemí pro vzájemné sdílení rizika a vyrovnávání asymetrických šoků, tak jak to bylo blíže popsáno v kapitole 1.2.4. Při splnění těchto Mundellových podmínek se v případě asymetrického šoku finanční zdroje a pracovní síly přesunou z oblasti, kde je jich přebytek, do oblasti, kde je jich nedostatek.

Pokud například v zemi A dojde k poklesu mezního produktu kapitálu, a naopak v zemi B dojde k jeho nárůstu, pak v zemi A dojde k poklesu optimálního množství kapitálových statků, a tedy k poklesu investic, a v zemi B naopak dojde k nárůstu optimálního množství kapitálových statků, a tedy k nárůstu investic. Aby bylo možné v zemi B realizovat více investic, pak firmy budou vydávat více finančních aktiv (např. akcií nebo dluhopisů) nebo si budou více půjčovat. V obou případech dojde k nárůstu úrokové míry v zemi B. V zemi A dojde k opačnému procesu, a tedy úroková míra poklesne. Aby využili arbitrážní příležitosti, budou investoři (tedy domácnosti, finanční instituce a další subjekty) nakupovat finanční aktiva země B, a naopak prodávat finanční aktiva země A, a to až do bodu, kdy se úrokové míry v obou zemích vyrovnají, jak bylo popsáno v kapitole 1.2.2. Investoři v obou zemích tedy přeskupí svá portfolia podle výnosnosti aktiv a budou je držet v obou zemích ve stejném poměru, jak bylo popsáno v kapitole 1.2.5. V zemi A tak budou investice klesat a v zemi B naopak růst, a to až do bodu, kdy se mezní produkty kapitálu v obou zemích vyrovnají. Protože investoři v obou zemích budou držet aktiva ve stejném poměru, vyšší výnosy z aktiv země B a nižší výnosy aktiv země A se rozdělí mezi investory z obou zemí stejně. Díky tomu ani v jedné zemi nebude nutné, aby se spotřeba (jak bylo popsáno v kapitole 1.2.4) nebo úspory (jak bylo popsáno v kapitole 1.2.6) výrazně změnily. Celkový dopad přesunu zdrojů je vyjádřen posunem křivky nabídky na grafu č. 23. Také v tomto případě tedy budou náklady na zavedení společné měny minimální.

Ve svém článku McKinnon (2004), v návaznosti na přednášku De Grauwe (2003), navíc upozorňuje, že kurzový vyrovnávací mechanismus předpokládá efektivní fungování měnového trhu.[30] Měnový kurz ovšem nereaguje na změny ekonomických veličin tak, jak předpokládají standardní ekonomické teorie, a jeho vývoj je mnohem volatilnější, než jak předpokládají tyto teorie. Tato neefektivnost měnového trhu pak zvyšuje kurzové riziko, snižuje motivaci pro mezinárodní diversifikaci portfolií, a tím znemožňuje vyrovnávání asymetrických šoků, což McKinnon (2004) demonstruje na příkladu tří druhů finančních aktiv – úzkých peněz, dluhopisů a akcií. De Grawe (2003) ovšem ve své přednášce upozornil také na to, že vyrovnávání asymetrických šoků, které umožňuje integrace finančních trhů, předpokládá efektivnost trhu finančních aktiv. Ani tento trh však není efektivní a nechová se podle předpokladů standardní ekonomické teorie, jak je uvedeno dále v přehledu literatury. Ceny finančních aktiv tak neodrážejí vývoj ekonomických veličin a tato neefektivnost trhu finančních aktiv snižuje účinnost integrace finančních trhů při absorpci asymetrických šoků.

Z předchozích závěrů tedy vyplývá, že předpokladem existence optimální měnové oblasti je dokonalá mobilita kapitálu (resp. finančních zdrojů), tedy úplná integrace finančních trhů, a efektivnost finančních trhů. Jedním z cílů této práce je proto míru této integrace explicitně kvantifikovat a zhodnotit, do jaké míry se projevují jevy očekávané od této integrace, které byly popsány v předchozím odstavci, resp. do jaké míry jsou finanční trhy neefektivní.

Graf č. 23 – Asymetrický hospodářský šok v měnové unii při mobilitě kapitálu a pracovní síly



Zdroj: vlastní nákres podle Baldwin a Wyplosz (2008, s. 372).

[30] Teorie efektivních trhů předpokládá, že ceny aktiv plně odrážejí veškeré dostupné informace.

Na Mundellovu analýzu navázal McKinnon (1963) a doplnil ji o vliv míry otevřenosti ekonomiky. U zboží, které je mezinárodně obchodováno, by měla mezinárodní arbitráž zajistit platnost zákona jediné ceny v souladu s teorií PPP. Stejné zboží tedy bude mít při převedení na společnou měnu stejnou cenu na všech trzích. Pokud tedy dojde ke změně nominálního kurzu domácí ekonomiky, pak se cena mezinárodně obchodovaného zboží v domácí ekonomice také změní v souladu se zákonem jediné ceny. Čím víc je země otevřená, tedy čím vyšší je podíl mezinárodně obchodovaného zboží na celkové spotřebě, tím menší vliv bude mít změna nominálního měnového kurzu na konkurenceschopnost ekonomiky.

Kenen (1969) se zabýval vlivem diversifikace produkce na výskyt asymetrických šoků a na minimalizaci jejich dopadu. Pokud se dvě země specializují na produkci stejných výrobků, pak je pravděpodobnost výskytu šoku, který by působil na tyto země, minimální. Zároveň ovšem platí, že čím méně se země soustředí na výrobu jednoho produktu (tedy čím více je její výroba diversifikovaná), tím menší dopad bude mít šok postihující jen jedno odvětví. Pokud tedy skupina zemí vyrábí a exportuje široce diversifikovaný produktový mix a tento mix je pro každou zemi stejný, pak budou zasaženy asymetrickými šoky pouze minimálně.

McKinnonovo a Kenenovo kritérium však jdou nad rámec tématu této práce, proto míra jejich splnění nebude v této práci analyzována.

Na práce Mundella, McKinnona a Kenena navázali další autoři a dále rozvinuli a rozpracovali teorii optimální měnové oblasti. Frankel a Rose (1998) tak například přišli s hypotézou tzv. *endogenity optimální měnové oblasti*. Na příkladu měnových unií, které existovaly v minulosti, tito autoři dokazují, že přijetí jednotné měny vedlo k výraznému prohloubení vzájemného obchodu mezi zeměmi v této unii. V důsledku nárůstu obchodu pak u těchto zemí došlo k synchronizaci jejich hospodářského cyklu. Skupina zemí, která před přijetím společné měny nesplňovala podmínky optimální měnové oblasti, se tedy po přijetí společné měny touto optimální měnovou oblastí stala.

Podle této hypotézy se tedy podmínky optimální měnové oblasti sami naplňují a mají tak endogenní povahu. Prohloubení integrace v důsledku přijetí jednotné integrace proto může vést ke zpětnému splnění podmínek optimální měnové oblasti. De Grauwe a Mongelli (2004) proto ve svém článku dokazují, že přijetí eura vedlo k prohloubení integrace na finančním trhu eurozóny. V této práci proto bude také řešena otázka, zda tomu tak bylo i u nových členských zemí EU, které již přijaly euro.

2 Přehled literatury

V předchozí teoretické části byly popsány dva ekonomické modely chování finančního trhu ve dvou extrémních situacích – dokonalá integrace národních finančních trhů a dokonalá izolace národních finančních trhů. V reálném světě ovšem žádný trh není zcela izolován, ani zcela integrován s ostatními finančními trhy. Míra integrace jednotlivých finančních trhů je pro každou zemi jiná.

Ekonomické modely vesměs předpokládají, že finanční zdroje se mezi zeměmi mohou volně pohybovat nebo alespoň že v posledních 30-ti letech došlo k významné redukci překážek tohoto pohybu. Testování efektů očekávaných od volného pohybu finančních zdrojů se proto stala předmětem, ať už hlavním nebo vedlejším, celé řady vědeckých prací. Většina autorů však dospěla k závěru, že se tyto efekty neprojevují v takové míře, jaká by odpovídala předpokládané úrovni tohoto pohybu. Tyto rozpory mezi teoretickými předpověďmi ekonomických modelů a skutečným vývojem ekonomických veličin v reálném světě jsou v literatuře označovány jako tzv. *puzzles*.

V této části jsou proto stručně shrnuty dosavadní výsledky výzkumu integrace finančních trhů. Nejprve jsou představeny základní indikátory používané v ekonomické literatuře a poté jsou v jednotlivých kapitolách prezentovány výsledky předchozích analýz pro každý z těchto indikátorů. Každá kapitola má dvě podkapitoly – první prezentuje hodnoty indikátorů naměřené v jednotlivých pracích a druhá představuje hypotézy navržené jednotlivými autory pro vysvětlení tzv. puzzles. Na základě přehledu literatury budou pak v poslední kapitole této části stanoveny hypotézy, které budou odpovídat výzkumným otázkám z úvodu této práce a jejichž potvrzení, či vyvrácení bude předmětem čtvrté části této práce.

2.1 Ukazatele integrace finančních trhů

Indikátorů pro kvantifikaci stupně integrace finančních trhů byla v průběhu doby použita celá řada. Pro potřeby Evropské unie (dále jen „*EU*“) analyzovala a shrnula všechny používané indikátory studie Adam et al. (2002), která se pokusila o vytvoření přehledu indikátorů finanční integrace navrhovaných literaturou a doporučení nejvhodnějších indikátorů pro jednotlivé tržní segmenty na základě dostupnosti dat pro jejich sestavení, věrohodnosti dat, ekonomické interpretace a snadnosti konstrukce. Na tuto práci navázaly studie Evropské komise (2003) a pro potřeby ECB studie Baele a kol. (2004).

Na základě práce Baele a kol. (2004) zveřejňuje ECB každý půlrok aktuální hodnoty indikátorů finanční integrace a každoročně publikuje zprávu s názvem *Financial Integration in Europe*. Tyto zprávy ovšem obsahují údaje pouze pro eurozónu a nezabývají se ostatními členskými státy EU, mezi nimi především novými členskými zeměmi. Také Česká Národní Banka (dále jen „*ČNB*“) vychází z práce Baele et al. (2004) a pravidelně se zabývá kvantifikací integrace finančního trhu v *Analýze stupně ekonomické sladěnosti České republiky s Eurozónou*, přičemž se primárně zaměřuje na integraci nových členských zemí EU ze střední Evropy.

Indikátory finanční integrace, které používají výše uvedené studie, lze v zásadě dělit do tří skupin – 1) cenové, 2) kvantitativní a 3) institucionálního prostředí – a to podle veličin, na kterých jsou měření prováděna. Výše uvedené zprávy ECB vycházejí právě z cenových a kvantitativních ukazatelů, přičemž největší váha je kladena na indikátory cenové. Ty je možné rozdělit do dvou podkategorií – a) indikátory udávající prosazování zákona jediné ceny a b) indikátory udávající citlivost cen na nové informace.

Cenové indikátory jsou výstupem měření, která pro kvantifikace stupně integrace využívají cen finančních aktiv na jednotlivých trzích. První podkategorie těchto indikátorů měří, do jaké míry se na jednotlivých finančních trzích prosazuje zákon jediné ceny. Pokud jsou totiž národní finanční trhy dokonale integrovány, pak by díky mezinárodní arbitráži měly finanční aktiva se stejnými charakteristikami (zejména stejným rizikem a likviditou) mít na všech trzích stejnou cenu.

V případě plné integrace peněžních trhů by pro úrokové míry měla platit podmínka úrokové parity, tak jak byla popsána v podkapitole 1.2.2. Velikost odchylek od podmínky úrokové parity je tak indikátorem, který udává, do jaké míry jsou finanční trhy segmentovány.

Díky nízkému kreditnímu riziku na mezibankovním úvěrovém trhu, a tedy díky vysoké míře vzájemné nahraditelnosti těchto finančních aktiv, tak lze cenové indikátory nejlépe analyzovat na peněžním trhu. V případě dluhopisového je nutné výnosy očistit o specifické riziko spojené s držbou konkrétního aktiva, především o kreditní riziko. Porovnávat výnosy akciového trhu je ovšem značně problematické, neboť tato finanční aktiva nejsou vzájemně nahraditelná, a jak předpokládá kapitola 1.2.4, ani by nahraditelná být neměla. ČNB přesto měří odchylky výnosů dluhopisových i akciových trhů tak, jako by tato finanční aktiva byla perfektními substituty.

Druhá podkategorie cenových indikátorů vychází z modelu CAPM, jak byl popsán v podkapitolách 1.1.6. Pokud jsou portfolia investorů mezinárodně diversifikována (viz dále kvantitativní indikátory), mělo by podle závěrů podkapitoly 1.2.5 být systematické riziko pro aktiva všech zemí stejné a mělo by odpovídat globálnímu riziku. Výnosy finančních aktiv by tak měly reagovat pouze na události relevantní pro celý globální trh. Pokud ovšem portfolia investorů nejsou plně mezinárodně diversifikována, budou výnosy domácích aktiv reagovat i na domácí události. Tyto ukazatele se proto pokouší vyjádřit, do jaké míry reagují na globální a do jaké míry na lokální informace.

Tyto indikátory nejsou předmětem zkoumání této práce, neboť pro akciové trhy nových členských zemí EU již byly analyzovány ve studii Chaloupka (2012).

Kvantitativní indikátory vycházejí z myšlenky, že k prosazení zákona jediné ceny na finančních trzích je nutná mezinárodní arbitráž. Ta by měla vést ke zvýšenému přeshraničnímu toku volný zdrojů. Odstranění překážek pro pohyb finančních aktiv totiž umožní spotřebitelům v jednotlivých zemích využívat zahraničních příležitostí k diversifikaci svého portfolia a k efektivní alokaci svých úspor. Kvantitativní indikátory se tedy pokouší zachytit objem volných zdrojů, který proudí mezi jednotlivými finančními trhy. Tyto indikátory tedy měří integraci finančních trhů nepřímo.

Proti kvantitativním indikátorům je ovšem namítáno, že trh může být plně integrován, aniž by došlo ke zvýšení přeshraničních finančních toků, protože rozhodující pro plnou integraci je pouze existence latentní nabídky a poptávky schopné a ochotné využít arbitrážních příležitostí, viz Lacina (2007, s. 498). V případě, že takovéto příležitosti neexistují, nemůže ani docházet k nárůstu finančních toků, i kdyby trh byl plně integrován.

Kvantitativní indikátory umožňují sledovat míru integrace jak podle jednotlivých segmentů finančního trhu, tak na agregátní úrovni. Na peněžním trhu by tak mělo docházet ke zvýšenému přeshraničnímu poskytování úvěrů a u repo operací by navíc měl být častěji používán kolaterál původem z jiného než domácího trhu. Indikátorem tak v tomto případě bude podíl přeshraničních krátkodobých úvěrů a přeshraničních mezibankovních úvěrů na celkových aktivech bank. Na plně integrovaném akciovém trhu by v portfoliích investorů měl být vyšší podíl akcií z ostatních zemí než na trzích fragmentovaných,[31] jak bylo popsáno v podkapitole 1.2.5. Indikátorem tak na tomto trhu bude zejména podíl hodnoty cenných

[31] V tomto případě nezáleží na vyspělosti země. V případě investorů z méně vyspělých zemí lze předpokládat, že velikost jejich portfolia bude menší ve srovnání s portfoliem investorů z velkých zemí. Nicméně v procentním vyjádření by měl být poměr domácích a zahraničních akcií v portfoliu u obou skupin investorů stejný.

papírů z ostatních zemí držených v portfoliích investorů k hodnotě celkových cenných papírů. Na agregátní úrovni je pak možné oba ukazatele zkombinovat a měřit podíl domácích aktiv na celkových aktivech držených domácími subjekty v dané ekonomice. Tato kategorie kvantitativních indikátorů tedy měří toky kapitálu přímo.

Nepřímo je možné měřit finanční toky testováním efektů, se kterými by zvýšení finančních toků mělo být spojeno tak, jak předpokládají závěry ekonomické teorie. Plná integrace finančního trhu by se tak měla projevit a) existencí vyšší míry korelace pro růst spotřeby než pro růst produktu mezi zeměmi tak, jak byl tento jev popsán v podkapitole 1.2.6, a b) neexistencí významné míry korelace mezi národními úsporami a domácími investicemi v jednotlivých ekonomikách tak, jak to bylo popsáno v podkapitole 1.2.4.

Indikátory institucionálního prostředí, na rozdíl od předchozích dvou kategorií, nezkoumá pouze výsledek procesu finanční integrace, ale zabývá se příčinami a faktory v pozadí tohoto procesu. Jsou tak vhodným doplňkem k výše uvedeným indikátorům. Tyto indikátory vycházejí z předpokladu, že fragmentace finančního trhu je způsobena zejména legislativou a infrastrukturou finančního trhu, ale také daňovým systémem nebo modelem corporate governance. Institucionálnímu prostředí, tedy legislativním překážkám a finančnímu systému, byly věnovány předchozí kapitoly. Pro bližší informace k indikátorům institucionálního prostředí, viz Adam et al. (2002, s. 44–49.). Vzhledem k omezenému rozsahu nejsou tyto indikátory v této práci zkoumány.

2.2 Podmínka úrokové parity

Platnost podmínky úrokové parity je nejdéle zkoumaným indikátorem z ukazatelů analyzovaných v této práci, proto na tomto místě budou uvedeny pouze nejznámější analýzy, měření z posledních let a také analýzy zaměřené na EU a NMS. Detailnější přehled lze nalézt v pracích Froot a Thaler (1990), Taylor (1995), Lewis (1995), Engel (1996), Sarno, Taylor a Frankel (2003), Sarno (2005), Chinn (2006), Isard (2006), Pasricha, Gurnain a Kaur, (2006), Alper, Ardic a Fendoglu (2009) a Aslan a Korap (2010).

2.2.1 Výsledky předchozích měření platnosti podmínky úrokové parity

Empirické výzkumy vesměs potvrzují platnost podmínky CIP, s tím že případné odchylky lze vysvětlit existencí transakčních nákladů, viz Frenkel a Levich (1975) nebo Sarno, Taylor a Frankel (2003). Dooley a Isard (1980) tvrdí, že příčinou neplatnosti

podmínky úrokové parity je existence politického rizika pramenícího z možného zavedení kapitálových kontrol, které efektivní působí jako daň.

Obstfeld a Taylor (2004) ve své práci vypočítali odchylky německého, amerického a britského trhu pro období 1870–2003. Pro období zlatého standardu naměřili relativně nízké odchylky, které prudce vzrostly po roce 1920 a zůstaly relativně vysoké až do roku 1980. S koncem Bretton-Woodského systému pak poklesly, a to na nižší úroveň než existovala v období zlatého standardu, a tento klesající trend dále pokračoval během 90. let. Také Frankel (1991) potvrdil klesající trend v 80. letech u 10 z 25 zkoumaných zemí.

Baba a Packer (2009), Fong, Valente a Fung (2010) a Mancini Griffoli a Ranaldo (2012) zkoumali dopad finanční krize na platnost podmínky CIP pro vztah USD a EUR. Tyto články se shodují, že během období po páru Lehman Brothers se zvýšily odchylky od této podmínky, které přetrvávaly i několik měsíců. Podle Mancini Griffoli a Ranaldo (2012) tyto odchylky činily v průměru 4 p.b. a přetrvávaly tři měsíce. Všechny tři články se shodují také v příčině tohoto nárůstu, kterým bylo zvýšení kreditního rizika a nedostatečná likvidita na trhu. Problém byl podle autorů zejména s likviditou na straně amerických investorů, kterým se omezil přístup k financování v USD, a proto nemohli využít arbitrážních příležitostí. Nagayasu (2014) potvrdil tyto závěry i pro období evropské dluhové krize.

Holmes (2001) se zaměřil na analýzu platnosti podmínky CIP v rámci EU. Za použití testů jednotkového kořenu testoval, že podmínka CIP mezi národními a německými úrokovými mírami v 90. letech platila.

Na datech z České republiky byla platnost podmínky CIP testována například v práci Mansori (2003). Tento autor na datech z České republiky, Polska a Maďarska analyzoval platnost podmínky CIP a UIP vůči USD i EUR a porovnával dosažené výsledky se stejnými testy pro země EU v 90. letech. Tento autor zjistil, že vývoj podmínky úrokové parity byl pro středoevropské země v období před jejich vstupem do EU stejný jako pro země EU před zavedením společné měny.

V českém prostředí zkoumali platnost podmínky CIP například Komárek a Komárková (2008) a Bednařík (2008). Pro vztah mezi českým trhem (aproximovaným CZK a sazbou PRIBOR) a evropským trhem (aproximovaným CZK a sazbou LIBOR) v období 2001–2007 sice Bednařík (2008) nepotvrdil platnost podmínky CIP, nicméně prokázal závislost forwardového kurzu na spotovém kurzu a úrokovém spreadu.

Podmínka nekryté úrokové parity je nejčastěji zkoumána v kombinaci s testy tzv. *forward rate unbiasedness*, tedy předpokladu, že mezi forwardovým kurzem a budoucím

spotovým kurzem existuje silný vztah. Vzhledem k rozsahu literatury věnující se tomuto tématu bude na tomto místě uveden přehled pouze článků zabývajících se podmínkou nekryté úrokové parity přímo. V české literatuře se vztahem mezi forwardovým kurzem a budoucím spotovým kurzem věnovali Mandel a Tomšík (2008).

Jednou z prvních prací, která poukázala na rozpor mezi závěry teorie nekryté úrokové parity a skutečně pozorovaným chováním měnového kurzu, byl článek Fama (1984). Tato práce spustila debatu o platnosti podmínky UIP a vedla k celé řadě empirických odhadů. Froot a Thaler (1990) ve své práci, mimo jiné, prošli 75 publikovaných odhadů koeficientu β z rovnice (190), nebo jejích ekvivalentů, a uvádí, že tento koeficient dosahoval v průměru hodnoty -0,88. Tento koeficient je tedy výrazně odlišný od hodnoty +1 očekávané při platnosti podmínky nekryté úrokové parity. Z empirických výzkumů tedy vyplývá, že měnový kurz reaguje na rozdíl v úrokových mírách opačně, než jak to předpokládá teorie. Také MacDonald a Taylor (1992) a Isard (2006) došli ke stejným hodnotám, stejně jako Froot a Thaler (1990).

Výše uvedení autoři ovšem zkoumali data s frekvencí vyšší než jeden den a nižší než jeden rok. Chaboud a Wright (2005) testovali platnost podmínky UIP na intradenních datech pro období 1988–2002 a platnost této podmínky potvrdili. Pro období 1980–2000 naopak testovali Alexius (2001), Chinn a Meredith (2005) a Chinn (2006) maturitu delší než jeden rok a dospěli ke stejnému závěru.

Flood a Rose (1996) potvrdili, že tento neplatnost podmínky UIP je nezávislá na kurzovém režimu a prosazuje se jak v režimu plovoucíh, tak v režimu fixních kurzů. Nicméně jejich závěry indikují, že pro plovoucí kurzy je tento jev silnější.

Analýzy zahrnující 90. léta ovšem poukázala na skutečnost, že platnost podmínky UIP se v tomto období výrazně prosadila. Baillie a Bollerslev (2000) za pomocí regrese rolované v pětiletých intervalech od roku 1973 identifikovali podstatně nižší odchylky od podmínky UIP v 90. letech než v předchozím období a koeficient β blízký jedné. Bansal a Dahlquist (2000) na vzorku 28 rozvinutých a rozvojových zemí v 90. letech dospěli k závěru, že platnosti podmínky UIP se prosadila především u rozvojovch zemí (resp. rozvíjejících se trhů). Pro rozvinuté země byly naopak odchylky větší, a to zejména pro země s nižší úrokovou mírou, než jakou vykazovaly USA. Také Flood a Rose (2001) na datech z 23 rozvinutých a rozvojových zemí potvrdili, že regresní koeficient dosahoval v 90. letech hodnot bízkých jedné. Překvapivě, koeficient byl vyšší pro země, které prošly krizí. Naopak

jejich výsledky neprokázaly, že by neplatnost podmínky UIP byla silnější u rozvinutých ekonomik než u zemí rozvojových.

Chinn a Meredith (2004 a 2005) potvrdili nárůst regresního koeficientu pro horizont delší než jeden rok. Pro kratší časová období ovšem dospěli k opačným výsledkům než autoři uvedení v předchozím odstavci. Pro země G7 naměřili koeficient ve výši -0,8, který je obdobný jako v práci Froot a Thaler (1990).

Ve vzorku zemí, které zkoumali Bansal a Dahlquist (2000) byly zahrnuty také Česká republika a Polsko. Bohužel, jejich článek zahrnuje všechny rozvíjející se trhy do jedné skupiny a neanalyzuje data za jednotlivé země zvlášť.

Holtemöller (2005) analyzoval platnost podmínky UIP zvlášť pro 8 států, které přistoupily k EU v roce 2004. Jeho výsledky ukazují, že NMS lze rozdělit od tří skupin – a) Estonsko a Litvu, které vykazují stabilní poměr mezi domácí úrokovou mírou, úrokovou mírou EU a měnovým kurzem, b) Českou republiku, Lotyšsko a Slovensko, které vykazují silný konvergenční trend, a c) Maďarsko, Polsko a Slovinsko, u kterých je volatilita kurzu i úrokových měr relativně vysoká a které vykazují významné odchylky od podmínky UIP. Také Orlowski (2003) ve své práci uvádí klesající prémie za kurzové riziko a riziko inflace.

Durčáková, Mandel a Tomšík (2005) ve svém článku zkoumali vliv úrokového diferenciálu (a také zahraniční zadluženosti, poměru cenových hladin a přímých zahraničních investic) na změnu měnového kurzu pro Českou republiku, Maďarsko, Polsko, Slovensko a Slovinsko v letech 1999–2004. V případě České republiky, Polska a Maďarska potvrdili vazbu mezi úrokovým diferenciálem a měnovým kurzem pro USD i EUR.

Cuestas, Filipozzi a Staehr (2015) zkoumali platnost podmínky UIP na datech pro Českou republiku, Maďarsko, Polsko, Rumunsko a Chorvatsko v letech 1999–2013, přičemž platnost této podmínky zkoumali zvlášť pro předpoklad racionálních (dopředu hledících) očekávání a zvlášť pro předpoklad statických (zpět hledících) očekávání. Pro předpoklad racionálních očekávání dospěli k závěru, že podmínka UIP platí. Pro předpoklad statických očekávání ovšem zjistili, že v časových řadách existují strukturální zlomy v období finanční krize, během které se trhy významně odchylovaly od této parity.

Podmínka reálné úrokové parity je často zkoumána v kombinaci s testem platnosti podmínky parity kupní síly. Také této podmínce bylo věnováno velké množství článků a analýz, proto i v tomto případě budou dále uvedeny jen ty nejvýznamnější, nejnovější a týkající se NMS. V české literatuře se podmínkou PPP zabývali například Mandel a Tomšík (2008).

Mezi prvními pracemi zabývajícími se podmínkou RIP patří Mishkin (1984) a Cumby a Obstfeld (1984). Obě tyto práce zamítly hypotézu o rovnosti reálných úrokových měr rozvinutých ekonomik, tedy sdruženou hypotézu o platnosti podmínky UIP a o platnosti relativní podmínky PPP. Po publikaci těchto článků se objevila celá řada analýz, které nabízejí protichůdné výsledky.

Meese a Rogoff (1988) i Sarno, Taylor a Frankel (1993) sice identifikovali kladný vztah mezi diferenciálem reálných úrokových měr a změnou reálného kurzu, ovšem tento vztah nebyl statisticky významný. Edison a Pauls (1993) testovali platnost podmínky RIP pro různá období, frekvence časových řad, měny a předpoklady o tvorbě kurzových očekávání a dospěly k závěru, že žádný z těchto faktorů nemá vliv na neplatnost podmínky RIP. Jorion (1996) vychází z předpokladu, že v dlouhém období by změny v očekávané inflaci měla převážit výkyvy v nominální úrokové míře. Na datech z let 1973–1991 se mu ovšem nepodařilo tuto hypotézu potvrdit.

Naopak Cavaglia (1992) zjistil, že odchylky od podmínky RIP přetrvávají pouze krátce a jejich průměr je roven nule. Také Baxter (1994) identifikovala platnost podmínky RIP, ovšem na úrovni dlouhodobých frekvencí. Awad a Goodwin (1998) testovali krátkodobé i dlouhodobé vztahy mezi reálnými úrokovými mírami zemí G10 a potvrdili existenci silné vazby v dlouhém období. MacDonald a Nagayasu (1999) i Fujii a Chinn (2001) dospěli ke stejnému závěru při použití panelové kointegrační analýzy. Také Chortareas a Driver (2001) na panelu 18 zemí OECD potvrdili existenci dlouhodobého kointegračního vztahu mezi reálnými úrokovými mírami, ovšem při rozdělení panelu na malé ekonomiky a země G7 identifikovali tento vztah pouze pro panel malých ekonomik. Obstfeld a Taylor (2004) použili ke své analýze podstatně delší období 1870–2000, ovšem dospěli ke stejným závěrům, přičemž kointegrace byla silnější v období po rozpadu Bretton-Woodského systému.

Goldberg, Lothian a Okunev (2003) vypočítali, že absolutní odchylky pro většinu z 15 zkoumaných zemí jsou stejně vysoké jako pro státy USA. Dreger (2010) na vzorku 15 zemí v období 1870–2006 zkoumal, zda má kurzový režim vliv na platnosti podmínky RIP, ovšem zjistil, že tento režim má vliv pouze na rychlost reakce na šoky. Chang a Su (2015) zkoumali data s vysokou frekvencí za země G7 a potvrdili silnou vazbu mezi reálnými úrokovými mírami i v krátkém období.

Platnost podmínky RIP byla analyzována také specificky pro země EU. Holmes (2002) testoval ex post platnost podmínky RIP pro největší ekonomiky EU v období 1979–

1998. Podle jeho zjištění platnost této podmínky byla splněna v období 1986–1990 a 1993–1998 a naopak v období 1990–1993 nedocházelo k vyrovnávání odchylek. Jenkins a Madzharova (2008) zkoumali vliv zavedení eura na podmínku RIP, ovšem dospěli ke zjištění, že reálné úrokové míry kointerovány nejsou, zatímco nominální jsou. Arghyrou, Gregoriou a Kontonikas (2009) testovali platnost podmínky RIP pro 25 zemí EU, přičemž zjistili, že zavedení eura představovalo významný strukturální zlom v datech a že země mimo eurozónu postupně konvergují k eurozóně. Chang (2011) pro období 1994–2011 potvrdil platnost podmínky pouze pro čtyři z 11 zkoumaných zemí EU.

Řada autorů také zkoumala platnost podmínky RIP pro případ NMS. Herwartz a Reimers (2006) zkoumali 100 zemí (včetně NMS) v období 45 let, přičemž potvrdili existenci dlouhodobého kointegračního vztahu, ovšem kointegrace je slabší v obdobích vysoké inflace. Kasman, Kasman a Turgutlu (2006) zkoumali kointegraci na vzorku 33 zemí, včetně České republiky, Polska a Maďarska, a naopak dospěli k závěru, že reálné úrokové míry sice kointegrovány nejsou, ovšem nominální úrokové míry a inflace kointegrovány jsou. Banerjee a Singh (2006) testovali platnost RIP na vzorku rozvojových a rozvíjejích se trhů, a to zvlášť pro krátké a zvlášť pro dlouhé období. Zatímco pro krátké období platnost této podmínky nepotvrdili, v dlouhém období identifikovali určitý stupeň konvergence, přestože ani v tomto případě neprokázali platnost podmínky RIP. Tito autoři navíc zjistili, že zemím NMS trvá delší dobu přizpůsobit se šokům než rozvojovým ekonomikám. Ferreira a Leon-Ledesma (2007) analyzovali tuto paritu na vzorku rozvinutých i rozvýjějících se trhů (včetně NMS), a to zvlášť ve vztahu k USA a zvlášť ve vztahu k Německu. Zatímco pro rozvinuté ekonomiky potvrdili vyrovnávání odchylek od této parity, pro rozvíjející se trhy naopak identifikovali divergenci. Berument a Jelassi (2007) zkoumali 45 zemí, včetně NMS, ovšem vztah kointegrace pro NMS identifikovali pouze v případě Maďarska a Rumunska.

Naopak Holmes a Wang (2008 a 2009) potvrdili platnost podmínky RIP v dlouhém období, ovšem s tím, že prosazování této podmínky je u těchto zemí slabší než u ostatních rozvíjejících se trhů. K obdobným výsledkům dospěli i Cuestas a Harris (2010). Také Sonora a Tica (2014) potvrdili kointegraci reálných úrokových měr, přičemž neprokázali existenci strukturálních zlomů v datech. Su, Chang a Liu (2012) naopak identifikovali strukturáln zlomy, ovšem také potvrdili platnost podmínky RIP. Baharumshah, Soon a Boršič (2013) na datech za 13 zemí střední a východní Evropy dokonce potvrdili existenci silné formy Fisherova efektu, přičemž vyrovnání šoku trvá těmto zemím v průměru méně než rok. Albulescu, Pepin a Tiwari (2016) potvrdili předchozí závěry o platnosti této podmínky ve

vztahu k úrokové míře eurozóny, ovšem nikoli k průměru reálných úrokových měr zemí střední a východní Evropy.

2.2.2 Vysvětlení neplatnosti podmínky úrokové parity

Vysvětlení odchylek od podmínky CIP byla uvedena již v předchozí části. Frenkel a Levich (1975) a Sarno, Taylor a Frankel (2003) vidí za neplatností této podmínky existenci transakční nákladů, které brání mezinárodní arbitráži. Dooley a Isard (1980) tvrdí, že příčinou neplatnosti podmínky úrokové parity je existence politického rizika pramenícího z možného zavedení kapitálových kontrol, které efektivní působí jako daň. Vzhledem k tomu, že transakční náklady během posledních desetiletí výrazně poklesly, stejně jako možnost zavedení kapitálových kontrol, odpovídala by tato vysvětlení pozorovanému vymizení neplatnosti podmínky CIP během 90. let 20. století. Vzhledem k opětovnému zvýšení odchylek od podmínky CIP po pádu Lehman Brothers navrhli Baba a Packer (2009), Fong, Valente a Fung (2010) a Mancini Griffoli a Ranaldo (2012) jako možné vysvětlení zvýšení kreditního rizika a pokles likvidita na trhu.

Z předchozí podkapitoly vyplývá, že odchylky od platnosti podmínky UIP představují mnohem trvalejší problém. V ekonomické literatuře proto byla navrhnuta celá řada možných vysvětlení. Na tomto místě bude uveden pouze jejich velmi stručný přehled.

Jednou z prvních navržených hypotéz byla riziková averze investorů. Platnost rovnic (124) a (126) předpokládá rizikovou neutralitu investorů. V takovém případě totiž investoři nebudou vyžadovat žádnou prémii za riziko nerealizace očekávané změny měnového kurzu. Pokud jsou ovšem investoři rizikově averzní, pak budou tuto prémii vyžadovat, aby využili arbitrážních příležitostí. Změna měnového kurzu tak musí odpovídat nejen velikosti úrokového spreadu, ale i prémii za kurzové riziko. Lewis (1995) ve svém článku tvrdí, že rizikové prémie se v čase mění a její volatilita musí být výsledkem a) podílem domácího a zahraničního bohatství drženého v různých aktivech, b) podílem světového bohatství drženého domácí a zahraniční ekonomikou nebo c) podmíněným rozptylem měnových kurzů a kovariancí mezi měnovým kurzem a domácí a zahraniční inflací. Giovannini a Jorion (1989), Flood a Rose (1996) a McCallum (1994) uvádí, že riziková prémie je funkcí volatility měnového kurzu, likvidity, velikosti nebo hloubky finančního trhu. Fama (1984) však ve svém článku dokázal, že riziková prémie by musela být negativně korelována s očekávanou změnou kurzu a zároveň by musela být více volatilní než očekávaná změna

kurzu. Nicméně žádná z výše uvedených proměnných nevykazuje takovouto volatilitu přesahující volatilitu rizikové prémie.

Protože vývoj měnového kurzu je spojen s rizikem, že jeho změna bude jiná než očekávaná, působí na měnovém trhu kromě arbitražérů také spekulanti. Tito investoři mají opačná očekávání o změně měnového kurzu než arbitražéři a jejich očekávání tak není racionální. Froot a Frankel (1989) proto tvrdí, že odchylky od podmínky UIP jsou způsobeny právě existencí spekulantů. Velikost odchylek je pak dána poměrem těchto dvou skupin investorů.

Změna spotového kurzu se však může výrazně lišit, i když jsou investoři racionální a rizikové neutrální. Krasker (1980) upozornil na případ Mexika v 70. letech, kdy forwardový kurzu předpovídal devaluaci této měny dlouho před tím, než k této devaluaci skutečně došlo. Investoři tak očekávali změnu měnového kurzu způsobenou politickou událostí, která však nastala s velkým zpožděním. Tento jev je odborné literatuře označován jako tzv. Peso efekt.

Velkou skupinu tvoří vysvětlení, která za odchylkami od podmínky UIP vidí existenci překážek, jež brání prosazení mezinárodní arbitráže. Baldwin (1990) tvrdí, že již malé transakční náklady dokáží vytvořit široké pásmo pro úrokový spread, v němž se neprosadí arbitráž. Tyto náklady působí silněji na krátkodobé obchodování než na dlouhodobé investice. Hollifield a Uppal (1997) tvrdí, že transakční náklady spojené s mezinárodním obchodem s komoditami mají velký vliv na platnost podmínky UIP, nicméně sami osobě nedokáží zcela vysvětlit odchylky. Za předpokladu pomalého přizpůsobování preferencí dokázal Verdelhan (2006), že i malé transakční náklady mohou způsobovat odchylky od podmínky UIP. Transakčními náklady se ve svých pracích zabývali například také Leon, Sarno a Valente (2004), Flood a Rose (1996), Flood a Taylor (1996) a Bansal a Dahlquist (2000).

McCallum (1994) ve své práci upozornil, že monetární politika centrální banky současně ovlivňuje jak měnový kurz, tak úrokový spread, což může způsobovat negativní vztah mezi očekávanou změnou kurzu a úrokovým spreadem. Chinn a Meredith (2004) na tento článek navázali a zjistili, že odchylky od podmínky UIP jsou převážně způsobeny reakcí monetární politiky na krátkodobé výkyvy v měnových kurzech. Také Alexius (2001) tvrdí, že neplatnost podmínky UIP je způsobena vyrovnáváním výkyvů pomocí změny úrokových sazeb centrální bankou. Také Mark a Moh (2007) ve své práci ukázali, že odchylky od úrokové parity jsou větší v obdobích, kdy centrální banka aktivně intervenuje.

Naopak Anker (1999) argumentuje, že změny úrokové sazby centrální bankou nemohou sami osobě zcela vysvětlit tyto odchylky.

Vysvětlení odchylek od podmínky RIP úzce souvisí s vysvětlením odchylek od podmínky PPP. Vzhledem k tomu, že předmětem této práce je integrace finančního trhu, nikoli trhu zboží a služeb, nebudou na tomto místě vysvětlení odchylky od parity kupní síly blíže uváděna. Jejich přehled lze nalézt v pracích Sarno, Taylor a Frankel (2003) a Sarno (2005).

2.3 Korelace spotřeby mezi zeměmi

Leme (1984) a Scheinkman (1984) poprvé přišli s myšlenkou, že mezinárodní obchod s finančními aktivy by měl umožnit sdílení rizika spotřeby mezi zeměmi a tak umožnit vyrovnání míry růstu spotřeby. Backus, Kydland a Kehoe (1992) (dále také „*BKK*“) poprvé tento předpoklad testovali na reálných datech a dospěli k závěru, že skutečnost neodpovídá teoretickým očekáváním. Ve svém článku rozšířili do mezinárodní podoby model reálného hospodářského cyklu, který pro uzavřenou ekonomiku byl poprvé prezentován v práci Kydland a Prescott (1982). Závěry vyplývající z tohoto modelu byly konzistentní s reálným chováním všech pozorovaných veličin 12 zemí OECD v období 1960–1990 s výjimkou produktu a spotřeby. V teoretickém modelu totiž dosahoval koeficient korelace pro produkt jednotlivých zemí s produktem USA relativně nízké hodnoty -0,18 a korelační koeficient pro spotřebu dosahoval relativně vysoké hodnoty 0,88. Korelační koeficient vypočítaný na skutečně pozorovaných časových řadách ovšem v případě produktu dosahoval hodnot od -0,15 do 0,77 a v případě spotřeby hodnot od -0,23 do 0,65. V realitě byla tedy korelace spotřeby nižší než korelace produktu. BKK zkoušeli pozměnit parametry modelu (zavedení nákladů na přepravu, zvýšení rizikové averze, atd.), které sice rozdíl mezi korelacemi zmenšily, ovšem ve všech modelových případech zůstala spotřeba více korelována než produkt. Tento jev však neexistuje pouze mezi zeměmi, ale lze jej pozorovat i mezi regiony v rámci jedné země, jak zjistil van Wincoop (1995). Crucini a Hess (1999) potvrdili existenci tohoto jevu pro státy USA, ovšem nikoli pro prefektury Japonska a regiony Kanady. Tento jev byl nazván jako tzv. *consumption correlation puzzle* nebo také *BKK puzzle*.

Tato zjištění se stala podnětem celé řady testů, jejichž přehled lze nalézt v pracích Lewis (1999) a Kose, Prasad a Terrones (2007). Zde budou uvedeny pouze ty nejvýznamnější, testy z posledních let a také analýzy zahrnující NMS.

2.3.1 Výsledky předchozích měření korelace spotřeby mezi zeměmi

Obstfeld již ve svém článku (1989) zjistil, že mezní míra mezičasové substituce není mezi zeměmi stejná a v článcích (1994a a 1995) potvrdil zjištění o nízké korelaci spotřeby mezi zeměmi. Navíc za použití regresní analýzy u zemí G7 v těchto článcích dokázal, že po roce 1972 výrazně vzrostla závislost růstu domácí potřeby na růstu globální spotřeby a také že růst domácí spotřeby byl více závislý na růstu globální spotřeby na růstu domácích faktorů. Také Canova a Ravn (1996) potvrdili, že domácí spotřeba je zajištěná proti idiosynkratickým šokům, ovšem v dlouhém období je pozitivně korelována s vývojem domácích veličin. Bayoumi a Mac Donald (1994) ovšem tvrdí, že Japonsko bylo jedinou zemí, pro kterou byla spotřeba nezávislá na domácích faktorech. Spotřeba zemí EU byla naopak v letech 1973–1989 závislá na disponibilním důchodu. Pakko (1998) ve svém článku uvádí, že domácí spotřeba je více korelována s růstem domácího produktu než s růstem globálního produktu, přestože teoretické modely předpokládají opak. Tento jev je podle něj podstatně robustnější a významnější než nízká korelace spotřeb mezi zeměmi, protože toto zjištění neplatí pro všechny země. Také Lewis (1999) potvrdila, že korelace spotřeby pro země G7 nepřesáhla 50 % a zároveň pro tyto zeměnaměřila regresní koeficient pro závislost idiosynkratického růstu spotřeby na idiosynkratickém růstu produktu ve výši 0,97.

Na testy z 90. let navázali Kose, Prasad a Terrones (2003 a 2007), Ambler, Cardia a Zimmermann (2004) a Bai a Zhang (2012), kteří rozšířili vzorek testovaných zemí a prodloužili analyzované časové řady o 90. léta. Kose, Prasad a Terrones (2003 a 2007) na vzorku 21 rozvinutých a 55 rozvíjejích se ekonomik v období 1960–1999 zjistili, že rozvinuté ekonomiky se vyznačují vyšší korelací domácí spotřeby i produktu se světovými agregáty než rozvíjející se ekonomiky. V 90. letech se pak tyto korelace u rozvinutých ekonomik dále zvýšily, zatímco u rozvojových zemí poklesly. Dále jejich výsledky ukázaly, že rozvinuté země dokáží zajišťovat větší část idiosynkratických šoků než rozvojové země. Stejných výsledků bylo dosaženo pro rozvíjející se trhy, a to i přestože tyto trhy prošly procesem finanční integrace a zesíleného přílivu zahraničního kapitáu. Ambler, Cardia a Zimmermann (2004) na vzorku zemí OECD v období 1960–2000 a Bai a Zhang (2012) na vzorku 40 zemí v období 1973–1998 nepotvrdili nárůst korelace spotřeby mezi zeměmi, ani pokles korelačních koeficientů pro vztah mezi růstem domácí spotřeby a domácího produktu.

Pakko (2004) zkoumal existenci tohoto tzv „consumption correlation puzzle“ na různých frekvencích dat. Překvapivým zjištním bylo, že tento jev převládá v rámci

hospodářského cyklu, ovšem při vyšších frekvencích dat je spotřeba mezi zeměmi více korelována než produkt.

Naopak Becker a Hoffmann (2006) na panelu 23 zemí dokazují, že jsou mezi zeměmi sdílena krátkodobá i dlouhodobá rizika. Zatímco krátkodobé šoky jsou vyrovnány téměř kompletně, dlouhodobé šoky z 80 % přetrvávají.

Také Qiao (2010) za pomocí panelové analýzy sledoval vývoj dlouhodobého a krátkodobého sdílení rizika. Na vzorku zemí OECD a rozvíjejích se trhů zjistil, že v letech 1950–2008 bylo mezi těmito zeměmi sdíleno zhruba 14 % jejich dlouhodobého rizika spotřeby. V posledních 20 letech však toto procento vzrostlo více u zemí OECD než u rozvíjejích se trhů. K obdobným výsledkům dospěli Flood, Marion a Matsumoto (2012), kteří se pokusili kvantifikovat míru sdílení rizika mezi zeměmi za pomoci ukazatele blahobytu. Pro každou zemi srovnávali skutečnou hodnotu tohoto ukazatele s ideální hodnotou, která by odpovídala podmínkám sdílení rizika. Pro různé časové úseky kvadratické odchylky podílu spotřeby dané země na světové spotřebě od průměru tohoto poměru. Na základě tohoto ukazatele zjistili, že míry růstu spotřeby začaly u rozvinutých zemí konvergovat v 60. letech, zatímco u rozvíjejích se trhů to bylo až v 90. letech. Oba články shodně tvrdí, že sdílení rizika se projevuje na úrovni hospodářského cyklu, nikoli v rámci krátkého období.

Islamaj a Kose (2016) na rozsáhlém vzorku zemí v období 1960–2011 testovali, zda zvýšený stupeň finanční integrace (aproximován řadou různých indikátorů) je spojen s poklesem citlivosti spotřeby na změnu produktu. Autoři tento předpoklad potvrdili, přičemž pokles citlivosti byl silnější u rozvinutých ekonomik než u rozvojových.

Tento závěr potvrdila i Baxter (2012), která dále zkoumala bilaterální sdílení rizika. Ve svém článku dospěla k závěru, že sdílení rizika významně vzrostlo v rámci EU na rozdíl od ostatních částí světa.

Otázkou sdílení rizika v rámci EU se ve svém článku zabývali i Sorenson a Yosha (1998), kteří porovnávali data pro země OECD a země EU. Podle jejich závěrů je na jednoleté frekvenci vyrovnáno zhruba 40 % šoků v HDP, přičemž zhruba polovina tohoto vyrovnání je způsobena vládním rozpočtem a polovina změnou podnikových úspor. Na tříleté frekvenci je pak vyrovnáno pouze 25 % šoků, zejména díky vládnímu rozpočtu.

Moser, Pointner a Scharler (2004) na vzorku 15 zemí EU testovali vztah mezi růstem domácí spotřeby a šoky v domácích faktorech, přičemž se zaměřili na zlomové body v regresních koeficientech pro období 1960–2002. Vzhledem k tomu, že se jim žádné zlomy

nepodařilo identifikovat, interpretují tento výsledek jako důkaz neexistence zlepšení ve sdílení rizika v rámci EU.

Naopak Giannone a Reichlin (2006) a Artis a Hoffmann (2008) dospěli k opačným závěrům. Giannone a Reichlin (2006) tvrdí, že sdílení rizika se projevuje v dlouhém období, a proto země mohou lépe zajišťovat šoky s dlouhodobým efektem. Artis a Hoffmann (2008) zkoumali vztah mezi domácí spotřebou a domácím produktem nikoli za použití míry jejich růstu, ale na úrovních těchto agregátů. Na vzorku zemí OECD, EU a eurozóny potvrdili, že se mezi zeměmi prosazuje sdílení dlouhodobého rizika, a to nejvíce u zemí eurozóny.

Backus a Smith (1993), ve snaze vysvětlit nízkou korelaci ve spotřebě, testovali vliv neobchodovaného zboží na tento jev. Ve své analýze dospěli k závěru, že mezinárodně neobchodované zboží sice může částečně snížit tuto korelaci, ovšem zároveň jejich model předpovídá vysokou míru korelace mezi poměrem růstu spotřeby a změnou reálného kurzu. Korelační koeficient naměřený na skutečných datech však dosahoval hodnot od -0,63 do 0,21. Také Kollmann (1995) ve své práci došel ke stejnému zjištění.

2.3.2 Vysvětlení nízké korelace spotřeby mezi zeměmi

Každý z autorů výše uvedených analýz ve své práci navrhl také možné vysvětlení těchto puzzles. Tato vysvětlení by se dala rozdělit na čtyři široké skupiny – a) překážky na trhu finančních aktiv, b) nízký užitek spojený se sdílením rizika, c) překážky na trhu reálných statků a d) špatné měření efektu sdílení rizik.

Teorie v kapitole 1.2.4 byla postavena na předpokladech, že finanční trhy jsou kompletní a že finanční aktiva jiných zemí lze snadno nabývat. Pokud by byly finanční trhy skutečně kompletní, pak by bylo možné držet aktiva vyplácející příjem v každém myslitelném stavu prostředí a bylo by tak možné zajistit spotřebu pro každý stav prostředí. Pokud by však finanční trhy nebyly kompletní nebo by nabývání aktiv stály v cestě nějaké překážky, nemohli by se investoři zajistit proti všem domácím výkyvům a jejich spotřeba by nemohla být synchronizována.

Baxter a Crucini (1995) proto testovali chování spotřeby v modelu za předpokladu, že je mezi zeměmi obchodován pouze bezrizikový dluhopis. V případě krátkodobě působících šoků a šoků, které se rychle rozšíří mezi zeměmi, se spotřeba chovala stejně jako v případě kompletních trhů. Naopak v případě dlouhodobě působících šoků a šoků, které se nešířily mezi zeměmi, vykazovala spotřeba mnohem nižší korelaci mezi zeměmi. Také

Kollmann (1996) tvrdí, že pokud je mezinárodní obchod s finančními aktivy omezen pouze na bezrizikový dluhopis, bude korelace spotřeby mezi zeměmi nízká.

Podle Lewis (1996) však omezení na trhu finančních aktiv sama osobě nestačí k tomu, aby modelová spotřeba vykazovala korelaci srovnatelnou s reálnými daty. Vedle těchto omezení dále nesmí být spotřeba separabilní mezi obchodovaným a neobchodovaným zbožím.

Pakko (1997) ovšem tvrdí, že nízká korelace může existovat i v případě kompletních trhů, pokud je elasticita substituce ve spotřebě mezi domácím a zahraničním zbožím nižší než elasticita mezičasové nebo mezistavové substituce ve spotřebě. Averze k riziku složení spotřeby (domácí versus zahraniční zboží) je tak silnější než averze k riziku celkové spotřebě.

Heathcote a Perri (2002 a 2004) sestavili model se dvěma zeměmi a dvěma obchodovanými zbožími a na tomto modelu testovali chování produktu, spotřeby, investic a zaměstnanosti. Model postupně testovali pro předpoklad úplné finanční autarkie, pro případ obchodování pouze bezrizikového dluhopisu a pro případ úplných trhů. Pouze při zkoumání modelu za úplné finanční autarkie vykazovaly veličiny chování, jaké vykazují v reálném světě.

Kehoe a Perri (2002) zavedli do modelu jiný druh poruchy – nízkou vymahatelnost zahraničních dluhů. Pokud země mohou neplnit svůj dluh a poté čelit následkům při budoucím zadlužení, pak jsou finanční trhy endogenně nekompletní. Takováto nekompletnost pak dokáže vysvětlit nízkou korelaci spotřeby lépe než exogenní nekompletnost.

Podle autorů Kose, Prasad a Terrones (2003) existuje ve vývoji volatility spotřeby a produktu jistá dynamika. Poměr volatility spotřeby vůči volatilitě produktu nejprve roste s růstem finanční integrace, a po dosažení rčité úrovně integrace klesá.

Imbs (2006) ve svém článku dokazuje, že integrace finančních trhů nevede pouze k vyšší synchronizaci spotřeby, ale i produktu. Rozdíl v korelaci spotřeby a produktu tak zůstává stále stejný, i přestože se finanční trhy integrují.

Sorensen a kol. (2007) ve svém článku za použití panelové analýzy prokázali inversní vztah mezi existencí jevu home bias a mezi sdílením rizika mezi zeměmi. Preference domácích aktiv před zahraničními tak podle těchto autorů vede k nízké korelaci spotřeby.

Imbs a Fratzscher (2009) zase tvrdí, že sdílení rizika je nižší u zemí s málo rozvinutými institucemi, tedy zejména u zemí umožňující vyvlastění zahraniční investice.

Význam institucí pro sdílení rizika ovšem slábne s nárůstem otevřenosti ekonomiky, neboť při skutečné realizaci vyvlastnění by takové země byly penalizovány mezinárodními finančními trhy. Protože riziko vyvlastnění se týká především přímých zahraničních investic, jsou pro mezinárodní sdílení rizika významnější portfoliové investice.

Callen, Imbs a Mauro (2015) na tuto analýzu navazují a dochází k závěru, že sdílení rizika v realitě neodpovídá teoretickým předpokladám, neboť investoři nevěří, že země dospějí svým závazkům. Zároveň na vzorku 74 zemí dokazují, že dvou třetin přírůstku užitku lze dosáhnout při sdílení rizika již mezi sedmi zeměmi.

Druhou skupinu vysvětlení představují články navazující na práci Cole a Obstfeld (1991), kteří se pokusili kvantifikovat přínos ze sdílení rizika. Tito autoři naměřili pouze velice nízkou hodnotu tohoto přínosu ve výši 0,15 % ročního produktu. V případě takto nízkého přínosu by pak i malé překážky pro nabývání zahraničních aktiv vedly k eliminaci sdílení rizika.

Také v článku Obstfeld (1992) tento autor vypočítal relativně nízký přínos ze sdílení rizika, a to ve výši méně než 0,5 %. Navíc v tomto článku dokazuje, že výše tohoto přínosu silně závisí na zvoleném měřítku, které je pro kvantifikaci použito. V článku (1994b) pak tvrdí, že v případě nerozlišení mezi koeficientem rizikové averze a mírou mezičasové substituce vedou výpočty k zavádějícím výsledkům. Pokles užitku totiž v takovém případě není dán pouze rizikovou averzí. V dalším článku Obstfeld (1994c) ovšem dospívá k názoru, že sdílené rizika může mít velký přínos skrze pozitivní vliv na růst spotřeby.

Tesar (1995) ve svém článku trdí, že velikost přínosu ze sdílení rizika je závislá na typu rizika a předpokládané rizikové averzi. Zisk ze sdílení rizika představuje pro velkou zemi méně než půl procenta celoživotního užitku a pro malou zemi přírůstky užitku sahají od nuly do dvou procent celoživotního užitku. Pokud je ovšem tento přínos vyjádřen jako podíl na přínosu z eliminace veškeré nejistoty, pak globální finanční trhy nabízí 88 % až 100 % plného zajištění pro malou zemi a 50 % až 70 % plného zajištění pro velkou zemi.

Také Van Wincoop (1999) ve svém článku dokázal, že velikost přínosu sdílení rizika závisí na zvolených parametrech, zejména preferencích a zvoleném stochastickém procesu. Při použití realistických parametrů pro země OECD vede sdílení rizika k permanentnímu nárůstu spotřeby obchodovaného zboží o 1,1 % až 3,5 % v 50-ti letém horizontu a o 2,5 % až 7,4 % v období sta let.

Další vysvětlení nabízej autoři, kteří za nízkou korelací spotřeby vidí existenci mezinárodně neobchodovaných statků, případně překážek pro obchod zboží a služeb. Tesar

(1993) a Stockman a Tesar (1995) dokazují, že šoky v produkci mezinárodně neobchodovaného zboží mohou vysvětlit tento jev, pokud elasticita mezičasové substituce převýší elasticitu substituce mezi obchodovaným a neobchodovaným zbožím. V takovém případě pak země mohou vyrovnat svou spotřebu změnou produkce neobchodovaného zboží. Pokud neobchodované zboží tvoří velkou část celkové produkce, pak domácí spotřebitelé budou preferovat domácí aktiva ve svých portfoliích a korelace mezi vývojem spotřeby je nižší než korelace produktu.

Obstfeld a Rogoff (2000) pak tvrdí, že překážky pro obchod zboží jako přepravní náklady a tarifní a netarifní překážky dokáží v modelu generovat nízké hodnoty korelace spotřeby. Hoffman (2008) ve svém článku tuto hypotézu podpořil, neboť při zohlednění odchylek od podmínky parity kupní síly (která je indikátorem existence překážek pro mezinárodní obchod zboží) dokáží rozdíly v relativních cenách spotřeby a produktu vysvětlit velkou část závislosti idiosynkratického růstu spotřeby na idiosynkratickém růstu produktu.

Bai a Zhang (2012) ovšem argumentují, že mezinárodní toky finančního kapitálu by musely být mnohonásobně vyšší, než jaké v současnosti existují, aby překážky v obchodu zbožím vedly k nízké korelaci spotřeby.

Devereux, Gregory a Smith (1992) opouštějí předpoklad separability mezi spotřebou a nabídkou práce. Mezní užitek ze spotřeby tak je závislý na nabídce práce. Jelikož domácí odpracované hodiny a tím i domácí spotřeba odpovídají přímo na šok v domácí produkci, pak nebude docházet k vyrovnání růstu spotřeby mezi zeměmi, i kdyby se mezní užitek ze spotřeby mezi zeměmi vyrovnal. Jejich model produkuje korelaci spotřeby, která je blízká hodnotám reálně pozorovaným.

Lewis a Liu (2015) ve svém článku tvrdí, že při rozlišení mezi dlouhodobými šoky a přechodnými šoky, je stupeň sdílení rizika rozdílný. Zatímco dlouhodobé šoky ve spotřebě jsou silně korelovány mezi zeměmi, krátkodobé nejsou. Podle autorek tak dochází ke sdílení rizika mezi zeměmi, přestože spotřeba není korelována.

Ravn (2001) zkoumal chování reálného měnového kurzu jako možného vysvětlení pro nízkou korelaci spotřeby mezi zeměmi, ovšem jeho analýza tuto hypotézu nepotvrdila.

Hledání vysvětlení nízké korelace mezi poměrem míry růstu spotřeba a změnou reálného měnového kurzu pak byla předmětem zkoumání řady autorů.

Head, Mattina a Smith (2004) testovali vliv vládních výdajů, reálné peněžní nabídky a zvyklostí ve spotřebě na tento jev a dospěli k závěru, že při zahrnutí zpožděných hodnot

spotřeby do modelu odpovídá vztah mezi mezní mírou mezičasové subsitituce ve spotřebě a reálným měnovým kurzem skutečně pozorovanému chování těchto veličin.

Opazo (2006) do svého modelu inkorporoval veřejné signály o budoucích změnách v produktivitě faktorů. Pozitivní signály relativně zvyšují současnou hodnotu domácího celoživotního důchodu, a proto současná spotřeba může vzrůst více než současný produkt. Tento nárůst v poptávce pak má za následek apreciaci reálného měnového kurzu.

Hoffman a Nitschke (2007) zkoumají vztah tohoto puzzle a neplatnosti podmínky nekryté úrokové parity. Tito autoři nejprve rozdělili rozdíl v mírách spotřeba na část vysvětlitelnou rozdíly v inflacích (ukazatel segmentace trhu zboží) a na část vysvětlitelnou rozdíly v nominálních úrokových mírách (ukazatel segmentace finančních trhů). Oba tyto ukazatele dokázaly vysvětlit zhruba stejnou část volatility měnového kurzu.

Hadzi-Vaskov (2007) na příkladu eurozóny dokázal, že důvodem existence tohoto puzzle je chování nominálního měnového kurzu. Po zavedení jednotné měny byly fluktuace měnového kurzu eliminovány a korelace mezi relativním růstem spotřeby a změnou reálného kurzu výrazně vzrostla. Také Devereux a Hnatkovska (2011) a Hess a Shin (2010) ve svých výzkumech dospěli k závěru, že za existencí nízké korelace mezi relativním růstem spotřeby a změnou reálného kurzu stojí chování nominálního měnového kurzu.

Přestože Chari, Kehoe a McGrattan (2002) ve svém článku dospěli k názoru, že nekompletnost finančního trhu nemůže vyvětlit Backus-Smith puzzle, řada autorů ve svých článcích dokazuje opak. Benigno a Thoenissen (2008) tvrdí, že i slabá forma nekompletnosti finančního trhu v kombinaci s důchodovým efektem dokáže generovat nízkou korelaci. Corsetti, Dedola a Leduc (2008) ve svém článku dále dokazují, že pokud je mezinárodní směna omezena pouze na bezrizikový dluhopis, pak za určitých podmínek jejich model generuje hodnoty korelace pozorované na reálných datech.

Engel a Rogers (2009) na jednoduchém modelu dvou zemí, ve kterém platí podmínka parity kupní síly a kde je obchodován pouze bezrizikový dluhopis, zkoumali vliv úvěrových omezení. V takovém případě je očekávaný růst spotřeby závislý na očekávaném růstu důchodu, což autoři dokazují na reálných datech.

Protože předchozí výzkumy vycházely z model, které předpovídají vysokou korelaci mezi relativním růstem spotřeby a změnou reálného kurzu, rozhodli se Devereux, Smith a Yetman (2012) prozkoumat, zda tento předpoklad také promítá do předpovědí profesionálů. Na předpovědích z 28 zemí ovšem došli ke zjištění, že tomu tak není. Autoři z tho vyvozují, že většina spotřebitelů žije tzv. z ruky do úst. Existenci takovýchto spotřebitelů pak považuje

Kollmann (2012) za možné vysvětlení Backus-Smith puzzle, protože tito spotřebitelé vyvolávají větší volatilitu reálného měnového kurzu.

Ve svém dalším článku zkoumá Kollmann (2015) vliv elasticity mezičasové substituce ve spotřebě a produkčních šoků. Pokud koeficient averze k riziku převýší převrácenou hodnotu koeficientu elasticity mezičasové substituce ve spotřebě, pak nárůst volatility domácí produkce povede k přesunu bohatství do této země, aby došlo ke kompenzaci zvýšené rizikovosti této produkce. Takovéto sdílení rizika povede ke zvýšení domácí spotřeby a k apreciaci reálného kurzu.

2.4 Mezinárodní diversifikace portfolií

Mezinárodní finanční trhy by měly umožnit investorům diversifikovat svá portfolia mezi aktiva z ostatních zemí, jak předpokládá moderní teorie portfolia. Již krátce po publikaci článků Markowitz (1952 a 1959), Treynor (1961 and 1962), Sharpe (1964), Lintner (1965) a Mossin (1966) ovšem někteří autoři poukázali na skutečnost, že mezinárodní investoři drží ve svém portfoliu podstatně menší podíl zahraničních aktiv, než jak to předpokládá tato teorie. Tento jev se nazývá jako tzv. *equity home bias* nebo také *home bias puzzle*.

V průběhu let byla tomuto tématu věnována celá řada článků, které nabízejí nejrůznější vysvětlení tohoto jevu. Jejich přehled lze nalézt v článcích Lewis (1999), Karolyi a Stulz (2003), Lewis (2011), Coeurdacier a Rey (2013) a Cooper, Sercu a Vanpée (2012). Protože není možné uvést na tomto místě všechny články a teorie, budou v další části shrnuty pouze ty nejvýznamnější nebo nejnovější a také analýzy týkající se EU a NMS.

2.4.1 Výsledky předchozích měření mezinárodní diversifikace portfolií

Jedněmi z prvních prací, které se touto problematikou zabývaly, byly články Grubel (1968) a Levy a Sarnat (1970). Tyto články analyzovaly data pro 28 zemí z let 1951-1967 a pro všechny byla nízká diversifikace prokázána.

V roce 1991 publikovali Kenneth R. French a James M. Poterba článek „*Investor Diversification And International Equity Markets*“, ve kterém poukázali na skutečnost, že „*investoři na každém národním trhu očekávají, že výnosy na jejich domácím kapitálovém trhu budou o několik set bazických bodů vyšší než výnosy na ostatních trzích*.“ (French a Poterba, 1991). Tito autoři odhadli, že podíl domácích aktiv na celkovém portfoliu je

v Japonsku 98 %, v USA 94 % a ve Velké Británii 82 %. Takto nízkou míru diversifikace přičítají autoři spíše chování investorů než existenci institucionálních omezení.

Ke stejným výsledkům dospěly i Tesar and Werner (1994), které ve svém dalším článku (Tesar a Werner, 1995) navíc zkoumaly existenci home bias na trhu dluhopisů. Autorky docházejí k závěru, že na tomto trhu je existence jevu home bias ještě silnější na akciovém trhu. Tento jev povrdil o desetiletí později i Sorensen a kol. (2007).

Za pomoci moderní teorie portfolia se pokusila Lewis (1999) vypočítat optimální váhy zahraničních aktiv v portfoliu pro data z osmi zemí v období let 1970–1996. Pro USA dosahoval optimální podíl nejméně 40 %, což je v silném kontrastu se skutečným podílem 8 %. Také Ahearne, Griever a Warnock (2004) vypočítali, že podíl domácích aktiv v portfoliu amerických investorů byl v roce 1997 zhruba pětkrát vyšší, než jak to předpovídá MTP.

Karolyi a Stulz (2003) ovšem uvádí, že míra home bias postupem času klesá. Zatímco v období 1945–1973 nepřesáhl podíl zahraničních aktiv 1 %, mezi roky 1985 a 1994 stoupl tento podíl na více než 10 %. Nicméně, v dalších deseti letech se již podíl nijak významně nezvyšoval.

V následující dekádě se ovšem podíl zahraničních aktiv na celkovém portfoliu zdvojnásobil, jak uvádějí Cooper, Sercu a Vanpée (2012). V roce 2010 dosahoval tento poměr 22 % pro USA, 24 % pro Kanadu, 49 % pro Německo a 39 % pro Velkou Británii. Tito autoři také uvádějí hodnoty pro Českou republiku a Polsko, pro které daný poměr dosahoval 28 % a 4 %. Pro období 1997–2005 pak Bekaert a Wang (2009) naměřili průměrný roční pokles home bias o 1,5 %. Tyto výsledky potvrzují i Sorensen a kol. (2007) pro dluhopisový trh.

Vedle srovnávání optimálního a skutečného podílu zahraničních aktiv na celkovém portfoliu se ekonomická literatura již od počátku zabývala také otázkou, zda ocenění finančních aktiv odpovídá modelu CAPM či některé verzi tohoto modelu. Karolyi a Stulz (2003) rozlišují tři kategorie modelů oceňování kapitálových aktiv – a) mezinárodní verze CAPM (viz rovnice (167) v kapitole 1.2.5), b) *mezinárodní model oceňování kapitálových aktiv* (tzv. „*IAPM*“) a c) obecný model oceňování kapitálových aktiv na základě růstu spotřeby (viz rovnice (97) v kapitole 1.1.4).

Grauer, Litzenberger and Stehle (1976) ve svém článku poukázali na to, že pokud jsou mezinárodní trhy zboží a finančních aktiv dokonale integrovány, musí mít všichni spotřebitelé stejné spotřební a investiční příležitosti, bez ohledu na to v kterém státě se

nacházejí. V takovém případě by se měl prosadit zákon jediné ceny a všichni investoři by měli k oceňování používat výnosy světového tržního portfolia. Tento předpoklad testoval Stehle (1977) na trhu USA, přičemž jako aproximaci světového portfolia využil kombinaci osmi akciových indexů. Výsledky tohoto testu ovšem byly rozporuplné. Průkaznějších závěrů dosáhli Korajczyk and Viallet (1989), kteří na vzorku 6 000 akcií z USA, Japonska a Velké Británie během 15 let dokázali, že ocenění tachto akcií více odpovídá mezinárodní verzi CAPM než „domácí verzi" CAPM. Zároveň ovšem zjistili, že tento model vykazuje lepší výsledky až pro období od roku 1979.

Protože míra integrace se může postupem doby měnit, porovnávali Giovannini a Jorion (1989) výsledky testu modelu CAPM pro různé předpoklady o proměnlivosti volatility výnosů v čase. Jejich výsledky ovšem naznačují, že rozdílná volatilita v čase nedokáže vysvětlit neplatnost mezinárodní verze modelu CAPM. Harvey (1991) tyto předpoklady dále uvolnil, když ve své analýze předpokládá proměnnost nejen volatility, ale i výnosů beta koeficientů a tržního výnosu. Tento model vykázal dobré výsledky pro většinu zemí G7 s výjimkou Japonska. Chan, Karolyi a Stulz (1992) tento výsledek potvrdili a navíc dokázali, že model CAPM zahrnující jak světové portfolio, tak domácí portfolio dosahuje lepších výsledků než jednofaktorový světový model CAPM.

Vícefaktorové modely, ve kterých vystupují jako faktory jak domácí, tak globální ukazatele, byly předmětem zkoumání Ferson a Harvey (1994), Harvey (1995) a Bekaert a Harvey (1995). Tyto články se zabývaly především tzv. emerging markets. Bekaert a Harvey (1995) zjistili, že míra segmentace, resp. integrace, se pro tyto trhy v čase mění, ovšem nelze identifikovat jednoznačný trend směrem k integraci. Obecně ovšem Ferson a Harvey (1994) a Harvey (1995) dospěli k závěru, že ani vícefaktorové modely nedokáží vysvětlit očekávaný výnos průřezově pro všechny zkoumané země. De Moor, Sercu a Vanpée (2010) použili přístupu Bekaert a Harvey (1995) k odhadu kovarianční matice rizikových výnosů a zjistili, že použití těchto matic vede k až třikrát nižším investičním nákladům než použití konstantní volatility.

Mezinárodní verze CAPM předpokládá, že spotřebitelé ve všech zemích mají stejné spotřební možnosti. Solnik (1974 a 1983) ovšem tento předpoklad uvolnil a předpokládá, že existují jiná spotřební zboží na jednotlivých trzích. Jelikož zároveň nepředpokládá existenci inflace, je měnový kurz dán cenou zahraničního zboží v jednotkách domácího zboží. Kromě systematického rizika tak musí výnos rizikového aktiva odrážet i měnové riziko. Protože cena domácího aktiva vyjádřená v domácí měně není závislá na změně měnového kurzu, jen

jeden faktor vyjadřuje měnové riziko. Sercu (1980) tento předpoklad uvolnil a předpokládá, že při existenci více měn musí výnos finančního aktiva odrážet rizikovou prémii vůči každé měně. Velmi zjednodušeně pro dvě země se dvěma měnami lze tento IAPM model vyjádřit rovnicí

$$E\left(R^i\right) = R^{f;i} + \beta_1^i\left[E\left(R^M\right) - R^{f;i}\right] + \beta_2^i\left[E\left(\frac{\Delta SR^{i;j}}{SR^{i;j}}\right) + R^{f;j} - R^{f;i}\right], \qquad (226)$$

kde $R^{f;i}$ představuje bezrizikový výnos v zemi *i* a $R^{f;j}$ bezrizikový výnos v zemi *j*.

Jorion (1991), Dumas a Solnik (1995), De Santis a Gerard (1997) a Dahlquist a Sällström (2001) potvrdili, že vícefaktorové modely, které zahrnují kurzové riziko, dosahují lepších výsledků než modely bez prémie za kurzové riziko a dokáží vysvětlit velkou část nadměrného výnosu. Koedijk a kol. (2001) porovnávali, do jaké míry se liší výsledky pro IAPM a pro jednofaktorový domácí model CAPM. Na vzorku více než 3 000 akciových titulů z devíti a z období 1980–1999 zjistili, že se vypočtené náklady na kapitál liší pouze u 3 % firem. Rozdíly dosahovaly 0,5 p.b. pro USA a 0,75 p.b. pro Německo a Japonsko.

IAPM předpokládá neexistenci inflace, proto v tomto modelu není rozdíl mezi změnou nominálního a reálného kurzu. Adler a Dumas (1983) ovšem předpokládají, že inflace existuje, a navíc neplatí podmínka PPP. Protože rozdíl v inflacích není kompenzován změnou měnového kurzu, musí výnos aktiva odrážet i tuto odchylku. Stulz (1981) na základě tzv. Consumption CAPM, který vyvinul Breeden (1979) a který odpovídá rovnici (102) v kapitole 1.1.4., pak doplnil tento model o růst reálné spotřeby. Protože kovariance americké spotřeby a výnosů amerických aktiv je velice nízká, musela by riziková averze investorů být 50 až 100krát vyšší, než jak ji předpokládá teorie.

Dimitriou a Simos (2013) vycházejí z modelu Adler a Dumas (1983) a zároveň předpokládají, že se míra integrace v čase mění. Tito autoři dospěli k závěru, že od roku 2002 se na trhu vytváří jedno globální riziko, jež se odráží v ocenění finančních aktiv.

Cooper, Sercu a Vanpée (2012) porovnávali celkem osm ukazatelů home bias, zahrnující jednotlivé verze CAPM, výpočet optimálních vah ze středních hodnot a volatilit, různé verze Bayesovského odhadu optimálních vah vycházející z prací Pástor (2000) a Garlappi a kol. (2006) a další alternativní ukazatele. Výsledky se pro jednotlivé země a jednotlivé ukazatele značně liší. Nicméně výsledky shodně ukazují, že vyspělé ekonomiky jsou lépe mezinárodně diversifikovány než rozvíjející se trhy.

Předchozí analýzy potvrdily, že kurzové riziko hraje významnou roli při oceňování aktiva a také že u vyspělých ekonomik se jev home bias projevuje méně. Lze proto

předpokládat, že u zemí eurozóny, které platí stejnou měnou a jde o vyspělé ekonomiky, by jev home bias měl vymizet.

Otázkou home bias v případě eurozóny se zabýval Adam a kol. (2002). Tito autoři zkoumali investiční strategie evropských investičních fondů a dospěli k závěru, že mezi lety 1997–2001 výrazně vzrostl podíl fondů investujících po celé EU a v roce 2001 tento podíl překročil 50 %. Baele a kol. (2004) pak potvrdili, že podíl zahraničních aktiv v portfoliích evropských fondů vzrostl ze 40 % v roce 1995 na 70 % v roce 2003.

Fidora a kol. (2007) za pomoci Markowitzovy teorie zkoumali vliv kurzového rizika na optimální složení portfolia. Pro rozvinuté i rozvíjející trhy potvrdili, že vysoká volatilita měny vede k silné preferenci domácích aktiv a navíc dokázali, že při eliminaci kurzového rizika by home bias na dluhopisovém trhu poklesl o 60 procentních bodů a u akciového trhu o 20 procentních bodů.

De Santis a Gérard (2009) a De Santis (2010) potvrdili, že zavedení eura vedlo k poklesu home bias a ke zvýšení toku finančních prostředků do zahraničí. Schoenmaker a Bosch (2008) dále potvrdili, že podíl domácích aktiv v EU neustále klesá a jde o trvalý jev. Tento pokles je navíc silnější pro země eurozóny než pro země mimo eurozónu. Také Jochem a Volz (2011) dospěli k závěru, že portfolia zemí eurozóny jsou více diversifikována mezi sebou než mezi zeměmi EU mimo eurozónu. Nicméně tito autoři poukazují na skutečnost, že kreditní riziko jednotlivých zemí nabylo většího významu pro alokaci finančních prostředků. Othmani a kol. (2014) potvrdili, že portfolia investorů jsou diversifikována v rámci celé eurozóny, ovšem finanční krize v roce 2008 tento trend zvrátila a home bias v letech 2008–2012 vzrostl.

Home bias byl zkoumán také na příkladu nových členských zemí. Jelikož tyto trhy se postupně integrují s globální ekonomikou, lze předpokládat, že jev home bias u nich bude postupně slábnout. Bekaert a Harvey (2000), Henry (2000) a Chari a Henry (2004) proto zkoumaly, jaký dopad mělo otevření trhů rozvíjejících se ekonomik na oceňování jejich aktiv. Pokud jsou trhy segmentované, bude výnos jejich aktiv závislý na volatilitě jejich domácího trhu, a naopak pokud jsou integrované, bude významné kovariance s globálním trhem (tedy koeficient beta). Tyto články prokázaly, že po otevření ekonomik nabyly koeficienty beta na významu a hodnota aktiv těchto zemí se zvýšila.

Báťa (2010) se zaměřil na měření jevu home bias mezi českými investory. Při použití tří různých užitkových funkcí dospěl k závěru, že čeští investoři by měli držet více než 60 % svého portfolia v domácích aktivech, což je méně než pozorovaných 87 %.

Také model CAPM byl testován na vzorku NMS. Morgese Borys (2011) porovnávala výsledky pro CAPM a APT model na datech z České republiky, Polska, Slovenska a Maďarska. Zatímco CAPM nedokázal vysvětlit výnosy těchto zemí, model APT zahrnující makroekonomické ukazatele dokázal vysvětlit velkou část volatility výnosů.

Dajčman, Festić a Kavkler (2013) odhadli model CAPM pro Slovinsko, Českou republiku a Maďarsko za použití tří různých metod – a) standardní procedury podle Fama a MacBeth (1973), b) waveletové (vlnkové) transformace a c) zobecněného momentového odhadu (tzv. „generalized method of moments“). Platnost CAPM se však nepodařilo potvrdit, neboť Jensenova alfa (tedy intercept) není nulová a vliv nepozorovaných proměnných je významný.

2.4.2 Vysvětlení nízké mezinárodní diversifikace portfolií

V literatuře se objevila celá řada možných vysvětlení nízké mezinárodní diversifikace. Jako jedno z prvních se nabízí existence překážek, které brání investorům nabývat zahraniční aktiva. Tyto náklady musí být dostatečně vysoké, aby převýšily přínos z této diversifikace.

Black (1974) ve své práci navrhnul model výběru aktiv a jejich oceňování, ve kterém vystupují překážky pro mezinárodní investování ve formě daní. Z tohoto modelu vycházeli Errunza a Losq (1985) a Cooper a Kaplanis (1986), kteří se pokusili vypočítat velikost těchto překážek a porovnat je s jejich skutečnou výší. Získané výsledky jejich hypotézu potvrdily.

Problémem je ovšem skutečnost, že tyto překážky v posledních 30 letech podstatně poklesly. Glassman a Riddick (2001) zahrnuli transakční náklady do výpočtu optimálních vah na základě MPT pro USA. Podle jejich výpočtů by musely překážky pro nabývání zahraničních aktiv přesahovat 1 % měsíčně. Obdobně Sercu a Vanpée (2012) vypočítali, že náklady na investování do aktiv rozvíjejících se ekonomik by musely dosahovat několikanásobně vyšších hodnot než pro vyspělé ekonomiky, což není realistický předpoklad.

Levy a Levy (2014) ovšem poukazují na fakt, že s rostoucí korelací výnosů mezi národními trhy roste i efekt dodatečných nákladů na mezinárodní investování. Pokud je korelace vysoká, pak i malé překážky mají velký dopad.

Dalším často testovaným vysvětlením je předpoklad, že domácí aktiva poskytují investorům lepší zajištění proti domácím rizikům než zahraniční aktiva. Takovýmto rizikem je například inflace, která znehodnocuje výnos aktiva. Jelikož podmínka PPP neplatí, rozdíl

v inflacích mezi zeměmi nebude vyrovnán pomocí změny měnového kurzu. Reálné výnosy z držby zahraničních aktiv proto budou jiné pro domácího investora a pro zahraničního investora. Nadměrný výnos požadovaný od zahraničních aktiv tak musí odrážet i rozdíly v inflaci. Domácí aktiva však budou nabízet lepší zajištění proti růstu inflace. Cooper a Kaplanis (1994) ovšem tento předpoklad vyvrátili, neboť domácí aktiva neumožňují zajistit inflaci pro investiční horizont, který lze pozorovat u většiny portfolií.

Někteří autoři také předpokládají, že část bohatství není mezinárodně obchodována, proto výnosy z něj by měly být zohledněny při alokaci portfolia. Takovýmto bohatstvím je například lidský kapitál. Baxter a Jermann (1997) ovšem upozornili na skutečnost, že výnosy z domácího lidského kapitálu jsou silně korelovány s výnosy domácích aktiv. Domácí investoři by proto měli tím spíše diversifikovat svá portfolia.

Dalším navrženým vysvětlením je skutečnost, že příjem řady domácích firem plyne ze zahraničních aktivit. Držba akcií těchto domácích firem tak vede k nepřímé expozici vůči zahraničním šokům. Heston a Roewenhoerst (1994) ovšem poukazují na to, že výnosy akcií podniků působících mezinárodně jsou silně korelovány s výnosy domácího trhu.

Obstfeld a Rogoff (2000) tvrdí, že jev home bias může být způsoben existencí překážek pro pohyb zboží. Držením akcií firem, které produkují zboží neobchodované mezinárodně, mohou domácí investoři lépe zajistit svou spotřebu. Van Wincoop a Warnock (2010) ovšem poukazují na to, že v takovém případě by musela existovat vysoká korelace mezi výnosy domácích aktiv a změnou ceny domácího spotřebního koše, což nelze v reálném světě pozorovat.

Velká část akcií je držena investory, kteří chtějí daný podnik ovládat, a jejich podíl tedy není reálně obchodovatelný. Při výpočtu skutečného podílu domácích aktiv na celkovém portfoliu by tedy měly být použity pouze volně obchodovaná aktiva. Dahlquist a kol. (2003) zjistili, že u vzorku 51 zemí bylo pouze 32 % aktiv volně obchodováno. Po této korekci autoři naměřili podstatně nižší home bias.

Velmi často uváděným vysvětlením je existence informační asymetrie mezi investory. Zahraniční investoři jsou totiž znevýhodněni v přístupu k informacím o zahraničních podnicích, protože čelí jazykové bariéře, menší dostupnosti informací, časovému posunu atd. Kang a Stulz (1997) na příkladu amerických investorů ukázali, že tito investoři více investují do japonských podniků, jež znají, tedy především do velkých podniků. Coval a Moskowitz (1999 a 2001) dále dokázali, že čím vzdálenější je trh od USA, tím nižší váhu mají aktiva tohoto trhu na portfoliích amerických podílových fondů. Také

Portes a Rey (2005) poukazují na skutečnost, že nejvíc zahraničních investic proudí do sousedních zemí. Tento jev nazývají „*foreign bias*“.

Tesar a Werner (1995) toto tvrzení ovšem vyvracejí, protože obrat zahraničních aktiv v portfoliích je vyšší než přeskupení domácích aktiv v portfoliích. Investoři tedy reagují citlivě na zprávy ze zahraničních trhů. Karolyi (2002) navíc dokázal, že v době asijské krize dosahovali zahraniční investoři na japonském trhu lepších výsledků než domácí japonští investoři, včetně velkých institucionálních investorů.

Při výpočtu optimálních vah čelí investoři nejistotě ohledně budoucích výnosů, neboť budoucí výnosy lze pouzeodhadovat pomocí statistických metod, které jsou spojeny se statistickými chybami. Vysoká volatilita výnosů pak může vést k tomu, že rozdíl mezi odhady budoucích výnosů pro dva trhy nemusí být statisticky významný, resp. může být nulový. Gorman a Jorgensen (2002) zkoumali, zda jsou odchylky mezi skutečnými a optimálními vahamistatisticky významné. Jejich měření ovšem ukázalo, žeinvestování do zahraničních aktiv nevede ke statisticky významnému zlepšení výkonu portfolia.

Problém ohledně nejistoty budoucích výnosů se pokusil překlenout Pástor (2000) pomocí aplikace Bayesovské metody na rozhodování amerického investora. Při zahrnutí nejistoty spojené s odhadem budoucích výnosů ovšem dochází k závěru, že domácí investor by měl držet 47 % svého portfolia v zahraničních aktivech. Baele a kol. (2007) rozšířili tuto analýzu a zkombinovali ji s technikou navrženou v práci Garlappi a kol. (2006). Odhadnuté výnosy v této práci nejsou bodové odhady, ale leží uvnitř intervalu spolehlivosti. Autoři pak dokazují, že při zavedení nejistoty ohledně odhadu, poklesne ukazatel home bias o 10 % až 20 %.

2.5 Korelace národních úspor a domácích investic

V roce 1980 publikovali Martin Feldstein a Charles Horioka (dále jen „*FH*“) článek „*Domácí úspory a mezinárodní kapitálové toky*“, ve kterém poukazují na skutečnost, že míra národních úspor v ekonomice je silně korelována s výší domácích investic. Ve své práci FH zkoumali tento vztah na vzorku 21 zemí OECD v období let 1960–1974 a došly k výsledku

$$\left(\frac{I}{Y}\right)_i = \underset{(0,02)}{0,04} + \underset{(0,07)}{0,89}\left(\frac{NS}{Y}\right)_i, \qquad R^2=0,91. \qquad (227)$$

Jelikož hodnota regresního koeficientu ve výši 0,89 je blízká jedné a tento koeficient byl významný, interpretovali naměřené výsledky jako důkaz nízké mobility kapitálu mezi zeměmi. Takovýto závěr však byl v rozporu s předpoklady ekonomické teorie, která naopak

předpokládala vysokou mezinárodní mobilitu kapitálu, a tedy nízkou korelaci mezi těmito dvěma veličinami.

Řada ekonomů se proto v následujících letech snažila výsledky FH ověřit a přijít s možnými vysvětleními tohoto jevu. Apergis a Tsoumas (2009) ve svém přehledu vyjmenovávají téměř 200 článků, které se tímto tématem zabývaly. Vzhledem k omezenému rozsahu této práce budou v tomto přehledu shrnuty pouze nejdůležitější a také nejnovější články. Detailnější přehled nabízí studie Coakley, Kulasi a Smith (1998) a Apergis a Tsoumas (2009).

2.5.1 Výsledky předchozích měření korelace národních úspor a domácích investic

Řada autorů, mezi jinými Obstfeld (1986), Dooley, Frankel and Mathieson (1987), Feldstein and Bachetta (1991), Eichengreen (1992), Sinn (1992) nebo Obstfeld (1995), se pokusila zreplikovat měření FH na vzorku jiných zemí a pro jiné období, ovšem dospěly k obdobným závěrům. Tavéra a kol. (2015) porovnali celkem 1 651 odhadů regresního koeficientu z celkem 49 článků publikovaných od roku 1980 a dospěli k průměrné hodnotě mezi 0,56 a 0,67. Zároveň se pokusili nalézt důvod rozdílů v naměřených výsledcích a dospěli k závěru, že modely využívající první diference, modely používající míru úspor nebo bilanci běžného účtu jako vysvětlující proměnnou a modely zahrnující veřejný deficit nebo velikost země jako další vysvětlující proměnné systematicky vykazují nižší hodnoty tohoto koeficientu.

Již po svém zveřejnění byly výsledky FH měření zpochybňovány z metodologického hlediska azejména bylo kritizováno použití průřezové analýzy. Například Sinn (1992) argumentuje, že i v případě existence dokonalé kapitálové mobility může být naměřena vysoká kladná korelace, pokud jsou k měření použity průměry obou veličin za velmi dlouhé období.

Řada autorů (mimo jiné Tesar (1991), Miller (1988), Ketenci (2012) a nejnověji Onafowara, Owoye and Huart (2011)) se proto pokusila využít analýzu časových řad. Výsledky těchto testů jsou ovšem značně rozdílné, neboť různí autoři využívali různých metod aplikovaných na různě dlouhé časové řady pro různá období a země.

Feldstein (1983) se proto pokusil využít panelové analýzy, která kombinuje oba výše uvedené přístupy. Výsledky těchto testů naznačují, že při použití panelové analýzy je

naměřený vztah slabší než při použití dat průřezových. Tento přístup je také nejčastěji využívaným přístupem v nejnovějších analýzách.

Bebczuk a Schmidt-Hebbel (2010) zkoumali vztah mezi úsporami a investicemi zvlášť na úrovni domácností, firem a vlády a snažili se odlišit dlouhodobé a krátkodobé efekty. Pro vzorek zemí OECD v období 1970–2003 naměřili sektorové koeficienty nepřesahující hodnoty 0,5. Di Iorio a Fachin (2010) využili pro obdobný datový soubor tzv. bootstrap panelovou kointegraci a dospěly k závěru, že při zohlednění strukturálních zlomů robustních vůči průřezové závislosti není možné prokázat dlouhodobý vztah mezi národními úsporami a domácími investicemi. Ketenci (2013) odhadla koeficient zadržování úspor zvlášť pro několik skupin zemí – OECD, EU15, NAFTA a G7 – a došla k závěru, že FH korelace existuje pouze pro skupinu zemí G7. Bose (2012) prokázal, že při zohlednění heterogenity mezi zeměmi a sériové korelace reziduí významně poklesl sdružený FH koeficient pro panel zemí.

Existence FH puzzle byla také testována speciálně pro členské země EU, u kterých se předpokládá vyšší kapitálová mobilita než u ostatních zemí. Feldstein a Bachetta (1991), Bayoumi (1989) a Lemmen (1998) potvrdili, že v 80. letech významně poklesl FH koeficient. Blanchard a Giavazzi (2002) odhadli tento koeficient pro celou EU ve výši 0,50 pro období 1975–1990 a ve výši 0,36 pro období 1991–2001. Katsimi a Zoegab (2016) navíc objevili strukturální zlomy pro období let 1960–2012, ve kterých naměřený koeficient poklesl. Konkrétně v roce 1993, kdy byl zaveden jednotný trh, v roce 1999, kdy bylo přijato euro, a v roce 2008, kdy vypukla finanční krize.

Mezi prvními studiemi, které analyzovaly FH korelaci na vzorku zemí východní Evropy, byla práce Buch (1999). Pro období let 1989–1997 autor ve svém článku naměřil koeficient 0,52. Brada, Mandel a Tomšík (2008) testovali data ze 127 zemí v období let 2000–2005 a porovnávali výsledky pro tři skupiny zemí s různou mírou hospodářské vyspělosti. Vypočtený regresní koeficient dosahoval hodnot 0,068 pro rozvinuté země, 0,247 pro transitivní ekonomiky a 0,111 pro chudé země. Ketenci (2012) studovala čtvrtletní data pro 27 zemí EU v období 1995–2009. Při použití několika různých testů existence jednotkového kořenu, strukturálních zlomůa kointegrace dospěla k závěru, že při zohlednění strukturálních zlomů v datech je odhadnutý koeficient relativně nízký. Mohammad a Mohammad (2010) testovali korelaci pro každou zemi EU zvlášť a zjistili, že regresní koeficient se mezi zeměmi značně liší, neboť výsledky dosahovaly hodnot od 0,21 do 0,95. Misztal (2011) využil VAR modelu ke zkoumání vztahu zvlášť pro vyspělé ekonomiky

(s výsledným regresním koeficientem 0,57) a zvlášť pro tzv. emerging markets (s výsledným regresním koeficientem 0,22). Za použití autoregresního modelu s rozloženým zpožděním a neomezeného VECM objevili Onafowara, Owoye a Huart (2011) významný kointegrační vztah mezi úsporami a investicemi pro šest zemí EU. Petreska a Mojsoska-Blazevski (2013) zjistily, že regresní koeficient se značně liší mezi zeměmi střední a východní Evropy, zeměmi Balkánského poloostrova a zeměmi Společenství nezávislých států.

2.5.2 Vysvětlení vysoké korelace národních úspor a domácích investic

Největší kontroverzi článku FH vyvolalo jejich interpretace vysoké hodnoty regresního koeficientu jako důkazu nízké mobility kapitálu. Protože ovšem nárůst přeshraničních toků v době zveřejnění článku FH byl nepochybný, přišla řada autorů s alternativními vysvětleními tohoto jevu.

Obstfeld (1986 a 1995) sestavil model všeobecné rovnováhy, který inkorporuje vysokou korelaci mezi úsporami a investicemi a zároveň i dokonalou kapitálovou mobilitu. V tomto modelu žijí jedinci dvě období – v prvním období pracují a spoří a ve druhém období spotřebovávají úspory z předešlého období. Tento model dále předpokládá, že kapitál je dokonale mobilní, zatímco práce je dokonale imobilní. Pokud dojde ke krátkodobému šoku v produktivitě práce, pak tento šok nemůže být absorbován zahraničním trhem práce a musí se plně projevit v nárůst ceny práce, tedy mzdy, v domácí ekonomice. Tento nárůst povede k růstu spotřeby. Protože na trhu výrobních statků musí panovat rovnost podílů mezních produktů a cen pro práci i kapitál, musí zároveň vzrůst cena kapitálu, tedy úroková míra. Tento nárůst pak povede k růstu investic.

Tesar (1993) se pokusila najít společné vysvětlení mezi FH puzzle a tzv. equity home bias puzzle a consumption correlation puzzle, diskutovanými v předchozích částech. V modelu dvou zemí s dokonalou kapitálovou mobilitou může být tento fenomén vysvětlen šoky v produkci neobchodovaného zboží. Pokud elasticita mezičasové substituce převýší elasticitu substituce mezi obchodovaným a neobchodovaným zbožím, pak země mohou vyrovnat svou spotřebu změnou produkce neobchodovaného zboží. Pokud neobchodované zboží tvoří velkou část celkové produkce, pak domácí spotřebitelé budou preferovat domácí aktiva ve svých portfoliích.

Equity home bias jako možné vysvětlení vysoké korelace mezi úsporami a investicemi navrhl také Feldstein (1994). Podle jeho názoru je nízká míra diversifikace portfolia důsledkem existence politického a měnového rizika spojeného s držbou

zahraničních aktiv. Hedging těchto rizik pak vede k tokům kapitálu, které se vzájemně kompenzují, a čistý tok kapitálu tak je velmi nízký. Podle Kraay, Loayza a Ventura (2005) je nárůst úspor nejprve spojen s nákupem zahraničních aktiv, ovšem po nějaké době musí země přeskupit své portfolio a nakoupit domácí aktiva, aby bylo zachováno riziko portfolia na stejné úrovni. S obdobným vysvětlením přišli také Horioka and Yasutomi (2011), kteří odkazují na Adama Smith a jeho Bohatství národů. Autoři tvrdí, že Smith předvídal existenci equity home bias a zároveň poskytl i vysvětlení tohoto jevu. Vlastníci kapitálu podle Smith se snaží investovat ve své zemi co největší část svého bohatství z důvodu bezpečnosti.

Jiný směr literatury se věnuje korelaci úspor a investic ve vztahu k vyrovnávacím mechanismům běžného účtu platební bilance. Sachs (1981) zjistil, že bilance běžného účtu je více korelována s investicemi než s úsporami, což interpretuje jako důkaz, že zahraniční kapitál je citlivý na změnu v domácích investičních příležitostech, a tedy že kapitál je vysoce mobilní mezi zeměmi. Na tento výzkum navázal Ghosh (1995), který zkoumal volatilitu bilance běžného účtu a porovnával ji s optimální volatilitou bilance běžného účtu. Pokud je skutečná volatilita nižší než optimální, pak je kapitál imobilní a běžný účet nemůže vyrovnávat krátkodobé šoky. Skutečně naměřená volatilita ovšem přesáhla volatilitu optimální, což Ghosh interpretuje jako důkaz vysoké kapitálové mobility.

Pravděpodobně nejčastěji zkoumaným vysvětlením FH korelace je existence dlouhodobého rozpočtového omezení země. Jelikož každá země musí udržet svou dlouhodobou solventnost, musí být současný deficit běžného účtu kompenzován přebytkem běžného účtu v budoucím období. Levy (1995) a Taylor (2002) proto tvrdí, že výsledky FH jsou pouze potvrzením dlouhodobé ekonomické solventnosti zemí a nikoli kapitálové imobility. Obstfeld a Taylor (2004) proto předpokládají, že úspory a investice musí být v dlouhém období kointegrované, aby byl běžný účet v dlouhém období vyrovnaný. Tento předpoklad se jim podařilo potvrdit.

Alternativní vysvětlení nabízejí autoři zabývající se vztahem mezi fiskálním deficitem a deficitem běžného účtu. Ballabriga, Dolado a Vinals (1991) se zabývali otázkou, zda vysoké schodky vládního rozpočtu mohou v dlouhém období podkopat vnější platební schopnost země. Tito autoři argumentují, že rozdíl mezi úsporami a investicemi soukromého i vládního sektoru musí být v dlouhém období roven očekávanému poklesu současné hodnoty primárních přebytků obou sektorů. Při porovnání chování běžného účtu a rozdílů mezi úsporami a investicemi zvlášť pro vládní sektor a zvlášť pro soukromý sektor dospěli k závěru, že oba sektory zvlášť porušují omezení daná běžným účtem, ovšem v součtu

naopak odpovídají chování běžného účtu. Také Miller (1988) tvrdí, že vlády reagují na deficit běžného účtu snížením vládních výdajů nebo zvýšením daní (tedy snížením vládního deficitu a zároveň zvýšení vládních úspor). Toto záměrné vyrovnávání externího deficitu pomocí fiskální politiky tak podle tohoto autora má za následek vysokou korelaci mezi investicemi a úsporami. Fidermuc (2003) zkoumal tuto tzv. teorii dvojího deficitu na vzorku transformujících se ekonomik a naměřil vysokou korelaci mezi rozpočtovým schodkem a schodkem běžného účtu. Naopak Aristovnik a Djurić (2010) nalezli pouze nízkou korelaci pro vzorek NMS v období 2004–2008, tedy po jejich přistoupení k EU a před vypuknutím finanční krize.

Barro, Mankiw a Sala-i-Martin (1995) vidí za FH korelací vliv fiskální politiky, ovšem soustředí se na mikroekonomický vliv daní. Za použití Solowova modelu s doplněním o Ramseyho spotřebitele maximalizujícím užitek v rámci nekonečného časového horizontu nejprve dokazují, že výsledky FH nedokazují nízkou mobilitu finančního a fyzického kapitálu, ale pouze nízkou mobilitu lidského kapitálu. Pokud jsou všechny ekonomiky uzavřené, jsou v rovnováze, jejich technologie i preference spotřebitelů jsou stejné, pak úrokové míry musí být také ve všech zemích stejné. Úrokové míry tak nemohou ovlivnit úspory ani investice v ekonomice. Faktorem schopným ovlivnit investice je ovšem daňová sazba, protože tato snižuje výnosovou míru a země s vyšší daňovou sazbou se vyznačují nižší mírou investic i úspor. Produktivita kapitálu v takovéto zemi je tak vyšší než v zemi s nízkými daňovými sazbami. Při otevření ekonomik dojde k vyrovnávání mezních měr produktivity kapitálu očištěného o daňovou sazbu. Toto vysvětlení je obdobné jako v Tobin (1983).

Tobin (1983), a také Baxter a Crucini (1993), dále poukazuje na skutečnost, že FH analyzovali velké ekonomiky, které jsou schopny ovlivnit světovou úrokovou míru, a proto pro ně úroková míra není exogenní veličinou. Harberger (1980) navíc argumentuje, že velké ekonomiky jsou schopny pokrýt investiční potřeby ze svých domácích zdrojů, zatímco malé ekonomiky jsou více závislé na zahraničních zdrojích, a proto by korelace mezi úsporami a investicemi měla být pro tyto země nižší. Dooley, Frankel a Mathieson (1987) proto zkoumali zvlášť data pro země OECD a rozvojových ekonomik a dospěli k závěru, že regresní koeficient pro rozvojové země dosahuje nižších hodnot.

Frankel (1988 a 1990) poukázal na skutečnost, že nutnou, ovšem nikoli postačující podmínkou nezávistlosti domácích investic na národních úsporách je platnost podmínky

RIP, která je dále závislá na platnosti podmínky PPP a UIP.[32] Pokud neplatí podmínka PPP, nemůže dojít k vyrovnání reálné úrokové míry mezi zeměmi a domácí investice pak mohou být korelovány s národními úsporami. Frankel dále tvrdí, že měnové kurzy se vyznačují nadměrnou volatilitou, která neodpovídá rozdílu v cenových hladinách, ale je způsobena spekulativní poptávkou po měně.[33] Zatímco spekulace na trhu v krátkém období převažuje, v dlouhém období naopak převáží tzv. investoři, kteří naopak nakupují měnu v závislosti na změnách ekonomických veličin. Tato nadměrná volatilita je naopak důkazem silné mobility kapitálu mezi zeměmi. Přestože tedy kapitál mezi zeměmi volně proudí, úrokové míry se mezi zeměmi liší a investice nejsou odděleny od úspor.

Obstfeld a Rogoff (2000) se zaměřili právě na vliv překážek v obchodu zbožím. Tyto bariéry způsobují, že se reálné úrokové míry pohybují opačným směrem než bilance běžného účtu. Země, která si vypůjčuje na zahraničním trhu, tedy země se schodkem běžného účtu platební bilance, čelí vyšším úrokovým mírám než země, které naopak půjčují. Tento protisměrný pohyb způsobuje to, že schodky běžného účtu jsou relativně malé a že investice se pohybují v těsném vztahu s vývojem úspor.

Bai a Zhang (2010) zkoumali vliv finančních frikcí na FH korelaci – jmenovitě omezená vymahatelnost smluv v důsledku hrozby bankrotu a omezená šířka finančního trhu (omezená pouze na bezrizikový dluhopis). Autoři na chování modelu dokazují, že kombinace těchto dvou jevů snižuje objem kapitálových toků na úroveň, která odpovídá skutečně pozorovaným hodnotám.

[32] Kromě platnosti této podmínky ovšem musí být všechny faktory, které ovlivňují investice i úspory, navzájem nekorelovány.
[33] Z těchto předpokladů vychází i Frankelův portfoliový model měnových kurzů.

3 Metodika

V první části této práce byl definován pojem integrace finančního trhu a byly vysvětleny efekty, které jsou od této integrace očekávány, tedy a) platnost úrokové parity, b) existence vyšší míry korelace pro růst spotřeby než pro růst produktu mezi zeměmi, c) zvýšení podílu zahraničních aktiv na celkovém portfoliu jednotlivých zemí a d) neexistence významné míry korelace mezi národními úsporami a domácími investicemi v jednotlivých ekonomikách. Ve druhé části pak byly tyto očekávané efekty představeny jakožto indikátory finanční integrace a byly stručně shrnuty dosavadní výsledky jejich měření. Předmětem této části bude nejprve vyslovit hypotézy k otázkám předloženým v úvodu této práce, které budou zkoumány pomocí výše uvedených indikátorů. Následně budou v jednotlivých kapitolách popsány konkrétní metody pro analýzu jednotlivých indikátorů, které budou ve čtvrté části použity k potvrzení, či vyvrácení těchto hypotéz, resp. k zodpovězení otázek stanovených v úvodu této práce. Každá kapitola této části obsahuje nejprve popis dat, která budou použita při měření daného indikátoru, a poté vysvětlení konkrétních ekonometrických postupů použitých pro analýzu.

3.1 Hypotézy vyplývající z teoretického modelu a z přehledu literatury

Na základě závěrů teoretického modelu a výsledků předchozích výzkumů lze vyslovit hypotézy k většině výzkumných otázek, které byly stanoveny v úvodu této práce a jejichž potvrzení, či vyvrácení bude předmětem čtvrté části této práce. Tyto hypotézy lze shrnout následovně:

- Stupeň integrace finančních trhů NMS by měl být vysoký, neboť tyto země prošly procesy ekonomické transformace a integrace s EU, jež zahrnovaly odstranění velké části překážek pro pohyb finančních zdrojů přes hranice těchto zemí. Nicméně stupeň integrace finančních trhů jednotlivých NMS by měl být rozdílný pro jednotlivé země, neboť každá země zvolila jiný přístup k ekonomické transformaci a k integraci s EU.
- Trend integrace finančních trhů NMS by mě být zvyšující se, protože proces odstraňování překážek, sjednocování pravidel a propojování infrastruktury

finančních trhů dále pokračuje a také předchozí výzkumy dospěly k závěru, že s postupem času se míra integrace zvyšuje.

- Míra integrace NMS s finančním trhem EU by měla být vyšší než s globálním finančním trhem, protože v rámci evropského integračního procesu došlo nejen k odstranění překážek pro pohyb finančních zdrojů mezi zeměmi, ale také k přijetí dalších opatření souvisejících s vytvořením jednotného trhu a hospodářské a měnové unie.
- Dosažený stupeň integrace finančních trhů NMS by však měl být nižší, než jakého dosáhly vyspělé ekonomiky, jak naznačují výsledky předchozích výzkumů.
- Tzv. puzzles by se u NMS měly projevovat silněji než u vyspělých ekonomik, což by mělo odpovídat nižšímu stupni integrace těchto trhů.
- Podmínky existence optimální měnové oblasti mezi NMS a eurozónou by měly být splněny, jelikož lze předpokládat vysoký stupeň integrace finančních trhů NMS.
- V důsledku endogenity podmínek existence optimální měnové oblasti by nejvíce integrovanými měly být finanční trhy NMS, které již zavedly společnou měnu euro.

3.2 Testování platnosti úrokové parity

V této kapitole budou nejprve představena data použitá ve čtvrté části k analýze platnosti úrokové parity a v druhé kapitole budou detailně popsány jednotlivé statistické metody použité k této analýze.

3.2.1 Data pro testování platnosti úrokové parity

Pro měření odchylek od podmínky úrokové parity byly zvoleny referenční výpůjční sazby mezibankovních trhů jednotlivých NMS, tzv. *Interbank Offered Rates* (dále jen „*IBOR*“). Jako aproximace světové úrokové míry byla použita sazba USD LIBOR, která je v současnosti nejpoužívanější referenční sazbou na světě, a jako aproximace trhu eurozóny byla zvolena sazba EURIBOR. Vzhledem k tomu, že největší objem transakcí je obchodován se splatností tři měsíce, bude právě tato maturita použita k empirickým měřením.

Protože není možné přímo pozorovat očekávané hodnoty spotových kurzů, ani očekávané změny cenové hladiny, vzniká z metodologického hlediska problém, jak tyto očekávané hodnoty aproximovat. Teorie racionálních očekávání předpokládá, že spotřebitelé využívají všech dostupných informací k tvorbě odhadu budoucího vývoje. Očekávání ekonomických veličin tak nejsou systematicky chybná, a spotřebitelé proto dokáží správně odhadnout budoucí změny kurzu i cenové hladiny. V souladu s teorií racionálních očekávání proto budou jako aproximace očekávaných hodnot použity skutečně realizované hodnoty kurzu a cenové hladiny. Očekávaný kurz v čase $t+n$ proto bude odpovídat skutečně pozorovanému kurzu v čase $t+n$, tedy $E_t(SR_{t+n}) = SR_{t+n}$, kde $n=3$ *měsíce*. Ke kvantifikaci očekávané inflace je pak využita skutečná změna indexu spotřebitelských cen pro jednotlivé země. Pokud jde o forwardové kurzy, budou vzhledem ke zvolené tříměsíční maturitě referenčních sazeb použity tří měsíční forwardové kurzy vyhlášené v daném čase t.

Platnost podmínky úrokové parity je testována na datech z peněžních trhů 12 NMS, konkrétně jde o Bulharsko (BG), Kypr (CY), Českou republiku (CZ), Estonsko (EE), Maďarsko (HU), Lotyšsko (LV), Litvu (LT), Maltu (MT), Polsko (PL), Rumunsko (RO), Slovensko (SK) a Slovinsko (SI).

Použité časové řady zahrnují období leden 1996–březen 2015, tedy období ekonomické transformace 90. let, post-transformační krize přelomu tisíciletí, následné hospodářské konjunktury i nedávné finanční a hospodářské krizi. Použitá data tak pokrývají celý hospodářský cyklus a neomezují se jen na období hospodářské stability, proto by závěry plynoucí ze zkoumání těchto časových řad měly být robustní i pro období krizí.

Pro země, které již přijaly společnou měnu euro, je testována platnost úrokové parity ve vztahu k eurozóně jen pro období před vstupem NMS do eurozóny. Po tomto vstupu totiž tyto státy používají stejnou měnu jako eurozóna a referenční mezibankovní sazbou se pro tyto země stala sazba EURIBOR. Po přijetí eura proto nemůže pro tyto NMS nemůže existovat žádná odchylka od úrokové parity. Jiná situace je ovšem u zemí, které vstoupili do ERM, a u Bulharska, jehož devizovým režimem je tzv. *currency board*, neboť tyto země stále mají vlastní měnu a vlastní referenční sazby.

Jako frekvence dat byla v případech kurzů i úrokových sazeb zvolena měsíční periodicita, přičemž byly použity měsíční průměry z denních hodnot. Bohužel, časové řady nejsou kompletní pro všechny země a pro všechny proměnné, proto bylo nutné použít pro každou zemi časové řady o jiné délce, a to podle proměnné s nejkratší časovou řadou dat.

V případě kompletních časových řad tak byl vzhledem ke zvolenému časovému rozpětí a periodicitě dat získán soubor o 231 pozorováních pro každou zemi.

Hodnoty referenčních výpůjčních sazeb mezibankovních trhů byly pro všechny NMS a EURIBOR získány ze statistické databáze Eurostatu[34] a hodnoty sazby USD LIBOR ze statistické databáze ECB[35]. Přestože sazba EURIBOR existuje teprve od ledna 1999, ECB aproximuje hodnoty předcházející tomuto datu pomocí sazby LIBOR.

Spotové měnové kurzy vůči euru jsou dostupné ve statistické databázi Eurostatu[36], přičemž pro hodnoty do ledna 1999 jsou použity kurzy vůči Evropské měnové jednotce (dále jen „*ECU*“). Dvoustranné kurzy NMS vůči USD pak byly získány z terminálu Bloomberg Professional. Forwardové kurzy České koruny k euru a USD jsou pravidelně zveřejňovány na stránkách ČNB.[37] Indexy spotřebitelských cen byly ve všech případech získány ze statistické databáze Eurostatu[38].

3.2.2 Použité ekonometrické techniky pro testování platnosti úrokové parity

V první části podkapitoly 4.1 jsou nejprve vypočteny průměrné hodnoty odchylek od podmínek úrokové parity a ostatních komponentů úrokového spreadu a v dalším kroku je odhadnut trend ve vývoji těchto odchylek.

Vypočtené odchylky od podmínky úrokové parity jsou, stejně jako v pracích Lemmen (1998), Dominguez a Frankel (1990) a Frankel, Phillips a Chinn (1993), využity k měření stupně a rychlosti integrace měnového trhu.

Stupeň integrace měnového trhu je vypočten pomocí regresní rovnice

$$IP_t = \beta c + \varepsilon_t, \tag{176}$$

ve které měsíční odchylky od úrokové parity IP vystupují jako vysvětlovaná proměnná, zatímco jako vysvětlující proměnná je použita konstanta c. Pokud je rovnice (176) odhadnuta pomocí *metody nejmenších čtverců* (dále jen „*OLS*“), pak regresní koeficient β odpovídá aritmetickému průměru IP. V případě dokonalé integrace peněžních trhů by měl být tento

[34] Eurostat Statistical Data Warehouse, dostupný z http://ec.europa.eu/eurostat/web/interest-rates/database
[35] ECB Statistical Data Warehouse, dostupný z http://sdw.ecb.europa.eu/
[36] Eurostat Statistical Data Warehouse dostupný z http://ec.europa.eu/eurostat/web/interest-rates/database
[37] Dostupné na stránkách https://www.cnb.cz/cs/financni_trhy/devizovy_trh/forwardove_kurzy/denni.jsp
[38] Eurostat Statistical Data Warehouse dostupný z http://ec.europa.eu/eurostat/web/interest-rates/database

regresní koeficient nulový. Regresní rovnice (176) je využita k odhadu průměrné odchylky od CIP, UIP, RIP a jejich komponentů, tedy kurzové prémie a odchylky od PPP.

Protože průměrný stupeň integrace představuje statický ukazatel, je v dalším kroku odhadnuta rychlost integrace měnového trhu. K tomu je využita regresní rovnice

$$\left|IP_t\right| = \alpha + \beta t + \varepsilon_t , \tag{177}$$

ve které jsou vysvětlovanou proměnnou absolutní hodnoty měsíčních odchylek od úrokové parity $\left|IP\right|$ a vysvětlující proměnnou je čas *t*. Pokud peněžní trhy konvergují, pak by se odchylka od podmínky úrokové parity měla zmenšovat a regresní koeficient β trendu by měl být záporný. V případě divergence měnových trhů bude tento koeficient naopak kladný. Protože hodnota regresního koeficientu udává měsíční změnu ve stupni integrace, velmi záporné hodnoty představují vysokou rychlost konvergence, a naopak velmi kladné hodnoty vyjadřují vysokou rychlost divergence.

Jako výchozí bod je pro každý NMS nejprve vypočten spread mezi domácí referenční sazbou a referenční sazbou eurozóny, resp. globální referenční sazbou, a poté jsou pro tento spread vypočteny jednotlivé prvky, na které je možné spread rozložit. Při platnosti podmínky úrokové parity by jediným prvkem schopným vysvětlit rozdíl v úrokových sazbách měla být očekávaná změna kurzu, která by se navíc měla rovnat forwardové prémii a rozdílu v očekávané inflaci. Vzhledem k tomu, že v praxi tyto předpoklady neplatí, jsou vypočítány odchylky od podmínky UIP, RIP a PPP, jež představují další komponenty úrokového spreadu. Vzhledem k tomu, že forwardové kurzy jsou dostupné pouze pro Českou republiku, je pro tuto zemi navíc vypočtena i odchylka od CIP a prémie za kurzové riziko.

Úrokový spread mezi domácí a zahraniční (tříměsíční, nominální) referenční sazbou je dán vzorcem

$$IRS_{t,t+3}^{n,D,F} = \ln\left(1 + r_{t,t+3}^{n,D}\right) - \ln\left(1 + r_{t,t+3}^{n,F}\right). \tag{178}$$

Při platnosti podmínky CIP by podle vzorce (118) měl být úrokový spread roven forwardové prémii. Forwardová prémie mezi tříměsíčním forwardovým kurzem a aktuálním spotovým kurzem je dána

$$FP_{t,t+3}^{D,F} = \frac{12}{3}\left[\ln\left(FR_{t,t+3}^{D,F}\right) - \ln\left(SR_t^{D,F}\right)\right], \tag{179}$$

proto odchylku od podmínky CIP lze vypočíst (v procentech za rok) jako

$$IRS_{t,t+3}^{n,D,F} - FP_{t,t+3}^{D,F} . \tag{180}$$

Pokud bude platnost prokázána, pak mezi trhy NMS a eurozónou, resp. globálním trhem, neexistují překážky pro nabývání krátkodobých aktiv (např. transakční náklady, kapitálové kontroly, nedostatečné informace, daňové předpisy) a zároveň aktiva NMS mohou sloužit jako dokonalé substituty aktiv eurozóny, resp. USA. Krátkodobý finanční kapitál je tedy dokonale mobilní, tedy trhy jsou dokonale integrovány, a mezi aktivy z různých zemí neexistují rozdíly.

I přes případnou platnost podmínky CIP nemusí platit podmínka UIP, a to kvůli existenci kurzového rizika. V dalším kroku je proto testován vztah mezi forwardovým kurzem a realizovaným spotovým kurzem v době maturity forwardového kontraktu, a to pomocí prémie za kurzové riziko. Ta je vypočtena jako rozdíl forwardové prémie a změny spotového kurzu

$$FP_{t,t+3}^{D,F} - \frac{\Delta SR_{t,t+3}^{D,F}}{SR_t^{D,F}}, \tag{181}$$

kde ex post změna spotového kurzu je dána vzorcem

$$\frac{\Delta SR_{t,t+3}^{D,F}}{SR_t^{D,F}} = \frac{12}{3}\left[\ln\left(SR_{t+3}^{D,F}\right) - \ln\left(SR_t^{D,F}\right)\right]. \tag{182}$$

Odchylka od UIP podle vzorce (125) je pak vypočtena (v procentech za rok) jako

$$IRS_{t,t+3}^{n,D,F} - \frac{\Delta SR_{t,t+3}^{D,F}}{SR_t^{D,F}}. \tag{183}$$

Čím více se liší odchylka od podmínky UIP a odchylka od podmínky CIP, tím vyšší je kurzové riziko, tedy tím více je kurz dané měny volatilní.

Podle (relativní verze) teorie parity kupní síly by očekávaná změna spotového kurzu měla být výsledkem rozdílné očekávané inflace ve dvou zemích, proto by úrokový spread měl být dán pouze diferenciálem rozdílných očekávaných inflací. Reálné úrokové míry by tak měly být ve všech zemích stejné. Odchylka od RIP podle vzorce (128) je proto vypočtena (v procentech za rok) jako

$$IRS_{t,t+3}^{n,D,F} - ID_{t,t+3}^{D,F}, \tag{184}$$

kde inflační diferenciál je

$$ID_{t,t+3}^{D,F} = \frac{12}{3}\left[\ln\left(CPI_{t+3}^{D}\right) - \ln\left(CPI_t^{D}\right)\right] - \frac{12}{3}\left[\ln\left(CPI_{t+3}^{F}\right) - \ln\left(CPI_t^{F}\right)\right]. \tag{185}$$

Platnost podmínky RIP vyžaduje nejen platnost podmínek UIP a CIP, ale i platnost podmínky PPP. Podle Haldane a Pradhan (1992, s. 5) je tak možné neplatnost podmínky RIP interpretovat jako existenci překážek pro pohyb zboží a služeb, tedy kapitálových aktiv.

Protože rovnice (184) může platit pouze, pokud platí podmínka parity kupní síly, je odchylka od platnosti podmínky kupní síly měřena pomocí rozdílu mezi ex post inflačním diferenciálem a ex post změnou spotového kurzu v období tří měsíců, a to podle vzorce

$$\frac{\Delta SR_{t,t+3}^{D,F}}{SR_t^{D,F}} - ID_{t,t+3}^{D,F}. \tag{186}$$

Ve druhé části jsou pak za pomoci analýzy časových řad zkoumány vztahy mezi jednotlivými složkami úrokového spreadu. Protože data pro testování podmínky CIP jsou dostupná jen pro Českou republiku, je analýza časových řad provedena pouze na příkladu této země.

K vysvětlení naměřených odchylek od platnosti podmínky úrokové parity je nutné analyzovat chování jednotlivých složek úrokového spreadu v čase a také jejich vzájemné vztahy. Většina NMS ovšem v průběhu sledovaného období vstoupila do eurozóny, příp. do ERM, proto pro tyto země není možné analyzovat interakci měnového kurzu a ostatních ekonomických veličin. Vzhledem k nedostatku dat o forwardových kurzech ze zbývajících zemí s plovoucím kurzem bude analýza časových řad provedena pouze na příkladu České republiky. Forwardové kurzy pro euro ovšem existují až od května 2001 a údaje o americkém indexu spotřebitelských cen jsou dostupné od roku 1998, proto analýza časových řad pro vztah s EU pokrývá období 2001–2014 a pro USA období 1998–2014.

Aby bylo možné analyzovat časové řady, je nutné nejprve otestovat jejich *stacionaritu*. Časová řada je slabě, resp. kovariančně, stacionární, pokud:

1) střední hodnota proměnné $E(X_t)$ je konstantní a neměnná pro všechna období *t,*
2) variabilita proměnné $\text{var}(X_t)$ je konstantní a neměnná v čase *t* a
3) $\text{cov}(X_{t_1}, X_{t_2}) = \text{cov}(X_{t_{1+h}}, X_{t_{2+h}})$, tedy kovariance mezi časovými úseky je neměnná při posunech v čase pro libovolné *h*.

Úroveň a variabilita stacionární řady jsou tedy konstantní v čase (trend je tak se stacionaritou neslučitelný) a také kovarianční struktura je v čase neměnná.

Pokud časová řada není stacionární, pak se autokorelace hodnot časové řady blíží jedné a příliš neklesají s tím, jak se zvyšuje délka zpoždění. To znamená, že každá hodnota časové řady je silně korelovaná se svými zpožděnými hodnotami. Kořeny φ_p auto-regresního modelu *AR(p)*, tedy modelu, kde vysvětlujícími proměnnými jsou zpožděné hodnoty závisle proměnné a který lze popsat funkcí

$$X_t = \phi_1 X_{t-1} + ... + \phi_p X_{t-p} + \varepsilon_t, \tag{187}$$

proto mají hodnotu rovnou jedné (řada má tzv. jednotkový kořen). Časová řada má pak tzv. dlouhou paměť a vykazuje trendové chování. Při použití takovýchto časových řad v regresní analýze se pak výsledky potýkají s problémem tzv. *zdánlivé regrese*, neboť dosažené vysoké hodnoty naměřených regresních koeficientů nesvědčí o silném regresním vztahu, ale pouze odráží shodný trend sledovaný oběma řadami.

Nestacionární časové řady lze často převést na stacionární pomocí jejich diferencování. Pokud lze ke stacionarizaci použít pouze první diferenci, pak se časové řady nazývají integrované řádu jedna a označují se jako *I(1)*.

Stacionarita je v této práci ověřována pomocí dvou testů – rozšířeného Dickey-Fullerova testu (dále jen „*ADF test*“) a testu navrhnutého v práci Kwiatkovski, Phillips, Schmidt a Shin (1992) (dále jen „*KPSS test*“).

Nulové hypotéza ADF testu je dána jako

$$H_0 : \Delta X_t = \psi X_{t-1} + \sum_{i=1}^{k} \beta_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t , \quad \text{pro } \psi = 0 , \tag{188}$$

kde regresní koeficient pro zpožděnou hodnotu proměnné $\psi = \varphi_1 - 1$ a β_i je regresní koeficient pro změny proměnné. Testová statistika testuje významnost regresního parametru ψ a má tvar

$$ADF = \frac{\hat{\psi}}{\hat{\sigma}(\hat{\psi})} , \tag{189}$$

kde $\hat{\psi}$ představuje odhad regresního koeficientu ψ a $\hat{\sigma}(\hat{\psi})$ směrodatnou odchylku tohoto odhadu. Tato statistika má speciální rozdělení $t_{1-\alpha}(n)$ s *n* stupni volnosti (Dickey a Fuller, 1979) a kritický obor $ADF \leq t_{1-\alpha}(n)$. Pokud není možné nulovou hypotézu zamítnout, tedy pokud $\psi = 0$, pak řada má jednotkový kořen a je nestacionární.

Zatímco ADF test ověřuje nulovou hypotézu o existenci jednotkového kořene (tedy nestacionaritě časové řady), KPSS test ověřuje opačnou nulovou hypotézu, tedy stacionaritu časové řady a neexistenci jednotkového kořene. Testová statistika KPSS testu má tvar

$$\eta = \frac{\sum_{i=1}^{T} S_t^2}{T^2 \hat{\sigma}(e_t)^2} , \tag{190}$$

kde $S_t = \sum_{i=1}^{t} e_i$, $\hat{\sigma}(e_t)^2$ je odhad rozptylu e_t v dlouhém období a e_t je reziduum z odhadu regresní rovnice pro vysvětlovanou proměnnou *X* vůči interceptu, tedy $e_t = (X_t - \overline{X})$.

Na základě výsledků testů stacionarity budou následně analyzovány vztahy mezi úrokovými mírami, jejich prvními diferencemi a mezi jednotlivými složkami podmínky úrokové parity. Pokud se prokáže nestacionarita časových řad, bude nejprve testována existence jejich vzájemné kointegrace, a pokud bude tato potvrzena, pak bude odhadnut *vektorový model korekce chyb* (dále jen „*VECM*“).

Jako *kointegrované* jsou označovány nestacionární časové řady, jejichž lineární kombinace stacionární jsou. Takovéto řady vykazují společný trend a jejich vztah je v dlouhém období rovnovážný. Pokud dojde k vychýlení z rovnovážného stavu, pak v následujících obdobích dojde k protisměrnému pohybu, který povede k obnovení rovnováhy.

Existence kointegrace bude ověřena pomocí Engle-Grangerova testu a Johansenova testu. Engle a Granger (1987) navrhli postup o třech krocích:

1) je otestována stacionarita časových řad (k tomuto účelu budou využity výsledky ADF testu a KPSS testu popsaných výše),
2) je odhadnuta regresní rovnice pro časové řady pomocí OLS a
3) je otestována stacionarita reziduálních složek z tohoto regresního modelu pomocí *Engle-Grangerova testu* (dále jen „*EG*“).

Nulová hypotéza EG testu je taková, že odhad residuální složky $\hat{\varepsilon}$ z regresní rovnice (odhadnuté v druhém kroku) má jednotkový kořen (tedy jsou nestacionární)

$$H_0 : \Delta\hat{\varepsilon}_{t-1} = \psi\hat{\varepsilon}_t + u_t \qquad \text{pro } \psi = 0 . \qquad (191)$$

Pokud je možné nulovou hypotézu EG testu zamítnout, pak reziduální složka nemá jednotkový kořen, tedy je stacionární, a je možné dvě časové řady označit za kointegrované. Mezi těmito dvěma řadami tak existuje dlouhodobý vztah a regresní rovnici odhadnutou v druhém kroku je možné interpretovat bez problému zdánlivé regrese.

K použití *Johansenova testu* (Johansen, 1991) je nutné nejprve prozkoumat Grangerovu kauzalitu (popsána níže) a v případě, že existuje oboustranná kauzalita mezi dvěma proměnnými, lze použít dvou testů – tzv. trace test (resp. test stopy) a tzv. test maximální vlastní hodnoty (tzv. eigenvalue test). Zatímco trace test ověřuje nulovou hypotézu o existenci maximálně *r* kointegračních vektorů, test maximální vlastní hodnoty ověřuje nulovou hypotézu o existenci *r* kointegračních vektorů v systému.

Pokud jsou dvě časové řady kointegrovány a existuje mezi nimi kauzalita v Grangerově smyslu (tedy pokud Johansenův test potvrdil kointegraci), pak je možné odhadnout tvar modelu VECM. Tento umožňuje rozlišit mezi krátkodobými a

dlouhodobými vztahy mezi dvěma proměnnými. VECM s neomezenou konstantou pro dvě proměnné bude mít tvar

$$\begin{pmatrix}\Delta A_t\\ \Delta B_t\end{pmatrix}=\begin{pmatrix}\phi_A\\ \phi_B\end{pmatrix}+\sum_{j=1}^{p}\begin{pmatrix}\gamma_{A,A,j} & \gamma_{A,B,j}\\ \gamma_{B,A,j} & \gamma_{B,B,j}\end{pmatrix}\begin{pmatrix}\Delta A_{t-j}\\ \Delta B_{t-j}\end{pmatrix}+\begin{pmatrix}\alpha_A\\ \alpha_B\end{pmatrix}\left(\beta_B B_{t-1}+\beta_A A_{t-1}\right)+\begin{pmatrix}\varepsilon_{A,t}\\ \varepsilon_{B,t}\end{pmatrix}$$

, (192)

kde ϕ je konstanta, koeficient γ vyjadřuje krátkodobý vztah, p je počet zpoždění, výraz $\left(\beta_B B_{t-1}+\beta_A A_{t-1}\right)$ představuje tzv. člen korekce chyby, koeficient α vyjadřuje rychlost návratu soustavy do rovnovážného stavu a ε je reziduum. Koeficienty β vyjadřují dlouhodobé vztahy a mají tvar kointegračních vektorů typu $(1, \beta)'$. Aby byl model stabilní, musí hodnoty těchto koeficientů ležet v intervalu (-1; 0).

Pro stacionární řady bude nejprve odhadnut lineární regresní model pro prozkoumání vztahu mezi současnými hodnotami dvou proměnných, a následně bude odhadnut *vektorový autoregresní model* (dále jen „*VAR*“) a testována kauzalita v Grangerově smyslu mezi těmito dvěma proměnnými.

V prvním kroku budou pro stacionární řady odhadnuty parametry lineárního regresního modelu pro vztahy mezi jednotlivými složkami podmínky úrokové míry. Postupně proto budou odhadovány pomocí OLS parametry regresní rovnice pro podmínku kryté úrokové parity

$$FP_{t,t+3}^{D,F}=\alpha+\beta IRS_{t,t+3}^{n,D,F}+\varepsilon\ , \tag{193}$$

pro hypotézu racionálních očekávání (tedy dokonalé předpovědi budoucího kurzu)

$$\frac{\Delta SR_{t,t+3}^{D,F}}{SR_t^{D,F}}=\alpha+\beta FP_{t,t+3}^{D,F}+\varepsilon\ , \tag{194}$$

pro podmínku nekryté parity úrokových měr

$$\frac{\Delta SR_{t,t+3}^{D,F}}{SR_t^{D,F}}=\alpha+\beta IRS_{t,t+3}^{n,D,F}+\varepsilon\ , \tag{195}$$

pro podmínku reálné parity úrokových měr

$$IRS_{t,t+3}^{n,D,F}=\alpha+\beta ID_{t,t+3}^{D,F}+\varepsilon\ , \tag{196}$$

pro podmínku parity kupní síly

$$\frac{\Delta SR_{t,t+3}^{D,F}}{SR_t^{D,F}}=\alpha+\beta ID_{t,t+3}^{D,F}+\varepsilon\ , \tag{197}$$

a konečně také pro kombinaci podmínky reálné úrokové parity a podmínky parity kupní síly

$$\frac{\Delta SR_{t,t+3}^{D,F}}{SR_t^{D,F}} = \alpha + \beta ID_{t,t+3}^{D,F} + \gamma IRS_{t,t+3}^{n,D,F} + \varepsilon \ . \tag{198}$$

Pro všechny podmínky by v případě jejich platnosti měl být regresní koeficient β, resp. γ, roven jedné a měl by být významný a naopak konstanta α by měla být nulová a nevýznamná. Čím blíže jsou odhadnuté hodnoty těmto teoretickým hodnotám, tím více jsou finanční a kapitálové trhy integrovány s trhem EU, resp. s globálním trhem.

Ovšem, aby bylo možné výsledky interpretovat, je nutné nejprve odhadnutý model otestovat na platnost předpokladů, na nichž je model lineární regrese postaven. Těmito předpoklady jsou nulová střední hodnota reziduální složky, konečný a konstantní rozptyl (*homoskedasticita*) reziduální složky, nekorelovanost reziduální složky na své zpožděné hodnoty (neexistence autokorelace), nekorelovanost regresorů s reziduální složkou a neexistence *multikolinearity* (tj. lineární závislosti mezi regresory).

V případě existence autokorelace reziduí nebude k odhadu regresních rovnic použita metoda OLS, ale *Cochrane-Orcuttova metoda*. Tato metoda je postavena na tzv. Koyckově transformaci, při níž se v čase *t* odečítá od regresní rovnice její přepis pro čas *t-1* vynásobený konstantou ρ. V prvním kroku jsou odhadnuty OLS-rezidua $\hat{\varepsilon}_t$ v modelu

$$y_t = \beta_1 + \beta_2 x_{t2} + ... + \beta_k x_{tk} + \varepsilon_t \ , \qquad \varepsilon_t = \rho \varepsilon_{t-1} + u_t \ , \tag{199}$$

Jako konstanta ρ je v dalším kroku použit odhad koeficientu korelace mezi odhadnutými OLS-rezidui, tedy

$$\hat{\rho} = \frac{\sum_{t=2}^{T} \hat{\varepsilon}_{t-1} \hat{\varepsilon}_t}{\sum_{t=1}^{T} \hat{\varepsilon}_t^2} \ . \tag{200}$$

Regresní model je následně odhadnut pomocí OLS, ovšem regresní rovnice je upravena na tvar

$$y_t^* = \beta_1^* + \beta_2 x_{2t}^* + ... + \beta_k x_{kt}^* + u_t \ , \tag{201}$$

kde $y_t^* = y_t - \rho y_{t-1}$, $\beta_1^* = (1-\rho)\beta_1$, $x_{t2}^* = x_{t2} - \rho x_{t-1,2}$ a $x_{tk}^* = x_{tk} - \rho x_{t-1,k}$.

Protože jednotlivé složky podmínek úrokové parity mohou reagovat na změnu vysvětlující proměnné zpožděně, bude pro dále odhadnut model VAR, příp. VECM, pro každou z výše uvedených rovnic. V případě platnosti podmínek úrokové parity, parity kupní

síly a racionálních očekávání by mezi proměnnými měla existovat kauzalita v Grangerově smyslu.

Model VAR představuje zobecnění jednorozměrného autoregresního procesu (Cipra, 2008). Tento model má ovšem více než jednu závisle proměnnou a má tedy i více než jednu regresní rovnici, která využívá jako vysvětlující proměnné zpožděné hodnoty všech analyzovaných proměnných. Model VAR (1) pro jedno zpoždění (v závorce) a dvě proměnné je možné zapsat dvěma rovnicemi

$$\begin{aligned} \Delta A_{i,t} &= \alpha_{A,i} + \rho_{A,i}\Delta A_{i,t-1} + \beta_{A,i}\Delta B_{i,t-1} + \varepsilon_{A,i,t} \\ \Delta B_{i,t} &= \alpha_{B,i} + \rho_{B,i}\Delta B_{i,t-1} + \beta_{B,i}\Delta A_{i,t-1} + \varepsilon_{B,i,t}, \end{aligned} \tag{202}$$

kde α představuje konstantu, Δ logaritmickou diferenci, ρ regresní koeficient pro logaritmickou diferenci závisle proměnné *A*, β regresní koeficient pro logaritmickou diferenci závisle proměnné *B*, $A_{i,t}$ první závisle proměnnou pro zemi *i* v čase *t*, $B_{i,t}$ první závisle proměnnou pro zemi *i* v čase *t* a ε chybový člen.

Řád VAR modelu je identifikován pomocí Schwarzova bayesovského informačního kritéria a poté je model odhadnut pomocí OLS.

Model VAR umožňuje poměrně snadno prozkoumat příčinnou souvislost mezi stacionárními veličinami v tzv. *Grangerově smyslu* (Granger, 1969). Pokud proměnná X_{t-1} je statisticky významnou vysvětlující proměnnou pro hodnotu X_t, pak X_{t-1} působí kauzálně v Grangerově smyslu na proměnnou X_t. V případě modelů VAR tak lze Grangerovu kauzalitu mezi proměnnými snadno prozkoumat pomocí t-testů a celkového F-testu.

Stabilitu odhadnutého VAR modelu je nutné prověřit pomocí *funkce odezvy na impulz* (tzv. „*impulse-response function*“) navržené v práci Lütkepohl a Breitung (1996). Tato funkce vyjadřuje reakci vybrané proměnné na jednotkovou změnu jiné proměnné. Pokud jednotkový šok v čase vymizí, lze odhadnutý VAR model považovat za stabilní. Graf odezvy na impuls tak může odpovědět na otázku, zda šok má pozitivní nebo negativní vliv na proměnnou a kdy, případně zda jeho vliv časem vymizí. Pro případ modelů VAR je nutné nejprve provést ortogonalizaci bílého šumu, neboť konstruovaných rovnic je mnoho a náhodné šoky mezi sebou bývají korelovány.

Pomocí grafu *dekompozice rozptylu* je navíc možné odhadnout, kolik z rozptylu chyby předpovědi pro danou proměnnou lze vysvětlit šoky v jednotlivých rovnicích VAR modelu, tedy jaký je relativní vliv šoků z jednotlivých rovnic na vysvětlovanou proměnnou.

3.3 Testování korelace růstu spotřeby mezi zeměmi

V této kapitole budou nejprve představena data použitá ve čtvrté části k analýze korelace růstu spotřeby a produktu mezi zeměmi a v druhé kapitole budou detailně popsány jednotlivé statistické metody použité k této analýze.

3.3.1 Data pro testování korelace růstu spotřeby mezi zeměmi

Míra korelace růstu spotřeby podle vzorce (150) je zkoumána na vzorku 13 NMS, konkrétně jde o Bulharsko (BG), Kypr (CY), Českou republiku (CZ), Estonsko (EE), Maďarsko (HU), Lotyšsko (LV), Litvu (LT), Maltu (MT), Polsko (PL), Rumunsko (RO), Slovensko (SK) a Slovinsko (SI). Jelikož všechny NMS jsou malé post-transformační ekonomiky, byly do vzorku pro srovnání výsledků s velkými rozvinutými ekonomikami přidány i Německo (GE) a eurozóna (EA).

Jako aproximace vývoje světového produktu a spotřeby byl použit světový agregát (WD) a také agregát Evropské unie (EU). Jelikož v rámci EU došlo k podstatnému odbourání překážek pohybu kapitálu a zboží, budování hospodářské a měnové unie a NMS prošly procesem integrace do EU, lze předpokládat, že ekonomiky NMS jsou silně propojeny s trhem EU a tento trh se blíží předpokladům modelu popsanému v kapitole 1.2.4. Pokud tedy nedochází k efektivnímu rozložení rizika spotřeby NMS v rámci celé světové ekonomiky, mělo by být efektivně diversifikováno alespoň v rámci EU.

Jelikož NMS jsou malé ekonomiky a jejich podíl na globálním produktu a globální spotřebě je nízký, stejně jako na produktu a spotřebě EU, nebyly globální agregát, ani agregát EU očištěny o produkt a spotřebu dané NMS. Jiná situace je ovšem v případě Německa a eurozóny, které tvoří podstatnou část světové i evropské spotřeby i produktu. Při analýze vzájemného vztahu byly globální agregáty očištěny o spotřebu a produkt Německa, eurozóny a EU a agregáty EU o spotřebu a produkt Německa a eurozóny. Při analýze vztahu EU-eurozóna je tedy zkoumán vztah mezi nečleny eurozóny a eurozónou.[39]

Analýza pokrývá období let 1995–2013, tedy období poznamenané jak hospodářským růstem, tak recesí. Vzhledem k tomu, že finanční krize v letech 2008–2013 představovala výrazný zásah do fungování všech světových ekonomik, je nejprve analyzován kompletní datový soubor pro celé období a následně bez zahrnutí let 2008–2013.

[39] Což nemusí být nutně vztah eurozóna-NMS, jelikož členem eurozóny není také Velká Británie.

Data byla získána z databáze Světové banky[40]. Jako reálná spotřeba per capita byl použit indikátor „Household final consumption expenditure per capita (constant 2005 US$)“ a jako reálný produkt per capita „GNP per capita (constant 2005 US$)“. Reálné investice per capita a reálné vládní výdaje per capita byly získány vydělením ukazatelů „General government final consumption expenditure (constant 2005 US$)“ a „Gross capital formation (constant 2005 US$)“ indikátorem „Population, total“. Reálný kurz je zkonstruován za pomoci ukazatelů „Official exchange rate (LCU per US$, period average)“ a „Consumer price index (2005 = 100)“.[41] Pro zvolený vzorek zemí obsahuje databáze kompletní data pro všechny země (s výjimkou Malty) od roku 1995 do roku 2013, proto bylo toto rozmezí zvoleno jako zkoumané období.

Roční frekvence dat namísto čtvrtletní byla zvolena, protože čtvrtletní data jsou poznamenána problémem sezónnosti. Přestože by bylo možné odstranit sezónnost z dat, použití takovýchto dat by bylo problematické, jelikož výsledkem by byly umělé časové řady a použití takovýchto časových řad by mohlo vést ke zkresleným výsledkům. Navíc každá země používá jinou metodologii sběru dat a jejich následného očištění o sezónnost.

Jako míry růstu jednotlivých veličin jsou použity logaritmické diference. Lze proto předpokládat, že data jsou stacionární a nejsou zatížena problémem zdánlivé korelace.

3.3.2 Použité ekonometrické techniky pro testování korelace růstu spotřeby mezi zeměmi

Z rovnice (150) v kapitole 1.2.4 vyplývá, že pokud jsou mezinárodní finanční trhy skutečně plně integrovány, měl by existovat silný lineární vztah mezi mírami růstu spotřeby mezi jednotlivými zeměmi. V prvním kroku jsou proto vypočteny koeficienty korelace mezi jednotlivými páry NMS, a to zvlášť pro míry růstu spotřeby a zvlášť pro míry růstu produktu, jak to bylo navrhnuto v původním testu ve studii Backus, Kehoe a Kydland (1992). Jak ovšem upozornil Obstfeld (1994a, s. 13-14), v tomto případě existuje riziko, že změny v národních úrovních spotřeby jsou ovlivňovány i faktory, které jsou synchronizovány mezi jednotlivými zeměmi a nesouvisí s tokem volných zdrojů mezi ekonomikami. Je proto

[40] World Bank Open Data, dostupný z: data.worldbank.org.
[41] Kódy použitých indikátorů v databázi Světové banky jsou NE.CON.PRVT.PC.KD pro spotřebu domácností, NY.GDP.PCAP.KD pro produkt, NE.CON.GOVT.KD pro vládní výdaje, SP.POP.TOTL pro populace, PA.NUS.FCRF pro oficiální nominální měnový kurz a FP.CPI.TOTL pro cenovou hladinu.

vhodnější měřit korelaci jednotlivých národních agregátů s celosvětovým agregátem, resp. s agregátem EU.

Korelační koeficienty jsou vypočítány podle vzorce

$$\frac{E\left[\left(c^i-\mu_{c^i}\right)\left(c^W-\mu_{c^W}\right)\right]}{\sigma_{c^i}\sigma_{c^W}}, \tag{203}$$

tedy střední hodnota E součinu odchylek reálné spotřeby c^i per capita v zemi i a reálné celosvětové spotřeby (resp. spotřeby EU) c_t^W per capita od jejich aritmetického průměru μ_{C^i} a μ_{C^W} je vydělena součinem jejich směrodatných odchylek σ_{c^i} a σ_{c^W}.

Dále jsou porovnány směrodatné odchylky měr růstu spotřeby a produktu jednotlivých zemí i celosvětových agregátů (resp. agregátů EU). Pokud mohou země plně sdílet idiosynkratická rizika své národní spotřeby mezi sebou, pak volatilita míry růstu domácí spotřeby by měla být relativně nízká v porovnání s volatilitou produktu a měla by pro všechny země odpovídat volatilitě světové spotřeby. Naopak v případě produktu by volatilita měla být vyšší než volatilita spotřeby a volatility jednotlivých zemí by se měly lišit.

Jako jedno z možných vysvětlení rozporu empirických měření se závěry teoretického modelu je literaturou uváděno (viz přehled literatury), že mezinárodní finanční trhy nejsou plně integrovány. Obstfeld (1994a) proto navrhl testovat, zda domácnosti v jednotlivých zemích skutečně mohou nabývat zahraniční zdroje bez omezení. Pokud je země otevřená, pak čistý přesun zahraničních zdrojů TR^i do domácí ekonomiky i je roven

$$TR^i = C^i - \left(Y^i - G^i - I^i\right), \tag{204}$$

kde G^i jsou vládní výdaje a I^i jsou investice. Tento transfer je způsoben platbami plynoucími z držby zahraničních aktiv, které jsou podmíněny stavem prostředí (např. úroky, kapitálové zisky, dividendy atd.). Pokud je ovšem země i autarkní, pak $TR^i = 0$ a její spotřeba C^i je zcela závislá na domácích faktorech, tedy je rovna

$$C^i = Y^i - G^i - I^i. \tag{205}$$

Pomocí regresní analýzy tak lze testovat, zda je domácí spotřeba více závislá na globálních, nebo na domácích faktorech. Pomocí metody OLS je proto odhadnuta regresní rovnice

$$\ln\left[\frac{c_{t+1}^i}{c_t^i}\right] = \alpha^i + \gamma^i \ln\left[\frac{c_{t+1}^W}{c_t^W}\right] + \delta^i \ln\left[\frac{y_{t+1}^i - i_{t+1}^i - g_{t+1}^i}{y_t^i - i_t^i - g_t^i}\right] + \varepsilon^i, \tag{206}$$

kde c_t^i je reálná spotřeba per capita v zemi *i* v období *t*; c_t^W je reálná celosvětová spotřeba (resp. spotřeba EU) per capita v období *t*; i_t^i jsou investice v zemi *i* v období *t*; g_t^i jsou vládní výdaje v zemi *i* v období *t*; α^i je konstanta pro zemi *i*; výraz $\ln\left[\frac{y_{t+1}^i - i_{t+1}^i - g_{t+1}^i}{y_t^i - i_t^i - g_t^i}\right]$ představuje změny v domácích faktorech, které nejsou zajištěné na mezinárodním trhu; koeficient δ^i je regresní koeficient měřící závislost změny domácí spotřeby na inovacích v domácí ekonomice *i*, které nejsou zajištěné na mezinárodním trhu, koeficient γ^i je regresní koeficient měřící závislost změny domácí spotřeby na změně globální spotřeby a ε^i je residuum (resp. chybový člen).

Pokud je model popsaný v kapitole 1.2.4 platný, tedy pokud se trhy chovají jako kompletní a jsou plně integrovány, a tedy pokud umožňují zajistit riziko domácí spotřeby, pak $\gamma^i = 1$ a $\delta^i = 0$ (za předpokladu, že vysvětlující proměnné $\ln\left[\frac{y_{t+1}^i - i_{t+1}^i - g_{t+1}^i}{y_t^i - i_t^i - g_t^i}\right]$ a $\ln\left[\frac{c_{t+1}^W}{c_t^W}\right]$ nejsou vzájemně korelovány). Naopak, pokud $\gamma^i = 0$ a $\delta^i = 1$, pak růst domácí spotřeby je závislý na domácích faktorech. To by znamenalo, že rizika plynoucí z inovací v domácích faktorech nejsou efektivně zajištěna na mezinárodním trhu a přispívají k idiosynkratickým fluktuacím domácí spotřeby.

Tento test je v podstatě alternativním testem k testu Feldstein a Horioka (1980), podle kterých by domácí investice neměly být korelovány s národními úsporami. Pokud jsou totiž domácí investice omezeny výší národních úspor, pak i domácí spotřeba je omezena domácími zdroji. Domácí spotřeba by v takovém případě měla být rovna rozdílu mezi domácím produktem a investicemi (včetně vládní spotřeby). Naopak v případě otevřené ekonomiky by takovýto vztah existovat neměl, což je testováno v podkapitole 4.4.

Obdobný test navrhla Lewis (1999), která ve své práci analyzuje vztah mezi mírou růstu idiosynkratické spotřeby domácí ekonomiky a mírou růstu idiosynkratického produktu domácí ekonomiky. Celková spotřeba ekonomiky a celkový produkt jsou tak očištěny o tu část, která odpovídá celosvětovému růstu těchto veličin. V dalším kroku proto bude testována následující regresní rovnice, která je obdobná jako v Lewis (1999), tedy

$$\left[\ln\left(\Delta c_{t,t+1}^i\right) - \ln\left(\Delta c_{t,t+1}^W\right)\right] = \theta^i + \phi^i\left[\ln\left(\Delta y_{t,t+1}^i\right) - \ln\left(\Delta y_{t,t+1}^W\right)\right] + \varepsilon^i, \qquad (207)$$

kde θ^i je konstanta pro zemi *i* a ϕ^i je regresní koeficient vyjadřující závislost mezi mírou růstu domácí spotřeby očištěné o míru růstu globální spotřeby a mírou růstu domácího produktu očištěného o míru růstu globálního produktu. Pokud $\phi^i = 0$, pak idiosynkratický růst spotřeby není korelován s idiosynkratickým růstem produktu, a tedy dochází k efektivní diversifikaci rizika domácí spotřeby.

V souladu s Backus a Smith (1993) je v další části zkoumán vztah mezi změnou reálného kurzu $\frac{RER_{t+1}^i}{RER_t^i}$ pro zemi *i* vůči USD, resp. EUR, a rozdílem v mírách růstu reálné spotřeby mezi NMS a světovým agregátem, resp. agregátem EU.

Pro každou NMS je vypočten logaritmický rozdíl v mírách růstu reálné spotřeby per capita

$$\ln\left(\frac{c_{t+1}^i}{c_t^i}\right) - \ln\left(\frac{c_{t+1}^W}{c_t^W}\right) \tag{208}$$

a zároveň je zkonstruována změna reálného kurzu podle vzorce

$$\frac{RER_{t+1}^i}{RER_t^i} = \frac{SR_{t+1}^i}{SR_t^i}\frac{\left(1+\imath_{t;t+1}^W\right)}{\left(1+\imath_{t;t+1}^i\right)}, \tag{209}$$

kde výraz SR_t označuje průměrný spotový nominální kurz měny země *i* vůči americkému dolaru USD, resp. EUR, v období *t* a $\imath_t^i$ označuje inflaci v zemi *i* v období *t* až *t+1*.

Vztah mezi změnou reálného kurzu a rozdílem v mírách růstu reálné spotřeby je testován pomocí odhadu regresní lineární rovnice ve tvaru

$$\left[\ln\left(\frac{c_{t+1}^i}{c_t^i}\right) - \ln\left(\frac{c_{t+1}^W}{c_t^W}\right)\right] = \alpha^i + \beta^i\left[\ln\left(\frac{RER_{t+1}^i}{RER_t^i}\right)\right] + \varepsilon^i, \tag{210}$$

kde α^i je konstanta a ε^i je residuum (resp. chybový člen). Tato rovnice je odhadnuta pro každý NMS a) ve vztahu ke světové spotřebě a změně reálného kurzu vůči USD a b) ve vztahu ke spotřebě EU a změně reálného kurzu vůči EUR. Opět je rovnice testována zvlášť pro období před a včetně finanční krize.

Výsledky odhadu parametrů pro vzájemný vztah mezi reálnými veličinami podle rovnice (210) budou porovnány s výsledky odhadu parametrů pro vztah mezi veličinami nominálními podle rovnice[42]

[42] Rozdíl v mírách inflace v rovnici (211) je převrácenou hodnotou rozdílu v mírách inflace v rovnici (210). Mezi růstem reálné spotřeby a mírou inflace je předpokládán negativní vztah.

$$\ln\left(\frac{SR^i_{t+1}}{SR^i_t}\right) = \alpha^i + \beta^i\left[\ln\left(\frac{c^i_{t+1}}{c^i_t}\right) + \ln\left(1+\iota^i_{t;t+1}\right) - \ln\left(\frac{c^W_{t+1}}{c^W_t}\right) - \ln\left(1+\iota^W_{t;t+1}\right)\right] + \varepsilon^i . \quad (211)$$

Jak bylo popsáno v podkapitole 1.2.4, rozdíl v nominálním růstu spotřeb by měl být kompenzován změnou nominálního měnového kurzu, neboť tato rovnice je v podstatě obdobou podmínky UIP za předpokladu existence kompletních trhů. Koeficient β tak bude roven jedné, pokud platí podmínka UIP a zároveň existuje lineární závislost mezi mezní mírou mezičasové substituce ve spotřebě a cenami finančních aktiv. Rovnice (211) tak zároveň testuje vyrovnávání nominálních výnosů finančních aktiv na mezinárodním trhu a závislost míry růstu spotřeby na reálných výnosech finančních aktiv.

Pokud odhady regresních parametrů rovnic (210) a (211) nebudou kladné a statisticky významné, bude nutné zjistit, která z veličin nereaguje v souladu s předpoklady teorie. V dalším kroku proto bude prozkoumán zvlášť vliv měnového kurzu a zvlášť vliv rozdílu v mírách inflace na rozdíl v růstech reálné spotřeby podle vzorce

$$\ln\left(\frac{SR^i_{t+1}}{SR^i_t}\right) = \alpha^i + \beta^i\left[\ln\left(1+\iota^i_{t;t+1}\right) - \ln\left(1+\iota^W_{t;t+1}\right)\right] + \gamma^i\left[\ln\left(\frac{c^i_{t+1}}{c^i_t}\right) - \ln\left(\frac{c^W_{t+1}}{c^W_t}\right)\right] + \varepsilon^i . \quad (212)$$

Pokud platí podmínka UIP, pak znaménka obou regresních koeficientů β a γ musí být kladná. Zároveň platí, že čím méně existuje překážek pro mezinárodní obchod zbožím, tedy čím více se prosazuje podmínka PPP, tím statisticky významnější a bližší jedné by měl být koeficient β. Koeficient γ by měl být tím významnější a bližší jedné, čím silnější je lineární závislost mezi mezní mírou mezičasové substituce ve spotřebě a cenami finančních aktiv.

Na výše uvedený případ je možné nahlížet i z jiného úhlu. K vyššímu růstu spotřeby může dojít, pokud finanční aktiva obchodovaná v domácí ekonomice nabízejí vyšší výnos než finanční aktiva s totožnými charakteristikami nabízená v ekonomice zahraniční (cena domácích aktiv je tedy nižší než cena aktiv zahraničních, ze kterých plyne stejně vysoký příjem). Zahraniční investoři by v takovém případě měly nakupovat domácí finanční aktiva tak dlouho, až se cena na obou trzích vyrovná. Výnosy v domácí ekonomice poklesnou a růst spotřeby se sníží, protože mezní míra mezičasové substituce vzroste. Jelikož zahraniční investoři ukládají svou hotovost do domácích aktiv, aby je v dalším období zhodnocené převedly zpět do zahraničí, dojde také k depreciaci kurzu. Pokud ovšem existují překážky pro obchod s finančními aktivy, nemůže se mezinárodní arbitráž prosadit a rovnováha nemůže být obnovena díky změně kurzu.

3.4 Testování mezinárodní diversifikace portfolií

V této kapitole budou nejprve představena data použitá ve čtvrté části k analýze míry diversifikace portfolií finančních aktiv jednotlivých zemí a v druhé kapitole budou detailně popsány jednotlivé metody použité k této analýze.

3.4.1 Data pro testování mezinárodní diversifikace portfolií

Pro analýzu skutečného složení portfolií NMS budou využity údaje o tržní kapitalizaci listovaných společností z databáze Světové banky[43] a také údaje o zahraničních aktivech a pasivech, která jsou součástí výkazu investiční pozice země pravidelně uveřejňované MMF[44]. Oba údaje jsou vyjádřeny v USD a představují stav na konci každého roku. Vzhledem k tomu, že údaje o investiční pozici země v databázi Světové banky končí rokem 2012, nebylo možné vypočítat skutečné složení domácích portfolií po tomto datu. Z důvodu srovnatelnosti budou při výpočtu optimální kompozice portfolií použity pouze data do roku 2012, a optimální složení tak bude vypočítáno ke konci tohoto roku.

Pro výpočet optimální kompozice je nutné získat výnosy bezrizikového dluhopisu a výnosy akciových indexů jednotlivých zemí. Protože neexistuje žádný celosvětový státní dluhopis, je nejprve nutné vybrat vhodnou aproximaci. Vzhledem k významu amerických dluhopisů na světovém trhu a ratingu USA, byla za bezrizikové aktivum vybrána pokladniční poukázka USA s jednoměsíční maturitou. Měsíční výnosy (tedy nikoli per annum) americké pokladniční poukázky na začátku každého měsíce byly získány z databáze Ibbotson and Associates Inc. dostupné na webu Kenetha R. Frenche[45].

Pro každou zemi jsou dále vypočteny logaritmické výnosy jejich burzovních indexů.[46] Protože maturita bezrizikových dluhopisů je měsíční, budou výnosy akciových indexů vypočítány z měsíčních zavíracích kurzů.

Jako aproximace globálního akciového trhu byl zvolen index S&P Global 1200 sestavovaný agenturou Standard & Poor's. Tento index pokrývá přibližně 70 % celosvětové

[43] Ukazatel CM.MKT.LCAP.CD v databázi World Bank Open Data, dostupný z: http://data.worldbank.org.
[44] Ukazatel International Investment Position/Assets/Portfolio Investment/Equity v databázi IMF Data, dostupný z: http://data.imf.org.
[45] Data Library, dostupný z: http://mba.tuck.dartmouth.edu/pages/faculty/ken.french/data_library.html.
[46]SOFIX pro Bulharsko (BG), CSE General pro Kypr (CY), PX pro Českou republiku (CZ), OMX Tallinn pro Estonsko (EE), BUX pro Maďarsko (HU), OMX Vilnius pro Litvu (LT), OMX Riga pro Lotyšsko (LV), MSE pro Maltu (MT), WIG pro Polsko (PL), BET pro Rumunsko (RO), SBI pro Slovinsko (SI) a SAX pro Slovensko (SK).

tržní kapitalizace a je sestavován ze sedmi regionálních indexů zahrnujících všechny kontinenty. Navíc jsou pro tento index dostupné dostatečně dlouhé časové řady, proto je na rozdíl od jiných globálních indexů možné jej použít při analýze. Vzhledem k velikosti trhů jednotlivých NMS nebyly výnosy indexu S&P Global 1200 očištěny o výnosy aktiv z těchto trhů. Protože data z akciových trhů NMS existují pouze pro omezenou dobu, není vhodné použít celou časovou řadu světového indexu, ale pouze tu častá, která časově koresponduje s časovou řadou daného NMS. Všechna data o akciových indexech byla získána z terminálu Bloomberg Professional.

Jelikož nákup americké pokladniční poukázky a globálního indexu (který je sestavován v USD) představuje zároveň investici do amerického dolaru, je výnos z nákupu pokladniční poukázky ovlivňován změnou kurzu dané měny vůči dolaru, a výnos je tak nutné upravit o tuto změnu.

V předchozích výzkumech autoři zpravidla převedli výnosy jednotlivých zemí na výnosy ve stejné měně, v jaké je denominovaný výnos globálního indexu (nejčastěji USD). Domnívám se ovšem, že použití takovýchto dat je problematické, neboť při jejich použití je v podstatě hledán optimální poměr z pohledu globálního investora. Domácího investora spíše zajímá, jaký je jeho výnos v domácí měně. Dle mého názoru je proto vhodnější převést na domácí měnu výnos globálního indexu. V této části proto budou použity oba přístupy a jejich výsledky budou následně porovnány.

Problematické je ovšem převedení globálního bezrizikového výnosu na společnou měnu. V prvním případě, kdy jsou na společnou měnu převáděny domácí výnosy a kdy globální výnos je vyjádřen v této společné měně, je možné použít globální výnos vyjádřený ve společné měně. Problém ovšem nastává v druhém případě, kdy je na domácí měnu převáděn výnos globální. V takovém případě se nabízejí dvě možnosti – a) převést na domácí měnu výnos globálního bezrizikového aktiva, nebo b) použít domácí bezrizikové aktivum. V případě platnosti podmínky úrokové parity by oba přístupy měly vést ke stejnému výsledku, protože podle teorie úrokové parity by výnosy státních dluhopisů všech zemí očištěné o změnu kurzu měly být pro všechny země stejné. Ovšem vzhledem k existenci kreditního rizika a rizika likvidity nemusí tato podmínka platit (viz výsledky v kapitole 4.1).

Vzhledem k vysoké volatilitě převyšuje změna kurzu výnos americké pokladniční poukázky, proto nákup globálního „bezrizikového“ aktiva se stává rizikovou investicí a výnos globálního bezrizikového aktiva tak nelze považovat za bezrizikový. Na druhou stranu

většina NMS neemituje měsíční pokladniční poukázky a převedení ročních výnosů na měsíční není vhodné vzhledem k tomu, že výnosové křivky nejsou ploché.

Jako velmi hrubá aproximace se ovšem nabízí použití globálního bezrizikového výnosu neupraveného o očekávanou změnu kurzu. K výpočtu optimálních vah je totiž potřeba znát pouze bezrizikový výnos, který existuje v okamžiku výpočtu optimálních vah. V prosinci 2012, tedy v období, pro které jsou v této práci optimální váhy vypočítávány, byl měsíční výnos americké pokladniční poukázky 0,01 %. Stejně tak pro ostatní NMS byl bezrizikový výnos v roce 2012 velmi blízko nule, proto by případný rozdíl mezi americkou bezrizikovou výnosovou mírou a bezrizikovou výnosovou mírou dané NMS měl mít pouze minimální vliv.

V této práci proto budou použity tři přístupy pro výpočet optimálních vah v případě existence bezrizikového aktiva – a) výnos globálního indexu i výnos americké pokladniční poukázky budou převedeny na měnu daného NMS, b) výnos indexu daného NMS bude převeden na USD a c) výnos globálního indexu bude převeden na měnu daného NMS, ovšem jako bezrizikový výnos bude použit výnos americké pokladniční poukázky v prosinci 2012 bez převodu na měnu NMS.

Výnos globálního indexu bude pro každou zemi *i* upraven o změnu kurzu měny dané NMS vůči USD podle vzorce

$$R_{t,t+1}^{WD} = \ln\left(ind_{t+1}^{WD}\right) - \ln\left(ind_{t}^{WD}\right) + \ln\left(SR_{t+1}^{i,USD}\right) - \ln\left(SR_{t}^{i,USD}\right), \tag{213}$$

kde $\ln\left(ind_{t}^{WD}\right)$ představuje přirozený logaritmus hodnoty globálního akciového indexu na začátku měsíce *t* a $\ln\left(SR_{t}^{i,USD}\right)$ přirozený logaritmus hodnoty spotového kurzu měny země *i* vůči USD na začátku měsíce *t*. Obdobným způsobem bude upraven i výnos americké pokladniční poukázky.

Při převodu výnosu akciového trhu konkrétního NMS na USD bude postupováno stejným způsobem jen s tím rozdílem, že kurz bude vyjádřen v nepřímé kotaci (z pohledu NMS). Jelikož růst kurzu v přímé kotaci odpovídá poklesu kurzu v nepřímé kotaci, projeví se změna kurzu při úpravě výnosu globálního indexu opačně než při úpravě výnosu NMS. Depreciace měny NMS totiž povede k přičtení kurzového výnosu k výnosu globálního indexu (při převodu globálního výnosu na měnu NMS), ale naopak k přičtení kurzové ztráty k výnosu indexu NMS (při převodu výnosu indexu NMS na USD).

Časové řady zahrnují období let 1995–2012, ovšem pro některé země nebylo možné získat kompletní data pro celé zkoumané období.

3.4.2 Použité ekonometrické techniky pro testování mezinárodní diversifikace portfolií

Plně integrované finanční trhy by měly investorům umožnit nákup zahraničních finančních aktiv, a tím umožnit dosažení vyššího výnosu na jednotku rizika, jak bylo popsáno v podkapitole 1.2.5. Rozložení rizika však mohou bránit překážky znemožňující nákup zahraničních aktiv v optimálním množství. Čím více jsou trhy integrovány, tím bližší optimální kompozici by měl být podíl zahraničních aktiv na celkovém portfoliu domácích spotřebitelů. Indikátorem integrace finančního trhu tak je i rozdíl mezi skutečným a optimálním podílem zahraničních aktiv držených domácími subjekty v dané ekonomice.

Pro každou z 12 NMS je proto vypočten rozdíl mezi optimálním a skutečným poměrem domácích aktiv v portfoliu, tedy tzv. home bias, a to podle vzorce

$$HB^i = ACT^i - OPT^i, \tag{214}$$

kde OPT^i představuje optimální a ACT^i skutečný podíl aktiv země *i* držených subjekty v zemi *i*. Ukazatel ACT^i tedy vyjadřuje, o kolik procentních bodů je podíl domácích aktiv v portfoliu investorů vyšší, než by odpovídalo optimu.

Skutečný podíl domácích aktiv na celkových aktivech držených domácími subjekty v dané ekonomice je vypočten jako

$$ACT^i = \frac{DMC^i - FL^i}{DMC^i - FL^i + FA^i}, \tag{215}$$

kde DMC^i představuje domácí tržní kapitalizaci, FL^i portfoliové investice zahraničních subjektů do domácích akcií (zahraniční závazky) a FA^i portfoliové investice domácích subjektů do zahraničních akcií (zahraniční aktiva).

V teorii byla využita celá řada přístupů k odhadu optimální váhy zahraničních aktiv v celkovém portfoliu. V souladu s Baele a kol. (2004) lze rozlišit dva obecné přístupy k této kalkulaci – a) přístup založený na modelu a b) přístup založený na datech.

První přístup vychází z modelu CAPM a z platnosti předpokladů, na kterých je postaven. Jak bylo popsáno v kapitole 1.1.5, s nárůstem počtu finančních aktiv v portfoliu roste poměr mezi směrodatnou odchylkou a výnosem portfolia. Maximálního Sharpeho poměru je tak možné dosáhnout pouze při zahrnutí všech rizikových aktiv do portfolia. Při zahrnutí bezrizikového aktiva do portfolia existuje pouze jedna kombinace rizikových aktiv, která (v kombinaci s bezrizikovým aktivem) nabízí nejvyšší poměr výnosu a rizika. Model CAPM předpokládá, že každý spotřebitel drží ve svém portfoliu veškerá aktiva obchodovaná

na trhu, a to ve stejném vzájemném poměru těchto aktiv jako všichni ostatní spotřebitelé. Nadměrný výnos každého rizikového finančního aktiva by se tak měl odvozovat od nadměrného výnosu právě této optimální kombinace. V takovém případě pak ale poměr kapitalizace každého finančního aktiva na celkové tržní kapitalizaci musí odpovídat váze tohoto aktiva v optimálním portfoliu každého spotřebitele.

Pokud se tedy ocenění finančních aktiv skutečně řídí modelem CAPM a pokud jsou finanční trhy dokonale integrovány, měl by poměr finančních aktiv v portfoliu každého spotřebitele odpovídat poměru kapitalizace domácího finančního trhu na celkové globální kapitalizaci.

Pro každou z 12 NMS proto bude nejprve vypočten podíl kapitalizace domácího trhu na celkové globální kapitalizaci, jakožto optimální váha domácích aktiv v portfoliu. Výpočet bude proveden jak pro každý rok zvlášť, tak v průměru za celé období, a to podle vzorce

$$OPT^i = \frac{DMC^i}{WMC^i}, \tag{216}$$

kde DMC^i představuje kapitalizaci domácího trhu země *i* a WMC^i kapitalizaci globálního trhu. Tento vypočtený optimální podíl pak bude porovnán se skutečným podílem pro každý rok ve sledovaném období.

Alternativní možností je testovat platnost tzv. „mezinárodní verze“ modelu CAPM. Dokonalá integrace finančních trhů předpokládá přístup investorů ze všech zemí ke všem finančním aktivům obchodovaným na globálním trhu, tedy jak přístup ke všem akciovým titulům, tak ke všem bezrizikovým dluhopisům. Všichni investoři by tak pro oceňování akcií měli používat stejný model CAPM. Bezrizikovým výnosem v rovnici (168) by měl být výnos globálně obchodovaného státního dluhopisu a výnosem tržního portfolia výnos globálního akciového indexu. V rovnici (168) ovšem vystupují očekávané hodnoty akciových výnosů, které není možné přímo pozorovat. V souladu s teorií racionálních očekávání proto budou použity skutečně realizované měsíční výnosy.

Pro empirickou verifikaci rovnice (168) je využita regresní rovnice

$$R^i_{t,t+1} - R^f_{t,t+1} = \alpha^i + \beta^i \left[R^{WD}_{t,t+1} - R^f_{t,t+1}\right] + \varepsilon^i, \tag{217}$$

kde $R^i_{t,t+1}$ představuje skutečně realizovaný výnos domácího akciového indexu země *i* za období jednoho měsíce, $R^f_{t,t+1}$ výnos americké pokladniční poukázky na začátku daného měsíce (upravený o změnu kurzu za daný měsíc), $R^{WD}_{t,t+1}$ skutečně realizovaný výnos globálního akciového indexu za období jednoho měsíce (upravený o změnu kurzu za daný

měsíc), α^i intercept (resp. absolutní člen), β^i regresní koeficient domácího vůči globálnímu nadměrnému výnosu a ε^i chybový člen pro zemi *i*. Tato rovnice bude odhadnuta pomocí metody OLS.

Pokud je model CAPM skutečně platný, pak by intercept α^i měl být nulový a koeficient β^i by měl být významný. V tomto případě tedy nebude měřítkem integrace odchylka od optimálního poměru domácích vah v portfoliu, ale hodnota interceptu α^i, a to i kdyby byl odhad interceptu statisticky nevýznamný. Regresní přímka protíná lineární přímku v hodnotě dané interceptem, protože hodnota interceptu představuje průměrnou hodnotu vysvětlované proměnné v případě, kdy by hodnoty vysvětlující proměnné byly nulové. Intercept tak zachycuje všechny faktory, které nejsou způsobeny změnou vysvětlující proměnné. Pokud je tedy hodnota interceptu nenulová, znamená to, že cena finančního aktiva dané země neodráží pouze tržní riziko, ale aktivum je systematicky nadhodnocované nebo podhodnocované v důsledku působení dalšího faktoru. Jinými slovy, čím vyšší je absolutní hodnota interceptu, tím více neplatí rovnice (168).

Při bližším pohledu na rovnici (217) a jejím srovnání s rovnicí (213), je zřejmé, že při výpočtu globálního nadměrného výnosu se úprava výnosu globálního indexu o změnu kurzu vyruší s úpravou bezrizikové úrokové míry o změnu kurzu. Výsledkem je tedy tvar

$$R^i_{t,t+1} - \left[R^f_{t,t+1} + \ln\left(SR^{i,USD}_{t+1}\right) - \ln\left(SR^{i,USD}_{t}\right)\right] = \alpha^i + \beta^i\left[\ln\left(ind^{WD}_{t+1}\right) - \ln\left(ind^{WD}_{t}\right) - R^f_{t,t+1}\right] + \varepsilon^i . \qquad (218)$$

Při další úpravě na vztah

$$\left[R^i_{t,t+1} - \ln\left(SR^{i,USD}_{t+1}\right) - \ln\left(SR^{i,USD}_{t}\right)\right] - R^f_{t,t+1} = \alpha^i + \beta^i\left[\ln\left(ind^{WD}_{t+1}\right) - \ln\left(ind^{WD}_{t}\right) - R^f_{t,t+1}\right] + \varepsilon^i \qquad (219)$$

je zřejmé, že tato regresní rovnice zkoumá vztah mezi globálním akciovým výnosem a domácím akciovým výnosem upraveným o změnu kurzu.

Není ovšem důležité, zda je výnos indexu NMS převeden na USD, nebo zda je globální a bezrizikový výnos převeden na měnu NMS. Pravá strana rovnice je v obou případech stejná a také levá strana rovnice se nezmění, neboť při převodu globálního bezrizikového výnosu na měnu NMS je odečítána změna kurzu v přímé kotaci (z pohledu NMS), zatímco při převodu výnosu indexu NMS na USD je přičítána změna kurzu v nepřímé kotaci (z pohledu NMS). Protože nárůst kurzu v přímé kotaci odpovídá poklesu kurzu v kotaci nepřímé, je výsledek shodný.

Z dalšího přeskupení

$$\left[R^i_{t,t+1} - R^f_{t,t+1}\right] - \left[\ln\left(SR^{i,USD}_{t+1}\right) - \ln\left(SR^{i,USD}_{t}\right)\right] = \alpha^i + \beta^i\left[\ln\left(ind^{WD}_{t+1}\right) - \ln\left(ind^{WD}_{t}\right) - R^f_{t,t+1}\right] + \varepsilon^i \qquad (220)$$

je pak patrný jiný vztah. Rozdíl mezi výnosem domácího aktiva globálního bezrizikového bondu, který je upravený o změnu kurzu, by měl být lineárně závislý na nadměrném výnosu globálního tržního portfolia. V případě, že takovýmto domácím aktivem je bezrizikový dluhopis dané země (bezrizikový z pohledu domácího investora) a zároveň platí podmínka UIP, pak by ovšem tvar na levé straně rovnice měl být roven nule. Tvar na pravé straně rovnice pak může být nulový pouze pokud intercept α^i je roven nule a zároveň β^i je roven nule (příp. nadměrný výnos světového portfolia je nulový). Hodnota interceptu α^i představuje průměrnou hodnotu vysvětlované proměnné v případě, kdy by hodnoty vysvětlující proměnné byly nulové, tedy v tomto případě představuje průměrnou odchylku od podmínky UIP. Protože nelze předpokládat nulovou volatilitu světového tržního portfolia, a naopak lze předpokládat nulovou volatilitu výnosu domácího vládního dluhopisu, může být koeficient β^i nulový pouze, pokud korelace mezi výnosem světového portfolia a měnovým kurzem je nulová, příp. volatilita měnového kurzu je nulová. Intercept α^i proto odráží systematickou odchylku od podmínky UIP, zatímco koeficient β^i postihuje kurzové riziko způsobené volatilitou kurzu.

Přístup založený na datech opouští předpoklady modelu CAPM, tedy že finanční aktiva jsou správně oceněna, protože všichni investoři drží stejný optimální poměr rizikových aktiv ve svém portfoliu, a naopak se snaží vypočítat optimální váhy přímo z dat o výnosech a riziku finančních aktiv. K tomuto výpočtu slouží závěry moderní teorie portfolia tak, jak byla popsána v kapitole 1.1.5.

Za předpokladu, že existuje jedno globální bezrizikové aktivum, resp. platí podmínka úrokové parity, bude optimální podíl domácích aktiv v portfoliu nezávislý na rizikové averzi jednotlivých investorů. Protože na portfolio domácích aktiv a zahraničních aktiv lze nahlížet jako na dvě aktiva, lze jejich optimální váhy v portfoliu vypočítat podle vzorce (79).

Pro dvě riziková aktiva má tento vzorec tvar

$$\varpi^i = \frac{\left[E\left(R^i_{t,t+1}\right) - R^f_{t,t+1}\right]\sigma^2\left(R^{WD}_{t,t+1}\right) - \left[E\left(R^{WD}_{t,t+1}\right) - R^f_{t,t+1}\right]\rho\left(R^i; R^{WD}\right)\sigma\left(R^i_{t,t+1}\right)\sigma\left(R^{WD}_{t,t+1}\right)}{\left[E\left(R^i_{t,t+1}\right) - R^f_{t,t+1}\right]\sigma^2\left(R^{WD}_{t,t+1}\right) + \left[E\left(R^{WD}_{t,t+1}\right) - R^f_{t,t+1}\right]\sigma^2\left(R^i_{t,t+1}\right) - \left[E\left(R^i_{t,t+1}\right) - R^f_{t,t+1} + E\left(R^{WD}_{t,t+1}\right) - R^f_{t,t+1}\right]\rho\left(R^i; R^{WD}\right)\sigma\left(R^i_{t,t+1}\right)\sigma\left(R^{WD}_{t,t+1}\right)}, \quad (221)$$
$$\varpi^{WD} = 1 - \varpi^i$$

kde $E\left(R^i_{t,t+1}\right)$ je průměr a $\sigma^2\left(R^i_{t,t+1}\right)$ rozptyl měsíčního výnosu akciového indexu země *i,* $E\left(R^{WD}_{t,t+1}\right)$ je průměr a $\sigma^2\left(R^{WD}_{t,t+1}\right)$ rozptyl měsíčního výnosu globálního akciového indexu (upraveného o změnu kurzu za daný měsíc), $R^f_{t,t+1}$ globální bezriziková měsíční výnosová míra na začátku daného měsíce (upraveného o změnu kurzu za daný měsíc), $\rho\left(R^i; R^{WD}\right)$

korelační koeficient mezi výnosem globálního akciového indexu (upraveného o změnu kurzu za daný měsíc) a akciového indexu země *i*, ϖ^i optimální váha aktiv země *i* v portfoliu a ϖ^{WD} optimální váha globálních aktiv v portfoliu. Protože optimální váhy se mění v závislosti na výši bezrizikového výnosu a tento výnos se mění každý den, je v tomto případě nutné zvolit datum, ke kterému budou optimální váhy vypočítány. Nejzazší datum, ke kterému je možné vypočítat skutečné složení portfolií NMS, představuje konec roku 2012. Zároveň k tomuto datu existují nejdelší možné časové řady, proto průměrné výnosy akciových indexů a jejich volatilita budou vypočteny ke konci roku 2012 a tyto budou upraveny o výnos americké pokladniční poukázky v prosinci 2012.

Při opuštění předpokladu, že na trhu existuje bezrizikové aktivum je do výpočtu kompozice optimálního poměru aktiv v portfoliu nutné zavést averzi k riziku všech spotřebitelů v dané zemi. Přestože vztah spotřebitelů k riziku může být v každé zemi jiný, v každém případě optimální kombinace domácích a zahraničních finančních aktiv musí ležet na efektivní hranici (tedy napravo nahoře od portfolia s nejnižší směrodatnou odchylkou), i kdyby spotřebitel byl absolutně rizikově averzní.

Pro každou zemi proto bude vypočítáno složení portfolia s nejnižší směrodatnou odchylkou. Vzorec pro výpočet lze získat diferenciací rovnice (63) a položením výsledku rovno 0, tedy po dosazení globálního indexu za aktivum *j*

$$\varpi^i\sigma^2\left(R^i_{t,t+1}\right)-(1-\varpi^i)\sigma^2\left(R^{WD}_{t,t+1}\right)+\sigma\left(R^i_{t,t+1}\right)\sigma\left(R^{WD}_{t,t+1}\right)\rho\left(R^i,R^{WD}\right)-2\varpi^i\sigma\left(R^i_{t,t+1}\right)\sigma\left(R^{WD}_{t,t+1}\right)\rho\left(R^i,R^{WD}\right)=0. \quad (222)$$

Po přeskupení má pak vzorec pro váhu aktiv země *i* v portfoliu s nejnižší volatilitou tvar

$$\varpi^i=\frac{\sigma^2\left(R^{WD}_{t,t+1}\right)-\sigma\left(R^i_{t,t+1}\right)\sigma\left(R^{WD}_{t,t+1}\right)\rho\left(R^i,R^{WD}\right)}{\sigma^2\left(R^i_{t,t+1}\right)+\sigma^2\left(R^{WD}_{t,t+1}\right)-2\sigma\left(R^i_{t,t+1}\right)\sigma\left(R^{WD}_{t,t+1}\right)\rho\left(R^i,R^{WD}\right)} \quad (223)$$
$$\varpi^{WD}=1-\varpi^i$$

V dalším kroku jsou pro každou zemi vypočítány váhy pro různé hodnoty averze k riziku. Vzorec pro výpočet lze získat po dosazení rovnic (62) a (63) do vztahu (85). Výsledný tvar je pak nutné derivovat podle každé proměnné a výsledné parciální derivace položit rovno nule. Optimální váhy tak budou dány vztahem

$$\varpi^i=\frac{E\left(R^i_{t,t+1}\right)-E\left(R^{WD}_{t,t+1}\right)}{\varphi\left[\sigma^2\left(R^i_{t,t+1}\right)+\sigma^2\left(R^{WD}_{t,t+1}\right)-2\sigma^2\left(R^i_{t,t+1}\right)\sigma^2\left(R^{WD}_{t,t+1}\right)\rho\left(R^i,R^{WD}\right)\right]}+\frac{\sigma^2\left(R^{WD}_{t,t+1}\right)-\sigma^2\left(R^i_{t,t+1}\right)\sigma^2\left(R^{WD}_{t,t+1}\right)\rho\left(R^i,R^{WD}_{t,t+1}\right)}{\sigma^2\left(R^i_{t,t+1}\right)+\sigma^2\left(R^{WD}_{t,t+1}\right)-2\sigma^2\left(R^i_{t,t+1}\right)\sigma^2\left(R^{WD}_{t,t+1}\right)\rho\left(R^i,R^{WD}\right)}, \quad (224)$$
$$\varpi^{WD}=1-\varpi^i$$

kde φ představuje koeficient averze k riziku spotřebitelů v dané zemi *i* a výraz na pravé straně váhy portfolia s nejmenší směrodatnou odchylkou. Cochrane (2005, s. 21) uvádí, že koeficient rizikové averze by musel dosahovat hodnoty 250, aby platila rovnice (59). Janeček (2004) ve svém článku odhadl hodnoty v rozmezí 20–30 a nejnověji Gandelman a

Hernandez-Murillo (2015) dospěly ve svých měřeních k hodnotám 1–3. Pro koeficient averze k riziku proto budou postupně voleny hodnoty 1, 2, 3, 10, 20, 30 a 250.

Pro výpočet optimálních vah domácích aktiv v portfoliu, jak při existenci bezrizikového výnosu, tak při jeho neexistenci, byly ovšem stanoveny dvě omezující podmínky – a) není možný krátký prodej zahraničních aktiv (tedy není možné držet více než 100 % domácích aktiv) a b) není možné prodat na krátko více než 10 % domácích aktiv. První podmínka odpovídá skutečnosti, že žádná ekonomika nemůže držet více vlastních aktiv, než kolik jich skutečně existuje. Zahraniční aktiva je naopak možné nakupovat na dluh, a to tak že si investor vypůjčí domácí akcie, prodá je a následně nakoupí zahraniční. Nelze ovšem předpokládat, že by toto zadlužení mohlo být vysoké.

3.5 Testování korelace národních úspor a domácích investic

V této kapitole budou nejprve představena data použitá ve čtvrté části k analýze závislosti domácích investic na národních úsporách zemí NMS a v druhé kapitole budou detailně popsány jednotlivé metody použité k této analýze.

3.5.1 Data pro testování korelace národních úspor a domácích investic

Existence FH korelace je testována na vzorku 11 NMS, jmenovitě České republiky (CZ), Maďarska (HU), Estonska (EE), Polska (PL), Slovinska (SI), Slovenska (SK), Lotyšska (LV), Litvy (LT), Bulharska (BG), Rumunska (RO) a Kypru (CY). Malta nemohla být do zkoumaného vzorku zahrnuta z důvodu nedostatku dat.

Veličinami analyzovanými v této práci jsou podíl hrubé tvorby kapitálu na HDP (představující domácí investice na HDP) a podíl hrubých (národních) úspor na HDP[47], které byly získány z databáze Eurostatu. [48] Hrubé veličiny byly zvoleny v souladu s doporučením FH, jelikož měření odpisů kapitálu není přesné. Použití čistých veličin by tak mohlo vést ke zdánlivé korelaci, zkreslující FH koeficient směrem nahoru.

Tato data zahrnují období od roku 1995, proto byl tento rok vybrán za počátek sledovaného období. Jako konec analyzovaného období pak byl vybrán rok 2012.

[47] Hrubé úspory jsou ve statistice Eurostatu vypočítány jako HDP plus saldo primárních a sekundárních důchodů mínus výdaje na konečnou spotřebu, tedy na spotřebu vládní i soukromou.
[48] Ukazatele "Gross capital formation per GDP" a "Gross saving per GDP" v sekci "Annual national accounts", podsekce "Income, saving and net lending/borrowing", dostupné v databázi EUROSTAT Statistical Data Warehouse, dostupné z http://ec.europa.eu/eurostat/web/interest-rates/database

Čtvrtletní data nebylo možné použít kvůli existenci sezónnosti v těchto datech, proto byla zvolena data s roční frekvencí. Přestože by data bylo možné očistit o sezónnost, použití takovýchto časových řad by bylo problematické, neboť by se jednalo o umělé časové řady, které by mohly vést ke zkresleným výsledkům. Navíc každý národní statistický úřad využívá jiné metody očišťování, proto se problém sezónnosti vyskytuje v časových řadách s rozdílnou intenzitou. Roční data oproti tomu problémem sezónnosti netrpí.

Při analýze časových řad byly využity logaritmy a logaritmické diference podílů investic a spotřeb na HDP, protože nabývají kladných hodnot. Při použití logaritmů studovaných veličin ve statistických měřeních byl zároveň použit trend a konstanta, zatímco při použití logaritmických diferencí nebyl předpokládán ani trend, ani konstanta.

3.5.2 Použité ekonometrické techniky pro testování korelace národních úspor a domácích investic

Ke zkoumání vztahu mezi národními úsporami a domácími investicemi bude nejprve použita průřezová analýza za celý panel NMS, tak jak to ve své práci navrhli FH. Konkrétně bude za celý vzorek zemí odhadnuta regresní rovnice

$$I_i / Y_i = \alpha_i + \beta NS_i / Y_i + \varepsilon_i , \tag{225}$$

kde α_i představuje konstantu pro zemi *i*, I_i / Y_i představuje průměrný podíl hrubých domácích investic na HDP země *i* v průběhu zkoumaného období, NS_i / Y_i vyjadřuje průměrný podíl hrubých národních úspor na HDP země *i* v průběhu zkoumaného období, and ε_i je chybový člen.

Podle FH představuje koeficient β tzv. „koeficient zadržování úspor“, který podle jejich interpretace udává tu část přírůstku národních úspor, která je investována v domácí ekonomice. Pokud je kapitál dokonale mobilní, pak by neměl existovat silný lineární vztah mezi národními úsporami a domácími investicemi a tento koeficient by měl být blízký nule.

V dalším kroku bude zkoumán vztah mezi analyzovanými veličinami pro každou zemi zvlášť za pomocí stejných postupů, jaké byly použity při zkoumání platnosti podmínky úrokové parity, tedy pomocí metod popsaných v podkapitole 3.2.2. Nejprve budou časové řady otestovány na existenci stacionarity za pomoci ADF a KPSS testů a poté bude pro nestacionární řady testována existence kointegračního vztahů pomocí EG testu a Johansenových testů. Pro stacionární řady bude nejprve odhadnut lineární regresní model pro prozkoumání vztahu mezi současnými hodnotami dvou proměnných, a následně bude

odhadnut VAR model a testována kauzalita v Grangerově smyslu mezi těmito dvěma proměnnými. Pokud se tato kauzalita prokáže a pokud se prokáže existence kointegračního vztahu pro nestacionarizované řady, bude dále odhadnut model VECM a testována reakce systému na jednotkový impuls.

4 Výsledky empirických měření

Hlavním cílem této práce je zjistit stupeň a trend integrace finančních trhů NMS s evropským a globálním finančním trhem, a to nepřímo pomocí analýzy jevů spojovaných ekonomickou teorií s touto integrací. V první části této práce bylo proto nejprve popsáno chování investorů a ekonomických veličin v situaci, kdy není finanční trh země vůbec integrován s globálním trhem, a poté v situaci, kdy je finanční trh naopak zcela integrován s trhem globálním. Ve druhé části pak byly představeny výsledky předchozích výzkumů a na jejich základě vysloveny hypotézy pro vlastní výzkum. Předmětem této části bude představení výsledků vlastní analýzy provedené na datech a za pomocí postupů popsaných ve třetí části této práce.

V souladu s předchozími výzkumy budou v této části postupně analyzovány čtyři ukazatele finanční integrace – a) míra prosazení úrokové parity, b) výše korelace růstu spotřeby ve srovnání s výší korelace růstu produktu mezi zeměmi, c) velikost podílu zahraničních aktiv na celkovém portfoliu jednotlivých zemí a d) významnost korelace mezi národními úsporami a domácími investicemi v jednotlivých ekonomikách.

Každá kapitola je rozdělena na několik podkapitol podle jednotlivých metod použitých pro analýzu daného ukazatele. Obecně je v každé kapitole nejprve testován stupeň dosažené integrace, poté je analyzován vztah mezi jednotlivými veličinami vstupujícími do této analýzy, a nakonec je předloženo dílčí zhodnocení dosažených výsledků. Analýza vztahů mezi veličinami vstupujícími do výpočtu jednotlivých ukazatelů umožňuje nastínit možná vysvětlení existence tzv. puzzles v rámci NMS, tedy splnit jeden z vedlejších cílů této práce. V rámci závěrečného shrnutí v každé podkapitole jsou dosažené výsledky pro NMS porovnány s výsledky pro velké ekonomiky, srovnány ukazatele pro NMS platící eurem a pro země mimo eurozónu, zhodnoceny z pohledu teorie optimální měnové oblasti mezi NMS a eurozónou.

4.1 Platnost podmínky úrokové parity mezi NMS

Na dokonale integrovaných trzích by mělo dojít k prosazení zákona jediné ceny, což platí i pro trh finanční. Cena aktiva při převodu na společnou měnu by tak měla být na obou trzích stejná a změna ceny finančního aktiva, tedy kapitálový výnos, by měl vést ke změně měnového kurzu, aby parita ceny byla zachována. Základním ukazatelem integrace finančního trhu je proto velikost odchylky od této parity.

V této kapitole proto budou nejprve vypočteny odchylky od podmínky úrokové parity (a jejich trendy) v jejích třech podobách, tedy a) krytá úrokové parity, b) nekrytá úroková parita a c) reálná úroková parita. V druhé podkapitole pak budou analyzovány vzájemné vazby mezi časovými řadami veličin vstupujících do těchto výpočtů, aby bylo možné interpretovat dosažené výsledky a nastínit jejich vysvětlení. Z důvodu značného rozsahu této analýzy a omezeného rozsahu této práce se druhá podkapitola omezuje pouze na časové řady České republiky.

4.1.1 Výše odchylek od podmínky úrokové parity a rychlost jejich snižování

Pro každý NMS byly vypočítány odchylky od podmínky UIP, RIP a PPP, a to jak ve vztahu k eurozóně, tak ve vztahu ke globálnímu trhu. Pro Českou republiku byly navíc vypočteny i odchylky od CIP a prémie za kurzové riziko. Ve vztahu k eurozóně byly odchylky pro jednotlivé NMS měřeny jen do okamžiku jejich vstupu do eurozóny. Aby bylo možné provést srovnání výsledků s trhy vyspělých ekonomik, byly do vzorku zemí navíc přidány USA a eurozóna.

Střední hodnoty odchylek a střední hodnoty jejich absolutních hodnot byly odhadnuté podle vzorce (176) v kapitole 3.2.2. Pokud by podmínky úrokové parity platily, musely by absolutní hodnoty být blízko nule. Aby bylo možné blíže analyzovat příčinu odchylek, byly vypočteny i střední hodnoty jednotlivých veličin vstupujících do výpočtu odchylek, tedy zejména úrokový spread. Výsledky těchto odhadů jsou prezentovány v tabulkách č. 1–5 pro Českou republiku a č. 76–79 v příloze pro všechny NMS.

Tabulka č. 1 – Průměrné hodnoty odchylek od podmínky CIP, úrokových spreadů a forwardových prémií pro ČR

CZ	IRS	p-value	|IRS|	p-value	FP	p-value	|FP|	p-value	CIP	p-value	|CIP|	p-value
EA	0,000	0,000 ***	0,005	0,000 ***	-0,001	0,251	0,005	0,000 ***	0,001	0,000 ***	0,001	0,000 ***
US	0,007	0,000 ***	0,016	0,000 ***	0,006	0,000 ***	0,016	0,000 ***	0,001	0,731	0,006	0,000 ***

Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z terminálu Bloomberg a z databází Eurostatu a ECB.

Pro případ podmínky CIP vyplývá z tabulky č. 1, že odchylka od této podmínky je pro Českou republiku pouze minimální. Odchylka od podmínky CIP dosahovala zhruba 0,1 p.b., jak ve vztahu k eurozóně, tak ve vztahu ke globálnímu trhu, resp. USA. V obou případech tedy byly tyto odchylky prakticky nulové. Také v případě absolutních hodnot byly naměřené hodnoty blízko nuly, i když ve vztahu ke globálnímu trhu dosahovala střední

hodnota absolutních hodnot o něco vyšší úrovně, zhruba 0,6 p.b. Protože forwardová prémie odpovídala přibližně výši úrokového spreadu, jak předpokládá teorie úrokové parity, bylo by možné považovat splnění podmínky CIP za prokázané.

Tabulka č. 2 – Průměrné hodnoty změny měnového kurzu, forwardových prémií a prémie za kurzové riziko pro ČR

CZ	FP	p-value	|FP|	p-value	ΔSR/SR	p-value	|ΔSR/SR|	p-value	ERP	p-value	|ERP|	p-value
EA	-0,001	0,251	0,005	0,000 ***	-0,015	0,000 ***	0,086	0,000 ***	0,015	0,000 ***	0,086	0,000 ***
US	0,006	0,000 ***	0,016	0,000 ***	-0,020	0,235	0,207	0,000 ***	0,026	0,252	0,213	0,000 ***

Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z terminálu Bloomberg a z databází Eurostatu a ECB.

Platnost podmínky CIP je jedním z předpokladů platnosti podmínky UIP. Vedle toho ovšem musí také platit, že změna spotového kurzu v budoucnu bude odpovídat forwardové prémii, tedy že prémie za kurzové riziko je nulová. Ze srovnání forwardové prémie a skutečné změny měnového kurzu v tabulce č. 2, však vyplývá, že tato podmínka splněna není. Přestože forwardová prémie vůči euru byla v průběhu celého sledovaného období záporná a kurz skutečně aprecioval, její hodnoty byly relativně nízké oproti skutečné apreciaci měnového kurzu (zhruba 1,5 % p.a.). Prémie za kurzové riziko ve vztahu k EUR proto musela být výrazně kladná. Naopak ve vztahu k americkému dolaru byla prémie za kurzové riziko výrazně záporná, neboť forwardová prémie byla kladná, zatímco spotový kurz aprecioval. V obou případech se tedy skutečná změna kurzu výrazně lišila od forwardové prémie a prémie za kurzové riziko dosahovala významných hodnot.

Nejsou tedy splněny předpoklady teorie, že očekávání investorů jsou dokonalým odhadem budoucího vývoje a že investoři jsou rizikově neutrální, a proto nelze předpokládat ani platnost podmínky UIP. Vzhledem k tomu, že v případě České republiky odpovídala forwardová prémie úrokovému spreadu, musí být případná odchylka od podmínky UIP důsledkem zejména existence kurzového rizika.

Tabulka č. 3 – Průměrné hodnoty odchylek od podmínky UIP, úrokových spreadů a změn měnových kurzů pro ČR

	IRS	p-value	|IRS|	p-value	ΔSR/SR	p-value	|ΔSR/SR|	p-value	UIP	p-value	|UIP|	p-value
EA	0,017	0,000 ***	0,020	0,000 ***	-0,012	0,122	0,089	0,000 ***	0,029	0,000 ***	0,096	0,000 ***
US	0,014	0,000 ***	0,022	0,000 ***	-0,005	0,755	0,204	0,000 ***	0,019	0,243	0,204	0,000 ***

Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z terminálu Bloomberg a z databází Eurostatu a ECB.

Odhady odchylek od podmínky UIP jsou uvedeny v tabulce č. 3 pro Českou republiku a v tabulkách č. 76 a 77 (v příloze) pro všechny NMS. Výsledky pro Českou

republiku skutečně potvrzují, že podmínka UIP není splněna, protože úrokový spread a měnový kurz se výrazně lišily, a dokonce se vyvíjely opačným směrem.

Z výsledků pro ostatní NMS ve vztahu k eurozóně je patrné, že s výjimkou Rumunska nepřesáhl úrokový spread vůči eurozóně v žádné zemi 0,1 p.b. a totéž platí pro průměrnou změnu měnového kurzu vůči euru. Nejnižší úrokový spread byl naměřen mezi USA a eurozónou. Úrokové míry NMS byly naopak v průměru výrazně vyšší než úrokové míry eurozóny. Změna měnového kurzu pak byla u většiny NMS kladná, tedy kurz deprecioval.

Tato dvě zjištění jsou v souladu s předpoklady teorie UIP. Nicméně velikost depreciace neodpovídala výši úrokového spreadu, neboť byla výrazně nižší. Pro některé země dokonce měnový kurz aprecioval. Z tohoto důvodu je odchylka od podmínky UIP pro všechny NMS kladná. Podmínka UIP se tak u NMS neprosadila a mezi trhem eurozóny a trhy NMS existoval prostor pro arbitráž.

Nejnižší odchylka od UIP ve vztahu k eurozóně byla vypočtena pro USA, Slovinsko, Maltu a Rumunsko, a naopak nejvyšší pro Slovensko, Polsko a Maďarsko.

Ve vztahu ke globálnímu trhu, resp. USA, byly naměřeny ještě vyšší odchylky od UIP, protože měnový kurz aprecioval (v rozporu s teorií UIP) u většího počtu NMS. Nejnižší odchylka od UIP ve vztahu ke globálnímu trhu byla vypočtena pro eurozónu, Českou republiku a Estonsko, a naopak nejvyšší pro Slovensko, Rumunsko a Kypr.

Při pohledu na absolutní odchylky od podmínky UIP je pozorovaný jev ještě zřetelnější, protože rozdíl mezi absolutní hodnotou změny kurzu a absolutní hodnotou úrokového spreadu byl ještě vyšší. Z tabulek č. 76 a 77 (v příloze) je zřejmé, že tento výsledek je dán zejména chováním měnového kurzu, neboť absolutní hodnoty změny kurzu jsou viditelně vyšší než absolutní hodnoty úrokového spreadu. Z toho vyplývá, že volatilita kurzu výrazně převyšovala volatilitu spreadu, což je v rozporu s teorií úrokové parity.

Ve vztahu k eurozóně byla nejnižší odchylka absolutních hodnot naměřena pro Bulharsko, Estonsko a Slovinsko, a naopak nejvyšší pro USA, Rumunsko, Polsko a Slovensko. Ve vztahu ke globálnímu trhu pak byla nejnižší odchylka absolutních hodnot zjištěna pro Maltu, Lotyšsko a Litvu a nejvyšší pro eurozónu, Rumunsko, Českou republiku a Polsko.

Ze srovnání výsledků pro malé ekonomiky, tedy NMS, a velké ekonomiky, tedy USA a eurozónu, jsou patrné dva jevy – a) odchylky od podmínky UIP byly mezi velkými ekonomikami výrazně nižší než pro NMS a b) odchylky od absolutních hodnot byly mezi

velkými ekonomikami naopak vyšší než pro většinu NMS. Pro vztah USA-eurozóna tedy nekrytá úroková parita v průměru za celé sledované období platila, ovšem měnový kurz se v jednotlivých sledovaných časových bodech od této parity výrazně odchyloval.

Z tabulek č. 76 a 77 (v příloze) je také patrné, že odchylky od podmínky UIP byly vyšší pro země mimo ERM, tedy Českou republiku, Polsko, Maďarsko a Rumunsko, a pro vztah USA-eurozóna. Naopak země zapojené do ERM II a Bulharsko, které má tzv. currency board, se vyznačovaly nižšími odchylkami od UIP (s výjimkou Slovenska).[49] V případě zemí, které výrazně omezily, resp. zcela odstranily, kurzové riziko tedy došlo ke snížení úrokových spreadů. To by odpovídalo předchozímu zjištění pro Českou republiku, že odchylky od podmínky UIP odrážejí zejména kurzové riziko. Pokud tomu tak skutečně je, pak odchylky od podmínky UIP jsou spíše ukazatelem velikosti kurzového rizika než měřítkem stupně integrace trhu finančních aktiv.

Z předchozích dvou odstavců také vyplývá, že odchylka od UIP ve vztahu k USA u zemí zapojených do ERM II (v důsledku navázání měnových kurzů na euro) musí být vyšší než ve vztahu k eurozóně v důsledku existence odchylky od UIP ve vztahu USA-eurozóna.

Na vývoj měnového kurzu mají ovšem vliv také jiné ekonomické veličiny než jen úrokový spread, např. inflace. Nejprve je proto analyzován vztah mezi měnovým kurzem a inflací, tedy podmínka PPP, a poté je zkoumán vztah mezi úrokovým spreadem a inflací, tedy podmínka RIP.

Z výsledků v tabulkách č. 4 a 5 pro Českou republiku a č. 79 a 78 (v příloze) pro všechny testované země je zřejmé, že cenové hladiny NMS v průběhu sledovaného období rostly v průměru rychleji než ceny v eurozóně a USA. Měnový kurz ovšem v průměru buďto aprecioval, nebo sice deprecioval, ale méně, než činil inflační diferenciál. Ve všech případech proto existuje záporná odchylka od podmínky PPP. Vztah měnového kurzu a cenové hladiny tak neodpovídá předpokladům podmínky PPP.

Tabulka č. 4 – Průměrné hodnoty změny měnového kurzu, inflačních diferenciálů a odchylek od podmínky PPP pro ČR

	ΔSR/SR	p-value	|ΔSR/SR|	p-value	ID	p-value	|ID|	p-value	PPP	p-value	|PPP|	p-value
EA	-0,012	0,122	0,089	0,000 ***	0,012	0,000 ***	0,037	0,000 ***	-0,006	0,004 ***	0,056	0,000 ***
US	-0,005	0,755	0,204	0,000 ***	0,001	0,925	0,038	0,000 ***	-0,037	0,206	0,156	0,000 ***

Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z terminálu Bloomberg a z databází Eurostatu a ECB.

[49] V případě Slovenska je jedním z důvodů výrazné odchylky od UIP pozastavení výpočtu sazby BRIBOR v období 29. května 1997 – 1. října 1997.

Tabulka č. 5 – Průměrné hodnoty odchylek od podmínek RIP, úrokových spreadů a inflačních diferenciálů pro ČR

	IRS	p-value	|IRS|	p-value	ID	p-value	|ID|	p-value	RIP	p-value	|RIP|	p-value
EA	0,017	0,000 ***	0,020	0,000 ***	0,012	0,000 ***	0,037	0,000 ***	0,005	0,113	0,037	0,000 ***
US	0,014	0,000 ***	0,022	0,000 ***	0,001	0,925	0,038	0,000 ***	0,006	0,104	0,043	0,000 ***

Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z terminálu Bloomberg a z databází Eurostatu a ECB.

Vzhledem k tomu, že podmínky UIP a PPP nebyly splněny, lze očekávat, že ani podmínka RIP nebude splněna. To opět potvrzují výsledky v tabulkách č. 4 a 5 pro Českou republiku a č. 79 a 78 (v příloze) pro všechny země.

V průběhu sledovaného období byla inflace v NMS v průměru vyšší než v eurozóně a také úrokové míry byly v NMS v průměru vyšší. Toto zjištění je v souladu s předpoklady podmínky RIP. Ve vztahu k úrokovému spreadu byl ovšem inflační diferenciál nižší, což v souladu s předpoklady této podmínky není. Odchylka od podmínky RIP pak byla kladná pro většinu NMS. Tyto výsledky jsou stejné jak ve vztahu k eurozóně, tak ve vztahu ke globálnímu trhu.

Ve vztahu k eurozóně byla nejnižší odchylka od RIP vypočtena pro USA, Maltu, Lotyšsko a Českou republiku, a naopak nejvyšší pro Polsko, Maďarsko a Rumunsko. Ve vztahu ke globálnímu trhu pak byla nejnižší odchylka od RIP zaznamenána u USA, Estonska, Slovenska a Lotyšska, a naopak nejvyšší u Polska, Maďarska a Rumunska.

Stejně jako v případě podmínky UIP, jsou i v případě podmínky RIP absolutní odchylky výrazně vyšší. V tomto případě je tento výsledek způsoben především vývojem cenových hladin, které se od sebe lišily více než úrokové míry. Volatilita cenové hladiny tak převyšovala volatilitu úrokového spreadu, což je v rozporu s teorií úrokové parity.

Ve vztahu k eurozóně i ke globálnímu trhu byla nejnižší absolutní odchylka od podmínky RIP naměřena pro USA, resp. eurozónu, Slovensko, Českou republiku a Estonsko. Naopak nejvyšší absolutní odchylka byla identifikována pro Rumunsko, Maltu, Bulharsko a Slovensko, a to jak ve vztahu k USA, tak ve vztahu k eurozóně.

Při srovnání absolutních odchylek od podmínky UIP, PPP a RIP je zřejmé, že absolutní odchylky dosahují nejvyšších hodnot pro podmínku UIP a absolutní odchylky od podmínky PPP jsou vyšší než absolutní odchylky od podmínky RIP. Z tohoto pozorování je tedy zřejmé, že absolutní odchylky jsou vyšší v případech, kdy do výpočtu vstupuje změna měnového kurzu. Je tomu tak zejména proto, že volatilita měnovému kurzu výrazně převyšuje volatilitu úrokového spreadu i inflačního diferenciálu.

Mezi zeměmi, které mají vzájemně fixní kurz, může dojít k vyrovnání asymetrických šoků pomocí změny cenové hladiny, jak bylo popsáno v kapitole 1.2.7. Podle hypotézy endogenity optimální měnové oblasti (blíže v kapitole 1.2.7) by navíc přijetí společné měny mělo vést k ex post splnění podmínek optimální měnové oblasti, tedy k větší synchronizaci hospodářských šoků. Ze spojení těchto dvou předpokladů pak vyplývá, že při zavedení společné měny by mělo dojít k větší sladěnosti vývoje cenové hladiny. Po zapojení do ERM II by se tak měl výrazně snížit inflační diferenciál mezi zeměmi. Pokud zároveň platí podmínka CIP (a kurz se v důsledku zapojení do ERM II může měnit pouze minimálně), pak musí také dojít ke sblížení úrokových měr. Pro země zapojené do ERM II (a Bulharsko) by tak měly být odchylky od podmínky RIP nižší než pro země mimo ERM II.

Z tabulek č. 79 a 78 (v příloze) je zřejmé, že v případě Polska, Maďarska a Rumunska jsou odchylky od podmínky RIP skutečně vyšší než pro ostatní NMS. Výsledky pro Českou republiku však tomuto předpokladu neodpovídají, právě naopak odchylka of RIP je pro tuto zemi jedna z nejnižších.

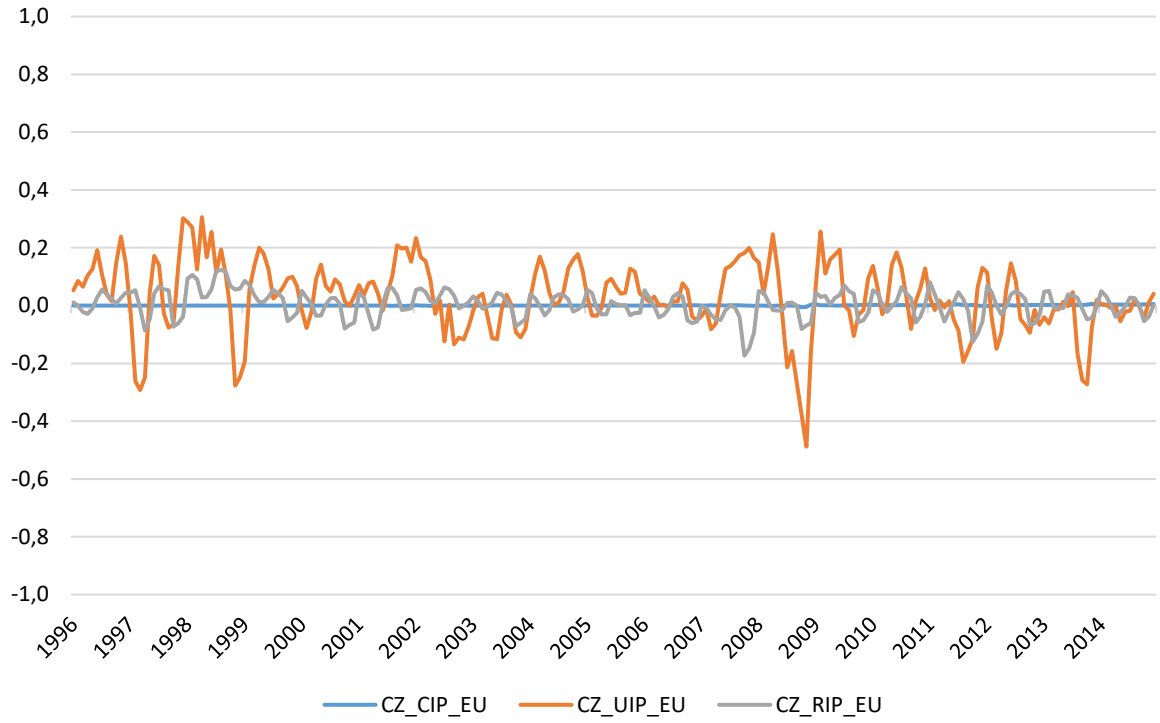
Také při srovnání výsledků pro NMS a pro velké ekonomiky USA a eurozóny je patrné, že odchylka od RIP je v případě vztahu USA-eurozóna nižší než odchylky od RIP u NMS. Přestože tedy mezi USA a eurozónou existuje významné kurzové riziko, jak je patrné z tabulek č. 76 a 77 (v příloze), vývoj úrokových měr a cenových hladin je mezi těmito dvěma celky synchronizován.

Ze spojení předchozích zjištění by tedy bylo možné vyvodit závěr, že zapojení do ERM II vedlo k větší synchronizaci hospodářských cyklů v rámci NMS, nicméně odstranění kurzového rizika není nutnou podmínkou pro sladění hospodářských výkyvů.

Vývoj odchylek od úrokové parity se může časem měnit, proto je v dalším kroku analyzován vývoj a kvantifikován trend těchto odchylek. V případě, že se finanční trhy skutečně postupně integrují, jak předpokládá teorie, pak by odchylky od úrokové parity měly postupně klesat. Na grafech č. 24 a 25 je proto znázorněn vývoj odchylek od podmínky CIP, UIP a RIP pro Českou republiku a na grafech č. 65–70 (v příloze) pak postupně vývoj odchylek od podmínek UIP, PPP a RIP pro všechny země.

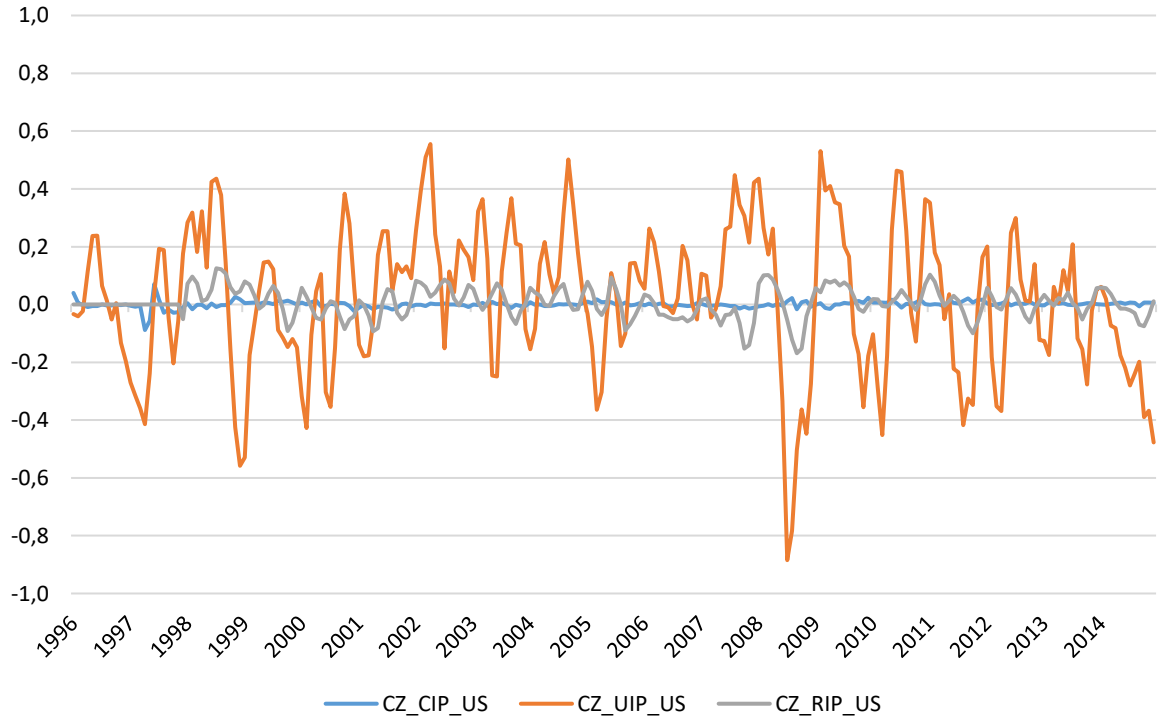
Z grafů je patrné, že odchylky byly relativně vysoké na začátku sledovaného období, přičemž maxima dosáhly v roce 1997, a poté se snižovaly až do roku 2007, kdy došlo k jejich opětovnému nárůstu. Od roku 2008 pak odchylky opět klesají. V období hospodářských krizí tedy docházelo ke zvýšení odchylek od podmínek úrokové parity i parity kupní síly, což vedlo k částečné kompenzaci předchozího snížení odchylek.

Graf č. 24 – Vývoj odchylek od podmínky CIP, UIP a RIP pro ČR ve vztahu k eurozóně



Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z terminálu Bloomberg a z databází Eurostatu a ECB.

Graf č. 25 – Vývoj odchylek od podmínky CIP, UIP a RIP pro ČR ve vztahu ke globálnímu trhu



Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z terminálu Bloomberg a z databází Eurostatu a ECB.

Při porovnání jednotlivých grafů je také patrné, že odchylky od podmínky RIP (a v případě České republiky i CIP) jsou relativně nižší než odchylky od podmínek UIP a PPP. Zároveň je zřejmé, že odchylky jsou nižší ve vztahu k eurozóně oproti vztahu ke globálnímu trhu, resp. USA. Nicméně změny odchylek jsou více synchronizovány ve vztahu k USA než ve vztahu k eurozóně.

Trend odchylek zachycených na grafech č. 24 a 25 pro Českou republiku a na grafech č. 65–70 (v příloze) pro všechny země by měl být podle očekávání teorie negativní. V tabulkách č. 6–9 pro Českou republiku a v tabulkách č. 80–83 (v příloze) pro všechny země jsou proto presentovány odhady lineárních trendů jednotlivých odchylek a jejich komponentů, které byly odhadnuty podle rovnice (177) v kapitole 3.2.2.

Tabulka č. 6 – Trend hodnoty odchylek od podmínky CIP, úrokových spreadů a forwardových prémií pro ČR

CZ	IRS const	p-value	IRS trend	p-value	FP const	p-value	FP trend	p-value	CIP const	p-value	CIP trend	p-value
EA	0,007	0,000 ***	0,000	0,000 ***	0,007	0,000 ***	0,000	0,000 ***	-0,001	0,000 ***	0,000	0,000 ***
US	0,032	0,000 ***	0,000	0,000 ***	0,034	0,000 ***	0,000	0,000 ***	0,006	0,000 ***	0,000	0,001 ***

Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z terminálu Bloomberg a z databází Eurostatu a ECB.

V případě odchylky od podmínky CIP nebyl vzhledem k jejímu nízkému průměru vypočítán žádný trend. Forwardová prémie se vyznačuje stejnou konstantou jako úrokový spread, což by potvrzovalo platnost podmínky CIP na českém trhu.

Tabulka č. 7 – Trend hodnoty změny měnového kurzu, forwardových prémií a prémie za kurzové riziko pro ČR

CZ	FP const	p-value	FP trend	p-value	ΔSR/SR const	p-value	ΔSR/SR trend	p-value	ERP const	p-value	ERP trend	p-value
EA	0,007	0,000 ***	0,000	0,000 ***	0,101	0,000 ***	0,000	0,320	0,104	0,000 ***	0,000	0,254
US	0,034	0,000 ***	0,000	0,000 ***	0,204	0,000 ***	0,000	0,840	0,222	0,000 ***	0,000	0,487

Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z terminálu Bloomberg a z databází Eurostatu a ECB.

Také ve vývoji prémie za kurzové riziko nebyl identifikován žádný trend. Výsledky tedy naznačují, že nedochází ke zpřesňování odhadu budoucího kurzu pomocí forwardového kurzu a očekávání investorů se tak nepřibližuje racionálnímu očekávání. To by potvrzovala i signifikantní konstanta.

Tabulka č. 8 – Trend hodnoty změny úrokového spreadu, změny měnového kurzu a odchylky od podmínky UIP pro ČR

CZ	IRS const	p-value	IRS trend	p-value	ΔSR/SR const	p-value	ΔSR/SR trend	p-value	UIP const	p-value	UIP trend	p-value
EA	0,057	0,000 ***	-0,0003	0,000 ***	0,104	0,000 ***	-0,0001	0,114	0,127	0,000 ***	-0,0003	0,001 ***
US	0,052	0,000 ***	-0,0003	0,000 ***	0,193	0,000 ***	0,0001	0,498	0,194	0,000 ***	0,0001	0,538

Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z terminálu Bloomberg a z databází Eurostatu a ECB.

Odchylky od podmínky UIP ve vztahu k eurozóně se ve sledovaném období vyznačovaly klesajícím trendem, protože úrokový spread klesal a v souladu s teorií se depreciace měnového kurzu u NMS zmenšovala. Naproti tomu ve vztahu ke globálnímu trhu, resp. USA, měnový kurz v průměru posiloval, přičemž tato apreciace měla slabě rostoucí trend, proto odchylka od UIP rostla.

Tento výsledek může být dán postupným zapojením většiny NMS do systému ERM, které vedlo ke sbližování úrokových sazeb NMS s eurozónou. Ve vztahu k USA se naopak projevila divergence eurozóny a USA, která v důsledku zapojení NMS do ERM II vedla k divergenci vůči tomuto trhu.

Ve vztahu k eurozóně klesala nejrychleji odchylka od UIP pro Rumunsko, Litvu a Lotyšsko, a naopak pro Maďarsko byl trend rostoucí. Ve vztahu k USA byl oproti tomu trend rostoucí pro většinu zemí, s výjimkou Kypru, Rumunska a Slovinska.

Tabulka č. 9 – Trend hodnoty inflačního diferenciálu a odchylek od podmínek PPP a RIP pro ČR

CZ	ID const	p-value	ID trend	p-value	PPP const	p-value	PPP trend	p-value	RIP const	p-value	RIP trend	p-value
EA	0,048	0,000 ***	-0,0001	0,007 **	0,121	0,000 ***	-0,0002	0,011 **	0,044	0,000 ***	-0,0001	0,049 **
US	0,040	0,000 ***	0,0000	0,636	0,219	0,000 ***	-0,0002	0,382	0,053	0,000 ***	-0,0001	0,051 *

Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z terminálu Bloomberg a z databází Eurostatu a ECB.

Odchylky od podmínky PPP ve vztahu k eurozóně mají ve většině případů klesající trend, protože klesající inflační diferenciál je doprovázen snižující se velikostí depreciace. Protože úrokové spready i inflační diferenciály klesají, odchylky od podmínky RIP se ve vztahu k eurozóně snižují.

I v tomto případě jsou výsledky ve vztahu ke globálnímu trhu, resp. k USA, rozdílné, neboť inflační diferenciál byl doprovázen klesající inflací pouze v některých případech. U většiny zemí tak docházelo ke zvyšování odchylky od podmínky PPP a v mnoha případech i odchylky od podmínky RIP. Ve vztahu k USA jsou tedy výsledky nejednoznačné.

Nejrychlejší pokles odchylky byl zaznamenán pro Rumunsko a Bulharsko, a naopak nejvyšší růst odchylky pro Lotyšsko, a to jak ve vztahu k eurozóně, tak k USA. Pro trend ve sbližování, resp. divergenci, úrokových sazeb a míry inflace tak zapojení do ERM II nehrálo roli. Ve vztahu USA-eurozóna je pak možné pozorovat sbližování inflací, a naopak divergenci úrokových sazeb.

Je ovšem nutné podtrhnout, že naměřené hodnoty trendů jsou ve všech případech jen velmi malé a blízké nule, naopak hodnoty konstant byly velmi vysoké a ve většině případů významné. Je proto možné vyvodit závěr, že integrace trhů krátkodobých finančních aktiv je jen velmi pomalá a překážky jak pro pohyb krátkodobých finančních aktiv, tak pro pohyb zboží přetrvávají.

4.1.2 Analýza časových řad na příkladu České republiky

Výsledky předchozí podkapitoly indikují, že odchylky od úrokové parity na trzích NMS přetrvávají. Jednotlivé veličiny tedy nereagují v souladu s předpoklady teorie. V této části proto budou analyzovány vzájemné vztahy mezi veličinami s cílem objasnit příčiny přetrvávání odchylek od podmínky úrokové parity. Vzhledem k tomu, že většina NMS se zapojila do systému ERM II a také kvůli omezenému rozsahu práce však tato analýza bude provedena pouze na datech pro Českou republiku.

Na začátku analýzy časových řad je potřeba otestovat řady na stacionaritu.[50] Analýza založená na nestacionárních datech by totiž odrážela tzv. zdánlivou regresi. K testování stacionarity byly využity dva testy – ADF test (s nulovou hypotézou o nestacionaritě časových řad) a KPSS test (s nulovou hypotézou o stacionaritě časových řad). Pro logaritmy úrokových měr byl použit ADF test s konstantou, trendem a dvěma zpožděními, pro logaritmické diference úrokových měr byl zvolen test bez konstanty i trendu a s jedním zpožděním a pro všechny ostatní veličiny byl vybrán test bez konstanty i trendu a se čtyřmi zpožděními. Stejné parametry byly použity pro test KPSS. Počet zpoždění byl zvolen za pomoci Schwarzova (bayesovského) informačního kritéria. Tabulka č. 84 (v příloze) obsahuje výsledky těchto testů pro data za Českou republiku, a to zvlášť ve vztahu k EU a zvlášť ve vztahu k USA.

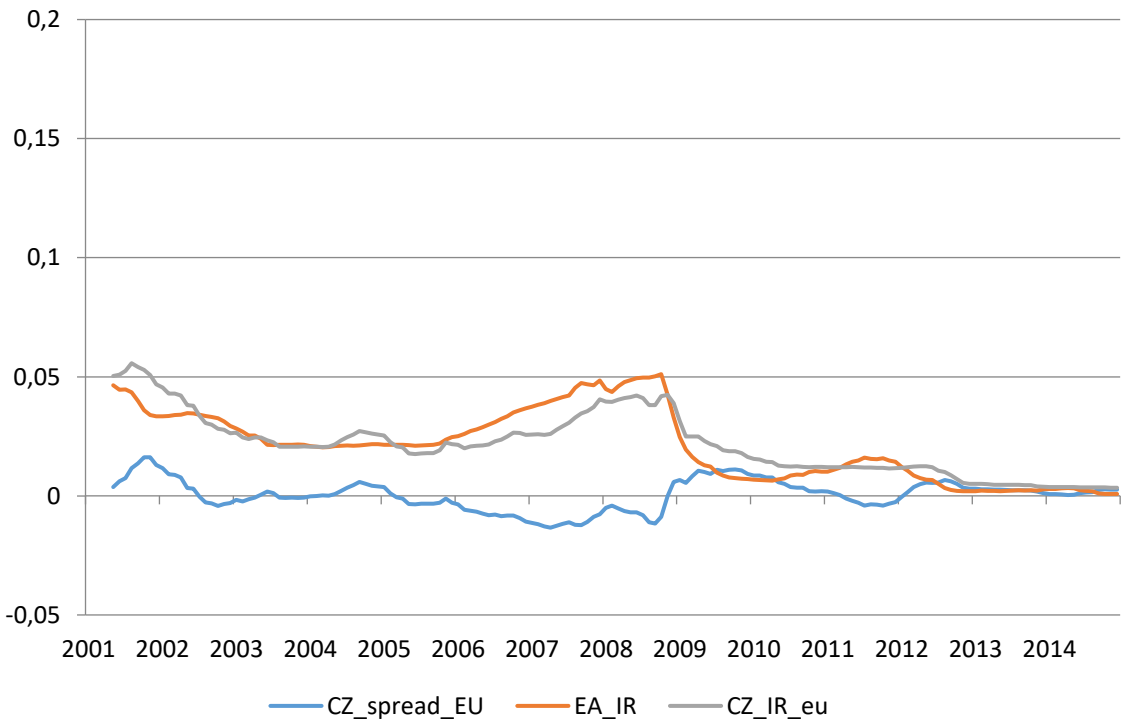
[50]Vzhledem k výsledkům diagnostických testů byly pro všechny analýzy v této podkapitole vyřazeny z datového souboru říjen a listopad 2008, jelikož hodnoty pro tyto dva měsíce představují významné odlehlé hodnoty a jejich zahrnutí do vzorku by zkreslilo výsledky. Na všech grafech časových řad jsou ovšem tyto hodnoty zobrazeny.

Výsledky ADF a KPSS testů jsou pro většinu sledovaných proměnných jednoznačné – ADF test zamítl nulovou hypotézu o nestacionaritě časových řad a test KPSS naopak nezamítl nulovou hypotézu o stacionaritě časových řad ve všech případech s výjimkou úrokových měr. Časové řady tedy lze považovat za stacionární a jejich použití nebude mít za následek zdánlivou regresi. Protichůdné jsou výsledky pouze pro forwardovou prémii vůči USD a odchylky od podmínky CIP, u které naopak výsledky naznačují nestacionaritu ve vztahu k eurozóně.

V prvním kroku bude prozkoumána provázanost vývoje českých úrokových sazeb s vývojem sazeb globálních (resp. amerických) a sazeb eurozóny. Pokud skutečně platí podmínka úrokové parity a podmínka parity kupní síly, měl by mezi úrokovými mírami existovat dlouhodobý rovnovážný vztah. Jakákoli odchylka od této rovnováhy by měla vést k protisměrnému pohybu v dalším období, aby se systém vrátil do rovnováhy.

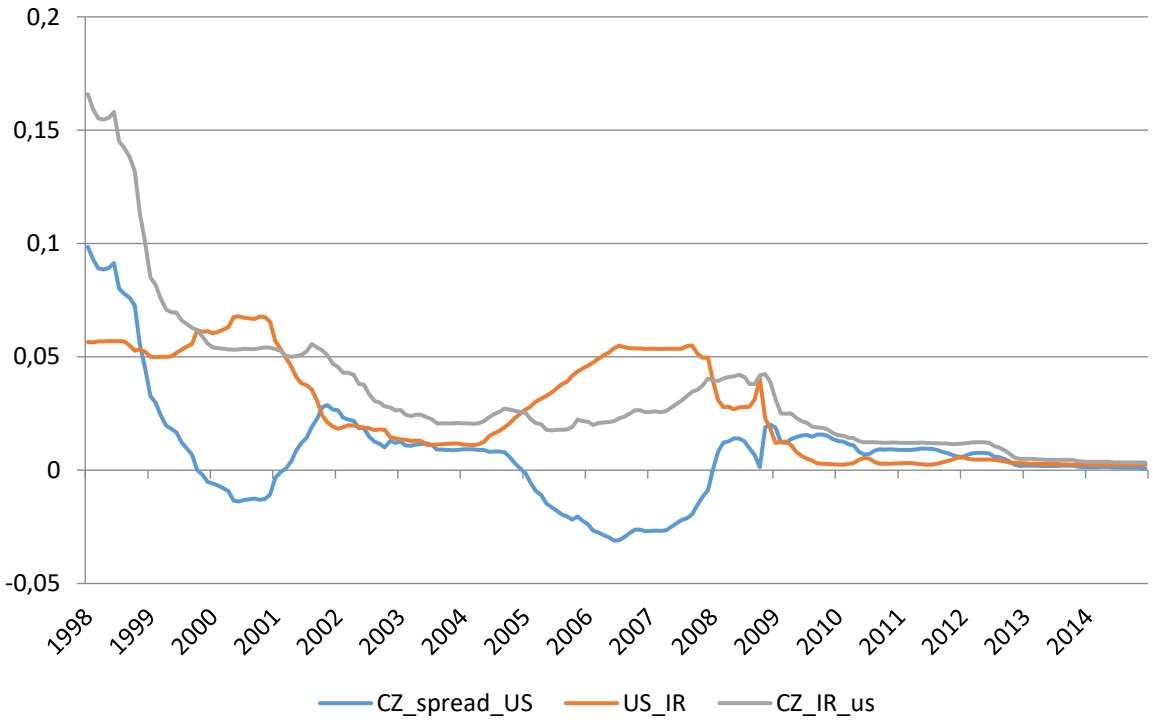
Grafy č. 26 a 27 skutečně naznačují, že by mezi úrokovými mírami mohl existovat dlouhodobý rovnovážný vztah. Zároveň je patrné, že dlouhodobý trend obou úrokových měr je klesající. Časové řady by tak měly být kointegrovány a mělo by být možné odhadnout parametry tohoto dlouhodobého vztahu pomocí modelu VECM.

Graf č. 26 – Vývoj úrokových měr České republiky a eurozóny a jejich spreadu



Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z terminálu Bloomberg.

Graf č. 27 – Vývoj úrokových měr České republiky a USD LIBOR a jejich spreadu



Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z terminálu Bloomberg.

Protože ADF i KPSS test naznačují, že časové řady úrokových měr jsou nestacionární, zatímco jejich první diference stacionárními jsou, lze tyto časové řady považovat za integrované řádu jedna a lze je tedy otestovat na existenci kointegračního vztahu. Pokud skutečně platí podmínky úrokové parity a parity kupní síly, měl by mezi úrokovými mírami existovat dlouhodobý rovnovážný vztah. Tabulky č. 10 a 11 proto obsahují výsledky EG a Johansenových testů kointegrace.

Tabulka č. 10 – Výsledky EG testu pro úrokové míry

		Regression equation						EG test of residuals	
		coefficient	std. error	t-ratio	p-value	R^2	DW	ADF	p-value
IR CZ	const	-1,357	0,080	-17,060	0,000 ***	0,900	0,075	-2,713	0,404
	IR EU	0,530	0,029	18,100	0,000 ***				
	time	-0,004	0,001	-5,641	0,000 ***				
IR CZ	const	-1,768	0,103	-17,150	0,000 ***	0,846	0,023	-2,024	0,762
	IR US	0,225	0,036	6,223	0,000 ***				
	time	-0,010	0,001	-13,890	0,000 ***				

Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z terminálu Bloomberg.

Tabulka č. 11 – Výsledky Johansenových testů pro úrokové míry

	Rank	Eigenvalue	Trace test	p-value	Max eigenvalue test	p-value
EU	0	0,089	17,972	0,353	14,865	0,207
	1	0,019	3,107	0,854	3,107	0,855
US	0	0,042	13,915	0,669	8,630	0,761
	1	0,026	5,285	0,564	5,285	0,566

Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z terminálu Bloomberg.

Výsledky ani jednoho z testů ovšem nepotvrdily hypotézu o existenci kointegrace mezi časovými řadami. Nepodařilo se tedy prokázat, že by existoval dlouhodobý rovnovážný vztah mezi českou a americkou úrokovou mírou, ani mezi českou úrokovou mírou a úrokovou mírou eurozóny.

Přesto lze ovšem předpokládat, že vývoj globální i evropské úrokové míry bude ovlivňovat vývoj české úrokové míry. Změna úrokové míry USA a eurozóny by tak v Grangerově smyslu měla kauzálně působit na změnu české úrokové míry. Pro testování Grangerovy kauzality je proto nejprve odhadnut model VAR pro logaritmické diference úrokových měr. Výsledky odhadu jsou uvedeny v tabulce č. 12 a jejich diagnostika pak v příloze v tabulce č. 85 a na grafu č. 71.

Tabulka č. 12 – Výsledky odhadu modelu VAR(1) pro úrokové míry

		ΔCZ_IR_{t-1}	p-value	ΔEU_IR_{t-1} /ΔUS_IR_{t-1}	p-value
EU	ΔCZ_IR	0,447	0,000 ***	0,151	0,024 **
	ΔEU_IR	0,005	0,961	0,620	0,000 ***
US	ΔCZ_IR	0,518	0,000 ***	0,142	0,007 ***
	ΔUS_IR	-0,092	0,339	0,610	0,000 ***

Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z terminálu Bloomberg.

Na výsledcích diagnostických testů modelu je patrné, že hodnoty Q-statistiky Ljung-Boxova testu nezamítly nulovou hypotézu o neexistenci autokorelace mezi reziduálními složkami, LM statistiky Whiteova testu nezamítly nulovou hypotézu homoskedasticitě pro zpožděné hodnoty změny globální a evropské úrokové míry, Doornik-Hansenův test nezamítl nulovou hypotézu o normalitě rozdělení reziduí odhadu a převrácené hodnoty kořenů odhadnutého autoregresního polynomu leží uvnitř jednotkového kruhu, tedy potvrdila se stacionarita modelu. Parametry VAR model je tak možné považovat za nejlepší nestranný odhad a je možné je interpretovat.

Výsledky odhadu modelu VAR naznačují, že na změnu české úrokové míry má vliv (vedle zpožděné hodnoty této změny) také předcházející změna americké úrokové míry a

úrokové míry eurozóny. Česká úroková míra ovšem podle očekávání nemá vliv na změnu ani globální, ani evropské úrokové míry.

Tyto výsledky je ovšem nutné ověřit pomocí testu existence kauzality v Grangerově smyslu. Výsledky F-testů v tabulce č. 13 naznačují, že změna úrokové míry eurozóny a globální úrokové míry skutečně působí kauzálně podle Grangera na změnu české úrokové míry. Jelikož zpětná vazba nebyla prokázána, existuje pouze jednostranná závislost a úroková míra eurozóny a globální úroková míra jsou silně exogenními.

Tabulka č. 13 – Výsledky testování Grangerovy kauzality pomocí F-testů pro úrokové míry

	H_0	F-statistic	p-value
EU	ΔEU does not Granger cause ΔCZ	5,219	0,024 **
	ΔCZ does not Granger cause ΔEU	0,002	0,961
US	ΔUS does not Granger cause ΔCZ	7,554	0,007 ***
	ΔCZ does not Granger cause ΔUS	0,920	0,339

Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z terminálu Bloomberg.

Pro každý odhadnutý model VAR byla dále zkonstruována funkce odezvy české úrokové míry na jednotkový impuls ze zahraničí a rozklad rozptylu změny české úrokové míry na část vysvětlitelnou změnou domácí a na část vysvětlitelnou zahraniční změnou úrokové míry. Výsledky jsou prezentovány na grafech č. 72–74 v příloze.

Z grafů vyplývá, že příčinný efekt změny evropské i globální úrokové míry na českou úrokovou míru je kladný. Protože model je stacionární, jak potvrzuje graf č. 71 (v příloze), vliv jednotkového impulsu v obou případech vymizí během 15 měsíců a odhadnutý VAR model je tak stabilní. Z rozptylu chyby předpovědi změny české úrokové míry je přibližně 10 % možno vysvětlit změnami v evropské, resp. globální úrokové míře.

V dalším kroku proto budou odhadnuty lineární vztahy podle rovnic (193) – (198). Pokud jsou platné teorie podmínky úrokové parity a teorie podmínky parity kupní síly, pak mezi jednotlivými složkami musí existovat lineární vztah. Koeficient β (resp. koeficient γ) by v takovém případě měl být významný a rovný jedné a koeficient α by měl být nulový a nevýznamný. Vzhledem k tomu, že všechny časové řady jsou stacionární, je možné analyzovat jejich vzájemný vztah pomocí lineární regrese a tyto výsledky nebudou zatíženy efektem zdánlivé regrese.

Tabulky č. 14 a 15 představují výsledky odhadu lineárního regresního modelu pro jednotlivé vztahy mezi komponenty podmínky úrokové parity a tabulky č. 86 a 87 v příloze diagnostické testy těchto odhadů. Vzhledem k tomu, že odhad pomocí OLS se potýkal

s problémem autokorelovanosti reziduí, byl lineární regresní model odhadnut pomocí Cochrane-Orcuttovy metody.

Tabulka č. 14 – Odhady parametrů lineárních regresních modelů pro jednotlivé komponenty podmínky úrokové parity České republiky ve vztahu k EU

EU	α	p-value	β	p-value	γ	p-value
FP ← IRS	-0,001	0,113	0,715	0,000 ***		
ΔSR ← FP	-0,024	0,233	-5,411	0,031 **		
ΔSR ← IRS	-0,020	0,325	-2,137	0,369		
IRS ← ID	0,000	0,930	0,002	0,596		
ΔSR ← ID	-0,021	0,317	0,096	0,537		
ΔSR ← (IRS+ID)	-0,020	0,332	-2,108	0,378	0,093	0,550

Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z terminálu Bloomberg.

Tabulka č. 15 – Odhady parametrů lineárních regresních modelů pro jednotlivé komponenty podmínky úrokové parity České republiky ve vztahu k US

US	α	p-value	β	p-value	γ	p-value
FP ← IRS	-0,001	0,277	0,989	0,000 ***		
ΔSR ← FP	-0,007	0,880	-1,470	0,262		
ΔSR ← IRS	-0,016	0,761	0,558	0,806		
IRS ← ID	-0,003	0,400	-0,010	0,061 *		
ΔSR ← ID	-0,013	0,792	0,655	0,045 **		
ΔSR ← (IRS+ID)	-0,017	0,733	0,866	0,694	0,664	0,043 **

Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z terminálu Bloomberg.

Zatímco konstanta je nevýznamná ve všech případech, jak předpokládá teorie, koeficient β je významný pouze v případě vztahu mezi úrokovým spreadem a forwardovou prémií. Pouze pro vztah mezi úrokovým spreadem a forwardovou prémií tedy výsledky odhadu odpovídají teoretickým předpokladům.

V případě vztahu mezi úrokovým spreadem a forwardovou prémií dokázal odhadnutý lineární model dokonce vysvětlit přes 90 % volatility forwardové prémie, a to jak ve vztahu k eurozóně, tak ve vztahu k USA.

Regresní koeficient byl také významný pro vztah mezi forwardovou prémií a změnou spotového kurzu ve vztahu k euru. Oproti předpokladům teorie však mezi těmito dvěma proměnnými nebyl přímo úměrný vztah, ale naopak vztah negativní. Přes existenci tříměsíční forwardové prémie došlo v následujících třech měsících k poklesu spotového měnového kurzu, a to více než pětkrát vyššímu, než jaká byla velikost forwardové prémie. Tento model ovšem dokázal vysvětlit pouze 50 % volatility spotového kurzu. Navíc se model potýká s problémem autokorelace reziduí, a to i přesto že byl odhadnut pomocí

Cochrane-Orcuttovy metody. Odhad modelu tedy není nejlepší, má malou vysvětlující schopnost a jeho parametry jsou nadhodnoceny.

Stejný problém provází výsledky odhadu vztahu mezi inflačním diferenciálem a úrokovým spreadem a mezi inflačním diferenciálem a změnou měnového kurzu vůči USD, pro které jsou regresní koeficienty také signifikantní. Přestože koeficienty jsou v souladu s teorií kladné, nepodařilo se prokázat přímý lineární vztah.

Přestože se s výjimkou podmínky CIP nepodařilo prokázat existenci lineárního vztahu mezi současnými hodnotami jednotlivých komponentů úrokového spreadu, je možné předpokládat, že by jednotlivé veličiny mohly reagovat se zpožděním a mohly se navzájem kauzálně ovlivňovat. Jelikož jsou všechny časové řady stacionární, bude v dalším kroku odhadnut VAR model pro každý z párů veličin testovaných pomocí lineární regrese.

Nejprve je odhadnut model VAR pro podmínku kryté úrokové parity. Grafy č. 28 a 29 naznačují, že vývoj forwardové prémie úzce souvisí s vývojem úrokového spreadu. Také výsledky odhadu modelu VAR v tabulce č. 16 naznačují, že na forwardovou prémii mají vliv zpožděné hodnoty úrokového spreadu.

Přestože Doornik-Hansenův test nezamítl nulovou hypotézu o normalitě rozdělení reziduí odhadu a Whiteův test zamítl nulovou hypotézu o homoskedasticitě pro zpožděné hodnoty forwardové prémie, ostatní diagnostické testy v tabulce č. 88 a na grafu č. 75 nezamítly testované hypotézy, proto je možné parametry VAR modelu považovat za nejlepší nestranný odhad.

Tabulka č. 16 – Výsledky odhadu modelu VAR(2) pro forwardové prémie a úrokové spready

		FP_{t-1}	p-value	FP_{t-2}	p-value	IRS_{t-1}	p-value	IRS_{t-2}	p-value
EU	FP	0,949	0,000 ***	-0,067	0,634	0,487	0,000 ***	-0,410	0,000 ***
	IRS	0,232	0,199	-0,241	0,153	1,028	0,000 ***	-0,076	0,588
US	FP	0,533	0,000 ***	0,055	0,526	0,872	0,002 ***	-0,531	0,012 **
	IRS	0,162	0,000 ***	-0,032	0,191	1,127	0,000 ***	-0,289	0,000 ***

Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z terminálu Bloomberg.

Tabulka č. 17 – Výsledky testování Grangerovy kauzality pomocí F-testů pro forwardové prémie a úrokové spready

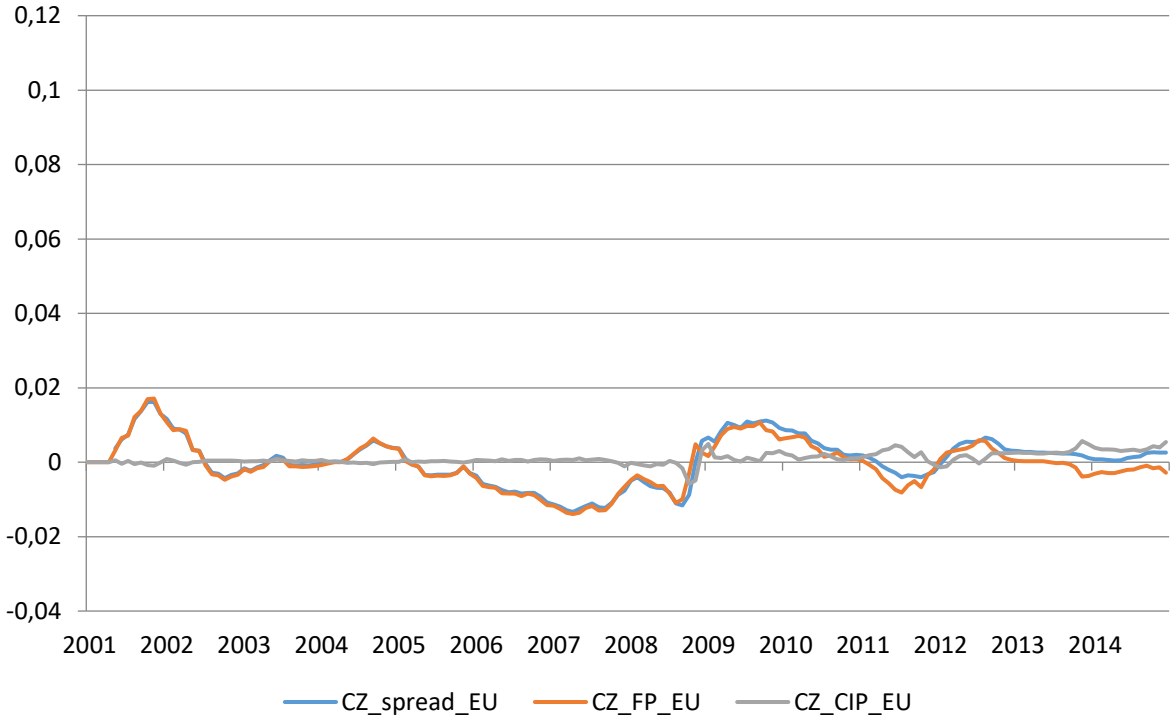
	H_0	F-stat.	p-value
EU	IRS does not Granger cause FP	14,255	0,000 ***
	FP does not Granger cause IRS	1,072	0,345
US	IRS does not Granger cause FP	5,805	0,004 ***
	FP does not Granger cause IRS	26,198	0,000 ***

Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z terminálu Bloomberg.

Výsledky F-testů v tabulce č. 17 potvrzují, že úrokový spread působí kauzálně (v Grangerově smyslu) na forwardovou prémii a v případě forwardové prémie vůči USD existuje i opačný vztah. Ve vztahu ke globálnímu trhu tedy existuje zpětná vazba, zatímco ve vztahu k eurozóně je vazba pouze jednostranná.

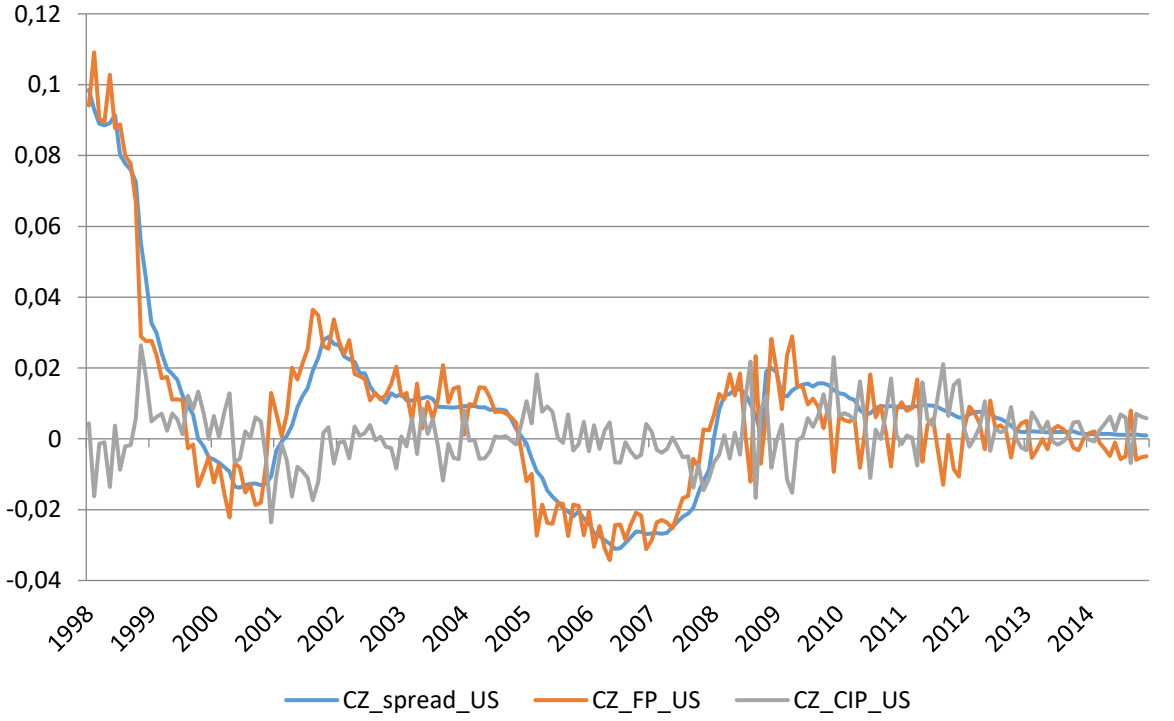
Z grafů č. 76 a 77 v příloze pro funkce odezvy na impuls vyplývá, že příčinný efekt úrokového spreadu na forwardovou prémii je kladný a impuls v obou případech vymizí během 70 měsíců. Z rozptylu chyby v předpovědi forwardové prémie je přibližně 10 %–20 % možno vysvětlit změnami v úrokovém spreadu. Překvapivě přes 30 % rozptylu chyby v předpovědi úrokového spreadu je možné vysvětlit pomocí zpožděných hodnot forwardové prémie, jak je zřetelné na grafu č. 79 v příloze.

Graf č. 28 – Vývoj úrokového spreadu, forwardové prémie a odchylky od podmínky CIP ve vztahu k eurozóně



Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z terminálu Bloomberg.

Graf č. 29 – Vývoj úrokového spreadu, forwardové prémie a odchylky od podmínky CIP ve vztahu ke globálnímu trhu



Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z terminálu Bloomberg.

Protože platnost podmínky kryté úrokové parity je možné považovat za prokázanou, neplatnost podmínky UIP musí být dána existencí kurzového rizika. Jak je zřetelné na grafech č. 30 a 31, tříměsíční změna spotového kurzu je podstatně volatilnější než forwardová prémie, a v důsledku platnosti podmínky CIP také volatilnější než úrokový spread.

Výsledky odhadu modelu VAR v tabulce č. 18 naznačují, že forwardová prémie má pouze malý vliv na změnu spotového kurzu. Nicméně z výsledků testu existence Grangerovy kauzality v tabulce č. 19 vyplývá, že forwardový a spotový kurz se vzájemně ovlivňují, neboť mezi nimi existuje zpětná vazba. Překvapivě ovšem zpožděná hodnota změny spotového kurzu má silnější vliv na forwardovou prémii než naopak. Investoři tedy nevytvářejí očekávání ohledně budoucích spotových kurzů na základě forwardového kurzu, ale forwardový kurz se vytváří na základě minulé změny spotového kurzu.

Nicméně uvedené výsledky je nutné interpretovat obezřetně, neboť Ljung-Boxův test zamítl nulovou hypotézu o nekorelovanosti reziduí, jak vyplývá z tabulky č. 89 v příloze. Odhad tedy nelze považovat za nejlepší a některé parametry proto mohou být nadhodnoceny.

Tabulka č. 18 – Výsledky odhadu modelu VAR(4) pro forwardové prémie a změnu spotového kurzu

	EU		**US**	
	FP	ΔSR	FP	ΔSR
FP_{t-1}	1,376	-6,998	0,588	-0,776
p-value	0,000 ***	0,138	0,000 ***	0,619
FP_{t-2}	-0,433	1,115	0,116	-3,184
p-value	0,009 ***	0,891	0,156	0,069 *
FP_{t-3}	0,046	7,575	0,271	0,490
p-value	0,793	0,407	0,002 ***	0,755
FP_{t-4}	-0,040	-1,675	-0,078	3,371
p-value	0,655	0,768	0,325	0,033 **
ΔSR_{t-1}	0,003	0,929	-0,013	1,079
p-value	0,184	0,000 ***	0,000 ***	0,000 ***
ΔSR_{t-2}	0,000	-0,127	0,004	-0,220
p-value	0,994	0,348	0,499	0,020 **
ΔSR_{t-3}	-0,004	-0,388	0,005	-0,502
p-value	0,199	0,000 ***	0,280	0,000 ***
ΔSR_{t-4}	0,004	0,317	0,002	0,365
p-value	0,025 **	0,000 ***	0,600	0,000 ***

Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z terminálu Bloomberg.

Tabulka č. 19 – Výsledky testování Grangerovy kauzality pomocí F-testů pro forwardové prémie a změnu spotového kurzu

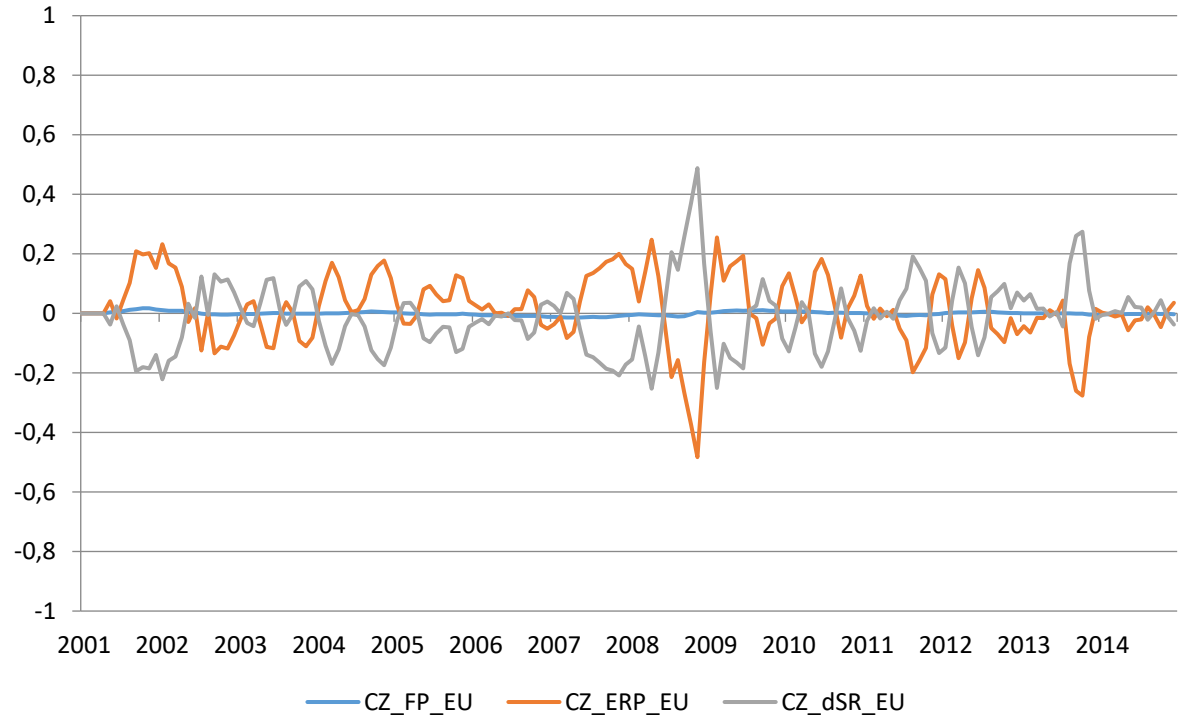
	H_0	F-stat.	p-value
EU	ΔSR does not Granger cause FP	2,169	0,075 *
	FP does not Granger cause ΔSR	2,082	0,086 *
US	ΔSR does not Granger cause FP	6,334	0,000 ***
	FP does not Granger cause ΔSR	2,827	0,026 **

Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z terminálu Bloomberg.

Také grafy č. 81 a 82 v příloze pro funkce odezvy na impuls potvrzují, že příčinný efekt forwardové prémie na spotový kurz je záporný, tedy vysoká hodnota forwardové prémie v minulosti má nejprve za následek snížení spotového měnového kurzu, tedy apreciaci, a teprve po zhruba půl roce dojde k nárůstu spotového kurzu. Tento impuls vymizí během 50 měsíců.

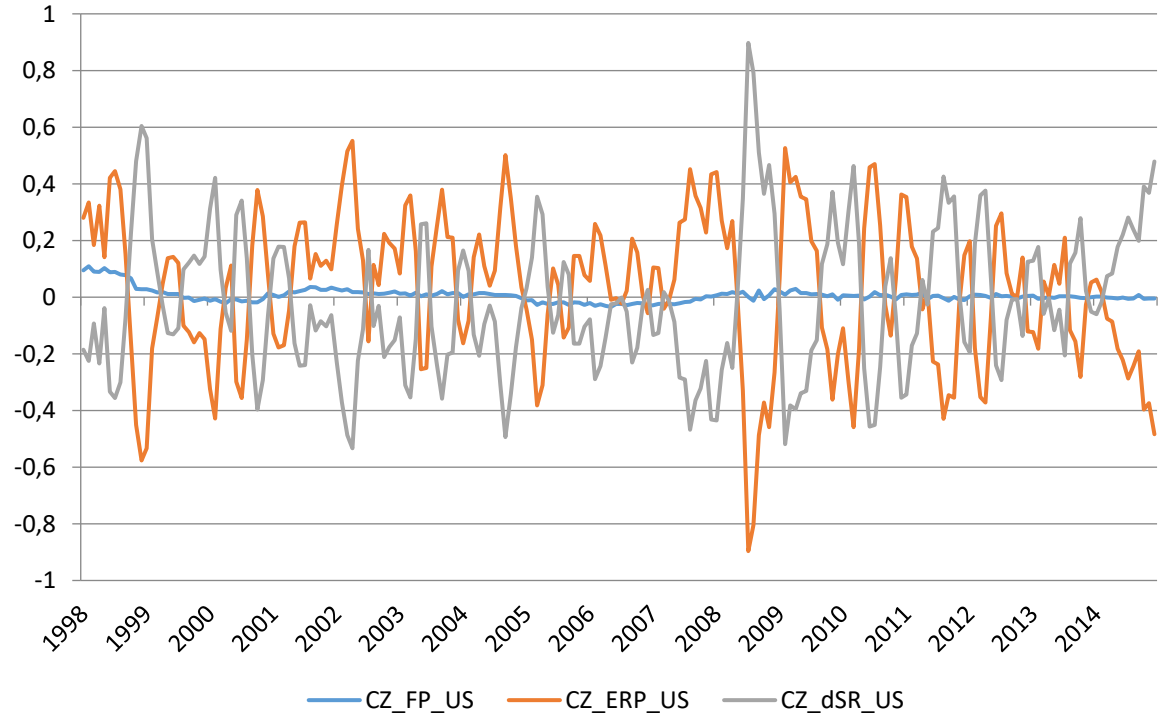
Necelých 10 % rozptylu chyby v předpovědi změny spotového kurzu je možné vysvětlit pomocí zpožděných hodnot forwardové prémie, jak je zřetelné na grafech č. 83 a 84 v příloze. Překvapivě přibližně 10 %–20 % z rozptylu chyby v předpovědi forwardové prémie je možno vysvětlit změnami ve změně spotového kurzu.

Graf č. 30 – Vývoj změny spotového kurzu, forwardové prémie a prémie za kurzové riziko ve vztahu k euru



Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z terminálu Bloomberg.

Graf č. 31 – Vývoj změny spotového kurzu, forwardové prémie a prémie za kurzové riziko ve vztahu k USD



Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z terminálu Bloomberg.

Protože platnost podmínky CIP byla potvrzena, měl by mezi vývojem úrokového spreadu a spotového kurzu existovat podobný vztah jako mezi forwardovou prémií a změnou spotového kurzu. Výsledky pro podmínku UIP by tak měly být obdobné jako pro prémii za kurzové riziko, což naznačují i grafy č. 32 a 33.

Ovšem výsledky odhadu modelu VAR v tabulce č. 20 naznačují, že v tomto případě má úrokový spread významný vliv na změnu spotového kurzu. Na rozdíl od forwardové prémie tedy úrokový spread ovlivňuje změnu spotového kurzu v budoucnu, což potvrzují i výsledky testu Grangerovy kauzality v tabulce č. 21. Na základě F-testů byla prokázána jak významná kauzální souvislost změny spotového kurzu na úrokovém spreadu, tak také závislost opačná. Mezi oběma proměnnými tedy existuje zpětná vazba, přičemž závislost spreadu na změně spotového kurzu je relativně slabší. Ve vztahu vůči eurozóně byla tato závislost relativně silnější než ve vztahu ke globálnímu trhu.

Ljung-Boxův test ovšem zamítl nulovou hypotézu o nekorelovanosti reziduí pro vztah vůči globálnímu trhu, resp. USA, jak vyplývá z tabulky č. 90 v příloze, proto nelze parametry tohoto modelu považovat za nejlepší odhad. Některé parametry proto mohou být nadhodnoceny.

Tabulka č. 20 – Výsledky odhadu modelu VAR(4) pro úrokový spread a změnu spotového kurzu

	EU		US	
	IRS	ΔSR	IRS	ΔSR
IRS_{t-1}	1,150	-8,936	1,327	-6,713
p-value	0,000 ***	0,001 ***	0,000 ***	0,068 *
IRS_{t-2}	-0,243	-0,709	-0,269	-0,257
p-value	0,067 *	0,868	0,147	0,975
IRS_{t-3}	0,255	13,164	0,017	14,304
p-value	0,023 **	0,002 ***	0,926	0,108
IRS_{t-4}	-0,224	-3,814	-0,109	-7,179
p-value	0,000 ***	0,130	0,185	0,101
ΔSR_{t-1}	0,005	0,961	-0,001	1,069
p-value	0,186	0,000 ***	0,532	0,000 ***
ΔSR_{t-2}	-0,007	-0,103	-0,002	-0,213
p-value	0,155	0,409	0,285	0,019 **
ΔSR_{t-3}	0,005	-0,469	0,003	-0,452
p-value	0,373	0,000 ***	0,246	0,000 ***
ΔSR_{t-4}	0,001	0,387	-0,001	0,323
p-value	0,684	0,000 ***	0,348	0,000 ***

Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z terminálu Bloomberg.

Tabulka č. 21 – Výsledky testování Grangerovy kauzality pomocí F-testů pro úrokový spread a změnu spotového kurzu

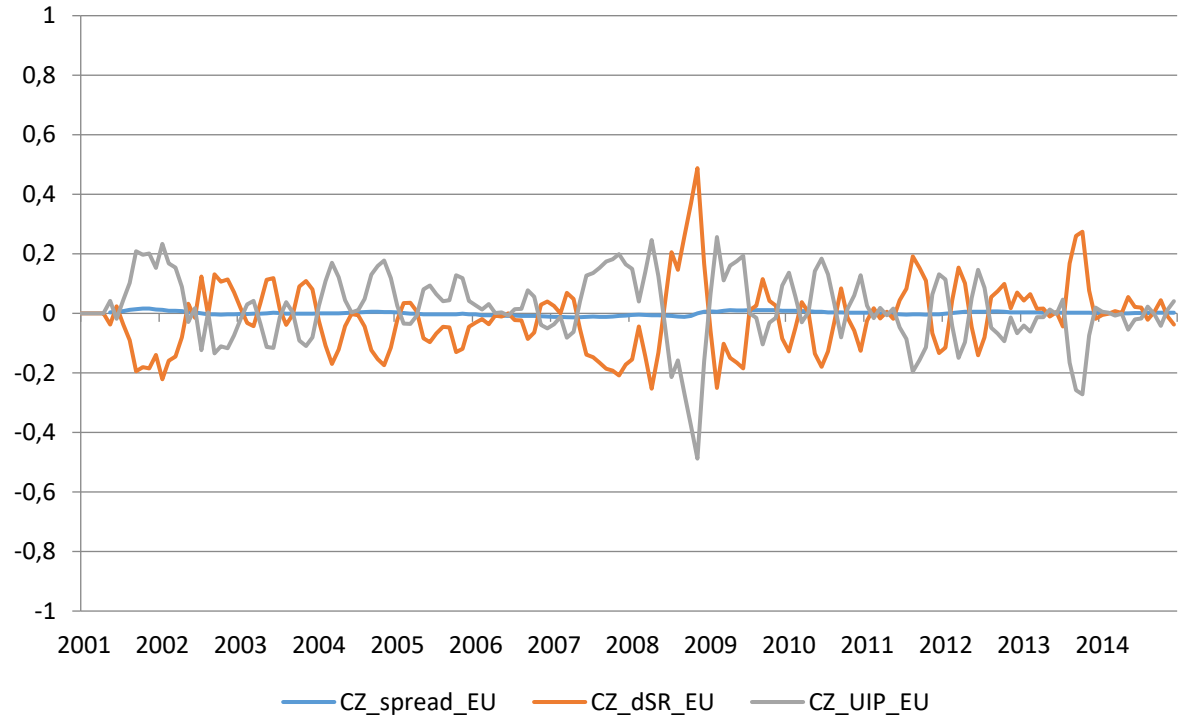
	H_0	F-stat.	p-value
EU	IRS does not Granger cause ΔSR	7,056	0,000 ***
	ΔSR does not Granger cause IRS	3,359	0,012 **
US	IRS does not Granger cause ΔSR	3,831	0,005 ***
	ΔSR does not Granger cause IRS	2,245	0,066 *

Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z terminálu Bloomberg.

Reakce modelu na impuls, zobrazená na grafech č. 86 a 87 v příloze, je obdobná jako v případě vztahu mezi forwardovou prémií a změnou spotového kurzu. Tedy vysoký úrokový spread v předchozím období má nejprve za následek snížení spotového měnového kurzu, tedy apreciaci, a teprve po zhruba půl roce dojde k nárůstu spotového kurzu. Tento impuls vymizí během 40 období.

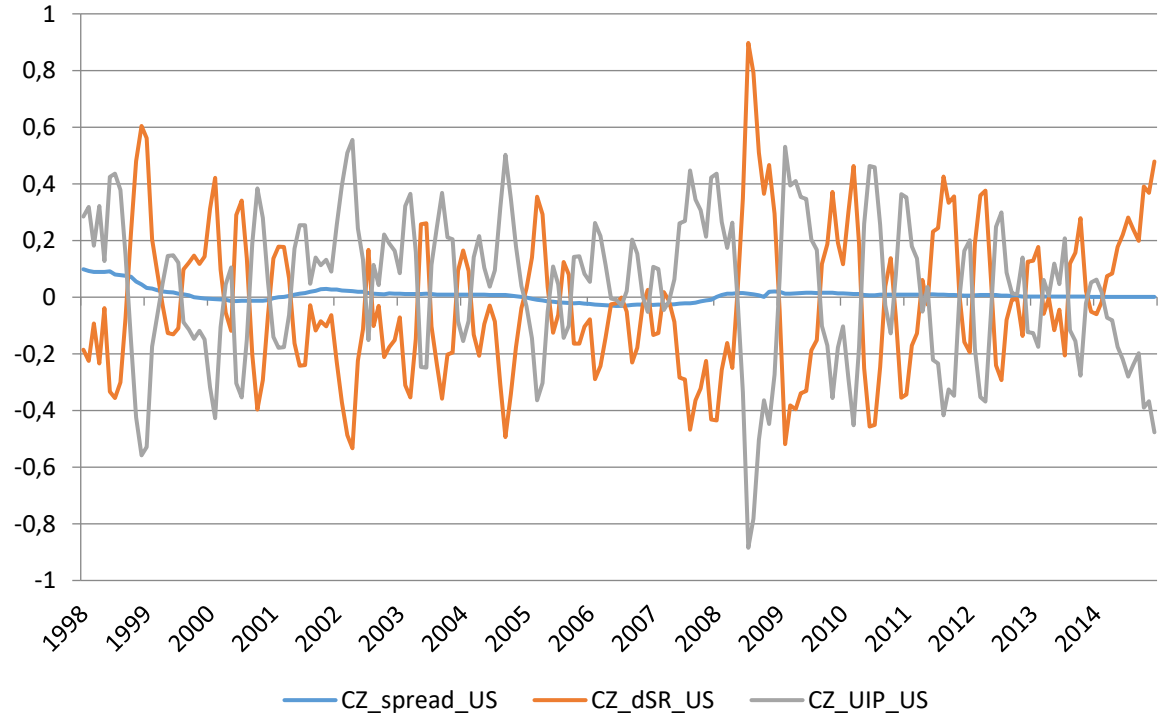
Je zde ovšem patrný rozdíl ve vztahu k eurozóně a ve vztahu k USA, jak je patrné na grafech č. 88 a 89 v příloze. Zatímco změna v úrokovém spreadu vůči eurozóně dokáží vysvětlit 20 % chyb v předpovědi změny spotového kurzu, pro změnu v úrokovém spreadu vůči USA je to pouze 5 %.

Graf č. 32 – Vývoj změny spotového kurzu, úrokového spreadu a odchylky od UIP ve vztahu k euru



Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z terminálu Bloomberg.

Graf č. 33 – Vývoj změny spotového kurzu, úrokového spreadu a odchylky od UIP ve vztahu k USD



Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z terminálu Bloomberg.

Předchozí odhad prokázal kauzální souvislost (v Grangerově smyslu) mezi úrokovým spreadem a změnou spotového kurzu. Podle Fishera je ovšem úrokový spread pouze důsledkem rozdílné míry inflace v jednotlivých zemích. Vývoj těchto dvou veličin na grafech č. 258 a 35 tomuto předpokladu ovšem nenasvědčuje, neboť inflační diferenciál je výrazně volatilnější než úrokový spread.

Ani výsledky odhadu modelu VAR v tabulce č. 22 tomuto předpokladu nenasvědčují. Překvapivě se ovšem jako významná vysvětlující proměnná pro inflační diferenciál projevila zpožděná hodnota úrokového spreadu. Také výsledky testu Grangerovy kauzality v tabulce č. 23 potvrdily významnou kauzální závislost inflačního diferenciálu na úrokovém spreadu mezi Českou republikou a eurozónou. Tato závislost je ovšem pouze jednostranná a inflační diferenciál představuje exogenní proměnnou pro úrokový spread.

Ve vztahu ke globálnímu trhu sice F-test potvrdil kauzalitu mezi úrokovým spreadem a inflačním diferenciálem, nicméně parametry VAR modelu v tomto případě není možné považovat za jejich nejlepší odhad, protože jak Ljung-Boxův test, tak Whiteův test zamítly nulové hypotézy (viz tabulka č. 91 v příloze). Parametry tohoto modelu jsou tak nadhodnoceny.

Tabulka č. 22 – Výsledky odhadu modelu VAR(4) pro úrokový spread a inflační diferenciál

	EU		**US**	
	IRS	ID	IRS	ID
IRS_{t-1}	1,152	-3,398	1,300	1,096
p-value	0,000 ***	0,047 **	0,000 ***	0,259
IRS_{t-2}	-0,251	3,501	-0,246	-0,485
p-value	0,098 *	0,106	0,193	0,698
IRS_{t-3}	0,227	0,405	0,011	-2,321
p-value	0,036 **	0,739	0,953	0,122
IRS_{t-4}	-0,188	-1,583	-0,101	1,613
p-value	0,000 ***	0,073 *	0,235	0,110
ID_{t-1}	0,005	0,725	0,008	1,069
p-value	0,275	0,000 ***	0,414	0,000 ***
ID_{t-2}	-0,005	-0,150	0,009	-0,425
p-value	0,186	0,009 ***	0,431	0,000 ***
ID_{t-3}	0,004	-0,637	-0,010	-0,366
p-value	0,310	0,000 ***	0,350	0,001 ***
ID_{t-4}	0,002	0,437	0,015	0,334
p-value	0,485	0,000 ***	0,011 **	0,000 ***

Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z terminálu Bloomberg.

Tabulka č. 23 – Výsledky testování Grangerovy kauzality pomocí F-testů pro úrokový spread a inflační diferenciál

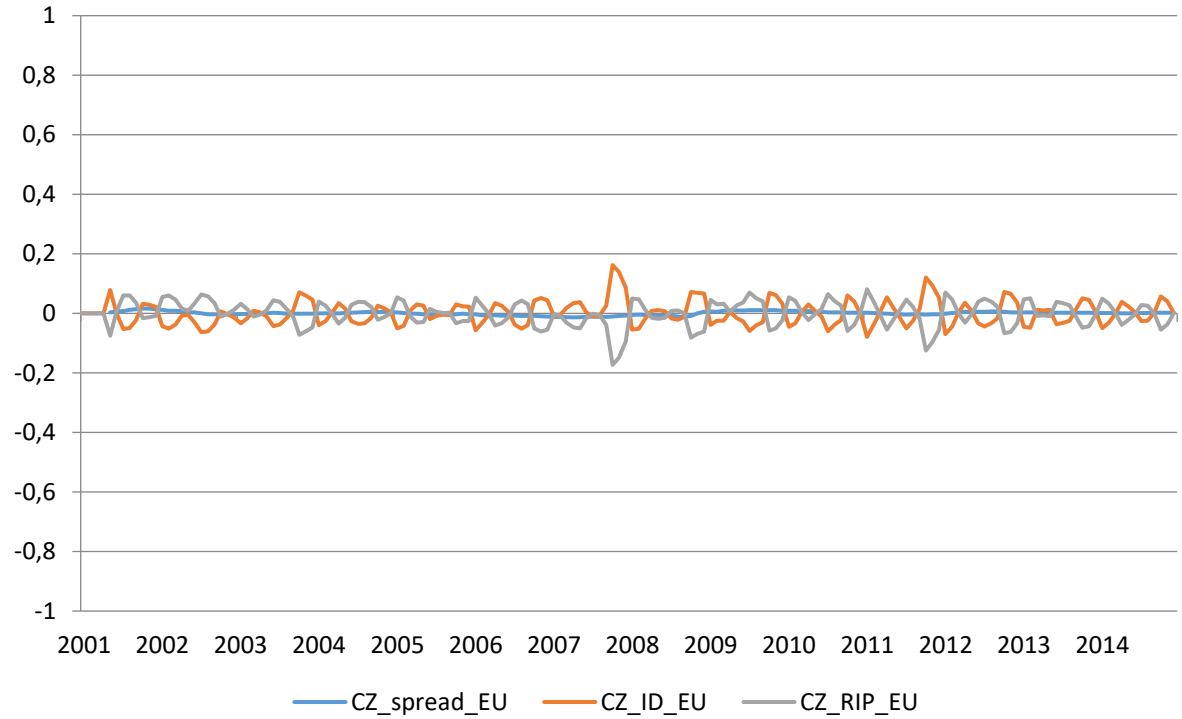
	H_0	F-stat.	p-value	
EU	ID does not Granger cause IRS	0,672	0,612	
	IRS does not Granger cause ID	3,255	0,014	**
US	ID does not Granger cause IRS	2,034	0,091	*
	IRS does not Granger cause ID	1,318	0,265	

Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z terminálu Bloomberg.

Reakce inflačního diferenciálu na impuls z úrokového spreadu je negativní a v modelu přetrvává zhruba 40 měsíců, jak je vidět na grafu č. 91 v příloze. Tedy zvýšení úrokového spreadu vede ke snížení inflačního diferenciálu. Tento závěr není překvapující vzhledem k tomu, že centrální banky používají úrokovou sazbu jako nástroj pro cílování inflace. Centrální banky proto zvyšují úrokovou sazbu s cílem snížit budoucí inflaci, a to na rovnovážnou úroveň, za kterou jsou obecně považovány 1–2 % p.a. Na druhou stranu ovšem centrální banky přistupují ke zvýšení úrokové sazby v období vysokých inflací, proto je překvapujícím zjištěním neexistence opačného kauzálního vztahu a neexistence zpětné vazby.

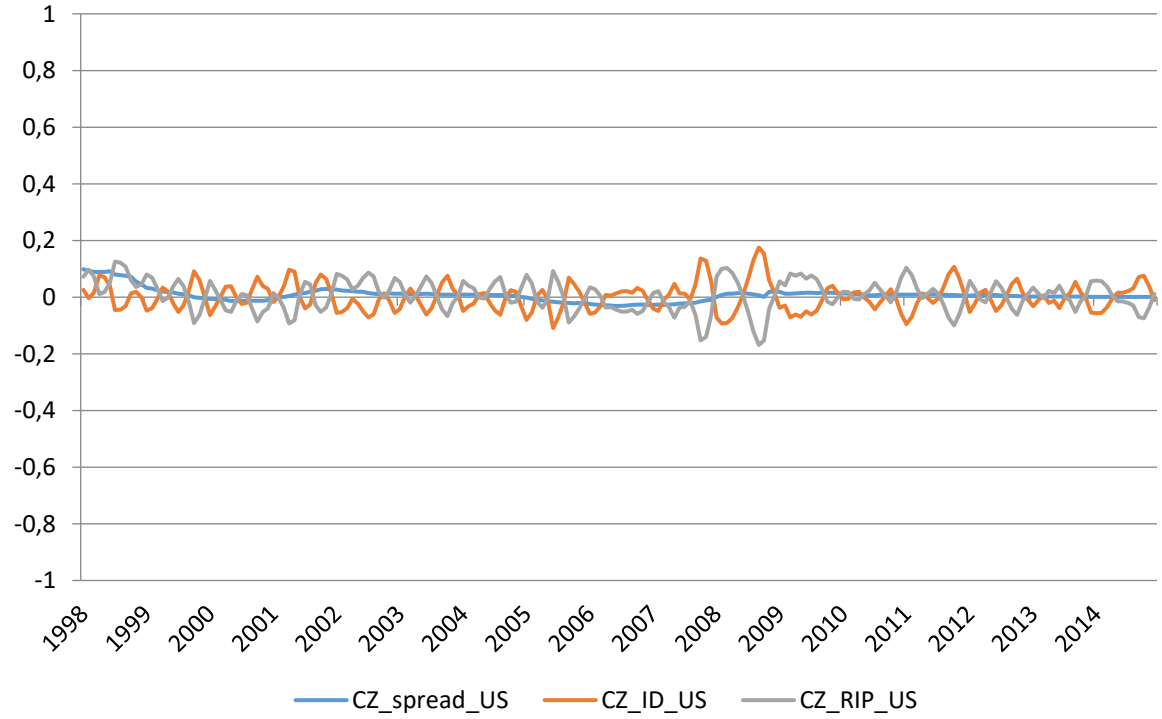
Přes existenci Grangerovy kauzality ovšem úrokový spread dokáže vysvětlit pouze necelých 10 % chyb v předpovědi inflačního diferenciálu, jak je patrné na grafu č. 92 v příloze.

Graf č. 34 – Vývoj úrokového spreadu, inflačního diferenciálu a odchylky od RIP ve vztahu k euru



Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z terminálu Bloomberg.

Graf č. 35 – Vývoj úrokového spreadu, inflačního diferenciálu a odchylky od RIP ve vztahu k USD



Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z terminálu Bloomberg.

Předcházející měření neprokázalo, že by úrokový spread měl být dán pouze rozdílnou mírou inflace, jak to předpokládá mezinárodní Fisherův efekt. Nicméně byla prokázána Grangerova kauzalita mezi úrokovým spreadem a změnou spotového kurzu. Tento výsledek tudíž indikuje, že neplatí třetí část mezinárodního Fisherova efektu, tedy podmínka PPP.

Vývoj inflačního diferenciálu a změny spotového kurzu na grafech č. 36 a 37 nicméně indikuje, že se obě veličiny pohybují stejným směrem, přestože měnový kurz je více volatilní. Také v odhadu modelu VAR v tabulce č. 24 vystupují zpožděné hodnoty inflačního diferenciálu jako významné vysvětlující proměnné změny měnového kurzu.

Výsledky F-testů v tabulce č. 25 potvrdily jednosměrnou Grangerovu kauzalitu mezi těmito dvěma proměnnými, ovšem pouze ve vztahu k eurozóně, nikoli ve vztahu k USA. Ve vztahu ke globálnímu trhu sice F-test potvrdil kauzální závislost inflačního diferenciálu na změně měnového kurzu, nicméně parametry VAR modelu v tomto případě není možné považovat za jejich nejlepší odhad, protože jak Ljung-Boxův test, tak Whiteův test zamítly nulové hypotézy (viz tabulka č. 92 v příloze). Parametry tohoto modelu jsou tak nadhodnoceny.

Tabulka č. 24 – Výsledky odhadu modelu VAR(4) pro změnu měnového kurzu a inflační diferenciál

	EU		US	
	ID	ΔSR	ID	ΔSR
ID_{t-1}	0,761	-0,510	1,035	0,038
p-value	0,000 ***	0,006 ***	0,000 ***	0,923
ID_{t-2}	-0,159	-0,141	-0,423	-0,444
p-value	0,023 **	0,518	0,000 ***	0,508
ID_{t-3}	-0,592	0,389	-0,341	0,422
p-value	0,000 ***	0,070 *	0,007 ***	0,548
ID_{t-4}	0,456	-0,559	0,317	-0,659
p-value	0,000 ***	0,004 ***	0,003 ***	0,115
ΔSR_{t-1}	0,023	0,967	0,037	1,070
p-value	0,467	0,000 ***	0,007 ***	0,000 ***
ΔSR_{t-2}	-0,043	-0,133	-0,022	-0,218
p-value	0,338	0,325	0,230	0,018 **
ΔSR_{t-3}	0,070	-0,430	0,006	-0,417
p-value	0,103	0,000 ***	0,784	0,000 ***
ΔSR_{t-4}	-0,039	0,328	0,008	0,323
p-value	0,251	0,000 ***	0,545	0,000 ***

Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z terminálu Bloomberg.

Tabulka č. 25 – Výsledky testování Grangerovy kauzality pomocí F-testů pro změnu měnového kurzu a inflační diferenciál

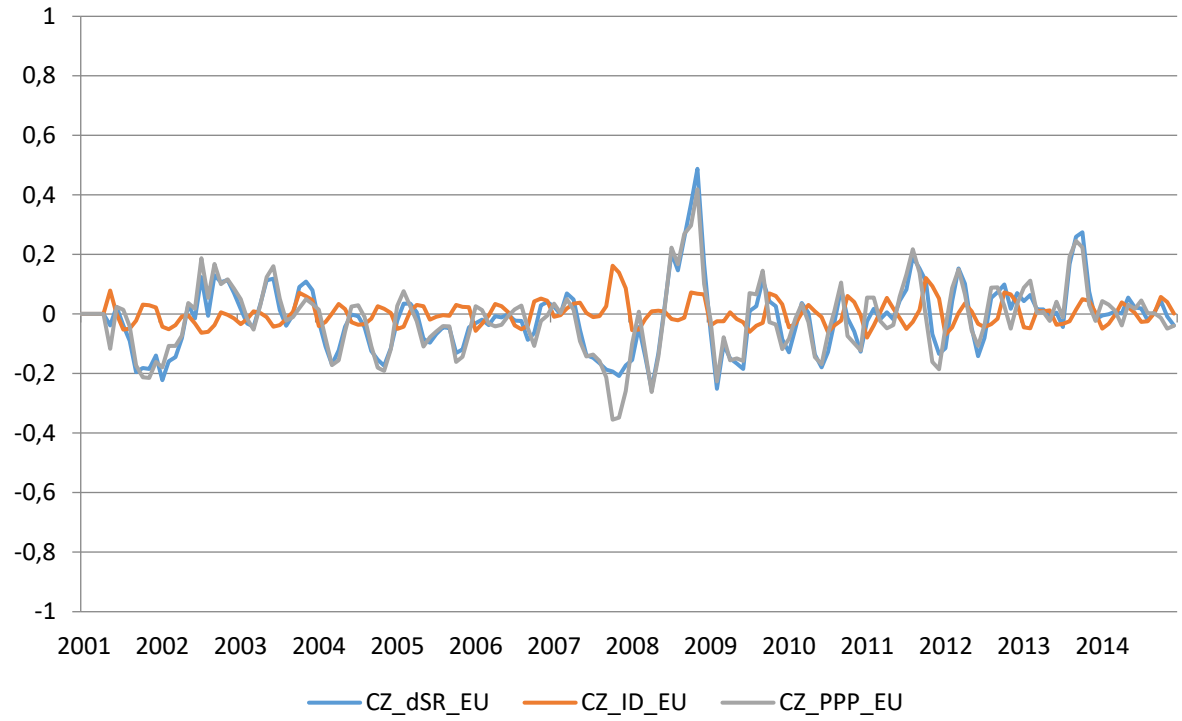
	H_0	F-stat.	p-value	
EU	ΔSR does not Granger cause ID	0,940	0,443	
	ID does not Granger cause ΔSR	4,096	0,004	***
US	ΔSR does not Granger cause ID	2,510	0,043	**
	ID does not Granger cause ΔSR	0,950	0,436	

Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z terminálu Bloomberg.

Reakce měnového kurzu na impuls z inflačního diferenciálu je negativní a v modelu přetrvává zhruba 40 měsíců, jak je vidět na grafech č. 94 a 95 v příloze. Tedy zvýšení inflačního diferenciálu má nejprve za následek apreciaci kurzu, což je ovšem v rozporu s teorií parity kupní síly.

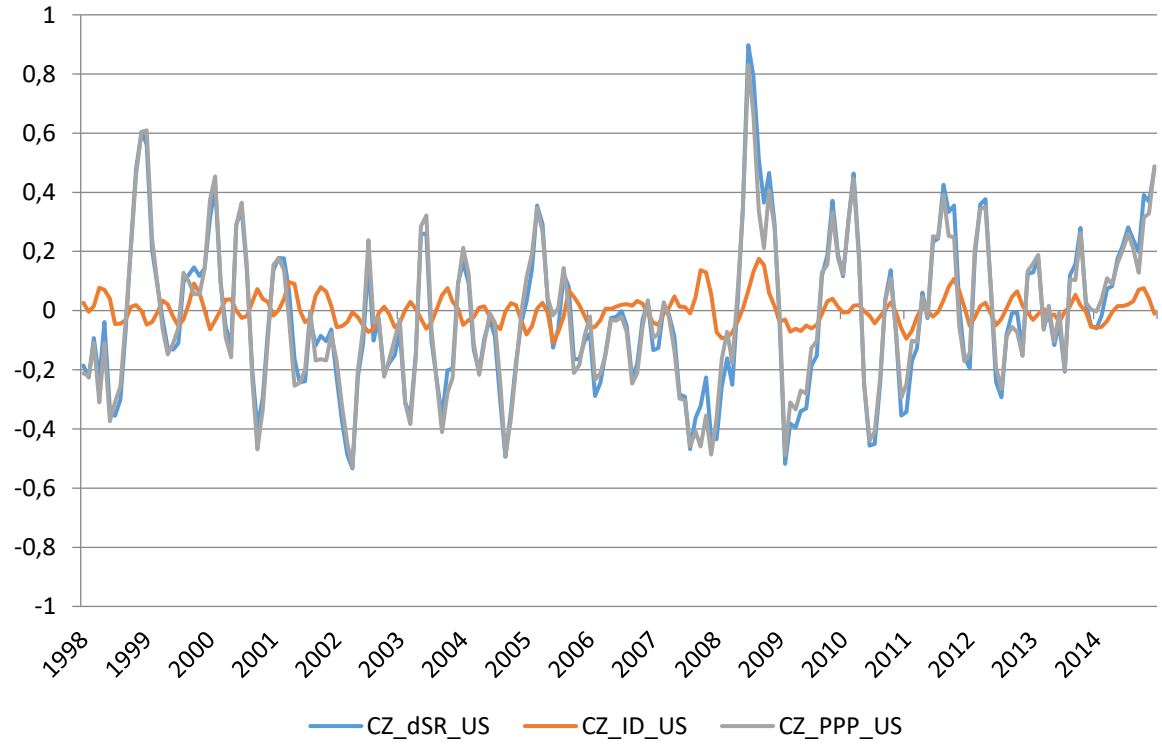
Ve vztahu ke globálnímu trhu dokázala změna v inflačním diferenciálu vysvětlit pouze 20 % chyb v předpovědi změny spotového kurzu, jak je patrné na grafu č. 96 v příloze.

Graf č. 36 – Vývoj změny měnového kurzu, inflačního diferenciálu a odchylky od PPP ve vztahu k euru



Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z terminálu Bloomberg.

Graf č. 37 – Vývoj změny měnového kurzu, inflačního diferenciálu a odchylky od PPP ve vztahu k USD



Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z terminálu Bloomberg.

Dosavadní výsledky naznačují, že změna spotového kurzu je ovlivňována jak úrokovým spreadem, tak inflačním diferenciálem. Z výsledků ovšem také vyplývá, že úrokový spread ovlivňuje nejen změnu spotového kurzu, ale i inflační diferenciál. Úrokový spread tak může ovlivňovat měnový kurz i nepřímo skrze inflaci. Tabulka č. 26 proto obsahuje odhad VAR modelu při zahrnutí všech tří proměnných.

I při zahrnutí všech tří proměnných se potvrdily výsledky předchozích testů Grangerovy kauzality (viz tabulka č. 27) mezi proměnnými České republiky a eurozóny. Z rozkladu rozptylu vyplývá, že úrokový spread i inflační diferenciál dokáží shodně vysvětlit 20 % z chyb v předpovědi změny spotového kurzu a změna spotového kurzu 20 % z chyb v předpovědi úrokového spreadu (viz graf č. 100 v příloze).

Takto nízké hodnoty jsou především důsledkem podstatně vyšší volatility měnového kurzu než úrokového spreadu nebo inflačního diferenciálu. Z grafů č. 38 a 39 je patrné, že i když se veličiny vyvíjejí obdobně, výkyvy měnového kurzu jsou mnohem větší než změny úrokového spreadu nebo inflačního diferenciálu. Tento jev je navíc silnější pro změnu měnového kurzu vůči USD než vůči EUR.

Odezva změny spotového kurzu na jednotkový impuls jak z úrokového spreadu, tak z inflačního diferenciálu je negativní a vymizí po zhruba 40 měsících a odezva úrokového spreadu na změnu spotového kurzu je naopak pozitivní a v modelu se udrží po 70 měsíců (viz graf č. 98 v příloze).

Odhad modelu pro vztah s proměnnými USA není možné interpretovat, neboť tento odhad je zatížen autokorelací a heteroskedasticitou reziduí (viz tabulka č. 93 v příloze). Tento odhad tedy není nejlepší a jeho parametry jsou nadhodnoceny.

Tabulka č. 26 – Výsledky odhadu modelu VAR(4) pro změnu měnového kurzu, úrokového spreadu a inflační diferenciál

	EU			US		
	ΔSR	IRS	ID	ΔSR	IRS	ID
ΔSR_{t-1}	0,938	0,005	0,033	1,070	-0,001	0,038
p-value	0,000 ***	0,168	0,334	0,000 ***	0,367	0,003 ***
ΔSR_{t-2}	-0,078	-0,007	-0,045	-0,219	-0,002	-0,022
p-value	0,500	0,152	0,262	0,014 **	0,179	0,247
ΔSR_{t-3}	-0,478	0,005	0,046	-0,443	0,003	0,011
p-value	0,000 ***	0,347	0,235	0,000 ***	0,235	0,606
ΔSR_{t-4}	0,370	0,001	-0,019	0,342	-0,002	0,006
p-value	0,000 ***	0,763	0,540	0,000 ***	0,156	0,691
IRS_{t-1}	-6,516	1,130	-3,297	-5,504	1,282	1,376
p-value	0,031 **	0,000 ***	0,046 **	0,142	0,000 ***	0,110
IRS_{t-2}	-4,098	-0,206	3,541	-1,150	-0,254	-0,404
p-value	0,319	0,127	0,100	0,887	0,118	0,738
IRS_{t-3}	13,455	0,229	0,506	15,634	-0,005	-2,235
p-value	0,000 ***	0,047 **	0,646	0,081 *	0,976	0,102
IRS_{t-4}	-4,055	-0,204	-1,774	-8,663	-0,062	1,204
p-value	0,054 *	0,000 ***	0,035 **	0,068 *	0,428	0,187
ID_{t-1}	-0,563	0,006	0,734	0,096	0,013	1,022
p-value	0,000 ***	0,099 *	0,000 ***	0,786	0,154	0,000 ***
ID_{t-2}	-0,014	-0,005	-0,150	-0,535	0,006	-0,416
p-value	0,942	0,193	0,014 **	0,340	0,557	0,000 ***
ID_{t-3}	0,239	0,004	-0,632	0,637	-0,008	-0,372
p-value	0,227	0,364	0,000 ***	0,266	0,433	0,001 ***
ID_{t-4}	-0,477	0,004	0,443	-0,728	0,017	0,318
p-value	0,011 **	0,214	0,000 ***	0,068 *	0,004 ***	0,000 ***

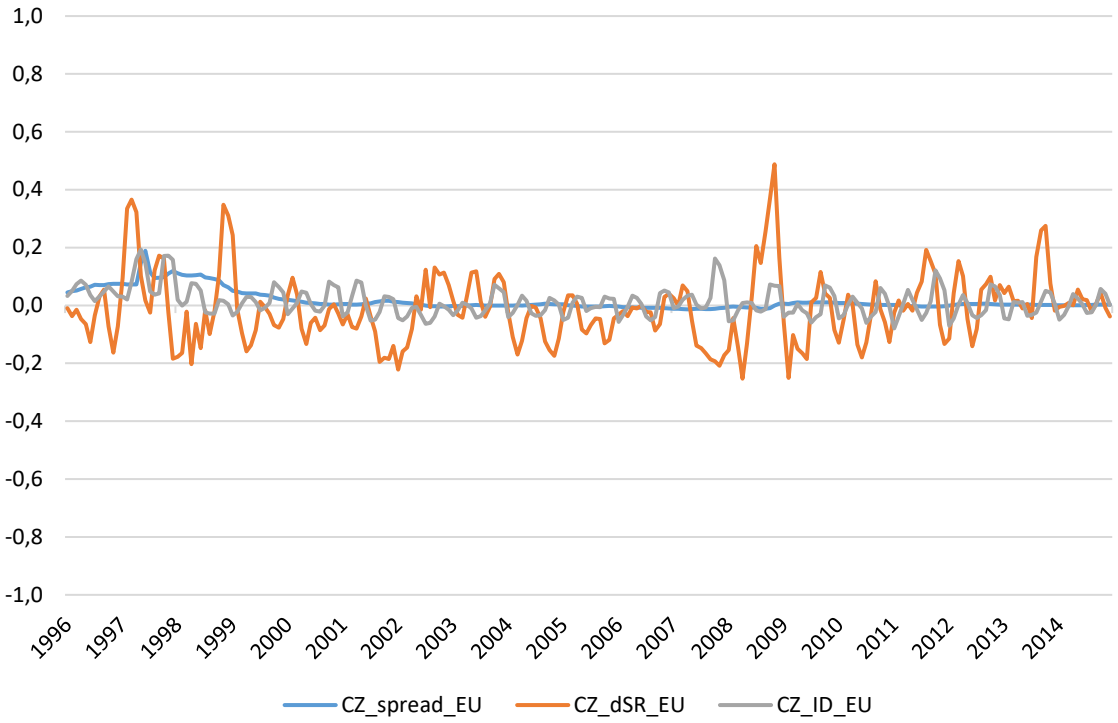
Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z terminálu Bloomberg.

Tabulka č. 27 – Výsledky testování Grangerovy kauzality pomocí F-testů pro změnu měnového kurzu, úrokového spreadu a inflační diferenciál

	H_0	**F-statistic**	**p-value**
EU	IRS does not Granger cause ΔSR	8,110	0,000 ***
	ΔSR does not Granger cause IRS	2,955	0,022 **
	IRS does not Granger cause ID	3,210	0,015 **
	ID does not Granger cause IRS	1,058	0,380
	ΔSR does not Granger cause ID	0,503	0,733
	ID does not Granger cause ΔSR	4,528	0,002 ***
US	IRS does not Granger cause ΔSR	3,433	0,010 **
	ΔSR does not Granger cause IRS	3,897	0,005 ***
	IRS does not Granger cause ID	1,929	0,107
	ID does not Granger cause IRS	2,945	0,022 **
	ΔSR does not Granger cause ID	2,757	0,029 **
	ID does not Granger cause ΔSR	0,886	0,473

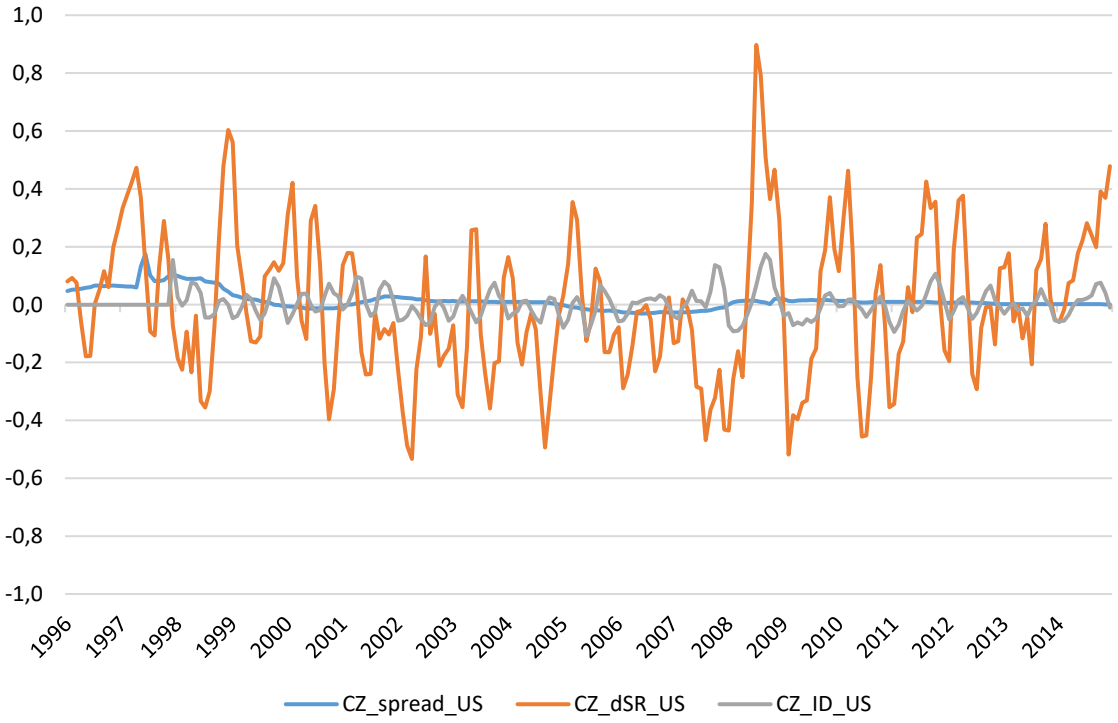
Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z terminálu Bloomberg.

Graf č. 38 – Vývoj změny měnového kurzu, úrokového spreadu a inflačního diferenciálu ve vztahu k eurozóně



Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z terminálu Bloomberg.

Graf č. 39 – Vývoj změny měnového kurzu, úrokového spreadu a inflačního diferenciálu ve vztahu ke globálnímu trhu



Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z terminálu Bloomberg.

4.1.3 Zhodnocení výsledků testování platnosti úrokové parity

Z předchozích testů platnosti podmínky úrokové parity vyplývají rozdílné závěry pro její tři varianty. Zatímco platnost podmínky CIP se na příkladu České republiky podařilo prokázat, platnost podmínky UIP a RIP se prokázat nepodařilo. Tzv. interest rate parity puzzle se tedy na trzích NMS projevuje silně.

Odchylka od podmínky CIP byla pro Českou republiku prakticky nulová, a to jak ve vztahu k EU, tak vůči USA. Forwardová prémie tedy odpovídala úrokovému spreadu, což je v souladu s předpoklady podmínky CIP. Tento výsledek tedy naznačuje, že mezi zahraničním a českým trhem neexistují žádné překážky pro nabývání aktiv a zároveň domácí i zahraniční aktiva představují dokonalé substituty, tedy finanční trh České republiky je integrován s finančním trhem eurozóny a s globálním finančním trhem.

Naproti tomu průměry odchylek od podmínky UIP za sledované období se u jednotlivých NMS významně lišily od nuly a průměry absolutních odchylek pak byly ještě výrazně vyšší. Z toho lze usuzovat, že odchylky sice oscilovaly kolem nuly do záporných i do kladných hodnot (tedy v průměru za celé sledované období byly odchylky od UIP blízké nule), ale v jednotlivých obdobích se od nuly výrazně odlišovaly.

Pokud by však bylo možné vztáhnout zjištění pro Českou republiku o platnosti podmínky CIP i na ostatní NMS, pak odchylky od podmínky UIP odpovídají zejména prémii za kurzové riziko a neplatnost podmínky UIP je důsledkem zejména kurzového rizika. Pokud tomu tak skutečně je, pak odchylky od podmínky UIP jsou spíše ukazatelem velikosti kurzového rizika než měřítkem existence překážek pro nabývání zahraničních finančních aktiv.

Nejnižší odchylky od podmínky UIP byly naměřeny pro Maltu, Bulharsko, Slovinsko a Estonsko, a naopak nejvyšší pro Rumunsko, Polsko a Maďarsko. Z tohoto pořadí je tedy patrné, že odchylky byly nižší pro země zapojené do ERM II než pro země stojící mimo tento mechanismus.

Také při porovnání výsledků pro malé ekonomiky NMS s výsledky pro velké ekonomiky USA a eurozóny je zřejmé, že ve vztahu USA-eurozóna sice byly odchylky od podmínky UIP v průměru za celé sledované období nízké, ovšem měnový kurz se v jednotlivých sledovaných časových bodech od této parity výrazně odchyloval, a to více než u většiny NMS.

Z těchto údajů je tedy zjevné, že NMS, které ve vzájemných vztazích omezily volatilitu kurzu, dosahovaly nižších odchylek od úrokové parity. Protože většina NMS

omezila volatilitu kurzu své měny vůči euru a v rámci příprav na zavedení eura udržovala své úrokové míry v blízkosti úrokových měr eurozóny, dosahovaly odchylky od UIP nižších hodnot ve vztahu k eurozóně než ve vztahu ke globálnímu trhu.

Tento efekt potvrzuje i trend odchylek od podmínky UIP, který je ve vztahu k eurozóně pro většinu NMS klesající. Protože trend odchylky od podmínky UIP je ve vztahu USA-eurozóna slabě rostoucí, byl tento trend rostoucí i pro většinu NMS. Tato divergence mezi USA a eurozónou, stejně jako nízká rychlost snižování odchylek u NMS, byla dána především vývojem v období po pádu Lehmann Brothers, kdy prudký nárůst kurzu měl za následek dočasnou divergenci a částečné vymazání předešlé konvergence.

Vedle požadavku na udržení úrokových měr v blízkosti úrokových měr eurozóny je jedním z konvergenčních kritérií i požadavek na zachování míry inflace v blízkosti inflace eurozóny. Nejvyšších odchylek od podmínky RIP tak dosáhly Rumunsko a Polsko, tedy země, které ve sledovaném období nepřistoupily ke společné měně, a naopak nejnižších odchylek dosáhly Estonsko a Lotyšsko, tedy země, které euro ve sledovaném období zavedly. Překvapivě mezi země s nejnižší odchylkou od podmínky RIP patřila i Česká republika, která se do procesu přijetí eura zatím nezapojila. Naopak Bulharsko, které má tzv. currency board vůči euru, vykazovalo relativně vysoké odchylky.

Ve vztahu USA-eurozóna také dosahovaly odchylky od podmínky RIP relativně nízkých hodnot oproti NMS. Přestože tedy mezi USA a eurozónou existuje významné kurzové riziko, vývoj úrokových měr a cenových hladin je mezi těmito dvěma celky synchronizován. Proto také odchylky NMS ve vztahu k eurozóně a ve vztahu ke globálnímu trhu, resp. USA, jsou srovnatelné.

Příprava na přijetí eura nehrála roli ani v případě trendu ve sbližování, případně divergenci, úrokových sazeb a míry inflace. Nejrychlejší pokles odchylky byl zaznamenán pro Rumunsko a Bulharsko, a naopak nejvyšší růst odchylky pro Lotyšsko, a to jak ve vztahu k eurozóně, tak k USA.

Při srovnání odchylek od podmínky UIP, PPP a RIP je zřejmé, že tyto odchylky dosahují nejvyšších hodnot pro podmínku UIP a odchylky od podmínky PPP jsou vyšší než odchylky od podmínky RIP. Z tohoto pozorování je tedy zřejmé, že odchylky jsou vyšší v případech, kdy do jejich výpočtu vstupuje změna měnového kurzu. Je tomu tak zejména proto, že volatilita měnového kurzu výrazně převyšuje volatilitu úrokového spreadu i inflačního diferenciálu.

Ze srovnání velikostí odchylek od podmínky UIP a odchylek od podmínky RIP je zřejmé, že tyto nejsou stejné (s výjimkou Rumunska, Slovinska a Estonska). Navíc lze pozorovat, že odchylky od podmínky RIP jsou nižší než odchylky od podmínky UIP a také od podmínky PPP. Naopak při srovnání výsledků pro podmínku PPP a UIP je zřejmé, že pořadí zemí v míře integrace je pro obě podmínky obdobné.

Vzhledem k proměnným, které vstupují do výpočtu těchto odchylek, musí být vysvětlením rozdílu odchylek UIP a PPP od odchylek RIP chování měnového kurzu. Jak je zřejmé z grafů č. 38 a 39, úrokový spread i inflační diferenciál jsou výrazně méně volatilní než měnový kurz. Tento rozdíl je zřetelný zejména pro období po pádu Lehmann Brothers, kdy se měnový kurz změnil podstatně více než úrokový spread nebo inflační diferenciál, přestože se hodnoty těchto veličin změnily stejným směrem. Měnový kurz tedy reaguje na změnu fundamentálních veličin nadměrně a držba měn NMS je spojena s výrazným kurzovým rizikem.

Při analýze vztahů mezi jednotlivými veličinami na základě krátkodobých dat pro Českou republiku se podařilo prokázat platnost předpokládaného regresního vztahu pouze pro podmínku CIP. Pro podmínku RIP byly výsledky rozdílné ve vztahu k eurozóně (platnost neprokázána) a ve vztahu k USA (platnost prokázána). Naopak v případě podmínky UIP se nepodařilo potvrdit očekávaný vztah v žádném z těchto dvou případů. To by dále potvrzovalo hypotézu o existenci významného kurzového rizika na trzích NMS.

Při zkoumání vztahu mezi zpožděnými hodnotami se ovšem objevilo několik významných závislostí. Změna spotového kurzu je silně závislá na zpožděných hodnotách forwardové prémie, úrokového spreadu a inflačního diferenciálu. Spotový kurz nejprve krátce reaguje na nárůst úrokového spreadu i forwardové prémie silným poklesem a teprve v delším období se slabým ovšem setrvalým nárůstem, který časem vymizí. V případě nárůstu inflačního diferenciálu reaguje měnový kurz také poklesem, ovšem dlouhodobým a postupně se zmenšujícím. Zároveň inflační diferenciál reaguje negativně na nárůst úrokového spreadu, a naopak úrokový spread reaguje pozitivně na nárůst inflačního diferenciálu, a to v obou případech dlouhodobě.

Ve všech případech tedy veličiny reagovaly opačně, než jak předpokládají teorie úrokové parity i teorie parity kupní síly (s výjimkou kladného vztahu mezi inflačním diferenciálem a úrokovým spreadem). Vzhledem k tomu, že byla zvolena tříměsíční maturita úrokových měr a tříměsíční změna měnového kurzu, platí uvedené závěry pro krátkodobé

vztahy mezi veličinami. Nabízí se proto srovnat zjištěné výsledky s teoriemi, které se zabývají vysvětlením krátkodobých vztahů.

Vysvětlení protichůdných reakcí ekonomických veličin v krátkém a v dlouhém období nabízí teorie pracující s předpokladem nepružných cen (tzv. sticky prices). Takovouto teorií je i Keynesiánská teorie monetární politiky, která předpokládá tzv. efekt likvidity. Podle této teorie měnová expanze (například nákup dluhopisů centrální bankou) povede ke snížení nominálních úrokových měr v krátkém období a ke zvýšení očekávané inflace v dlouhém období. Protože reálná úroková míra je dána rozdílem mezi nominální úrokovou mírou a očekávanou inflací, dojde ke snížení reálných úrokových měr, a to k většímu, než je nárůst očekávané inflace. V dlouhém období je ovšem reálná úroková míra dána mezním produktem kapitálu (viz kapitola 1.1.7), proto dojde k jejímu nárůstu na rovnovážnou úroveň, a zároveň jsou ceny pružné, proto skutečně dojde k jejich zvýšení. Zvýšená inflace v kombinaci s rovnovážnou reálnou úrokovou mírou tak v dlouhém období budou mít za následek vyšší nominální úrokovou míru. V dlouhém období se tedy prosadí Fisherův efekt (Edmond a Weill, 2012).

Model chování měnového kurzu, který inkorporuje efekt likvidity, je Dornbushův monetární model měnového kurzu. Podle tohoto modelu dojde při poklesu nominální úrokové míry v krátkém období nejdříve k depreciaci spotového kurzu (v důsledku nákupu zahraničních finančních aktiv), která převyšuje pokles nominální úrokové míry. Teprve v dlouhém období zareaguje trh zboží nárůstem cen a zároveň dojde k nárůstu úrokové míry spojené s apreciací kurzu (Taušer 2007, s. 155–159).

Pokud v krátkém období skutečně funguje Dornbushův model, pak měnový kurz v krátkém období nemůže vyrovnávat úrokový spread. To by vysvětlovalo, proč se nepodařilo prokázat platnost podmínky UIP a proč na trzích NMS přetrvává významné kurzové riziko (u zemí s plovoucím kurzem). Přestřelování kurzu by také mohlo vysvětlit vyšší volatilitu měnového kurzu oproti úrokovému spreadu i inflačnímu diferenciálu. Vzhledem k tomu, že malá ekonomika nemá možnost ovlivňovat světovou úrokovou míru a světovou cenovou hladinu, lze tyto považovat za stabilní. Pokles domácí úrokové míry i inflace se tak plně odrazí v úrokovém spreadu i inflačním diferenciálu. Chování úrokového spreadu, inflačního diferenciálu a měnového kurzu podle odhadnutých VAR modelů tak do značné míry odpovídají závěrům Dornbushova modelu.

Takovýto závěr by odpovídal předpokladům článku McKinnon (2004). Ten argumentuje, že plovoucí měnový kurz, který se nechová tak, jak předpokládají standardní

ekonomické teorie, zvyšuje kurzové riziko, a tím snižuje motivaci pro mezinárodní diversifikaci portfolií a znemožňuje vyrovnávání asymetrických šoků. Podle McKinnona tedy významné kurzové riziko představuje jednu z překážek pro nabývání zahraničních aktiv, které snižují stupeň integrace finančních trhů. Těmito překážkami tedy nejsou jen přímé a nepřímé bariéry pro nabývání finančních aktiv, jak předpokládá podmínka CIP, jejíž platnost byla výše potvrzena.

Pokud by tento závěr byl pravdivý, pak by odstranění kurzového rizika mělo vést k prohloubení integrace finančních trhů a k větší synchronizaci hospodářských výkyvů. U zemí, které mají vzájemně fixní kurz, by navíc mělo docházet k vyrovnávání asymetrických šoků pomocí změny cenové hladiny. Ze spojení těchto dvou předpokladů pak vyplývá, že při zavedení společné měny by mělo dojít k větší sladěnosti vývoje cenové hladiny. Pokud zároveň platí podmínka CIP, pak musí také dojít ke sblížení úrokových měr. Pro země s fixním kurzem nebo s omezeným fluktuačním pásmem kurzu by tak měly být odchylky od podmínky RIP nižší než pro země s volně plovoucím kurzem.

Přestože většina zemí, která v průběhu sledovaného období přijala euro, vykazovala nižší odchylky od podmínky RIP oproti zemím, které euro nepřijaly, nebyl tento předpoklad plně potvrzen. Česká republika i USA ve vztahu k eurozóně vykazovaly nižší odchylky od podmínky RIP než většina ostatních NMS. Naopak Bulharsko, které má fixní kurz vůči euru, vykazovalo relativně vysoké odchylky od RIP.

Na základě (pouze) výsledků pro testování úrokové parity by z pohledu teorie optimální měnové měly největší přínos z přijetí eura Česká republika a Estonsko, neboť měny těchto zemí se vyznačují, resp. vyznačovaly, významným kurzovým rizikem a zároveň vývoj jejich cenových hladin a úrokových měr byl nejvíce sladěn. Paradoxně stejný závěr lze vyslovit i pro USA, protože i ve vztahu euro-USD existuje významné kurzové riziko a zároveň tyto dvě ekonomiky vykazují významnou sladěnost. Naopak přijetí eura se zdá nevýhodné pro Bulharsko, které sice odstranilo kurzové riziko ve vztahu k euru, ale vývoj cenových hadin a úrokových měr neodpovídá vývoji v eurozóně, a také pro Polsko a Rumunsko, které se sice vyznačují vysokým kurzovým rizikem, ale ani u těchto zemí neodpovídá cenových hadin a úrokových měr neodpovídá vývoji v eurozóně.

Ze spojení předchozích zjištění by tedy bylo možné vyvodit závěr, že omezení kurzového rizika vedlo k větší synchronizaci hospodářských cyklů v rámci NMS, jak předpokládá hypotéza endogenity optimální měnové oblasti, nicméně odstranění kurzového rizika není nutnou podmínkou pro sladění hospodářských výkyvů.

4.2 Korelace růstu spotřeby mezi NMS

V případě prosazení zákona jediné ceny na trhu finančních aktiv, a tedy platnosti podmínky úrokové parity by mělo dojít k vyrovnání mezní míry mezičasové substituce ve spotřebě mezi zeměmi. V důsledku toho by míry růstu spotřeby měly být mezi jednotlivými zeměmi silně korelovány. Tato korelace by měla být tím vyšší, čím více jsou finanční trhy integrovány. V každém případě by ovšem měla být vyšší než korelace míry růstu produktu. Plná integrace finančních trhů by tak měla umožnit vyrovnávat hospodářské výkyvy.

V této kapitole je tedy nejprve vypočtena korelace pro růst spotřeby a porovnána s korelací pro růst produktu mezi jednotlivými NMS a v dalším kroku je analyzována závislost volatility domácí spotřeby na volatilitě domácích zdrojů. Třetí podkapitola zkoumá vztah mezi růstem spotřeby a měnovým kurzem, resp. cenovou hladinou, mezi NMS.

4.2.1 Korelační analýza růstu spotřeby a produktu mezi NMS

Obdobně jako v práci Backus, Kehoe a Kydland (1992) pro vyspělé ekonomiky jsou v tabulce č. 28 uvedeny korelační koeficienty pro míry růstu spotřeby (pravá horní polovina) a pro míry růstu produktu (levá dolní polovina) pro jednotlivé páry NMS v období let 1995–2007, tedy pro období před vypuknutím finanční krize. Zároveň ovšem tabulka obsahuje i korelační koeficienty pro Německo, aby bylo možné porovnat vývoj relativně velké vyspělé ekonomiky s vývojem relativně malých (post-)transitivních ekonomik. V tabulce č. 28 jsou také uvedeny korelační koeficienty každé NMS s agregátem eurozóny, s agregátem EU a s globálním agregátem tak, jak to bylo navrženo v práci Obstfeld (1994a).

Jak je patrné, u většiny zemí byla v období před krizí korelace mezi mírami růstu spotřeby podstatně nižší než jedna, tedy nižší, než by odpovídalo podmínkám isoelastické užitkové funkce a plně integrovaných a kompletních finančních trhů. S výjimkou USA nepřekročil žádný korelační koeficient pro spotřebu hodnotu 70 %. Naopak, celkem 65 ze 136 korelačních koeficientů bylo záporných. Z takovýchto výsledků lze soudit, že v období před krizí neexistoval žádný jednoznačný lineární vztah mezi spotřebami jednotlivých zemí. Volatilita spotřeby se tedy mezi zeměmi značně lišila a nemohla odpovídat volatilitě světové spotřeby, jak předpokládala kapitola 1.2.4.

To potvrzují i nízké hodnoty korelačních koeficientů jednotlivých NMS s globální spotřebou. Nízké jsou ovšem i korelační koeficienty NMS s EU, a to i přesto že by bylo možno očekávat relativně vysokou integrovanost finančních trhů NMS s trhem EU, a pro takto vzniklý trh i jeho kompletnost. Stejné výsledky je možné pozorovat u Německa, pro

nějž jsou nízké nejen korelační koeficienty se zbytkem EU, ale dokonce i se zbytkem eurozóny, přestože vysokou míru integrace německých finančních trhů s eurozónou by bylo možné předpokládat. Také pro NMS, které jsou členy eurozóny, dosahovaly korelační koeficienty ve vztahu k eurozóně nízkých hodnot.

Naopak výsledky ukazují poměrně silnou korelaci mezi spotřebou USA a trhy EU a eurozóny. Také ve vztahu ke spotřebě Německa dosáhl korelační koeficient pro spotřebu USA vysokých hodnot. Zdá se tedy, že finanční trhy USA a eurozóny jsou silně provázané.

Tabulka č. 28 – Koeficienty korelace pro míru růstu spotřeby mezi NMS a pro míru růstu produktu mezi NMS v letech 1995-2007

	BG_C	CY_C	CZ_C	EE_C	HU_C	LT_C	LV_C	MT_C	PL_C	RO_C	SI_C	SK_C	GE_C	EA_C	EU_C	US_C	WD_C
BG_Y		-0,215	-0,001	-0,371	0,420	0,214	***0,485***	-0,279	-0,376	0,230	-0,211	-0,154	0,046	-0,028	-0,033	-0,219	***0,353***
CY_Y	0,355		***0,108***	***-0,362***	-0,733	***0,200***	-0,688	0,316	-0,246	***0,439***	***0,685***	***0,092***	0,292	0,151	-0,049	0,084	-0,179
CZ_Y	0,202	***0,043***		***0,395***	-0,434	***0,343***	0,134	0,187	***0,128***	0,542	***0,258***	0,305	-0,194	-0,539	-0,526	-0,506	-0,316
EE_Y	0,022	***-0,456***	***-0,158***		-0,214	0,165	0,515	0,245	0,421	***-0,132***	-0,489	***0,559***	-0,398	-0,439	-0,364	-0,601	-0,108
HU_Y	0,584	-0,088	-0,234	0,231		-0,314	***0,325***	0,202	***-0,229***	-0,379	-0,451	-0,486	-0,198	***-0,033***	***0,115***	***0,161***	***0,023***
LT_Y	0,269	***-0,448***	***0,080***	0,643	0,028		0,299	0,257	-0,270	***0,408***	***0,152***	0,163	-0,362	-0,526	-0,668	-0,358	***0,147***
LV_Y	***0,403***	-0,283	0,139	0,705	***0,311***	0,552		-0,024	***0,221***	-0,191	-0,595	0,198	-0,263	-0,282	-0,210	-0,541	0,433
MT_Y	-0,002	0,405	0,215	0,351	0,285	0,325	0,257		0,584	-0,198	0,359	0,174	0,474	***0,606***	0,563	***0,769***	0,311
PL_Y	-0,373	0,178	***0,109***	0,063	***-0,566***	0,012	***-0,094***	0,598		-0,390	0,028	0,273	0,155	0,301	0,409	0,102	0,301
RO_Y	0,320	***-0,099***	0,828	***-0,218***	-0,073	***0,192***	0,128	-0,104	-0,208		***0,293***	0,350	-0,353	-0,523	-0,538	-0,577	-0,416
SI_Y	0,027	***0,243***	***0,008***	0,100	-0,313	***-0,040***	0,388	0,539	0,600	***-0,160***		-0,135	0,224	0,110	-0,038	0,030	-0,205
SK_Y	0,029	***-0,216***	0,510	***0,286***	-0,502	0,701	0,365	0,333	0,378	0,442	0,324		-0,397	-0,274	-0,293	-0,566	-0,215
GE_Y	0,229	0,638	0,168	0,155	-0,172	-0,083	0,339	0,588	0,511	-0,066	0,712	0,214		0,529	0,529	***0,641***	0,315
EA_Y(1)	0,043	0,749	-0,084	0,025	***-0,112***	-0,383	0,025	***0,586***	0,534	-0,370	0,565	-0,148	0,744		0,285	***0,821***	0,280
EU_Y(1)	0,063	0,739	-0,046	0,057	***-0,110***	-0,349	0,031	0,612	0,556	-0,339	0,544	-0,136	0,761	0,602		***0,836***	0,226
US_Y	-0,635	0,154	-0,319	-0,167	***0,129***	-0,448	-0,333	***0,604***	0,486	-0,690	0,134	-0,400	***0,387***	***0,402***	***0,032***		-0,132
WD_Y(1)	***0,073***	0,084	0,350	0,328	***-0,090***	***0,014***	0,480	0,581	0,606	0,041	0,692	0,240	0,534	0,292	0,323	0,045	

Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z databáze Světové banky.
Poznámka: (1) Agregát eurozóny je upraven o spotřebu a produkt Německa, agregát EU je upraven o spotřebu a produkt Německa a eurozóny a světový agregát je upraven o spotřebu a produkt Německa, EU, eurozóny a USA.

Protože ovšem v praxi k obchodům s finančními aktivy mezi NMS dochází, měly by mezinárodní finanční trhy umožnit alespoň snížení závislosti domácí spotřeby na domácích zdrojích, a tedy přispět ke snížení volatility spotřeby pod úroveň volatility produktu. Je ovšem zřejmé, že v tabulce č. 28 výrazně převládá počet případů, kdy korelace růstu produktu je silnější než korelace růstu spotřeby (tučně a kurzívou jsou zvýrazněny případy, kdy realita odpovídá teorii a pro daný pár zemí je korelační koeficient pro míry růstu spotřeb vyšší než pro míry růstu produktů). Výjimkou je opět vztah USA-EU, resp. USA-eurozóna, neboť korelace produktu byla výrazně nižší než korelace spotřeby. Z výsledků tedy vyplývá, že zatímco pro vyspělé trhy jev zaznamenaný v článku Backus, Kehoe a Kydland (1992) vymizel, pro trhy NMS byl v období před krizí naopak velmi silný.

Pokud je teorie popsaná v kapitole 1.2.4 správná, pak by to znamenalo, že pro trhy NMS nejsou splněny její předpoklady, tedy finanční trhy NMS nejsou kompletní nebo nejsou integrovány. V případě existence překážek mezi finančními trhy by NMS nemohly vzájemně obchodovat se svými finančními aktivy a nemohly by sdílet svá specifická rizika. Nemohlo by tedy dojít k vyrovnání cen $\frac{p(s)}{(1+r)}$ finančních aktiv na všech trzích podle rovnice (146), a tedy ani k vyrovnání měr růstu spotřeby podle rovnice (148). Míry růstu spotřeby by tedy byly silně ovlivňovány idiosynkratickými šoky, protože by se nemohly rozložit mezi ostatní NMS.

To ovšem neznamená, že by míry růstu spotřeby nebyly ovlivňovány globálními šoky. K takovému šoku došlo v roce 2009 po pádu americké banky Lehman Brothers v září 2008. Růst globálního produktu se dramaticky snížil, tedy výrazně se zmenšily strany grafu č. 15. Tento šok tak mohl mít významný dopad na vzájemný vztah volatilit spotřeb a produktů. Tabulka č. 29 proto uvádí korelační koeficienty pro datový soubor, který zahrnuje celé období let 1995–2013.

Tabulka č. 29 – Koeficienty korelace pro míru růstu spotřeby mezi NMS a pro míru růstu produktu mezi NMS v letech 1995-2013

	BG_C	CY_C	CZ_C	EE_C	HU_C	LT_C	LV_C	MT_C	PL_C	RO_C	SI_C	SK_C	GE_C	EA_C	EU_C	US_C	WD_C
BG_Y		***0,509***	0,259	0,181	0,286	0,460	0,395	-0,279	-0,292	0,729	0,148	0,061	0,029	0,109	0,170	***0,150***	0,341
CY_Y	***0,492***		0,384	0,602	0,477	***0,851***	0,560	0,316	***0,256***	***0,694***	0,418	***0,526***	0,206	0,581	0,674	0,550	***0,722***
CZ_Y	0,688	0,642		***0,724***	0,273	0,644	0,595	0,187	***0,332***	0,495	0,416	0,539	-0,055	0,224	0,382	0,306	0,500
EE_Y	0,529	0,675	***0,718***		0,541	0,843	0,864	0,245	0,229	***0,576***	0,333	0,711	-0,038	0,576	0,727	0,684	0,777
HU_Y	0,472	0,866	0,625	0,794		0,630	0,503	0,202	-0,278	0,280	0,452	0,121	0,031	0,517	0,641	0,671	0,506
LT_Y	0,709	***0,689***	0,743	0,895	0,778		0,826	0,257	0,120	***0,746***	0,472	0,595	0,031	0,549	0,693	***0,646***	***0,824***
LV_Y	0,614	0,796	0,738	0,934	0,850	0,905		-0,024	-0,018	***0,653***	0,279	0,443	0,038	0,499	0,608	0,632	***0,832***
MT_Y(2)	-0,002	0,405	0,215	0,351	0,285	0,325	0,257		0,584	-0,198	0,359	0,174	0,474	0,606	0,563	0,526	0,311
PL_Y	0,012	***0,247***	***0,277***	0,398	0,066	0,335	0,334	0,598		-0,058	0,418	***0,494***	0,204	0,306	0,288	0,098	0,187
RO_Y	0,813	***0,462***	0,774	***0,355***	0,424	***0,582***	***0,482***	-0,104	-0,040		0,180	0,620	-0,200	0,113	0,247	***0,189***	***0,450***
SI_Y	0,474	0,839	0,728	0,810	0,803	0,863	0,854	0,539	0,474	0,526		0,245	0,092	0,441	0,499	0,399	0,425
SK_Y	0,701	***0,434***	0,729	0,730	0,479	0,891	0,726	0,333	***0,478***	0,640	0,762		-0,256	0,208	0,341	0,169	0,316
GE_Y	0,334	0,633	0,628	0,636	0,580	0,657	0,572	0,588	0,486	0,344	0,777	0,656		0,119	0,089	0,287	0,168
EA_Y(1)	0,291	0,820	0,637	0,790	0,759	0,728	0,745	0,612	0,518	0,262	0,885	0,584	0,674		0,789	***0,838***	0,590
EU_Y(1)	0,341	0,844	0,681	0,836	0,804	0,775	0,797	0,586	0,488	0,307	0,906	0,610	0,679	0,908		***0,890***	***0,608***
US_Y	***0,056***	0,686	0,495	0,756	0,752	***0,620***	0,699	0,590	0,498	***0,016***	0,746	0,402	0,557	***0,776***	***0,798***		0,590
WD_Y(1)	0,365	***0,670***	0,777	0,821	0,703	***0,759***	***0,748***	0,581	0,578	***0,365***	0,837	0,697	0,784	0,754	***-0,674***	0,647	

Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z databáze Světové banky.

Poznámka: (1) Agregát eurozóny je upraven o spotřebu a produkt Německa, agregát EU je upraven o spotřebu a produkt Německa a eurozóny a světový agregát je upraven o spotřebu a produkt Německa, EU, eurozóny a USA.
(2) Data pro Maltu jsou dostupná pouze do roku 2008.

Při srovnání tabulek č. 28 a 29 je zřejmé, že výsledky jsou výrazně odlišné. Při zahrnutí období krize vzrostla korelace spotřeby u všech NMS, takže korelační koeficienty

jsou pro naprostou většinu NMS kladné. Nejvýrazněji se toto posílení projevilo u pobaltských zemí a u Rumunska, pro které velká část korelačních koeficientů přesáhla hodnotu 50 %. Z opačného pohledu lze ovšem říci, že lineární vztah se zdá silný pouze u těchto párů. U ostatních párů tedy nelze jednoznačně hovořit o lineárním vztahu ani při zahrnutí výrazného globálního šoku.

Všechny tři pobaltské ekonomiky jsou z historických důvodů i z důvodu geografické blízkosti velmi silně provázány, proto by výsledky mohly indikovat, že mezi těmito zeměmi dochází ke sdílení rizika ve větší míře než mezi ostatními NMS. Silný vztah mezi pobaltskými zeměmi a také mezi Rumunskem a zbytkem NMS se v období před finanční krizí neobjevuje. Rumunsko, Estonsko, Lotyšsko i Litva ovšem byly velmi silně zasaženy globální finanční krizí, takže výsledky mohou být důsledkem této události.

Pro NMS, které vstoupily do eurozóny, platí při zahrnutí krize totéž, co již bylo řečeno výše. Korelační koeficienty těchto zemí ve vztahu k eurozóně nepřevyšují korelační koeficienty ostatních NMS. Nejvyšších korelačních koeficientů s eurozónou dosáhly NMS nejvíce zasažené krizí, tedy Kypr, Malta, Maďarsko, Estonsko a Litva. Naopak nejnižší korelační koeficient byl zaznamenán u Bulharska, Rumunska a Slovenska. Členství v eurozóně, ani fixní kurz tak na korelaci spotřeby nemělo vliv.

Také ve vztahu ke globální spotřebě dosahovaly nejvyšších korelačních koeficientů pobaltské země a Kypr. Spotřeba ostatních NMS byla s globální spotřebou relativně málo korelována. Nejnižších koeficientů bylo dosaženo u Polska, Bulharska a Slovenska.

Naopak silný vztah byl identifikován mezi světovým agregátem a EU. Pro vysokou korelaci ovšem nelze hledat zdůvodnění v tom, že spotřeba EU tvoří podstatnou část celosvětové spotřeby, protože světový agregát byl očištěn o spotřebu EU. Díky velikosti a kupní síle EU lze ovšem předpokládat, že pokud spotřeba v EU klesne, pak tento pokles významně ovlivní produkt a spotřebu ve zbytku světa, a naopak. Lze tedy usuzovat na to, že vývoj EU je z velké části ovlivňován pouze systematickými globálními šoky. Z druhé strany je ovšem možné také říci, že šok nastalý v EU tvoří významnou část systematických globálních šoků. Jak je ovšem zřejmé z tabulky č. 29, korelační koeficient není roven 1, a tedy EU je ovlivňována i čistě idiosynkratickými šoky, které nepostihují zbytek světa.

Nejsilnější lineární vztah byl identifikován mezi USA a EU a velmi silný vztah existoval také mezi USA a eurozónou. Z tohoto zjištění by bylo možné usuzovat, že (pokud je teorie správná) mezi těmito ekonomikami je finanční trh integrován nejvíce a mezi těmito oblastmi dochází k největšímu přesunu finančních aktiv.

Nejnižší hodnoty korelačních koeficientů byly naopak naměřeny pro Německo, pro které byly koeficienty ve vztahu k NMS ve většině případů záporné a ani po zahrnutí období krize se příliš nezvýšily. To ovšem neplatí pro vztah s eurozónou, EU a zbytkem světa. Zatímco v období před krizí byl vztah mezi německou spotřebou a spotřebou EU silný, v období zahrnujícím krizi byl naopak velmi slabý. Německá spotřeba se tedy vyvíjí opačně než spotřeba NMS a v období krize také nezávisle na vývoji spotřeby EU, eurozóny a zbytku světa. Naopak v období před krizí se spotřeby EU a Německa významně ovlivňovaly. Pro vztah Německo-EU je možné říci totéž, co bylo uvedeno výše pro vztah mezi EU a zbytkem světa. Ve vztahu k NMS se zdá, že zde vzájemný obchod s finančními instrumenty neprobíhá. Ovšem i pro takovýto závěr je nutné blíže analyzovat vliv globální krize.

Při srovnání korelace spotřeby a korelace produktu je zřejmé, že i při zahrnutí období krize zůstal pro NMS zachován jev BKK a vztah mezi volatilitami produktů je silnější než vztah mezi volatilitami spotřeb. Počet párů zemí, u kterých tomu bylo naopak, tedy u kterých byla v souladu s teorií korelace vyšší pro spotřebu než pro produkt, klesl z 30 bez období krize na 21 při zahrnutí období krize. Předpoklad teorie se tak pro NMS nepotvrdil, což by znamenalo, že finanční trhy těchto zemí nejsou integrovány se světových trhem a nedochází tak k rozložení ekonomických šoků mezi zeměmi.

Tento závěr platí pro země v eurozóně i mimo ni. Nepotvrdil se tak předpoklad, že odstranění kurzového rizika povede k větší integraci finančních trhů, které tak budou moci absorbovat asymetrické šoky.

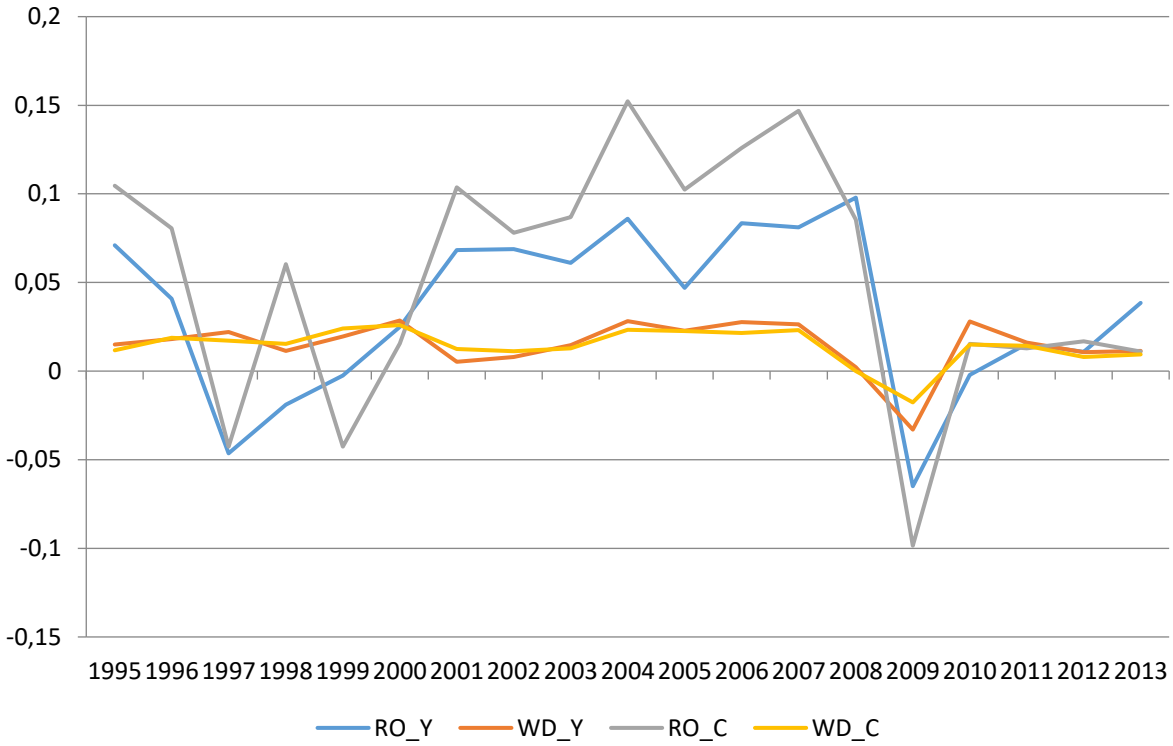
Vývoj spotřeby v EU a eurozóně byl více korelován s vývojem spotřeby v USA než vývoj produktů těchto ekonomik. Vývoj spotřeby EU byl také více korelován s vývojem celosvětové spotřeby než vývoj produktů EU a zbytku světa. Takovýto výsledek by tedy naznačoval, že mezi EU a USA a mezi EU a zbytkem světa dochází k přesunu finančních aktiv, který umožňuje vyrovnávat asymetrické šoky.

Také pro spotřebu Rumunska, Kypru, Lotyšska a Litvy na jedné straně a globální spotřebu na druhé straně byl vývoj více korelován než vývoj produktů. Mezi NMS tedy opět došlo k naplnění předpokladů teorie pouze u zemí, které byly nejvíce zasaženy globální krizí.

Mezi NMS nejčastěji převyšovala korelace spotřeby korelaci produktu v případě Rumunska. Z tohoto výsledku by bylo možné usuzovat, že rumunská spotřeba je obecně více lineárně závislá na vývoji světové spotřeby než rumunský produkt na světovém produktu. Zdálo by se tedy, že Rumunsko nejvíce sdílí své riziko s ostatními NMS a mezi Rumunskem a ostatními zeměmi je obchod s finančními instrumenty nejintenzivnější. Takovýto závěr by

ovšem byl v rozporu s realitou, neboť obchod s finančními instrumenty v realitě probíhá i mezi ostatními NMS. Je proto vhodné daný jev blíže analyzovat.

Graf č. 40 – Vývoj míry růstu rumunského a světového produktu a spotřeby per capita



Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z databáze Světové banky.

Graf č. 40 znázorňuje vývoj rumunských měr růstu spotřeby a produktu a porovnává je s vývojem celosvětových agregátů. Z grafu je patrné, že globální spotřeba je méně volatilní než globální produkt, což je v souladu s teoretickým závěrem, neboť v uzavřené ekonomice umožňují finanční trhy vyrovnat spotřebu v čase a na světovou ekonomiku jako celek je možné nahlížet jako na uzavřenou ekonomiku.

Je také zřejmé, že vývoj rumunských veličin je podstatně více volatilní než vývoj světových agregátů (směrodatné odchylky jsou uvedeny v tabulkách č. 30 a 31), což pro případ spotřeby je naopak v rozporu s teorií (u produktu tomu tak být může a v případě malé ekonomiky je to i pravděpodobné). Míra růstu rumunské spotřeby tedy není rovna míře růstu světového produktu (Rumunsko nespotřebovává stále stejný podíl na světovém produktu, jak předpokládá rovnice (153)), a změna rumunské spotřeby není rovna změnám spotřeby ostatních zemí podle rovnice (148). Přestože lze očekávat, že volatility nebudou stejné a globální spotřeba bude o něco méně volatilní, rozdíl ve volatilitě by neměl být tak

výrazný. V žádném případě by ovšem volatilita rumunské spotřeby neměla převyšovat volatilitu rumunského produktu.

Na grafu č. 40 je také zřetelně vidět, že v roce 2009 došlo k relativně velkému globálnímu šoku, který vedl k propadu celosvětového produktu i spotřeby. V případě Rumunska klesla spotřeba o 10 % a produkt o 6,5 % v roce 2009. Takovýto meziroční pokles spotřeby byl hlubší než kterýkoli předchozí pokles, a to více než dvojnásobně. Ve srovnání s propadem spotřeby ovšem propad produktu nebyl tak dramatický.

Takovýto zlom v datovém souboru představuje výrazný extrém, který mohl významně ovlivnit výsledky korelační analýzy, a tedy i závěry o vzájemné závislosti rumunských a světových agregátů. Uvedené rozdíly mezi tabulkami č. 28 a 29 lze proto objasnit pomocí podstaty výpočtu korelačního koeficientu podle vzorce (203).

Globální výkyv v roce 2009 v případě vztahu mezi Rumunskem a světovým agregátem podstatně zvýšil jak kovarianci (tedy střední hodnotu součinu odchylek růstů rumunské a globální spotřeby od svého průměru) z -0,00003 na 0,00029, tak součin jejich směrodatných odchylek z 0,00031 na 0,00066. Zvýšení kovariance tedy bylo vyšší než zvýšení součinu směrodatných odchylek, proto se zvýšil i korelační koeficient. Tento jev nastal i u produktu, ovšem zde se zvýšila kovariance pouze z 0,00002 na 0,00022 a součin směrodatných odchylek z 0,00031 na 0,00062. Celkový efekt tedy vedl k tomu, že korelační koeficient pro spotřebu převýšil korelační koeficient pro produkt. Podobně lze vysvětlit zvýšení korelací pro změny spotřeby i produktu také u ostatních zemí, ovšem v těchto případech propad spotřeby nepřevýšil propad produktu tolikanásobně.

Velice zjednodušeně lze daný jev popsat také tak, že během krize poklesla spotřeba i produkt natolik výrazně, že při zahrnutí tohoto období do analýzy jsou předchozí výkyvy relativně méně významné v porovnání s propadem v roce 2009. Efekt silného systematického šoku tedy převážil předchozí relativně malé efekty idiosynkratických šoků. Vztah mezi spotřebami i produkty dvou zemí se tedy v předkrizovém období při pohledu na celou časovou řadu stal relativně těsným oproti situaci, kdy je samostatně zkoumána pouze část časové řady před tímto propadem. Při zahrnutí tohoto extrémního propadu do analyzovaného vzorku proto ukázala korelační analýza silnější vzájemnou lineární závislost spotřeb i produktů.

V případě Rumunska byl pak propad spotřeby o tolik větší než propad produktu, že vztah mezi spotřebou Rumunska a spotřebou jiného NMS se zdá být relativně těsnějším než vztah produktů těchto zemí.

Pouze v tomto extrémním tedy korelační analýza ukázala výsledky, které odpovídají předpovědím ekonomické teorie. Zdá se tedy, že aby byl naplněn závěr teorie o tom, že korelace spotřeby mezi zeměmi je vyšší než korelace produktu, musely by se opakovat krize, které by zasahovaly všechny ekonomiky a které by měly za následek stejně hluboký propad spotřeby jako v případě Rumunska. Pokud by ovšem docházelo k opakování takovýchto krizí, pak by skutečně vztah mezi spotřebami byl těsnější než mezi produkty. Hluboké globální šoky by totiž působily převahu systematického rizika nad relativně malým specifickým rizikem dané země, které by tak bylo relativně diverzifikováno.

Pro objasnění BKK puzzle by proto bylo přínosné analyzovat mnohem delší časové řady zahrnující několik dekád, příp. i století, které by zahrnovaly i období krizí, zejména Velkou hospodářskou krizi 30. let. Při takovéto analýze by se období mezi krizemi mohly jevit jako relativně stabilní, a pak by zřejmě mohly být potvrzeny závěry teorie. Nebo naopak by bylo možné vynechat období extrémních krizí jakožto anomálií a analyzovat pouze období relativní stability, a pak by pravděpodobně byla výsledkem nefunkčnost teorie. Na základě výsledků by pak bylo možné posoudit, zda teorie skutečně funguje a pouze jsou studována období nezahrnující globální krize, nebo zda šlo v případě Rumunska o výjimečnou situaci a empirické poznatky neodpovídají závěrům teorie.

Na druhou stranu ovšem i v případě opakování tak hlubokých krizí, k jaké došlo v Rumunsku, by ovšem skutečnost byla stále v rozporu s teorií, neboť volatilita spotřeby převyšovala volatilitu produktu. Teorie naopak předpokládá, že díky sdílení rizika mezi zeměmi dochází ke snížení výkyvů ve spotřebě. Jak je ovšem patrné z tabulek č. 30 a 31, volatilita spotřeby byla vyšší než volatilita produktu i před finanční krizí. Po zahrnutí období této krize do analyzovaného vzorku volatility obou veličin vzrostly, a to proporcionálně. Relativní rozdíl mezi volatilitou spotřeby a volatilitou produktu se tedy nezmenšil, ale zůstal zhruba stejný.

Tabulka č. 30 – Směrodatné odchylky míry růstu spotřeby a produktu v letech 1995–2007

	BG	CY	CZ	EE	HU	LT	LV	MT	PL	RO	SK	SI	GE	EA	EU	US	WD
Y	0,038	0,012	***0,022***	0,031	0,015	0,035	0,033	0,029	0,018	0,041	***0,026***	0,016	***0,012***	***0,009***	***0,007***	***0,010***	***0,008***
C	0,077	0,049	***0,017***	0,033	0,041	0,036	0,046	0,035	0,019	0,061	***0,022***	0,022	***0,009***	***0,008***	***0,006***	***0,009***	***0,005***

Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z databáze Světové banky.

Tabulka č. 31 – Směrodatné odchylky míry růstu spotřeby a produktu v letech 1995–2013

	BG	CY	CZ	EE	HU	LT	LV	MT	PL	RO	SK	SI	GE	EA	EU	US	WD
Y	0,038	0,029	***0,030***	0,062	0,027	0,057	0,060	0,029	0,018	0,045	***0,034***	***0,038***	***0,021***	***0,018***	***0,018***	***0,017***	***0,014***
C	0,068	0,058	***0,022***	0,069	0,043	0,066	0,070	0,034	0,020	0,066	***0,031***	***0,029***	***0,009***	***0,012***	***0,014***	***0,016***	***0,010***

Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z databáze Světové banky.

Tento závěr je v rozporu se zjištěním BKK (1992), kteří naopak naměřili vyšší volatilitu pro produkt než pro spotřebu. Navíc podle dat v tabulkách č. 30 a 31 v naprosté většině případů převyšují směrodatné odchylky jednotlivých NMS směrodatnou odchylku globálního agregátu i agregátu EU. Spotřeba i produkt jednotlivých NMS jsou tedy volatilnější než globální agregáty.

Jediné dva NMS, u kterých byla spotřeba méně volatilní než produkt, byly Česká republika a Slovensko a při zahrnutí období krize také Slovinsko. Naopak největší volatilitu produktu spotřeby relativně ve vztahu k volatilitě produktu zaznamenaly Kypr, Bulharsko a Maďarsko.

Vzhledem ke vstupu většiny NMS do eurozóny by bylo možné očekávat, že předpoklady teorie budou splněny alespoň pro NMS, které přijaly euro. Nicméně výsledky uvedené výše tento předpoklad nepotvrzují. Z pohledu teorie popsané v první části této práce by z těchto výsledků vyplývalo, že odstranění kurzového rizika nevedlo k větší integraci finančních trhů, a tedy k většímu rozložení rizika idiosynkratických šoků NMS mezi země eurozóny.

Při srovnání výsledků pro NMS s výsledky pro velké ekonomiky je rozdíl patrný na první pohled. Produkt byl volatilnější než spotřeba u všech velkých ekonomik. Pro vyspělé ekonomiky je tedy volatilita spotřeby i produktu nižší než u NMS, což je v souladu se zjištěním v Obstfeld (1994a) a s předpoklady teorie.

V případě Německa a eurozóny byla spotřeba dokonce méně volatilní než spotřeba EU. Toto zjištění ovšem v souladu s předpoklady teorie není, neboť by bylo možné předpokládat, že v rámci většího ekonomického celku dojde k lepšímu rozložení rizika idiosynkratických šoků. Příčinou by mohl být fakt, že do EU a eurozóny postupně vstupovaly NMS, jejichž spotřeba byla volatilnější než spotřeba Německa. To by potvrzovalo předchozí hypotézu, že mezi NMS a zbytkem eurozóny nedochází k pohybu finančních aktiv a k rozložení rizika mezi NMS a eurozónu.

Z pohledu teorie popsané v první části tak mezinárodní finanční trh umožňuje velkým ekonomikám EU, USA, eurozóny a Německa rozložit riziko idiosynkratických šoků, a tím snížit volatilitu jejich spotřeby pod volatilitu jejich produktu.

4.2.2 Regresní analýza vztahu mezi růstem spotřeby a domácími zdroji

Výsledky uvedené v předchozí části tedy indikují, že globální trhy ani trh EU neumožňují NMS vyrovnávat výkyvy ve spotřebě. To potvrzuje i graf č. 40, na kterém je

patrné, že růst rumunské spotřeby převyšoval růst světového produktu v převážné části sledovaného období, a tedy nemohou platit rovnice (151) a (153). Takovéto výsledky naznačují, že existují překážky pro mezinárodní obchod s finančními aktivy, ze kterých by plynul příjem ze zahraničí v době hospodářského poklesu. Takovéto překážky mohou zároveň bránit mezinárodní arbitráži, která by vedla k vyrovnávání cen finančních aktiv na mezinárodních trzích, a tím i k vyrovnávání měr růstu spotřeby mezi zeměmi.[51]

Z grafu č. 40 je ovšem také patrné, že s výjimkou let 1999, 2008, 2009 a 2013 růst rumunské spotřeby převyšoval růst rumunského produktu. To je možné pouze, pokud ve sledovaném období docházelo k přílivu zahraničních zdrojů do rumunské ekonomiky. Podle rovnice (204) může spotřeba růst rychleji než produkt, pokud čistý přesun zahraničních zdrojů TR^i do domácí ekonomiky i roste rychleji než domácí produkt Y^i nebo pokud spotřeba vlády G^i nebo investice I^i klesají.

Dalším krokem proto je zkoumání otázky, do jaké míry dochází k přesunu zahraničních zdrojů do domácí ekonomiky, resp. do jaké míry je domácí spotřeba závislá na domácích faktorech. Tabulky č. 32 a 33 proto obsahují regresní koeficienty odhadnuté regresní přímky (206), kde jako aproximace pro světový růst spotřeby byl použit globální agregát. Vzhledem k tomu, že korelační analýza vykázala rozdílné výsledky pro případ, kdy období krize 2008–2013 bylo ze zkoumaného vzorku vyloučeno, jsou v tabulce č. 32 nejprve uvedeny výsledky regresní analýzy pro případ bez tohoto období a v tabulce č. 33 výsledky pro období včetně krize. Výsledky diagnostických testů jsou pak presentovány v tabulkách č. 94 a 95 v příloze.

[51] Nutnou podmínkou ovšem je, že cena finančních instrumentů je skutečně rovna mezní míře mezičasové substituce ve spotřebě.

Tabulka č. 32 – Odhady parametrů lineárních regresních modelů pro míry růstu spotřeby jednotlivých NMS ve vztahu k růstu globální spotřeby a domácích zdrojů v období 1995–2007

WD	const.	p-value	c^w	p-value	$y^i - g^i - i^i$	p-value
BG	-0,035	0,602	0,252	0,550	4,240	0,222
CY	0,037	0,310	-1,605	0,387	1,292	0,001 ***
CZ	0,055	0,039 **	-1,543	0,256	0,141	0,569
EE	0,114	0,015 **	-1,979	0,402	0,232	0,288
HU	0,008	0,874	-0,067	0,978	0,581	0,230
LT	0,054	0,137	0,568	0,735	0,292	0,319
LV	-0,004	0,951	2,809	0,507	0,485	0,128
MT	0,027	0,547	0,407	0,854	0,075	0,808
PL	0,037	0,228	0,987	0,383	-0,300	0,523
RO	0,079	0,189	-2,345	0,418	0,545	0,073 *
SK	0,061	0,020 **	-0,303	0,806	-0,177	0,090 *
SI	0,053	0,007 ***	0,063	0,943	-0,752	0,003 ***
GE(1)	-0,002	0,849	0,463	0,376	0,071	0,745
US(1)	0,006	0,329	-0,625	0,052 *	1,372	0,002 ***
EA(1)	0,004	0,643	0,178	0,662	0,482	0,096 *
EU(1)	0,010	0,218	0,098	0,759	0,465	0,109

Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z databáze Světové banky.
Poznámka: (1) Světový agregát byl pro případ Německa, USA, EU a eurozóny upraven o spotřeby těchto zemí.

Tabulka č. 33 – Odhady parametrů lineárních regresních modelů pro míry růstu spotřeby jednotlivých NMS ve vztahu k růstu globální spotřeby a domácích zdrojů v období 1995–2013

WD	const.	p-value	c^w	p-value	$y^i - g^i - i^i$	p-value
BG	-0,022	0,294	3,306	0,000 ***	0,374	0,064 *
CY	-0,013	0,337	1,008	0,213	1,160	0,007 ***
CZ	0,008	0,283	1,033	0,004 ***	0,002	0,990
EE	-0,019	0,304	6,099	0,000 ***	-0,341	0,097 *
HU	-0,021	0,063 *	1,533	0,036 **	0,408	0,218
LT	-0,042	0,102	5,077	0,000 ***	0,450	0,020 **
LV	-0,034	0,084 *	5,728	0,000 ***	0,056	0,689
MT(2)	0,027	0,547	0,407	0,854	0,075	0,808
PL	0,026	0,196	0,624	0,243	0,087	0,750
RO	-0,040	0,000 ***	3,950	0,000 ***	1,028	0,000 ***
SK	0,025	0,053 *	1,113	0,033 **	-0,094	0,372
SI	0,007	0,754	0,898	0,022 **	0,041	0,932
GE(1)	0,008	0,002 ***	-0,093	0,714	0,199	0,111
US(1)	-0,008	0,046 **	0,123	0,764	1,384	0,002 ***
EA(1)	-0,001	0,873	0,127	0,494	0,605	0,003 ***
EU(1)	0,001	0,814	-0,082	0,712	0,934	0,000 ***

Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z databáze Světové banky.
Poznámka: (1) Světový agregát byl pro případ Německa, USA, EU a eurozóny upraven o spotřeby těchto zemí.
(2) Data pro Maltu jsou dostupná pouze do roku 2008.

Z výsledků je zřejmé, že tento test udává rozporuplné výsledky, neboť pro vzorek bez období krize není ve většině případů statisticky významný ani jeden regresní koeficient pro světovou spotřebu. Regresní koeficient pro domácí faktory překročil 5% hladinu

významnosti pouze v případě Kypru, Slovinska a USA a 10% hladinu významnosti v případě dalších tří zemí. Navíc pouze v případě Kypru a Slovinska překročil koeficient determinace 60 %. Ovšem v případě Slovinska zamítla LM statistika Whiteova testu nulovou hypotézu o homoskedasticitě, tedy odhad regresního koeficientu v tomto případě není nejlepším mezi nestrannými odhady tohoto parametru. Také výsledky F-testu naznačují, že použitý model neumožňuje vysvětlit variabilitu datového soboru pro období před krizí.

Při zahrnutí období krize do zkoumaného vzorku výrazně vzrostl koeficient determinace u většiny zemí a výsledky F-testu naznačují, že pro takovýto datový soubor je zvolený model vhodný. Nicméně výsledky odhadů jsou stále rozporuplné, protože ve třech případech z 16 byl významný regresní koeficient pouze pro růst světové spotřeby, ve čtyřech případech byl významný regresní koeficient pouze pro domácí faktory, ve čtyřech případech byl významný pro oba regresní koeficienty a ve zbývajících třech případech nebyl významný ani jeden regresní koeficient.

Pro NMS nicméně platí, že počet případů, kdy byl růst světové spotřeby statisticky významný, převyšuje počet případů, kdy byl statisticky významný růst domácích zdrojů. Domácí spotřeba NMS je tak více závislá na vývoji světové spotřeby než na vývoji domácích faktorů.

Naopak pro EU, eurozónu a USA, tedy pro velké ekonomiky, byl statisticky významný pouze růst domácích zdrojů. Domácí spotřeba velkých ekonomik je tak více závislá na vývoji domácích faktorů než na vývoji světové spotřeby.

V rámci NMS byl regresní koeficient pro světovou spotřebu nejvýznamnější u pobaltských zemí, Rumunska a Bulharska, a naopak nejméně významný u Kypru, Malty a Polska.

Protože model využívající růst světového agregátu se nejeví jako vhodný, jsou v tabulkách č. 34 a 35 uvedeny výsledky pro regresní rovnici, která zkoumá závislost růstu domácí spotřeby na změnu růstu spotřeby EU a na změnu růstu domácích zdrojů, a to opět zvlášť pro období bez a včetně krize. Vzhledem k pokročilému stupni integrace v rámci EU by bylo možné předpokládat, že regresor pro spotřebu EU bude statisticky významný pro většinu zemí. Výsledky diagnostických testů jsou pak presentovány v tabulkách č. 96 a 97 v příloze.

Tabulka č. 34 – Odhady parametrů lineárních regresních modelů pro míry růstu spotřeby jednotlivých NMS ve vztahu k růstu spotřeby EU a domácích zdrojů v období 1995–2007

EU	const.	p-value	C^{EU}	p-value	$y^i - g^i - i^i$	p-value
BG	0,039	0,607	0,281	0,929	0,186	0,716
CY	0,063	0,031 **	-2,894	0,038 **	1,502	0,000 ***
CZ	0,073	0,011 **	-1,783	0,073 *	-0,090	0,687
EE	0,137	0,001 ***	-3,014	0,069 *	0,303	0,115
HU	-0,026	0,603	1,372	0,473	0,662	0,176
LT	0,128	0,001 ***	-2,627	0,025 **	0,163	0,474
LV	0,067	0,338	-1,176	0,688	0,563	0,058 *
MT	-0,036	0,242	3,663	0,015 **	-0,246	0,370
PL	0,036	0,110	1,404	0,099 *	-0,554	0,215
RO	0,090	0,134	-2,455	0,312	0,464	0,144
SK	0,079	0,002 ***	-1,077	0,221	-0,189	0,048 **
SI	0,054	0,004 ***	0,042	0,949	-0,749	0,003 ***
GE(1)	-0,009	0,313	0,629	0,073 *	0,119	0,522
EA(1)	0,003	0,762	0,142	0,578	0,481	0,090 *

Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z databáze Světové banky.
Poznámka: (1) Agregát EU byl pro případ Německa a eurozóny upraven o spotřeby těchto zemí.

Tabulka č. 35 – Odhady parametrů lineárních regresních modelů pro míry růstu spotřeby jednotlivých NMS ve vztahu k růstu spotřeby EU a domácích zdrojů v období 1995–2013

EU	const.	p-value	C^{EU}	p-value	$y^i - g^i - i^i$	p-value
BG	-0,004	0,839	1,984	0,028 **	0,403	0,055 *
CY	-0,006	0,618	0,554	0,576	1,134	0,023 **
CZ	0,010	0,137	0,840	0,051 *	0,066	0,606
EE	0,011	0,689	3,587	0,049 **	-0,177	0,437
HU	-0,017	0,038 **	1,305	0,003 ***	0,404	0,073 *
LT	-0,014	0,622	2,707	0,072 *	0,579	0,001 ***
LV	0,008	0,801	2,697	0,127	0,109	0,616
MT(2)	-0,036	0,242	3,663	0,015 **	-0,246	0,370
PL	0,026	0,069 *	0,750	0,054 *	0,046	0,861
RO	-0,021	0,127	2,580	0,003 ***	1,058	0,000 ***
SK	0,022	0,037 **	1,276	0,034 **	-0,086	0,409
SI	0,004	0,801	1,277	0,007 ***	-0,046	0,898
GE(1)	0,007	0,000 ***	-0,026	0,848	0,176	0,057 *
EA(1)	-0,003	0,323	0,370	0,012 **	0,298	0,035 **

Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z databáze Světové banky.
Poznámka: (1) Agregát EU byl pro případ Německa a eurozóny upraven o spotřeby těchto zemí.

V tomto případě jsou pro období před krizí regresory skutečně významné ve více případech, nicméně výsledky zůstávají rozporuplné, protože v sedmi případech byl významný regresor pro spotřebu EU a v pěti případech pro domácí faktory. Navíc koeficienty determinace zůstávají nízké a F-test v naprosté většině případů nezamítl nulovou hypotézu.

Při zahrnutí období krize sice významně vzrostly koeficienty determinace a také F-test ve většině případů zamítl nulovou hypotézu, nicméně počet případů, pro které je

regresor pro spotřebu EU významný, zůstal stejný. Navíc v pěti případech jsou významné oba regresory, a tedy výsledky zůstávají rozporuplné.

Přestože model s použitím agregátu EU udává statisticky významnější hodnoty, výsledky jsou podobné jako v případě použití světového agregátu, tedy pro období bez zahrnutí krize není model vhodný a při zahrnutí období krize nejsou výsledky jednoznačné.

Regresní koeficient pro spotřebu EU byl nejvýznamnější u Maďarska, Rumunska a Slovinska, a naopak nejméně významný u Kypru, Lotyšska a Německa. Při srovnání NMS, které přijaly společnou měnu, s ostatními NMS tak není patrný žádný zřejmý rozdíl mezi těmito dvěma skupinami zemí. Z pohledu teorie popsané v první části tak odstranění kurzového rizika nevedlo k většímu přesunu zdrojů mezi NMS a zbytkem světa.

Zajímavé výsledky nabízí také pohled na regresní koeficienty pro domácí faktory. Zatímco v období před krizí byl tento koeficient nejvýznamnější pro Kypr a Slovinsko, při zahrnutí období krize byl nejvýznamnější pro Kypr, Litvu a Rumunsko. U těchto zemí by tak z pohledu teorie popsané v první části docházelo k nejmenšímu přesunu zahraničních zdrojů.

Naopak nejméně významný byl regresní koeficient pro domácí faktory u České republiky, Polska a Malty. U těchto NMS by tedy z pohledu teorie docházelo k největšímu přeshraničnímu pohybu finančních aktiv.

Jelikož z předchozích výsledků nelze vyvodit žádný jednoznačný závěr, je odhadnut alternativní model podle rovnice (207). Regresní koeficienty v této rovnici vyjadřují vztah mezi mírou růstu spotřeby domácí ekonomiky očištěné o míru růstu světové spotřeby, resp. EU, a mírou růstu produktu domácí ekonomiky očištěné o míru růstu světového produktu, resp. EU. Jinými slovy, tato rovnice testuje lineární závislost idiosynkratické změny spotřeby na idiosynkratickou změnu produktu. Pokud korelační koeficient z rovnice (207) dosáhne nulové hodnoty, pak idiosynkratický růst spotřeby není korelován s idiosynkratickým růstem produktu, a tedy dochází k efektivní diversifikaci rizika domácí spotřeby.

V tomto případě je proto v tabulkách č. 36 a 38 analyzován nejprve vztah národních agregátů očištěných o globální agregáty a v tabulkách č. 37 a 39 pak vztah národních agregátů očištěných o agregát EU. Výsledky diagnostických testů jsou uvedeny v tabulkách č. 98–101 (v příloze).

Tabulka č. 36 – Odhady parametrů lineárních regresních modelů pro závislost idiosynkratické míry růstu spotřeby na idiosynkratickém růstu produktu při očištění o globální růst spotřeby a produktu v období 1995–2007

WD	const.	p-value	$\ln(\Delta y^i/\Delta y^W)$	p-value
BG	0,016	0,308	0,679	0,050 *
CY	0,016	0,245	1,977	0,034 **
CZ	0,002	0,798	0,664	0,027 **
EE	0,029	0,059 *	0,812	0,005 ***
HU	-0,013	0,296	1,612	0,009 ***
LV	-0,067	0,032 **	2,216	0,000 ***
LT	0,045	0,011 **	0,395	0,160
PL	0,005	0,635	0,708	0,049 **
RO	0,018	0,161	0,900	0,004 ***
SK	0,006	0,406	0,786	0,001 ***
SI	-0,015	0,474	1,416	0,132
GE	-0,009	0,003 ***	0,355	0,135
EA	-0,002	0,025 **	0,710	0,000 ***
EU	0,000	0,792	0,688	0,000 ***

Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z databáze Světové banky.

Tabulka č. 37 – Odhady parametrů lineárních regresních modelů pro závislost idiosynkratické míry růstu spotřeby na idiosynkratickém růstu produktu při očištění o růst spotřeby a produktu EU v období 1995–2007

EU	const.	p-value	$\ln(\Delta y^i/\Delta y^W)$	p-value
BG	0,014	0,350	0,758	0,033 **
CY	0,020	0,136	3,108	0,030 **
CZ	0,000	0,971	0,783	0,003 ***
EE	0,027	0,050 **	0,854	0,002 ***
HU	-0,010	0,327	1,666	0,006 ***
LV	-0,060	0,016 **	2,177	0,000 ***
LT	0,036	0,029 **	0,557	0,061 *
PL	0,004	0,602	0,723	0,025 **
RO	0,018	0,138	0,899	0,003 ***
SK	0,006	0,300	0,768	0,000 ***
SI	-0,002	0,883	0,860	0,285
GE	-0,011	0,001 ***	0,267	0,316
EA	-0,002	0,185	0,884	0,014 **

Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z databáze Světové banky.

Tabulka č. 38 – Odhady parametrů lineárních regresních modelů pro závislost idiosynkratické míry růstu spotřeby na idiosynkratickém růstu produktu při očištění o globální růst spotřeby a produktu v období 1995–2013

WD	const.	p-value	$\ln(\Delta y^i/\Delta y^W)$	p-value
BG	0,009	0,471	0,738	0,015 **
CY	0,014	0,221	1,828	0,015 **
CZ	0,005	0,417	0,569	0,021 **
EE	0,007	0,445	1,150	0,000 ***
HU	-0,010	0,234	1,445	0,001 ***
LV	-0,019	0,150	1,461	0,000 ***
LT	0,002	0,860	1,169	0,000 ***
PL	0,004	0,619	0,774	0,007 ***
RO	0,001	0,963	1,162	0,006 ***
SK	0,007	0,334	0,745	0,001 ***
SI	0,008	0,244	0,393	0,146
GE	-0,006	0,080 *	0,161	0,572
EA	-0,001	0,329	0,486	0,009 ***
EU	0,001	0,318	0,573	0,000 ***

Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z databáze Světové banky.

Tabulka č. 39 – Odhady parametrů lineárních regresních modelů pro závislost idiosynkratické míry růstu spotřeby na idiosynkratickém růstu produktu při očištění o růst spotřeby a produktu EU v období 1995–2013

EU	const.	p-value	$\ln(\Delta y^i/\Delta y^W)$	p-value
BG	0,008	0,549	0,777	0,014 **
CY	0,014	0,240	1,828	0,066 *
CZ	0,001	0,775	0,746	0,001 ***
EE	0,005	0,575	1,193	0,000 ***
HU	-0,012	0,146	1,663	0,001 ***
LV	-0,022	0,066 *	1,586	0,000 ***
LT	0,000	0,999	1,224	0,000 ***
PL	0,005	0,468	0,719	0,003 ***
RO	0,002	0,930	1,075	0,012 **
SK	0,006	0,383	0,763	0,001 ***
SI	0,007	0,320	0,397	0,207
GE	-0,006	0,060 *	0,554	0,048 **
EA	0,001	0,727	1,342	0,002 ***

Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z databáze Světové banky.

Výsledky naznačují, že téměř ve všech případech s výjimkou Slovinska je růst domácí spotřeby významně závislý na idiosynkratických šocích v růstu domácího produktu bez ohledu na to, zda je použit agregát globální nebo EU, a bez ohledu na to, zda je zkoumáno období před krizí, či je zahrnuto do vzorku. Roli nehraje ani to, zda se jedná o velkou, nebo malou ekonomiku a zda je země součástí eurozóny, či nikoli.

Tyto výsledky tedy naznačují, že idiosynkratické šoky ve vývoji produktu způsobují idiosynkratické výkyvy ve spotřebě u všech zemí. Z pohledu teorie popsané v první části by toto zjištění znamenalo, že mezi ekonomikami nedochází k přesunu zdrojů. Alternativně je ovšem možné tento výsledek vysvětlit nevhodností použitého modelu.

4.2.3 Regresní analýza vztahu mezi růstem spotřeby a měnovým kurzem

Předchozí měření testovala existenci korelace mezi mírami růstu *reálné* spotřeby. Tato korelace ovšem může existovat pouze za předpokladu platnosti podmínky PPP, neboť jen v takovém případě mohou být rozdíly v mírách inflace kompenzovány změnou nominálního měnového kurzu. Pouze v takovém případě budou ceny finančních aktiv vyrovnávat mezní míru mezičasové substituce ve spotřebě a míry růstu reálné spotřeby budou silně provázány mezi zeměmi.

Výsledky empirických měření ovšem ukázaly, že podmínka PPP neplatí zcela, a míry růstu reálné spotřeby mezi zeměmi si tak nemohou být rovny. Protože rozdíl v cenových hladinách vstupuje do užitkové funkce spotřebitelů v dané zemi, měl by mezi mírami růstu spotřeby ve dvou zemích existovat poměr, který je obrácený k poměru mezi mírami růstu cenových hladin v těchto dvou zemích (při převedení na společnou měnu). Jinými slovy rozdíl v růstu reálné spotřeby by měl odpovídat převrácené hodnotě rozdílu v růstu inflací a změně měnového kurzu, tedy změně reálného měnového kurzu. V takovém případě budou ceny finančních aktiv vyrovnávat nejen mezní míru mezičasové substituce, ale i inflaci. Při dokonalé mobilitě finančních aktiv by tak mělo dojít k vyrovnání nominálního růstu spotřeby mezi zeměmi (upravené o změnu měnového kurzu).

I v tomto případě platí, že v reálném světě nemusí být rovnost absolutní, nicméně mezi veličinami by měl existovat silný lineární vztah. Tabulky č. 40 a 41 proto obsahují odhady regresních koeficientů pro vztah mezi změnou reálného kurzu vůči USD a rozdílem v reálné míře růstu spotřeby NMS a globální spotřeby. Pokud by mezi depreciací reálného kurzu a relativním růstem reálné spotřeby existoval lineární vztah, musely by regresní koeficienty pro změnu reálného kurzu být významné, kladné a blízké *1*. Výsledky diagnostických testů jsou uvedeny v tabulkách č. 102 a 103 v příloze.

Pro časové řady bez i včetně období finanční krize jsou výsledky obdobné. Ve vztahu k růstu světové spotřeby a USD jsou regresní koeficienty záporné pro většinu NMS. Pro NMS tedy platí, že čím vyšší je rozdíl v inflaci mezi NMS a zbytkem světa, tím vyšší je růst reálné spotřeby v NMS oproti zbytku světa. Takovýto výsledek je v rozporu se závěry teorie popsané v první části, ovšem zároveň odpovídá zjištěním předchozích empirických testů. U NMS se tedy silně projevu jev popsaný v článku Backus a Smith (1993).

V rámci NMS nabýval regresní koeficient kladných hodnot pouze u Polska, Malty a Bulharska. Naopak statisticky významný záporný regresní koeficient se při zahrnutí období krize objevil pouze u Rumunska, České republiky, Maďarska a Slovinska.

Z výsledků je tedy patrné, že statisticky významné byly regresní koeficienty všech zemí, které měly plovoucí kurz po celé sledované období. Naopak u zemí, které přijaly euro, byl regresní koeficient statisticky významný pouze v menšině případů.

Tabulka č. 40 – Odhady parametrů lineárních regresních modelů pro závislost rozdílu mezi mírou růstu reálné globální spotřeby a reálné spotřeby NMS na změně reálného kurzu jednotlivých NMS v období 1995–2007

WD	const.	p-value	ΔRER	p-value
BG	0,035	0,123	0,089	0,463
CY	0,030	0,072 *	-0,108	0,441
CZ	0,014	0,031 **	-0,067	0,081 *
EE	0,068	0,000 ***	-0,063	0,504
HU	0,009	0,503	-0,142	0,246
LT	0,061	0,000 ***	-0,213	0,181
LV	0,056	0,003 ***	-0,376	0,005 ***
MT	0,018	0,131	0,152	0,082 *
PL	0,028	0,000 ***	0,125	0,034 **
RO	0,053	0,011 **	-0,265	0,049 **
SK	0,032	0,010 **	-0,016	0,867
SI	0,017	0,029 **	-0,122	0,083 *
GE(1)	-0,011	0,001 ***	0,024	0,223
US(1)	0,007	0,131	0,064	0,673
EA(1)	-0,005	0,042 **	0,046	0,009 ***
EU(1)	0,001	0,722	0,042	0,003 ***

Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z databáze Světové banky.
Poznámka: (1) Světový agregát byl pro případ Německa, USA, EU a eurozóny upraven o spotřeby těchto zemí.

Tabulka č. 41 – Odhady parametrů lineárních regresních modelů pro závislost rozdílu mezi mírou růstu reálné globální spotřeby a reálné spotřeby NMS na změně reálného kurzu jednotlivých NMS v období 1995–2013

WD	const.	p-value	ΔRER	p-value
BG	0,024	0,161	0,038	0,784
CY	0,014	0,334	-0,195	0,199
CZ	0,008	0,105	-0,089	0,012 **
EE	0,038	0,065 *	-0,193	0,131
HU	0,001	0,927	-0,187	0,062 *
LT	0,037	0,044 **	-0,444	0,038 **
LV	0,038	0,042 **	-0,175	0,279
MT(2)	0,018	0,131	0,152	0,082 *
PL	0,025	0,001 ***	0,058	0,123
RO	0,041	0,009 ***	-0,302	0,013 **
SK	0,021	0,041 **	-0,090	0,265
SI	0,009	0,288	-0,120	0,043 **
GE(1)	-0,007	0,023 **	0,040	0,218
US(1)	0,006	0,141	-0,132	0,529
EA(1)	-0,008	0,010 **	0,039	0,017 **
EU(1)	-0,004	0,259	0,029	0,179

Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z databáze Světové banky.
Poznámka: (1) Světový agregát byl pro případ Německa, USA, EU a eurozóny upraven o spotřeby těchto zemí.
(2) Data pro Maltu jsou dostupná pouze do roku 2008.

Pro velké ekonomiky USA, Německa, EU a eurozóny byly na druhou stranu regresní koeficienty vůči zbytku světa výrazně kladné, ovšem pouze pro EU a eurozónu byly jejich odhady statisticky významné. Oproti NMS tedy v tomto případě platí, že čím vyšší je rozdíl v inflaci mezi velkými ekonomikami a zbytkem světa, tím nižší je růst reálné spotřeby těchto ekonomik oproti zbytku světa. Takovýto výsledek je naopak v souladu se závěry teorie popsané v první části. U velkých ekonomik se tedy neprojevoval jev popsaný v článku Backus a Smith (1993).

Pro vztah vůči EU jsou výsledky v tabulkách č. 42 a 43 nejednoznačné, neboť regresní koeficienty jsou pro polovinu NMS kladné a pro polovinu záporné, a to jak pro období před finanční krizí, tak pro časové řady zahrnující toto období.

Navíc odhadnuté parametry jsou méně statisticky významné než pro případ modelu s globální spotřebou. Statisticky významný byl v obou obdobích kladný regresní koeficient u Lotyšska a Bulharska a záporný regresní koeficient u Slovinska. V tomto případě tedy není zřetelný žádný rozdíl mezi zeměmi, které přijaly euro, a zeměmi, které stojí mimo eurozónu.

Zajímavé je srovnání výsledků NMS s výsledky Německa a eurozóny. Regresní koeficient eurozóny vůči zbytku EU byl kladný, i když statisticky nevýznamný. Naopak regresní koeficient Německa vůči zbytku EU byl, podobně jako v případě NMS, záporný, ovšem statisticky významný.

Při srovnání výsledků lze tedy shrnout, že jev popsaný v článku Backus a Smith (1993) přetrvává u NMS, zatímco u velkých ekonomik vymizel. Tento jev je také silnější ve vztahu ke globální ekonomice než ve vztahu k EU. Nejsilnější pak byl tento jev u zemí s plovoucím kurzem, zatímco u zemí platících eurem byl tento jev méně významný.

Z pohledu teorie popsané v první části tedy výsledky naznačují, že mezi velkými ekonomikami a zbytkem světa dochází k většímu přesunu zdrojů než v případě NMS. Finanční trhy velkých ekonomik by tedy měly být více integrovány než finanční trhy NMS. Přesun finančních zdrojů v rámci EU byl významnější než mezi NMS a zbytkem světa, tedy finanční trhy NMS byly více integrovány s trhy EU než se světovými trhy. K nejmenšímu přesunu finančních zdrojů pak docházelo u zemí s plovoucím kurzem, tedy tyto trhy byly nejméně integrovány.

Z pohledu hypotézy endogenity podmínek optimální měnové oblasti by tedy tyto výsledky naznačovaly, že odstranění kurzového rizika a přijetí společné měny skutečně vedlo k větší integraci finančních trhů. Nicméně opět platí, že velké ekonomiky byly se zbytkem světa více integrovány, přestože neměly společnou měnu.

Nicméně ve všech předchozích případech měly odhadnuté modely nízkou vypovídací schopnost, protože koeficienty determinace nepřesáhly 40 %, jak je patrné z tabulek č. 102–105. Vzájemný vztah mezi reálnou depreciací a relativním růstem reálné spotřeby tak zřejmě neodpovídá teoretickému modelu a jeho použití pro analýzu není vhodné. Předchozí výsledky je tedy nutné interpretovat obezřetně.

Tabulka č. 42 – Odhady parametrů lineárních regresních modelů pro závislost rozdílu mezi mírou růstu reálné spotřeby EU a reálné spotřeby NMS na změně reálného kurzu jednotlivých NMS v období 1995–2007

EU	const.	p-value		ΔRER	p-value	
BG	0,047	0,090	*	0,423	0,099	*
CY	0,027	0,012	**	2,571	0,096	*
CZ	0,015	0,026	**	0,101	0,368	
EE	0,063	0,001	***	-0,078	0,562	
HU	0,000	0,989		-0,340	0,230	
LT	0,077	0,000	***	0,253	0,019	**
LV	0,503	0,003	***	0,216	0,068	*
MT	0,015	0,183		-0,075	0,788	
PL	0,022	0,001	***	-0,015	0,836	
RO	0,057	0,031	**	0,028	0,883	
SK	0,025	0,101		-0,090	0,683	
SI	0,010	0,044	**	-0,589	0,009	***
GE(1)	-0,012	0,001	***	-0,273	0,024	**
EA(1)	-0,021	0,000	***	0,837	0,553	

Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z databáze Světové banky.
Poznámka: (1) Agregát EU byl pro případ Německa a eurozóny upraven o spotřeby těchto zemí.

Tabulka č. 43 – Odhady parametrů lineárních regresních modelů pro závislost rozdílu mezi mírou růstu reálné spotřeby EU a reálné spotřeby NMS na změně reálného kurzu jednotlivých NMS v období 1995–2013

EU	const.	p-value		ΔRER	p-value	
BG	0,037	0,050	**	0,373	0,047	**
CY	0,010	0,343		1,566	0,334	
CZ	0,009	0,076	*	-0,012	0,868	
EE	0,033	0,164		-0,264	0,191	
HU	-0,003	0,748		-0,325	0,056	*
LT	0,053	0,014	**	0,154	0,263	
LV	0,048	0,008	***	0,335	0,029	**
MT(2)	0,015	0,183		-0,075	0,788	
PL	0,026	0,000	***	0,021	0,694	
RO	0,042	0,041	**	-0,048	0,750	
SK	0,012	0,168		-0,282	0,120	
SI	0,006	0,254		-0,607	0,004	***
GE(1)	0,001	0,850		-0,589	0,005	***
EA(1)	-0,019	0,000	***	2,020	0,236	

Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z databáze Světové banky.
Poznámka: (1) Agregát EU byl pro případ Německa a eurozóny upraven o spotřeby těchto zemí.
(2) Data pro Maltu jsou dostupná pouze do roku 2008.

Jak bylo popsáno v kapitole 3.3.2, při přeskupení vztahu mezi změnou reálného kurzu a poměrem mezi mírami růstu reálné spotřeby dvou zemí by zkoumaný vztah měl odpovídat podmínce UIP pro případ kompletních trhů. Výsledky pro odhad vzájemného vztahu mezi reálnými veličinami jsou proto v dalším kroku porovnány s výsledky pro vztah mezi změnou nominálního kurzu a poměrem mezi mírami růstu nominální spotřeby dvou zemí. Tabulky č. 44 a 45 proto obsahují odhady parametrů regresní rovnice (211) pro období před a včetně finanční krize.

Ve vztahu k růstu globální nominální spotřeby a USD byly odhadnuté regresní parametry pro většinu zemí kladné v obou obdobích. Před finanční krizí byl pro polovinu NMS tento koeficient blízký jedné a pro zbytek zemí byl blízký nule. Při zahrnutí období krize byl pak regresní koeficient blízký nule pro naprostou většinu NMS.

Vyšší nominální růst spotřeby NMS oproti zbytku světa tedy vedl k depreciaci jejich měny. Takové zjištění je v souladu s předpoklady podmínky UIP. Nicméně regresní koeficient byl statisticky významný pouze u menšiny NMS, proto se tato podmínka neprosadila plně na trzích NMS.

Statisticky významný a blízký jedné byl odhadnutý regresní koeficient pouze pro Bulharsko, Polsko a Rumunsko a v období před finanční krizí také pro Maďarsko. Koeficient byl tedy významný v případě NMS, které měly plovoucí kurz (s výjimkou České republiky), a v případě Bulharska. Naopak u zemí používajících společnou měnu tento koeficient významný nebyl. Z tohoto pohledu by tak podmínka UIP byla splněna u zemí bez společné měny.

Pro velké vyspělé ekonomiky přesahoval regresní koeficient ve vztah ke zbytku světa hodnotu jedné v období před finanční krizí. Při zahrnutí tohoto období pak regresní koeficient výrazně poklesl, a to pod hodnotu jedné. To by naznačovalo, že se podmínka UIP pro velké ekonomiky neprojevovala tak, jak by předpokládal teoretický model.

Celkově je schopnost modelu vysvětlit volatilitu vysvětlované proměnné nízká, jak je patrné z výsledků diagnostických testů v tabulkách č. 106 a 107.

Výsledky pro odhad regresní rovnice s použitím veličin EU jsou obdobné jako v předchozím případě, jak je zřejmé z tabulek č. 46 a 47 a z tabulek č. 108 a 109 v příloze.

Z výsledků pro vztah vůči globálnímu trhu i vůči trhu EU lze tedy vyvodit závěr, že měnový kurz sice reaguje na změnu nominálních veličin v souladu s očekáváním teorie, přičemž tato reakce je nejsilnější u zemí mimo eurozónu, ovšem závislost změny nominálního kurzu na rozdílu v růstu nominální spotřeby je slabá.

Tabulka č. 44 – Odhady parametrů lineárních regresních modelů pro závislost změny nominálního kurzu jednotlivých NMS na poměru mezi růstem nominální globální spotřeby a nominální spotřeby NMS v období 1995–2007

WD	const.	p-value		$\Delta C^{i}_{nom} / \Delta C^{W}_{nom}$	p-value	
BG	-0,084	0,100	*	1,081	0,000	***
CY	-0,001	0,964		-0,614	0,053	*
CZ	-0,040	0,275		1,169	0,182	
EE	-0,006	0,908		0,001	0,997	
HU	-0,049	0,287		1,405	0,027	**
LT	-0,037	0,181		0,014	0,943	
LV	0,013	0,351		-0,167	0,238	
MT	-0,012	0,556		0,557	0,243	
PL	-0,045	0,025	**	1,030	0,002	***
RO	-0,157	0,043	**	1,181	0,000	***
SK	-0,104	0,229		1,671	0,342	
SI	0,028	0,521		0,046	0,942	
GE(1)	0,054	0,407		2,531	0,338	
US(2)						
EA(1)	0,022	0,463		3,708	0,236	
EU(1)	-0,006	0,780		5,457	0,041	**

Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z databáze Světové banky.
Poznámka: (1) Světový agregát byl pro případ Německa, EU a eurozóny upraven o spotřeby těchto zemí.
(2) Měnou USA je USD, proto změna nominálního kurzu této země k USD je nulová.

Tabulka č. 45 – Odhady parametrů lineárních regresních modelů pro závislost změny nominálního kurzu jednotlivých NMS na poměru mezi růstem nominální globální spotřeby a nominální spotřeby NMS v období 1995–2013

WD	const.	p-value		$\Delta C^{i}_{nom} / \Delta C^{W}_{nom}$	p-value	
BG	-0,054	0,157		1,075	0,000	***
CY	-0,007	0,736		-0,480	0,097	*
CZ	-0,017	0,503		0,385	0,490	
EE	0,003	0,899		-0,065	0,663	
HU	0,019	0,447		0,676	0,179	
LT	-0,008	0,552		-0,286	0,139	
LV	0,010	0,335		-0,169	0,125	
MT(3)	-0,012	0,556		0,557	0,243	
PL	-0,023	0,277		0,988	0,003	***
RO	-0,044	0,457		0,987	0,000	***
SK	-0,015	0,500		0,048	0,939	
SI	0,019	0,410		0,206	0,584	
GE(1)	0,013	0,588		0,818	0,524	
US(2)						
EA(1)	-0,004	0,901		-0,082	0,951	
EU(1)	-0,002	0,951		0,219	0,877	

Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z databáze Světové banky.
Poznámka: (1) Světový agregát byl pro případ Německa, EU a eurozóny upraven o spotřeby těchto zemí.
(2) Měnou USA je USD, proto změna nominálního kurzu této země k USD je nulová.
(3) Data pro Maltu jsou dostupná pouze do roku 2008.

Tabulka č. 46 – Odhady parametrů lineárních regresních modelů pro závislost změny nominálního kurzu jednotlivých NMS na poměru mezi růstem nominální spotřeby EU a nominální spotřeby NMS v období 1995–2007

EU	const.	p-value	$\Delta C^{i}_{nom} / \Delta C^{EU}_{nom}$	p-value
BG	-0,054	0,236	0,928	0,000 ***
CY	-0,002	0,275	0,082	0,003 ***
CZ	-0,029	0,068 *	0,462	0,055 *
EE	-0,001	0,711	0,019	0,718
HU	-0,048	0,199	1,223	0,020 **
LT	-0,047	0,021 **	0,166	0,274
LV	-0,022	0,443	0,263	0,173
MT	0,544	0,652	-0,048	0,804
PL	-0,014	0,708	0,556	0,037 **
RO	-0,066	0,342	0,876	0,000 ***
SK	0,005	0,956	-0,185	0,862
SI	0,028	0,091 *	0,134	0,559
GE(1)	-0,012	0,179	-0,487	0,150
EA(2)				

Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z databáze Světové banky.
Poznámka: (1) Agregát EU byl pro případ Německa upraven o spotřebu této země.
(2) Měnou eurozóny je EUR, proto změna nominálního kurzu tohoto celku k EUR je nulová.

Tabulka č. 47 – Odhady parametrů lineárních regresních modelů pro závislost změny nominálního kurzu jednotlivých NMS na poměru mezi růstem nominální spotřeby EU a nominální spotřeby NMS v období 1995–2013

EU	const.	p-value	$\Delta C^{i}_{nom} / \Delta C^{EU}_{nom}$	p-value
BG	-0,045	0,142	0,927	0,000 ***
CY	-0,001	0,729	0,051	0,007 ***
CZ	-0,017	0,105	0,163	0,432
EE	-0,001	0,618	0,015	0,638
HU	0,004	0,794	0,738	0,064 *
LT	-0,023	0,100 *	0,017	0,854
LV	-0,009	0,530	0,165	0,144
MT(3)	-0,003	0,652	-0,048	0,804
PL	-0,013	0,581	0,593	0,002 ***
RO	-0,019	0,628	0,799	0,000 ***
SK	-0,006	0,628	-0,108	0,368
SI	0,014	0,085 *	0,288	0,060 *
GE(1)	0,000	0,753	-0,069	0,409
EA(2)				

Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z databáze Světové banky.
Poznámka: (1) Agregát EU byl pro případ Německa upraven o spotřebu této země.
(2) Měnou eurozóny je EUR, proto změna nominálního kurzu tohoto celku k EUR je nulová.
(3) Data pro Maltu jsou dostupná pouze do roku 2008.

Z porovnání výsledků pro vztah mezi reálnými a mezi nominálními veličinami vyplývá, že zatímco rozdíl v růstu nominální spotřeby je alespoň částečně kompenzován změnou nominálního kurzu (i když statisticky tento vztah není významný a kompenzace není dokonalá), tak rozdíl v růstu reálné spotřeby neodpovídá změně reálného kurzu vůbec.

Jinými slovy rozdíl v nominálním růstu spotřeby do jisté míry odpovídá vývoji nominálního kurzu, ovšem rozdíl v reálném růstu spotřeby vůbec neodpovídá vývoji reálného kurzu.

Předchozí výsledky tedy naznačují, že podmínka UIP do jisté míry platí, ovšem neprosazuje se zcela. Navíc u zemí NMS přetrvává jev popsaný v článku Backus a Smith (1993). Aby bylo možné objasnit příčinu těchto výsledků, je v dalším kroku zkoumán zvlášť vliv rozdílu v mírách inflace a vliv rozdílu v mírách růstu reálné spotřeby na změnu nominálního měnového kurzu podle rovnice (212). Tabulky č. 48 a 49 proto obsahují odhady parametrů tohoto modelu ve vztahu k USD a globální spotřebě a tabulky č. 50 a 51 ve vztahu k EUR a spotřebě EU. Výsledky diagnostických testů jsou uvedeny v tabulkách č. 110–113 v příloze.

Výsledky jsou velice podobné pro vztah vůči EUR i USD, resp. vůči globální spotřebě i spotřebě EU, a to pro časové řady bez i včetně období finanční krize. Regresní koeficient pro poměr inflací byl pro naprostou většinu zemí kladný. Pokud cenová hladina v konkrétní zemi rostla rychleji než ve zbytku světa nebo EU, pak nominální měnový kurz této země vůči USD i EUR deprecioval. Tento vztah odpovídá podmínce PPP.

Kladný vztah mezi inflačním diferenciálem a nominálním kurzem byl statisticky významný pro Bulharsko, Českou republiku, Maďarsko, Polsko, Rumunsko a Slovinsko. Je tedy zřejmé, že pro většinu NMS, které přijaly euro, se podmínka PPP neprosadila zcela. Také v případě velkých ekonomik nebyl tento regresní koeficient statisticky významný, přestože byl kladný a ve vztahu k USD převyšoval hodnotu jedné.

Regresní koeficient pro poměr růstu reálné spotřeby je naopak pro většinu NMS záporný. Nicméně pouze u Litvy a Slovinska byl tento koeficient statisticky významný jak ve vztahu k EU, tak k USD. Pro NMS tedy platí, že pokud reálná spotřeba v dané zemi rostla více než ve zbytku světa, resp. EU, pak nominální měnový kurz této země aprecioval.

Tento výsledek není v souladu se závěry teorie popsané v první části této práce. Ta naopak předpokládá, že při růstu reálné spotřeby dochází k růstu reálných výnosů finančních aktiv, a proto při kladném rozdílu mezi reálnými výnosy domácích a zahraničních aktiv by naopak mělo dojít k depreciaci měnového kurzu. Jedině v takovém případě bude tento rozdíl ve výnosech kompenzován a nebude docházet k mezinárodní arbitráži.

Pro velké ekonomiky se oproti NMS takovýto kladný vztah mezi poměrem růstu reálné spotřeby a změnou nominálního měnového kurzu podařilo identifikovat, i když pouze pro eurozónu byl statisticky významný v období před i včetně finanční krize. Chování nominálního kurzu EUR vůči USD tak v případě eurozóny odpovídalo závěrům teorie,

neboť při vyšším růstu reálné spotřeby v eurozóně oproti zbytku světa nominální kurz eura deprecioval.

Tabulka č. 48 – Odhady parametrů lineárních regresních modelů pro závislost změny nominálního kurzu jednotlivých NMS na rozdílu mezi mírou růstu reálné globální spotřeby a reálné spotřeby NMS a na rozdílu v mírách inflace v období 1995–2007

WD	const.	p-value	$\imath^i/\imath^w$	p-value	$\Delta C^i/\Delta C^W$	p-value
BG	0,028	0,746	0,844	0,000 ***	-0,411	0,691
CY	-0,011	0,760	0,009	0,463	-0,145	0,763
CZ	-0,010	0,744	2,383	0,032 **	-0,848	0,430
EE	-0,003	0,966	0,000	0,999	-0,039	0,964
HU	-0,057	0,241	1,764	0,004 ***	-0,075	0,914
LT	0,037	0,092 *	0,214	0,161	-1,069	0,037 **
LV	0,020	0,176	0,215	0,497	-0,397	0,115
MT	0,011	0,762	1,816	0,161	0,645	0,074 *
PL	-0,061	0,012 **	0,914	0,025 **	1,825	0,068
RO	0,177	0,039 **	0,735	0,000 ***	-2,066	0,015 **
SK	-0,060	0,550	1,591	0,367	0,384	0,869
SI	0,011	0,635	2,633	0,001 ***	-2,311	0,000 ***
GE(1)	0,065	0,346	1,299	0,510	3,136	0,151
US(2)						
EA(1)	0,045	0,423	1,524	0,521	4,830	0,047 **
EU(1)	0,017	0,722	1,726	0,383	4,965	0,015 **

Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z databáze Světové banky.
Poznámka: (1) Světový agregát byl pro případ Německa, EU a eurozóny upraven o spotřeby těchto zemí.
(2) Měnou USA je USD, proto změna nominálního kurzu této země k USD je nulová.

Tabulka č. 49 – Odhady parametrů lineárních regresních modelů pro závislost změny nominálního kurzu jednotlivých NMS na rozdílu mezi mírou růstu reálné globální spotřeby a reálné spotřeby NMS a na rozdílu v mírách inflace v období 1995–2013

WD	const.	p-value	$\imath^i/\imath^w$	p-value	$\Delta C^i/\Delta C^W$	p-value
BG	0,019	0,458	0,846	0,000 ***	-0,337	0,611
CY	0,001	0,990	-0,063	0,976	-0,438	0,214
CZ	0,012	0,424	2,182	0,019 **	-1,722	0,068 *
EE	0,004	0,842	-0,034	0,933	-0,111	0,747
HU	-0,007	0,676	1,283	0,000 ***	-0,863	0,125
LT	0,006	0,642	0,194	0,209	-0,594	0,005 ***
LV	0,010	0,316	-0,234	0,592	-0,160	0,150
MT(3)	0,011	0,762	1,816	0,161	0,645	0,074 *
PL	-0,028	0,277	0,969	0,032 **	1,223	0,250
RO	0,074	0,044 **	0,871	0,000 ***	-1,219	0,008 ***
SK	0,000	0,975	0,800	0,361	-0,875	0,197
SI	0,016	0,416	1,992	0,006 ***	-1,476	0,014 **
GE(1)	0,047	0,175	1,330	0,215	1,981	0,092 *
US(2)						
EA(1)	0,051	0,299	1,700	0,324	2,553	0,062 *
EU(1)	0,038	0,401	1,925	0,219	1,669	0,143

Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z databáze Světové banky.
Poznámka: (1) Světový agregát byl pro případ Německa, EU a eurozóny upraven o spotřeby těchto zemí.
(2) Měnou USA je USD, proto změna nominálního kurzu této země k USD je nulová.
(3) Data pro Maltu jsou dostupná pouze do roku 2008.

Tabulka č. 50 – Odhady parametrů lineárních regresních modelů pro závislost změny nominálního kurzu jednotlivých NMS na rozdílu mezi mírou růstu reálné spotřeby EU a reálné spotřeby NMS a na rozdílu v mírách inflace v období 1995–2007

EU	const.	p-value	ι^i / ι^{EU}	p-value	$\Delta C^i / \Delta C^{EU}$	p-value
BG	0,047	0,564	0,718	0,000 ***	-0,416	0,536
CY	-0,002	0,189	0,114	0,799	0,083	0,031 **
CZ	-0,028	0,055 *	0,591	0,044 **	0,199	0,494
EE	-0,010	0,087 *	-0,049	0,360	0,206	0,063 *
HU	-0,026	0,361	1,076	0,002 ***	-0,429	0,383
LT	-0,079	0,004 ***	0,053	0,547	0,691	0,006 ***
LV	-0,025	0,388	0,005	0,984	0,460	0,159
MT	-0,003	0,602	-0,054	0,954	-0,048	0,801
PL	-0,008	0,872	0,624	0,011 **	0,156	0,889
RO	0,157	0,078 *	0,567	0,001 ***	-1,249	0,112
SK	0,007	0,891	0,248	0,745	-0,849	0,332
SI	0,011	0,101	0,805	0,001 ***	-0,627	0,051 *
GE(1)	-0,004	0,645	0,521	0,247	-0,717	0,142
EA(2)						

Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z databáze Světové banky.
Poznámka: (1) Světový agregát byl pro případ Německa upraven o spotřebu této země.
(2) Měnou eurozóny je EUR, proto změna nominálního kurzu je nulová.

Tabulka č. 51 – Odhady parametrů lineárních regresních modelů pro závislost změny nominálního kurzu jednotlivých NMS na rozdílu mezi mírou růstu reálné spotřeby EU a reálné spotřeby NMS a na rozdílu v mírách inflace v období 1995–2013

EU	const.	p-value	ι^i / ι^{EU}	p-value	$\Delta C^i / \Delta C^{EU}$	p-value
BG	0,017	0,614	0,727	0,000 ***	-0,129	0,659
CY	-0,001	0,721	-0,039	0,886	0,051	0,002 ***
CZ	-0,016	0,103	0,335	0,158	-0,201	0,518
EE	-0,001	0,760	-0,038	0,480	0,070	0,228
HU	-0,006	0,423	0,905	0,000 ***	-0,671	0,021 **
LT	-0,024	0,109	-0,013	0,927	0,046	0,720
LV	-0,009	0,582	0,099	0,552	0,203	0,149
MT(3)	-0,003	0,602	-0,054	0,954	-0,048	0,801
PL	-0,013	0,681	0,610	0,002 ***	0,615	0,519
RO	0,062	0,100	0,694	0,000 ***	-0,529	0,251
SK	-0,007	0,349	0,453	0,127	-0,748	0,015 **
SI	0,004	0,278	0,872	0,000 ***	-0,427	0,131
GE(1)	0,007	0,136	0,676	0,128	-0,179	0,224
EA(2)						

Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z databáze Světové banky.
Poznámka: (1) Světový agregát byl pro případ Německa upraven o spotřebu této země.
(2) Měnou eurozóny je EUR, proto změna nominálního kurzu je nulová.
(3) Data pro Maltu jsou dostupná pouze do roku 2008.

Výsledky tedy indikují, že podmínka PPP se částečně prosazuje u všech zemí. Na rozdíl od velkých ekonomik však u NMS chování měnového kurzu vůči rozdílu v mírách růstu reálné spotřeby neodpovídá předpokladům teorie. Pokud spotřeba v domácí ekonomice NMS roste rychleji než v zahraničí, měl by měnový kurz depreciovat. Výsledky ovšem indikují, že kurz buď nebude reagovat vůbec, nebo naopak bude apreciovat. Negativní vztah mezi měnovým kurzem a rozdílem v růstech reálné spotřeby tak částečně kompenzuje

kladný vztah mezi měnovým kurzem a inflačním diferenciálem. Z tohoto důvodu je pro NMS odhadnutý regresní koeficient z rovnice (211) záporný a regresní koeficient z rovnice (212) je nevýznamný, i když je kladný.

U zemí s plovoucím kurzem se podmínka PPP prosazovala nejsilněji. Protože mezi změnou kurzu a inflačním diferenciálem byl u těchto zemí kladný vztah nejsilnější a převrácená hodnota inflačního diferenciálu vstupuje do výpočtu změny reálného kurzu v převrácené hodnotě, byl také regresní koeficient pro vztah mezi rozdílem v růstech spotřeby a změnou reálného kurzu u zemí s plovoucím kurzem nejsilnější.

Naopak u zemí, které přijaly euro, se podmínka PPP plně neprosadila, a proto ani regresní koeficient pro vztah mezi rozdílem v růstech spotřeby a změnou reálného kurzu nebyl statisticky významný.

Statistická významnost regresního koeficientu pro vztah mezi rozdílem v růstech spotřeby a změnou reálného kurzu tak u NMS nebyl ukazatelem integrace finančních trhů, ale spíše ukazatelem platnosti podmínky PPP. Domnívám se proto, že vhodnějším ukazatelem integrace finančních trhů než regresní koeficient pro vztah mezi změnou reálného měnového kurzu a rozdílu v růstu reálné spotřeby je regresní koeficient pro vztah mezi změnou nominálního kurzu a rozdílu v růstu reálné spotřeby.

Pro většinu NMS byl regresní koeficient pro vztah mezi rozdílem v růstech spotřeby a změnou nominálního kurzu negativní, zatímco pro velké ekonomiky (s výjimkou Německa) byl naopak kladný. Při použití tohoto koeficientu jako ukazatele integrace je tak možné vyvodit, že velké ekonomiky jsou mnohem více integrovány se zbytkem světa než NMS, ale zároveň NMS jsou více integrovány s EU než se zbytkem světa. Nejvíce integrovaným trhem by pak bylo Polsko, a naopak nejméně Rumunsko a Slovinsko.

Z pohledu hypotézy endogenity optimální měnové oblasti je možné říci, že zavedení eura vedlo k oslabení platnosti podmínky PPP, a přitom nevedlo k odstranění tzv. Backus-Smith puzzle. Mezi zeměmi platícími eurem tedy nedošlo ke sblížení míry růstu reálné spotřeby, a zároveň se kurz eura vyvíjí jinak, než by odpovídalo vývoji inflací v těchto zemích.

Pokud skutečně existuje pozitivní vztah mezi reálnou mírou růstu spotřeby a výnosem finančních aktiv, pak by negativní vztah mezi reálnou mírou růstu spotřeby a měnovým kurzem odpovídal zjištěním pro testování podmínky UIP. V podkapitole 4.1 byl totiž identifikován negativní vztah mezi úrokovou mírou a změnou nominálního měnového kurzu. Jev popsaný v článku Backus a Smith (1993) by tak byl způsoben chováním kurzu

v krátkém období, které neodpovídá předpokladům podmínky UIP. Tzv. Backus-Smith puzzle a neplatnost podmínky UIP by tak mohly mít společné vysvětlení.

4.2.4 Zhodnocení výsledků

Předchozí výsledky potvrdily, že jev popsaný v článku Backus, Kehoe a Kydland (1992), tzv. BKK puzzle, u zemí NMS existuje a významně se projevuje. Korelace růstu spotřeby byla mezi NMS nízká a nižší než korelace růstu produktu a také volatilita spotřeby byla pro naprostou většinu NMS vyšší než volatilita produktu.

Z výsledků korelační analýzy vyplývá, že korelace spotřeby převyšovala korelaci produktu mezi domácím a globálním trhem pouze u Rumunska, Litvy, Lotyšska a Kypru (při analýze celého sledovaného období), tedy u zemí nejvíce zasažených krizí po pádu Lehman Brothers. Naopak pro ostatní NMS byly výsledky opačné, tedy v rozporu s předpoklady teorie.

Takový výsledek by značil, že finanční trhy výše uvedených zemí byly nejvíce integrovány se světovým trhem. Při bližším pohledu je ovšem zřejmé, že tento výsledek je spíše statistickým efektem, neboť právě krize způsobila tak výrazný výkyv spotřeby i produktu u těchto zemí, že tento globální šok převážil předchozí idiosynkratické šoky. Při zahrnutí období krize proto korelační koeficienty pro většinu zemí významně vzrostly. Nicméně i při zahrnutí takto významného systematického šoku do vzorku zůstaly korelační koeficienty pro růst spotřeby nižší než korelační koeficienty pro růst produktu. Rozdíl mezi volatilitami spotřeb a produktů totiž zůstal u většiny NMS zhruba stejný.

Vhodnějším ukazatelem finanční integrace se proto jeví právě analýza směrodatných odchylek produktu a spotřeby. Na základě tohoto ukazatele by nejvíce integrovanými zeměmi byly Česká republika, Slovensko a Slovinsko, neboť pouze u těchto zemí převyšovala volatilita produktu volatilitu spotřeby, jak to předpovídá teorie popsaná v první části této práce.

Při porovnání výsledků pro NMS s výsledky pro velké ekonomiky EU a USA je patrný zřetelný rozdíl. Korelační koeficienty EU a USA pro spotřebu byly vysoké a převyšovaly korelační koeficienty pro produkt. Také volatilita spotřeby EU a USA byla nižší než volatilita jejich produktu. Výsledky pro tyto velké ekonomiky tak odpovídají předpokladům teorie a je možné říci, že jev BKK puzzle pro EU a USA vymizel.

Přestože tedy naměřené výsledky neumožňují určit pořadí států podle stupně integrace jejich finančních trhů, lze učinit závěr, že NMS jako celek jsou méně integrovány

s globálním trhem než velké ekonomiky EU a USA. Předchozí výsledky tedy naznačují, že NMS čelí překážkám ve sdílení rizika spotřeby. Mezinárodní finanční trhy tak NMS neumožňují nabývat zdroje ze zahraničí, a tak vyrovnávat výkyvy v domácí produkci. Spotřeba NMS by tak měla být závislá na domácích zdrojích a měla by být významně ovlivňována idiosynkratickými šoky.

Výsledky regresní analýzy jsou ovšem v rozporu s takovýmto předpokladem. Pro NMS v období před krizí nebyla prokázána lineární závislost domácí spotřeby na domácích zdrojích, i když nebyla prokázána ani významná závislost domácí spotřeby na spotřebě globální. Při zahrnutí finanční krize do vzorku ovšem převážil počet NMS, pro které byla domácí spotřeba závislá na světové spotřebě. Navíc při analýze závislosti růstu spotřeby NMS na růstu spotřeby EU byla tato závislost statisticky významná pro polovinu NMS i v období před finanční krizí.

V rámci NMS byl regresní koeficient pro světovou spotřebu nejvýznamnější u pobaltských zemí, Rumunska a Bulharska, a naopak nejméně významný u Kypru, Malty a Polska.

Zajímavé výsledky nabízí také pohled na regresní koeficienty pro domácí faktory. Tento koeficient byl nejvýznamnější pro Kypr, Litvu, Rumunsko a Slovinsko, a naopak nejméně významný pro Českou republiku, Polsko a Maltu. U těchto NMS by tedy z pohledu teorie docházelo k největšímu přeshraničnímu pohybu finančních aktiv.

Výsledky pro velké ekonomiky eurozóny, EU a USA opět nabízejí jiný pohled. Pro tyto země byl na rozdíl od NMS růst domácí spotřeby více závislý na růstu domácích zdrojů než na růstu spotřeby ostatních zemí.

Výsledky pro velké ekonomiky ve srovnání s ekonomikami NMS jsou tedy opačné, než by bylo možné očekávat na základě teorie. Zatímco pro většinu NMS byl vývoj domácí spotřeby závislý spíše na vývoji celosvětové spotřeby, pro velké ekonomiky byl naopak vývoj jejich spotřeby závislý na vývoji jejich domácích faktorů. Takovýto výsledek by značil, že finanční aktiva proudí více mezi NMS a zbytkem světa než mezi velkými ekonomikami a globálním trhem. Ostatní výsledky ovšem naopak udávají opak. Domnívám se, že tento jev je možné vysvětlit právě velikostí těchto ekonomik, neboť vývoj domácích faktorů těchto zemí má velký vliv na vývoj globální spotřeby, zatímco vývoj domácích faktorů v ostatních zemích má menší vliv na vývoj spotřeby USA.

Pro velké ekonomiky i pro malé ekonomiky NMS ovšem shodně platí, že vývoj idiosynkratické spotřeby je závislý na idiosynkratických šocích v jejich produktu.

Z naměřených výsledků tedy pro NMS vyplývají tři zjištění – a) růst domácí spotřeby je volatilnější než růst domácího produktu, b) růst domácího a světového produktu je více korelován než růst domácí a světové spotřeby a c) růst domácí spotřeby je více závislý na růstu světové spotřeby než na růstu domácích zdrojů.

Výsledky tedy indikují, že šoky v domácí spotřebě NMS jsou málo závislé na šocích v domácím produktu, a tedy že finanční trhy umožňují vyrovnávat fluktuace domácího produktu. Zároveň platí, že produkční šoky jsou více synchronizovány než šoky ve spotřebě. Pouze část volatility spotřeby je tedy možné vysvětlit šoky v globální spotřebě, zbylá část je závislá na jiných faktorech, které ovšem nejsou závislé na domácí produkci. Tyto faktory mohou mít za následek i zvýšenou volatilitu spotřeby oproti volatilitě produktu.

Teorie popsaná v první části předpokládá, že finanční aktiva s vysokou cenou umožňují snížit volatilitu spotřeby díky tomu, že z nich plyne příjem v době poklesu domácího produktu, tedy v době nízké domácí spotřeby. Naopak finanční aktiva, která vyplácejí podíl z produktu v době vysoké spotřeby, by měla mít nízkou cenu. Pokud naopak investoři více poptávají aktiva, která vyplácejí podíl na produktu při vysoké spotřebě než aktiva, která vyplácejí podíl v době nízké spotřeby, pak tím svoji spotřebu dále rozkolísají. Cena finančních aktiv v takovém případě neodpovídá předpokladům teorie. Jedním z možných vysvětlení zvýšené volatility tak může být nesprávné ocenění finančních aktiv.

Při správném ocenění finančních aktiv a jejich dokonalé mobilitě mezi zeměmi musí dojít k vyrovnání jejich výnosů a růst reálné spotřeby tak musí být v každé zemi stejný. Protože cena finančních aktiv představuje současnou hodnotu očekávaných budoucích příjmů z tohoto aktiva, kde diskontní mírou je reálný výnos bezrizikového aktiva, tato teorie implicitně předpokládá platnost podmínky RIP, tedy současnou platnost podmínek UIP a PPP.

Backus a Smith tento předpoklad ovšem uvolnili, když předpokládají, že podmínka PPP neplatí a mezinárodní obchodování tak nemusí vyrovnávat reálný, ale nominální výnos z finančního aktiva (při převodu na společnou měnu). Mezi zeměmi by tak nemělo dojít k vyrovnání reálného, ale nominálního růstu spotřeby. Rozdíl v růstu reálné spotřeby by tak měl odpovídat rozdílu v růstu cenových hladin, resp. převrácené hodnotě inflačního diferenciálu.

Výsledky měření ovšem ukazují, že kladný vztah mezi změnou reálného kurzu a rozdílem v růstu reálné spotřeby pro většinu NMS neexistoval. Tento vztah byl v naprosté většině případů negativní a statisticky nevýznamný. Pouze pro země s plovoucím kurzem

byl regresní koeficient statisticky významný. Tyto výsledky se neliší při srovnání období před a včetně finanční krize.

Zřetelný je ovšem rozdíl mezi výsledky pro NMS a pro velké ekonomiky USA, EU a eurozóny, neboť v případě velkých ekonomik byl naopak regresní koeficient kladný a v případě eurozóny statisticky významný. Jev popsaný v článku Backus a Smith (1993) tak u velkých ekonomik vymizel, zatímco u NMS přetrvává.

Analýza jednotlivých faktorů ukázala, že v rozporu s předpoklady teorie v článku Backus a Smith (1993) podmínka PPP částečně platí, ale v případě NMS je to vztah mezi rozdílem v růstech reálné spotřeby a změnou měnového kurzu, který není v souladu s předpoklady této teorie. Pro NMS totiž nebyl regresní koeficient statisticky významný a nabýval záporných hodnot.

Pokud jsou předpoklady teorie správné a skutečně existuje silný vztah mezi mírou růstu spotřeby a reálnými výnosy finančních aktiv, pak by takovýto výsledek značil, že nedochází k vyrovnávání reálných výnosů mezi NMS a zbytkem světa prostřednictvím měnového kurzu. Jinými slovy, v případě NMS kurz nereaguje na rozdíl ve výnosech finančních aktiv v NMS a ostatních zemí nebo z opačné strany výnosy finančních aktiv NMS nereagují na vývoj měnového kurzu. Navíc při opačné, než očekávané reakci měnového kurzu bude kurz rozdíly ve výnosech dokonce prohlubovat a zvyšovat volatilitu spotřeby. Chování měnového kurzu by tak mohlo být jedním z vysvětlení nízké korelace spotřeb a jejich vysoké volatility.

Protože tato teorie předpokládá platnost podmínky RIP, resp. UIP, bylo by možné použít pro vysvětlení tohoto jevu Dornbushův model a efekt likvidity. Při měnové expanzi předpokládají tyto teorie, že dojde v krátkém období k velkému propadu reálné úrokové míry a dojde i k poklesu nominální úrokové míry. Současná spotřeba naopak vzroste, proto bude očekáván pokles spotřeby v budoucnu. Teorie zároveň předpokládá, že měnový kurz bude v krátkém období depreciovat. Mezi změnou spotřeby a změnou kurzu tak bude existovat negativní vztah. Pokles nominální úrokové míry zároveň způsobí nárůst ceny rizikových finančních aktiv, ovšem depreciace kurzu tento nárůst pro zahraniční investory sníží. Naopak z pohledu domácího investora se cena zahraničních aktiv zvýší. Domácí investor proto bude prodávat zahraniční aktiva a tím ještě zvýší svoji současnou spotřebu. Pokles spotřeby tak bude vyšší.

Z výše uvedeného by pak vyplývalo, že při odstraněním kurzového rizika by mělo dojít k eliminaci tzv. Backus-Smith puzzle. Nicméně výsledky testů takovýto závěr

nepotvrzují, neboť pro většinu NMS, které byly součástí eurozóny, byly regresní koeficienty záporné i ve vztahu k EU.

Naopak pro eurozónu jako celek byl ve vztahu ke zbytku světa regresní koeficient kladný a statisticky významný. To by znamenalo, že kurz eura reagoval na vývoj výnosů eurozóny jako celku, ale nikoli na vývoj výnosů v jednotlivých NMS. Vzhledem k malé velikosti trhů jednotlivých NMS není takovýto závěr překvapivý, nicméně to ovšem značí také to, že výnosy finančních aktiv NMS se vyvíjejí jinak než výnosy v ostatních zemích eurozóny.

Při srovnání výsledků této podkapitoly a podkapitoly 4.1 lze pozorovat některá shodná zjištění. Pro všechny ekonomiky s plovoucím kurzem dosahovaly absolutní odchylky od podmínky UIP významných hodnot, tedy v krátkém období se měnový kurz významně odchyloval od této podmínky. Naopak průměrné odchylky od podmínky UIP byly u velkých ekonomik prakticky nulové, zatímco u NMS byly stále významně odlišné od nuly. U velkých ekonomik se tedy podmínka UIP v dlouhém období prosadila, zatímco u NMS nikoli.

V této podkapitole byla použita data s delší frekvencí než v podkapitole 4.1. Jelikož regresní koeficienty nabývaly negativních hodnot pro NMS, zatímco pro velké ekonomiky byly jejich hodnoty kladné, nabízí se vysvětlení, podle kterého také v tomto případě došlo v dlouhém období k vyrovnání výnosů finančních aktiv u velkých ekonomik, zatímco u NMS k tomuto vyrovnání nedošlo a u těchto zemí i v dlouhém období přetrvává neplatnost úrokové, resp. výnosové, parity.

Zatímco v krátkém období může být vysvětlením odchylek od podmínky UIP chování měnového kurzu, které neodpovídá předpokladům teorie, v dlouhém období může být vysvětlením odchylek a také tzv. Backus-Smith puzzle nedostatečná integrace finančních trhů NMS, tedy existence překážek pro přeshraniční nákup finančních aktiv NMS. Pokud je míra růstu reálné spotřeby v domácí ekonomice vyšší než v zahraničí, pak domácí finanční aktiva mají nižší cenu (a vyšší reálný výnos) než zahraniční finanční aktiva se stejnými charakteristikami. Zahraniční investoři by tak měli nakupovat domácí aktiva, a to až do té doby, než se reálný výnos vyrovná v domácí i zahraniční ekonomice. V budoucnu pak bude z domácích finančních aktiv plynout příjem do zahraničí, což povede k depreciaci kurzu. K tomuto procesu ovšem nedojde, pokud zahraniční investoři nemohou nabývat domácí aktiva, a tím zvyšovat jejich cenu (resp. snižovat výnos). Reálná spotřeba v domácí ekonomice tak bude růst rychleji než v zahraničí, ale měnový kurz se nezmění.

Domnívám se proto, že vhodnějším ukazatelem integrace finančních trhů než regresní koeficient pro vztah mezi změnou reálného měnového kurzu a rozdílu v růstu reálné spotřeby je regresní koeficient pro vztah mezi změnou nominálního kurzu a rozdílu v růstu reálné spotřeby.

Při použití tohoto koeficientu jako ukazatele integrace je možné vyvodit, že finanční trhy NMS jsou méně integrovány se světovým trhem než trhy velkých ekonomik EU a USA, a to bez ohledu na to, zda tyto země přijaly euro, či nikoli. Podle tohoto ukazatele, byl nejvíce integrovaným trhem Polsko, a naopak nejméně Rumunsko a Slovinsko. Toto pořadí tak odpovídá výsledkům testu závislosti růstu domácí spotřeby na růstu domácích faktorů. Při odstranění vlivu inflace tak tyto dva testy vykazují obdobné výsledky.

Z pohledu teorie optimální oblasti tedy NMS se zbytkem eurozóny netvořily optimální měnovou oblast, neboť mezi NMS navzájem, ani mezi NMS a eurozónou nedocházelo k přesunu finančních zdrojů a výkyvy ve vývoji produktu nebyly mezi zeměmi vyrovnávány.

Odstranění kurzového rizika nevedlo k odstranění tzv. BKK puzzle a Backus-Smith puzzle. Mezi zeměmi platícími eurem tedy nedošlo ke sblížení míry růstu reálné spotřeby a nedošlo ani ke snížení volatility spotřeb těchto zemí. Zároveň ovšem zavedení eura vedlo k oslabení platnosti podmínky PPP a vývoj kurzu eura se tak nevyvíjel tak, jak by odpovídalo vývoji inflací v těchto zemích. Hypotéza endogenity optimální měnové oblasti se tak nepotvrdila.

4.3 Mezinárodní diverzifikace portfolií NMS

Úrokové míry a míry růstu spotřeby se mezi zeměmi mohou vyrovnat pouze, pokud investoři z jednotlivých zemí skutečně nabývají finanční aktiva z ostatních zemí. Pokud jsou odstraněny překážky pro pohyb finančních zdrojů mezi zeměmi, pak investoři mohou nabývat aktiva nabízející nejvyšší výnos, a tím umožnit prosazení zákona jediné ceny na finančním trhu, a zároveň mohou rozložit riziko spojené s volatilitou výnosů mezi velké množství finančních aktiv, a tím snížit volatilitu své spotřeby. V takovém případě pomohou finanční trhy zemím vyrovnávat asymetrické šoky a bude tak splněna jedna z podmínek pro existenci optimální měnové oblasti.

Předchozí výsledky ovšem indikují, že k přesunu finančních aktiv mezi zeměmi dochází v menší míře, než bylo očekáváno, a investoři nakupují zahraniční aktiva v omezené míře. Na plně integrovaných finančních trzích by ovšem investoři měli rozložit své volné zdroje mezi všechna aktiva obchodovaná na světovém trhu a držet je v optimálním poměru. Čím více jsou trhy integrovány, tím bližší optimální kompozici by pak měl být podíl zahraničních aktiv na celkovém portfoliu domácích spotřebitelů. Předmětem této kapitoly je proto analýza rozdílu mezi skutečným a optimálním podílem zahraničních aktiv držených domácími subjekty v NMS.

K určení optimálního poměru domácích a zahraničních aktiv v portfoliu jsou v teorii využívány dva typy přístupů – a) přístupy založené na modelu CAPM a b) přístupy založené na tržních datech. Tato kapitola je proto rozdělena do dvou podkapitol podle těchto dvou skupin přístupů.

4.3.1 Měření založená na modelu CAPM

Měření založená na modelu vychází z modelu CAPM a z platnosti jeho předpokladů. Tento model předpokládá, že při existenci jednoho bezrizikového aktiva drženého každým investorem existuje pouze jedna optimální kombinace všech rizikových aktiv. Výnos a riziko této kombinace aktiv by proto měli všichni investoři používat k ocenění každého aktiva. Pokud jsou mezinárodní finanční trhy skutečně plně integrovány a všichni investoři oceňují všechna aktiva stejně, pak musí držet svá portfolia ve složení, které odpovídá složení globálního portfolia. V takovém případě pak zastoupení aktiv každé země v tomto optimálním portfoliu musí odpovídat podílu tržní kapitalizace dané země na globální kapitalizaci.

V této podkapitole je tedy nejprve zkoumáno, zda podíl domácích aktiv v portfoliu domácích investorů skutečně odpovídá podílu domácího trhu na celkové globální kapitalizaci, a v druhé části je testováno, zda investoři k ocenění domácích aktiv skutečně používají globální bezrizikovou výnosovou míru a výnosy globálního portfolia.

4.3.1.1 Testování platnosti podmínek modelu CAPM

Při platnosti modelu CAPM by měl podíl domácích aktiv v portfoliu každého investora odpovídat podílu jeho domácího trhu na celkové globální kapitalizaci tak, jak bylo popsáno v podkapitole 3.4.2. Tabulka č. 52 proto obsahuje srovnání průměrné kapitalizace a průměrného podílu domácích aktiv pro 12 NMS v období let 1995–2012. Pro porovnání s vyspělými trhy bylo do vzorku přidáno i Německo a USA a pro srovnání s výsledky dalších testů i podíl v roce 2012.

Tabulka č. 52 – Srovnání podílu domácích aktiv v portfoliu NMS a tržní kapitalizace trhu NMS v průměru za období let 1995–2012 a v roce 2012

	Průměr			2012		
	Skutečnost	Optimum	Home bias	Skutečnost	Optimum	Home bias
RO	0,975	0,000	0,974	0,914	0,000	0,914
BG	0,964	0,000	0,964	0,900	0,000	0,900
PL	0,950	0,003	0,947	0,939	0,003	0,935
LT	0,912	0,000	0,912	0,657	0,000	0,656
SI	0,878	0,000	0,878	0,622	0,000	0,622
SK	0,870	0,000	0,870	0,669	0,000	0,668
HU	0,851	0,001	0,851	0,594	0,000	0,593
CZ	0,831	0,001	0,830	0,732	0,001	0,731
LV	0,751	0,000	0,751	0,366	0,000	0,366
EE	0,713	0,000	0,713	0,343	0,000	0,343
MT	0,554	0,000	0,554	-0,042	0,000	-0,042
GE	0,585	0,032	0,552	0,512	0,028	0,484
CY	0,508	0,000	0,508	-0,066	0,000	-0,066
US	0,826	0,405	0,421	0,726	0,351	0,375

Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z databází Světové banky a MMF.
Poznámka: Skutečnost udává průměrný podíl domácích aktiv v domácím portfoliu a optimum představuje průměrnou tržní kapitalizaci domácího trhu.

Z tabulky je patrné, že zatímco podíl každé z NMS na světovém akciovém trhu byl nižší než 0,5 %, podíl domácích aktiv ve všech případech v průměru přesahoval 50 % celkového portfolia. Nejvyšší hodnoty v průměru za sledované období dosahuje home bias u Rumunska, Bulharska a Polska (přes 90 p.b.) a nejnižší (z NMS) u Kypru, Malty a Estonska (pod 75 p.b.).

Přestože akcie USA tvoří 40 % globální akciové kapitalizace, jejich podíl v portfoliích amerických investorů je více než dvojnásobný. Home bias se tak v souladu se

závěry předchozích měření projevuje jak u zemí s rozvinutými trhy, tak u zemí s trhy méně vyspělými.

Je zde však jeden patrný rozdíl – home bias se u většiny NMS projevuje výrazněji více než u vyspělých zemí. S výjimkou Estonska, Kypru a Malty přesahoval home bias 75 p.b. u všech NMS, zatímco v případě USA a Německa nepřesáhl 50 p.b. v průměru za sledované období.

Tento výsledek by bylo možné přičíst na vrub velikosti akciových trhů NMS, která je podstatně nižší než u vyspělých zemí. Nicméně tabulka č. 52 toto vysvětlení nepodporuje, neboť trh Polska je s podílem 0,3 % globálního trhu největší v rámci NMS, a přesto home bias pro tuto zemi dosáhl třetí nejvyšší hodnoty. Naopak trh Malty je z pohledu tržní kapitalizace relativně zanedbatelný, ovšem home bias zde dosáhl srovnatelné hodnoty jako pro podstatně větší trh Německa.

Z pohledu stavu dosažené integrace by bylo bez bližšího zkoumání možné dané výsledky interpretovat také tak, že akciové trhy Malty a Kypru jsou ze všech NMS nejvíce integrovány se světovým akciovým trhem, a naopak nejméně integrovanými jsou trhy Polska, Rumunska a Bulharska.

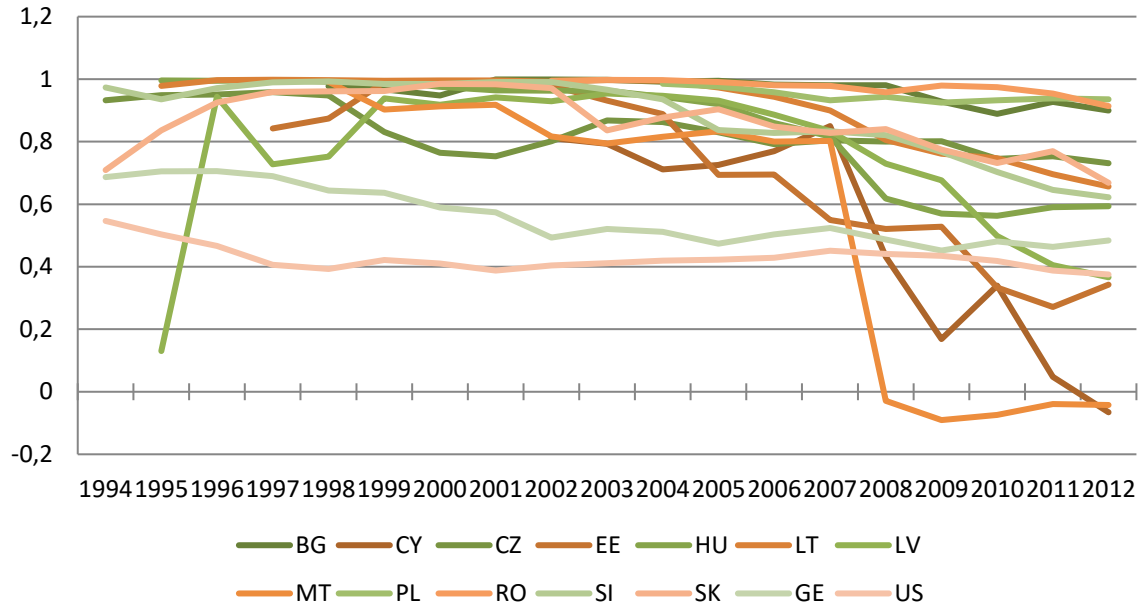
V případě zemí, které odstranily kurzové riziko ve vztahu k ostatním trhům, by mělo dojít k větší diversifikaci portfolií mezi domácím trhem a těmito ostatními trhy, jak to předpokládá McKinnon (2004). U zemí, které vstoupily do eurozóny nebo přijaly fixní kurz, by tak měla být v jejich portfoliích více zastoupena finanční aktiva z ostatních zemí eurozóny. Pro NMS platící eurem by tak měl být ukazatel home bias nižší ve srovnání se zeměmi s plovoucím kurzem. Z výše uvedeného srovnání je však zřejmé, že mezi zeměmi s plovoucím kurzem a zeměmi s eurem, resp. pevným kurzem, neexistoval žádný zřejmý rozdíl.

Vzhledem k použití průměrných hodnot je ovšem nutné prozkoumat také vývoj ukazatele home bias. Graf č. 41 proto zobrazuje vývoj home bias v průběhu sledovaného období, přičemž jsou zřetelně vidět tři tendence – a) home bias byl v případě NMS v průměru vyšší než v případě Německa a USA, b) home bias má klesající trend po celé sledované období u všech zemí a c) po roce 2007 výrazně klesl home bias u většiny NMS.

Většina zemí NMS, s výjimkou Polska, České republiky a Rumunska, měla nějakým způsobem navázány své měny na euro již při vstupu do EU nebo tak učinily krátce po tomto vstupu. Z grafu však není patrné, že by se v době kolem vstupu do EU nebo v době přijetí eura objevil ve vývoji ukazatele home bias nějaký zásadní zlom. Tento výsledek tedy

nepotvrzuje, že by odstranění kurzového rizika vedlo k většímu nákupu zahraničních aktiv investory z NMS nebo naopak aktiv NMS investory z eurozóny.

Graf č. 41 – Vývoj ukazatele home bias v období let 1995–2012



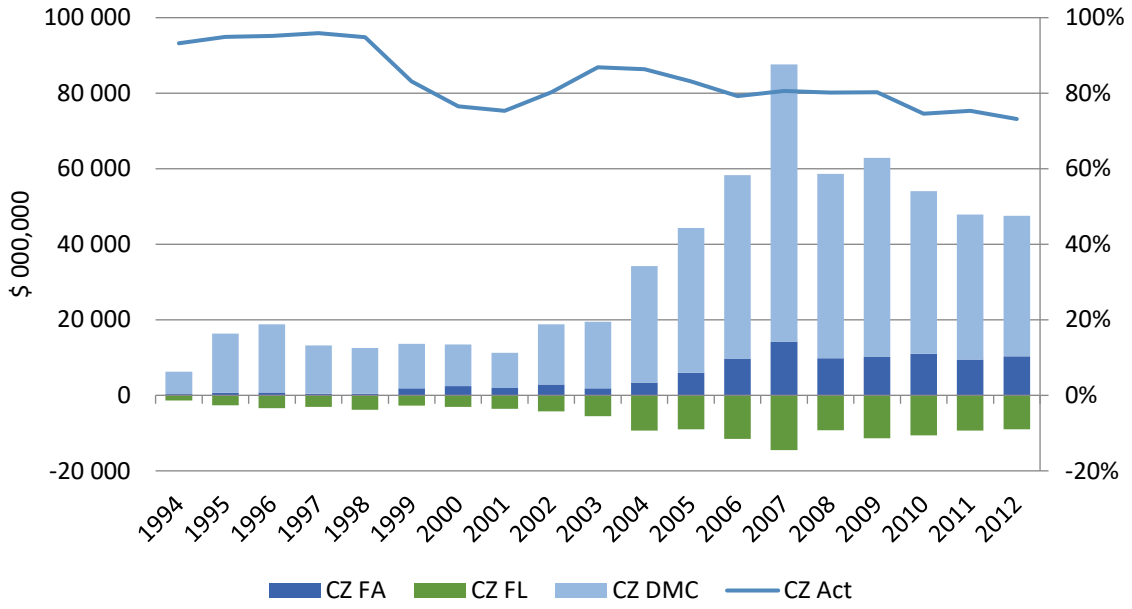
Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z databází Světové banky a MMF.

Protože podíl kapitálových trhů NMS na celkové globální kapitalizaci je relativně malý a jeho změna zanedbatelná, je i optimální podíl domácích aktiv na celkovém portfoliu v zemích NMS nízký a téměř neměnný. Při zkoumání velikosti home bias, které vychází z předpokladů CAPM, tak výsledná hodnota závisí téměř výhradně na skutečném podílu domácích aktiv v portfoliu a v průběhu období v podstatě kopíruje vývoj skutečného poměru. K vysvětlení uvedených pozorování je proto nutné prozkoumat vývoj jednotlivých veličin, ze kterých je skutečný podíl vypočítán.

Graf č. 42 proto zobrazuje dekompozici pro Českou republiku a graf č. 43 znázorňuje totéž pro Maltu v průběhu sledovaného období. Na grafu č. 42 je patrné, že od roku 2004, tedy od roku vstupu do EU, do roku 2008 rostla kapitalizace českého akciového trhu, ovšem zároveň rostl objem zahraničních aktiv a závazků, a to rychleji než domácí tržní kapitalizace. Po roce 2008 pak začala tržní kapitalizace klesat, ovšem pomaleji než zahraniční aktiva a závazky. Kombinace obou tendencí v obou obdobích má za následek setrvalý pokles podílu domácích aktiv na celkovém portfoliu.

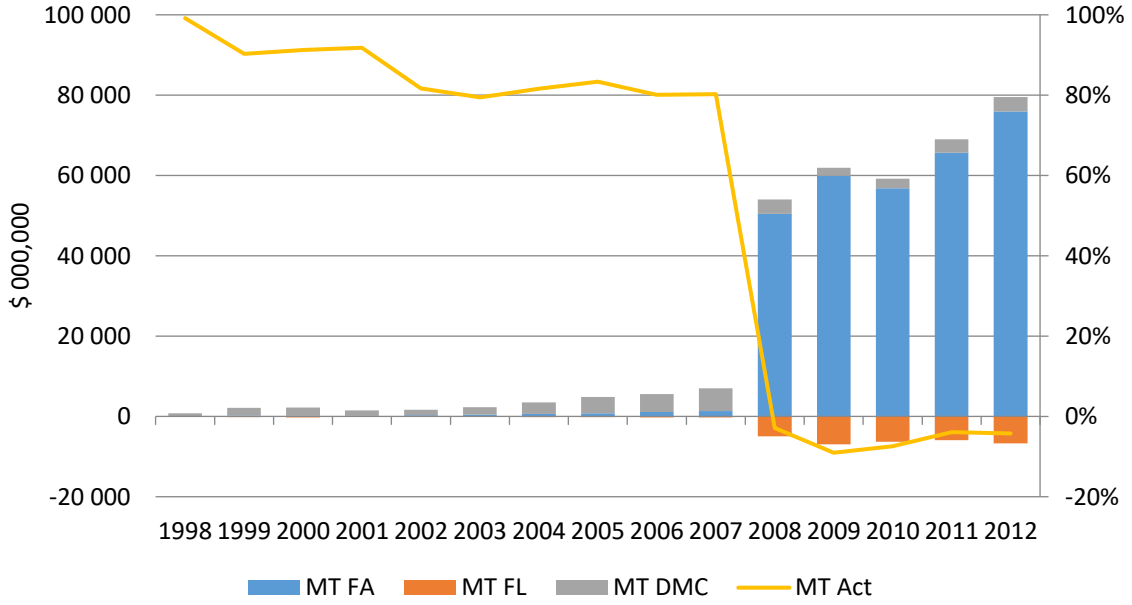
Také u ostatních NMS kapitalizace domácího trhu výrazně poklesla po roce 2008, zatímco objem zahraničních aktiv buď rostl, nebo klesal pomaleji než domácí kapitalizace.

Graf č. 42 – Vývoj domácí tržní kapitalizace, zahraničních portfoliových závazků a aktiv pro Českou republiku v období let 1995–2012



Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z databází Světové banky a MMF.
Poznámka: *DMC* představuje domácí tržní kapitalizaci, *FL* portfoliové investice zahraničních subjektů do domácích akcií (zahraniční závazky), *FA* portfoliové investice domácích subjektů do zahraničních akcií (zahraniční aktiva) a *Act* skutečný podíl domácích aktiv v celkovém portfoliu.

Graf č. 43 – Vývoj domácí tržní kapitalizace, zahraničních portfoliových závazků a aktiv pro Maltu v období let 1995–2012



Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z databází Světové banky a MMF.
Poznámka: *DMC* představuje domácí tržní kapitalizaci, *FL* portfoliové investice zahraničních subjektů do domácích akcií (zahraniční závazky), *FA* portfoliové investice domácích subjektů do zahraničních akcií (zahraniční aktiva) a *Act* skutečný podíl domácích aktiv v celkovém portfoliu.

Specifickými případy jsou ovšem Kypr a Malta, u nichž v roce 2008 nastal výrazný zlom, jak je zřetelně vidět na grafu č. 43. V obou případech skokově vzrostly jak zahraniční závazky, tak především zahraniční aktiva. Přestože nárůst závazků byl podstatně menší než nárůst aktiv, skok ve výši zahraničních závazků Malty v roce 2008 byl natolik veliký, že přesáhl i domácí kapitalizaci. Tento skok v pohledávkách i v závazcích byl způsoben harmonizací statistického vykazování v souladu s požadavky MMF a ECB a související změnou vykazování rezervních aktiv, resp. jejich reklasifikací na portfoliové investice.[52] Údaje pro období před rokem 2008 tak nejsou srovnatelné s ostatními zeměmi.

Kyperská ekonomika je díky nízkým daním jedním z off-shorových bankovních center. Před pádem Lehman Brothers v roce 2008 převyšovala hodnota depozit v kyperských bankách nominální HDP této země, proto finanční krize zasáhla tuto ekonomiku velmi silně. Protože velkou část akcií obchodovaných na kyperské burze představují cenné papíry finančních institucí, propadla se domácí kapitalizace Kypru v daném roce o více než 70 % a dále klesá. V roce 2011 byla kyperská ekonomika navíc poznamenána výbuchem na námořní základně Evangelos Florakis, která vedla k dalším propadu hodnoty kyperských akcií. Kombinace těchto dvou událostí spolu s propuknutím řecké dluhové krize vedly ke kyperské finanční krizi v roce 2012 a k přijetí záchranného programu v roce 2013. To vedlo až k situaci, kdy zahraniční závazky v roce 2012 přesáhly kapitalizaci domácího trhu a podíl domácích aktiv na celkovém portfoliu tak byl v daném roce negativní.

V případě Malty i Kypru tak nastala situace, kdy podíl domácích aktiv na celkovém portfoliu dané ekonomiky je záporný. Zahraniční investoři tak vlastnili více aktiv, než odpovídalo domácí kapitalizaci. Z pohledu portfolio managementu lze danou situaci vysvětlit tak, že obě ekonomiky obchodovaly tzv. na páku a zahraniční investoři tak nepřímo drželi i zahraniční aktiva.

4.3.1.2 Testování oceňování podle mezinárodní verze modelu CAPM

Pokud by investoři drželi všechna aktiva ve stejném poměru, tedy v poměru, jaký odpovídá podílu daného trhu na světové kapitalizaci (resp. na světovém akciovém indexu), pak by museli tato aktiva i stejně oceňovat. Naopak, pokud by všichni investoři oceňovali

[52]Všechny přeshraniční nároky v rámci eurozóny a všechny nároky denominované v Eurech přestaly být považovány za rezervní aktiva Malty a část rezervních aktiv byla převedena na ECB (National Statistics Office of Malta, 2010).

svá aktiva stejně, tedy za pomoci výnosu a rizika světového portfolia (resp. světového akciového indexu), pak by všichni investoři drželi aktiva ve stejném poměru.

Alternativním způsobem měření je proto testování, do jaké míry využívají investoři v jednotlivých zemích světové portfolio k oceňování domácích aktiv. Tabulka č. 53 proto obsahuje odhady koeficientů regresní rovnice (217), kde pro každou NMS je vysvětlující proměnnou nadměrný výnos světového akciového indexu a vysvětlovanou proměnnou výnos domácího indexu. Vzhledem k tomu, že obě proměnné představují rozdíl dvou časových řad, tedy výnosu akciového indexu a výnosu amerického dluhopisu, lze všechny proměnné pokládat za stacionární časové řady.

Tabulka č. 53 – Odhady parametrů mezinárodní verze modelu CAPM a jejich statistické testy pro období 1995–2012

	α	p-value		β	p-value	
BG	0,0116	0,1352		1,1263	0,0000	***
CY	-0,0163	0,0722	*	1,7559	0,0000	***
CZ	0,0020	0,6898		1,0485	0,0000	***
EE	0,0072	0,3313		0,7791	0,0000	***
HU	0,0046	0,4042		1,5117	0,0000	***
LT	0,0115	0,0617	*	0,7912	0,0000	***
LV	0,0094	0,0861	*	0,6735	0,0000	***
MT	0,0032	0,3965		0,4332	0,0000	***
PL	0,0020	0,6938		1,3981	0,0000	***
RO	-0,0006	0,9399		1,0798	0,0000	***
SI	-0,0003	0,9528		0,8148	0,0000	***
SK	-0,0014	0,7746		0,3814	0,0001	***

Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z terminálu Bloomberg.

Z výsledků odhadu vyplývá, že beta koeficienty byly statisticky významné ve všech případech, zatímco hodnoty interceptu byly statisticky významné jen u tří z 12 NMS. U tří zemí byl regresní koeficient beta blízko jedné, konkrétně u České republiky, Bulharska a Rumunska. Riziková prémie těchto zemí se tedy vyvíjela stejně jako riziková prémie světového trhu. Pro Kypr, Maďarsko a Polsko byl tento koeficient výrazně vyšší a pro ostatní země byl tento koeficient nižší než jedna, přičemž pro Slovensko a Maltu byl dokonce nižší než 0,5. Aktiva Kypru, Maďarska a Polska tedy byla pro své držitele mnohem více riziková než světové portfolio a na změnu globálního rizika reagovala citlivěji než aktiva ostatních zemí. Naopak výnosy aktiv ostatních NMS obsahovala méně systematického rizika a jejich riziková prémie byla méně citlivá.

Tabulka č. 54 – Diagnostické testy odhadu parametrů mezinárodní verze modelu CAPM a jejich statistické testy pro období 1995–2012

	R^2	F-statistic	p-value	LM-statistic	p-value	Chi-square	p-value	Durbin-Watson
BG	0,3026	63,4685	0,0000 ***	32,8501	0,0000 ***	35,2466	0,0000 ***	1,5506
CY	0,4384	113,4061	0,0000 ***	4,1263	0,1271	7,7864	0,0204 **	1,7630
CZ	0,3627	119,3810	0,0000 ***	17,4685	0,0002 ***	8,5157	0,0142 **	1,8101
EE	0,1328	31,3187	0,0000 ***	3,3868	0,1839	79,3347	0,0000 ***	1,7742
HU	0,4985	207,7673	0,0000 ***	12,2144	0,0022 ***	7,9692	0,0186 **	2,1410
LT	0,2357	48,8038	0,0000 ***	21,4238	0,0000 ***	49,2305	0,0000 ***	1,5713
LV	0,2210	44,9795	0,0000 ***	4,2965	0,1167	84,5820	0,0000 ***	1,7321
MT	0,1449	35,4103	0,0000 ***	0,6113	0,7366	34,0081	0,0000 ***	1,6823
PL	0,4880	200,2024	0,0000 ***	6,6605	0,0358 **	12,1945	0,0022 ***	2,0417
RO	0,2064	48,6050	0,0000 ***	19,7596	0,0001 ***	12,4009	0,0020 ***	1,7384
SI	0,3380	60,2183	0,0000 ***	19,7047	0,0001 ***	0,9370	0,6259	1,5156
SK	0,0657	15,6921	0,0001 ***	9,2526	0,0098 ***	28,1749	0,0000 ***	1,6531

Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z terminálu Bloomberg.

Výsledky F-testů naznačují, že vysvětlující proměnná je statisticky významná pro vysvětlení variability nadměrných výnosů jednotlivých NMS. Při pohledu na koeficient determinace je ovšem patrné, že v žádném z 12 případů neumožňuje tento model vysvětlit více než 50% variability vysvětlované proměnné.

To je možné vysvětlit existencí extrémních hodnot, tedy především hlubokým propadem v druhé polovině roku 2008, který je také hlavní příčinou negativního výsledku testu normality reziduí. Opakující se hluboké krize následující relativně dlouhá období mírného růstu jsou však charakteristickou vlastností finančních trhů, proto by jejich odfiltrování vedlo k testování nereálných dat, a tedy ke zkreslení reality.

Odhadnutý model však nevykazuje problém heteroskedasticity, ani autokorelace reziduí (s výjimkou Malty), proto lze dané výsledky považovat za nejlepší nestranný lineární odhad modelu.

Přestože intercept byl statisticky významný jen u tří z 12 NMS a hodnoty interceptu byly blízké nule u všech zemí, hodnota interceptu byla ve všech případech rozdílná od nuly o více než 1 bazický bod, jak je patrné z tabulky č. 55. Jelikož jsou zkoumány měsíční výnosy, lze za významný považovat každý rozdíl vyšší než 10 bazických bodů.

Tabulka č. 55 – Hodnoty interceptu v odhadu mezinárodní verze modelu CAPM pro období 1995–2012

	α	|α|
CY	-0,0163	0,0163
BG	0,0116	0,0116
LT	0,0115	0,0115
LV	0,0094	0,0094
EE	0,0072	0,0072
HU	0,0046	0,0046
MT	0,0032	0,0032
PL	0,0020	0,0020
CZ	0,0020	0,0020
SK	-0,0014	0,0014
RO	-0,0006	0,0006
SI	-0,0003	0,0003

Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z terminálu Bloomberg.

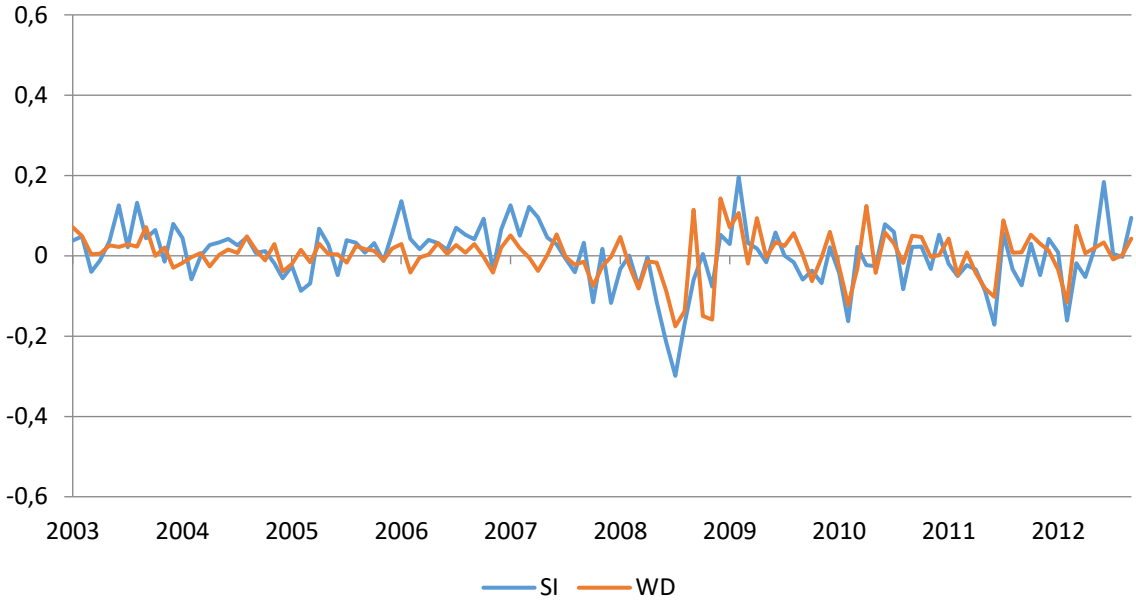
Podle velikosti interceptu byl tedy nejvyšší home bias zaznamenán u Kypru, Bulharska a Litvy, a naopak nejnižší u Slovinska a Rumunska. S výjimkou těchto dvou zemí byla tedy aktiva všech NMS systematicky podhodnocována, resp. nadhodnocována, a jejich výnosy neodpovídaly pouze množství systematického rizika. Platnost rovnice (167) tedy ve většině případů nebyla dodržena.

Protože intercept α odráží všechna ostatní rizika mimo tržního, odráží tento intercept i riziko kurzové. Pro většinu NMS odráží intercept kurzové riziko eura vůči USD, neboť při výpočtu byly výnosy globálního portfolia a bezrizikové úrokové míry upraveny o změnu měnového kurzu daného NMS vůči USD a zároveň většina NMS během sledovaného období přijala euro. Z pohledu teorie endogenity optimální měnové oblasti by se intercept měl po odstranění kurzového rizika snížit a pro země platící společnou měnou by měl mít obdobnou hodnotu odrážející stejnou úroveň kurzového rizika.

Při srovnání výsledků pro země, které omezily volatilitu kurzu své měny vůči euru, s výsledky zemí, které tak neučinily, se tento předpoklad ovšem nepotvrdil. Zatímco Kypr, Bulharsko i Pobaltské země se vyznačovaly nejvyšší hodnotou interceptu, Rumunsko, Česká republika a Polsko vykazovaly naopak nejnižší hodnoty tohoto interceptu. Členství v měnové unii tedy nevedlo k nižší systematické odchylce modelu vyjádřené interceptem a na velikost tohoto interceptu tedy musí mít převažující vliv jiná rizika než kurzové.

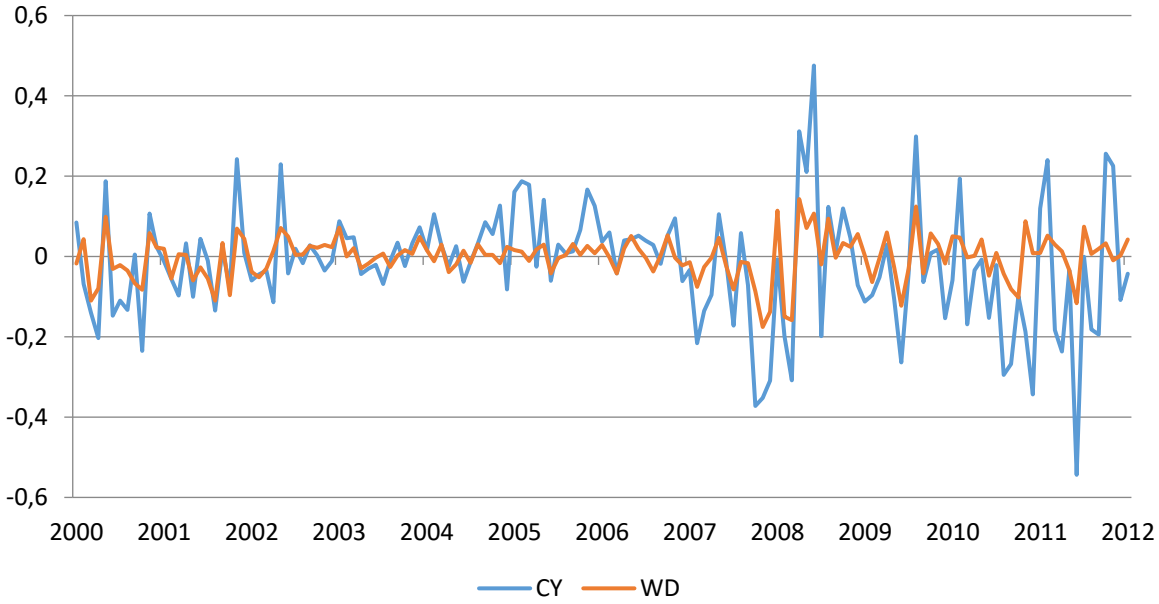
Při bližším pohledu na vývoj světového nadměrného výnosu a domácího nadměrného výnosu u dvou extrémních případů, tedy u Slovinska a Kypru (viz grafy č. 44 a 45), je patrné, že v obou případech je domácí akciový výnos volatilnější než globální výnos. Ovšem zatímco v případě Slovinska odpovídají propady v ceně jejich nárůstům, v případě Kypru byly poklesy výrazně vyšší než růsty cen.

Graf č. 44 – Vývoj světového a slovinského nadměrného výnosu v období 2003–2012



Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z terminálu Bloomberg.
Poznámka: Nadměrný výnos domácího indexu odráží změnu kurzu, zatímco nadměrný výnos světového trhu není upravený o kurz, jelikož tato úprava se vyruší s úpravou bezrizikového výnosu.

Graf č. 45 – Vývoj světového a kyperského nadměrného výnosu v období 2000–2012



Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z terminálu Bloomberg.
Poznámka: Nadměrný výnos domácího indexu odráží změnu kurzu, zatímco nadměrný výnos světového trhu není upravený o kurz, jelikož tato úprava se vyruší s úpravou bezrizikového výnosu.

4.3.2 Měření založená na datech

Předchozí podkapitola předpokládala, že všichni investoři drží finanční aktiva v optimálním poměru a tato aktiva jsou správně oceněna. Přístup založený na datech tento předpoklad opouští, a naopak se snaží vypočítat optimální váhy aktiv v portfoliu přímo z dat o výnosech a riziku finančních aktiv.

Za pomoci moderní teorie portfolia jsou tedy v této podkapitole nejprve vypočteny optimální váhy domácích aktiv za předpokladu existence globální bezrizikové výnosové míry a poté za předpokladu neexistence této výnosové míry.

4.3.2.1 Optimální váhy domácích aktiv v portfoliu při existenci bezrizikového aktiva

Předchozí měření vycházela z předpokladu, že investoři drží aktiva v optimálním poměru a zaměřovala se na testování očekávaných důsledků tohoto předpokladu. Měření založená na datech se na tento předpoklad nespoléhají, ale naopak se pokoušejí optimální poměr vypočítat přímo z tržních dat.

Tabulky č. 56 a 57 proto uvádějí tržní data, ze kterých budou optimální váhy vypočteny. V prvním případě jsou globální akciový výnos a bezrizikový výnos převedeny na měnu NMS a v druhém případě je výnos domácího akciového trhu NMS převeden na USD. Pro srovnání je také uvedena průměrná změna měnového kurzu a směrodatná odchylka této změny, tedy volatilita kurzu.

Již z porovnání obou tabulek lze vyčíst řadu trendů. S výjimkou Maďarska, Polska a Rumunska, kurz všech NMS v průběhu sledovaného období posiloval (tedy v přímé kotaci nominálně klesal). Zároveň také platilo, že výnos domácího akciového trhu byl ve většině případů vyšší (a také více volatilní) než výnos globálního trhu. Tento jev ovšem není možné vysvětlit pouze posilováním kurzu měn NMS, protože průměrná měsíční změna kurzu byla ve většině případů nižší (a také méně volatilní) než průměrná změna akciového výnosu. V období, pro které existují data za Bulharsko, Kypr, Lotyšsko a Litvu (tedy od roku 2000), byl navíc výnos globálního akciového trhu v průměru záporný, zatímco výnos domácího trhu byl v průměru kladný, tudíž domácí výnos byl vyšší než světový bez ohledu na vývoj kurzu. Na druhou stranu změna kurzu tento jev umocnila. Korelace mezi výnosy domácího a globálního akciového trhu byla nízká, ovšem při převedení výnosů NMS na společnou měnu je tato korelace vyšší. To je dáno především tím, že také průměr a volatilita domácích i globálních výnosů jsou při převodu na USD vyšší.

Tabulka č. 56 – Tržní data akciových trhů NMS v domácí měně za období 1995–2012

	V měně NMS							
	$R^{f(1)}$	$E(R^i)$	$\sigma(R^i)$	$E(R^{WD})$	$\sigma(R^{WD})$	$\rho(R^i; R^{WD})$	E(ΔSR)	σ(ΔSR)
BG	-0,0101	0,0076	0,0970	-0,0039	0,0466	0,3384	-0,0029	0,0319
CZ	-0,0123	0,0046	0,0732	0,0026	0,0526	0,3829	-0,0014	0,0398
CY	-0,0100	-0,0210	0,1333	-0,0032	0,0464	0,5353	-0,0027	0,0316
EE	-0,0099	0,0101	0,1072	0,0032	0,0515	0,2892	-0,0002	0,0310
HU	0,0180	0,0121	0,0919	0,0067	0,0496	0,4404	0,0027	0,0427
LT	-0,0100	0,0082	0,0775	-0,0040	0,0464	0,3091	-0,0027	0,0290
LV	-0,0078	0,0085	0,0698	-0,0019	0,0446	0,3181	-0,0006	0,0273
MT	-0,0100	0,0057	0,0523	0,0033	0,0500	0,2646	-0,0004	0,0260
PL	-0,0263	0,0081	0,0803	0,0054	0,0443	0,3513	0,0013	0,0412
RO	-0,0347	0,0091	0,1094	0,0098	0,0517	0,1721	0,0082	0,0356
SI	-0,0099	0,0014	0,0618	0,0021	0,0409	0,3399	-0,0015	0,0325
SK	-0,0099	0,0004	0,0612	0,0029	0,0499	-0,0020	-0,0012	0,0316

Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z terminálu Bloomberg.

Poznámka: (1) Bezriziková výnosová míra představuje měsíční výnos americké pokladniční poukázky v prosinci 2012 upravená o změnu kurzu mezi prosincem 2012 a lednem 2013.

Tabulka č. 57 – Tržní data akciových trhů NMS v USD za období 1995–2012

	V USD							
	$R^{f(1)}$	$E(R^i)$	$\sigma(R^i)$	$E(R^{WD})^{(2)}$	$\sigma(R^{WD})^{(2)}$	$\rho(R^i; R^{WD})$	E(ΔSR)	σ(ΔSR)
BG	0,0001	0,0105	0,1107	-0,0010	0,0547	0,5559	0,0029	0,0319
CZ	0,0001	0,0061	0,0902	0,0040	0,0522	0,6035	0,0014	0,0398
CY	0,0001	-0,0183	0,1445	-0,0005	0,0546	0,6691	0,0027	0,0316
EE	0,0001	0,0103	0,1118	0,0034	0,0533	0,3687	0,0002	0,0310
HU	0,0001	0,0094	0,1112	0,0040	0,0522	0,7073	-0,0027	0,0427
LT	0,0001	0,0109	0,0874	-0,0013	0,0541	0,4889	0,0027	0,0290
LV	0,0001	0,0091	0,0769	-0,0013	0,0541	0,4762	0,0006	0,0273
MT	0,0001	0,0061	0,0590	0,0036	0,0527	0,3871	0,0004	0,0260
PL	0,0001	0,0068	0,1037	0,0041	0,0520	0,6996	-0,0013	0,0412
RO	0,0001	0,0010	0,1266	0,0016	0,0539	0,4559	-0,0082	0,0356
SI	0,0001	0,0028	0,0752	0,0036	0,0538	0,5904	0,0015	0,0325
SK	0,0001	0,0016	0,0747	0,0041	0,0520	0,2641	0,0012	0,0316

Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z terminálu Bloomberg.

Poznámka: (1) Bezriziková výnosová míra představuje měsíční výnos americké pokladniční poukázky v prosinci 2012.

(2) Průměr a směrodatná odchylka byly vypočteny pro každou NMS pouze za období, pro kterou existují údaje o vývoji národního indexu NMS, proto není průměrná hodnota a směrodatná odchylka stejná pro všechny NMS, přestože výnos globálního akciového trhu byl denominován v USD a nebylo jej tak třeba upravit o změnu kurzu.

Z tabulky č. 56 je dále zřejmé, že v prosinci 2012 měnový kurz posiloval (nominálně klesal), a to podstatně více než kolik byl měsíční bezrizikový výnos. Při úpravě výnosu americké pokladniční poukázky o změnu kurzu byl tedy výnos záporný. Při platnosti úrokové parity by tak domácí bezrizikový výnos měl být záporný. V NMS ovšem v daném období úrokové míry záporné nebyly.

Před tím, než budou vypočteny optimální váhy domácích aktiv, je vhodné porovnat Sharpeho poměr pro jednotlivé trhy NMS a pro globální trh ve stejném období. Hodnoty Sharpeho poměru jsou uvedeny v tabulce č. 58.

Tabulka č. 58 – Srovnání nadměrného výnosu a Sharpeho poměru pro trh světový a NMS

	V měně NMS		V USD		V měně NMS		V USD	
	$E(R^i)-R^f$	$E(R^{WD})-R^f$	$E(R^i)-R^f$	$E(R^{WD})-R^f$	$\frac{[E(R^i)-R^f]}{\sigma(R^i)}$	$\frac{[E(R^{WD})-R^f]}{\sigma(R^{WD})}$	$\frac{[E(R^i)-R^f]}{\sigma(R^i)}$	$\frac{[E(R^{WD})-R^f]}{\sigma(R^{WD})}$
BG	0,018	0,006	0,010	-0,001	0,182	0,134	0,094	-0,019
CZ	0,017	0,015	0,006	0,004	0,232	0,283	0,066	0,075
CY	-0,011	0,007	-0,018	-0,001	-0,083	0,146	-0,127	-0,011
EE	0,020	0,013	0,010	0,003	0,187	0,255	0,091	0,061
HU	-0,006	-0,011	0,009	0,004	-0,065	-0,229	0,084	0,075
LT	0,018	0,006	0,011	-0,001	0,235	0,131	0,124	-0,025
LV	0,016	0,006	0,009	-0,001	0,233	0,132	0,117	-0,025
MT	0,016	0,013	0,006	0,004	0,301	0,265	0,102	0,067
PL	0,034	0,032	0,007	0,004	0,428	0,715	0,065	0,077
RO	0,044	0,045	0,001	0,002	0,401	0,861	0,007	0,029
SI	0,011	0,012	0,003	0,003	0,183	0,294	0,036	0,065
SK	0,010	0,013	0,001	0,004	0,169	0,258	0,020	0,077

Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z terminálu Bloomberg.

Nákup akcií NMS (s výjimkou Kypru, Rumunska, Slovinska a Slovenska) nabízí vyšší nadměrný výnos než nákup globálního portfolia. Lépe diversifikované portfolio by ovšem mělo nabízet vyšší nadměrný výnos na jednotku rizika. Protože globální portfolio zahrnuje mnohem více titulů než portfolio každé z NMS, měl by Sharpeho poměr být vyšší u globálního portfolia než u portfolií NMS. Z tabulky č. 58 ovšem vyplývá, že tento předpoklad je pravdivý pouze pro polovinu NMS. Pro Bulharsko, Maďarsko, Litvu, Lotyšsko a Maltu tento předpoklad neplatí ani v jednom ze dvou případů.

Na základě dat v tabulkách č. 56 a 57 byly vypočteny optimální váhy domácích akcií v portfoliích jednotlivých NMS, které jsou uvedeny v tabulce č. 59. V prvním případě byly vypočteny váhy při převedení globálního a bezrizikového výnosu na měnu daného NMS, ve druhém případě byl výnos indexu daného NMS převeden na USD a ve třetím případě byl výnos globálního indexu převeden na měnu daného NMS, ovšem jako bezrizikový výnos byl použit výnos americké pokladniční poukázky neupravený o změnu kurzu. Všechny tři případy odpovídají situaci, kdy se investor nezajišťuje proti kurzovému riziku, ale spoléhá se na platnost podmínky UIP.

Tabulka č. 59 – Srovnání skutečné a optimální váhy domácích akcií při existenci bezrizikového výnosu v portfoliích NMS v roce 2012

	Skutečnost	V měně NMS		V USD		V měně NMS, s globální R^f	
	2012	Opt.	HB	Opt.	HB	Opt.	HB
BG	0,90	0,48	0,42	1,00(1)	-0,10	1,00(1)	-0,10
CZ	0,73	0,31	0,42	0,26	0,47	0,58	0,15
CY	-0,07	-0,10(1)	0,03	-0,10(1)	0,03	-0,10(1)	0,03
EE	0,34	0,21	0,13	0,54	-0,20	0,53	-0,18
HU	0,59	-0,10(1)	0,69	0,48	0,11	0,34	0,25
LT	0,66	0,67	-0,01	1,00(1)	-0,34	1,00(1)	-0,34
LV	0,37	0,68	-0,31	1,00(1)	-0,63	1,00(1)	-0,63
MT	-0,04	0,54	-0,59	0,71	-0,75	0,72	-0,76
PL	0,94	0,15	0,79	0,15	0,79	0,27	0,67
RO	0,91	0,13	0,78	-0,10(1)	1,01	0,12	0,79
SI	0,62	0,19	0,43	-0,03	0,65	0,06	0,57
SK	0,67	0,35	0,32	0,00	0,67	0,07	0,60

Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z terminálu Bloomberg.

Poznámka: (1) Výpočet předpokládá, že není možný krátký prodej zahraničních aktiv (tedy není možné držet více než 100 % domácích aktiv) a zároveň není možné prodat na krátko více než 10 % domácích aktiv.

Z uvedených výsledků je patrné, že vypočtené optimální váhy jsou podstatně vyšší, než je poměr tržní kapitalizace jednotlivých NMS na světové kapitalizaci. V případě Malty, Lotyšska a Litvy je tento optimální poměr ve všech třech případech dokonce vyšší než 50 % celkového portfolia.

Ve všech třech případech byl nejvyšší home bias zaznamenán u Rumunska a Polska, u nichž domácí subjekty držely o více než 50 procentních bodů více domácích aktiv, než by odpovídalo optimu. Naopak nejnižší home bias vykazovaly Malta, Lotyšsko, Litva, Kypr a Estonsko, kde investoři držely méně, než by odpovídalo optimálnímu složení. Ve všech ostatních případech byl skutečný poměr domácích akcií v portfoliu vyšší než optimální. V případě Bulharska a Maďarska jsou však výsledky poněkud rozporuplné, neboť při převodu globálních výnosů na domácí měnu je home bias vysoký, a naopak při převodu domácího výnosu na USD je home bias nízký.

Z tabulky č. 59 je také zřejmé, že optimální objem domácích aktiv byl větší nebo stejný při převedení domácích výnosů na USD, s výjimkou České republiky, Rumunska, Slovenska a Slovinska. Navíc převedení domácích výnosů na USD vede častěji k situaci, kdy optimální pozicí je krátký prodej. Home bias je proto také ve většině případů nižší při převodu domácího výnosu na USD.

Při převedení výnosu globálního indexu na měnu daného NMS a při současném použití výnosu americké pokladniční poukázky neupraveného o změnu kurzu je ovšem patrné, že výsledky vypadají obdobně jako při převedení domácích výnosů na USD. Je tedy

zřejmé, že důležitější roli pro výši home bias hraje úprava bezrizikového výnosu o změnu kurzu než úprava výnosů akciových.

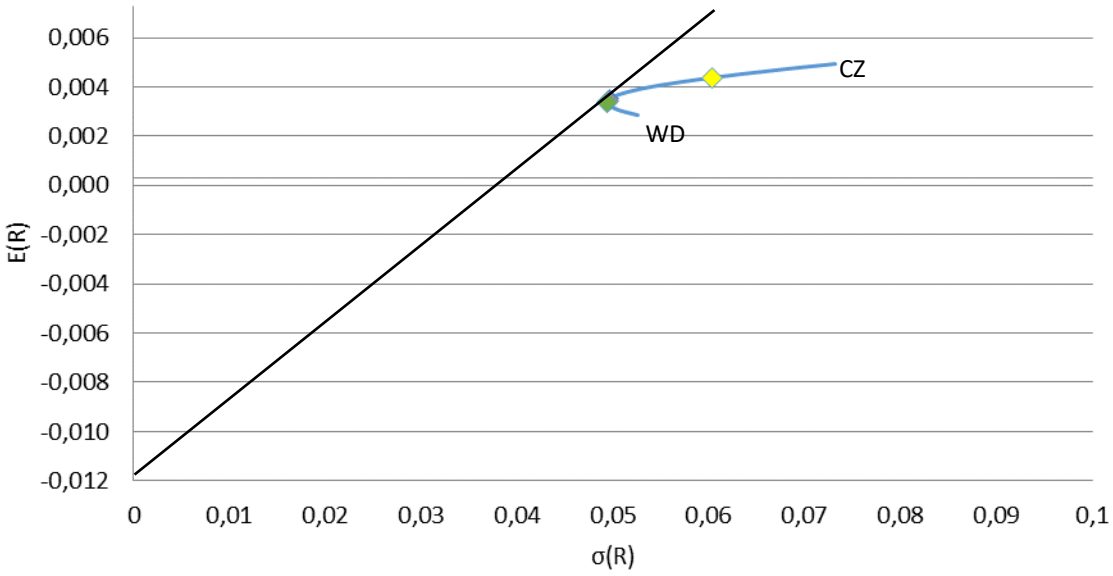
Bez úpravy bezrizikového výnosu o změnu měnového kurzu má efektivní hranice nižší sklon než při úpravě tohoto výnosu o (zápornou) změnu kurzu. Efektivní hranice se tak dotýká křivky kombinací světových a domácích výnosů ve vyšším bodě. Protože pro většinu NMS výnos domácího trhu převyšoval světový výnos, je aktivem na horním konci křivky právě domácí index. Optimum proto v tomto případě musí obsahovat vyšší podíl domácích aktiv, jak je patrné i na grafech č. 46–51.

Při převedení domácích výnosů na USD je zřetelně vidět, že optimální váha domácích aktiv je tím vyšší, čím vyšší je rozdíl v Sharpeho poměru mezi domácím a světovým trhem. Otázkou tedy je, proč výnosy domácího trhu nabízejí vyšší výnosy, než by odpovídalo jejich tržnímu riziku, resp. proč neplatí rovnice (217).

Při převedení bezrizikových a světových akciových výnosů na domácí měnu ovšem výše uvedený závěr neplatí, neboť home bias v daném případě nekoresponduje s rozdílem v Sharpeho poměru a je vyšší téměř pro všechny NMS. Při analýze z pohledu zahraničního investora jsou tedy výsledky podstatně jiné než při analýze z pohledu domácího investora. Důvodem je větší pokles měnového kurzu, než jaký odpovídá úrokovému spreadu, tedy neplatnost úrokové parity.

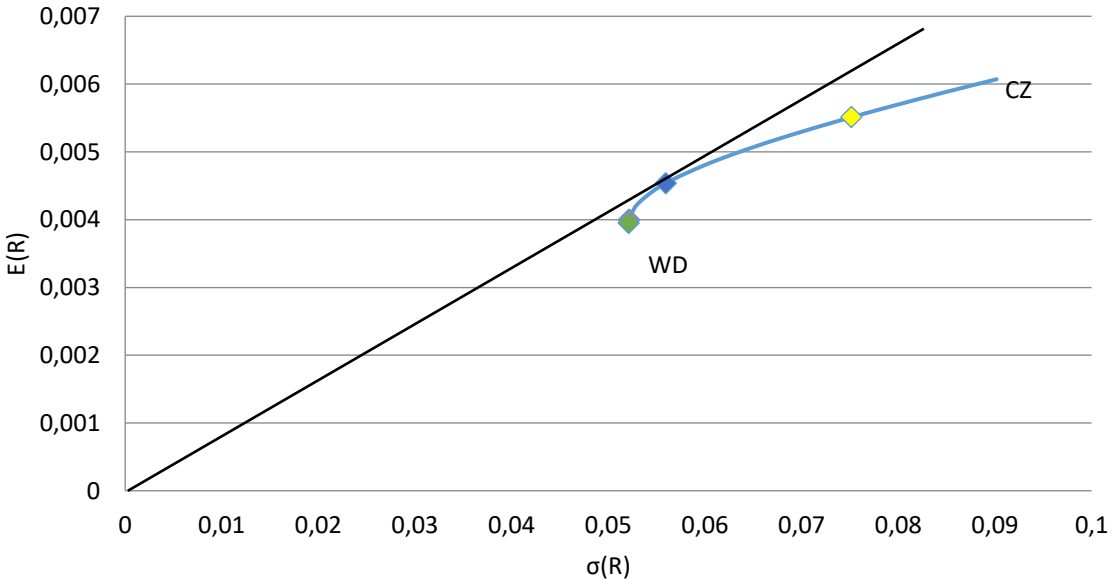
Protože výsledky naznačují, že kurzové riziko má významný vliv na home bias, měl by tento je být silnější u zemí s plovoucím kurzem. V případě použití výnosů a bezrizikové úrokové míry neupravených o změnu měnového rizika tomu tak skutečně je, neboť nejvyšší hodnoty nabýval home bias u Rumunska, Polska a Maďarska. Nicméně při použití globální bezrizikové úrokové míry ukazatel home bias výrazně poklesl u České republiky a Maďarska, tedy u zemí platících eurem, a naopak vzrostl u Slovenska a Slovinska, tedy u zemí s volně plovoucím kurzem. Z výsledků tedy nelze říci, že by odstranění kurzového rizika vedlo k výraznému poklesu jevu home bias a k větší diversifikaci portfolií investorů.

Graf č. 46 – Efektivní hranice pro Českou republiku v roce 2012 při převedení globálního akciového a bezrizikového výnosu na domácí měnu



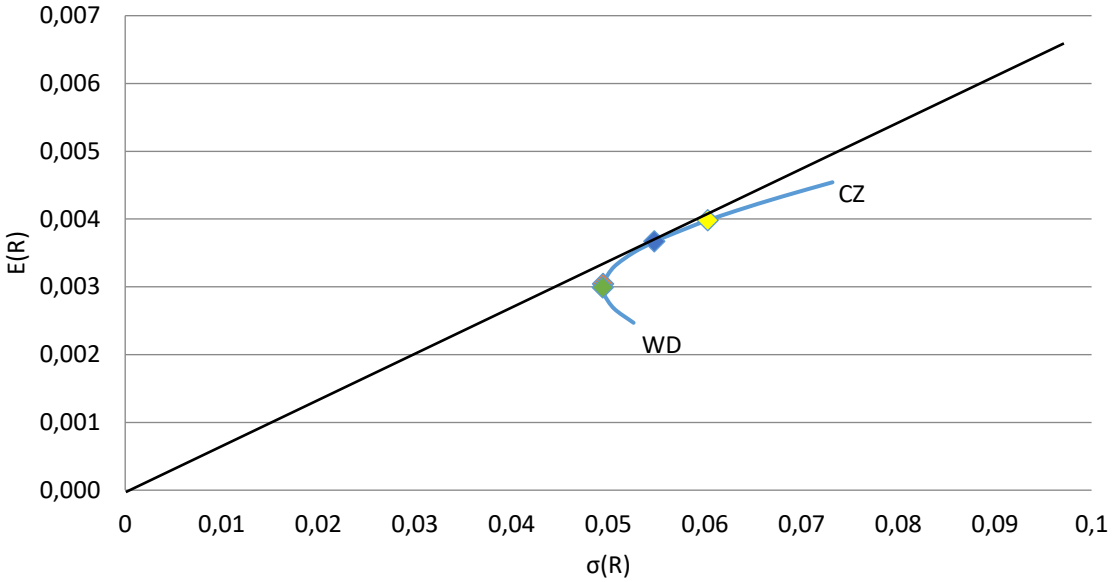
Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z terminálu Bloomberg.
Poznámka: Žlutý bod označuje skutečné rozložení portfolia, zelený bod portfolio s nejnižší směrodatnou odchylkou, modrý bod optimální rozložení portfolia při existenci bezrizikového výnosu a oranžový bod optimální rozložení portfolia při neexistenci bezrizikového výnosu (koeficient rizikové averse je roven 10).

Graf č. 47 – Efektivní hranice pro Českou republiku v roce 2012 při převedení domácího akciového výnosu na USD



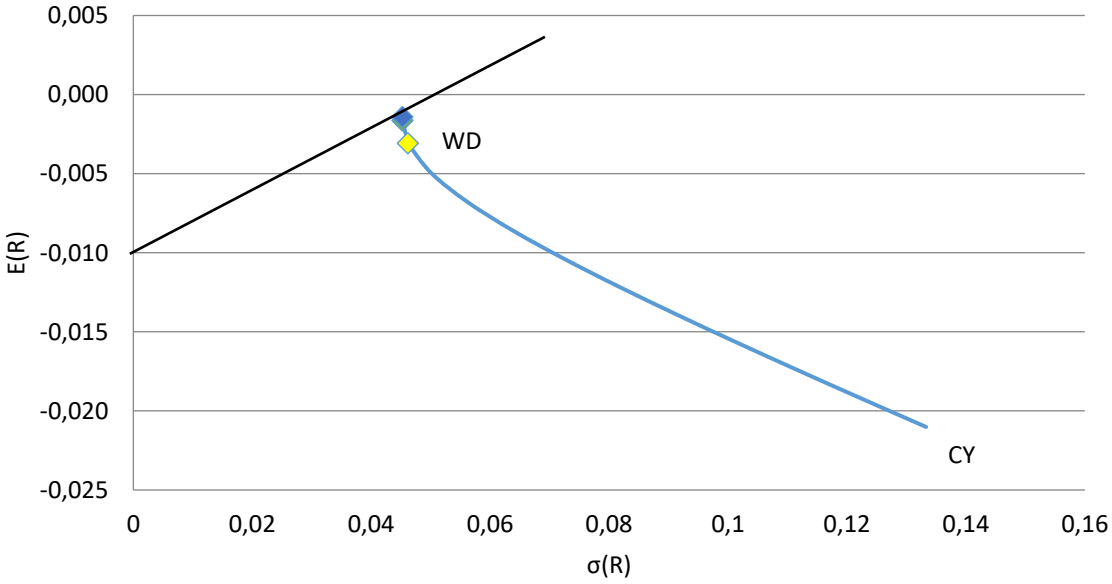
Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z terminálu Bloomberg.
Poznámka: Žlutý bod označuje skutečné rozložení portfolia, zelený bod portfolio s nejnižší směrodatnou odchylkou, modrý bod optimální rozložení portfolia při existenci bezrizikového výnosu a oranžový bod optimální rozložení portfolia při neexistenci bezrizikového výnosu (koeficient rizikové averse je roven 10).

Graf č. 48 – Efektivní hranice pro Českou republiku v roce 2012 při převedení globálního akciového výnosu na domácí měnu a při ponechání bezrizikového výnosu v USD



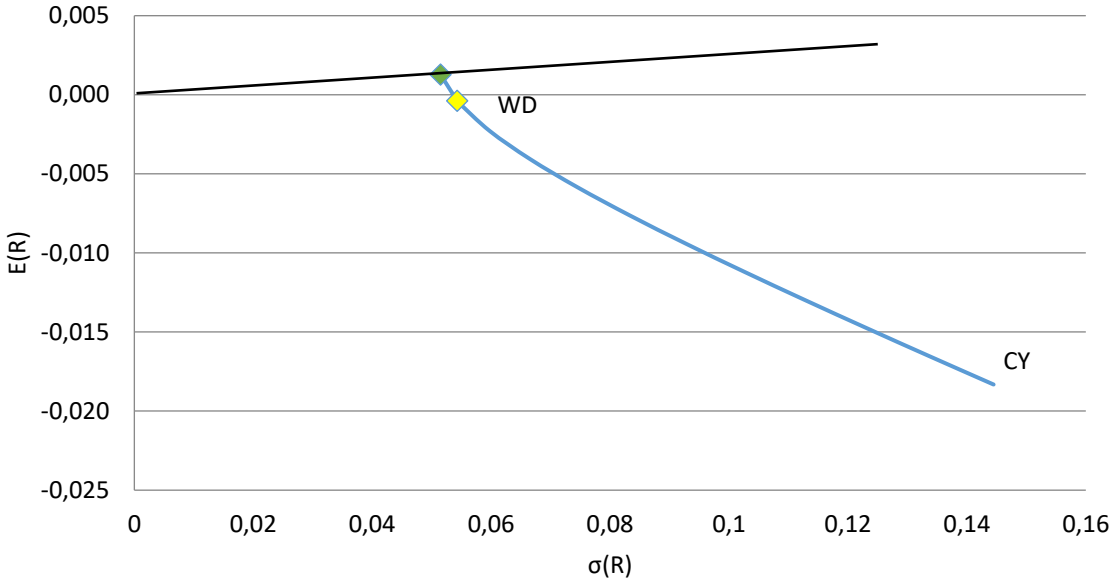
Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z terminálu Bloomberg.
Poznámka: Žlutý bod označuje skutečné rozložení portfolia, zelený bod portfolio s nejnižší směrodatnou odchylkou, modrý bod optimální rozložení portfolia při existenci bezrizikového výnosu a oranžový bod optimální rozložení portfolia při neexistenci bezrizikového výnosu (koeficient rizikové averse je roven 10).

Graf č. 49 – Efektivní hranice pro Kypr v roce 2012 při převedení globálního akciového a bezrizikového výnosu na domácí měnu



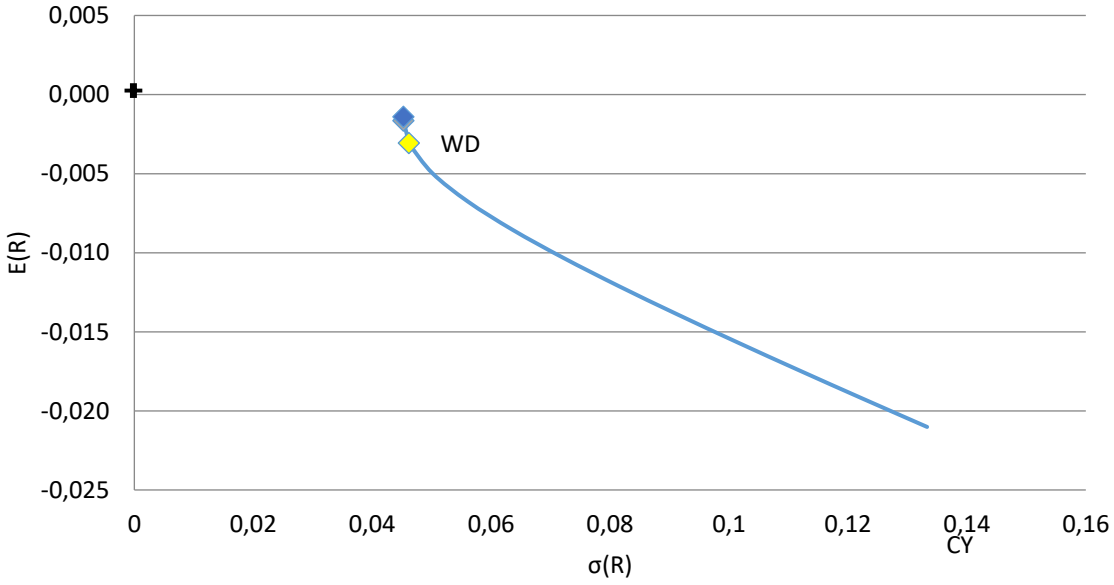
Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z terminálu Bloomberg.
Poznámka: Žlutý bod označuje skutečné rozložení portfolia, zelený bod portfolio s nejnižší směrodatnou odchylkou, modrý bod optimální rozložení portfolia při existenci bezrizikového výnosu a v tomto případě i optimální rozložení portfolia při neexistenci bezrizikového výnosu (koeficient rizikové averse je roven 10).

Graf č. 50 – Efektivní hranice pro Kypr v roce 2012 při převedení domácího akciového výnosu na USD



Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z terminálu Bloomberg.
Poznámka: Žlutý bod označuje skutečné rozložení portfolia, zelený bod portfolio s nejnižší směrodatnou odchylkou a v tomto případě i optimální rozložení portfolio, jak při existenci bezrizikového výnosu, tak při neexistenci bezrizikového výnosu (koeficient rizikové averse je roven 10).

Graf č. 51 – Efektivní hranice pro Kypr v roce 2012 při převedení globálního akciového výnosu na domácí měnu a při ponechání bezrizikového výnosu v USD



Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z terminálu Bloomberg.
Poznámka: Žlutý bod označuje skutečné rozložení portfolia, zelený bod portfolio s nejnižší směrodatnou odchylkou, modrý bod optimální rozložení portfolia při existenci bezrizikového výnosu a v tomto případě i optimální rozložení portfolia při neexistenci bezrizikového výnosu (koeficient rizikové averse je roven 10). Černý křížek označuje bezrizikovou výnosovou míru, tedy efektivní hranici pro případ existence bezrizikové výnosové míry, jelikož žádná kombinace bezrizikového aktiva a akcií domácího trhu nenabízí kladný výnos. Pro případ neexistence bezrizikové výnosové míry je efektivní hranicí modrý bod, neboť v daném bodě je ztráta z investice nejnižší.

4.3.2.2 Optimální váhy domácích aktiv v portfoliu při neexistenci bezrizikového aktiva

Jedním z vysvětlení, proč podmínka úrokové parity neplatí, je existence kreditního rizika vládních dluhopisů, které je pro každou zemi jiné. Z teoretického hlediska tedy není vhodné považovat dluhopisy NMS za bezrizikové, neboť tyto dluhopisy mají vyšší kreditní riziko než americké pokladniční poukázky. Zároveň není možné považovat za bezrizikové ani americké pokladniční poukázky, přestože mají nejnižší kreditní riziko, a to právě kvůli neplatnosti podmínky úrokové parity. Kvůli této neplatnosti jsou totiž investoři vystaveni kurzovému riziku, neboť změna kurzu neodpovídá úrokovému diferenciálu. Kurz je navíc výrazně volatilní a jeho změna často výrazně překračuje úrokový spread.

Nabízí se proto alternativní možnost vypočítat optimální složení portfolia za předpokladu neexistence bezrizikového aktiva. Výnosy akcií jsou ovšem také ovlivněny kreditním rizikem, neboť platí, že žádný emitent v dané zemi nemůže mít nižší kreditní riziko než stát. Lze proto předpokládat, že i v tomto případě bude Sharpeho poměr vyšší pro NMS než pro světový trh. Tabulka č. 60 proto uvádí srovnání pro sledované období.

Tabulka č. 60 – Srovnání Sharpeho poměru pro trh světový a NMS za předpokladu neexistence bezrizikového výnosu

	V měně NMS		V USD	
	$E(R^i)/\sigma(R^i)$	$E(R^{WD})/\sigma(R^{WD})$	$E(R^i)/\sigma(R^i)$	$E(R^{WD})/\sigma(R^{WD})$
BG	0,078	-0,083	0,095	-0,017
CZ	0,063	0,049	0,067	0,077
CY	-0,158	-0,069	-0,127	-0,009
EE	0,095	0,062	0,092	0,063
HU	0,131	0,135	0,084	0,077
LT	0,106	-0,086	0,125	-0,024
LV	0,122	-0,042	0,118	-0,024
MT	0,110	0,065	0,104	0,069
PL	0,101	0,122	0,066	0,079
RO	0,084	0,190	0,008	0,030
SI	0,022	0,051	0,038	0,067
SK	0,007	0,059	0,021	0,079

Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z terminálu Bloomberg.

Za předpokladu neexistence bezrizikového aktiva závisí optimální kombinace aktiv na velikosti koeficientu averze k riziku. Tabulka č. 61 proto uvádí optimální váhy vypočítané pro hodnoty tohoto koeficientu od jedné až do extrémní hodnoty 250. Zároveň jsou odhadnuty váhy pro portfolio s minimální volatilitou, tedy za předpokladu nekonečně vysoké averze k riziku. V tabulce č. 61 jsou opět jako alternativa uvedeny hodnoty pro případ, že akciové výnosy jednotlivých NMS jsou převedeny na USD.

Při srovnání s tabulkami č. 59 a 61 vypadají výsledky obdobně, tedy nejvyšší home bias byl zaznamenán u Rumunska, Polska a Bulharska, a naopak nejnižší u Malty, Kypru a pobaltských zemí. Jsou zde ovšem také patrné dva rozdíly – a) při převodu domácího výnosu na USD vzrostl home bias u všech zemí a b) také ve všech případech drželi investoři více domácích aktiv, než by odpovídalo optimu (s výjimkou Malty), protože ve všech případech (s výjimkou Malty) byly vypočtené optimální váhy domácích aktiv nižší než 50 %.

Protože skutečný poměr domácích aktiv byl v roce 2012 v osmi případech z dvanácti NMS naopak vyšší než 50 %, velikost ukazatele home bias za předpokladu neexistence bezrizikového aktiva musí být vyšší pro země s vyšším podílem domácích aktiv v portfoliu.

V průměru nejnižšího home bias bylo dosaženo při nejnižší hodnotě koeficientu averze k riziku. Při růstu koeficientu rizikové averze pak optimální podíl domácích aktiv v portfoliu rostl u většiny NMS (s výjimkou Kypru, Rumunska, Slovenska a Slovinska), tedy přibližoval se ke složení portfolia s minimální volatilitou. Home bias tak byl nejvyšší pro portfolio s nejnižší volatilitou u osmi NMS z dvanácti.

Tento závěr ovšem odporuje předchozím analýzám, neboť ty naopak předpokládaly, že vysoký podíl domácích aktiv v portfoliích by mohl existovat pouze při velmi vysoké averzi k riziku. Tyto analýzy, postavené většinou na datech z USA, vycházely z předpokladu, že výnos domácího trhu je nižší než výnos globálního trhu. Jak je ovšem zřejmé z tabulek č. 56 a 57, u většiny NMS tento předpoklad neplatí.

Jak je patrné na grafech č. 52–57 pro Maltu, u většiny zemí domácí index představuje horní extrém, proto při růstu koeficientu rizikové averze klesá váha domácích aktiv až k poměru, jaký odpovídá portfoliu s minimální volatilitou.

Protože u globálního indexu se dá předpokládat, že výnosy a ztráty jednotlivých aktiv se budou vzájemně kompenzovat a celkový výnos tak bude nižší než u indexů jednotlivých NMS, není tento závěr natolik překvapující. Zároveň by ovšem i v tomto případě mělo platit, že výnos na jednotku rizika by měl být vyšší u světového portfolia, a tedy Sharpeho poměr globálního portfolia by měl být nejvyšší. Jak je ovšem zřetelné z tabulky č. 60, tento předpoklad opět platí jen pro polovinu NMS. I zde je proto zásadní otázkou, proč výnos NMS převyšuje světový o více, než kolik by odpovídalo jeho rizikovosti.

Při celkovém pohledu na výsledky v tabulce č. 60 je zřejmé, že ukazatel home bias je dán zejména skutečným podílem domácích aktiv na celkovém portfoliu. V roce 2012 byl tento podíl nejvyšší u Polska, Rumunska a Bulharska, a naopak nejnižší u Malty a Kypru. Z tohoto srovnání by se zdálo, že u zemí s plovoucím kurzem byl jev home bias skutečně

významnější než u zemí se společnou měnou, nicméně v případě České republiky a Maďarska byl podíl domácích aktiv na celkovém portfoliu srovnatelný s podílem v ostatních NMS, které naopak euro přijaly. Nelze tedy říci, že by odstranění kurzového rizika vedlo k výraznému snížení jevu home bias, respektive k vyššímu podílu zahraničních aktiv v domácích portfoliích NMS.

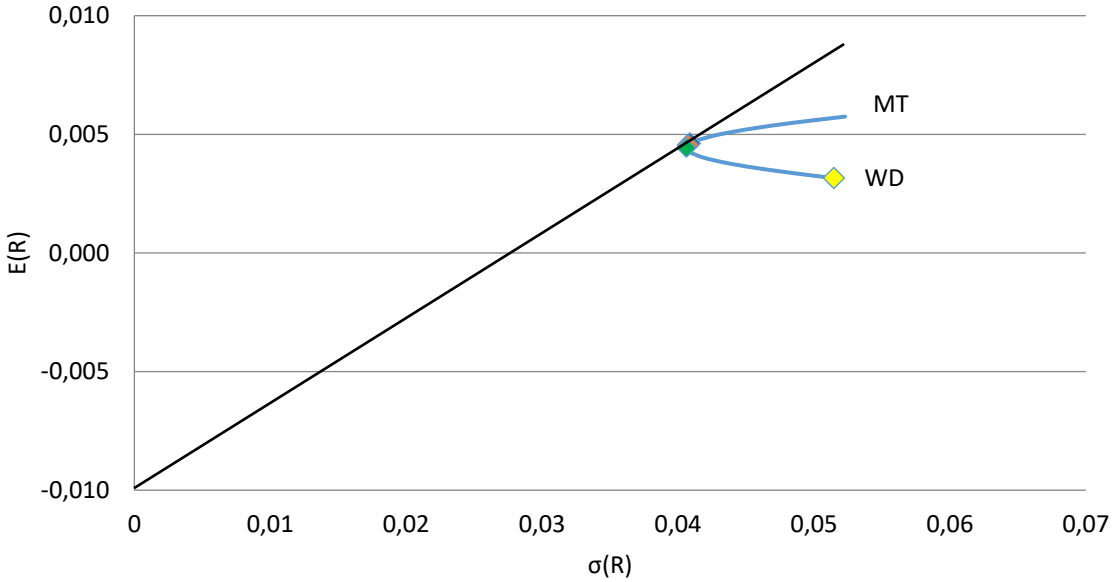
Tabulka č. 61 – Srovnání skutečné a optimální váhy domácích akcií při neexistenci bezrizikového výnosu v portfoliích NMS v roce 2012

	Skut.	V měně NMS													
	2012	MVP (RA=inf)	RA=1		RA=2		RA=3		RA=10		RA=20		RA=30		RA=250	
			Opt.	HB	Opt.	HB	Opt.	HB	Opt.	HB	Opt.	HB	Opt.	HB	Opt.	HB
BG	0,90	0,08	1,00(1)	-0,10	0,57	0,33	0,41	0,49	0,17	0,73	0,13	0,78	0,11	0,79	0,08	0,82
CZ	0,73	0,25	0,51	0,23	0,38	0,35	0,34	0,40	0,28	0,46	0,26	0,47	0,26	0,47	0,25	0,48
CY	-0,07	-0,09	-0,10(1)	0,03	-0,10(1)	0,03	-0,10(1)	0,03	-0,10(1)	0,03	-0,10(1)	0,03	-0,10(1)	0,03	-0,09	0,02
EE	0,34	0,10	0,59	-0,25	0,34	0,00	0,26	0,08	0,15	0,20	0,12	0,22	0,11	0,23	0,10	0,24
HU	0,59	0,07	0,56	0,03	0,31	0,28	0,23	0,36	0,12	0,48	0,09	0,50	0,08	0,51	0,07	0,53
LT	0,66	0,17	1,00(1)	-0,34	0,92	-0,26	0,67	-0,02	0,32	0,33	0,25	0,41	0,22	0,43	0,18	0,48
LV	0,37	0,20	1,00(1)	-0,63	0,96	-0,60	0,71	-0,34	0,36	0,01	0,28	0,09	0,26	0,11	0,21	0,16
MT	-0,04	0,47	0,95	-0,99	0,71	-0,75	0,63	-0,67	0,52	-0,56	0,49	-0,54	0,49	-0,53	0,47	-0,51
PL	0,94	0,12	0,44	0,50	0,28	0,66	0,23	0,71	0,15	0,79	0,14	0,80	0,13	0,81	0,12	0,82
RO	0,91	0,13	0,09	0,83	0,11	0,80	0,12	0,80	0,13	0,78	0,13	0,78	0,13	0,78	0,13	0,78
SI	0,62	0,22	0,08	0,54	0,15	0,47	0,17	0,45	0,20	0,42	0,21	0,41	0,21	0,41	0,22	0,41
SK	0,67	0,40	0,00	0,67	0,20	0,47	0,27	0,40	0,36	0,31	0,38	0,29	0,39	0,28	0,40	0,27
	Skut.	**V USD**														
	2012	**MVP (RA=inf)**	**RA=1**		**RA=2**		**RA=3**		**RA=10**		**RA=20**		**RA=30**		**RA=250**	
			Opt.	**HB**	**Opt.**	**HB**	**Opt.**	**HB**	**Opt.**	**HB**	**Opt.**	**HB**	**Opt.**	**HB**	**Opt.**	**HB**
BG	0,90	-0,04	0,71	0,19	0,33	0,57	0,21	0,69	0,03	0,87	-0,01	0,91	-0,02	0,92	-0,04	0,94
CZ	0,73	-0,02	0,17	0,56	0,07	0,66	0,04	0,69	0,00	0,74	-0,01	0,74	-0,02	0,75	-0,02	0,75
CY	-0,07	-0,10(1)	-0,10(1)	0,03	-0,10(1)	0,03	-0,10(1)	0,03	-0,10(1)	0,03	-0,10(1)	0,03	-0,10(1)	0,03	-0,10(1)	0,03
EE	0,34	0,06	0,51	-0,17	0,29	0,06	0,21	0,13	0,10	0,24	0,08	0,26	0,07	0,27	0,06	0,28
HU	0,59	-0,10(1)	0,16	0,44	-0,02	0,62	-0,08	0,68	-0,10(1)	0,69	-0,10(1)	0,69	-0,10(1)	0,69	-0,10(1)	0,69
LT	0,66	0,10	1,00(1)	-0,34	0,68	-0,03	0,49	0,17	0,22	0,44	0,16	0,49	0,14	0,51	0,11	0,55
LV	0,37	0,19	1,00(1)	-0,63	0,78	-0,42	0,59	-0,22	0,31	0,05	0,25	0,11	0,23	0,13	0,20	0,17
MT	-0,04	0,41	0,81	-0,85	0,61	-0,65	0,54	-0,58	0,45	-0,49	0,43	-0,47	0,42	-0,46	0,41	-0,45
PL	0,94	-0,10(1)	0,02	0,92	-0,08	1,02	-0,10(1)	1,04	-0,10(1)	1,04	-0,10(1)	1,04	-0,10(1)	1,04	-0,10(1)	1,04
RO	0,91	-0,02	-0,05	0,97	-0,03	0,95	-0,03	0,94	-0,02	0,93	-0,02	0,93	-0,02	0,93	-0,02	0,93
SI	0,62	0,13	0,05	0,57	0,09	0,53	0,11	0,52	0,13	0,50	0,13	0,49	0,13	0,49	0,13	0,49
SK	0,67	0,27	-0,03	0,70	0,12	0,55	0,17	0,50	0,24	0,43	0,25	0,41	0,26	0,41	0,27	0,40

Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z terminálu Bloomberg.

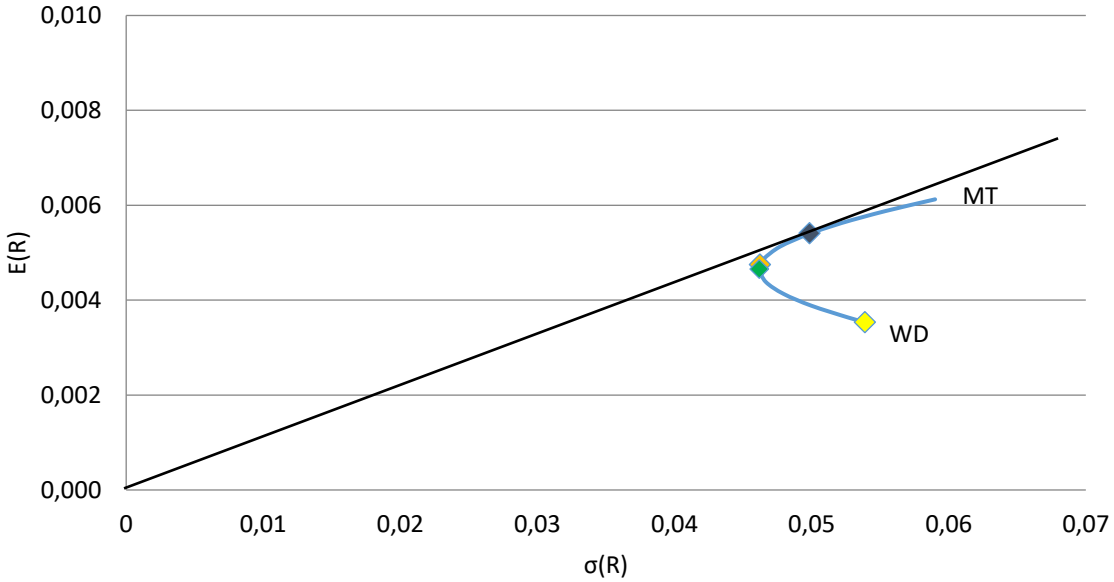
Poznámka: (1) Výpočet předpokládá, že není možný krátký prodej zahraničních aktiv (tedy není možné držet více než 100 % domácích aktiv) a zároveň není možné prodat na krátko více než 10 % domácích aktiv.

Graf č. 52 – Efektivní hranice pro Maltu v roce 2012 při převedení globálního akciového a bezrizikového výnosu na domácí měnu



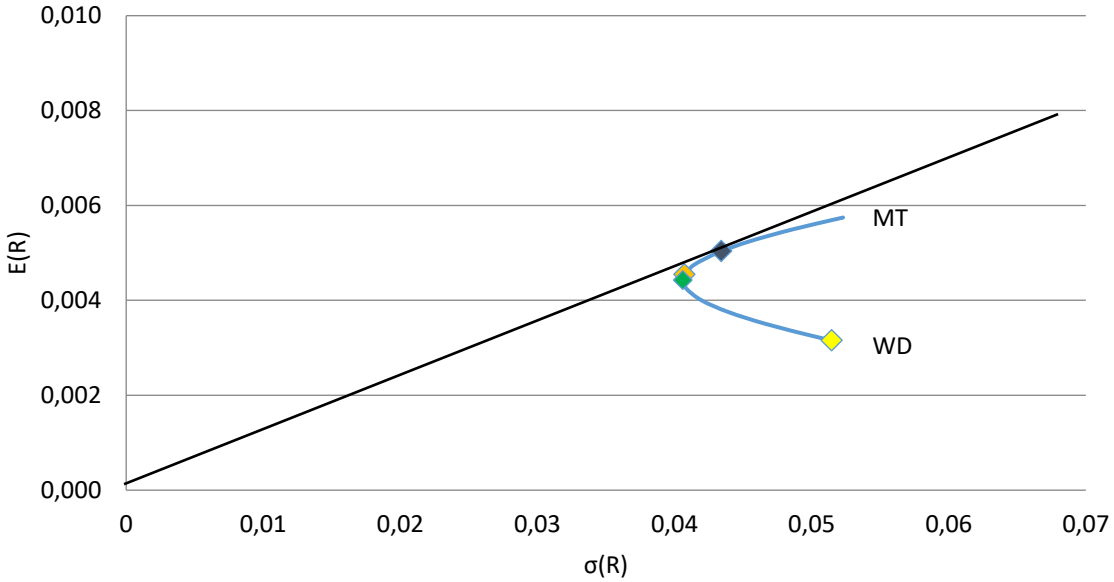
Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z terminálu Bloomberg.
Poznámka: Žlutý bod označuje skutečné rozložení portfolia, zelený bod portfolio s nejnižší směrodatnou odchylkou, modrý bod optimální rozložení portfolia při existenci bezrizikového výnosu a oranžový bod optimální rozložení portfolia při neexistenci bezrizikového výnosu (koeficient rizikové averse je roven 10).

Graf č. 53 – Efektivní hranice pro Maltu v roce 2012 při převedení domácího akciového výnosu na USD



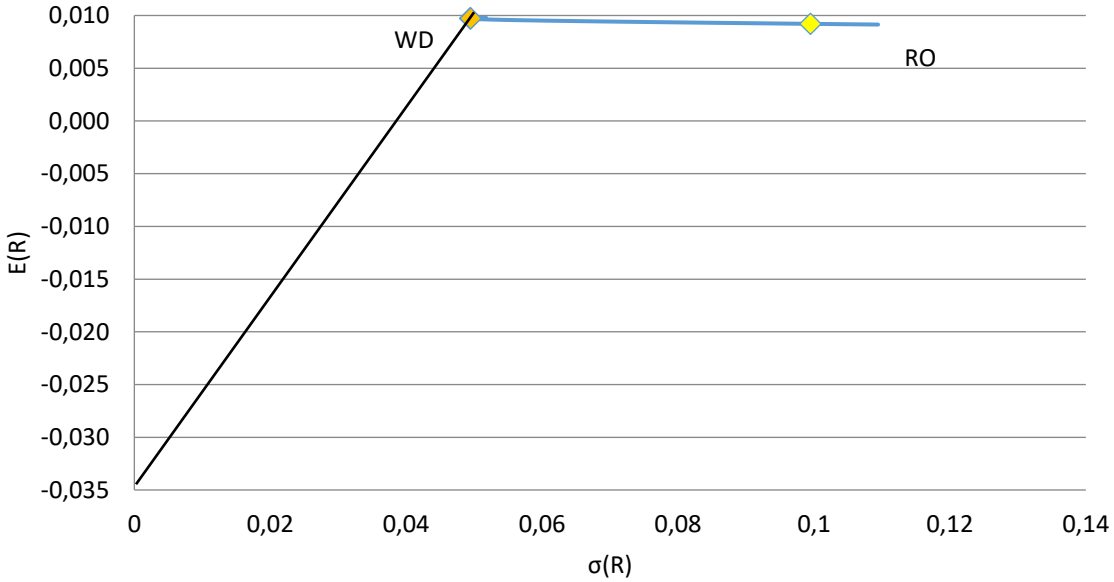
Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z terminálu Bloomberg.
Poznámka: Žlutý bod označuje skutečné rozložení portfolia, zelený bod portfolio s nejnižší směrodatnou odchylkou, modrý bod optimální rozložení portfolia při existenci bezrizikového výnosu a oranžový bod optimální rozložení portfolia při neexistenci bezrizikového výnosu (koeficient rizikové averse je roven 10).

Graf č. 54 – Efektivní hranice pro Maltu v roce 2012 při převedení globálního akciového výnosu na domácí měnu a při ponechání bezrizikového výnosu v USD



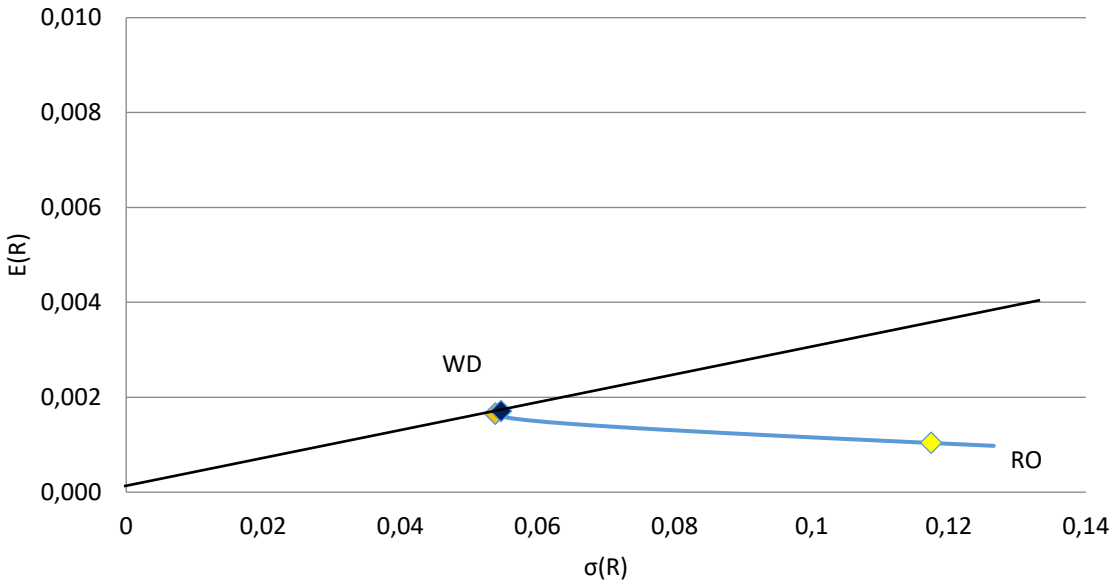
Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z terminálu Bloomberg.
Poznámka: Žlutý bod označuje skutečné rozložení portfolia, zelený bod portfolio s nejnižší směrodatnou odchylkou, modrý bod optimální rozložení portfolia při existenci bezrizikového výnosu a oranžový bod optimální rozložení portfolia při neexistenci bezrizikového výnosu (koeficient rizikové averse je roven 10).

Graf č. 55 – Efektivní hranice pro Rumunsko v roce 2012 při převedení globálního akciového a bezrizikového výnosu na domácí měnu



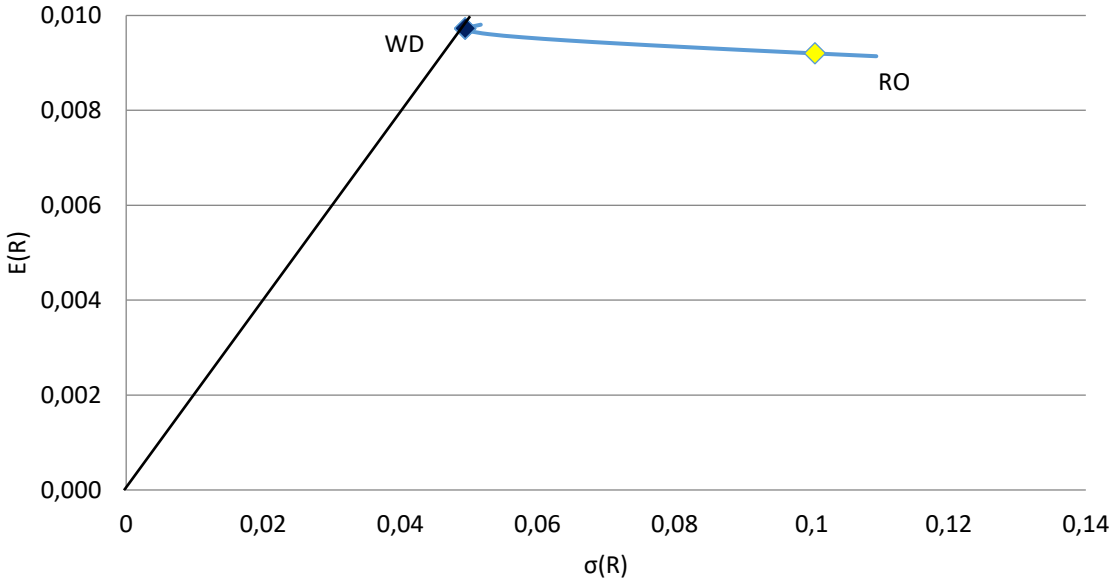
Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z terminálu Bloomberg.
Poznámka: Žlutý bod označuje skutečné rozložení portfolia, oranžový bod portfolio s nejnižší směrodatnou odchylkou a v tomto případě i optimální rozložení portfolio, jak při existenci bezrizikového výnosu, tak při neexistenci bezrizikového výnosu (koeficient rizikové averse je roven 10).

Graf č. 56 – Efektivní hranice pro Rumunsko v roce 2012 při převedení domácího akciového výnosu na USD



Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z terminálu Bloomberg.
Poznámka: Žlutý bod označuje skutečné rozložení portfolia, modrý bod optimální rozložení portfolia při existenci bezrizikového výnosu a oranžový bod optimální rozložení portfolia při neexistenci bezrizikového výnosu (koeficient rizikové averse je roven 10) a v tomto případě i portfolio s nejnižší směrodatnou odchylkou.

Graf č. 57 – Efektivní hranice pro Rumunsko v roce 2012 při převedení globálního akciového výnosu na domácí měnu a při ponechání bezrizikového výnosu v USD



Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z terminálu Bloomberg.
Poznámka: Žlutý bod označuje skutečné rozložení portfolia, modrý bod optimální rozložení portfolia při existenci bezrizikového výnosu a v tomto případě i optimální rozložení portfolia při neexistenci bezrizikového výnosu (koeficient rizikové averse je roven 10) a také portfolio s nejnižší směrodatnou odchylkou.

4.3.3 Zhodnocení výsledků

Z výsledků této podkapitoly je zřejmé, že jev home bias se u NMS projevoval velmi silně. Podíl domácích aktiv v portfoliu domácích investorů výrazně převyšoval podíl domácího trhu na celkové globální kapitalizaci, aktiva NMS byla systematicky podhodnocena a skutečný podíl domácích akcií v portfoliu byl v případě NMS vyšší než optimální.

Na základě rozdílu mezi podílem domácího trhu na celkové globální kapitalizaci a podílem domácích aktiv v portfoliu dosahoval home bias nejvyšších hodnot v průměru za sledované období u Rumunska, Bulharska a Polska a nejnižších (z NMS) u Kypru, Malty a Estonska. Také při výpočtu optimálních vah z tržních dat byl největší home bias zaznamenán u Rumunska, Polska a Bulharska, a naopak nejnižší u Malty, Kypru a pobaltských zemí. Opačné výsledky ovšem udává testování platnosti modelu CAPM, jelikož velikost interceptu byla nejvyšší u Kypru, Bulharska a Litvy, a naopak nejnižší u Slovinska a Rumunska.

V průběhu celého sledovaného období se podíl domácích aktiv v portfoliích NMS snižoval, přičemž po roce 2007 poklesl významně u většiny NMS. Tento vývoj byl dán růstem objemu zahraničních aktiv a závazků, jehož počátek lze sledovat v období po vstupu do EU v roce 2004. Tento výsledek tedy naznačuje, že home bias u NMS postupem času klesal a finanční trhy NMS se postupně integrovaly s globálním finančním trhem.

Při srovnání podílu domácích aktiv na celkovém domácím portfoliu u NMS a u velkých vyspělých trhů USA a Německa je zřejmé, že home bias se u většiny NMS projevuje výrazněji více než u vyspělých zemí. S výjimkou Estonska, Kypru a Malty přesahoval home bias 75 p.b. u všech NMS, zatímco v případě USA a Německa nepřesáhl 50 p.b. v průměru za sledované období. Finanční trhy velkých vyspělých ekonomik tak byly více integrovány s globálním trhem než trhy malých post-transformačních ekonomik.

Při celkovém pohledu na výsledky předchozích měření, která jsou souhrnně uvedena v tabulce č. 63, lze pozorovat tři jevy – a) ve většině případů byl skutečný podíl domácích aktiv na celkovém portfoliu větší, než kolik by odpovídalo optimu, b) v případě neexistence zajištění měnového kurzu se optimální váhy liší z pohledu domácího investora a z pohledu zahraničního investora a c) výsledky měření založených na datech jsou opačné než výsledky testování mezinárodní verze CAPM (s výjimkou Malty a Bulharska).

Výsledky měření založených na datech ukázaly, že pro většinu NMS Sharpeho poměr pro domácí aktiva převyšuje tento poměr pro světové portfolio. Výnosy domácích aktiv jsou tak vyšší, než by odpovídalo jejich volatilitě, tedy tržnímu riziku. Domácí aktiva

by proto měla tvořit relativně významnou část portfolia investorů. Jejich optimální váha v celkovém portfoliu by měla být tím vyšší, čím vyšší je rozdíl mezi Sharpeho poměrem domácího a světového trhu.

Z výsledků testování modelu CAPM také vyplývá, že aktiva většiny NMS nejsou oceněna v souladu s teorií, resp. jejich cena neodráží pouze tržní riziko, neboť intercept α není nulový. Tato aktiva jsou ve většině případů podhodnocena (resp. u několika zemí nadhodnocena) a investice do indexů NMS tak nabízí vyšší (resp. nižší) výnos, než by odpovídalo jejich tržnímu riziku.

Při výpočtu optimálních vah z tržních dat tak musí být aktiva NMS zastoupena více, než kdyby byla oceněna v souladu s teorií, resp. kdyby jejich výnos odrážel pouze tržní riziko. Při porovnání výsledků testu CAPM a odhadu optimálních vah z tržních dat je skutečně patrné, že vyšší optimální váhy byly vypočítány pro země s vyšší hodnotou interceptu (viz tabulka č. 63).

Oba výše uvedené testy předpokládají platnost podmínky UIP. Investor se tedy nezajišťuje proti kurzovému riziku, ale spoléhá se na to, že změna kurzu bude odpovídat rozdílu ve výnosech mezi domácími a zahraničními bezrizikovými aktivy. Z kapitoly 4.1 ovšem vyplývá, že podmínka UIP neplatí, protože změna kurzu převyšuje úrokový spread. Úprava bezrizikové výnosové míry o změnu kurzu tak vede k nereálným (záporným) výnosovým mírám, které by měly při platnosti UIP odpovídat domácímu bezrizikovému výnosu. To má za následek rozdílné výsledky z pohledu domácího a zahraničního investora. Jejich možným vysvětlením může být existence kurzového rizika.

Jelikož intercept z odhadu mezinárodní verze CAPM zachycuje všechny faktory, které nejsou způsobeny změnou vysvětlující proměnné, tedy změnou tržního rizika, odráží koeficient α také kurzové a jiná rizika (kreditní, politická atd.), která mohou být příčinou neplatnosti podmínky úrokové parity. Volatilita kurzu je ovšem zachycena v regresním koeficientu β, intercept je proto možné využít k aproximaci systematické části kurzového rizika a ostatních rizik.

Intercept vyjadřuje průměrný nadměrný výnos domácích aktiv, pokud by nadměrný výnos světového portfolia byl nulový. Při odečtení interceptu přímo od nadměrného výnosu indexu daného NMS proto bude model CAPM platit pro všechny země a nadměrný výnos bude odrážet pouze množství tržního rizika (tedy volatilitu výnosů světového akciového portfolia a volatilitu kurzu). Optimální váhy vypočtené z tržních dat, která byla upravena

o hodnotu interceptu, proto budou odpovídat situaci, kdy by finanční aktiva byla oceněna v souladu s teorií.

V tabulce č. 62 jsou proto uvedeny výsledky výpočtu optimálních vah domácích aktiv pro případ, kdy by finanční aktiva byla správně oceněna (tedy po úpravě nadměrného výnosu NMS o intercept z odhadu CAPM), a pro případ, kdy finanční aktiva správně oceněna nejsou (tedy pro případ bez této úpravy). Pro srovnání jsou také uvedeny skutečné váhy domácích aktiv v portfoliích.

Tabulka č. 62 – Srovnání optimální váhy domácích akcií v portfoliích NMS při existenci bezrizikového výnosu před a po úpravě o intercept modelu CAPM v roce 2012

	Skutečnost	Před úpravou o α		Po úpravě o α	
		Opt.	HB	Opt.	HB
BG	0,900	1,000(1)	-0,100	-0,050	0,950
CZ	0,732	0,260	0,472	-0,023	0,755
CY	-0,066	-0,100(1)	0,034	-0,100(1)	0,034
EE	0,343	0,544	-0,201	0,054	0,289
HU	0,594	0,480	0,114	-0,100(1)	0,694
LT	0,657	1,000(1)	-0,343	0,059	0,597
LV	0,366	1,000(1)	-0,634	0,063	0,303
MT	-0,042	0,711	-0,753	0,351	-0,394
PL	0,939	0,148	0,790	-0,100(1)	1,039
RO	0,914	-0,100(1)	1,014	-0,016	0,930
SI	0,622	-0,030	0,653	0,121	0,501
SK	0,669	-0,003	0,671	0,213	0,456

Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z terminálu Bloomberg.
Poznámka: (1) Výpočet předpokládá, že není možný krátký prodej zahraničních aktiv (tedy není možné držet více než 100 % domácích aktiv) a zároveň není možné prodat na krátko více než 10 % domácích aktiv.

Ze srovnání výsledků je zřejmé, že kdyby domácí aktiva byla správně oceněna, byl by jejich optimální podíl v portfoliu nižší pro většinu NMS. Po úpravě výnosů o intercept nedosahuje optimální podíl více než 10 % u většiny NMS, zatímco skutečný podíl přesahuje 50 % u většiny NMS. Ukazatel home bias by tak byl pro většinu zemí mnohem vyšší než pro situaci, kdy finanční aktiva správně oceněna nejsou a vykazují systematické podhodnocení.

Výsledky tak naznačují, že část jevu home bias je možné vysvětlit systematickým podhodnocením domácích finančních aktiv, které může být způsobeno existencí kurzového rizika nebo jiných rizik, které mají za následek mimo jiné neplatnost podmínky UIP.

Odhady optimálních vah v portfoliu před úpravou o intercept tak zohledňují tuto systematickou odchylku. Nízkou hodnotu ukazatele home bias tak budou vykazovat země, u kterých je možné vysvětlit vysoký podíl domácích aktiv v portfoliu existencí výše uvedených rizik.

Při úpravě výnosů o systematické podhodnocení jsou výsledky srovnatelné s předchozími zjištěními, tedy nejvyšší stupeň integrace byl zaznamenán u Malty, Kypru a pobaltských zemí, a naopak nejvyšší jev home bias, a tedy nejnižší stupeň integrace, byl naměřen u Polska, Rumunska, Slovenska a Slovinska. U těchto zemí není možné vysvětlit vysoký podíl domácích aktiv v domácím portfoliu existencí systematického podhodnocení finančních aktiv.

Protože část systematického podhodnocení domácích finančních aktiv může být způsobeno existencí kurzového rizika, bylo by možné v souladu s McKinnon (2004) předpokládat, že u zemí, které přijaly společnou měnu, resp. omezily kurzové riziko, bude jev home bias slabší. Z výše uvedeného srovnání je však zřejmé, že mezi zeměmi s plovoucím kurzem a zeměmi s eurem, resp. pevným kurzem, neexistoval žádný zřejmý rozdíl. Také z výsledků testu modelu CAPM není zřejmé, že by intercept byl nižší u zemí se společnou měnou. Z vývoje podílu domácích aktiv na celkovém portfoliu také není patrné, že by se v období kolem přijetí eura objevil ve vývoji ukazatele home bias nějaký zásadní zlom. Z těchto výsledků tedy nevyplývá, že by odstranění kurzového rizika vedlo k výraznému poklesu jevu home bias a k větší diversifikaci portfolií investorů. Za systematickým podhodnocením aktiv NMS tedy musí stát jiný faktor než kurzové riziko.

Z tohoto pohledu je zajímavý výsledek pro Polsko, u kterého dosahoval home bias nejvyšších hodnot i po odfiltrování systematického podhodnocení domácích výnosů, a to i přesto že má tato země nejvyspělejší akciový trh ze všech NMS. Vysvětlením mohou být legislativní překážky pro nabývání zahraničních aktiv institucionálními investory. V roce 1997 přijalo Polsko zákon, podle kterého nemohou polské otevřené penzijní fondy investovat více než 5 % svých aktiv do zahraničních aktiv. Toto opatření se stalo předmětem sporu mezi Polskem a Evropskou komisí, které vyvrcholilo rozhodnutím Evropského soudního dvora o neslučitelnosti tohoto požadavku s komunitárním právem.[53] Je tedy možné, že jev home bias může být způsoben institucionálními překážkami pro nabývání zahraničních aktiv, jak to předpokládají některé teorie.

[53] Evropská komise (2008).

Tabulka č. 63 – Srovnání výsledků měření home bias v portfoliích NMS v roce 2012

	Skutečnost		Model-based						Data-based							
			Na základě tržní kapitalizace				Test CAPM		V měně NMS				V USD			
			2012		Průměr				Při existenci bezrizikového aktiva		Při neexistenci bezrizikového aktiva a při RA=10		Při existenci bezrizikového aktiva		Při neexistenci bezrizikového aktiva a při RA=10	
	2012	Průměr	Opt.	HB	Opt.	HB	α	|α|	Opt.	HB	Opt.	HB	Opt.	HB	Opt.	HB
BG	0,900	0,964	0,000	0,900	0,000	0,964	0,012	0,012	0,477	0,423	0,175	0,726	1,000(1)	-0,100	0,031	0,869
CZ	0,732	0,831	0,001	0,731	0,001	0,830	0,002	0,002	0,313	0,418	0,275	0,456	0,260	0,472	-0,004	0,735
CY	-0,066	0,508	0,000	-0,066	0,000	0,508	-0,016	0,016	-0,100(1)	0,034	-0,100(1)	0,034	-0,100(1)	0,034	-0,100(1)	0,034
EE	0,343	0,713	0,000	0,343	0,000	0,713	0,007	0,007	0,213	0,130	0,145	0,198	0,544	-0,201	0,104	0,239
HU	0,594	0,851	0,000	0,593	0,001	0,851	0,005	0,005	-0,100(1)	0,694	0,115	0,479	0,480	0,114	-0,100(1)	0,694
LT	0,657	0,912	0,000	0,656	0,000	0,912	0,012	0,012	0,668	-0,011	0,324	0,332	1,000(1)	-0,343	0,220	0,437
LV	0,366	0,751	0,000	0,366	0,000	0,751	0,009	0,009	0,680	-0,313	0,356	0,010	1,000(1)	-0,634	0,312	0,055
MT	-0,042	0,554	0,000	-0,042	0,000	0,554	0,003	0,003	0,543	-0,586	0,517	-0,559	0,711	-0,753	0,448	-0,490
PL	0,939	0,950	0,003	0,935	0,003	0,947	0,002	0,002	0,147	0,791	0,153	0,786	0,148	0,790	-0,100(1)	1,039
RO	0,914	0,975	0,000	0,914	0,000	0,974	-0,001	0,001	0,131	0,783	0,129	0,785	-0,100(1)	1,014	-0,020	0,934
SI	0,622	0,878	0,000	0,622	0,000	0,878	0,000	0,000	0,191	0,431	0,202	0,420	-0,030	0,653	0,126	0,496
SK	0,669	0,870	0,000	0,668	0,000	0,870	-0,001	0,001	0,349	0,320	0,359	0,309	-0,003	0,671	0,239	0,429

Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z terminálu Bloomberg.

Poznámka: (1) Výpočet předpokládá, že není možný krátký prodej zahraničních aktiv (tedy není možné držet více než 100 % domácích aktiv) a zároveň není možné prodat na krátko více než 10 % domácích aktiv.

4.4 Korelace národních úspor a domácích investic NMS

Při dokonalé integraci finančních trhů by investoři neměli investovat své volné zdroje pouze v domácí ekonomice, ale měli by je přesouvat do zemí s nejvyšší výnosovou mírou, tedy do zemí s nejvyšším mezním produktem kapitálu. Národní úspory jednotlivých zemí by tedy neměly být použity pouze k financování nákupu reálných kapitálových aktiv v domácí ekonomice, ale také kapitálových aktiv v zahraniční. Země procházející konjunkturou by tedy neměly být ve svých investicích omezeny výší národních úspor, ale měly by mít možnost čerpat zdroje ze zahraničí. Naopak v zemích zasažených krizí nemusí být národní úspory omezeny pouze domácími investičními příležitostmi, ale mohou být zhodnoceny v zahraničí. Mezi národními úsporami a domácími investicemi jednotlivých zemí by tedy neměl existovat silný vztah.

V této kapitole je tedy nejprve testována existence lineárního vztahu mezi národními úsporami a domácími investicemi pomocí průřezové analýzy, tedy pro skupinu NMS jako celek, a poté je analyzován vztah mezi těmito dvěma proměnnými pomocí analýzy časových řad, tedy pro každou NMS zvlášť.

4.4.1 Průřezová analýza

Pro zkoumaná data jako celek dosahoval průměrný podíl hrubých národních úspor na HDP 19 % a průměrný podíl hrubých domácích investic na HDP 25 %. V období let 1995–2012 tedy vykazovala většina NMS schodek běžného účtu platební bilance, který v průměru dosahoval 6 % HDP, neboť ve všech případech míra investic přesahovala míru úspor, jak je zřejmé z tabulky č. 64. NMS tak ve sledovaném období čerpaly zdroje ze zahraničí a zahraniční investoři naopak investovali do aktiv NMS. Tato skutečnost naznačuje, že dochází k přesunu kapitálu mezi zeměmi. V porovnání s velikostí míry úspor a míry investic je však deficit běžného účtu nízký, což by naopak svědčilo o významném vztahu mezi úsporami a investicemi.

Tabulka č. 64 – Průměrná míra úspor a investic NMS v období let 1995–2012

	BG	CZ	EE	CY	LV	LT	HU	PL	RO	SI	SK
NS/Y	0,1555	0,2436	0,2224	0,1423	0,1901	0,1443	0,1834	0,1854	0,1864	0,2410	0,2186
I/Y	0,2222	0,2827	0,2959	0,1931	0,2669	0,2192	0,2362	0,2166	0,2353	0,2573	0,2754

Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z databáze Eurostatu.

V této části proto bude zkoumán lineární vztah mezi národními úsporami a domácími investicemi, a to za pomoci odhadu původní regresní rovnice podle FH. Nejprve je pomocí metody OLS proveden odhad rovnice (225) pro celé období let 1995–2012 a ve druhém kroku bude odhad proveden pro tři různé časové úseky – období transformace 1995–2001, období hospodářského růstu 2002–2006 a období světové finanční a hospodářské krize 2007–2012. Výsledky těchto odhadů jsou uvedeny v tabulce č. 65 a diagnostické testy těchto odhadů v tabulce č. 66.

Tabulka č. 65 – Odhad parametrů regresní rovnice pro vztah mezi mírou spotřeby a mírou investic v NMS v období let 1995–2012

	const.	p-value	NS/Y	p-value
1995–2012	0,099	0,011 **	0,760	0,001 ***
1995–2001	0,060	0,099 *	0,918	0,000 ***
2002–2006	0,103	0,147	0,801	0,041 **
2007–2012	0,136	0,008 ***	0,574	0,020 **

Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z databáze Eurostatu.

Tabulka č. 66 – Diagnostické testy odhad parametrů regresní rovnice pro vztah mezi mírou spotřeby a mírou investic v NMS v období let 1995–2012

	R^2	F-statistic	p-value	LM-statistic	p-value	Chi-square	p-value
1995–2012	0,717	22,741	0,001 ***	0,680	0,410	0,003	0,999
1995–2001	0,771	30,232	0,000 ***	0,811	0,368	0,462	0,794
2002–2006	0,387	5,674	0,041 **	0,786	0,375	1,213	0,545
2007–2012	0,469	7,956	0,020 **	0,159	0,690	3,674	0,159

Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z databáze Eurostatu.

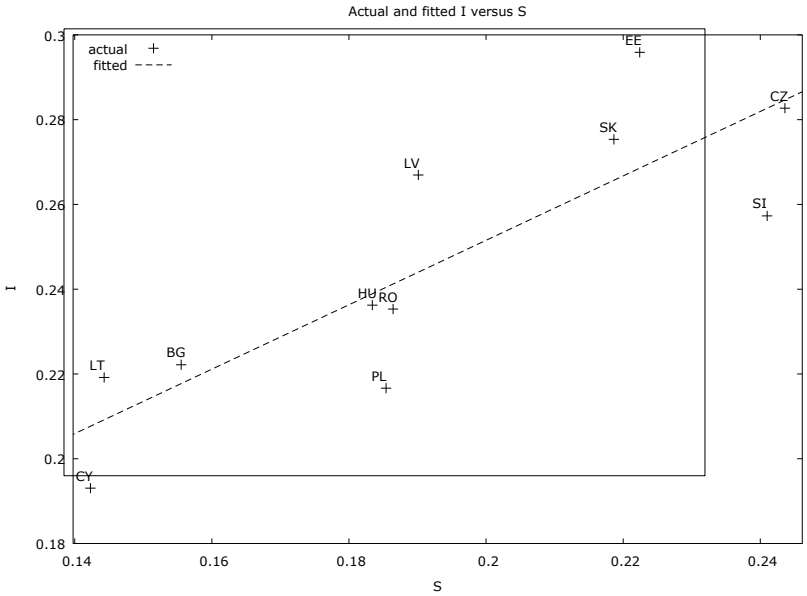
Hodnota regresního koeficientu pro celé sledované období let 1995–2012 je velmi blízká hodnotě naměřené FH. Podle FH je tento výsledek známkou nízké kapitálové mobility mezi zeměmi. Při srovnání s předchozími měřeními pro stejný vzorek zemí je tento výsledek podstatně vyšší.

Jak je ovšem zřejmé ze srovnání výsledků pro tři různá období, tento koeficient v čase klesá, neboť nejvyšší hodnoty nabyl pro období transformace, a naopak nejnižší pro období finanční krize. Tento výsledek je poněkud neintuitivní, neboť v období ekonomické transformace spojené s privatizací proudil do NMS zahraniční kapitál, a naopak v době hospodářské krize se proud kapitálu zastavil.

Jak je také patrné z výsledků diagnostických testů a jak je zřejmé z grafů č. 58–61, zároveň s poklesem regresního koeficientu klesala vypovídací schopnost regresního modelu, protože skutečné hodnoty byly více vzdáleny od regresní přímky.

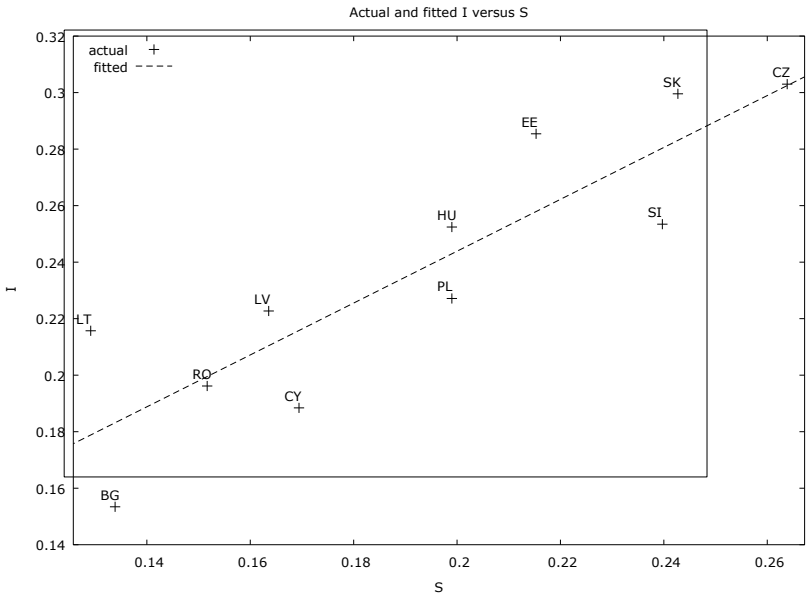
Možným vysvětlením je, že s postupnou liberalizací trhů a harmonizací pravidel v rámci EU došlo k většímu propojení trhů NMS s trhy ostatních zemí EU. Integrace finančních trhů tak pokračuje a nezastavila se ani v období finanční krize.

Graf č. 58 – Skutečné a ideální hodnoty domácích investic ve vztahu k národním úsporám NMS v období 1995–2012



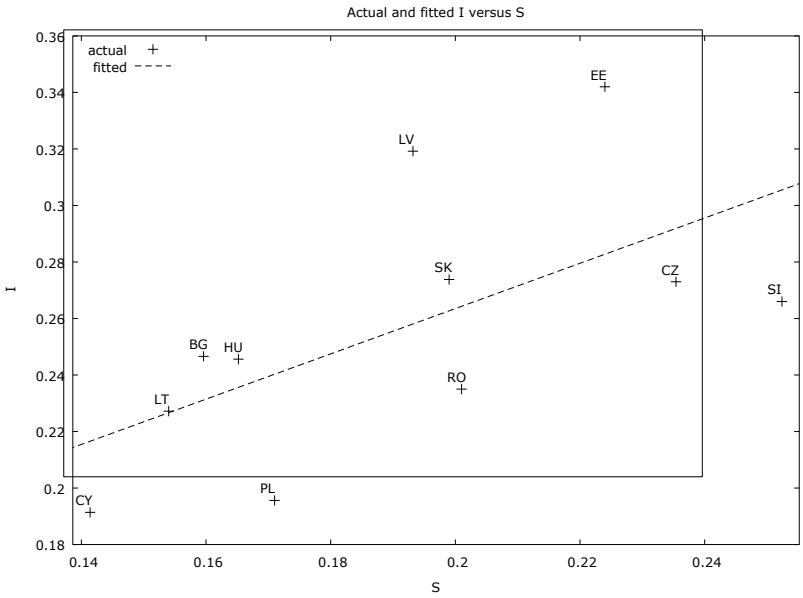
Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z databáze Eurostatu.

Graf č. 59 – Skutečné a ideální hodnoty domácích investic ve vztahu k národním úsporám NMS v období 1995–2001



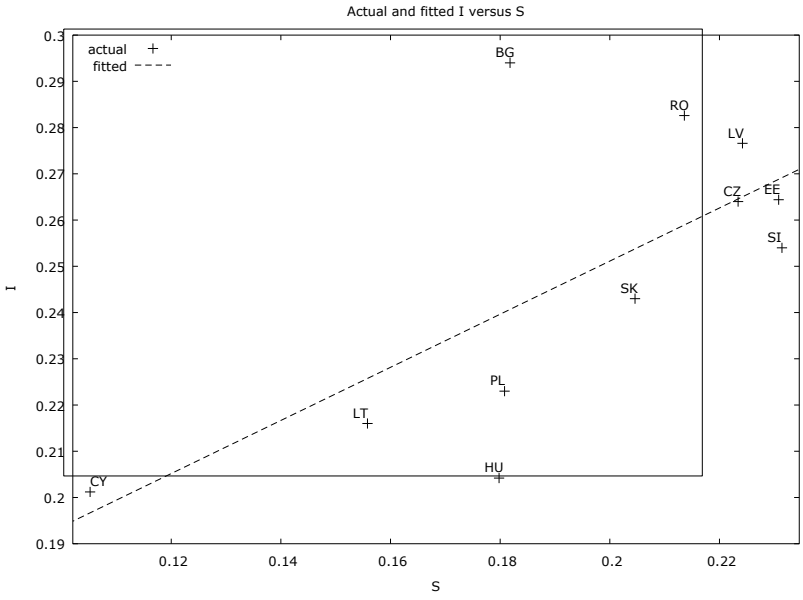
Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z databáze Eurostatu.

Graf č. 60 – Skutečné a ideální hodnoty domácích investic ve vztahu k národním úsporám NMS v období 2002–2007



Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z databáze Eurostatu.

Graf č. 61 – Skutečné a ideální hodnoty domácích investic ve vztahu k národním úsporám NMS v období 2008–2012



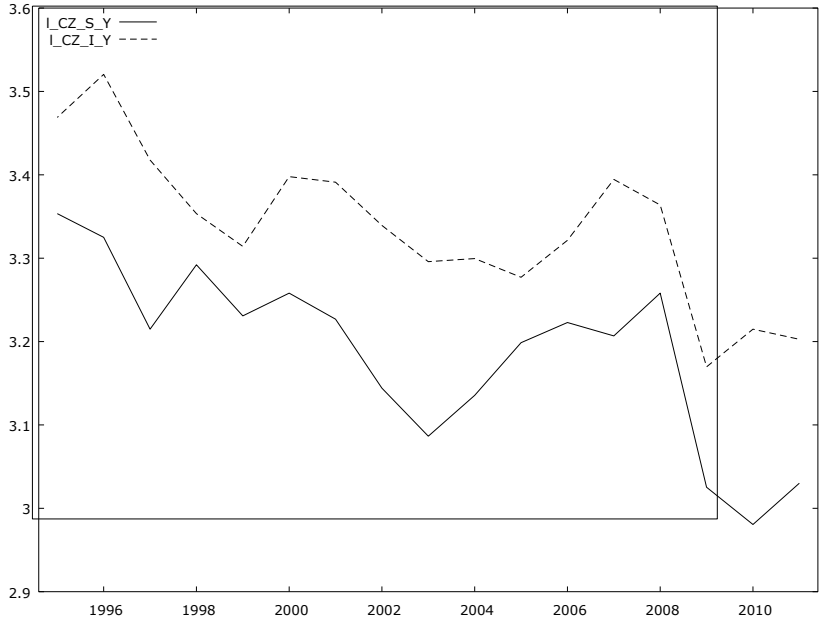
Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z databáze Eurostatu.

4.4.2 Analýza časových řad

Použití průřezové analýzy je problematické, neboť zkoumá země jako jeden celek bez zohlednění jejich rozdílů. Úroveň integrace se však může mezi jednotlivými zeměmi značně lišit. Navíc tato analýza používá průměrů za dlouhé období, takže může odhalit pouze dlouhodobý vztah mezi veličinami. Krátkodobý vztah však může být odlišný. Zatímco portfoliové investice reagují rychle na změnu výnosu kapitálu, chování dlouhodobých investic se naopak mění jen pomalu. Z tohoto důvodu je vhodnější zkoumat vztah mezi investicemi a úsporami pro každý NMS zvlášť.

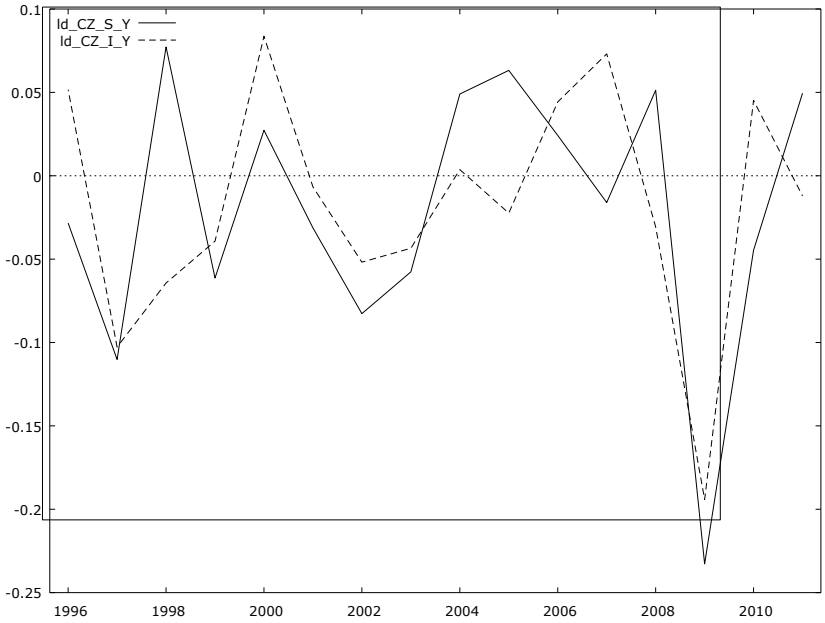
Z vývoje logaritmů míry národních úspor a míry domácích investic České republiky zobrazených na grafu č. 62 a z vývoje logaritmických diferencí znázorněných na grafu č. 63 by bylo možné usuzovat, že tyto dvě veličiny jsou dlouhodobě v rovnovážném vztahu. Tento předpoklad je ovšem nutné ověřit pomocí analýzy časových řad pro všechny NMS.

Graf č. 62 – Vývoj logaritmů míry národních úspor a míry domácích investic České republiky v období 1995–2012



Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z databáze Eurostatu.

Graf č. 63 – Vývoj logaritmických diferencí míry národních úspor a míry domácích investic České republiky v období 1995–2012



Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z databáze Eurostatu.

Nejprve je ovšem nutné otestovat použitá data na stacionaritu. K tomuto testu byla pro logaritmy domácích investic a národních úspor použita čtyři zpoždění, konstanta a trend a pro logaritmické diference pak dvě zpoždění bez trendu a bez konstanty.

Tabulka č. 67 – Výsledky ADF a KPSS testů pro logaritmy míry národních úspor a míry domácích investic NMS v období 1995–2012

	I/Y				NS/Y			
	ADF-statistic	**p-value**	**KPSS-statistic**	**p-value**	**ADF-statistic**	**p-value**	**KPSS-statistic**	**p-value**
BG	-1,0364	0,9375	0,1368	0,077 *	-1,9829	0,6101	0,1114	>0,1
CZ	-2,3739	0,3933	0,1284	0,094 *	-2,2217	0,4768	0,1032	>0,1
EE	-1,1425	0,9205	0,1243	>0,1	-2,3496	0,4064	0,1487	0,053 *
CY	-2,5691	0,2947	0,1013	>0,1	-2,3709	0,3949	0,1342	0,082 *
LV	-1,8844	0,6626	0,1371	0,076 *	-2,1594	0,5118	0,1096	>0,1
LT	-2,1229	0,5324	0,1065	>0,1	-1,1088	0,9262	0,1039	>0,1
HU	-1,1805	0,9135	0,1500	0,050 **	-0,1637	0,9938	0,1266	0,097 *
PL	-9,0926	0,0000 ***	0,0901	>0,1	0,0597	0,9969	0,1027	>0,1
RO	-2,0496	0,5734	0,1253	>0,1	-2,4397	0,3588	0,1041	>0,1
SI	-3,8857	0,0126 **	0,1343	0,082 *	-0,7965	0,9647	0,1399	0,070 *
SK	-1,3585	0,8729	0,1397	0,071 *	-0,9522	0,9486	0,1388	0,073 *

Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z databáze Eurostatu.

Tabulka č. 68 – Výsledky ADF a KPSS testů pro logaritmické diference míry národních úspor a míry domácích investic NMS v období 1995–2012

	ΔI/Y				ΔNS/Y			
	ADF-statistic	p-value	KPSS-statistic	p-value	ADF-statistic	p-value	KPSS-statistic	p-value
BG	-1,6602	0,0916 *	0,1320	>0,1	-2,4823	0,0126 **	0,1056	>0,1
CZ	-3,0608	0,0022 ***	0,0716	>0,1	-2,0191	0,0417 **	0,0778	>0,1
EE	-2,9764	0,0058 ***	0,1056	>0,1	-2,4867	0,0125 **	0,1527	>0,1
CY	-1,3332	0,1693	0,2002	>0,1	-3,8412	0,0001 ***	0,0866	>0,1
HU	-2,4605	0,0134 **	0,3095	>0,1	-2,7688	0,0055 ***	0,1920	>0,1
LV	-3,3723	0,0007 ***	0,1457	>0,1	-3,1285	0,0017 ***	0,0805	>0,1
LT	-4,0003	0,0001 ***	0,0501	>0,1	-4,3328	0,0000 ***	0,0635	>0,1
PL	-2,3550	0,0179 **	0,1154	>0,1	-3,1655	0,0015 ***	0,0862	>0,1
RO	-3,9681	0,0001 ***	0,1044	>0,1	-3,5662	0,0004 ***	0,0996	>0,1
SI	-2,6647	0,0075 ***	0,2101	>0,1	-2,8189	0,0047 ***	0,3071	>0,1
SK	-3,9409	0,0001 ***	0,1154	>0,1	-3,9665	0,0001 ***	0,1516	>0,1

Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z databáze Eurostatu.

Výsledky pro logaritmy v tabulce č. 67 jsou nejednoznačné, protože ADF test zamítl nulovou hypotézu o nestacionaritě pro všechny NMS (s výjimkou Polska a Slovinska), ale KPSS test zamítl nulovou hypotézu o stacionaritě pro většinu zemí alespoň u jedné veličiny. Naopak z výsledků testů v tabulce č. 68 jednoznačně vyplývá, že logaritmické diference jsou stacionární. Časové řady jsou tedy integrovány řádu jedna a je možné testovat jejich kointegraci.

Protože z tabulky č. 69 je zřejmé, že pomocí EG testu se nepodařilo prokázat existenci kointegračního vztahu (s výjimkou Kypru), nebude již kointegrace testována pomocí Johansenových testů. Mezi úrovněmi národních úspor a domácích investic se tedy nepodařilo zjistit dlouhodobý rovnovážný vztah. Tento výsledek tak naznačuje, mezi trhy NMS a globálním trhem dochází k pohybu zdrojů. Navíc v rámci sledovaného období nedocházelo k vyrovnání bilance běžného účtu. To by indikovalo, že země nejsou omezeny mezičasovým rozpočtovým omezením anebo že schodek běžného účtu je vyrovnán během období, které je delší než 17 let (tedy během období, které je delší než analyzované období).

Tabulka č. 69 – Výsledky EG testu pro logaritmy míry národních úspor a míry domácích investic NMS v období 1995–2012

Regression equation								EG test of residuals	
		coefficient	std. error	t-ratio	p-value	R^2	DW	EG-stat.	p-value
BG	const	3,6088	0,5941	6,0740	0,0000 ***	0,7222	1,5314	-1,0053	0,9766
	log NS/Y	-0,4628	0,2393	-1,9340	0,0736 *				
	time	0,0756	0,0130	5,8290	0,0000 ***				
CZ	const	1,5803	0,5381	2,9370	0,0108 **	0,7974	1,7339	-2,5778	0,4772
	log NS/Y	0,5663	0,1613	3,5100	0,0035 ***				
	time	-0,0053	0,0034	-1,5530	0,1427				
EE	const	1,9476	3,5023	0,5561	0,5869	0,0612	0,7157	-2,1329	0,7123
	log NS/Y	0,4951	1,1555	0,4285	0,6748				
	time	-0,0125	0,0136	-0,9219	0,3722				
CY	const	3,2511	0,5448	5,9680	0,0000 ***	0,0239	1,0818	-3,9256	0,0338 **
	log NS/Y	-0,1020	0,1819	-0,5607	0,5839				
	time	-0,0031	0,0090	-0,3463	0,7343				
LV	const	5,3119	1,1410	4,6550	0,0004 ***	0,3805	0,898	-1,9235	0,8024
	log NS/Y	-0,8454	0,4246	-1,9910	0,0664 *				
	time	0,0464	0,0159	2,9170	0,0113 **				
LT	const	1,1795	1,3285	0,8879	0,3896	0,1576	1,4783	-2,4118	0,5683
	log NS/Y	0,7770	0,5273	1,4730	0,1600				
	time	-0,0201	0,0138	-1,4570	0,1700				
HU	const	4,2137	0,7042	5,9840	0,0000 ***	0,4641	1,1932	-2,0334	0,7575
	log NS/Y	-0,3081	0,2356	-1,3080	0,2121				
	time	-0,0182	0,0052	-3,4820	0,0037 ***				
RO	const	2,1852	0,5557	3,9320	0,0017 ***	0,6214	1,0715	-1,6359	0,8920
	log NS/Y	0,2545	0,2113	1,2040	0,2499				
	time	0,0228	0,0096	2,3820	0,0332 **				
SI	const	-1,5204	0,5818	-2,6130	0,0204 **	0,8286	1,5005	-2,4652	0,5390
	log NS/Y	1,4870	0,1811	8,2130	0,0000 ***				
	time	0,0036	0,0029	1,2510	0,2314				
SK	const	2,0524	1,2474	1,6450	0,1222	0,4207	1,4355	-1,1718	0,9642
	log NS/Y	0,4370	0,3852	1,1350	0,2756				
	time	-0,0103	0,0090	-1,1450	0,2713				

Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z databáze Eurostatu.

Protože není možné dále analyzovat vztah mezi úrovněmi veličin, bude dále prozkoumán vztah mezi jejich změnami. Jak bylo popsáno v kapitole 1.2.6, při mezinárodní mobilitě finančních aktiv by při poklesu reálné úrokové míry v ekonomice mělo dojít k poklesu domácích úspor, a naopak k nárůstu domácích investic. Mezi těmito dvěma proměnnými by tak měl být negativní vztah.

Pomocí regresní analýzy tak je odhadnut vztah mezi změnou národních úspor a současnou změnou domácích investic. Tabulka č. 70 prezentuje odhady parametrů tohoto vztahu a tabulka č. 71 jejich diagnostické testy.

Tabulka č. 70 – Odhady parametrů regresního modelu pro závislost změny míry domácích investic na změně míry národních úspor NMS v období 1995–2012

	const.	p-value	$\Delta NS/Y_t$	p-value
BG	0,023	0,718	0,025	0,883
CZ	-0,006	0,683	0,527	0,006 ***
CY	-0,014	0,522	0,100	0,228
EE	-0,019	0,686	0,929	0,095 *
HU	-0,008	0,673	0,291	0,151
LT	-0,017	0,775	0,802	0,074 *
LV	0,036	0,374	-0,329	0,252
PL	0,017	0,403	0,767	0,151
RO	0,012	0,718	0,209	0,176
SI	0,002	0,905	1,628	0,000 ***
SK	0,010	0,744	0,790	0,045 **

Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z databáze Eurostatu.

Tabulka č. 71 – Diagnostické testy odhadu parametrů regresního modelu pro závislost změny míry domácích investic na změně míry národních úspor NMS v období 1995–2012

	R^2	F-statistic	p-value	LM-statistic	p-value	Chi-square	p-value	Durbin-Watson
BG	0,001	0,023	0,883	0,753	0,686	6,817	0,033 **	1,278
CZ	0,359	10,643	0,006 ***	1,750	0,417	0,439	0,803	2,031
CY	0,049	1,591	0,228	0,729	0,695	0,084	0,959	2,216
EE	0,093	3,215	0,095 *	0,737	0,692	8,449	0,015 **	1,613
HU	0,071	2,304	0,151	1,190	0,551	11,370	0,003 ***	2,120
LT	0,150	3,716	0,074 *	0,353	0,838	18,335	0,000 ***	2,213
LV	0,114	1,429	0,252	3,955	0,138	0,242	0,886	1,475
PL	0,250	2,303	0,151	4,867	0,088 *	1,558	0,459	2,049
RO	0,080	2,048	0,176	4,254	0,119	0,880	0,644	1,788
SI	0,620	29,043	0,000 ***	2,666	0,264	0,014	0,993	2,028
SK	0,248	4,826	0,045 **	1,551	0,461	8,410	0,015 **	1,518

Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z databáze Eurostatu.

Lineární vztah se potvrdil pro Českou republiku, Slovensko, Slovinko, Estonsko a Litvu. Regresní koeficienty ovšem nejsou záporné, ale kladné, a to i u zemí, kde nebyl regresní koeficient statisticky významný. To znamená, že investice klesají spolu s úsporami, což by naznačovalo, že k pohybu kapitálu mezi NMS nedochází a ty jsou tak omezeny na domácí zdroje. Výše uvedených pět zemí by v takovém případě bylo nejméně integrováno s globálním trhem.

Veličiny mohou také reagovat se zpožděním a případně může šok přetrvávat po několik období. Tabulka č. 72 proto obsahuje výsledky odhadu parametrů VAR modelů, přičemž pro každou zemi byl vybrán počet zpoždění za pomoci Schwarzova Bayesiánského informačního kritéria.

Tabulka č. 72 – Odhady parametrů VAR modelu pro logaritmické diference měr úspor a investic NMS v období let 1995–2012

		$\Delta I/Y_{t-1}$	p-value	$\Delta I/Y_{t-2}$	p-value	$\Delta I/Y_{t-3}$	p-value	$\Delta NS/Y_{t-1}$	p-value	$\Delta NS/Y_{t-2}$	p-value	$\Delta NS/Y_{t-3}$	p-value
BG	**ΔI/Y**	0,528	0,044 **	-0,519	0,033 **			-0,201	0,272	0,000	1,000		
	ΔNS/Y	-0,269	0,489	-0,097	0,784			-0,033	0,909	-0,256	0,331		
CY	**ΔI/Y**	-0,258	0,346					-0,702	0,295				
	ΔNS/Y	-0,160	0,198					-0,312	0,297				
CZ	**ΔI/Y**	0,301	0,139	-0,965	0,001 ***			-0,179	0,300	0,881	0,000 ***		
	ΔNS/Y	0,488	0,259	-0,445	0,307			-0,359	0,340	0,208	0,581		
EE	**ΔI/Y**	-0,316	0,249	0,139	0,621	-0,499	0,075 *	0,001	0,991	-0,293	0,003 ***	0,276	0,054 *
	ΔNS/Y	0,655	0,671	1,178	0,479	0,139	0,924	0,057	0,892	-0,276	0,503	-0,317	0,665
HU	**ΔI/Y**	-0,172	0,514					-0,340	0,245				
	ΔNS/Y	-0,318	0,208					0,152	0,572				
LT	**ΔI/Y**	0,078	0,744					-0,316	0,016 **				
	ΔNS/Y	1,042	0,076 *					-0,375	0,179				
LV	**ΔI/Y**	0,655	0,014 **	-0,521	0,045 **	0,062	0,817	0,127	0,534	0,365	0,126	0,999	0,003 ***
	ΔNS/Y	-0,665	0,077 *	0,173	0,627	0,311	0,470	-0,785	0,038 **	-0,017	0,961	-0,482	0,218
PL	**ΔI/Y**	0,261	0,369					0,244	0,576				
	ΔNS/Y	0,397	0,041 **					-0,387	0,168				
RO	**ΔI/Y**	0,024	0,937					-0,036	0,931				
	ΔNS/Y	0,350	0,097 *					0,105	0,700				
SI	**ΔI/Y**	0,916	0,025 **					-0,256	0,172				
	ΔNS/Y	1,665	0,054 *					-0,444	0,267				
SK	**ΔI/Y**	-0,139	0,655					-0,101	0,605				
	ΔNS/Y	0,081	0,848					-0,134	0,615				

Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z databáze Eurostatu.

Tabulka č. 73 – Diagnostické testy odhadů parametrů VAR modelu pro logaritmické diference měr úspor a investic NMS v období let 1995–2012

	Adjusted R^2	F-statistic	p-value(F)	Durbin-Watson	Ljung-Box Q	p-value	LM	p-value	Doornik-Hansen	p-value
BG	0,334	2,380	0,121	1,940	2,263	0,322	2,340	0,310	12,920	0,012 **
	-0,107	0,435	0,781	2,036	0,428	0,807	4,925	0,085 *		
CY	0,145	1,685	0,223	2,243	2,616	0,624	2,093	0,719	1,666	0,797
	0,210	2,357	0,134	1,113	3,460	0,484	2,506	0,644		
CZ	0,711	8,740	0,003 ***	1,358	0,323	0,851	0,496	0,780	4,142	0,387
	-0,004	0,227	0,588	1,404	0,360	0,835	1,131	0,568		
EE	0,674	4,960	0,027 **	1,929	0,555	0,968	7,600	0,107	1,930	0,749
	-0,134	0,596	0,727	1,746	1,416	0,841	1,621	0,805		
HU	0,097	1,252	0,318	0,335	0,987	0,914	1,559	0,816	11,153	0,025 **
	0,055	0,910	0,427	1,990	9,055	0,060 *	6,318	0,177		
LT	0,346	4,199	0,039 **	2,070	2,302	0,680	3,802	0,433	11,824	0,019 **
	0,188	2,120	0,160	2,158	2,832	0,586	1,325	0,857		
LV	0,714	5,834	0,018 **	2,132	1,265	0,867	5,314	0,257	5,156	0,272
	0,296	1,676	0,257	1,736	3,205	0,524	4,121	0,390		
PL	0,079	1,097	0,363	1,800	4,512	0,341	2,686	0,612	3,862	0,425
	0,237	2,670	0,107	1,561	2,613	0,625	8,586	0,072 *		
RO	-0,082	0,006	0,994	2,019	1,914	0,752	1,809	0,771	3,399	0,493
	0,186	1,984	0,180	1,528	8,538	0,074 *	2,662	0,616		
SI	0,306	3,587	0,057 *	1,492	5,087	0,279	1,151	0,886	6,906	0,141
	0,231	2,599	0,112	2,050	3,120	0,538	5,246	0,263		
SK	-0,003	0,476	0,632	2,029	4,389	0,356	1,198	0,878	2,367	0,669
	-0,055	0,135	0,875	2,183	4,491	0,344	3,155	0,532		

Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z databáze Eurostatu.

Výsledky VAR modelů naznačují, že nejdéle trvající efekt na změnu míry investic má změna míry úspor u Bulharska, České republiky, Estonska a Lotyšska. V naprosté většině případů ovšem koeficienty pro zpožděné hodnoty dosahovaly negativních hodnot. Tedy nárůst úspor v jednom období je spojen s poklesem investic v období následujícím. Tyto výsledky je ovšem nutné ověřit pomocí testu Grangerovy kauzality.

Pro Českou republiku, Lotyšsko, Rumunsko a Slovinsko se podařilo potvrdit, že změna v míře úspor působí na změnu v míře investic v Grangerově smyslu, jak vyplývá z tabulky č. 74. Překvapivě pro Estonsko a Polsko byla identifikována Grangerova kauzalita v opačném směru. V případě Litvy pak byla zjištěna obousměrná kauzalita. Nicméně pro zbylých pět NMS, včetně Bulharska, se nepodařilo prokázat žádnou závislost. Ve všech případech vymizel jednotkový šok během 5 až 40 období. Na grafech č. 64 je zobrazena funkce odezvy na impuls pro Českou republiku.

Tabulka č. 74 – Výsledky testování Grangerovy kauzality pomocí F-testů pro logaritmické diference měr úspor a investic NMS v období let 1995–2012

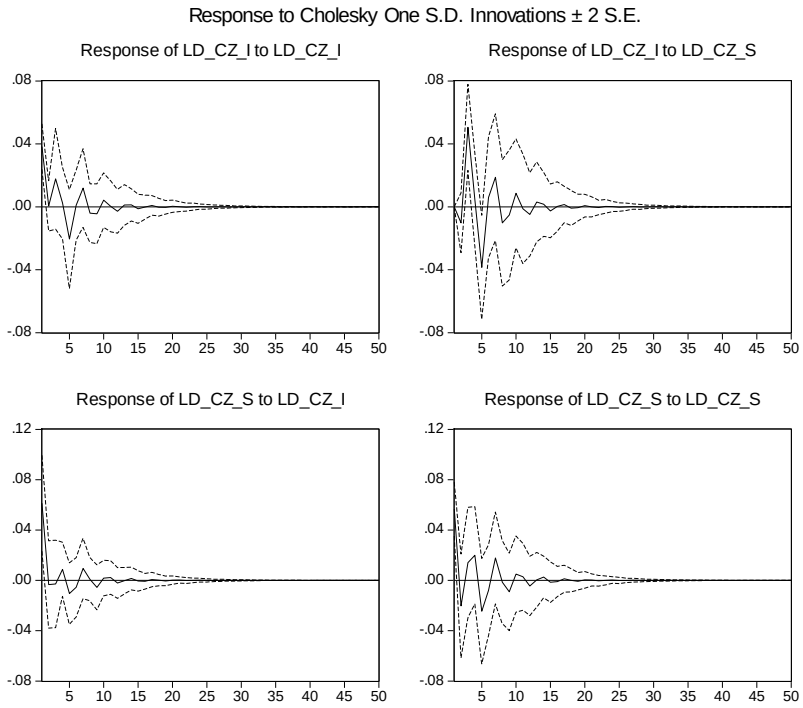
	H_0	F-statistic	p-value
BG	ΔNS/Y does not Granger cause ΔI/Y	1,977	0,194
	ΔI/Y does not Granger cause ΔNS/Y	0,921	0,433
CY	ΔNS/Y does not Granger cause ΔI/Y	2,343	0,152
	ΔI/Y does not Granger cause ΔNS/Y	1,129	0,309
CZ	ΔNS/Y does not Granger cause ΔI/Y	15,338	0,001 ***
	ΔI/Y does not Granger cause ΔNS/Y	1,186	0,349
EE	ΔNS/Y does not Granger cause ΔI/Y	0,318	0,813
	ΔI/Y does not Granger cause ΔNS/Y	5,784	0,033 **
HU	ΔNS/Y does not Granger cause ΔI/Y	1,300	0,276
	ΔI/Y does not Granger cause ΔNS/Y	1,648	0,224
LT	ΔNS/Y does not Granger cause ΔI/Y	3,624	0,081 *
	ΔI/Y does not Granger cause ΔNS/Y	6,833	0,023 **
LV	ΔNS/Y does not Granger cause ΔI/Y	9,738	0,010 **
	ΔI/Y does not Granger cause ΔNS/Y	1,978	0,219
PL	ΔNS/Y does not Granger cause ΔI/Y	0,326	0,578
	ΔI/Y does not Granger cause ΔNS/Y	6,016	0,030 **
RO	ΔNS/Y does not Granger cause ΔI/Y	3,253	0,096 *
	ΔI/Y does not Granger cause ΔNS/Y	0,030	0,865
SI	ΔNS/Y does not Granger cause ΔI/Y	4,060	0,067 *
	ΔI/Y does not Granger cause ΔNS/Y	1,891	0,194
SK	ΔNS/Y does not Granger cause ΔI/Y	0,003	0,957
	ΔI/Y does not Granger cause ΔNS/Y	0,229	0,641

Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z databáze Eurostatu.

Výsledky odhadu modelu VAR a testování Grangerovy kauzality tedy naznačují, že úspory a investice se vzájemně ovlivňují. Zejména u zemí Pobaltí a České republiky byl tento vztah významný, což by indikovalo nízkou integraci těchto zemí se světovými kapitálovými trhy. Naopak žádný vztah u Maďarska, Slovenska a Kypru by mohl naznačovat vysoký stupeň integrace těchto kapitálových trhů. Výsledky jsou však nejednoznačné a k potvrzení, nebo vyvrácení těchto závěrů by bylo nutné zkoumat delší časové období.

V rámci měnové unie by mělo docházet k většímu pohybu zdrojů mezi zeměmi než u zemí mimo tuto unii. Proto by bylo možné předpokládat, že u zemí, které přijaly společnou měnu euro, bude vazba mezi domácími investicemi a národními úsporami nižší než u zemí s plovoucími kurzy. Z výsledků je ovšem zřejmé, že nelze najít žádný významný rozdíl mezi zeměmi, které omezily kurzové riziko a přijaly euro, a zeměmi, které udržovaly plovoucí kurz. Takovýto výsledek naznačuje, že k pohybu zdrojů nedochází ani v rámci měnové unie a NMS se zbytkem eurozóny netvoří optimální měnovou oblast.

Graf č. 64 – Funkce odezvy na impuls modelu VAR(2) pro logaritmické diference měr úspor a investic České republiky



Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z databáze Eurostatu.

4.4.3 Zhodnocení výsledků

Přestože předchozí analýza vedla k výsledkům, které jsou v řadě případů statisticky málo významné a jejich interpretace je tak problematická, tyto výsledky ukazují, že jev FH puzzle pro NMS existuje a je relativně významný.

Regresní koeficient pro vztah mezi mírou národních úspor a mírou domácích investic je pro NMS relativně vysoký. Tento koeficient dosahoval téměř shodné výše, jakou naměřili FH ve svém článku z roku 1980 pro rozvinuté ekonomiky. Tento závěr je v rozporu s výsledky předchozích měření, které pro malé otevřené ekonomiky naopak zjistily relativně nízké hodnoty tohoto koeficientu ve srovnání s velkými ekonomikami.

Na druhou stranu ovšem tento koeficient v průběhu sledovaného období klesal. Nejvyšší hodnoty dosáhl regresní koeficient pro období ekonomické transformace, kdy byl blízko jedné. V období ekonomického růstu však významně poklesl a klesající trend se nezastavil ani v období finanční krize. Toto zjištění je naopak v souladu s předcházejícími analýzami, neboť ty postupný pokles předpokládají jakožto důsledek postupující integrace.

Při analýze stupně integrace pro jednotlivé země pomocí kointegračního testu se nepotvrdil vztah kointegrace mezi mírou úspor a mírou investic pro žádnou NMS. Mezi úrovněmi těchto veličin tedy neexistuje dlouhodobý rovnovážný vztah a bilance běžného účtu NMS tak v dlouhém období nemohou být vyrovnané, jak to předpokládá intertemporální přístup k platební bilanci. Tento výsledek by dále podporoval hypotézu o postupném vymizení FH puzzle pro NMS.

Pokud ovšem dochází k mezinárodnímu pohybu kapitálu, neměl by mezi změnami národních úspor a domácích investic existovat žádný vztah. Výsledky regresní analýzy ovšem naznačují existenci kladného vztahu. Nejsilnější byl lineární vztah pro Českou republiku, Slovensko, Slovinsko, Estonsko a Litvu a naopak nejslabší, resp. záporný, byl pro Bulharsko, Lotyšsko a Kypr.

Odhad parametrů VAR modelu pro zpožděné hodnoty ovšem také indikuje, že v dalším období reagují investice protisměrným pohybem, tedy při nárůstu národních úspor dojde nejprve k nárůstu domácích investic a poté k jejich poklesu. Výsledky testování Grangerovy kauzality potvrdily, že úspory a investice se vzájemně ovlivňují u České republiky, Lotyšska, Rumunska, Slovinska, Estonska, Polska a Litvy. Je proto možné, že rovnováha existuje v rámci mnohem delšího časového období, nicméně v důsledku omezené délky zkoumaných časových řad ji nebylo možné spolehlivě zjistit.

Z výsledků tedy vyplývají tři skutečnosti – a) vztah mezi mírou národních úspor a domácích investic oslabuje (v úrovních těchto měr), b) mezi změnami těchto měr existuje pozitivní vztah a c) v dalším období reaguje změna investic negativně na změnu úspor a naopak.

Výsledky pod písmeny b) a c) mohou mít celou řadu vysvětlení. Například posun křivky investic do prava by vyvolal posun křivky agregátních výdajů do prava (na grafu č. 16), který by za předpokladu, že se křivka spotřeby nezmění, vedl k posunu křivky agregátních úspor do prava. V dalším období by ovšem při posunu křivky investic zpět do leva musel vést k posunu křivky spotřeby také do leva, aby úspory neklesly.

Alternativně by mohlo dojít k poklesu reálné úrokové míry, který by způsobil nárůst investic a také nárůst úspor za předpokladu, že spotřeba je méně citlivá na změnu úrokové míry než investice. V dalším období by pak muselo dojít k nárůstu reálné úrokové míry a poklesu investic, který by ovšem opět musel být doprovázen posunem křivky spotřeby a křivky úspor.

Ve výše uvedeném případě by tak existoval pohyb finančních zdrojů mezi zeměmi, ovšem tyto toky by reagovaly velmi pomalu na změnu v ostatních veličinách. Změna úrokové míry by totiž zpočátku nebyla doprovázena změnou v přílivu či odlivu finančních zdrojů. Teprve v delším období by pak došlo k pohybu finančních zdrojů a ke změně salda platební bilance. Otázkou ovšem je, proč by mělo dojít k posunu křivky spotřeby popsané výše.

Vysvětlení samozřejmě může být mnohem více, ovšem zdá se nepravděpodobné, že by za silným vztahem mezi národními úsporami a domácími investicemi stálo chování měnového kurzu. Při srovnání výsledků pro země, které se ve sledovaném období staly součástí měnové unie, se zeměmi, které udržovaly plovoucí kurz, není patrný žádný zřetelný rozdíl. Takovýto výsledek tedy naznačuje, že odstranění kurzového rizika nevedlo k většímu pohybu zdrojů mezi eurozónou a NMS a tyto ekonomiky netvoří optimální měnovou oblast. Domácí investice v NMS jsou tak omezeny výší národních úspor, a naopak národní úspory NMS jsou omezeny na domácí investiční příležitosti.

5 Závěr

Finanční trhy zažily v posledních třiceti letech nebývalý rozkvět, který s sebou přinesl jak pozitivní, tak negativní jevy. Proces globalizace vede k tomu, že se jednotlivé národní finanční trhy prohlubují, rozšiřují a také vzájemně propojují v jeden globální finanční trh. To na jedné straně umožňuje přesun volných zdrojů přes hranice jednotlivých států, ovšem na druhé straně má také za následek přelévání finančních krizí z jedné země do druhé. Předmětem této práce proto byla právě analýza integrace finančních trhů nových členských zemí EU a efektů s ní spojených.

Finančním trhem je v této práci myšlen trh, na kterém jsou obchodována finanční aktiva, tedy aktiva ve všech formách umožňující přesun zdrojů od přebytkových k deficitním subjektům. Procesem integrace finančního trhu se pak v této práci rozumí postupné odstraňování všech překážek pro nabývání finančních aktiv, které nepůsobí symetricky vůči všem subjektům ze všech částí trhu a diskriminují investory podle země původu.

Pokud by finanční trhy byly fragmentovány, překážky pro nabývání zahraničních finančních aktiv by působily tak silně, že by šok na jednom finančním trhu nijak neovlivnil finanční trhy ostatních zemí. Naopak pokud by byl světový finanční trh plně integrován, pak by na něm neměly působit překážky pro nabývání finančních aktiv z jiných zemí a šok v jedné zemi by se měl plně projevit ve všech zemích. Celý globální finanční trh by se tak choval jako v jedné velké uzavřené ekonomice.

Standardní ekonomická teorie pro případ plné integrace finančních trhů předpokládá, že pokud v jedné zemi dojde k pozitivnímu produkčnímu šoku, pak by v této zemi mělo dojít k nárůstu investic. Aby ovšem bylo možné realizovat více investic, pak firmy musí vydávat více finančních aktiv (např. akcií nebo dluhopisů) nebo si více půjčovat. V takovém případě dojde k nárůstu úrokové míry v této zemi nad úroveň v ostatních zemích, což vytvoří arbitrážní příležitost, které investoři z ostatních zemí využijí. Tito investoři (domácnosti, finanční instituce a další subjekty) budou nakupovat finanční aktiva této země, a to až do bodu, kdy se úrokové míry v obou zemích vyrovnají. Dojde tak k přesunu finančních zdrojů ze země s nižšími výnosy do země s vyššími výnosy. Díky tomuto přesunu zdrojů z jedné ekonomiky do druhé nemusí být zvýšené investiční příležitosti omezeny výší národních úspor. Na finančních trzích pak dojde k vyrovnání výnosových měr finančních aktiv, a tedy také k prosazení úrokové parity. Zároveň tím dojde k přeskupení portfolií investorů ze všech zemí, a to podle výnosnosti aktiv jednotlivých zemí. Nákupem zahraničních aktiv ovšem

také dojde k většímu rozložení rizika případných budoucích produkčních šoků, kterým jsou investoři vystaveni a které budou idiosynkratické povahy. Díky tomu dojde k omezení fluktuace domácí spotřeby v důsledku fluktuace domácího produktu.

Právě díky schopnosti finančních trhů absorbovat produkční šoky je plná integrace finančních trhů podle teorie optimální měnové oblasti jedním z nutných předpokladů pro zavedení společné měny a fungování měnové unie. Pokud se země vzdá samostatné měnové politiky a měnového kurzu jako nástroje pro vyrovnávání šoků, pak je to právě finanční trh (a také pracovní trh), který musí převzít tuto absorpční funkci. Pouze pokud mezi zeměmi dochází k volnému přesunu finančních zdrojů (a pracovní síly), pak jsou náklady na vzdání se samostatné měnové politiky minimální.

Předchozí výzkumy ovšem dospěly k zjištění, že se očekávané efekty spojené s integrací finančního trhu neprojevují v takové míře, jaká by odpovídala předpokládanému vysokému stupni integrace. Tyto nižší než očekávané efekty finanční integrace, které byly identifikovány předchozími výzkumy, jsou v ekonomické literatuře označovány jako tzv. puzzles. Protože tato puzzles jsou zřídka zkoumána pro malé post-transformační ekonomiky, je v této práci poprvé předložena komplexní analýza těchto jevů právě z pohledu malých otevřených ekonomik, které prošly procesem ekonomické transformace a integrace s jednotným trhem EU.

Výše popsané efekty integrace finančních trhů slouží v této práci jako indikátory stupně této integrace a byly postupně analyzovány v jednotlivých kapitolách empirické části. Za použití reálných dat z nových členských zemí EU a při využití statistických metod tak byly postupně analyzovány podmínka úrokové parity (v kapitole 4.1), sladění míry růstu spotřeby mezi zeměmi (v kapitole 4.2), míra mezinárodní diversifikace portfolií NMS (v kapitole 4.3) a závislost domácích investic na národních úsporách (v kapitole 4.4).

Cílem této práce pak bylo za pomocí těchto indikátorů a) zjistit stupeň a trend integrace finančních trhů NMS s evropským a globálním finančním trhem (hlavní cíl), b) zanalyzovat existenci tzv. puzzles v rámci NMS (první vedlejší cíl) a c) zhodnotit splnění jednoho z kritérií existence optimální měnové oblasti mezi NMS a eurozónou (druhý vedlejší cíl). V rámci těchto cílů pak byla řešena řada výzkumných otázek stanovených v úvodu této práce a použité indikátory sloužily k ověření hypotéz vyslovených v podkapitole 3.1.

Odpověď na otázku, jakého stupně integrace se světovým (a s evropským) finančním trhem dosáhly trhy jednotlivých zemí NMS, nabízí tabulka č. 75. V ní jsou shrnuty výsledky

testů stupně finanční integrace pro jednotlivé ukazatele a uvedeny nejvíce a nejméně integrované země podle výsledků těchto testů.

Tabulka č. 75 – Srovnání nejvíce a nejméně integrovaných NMS na základě výsledků použitých testů finanční integrace

	Nejvíce integrované	Nejméně integrované
Platnost podmínky UIP	BG, EE, MT, SI	CZ, HU, PL, RO
Platnost podmínky RIP	CZ, EE, LV	BG, PL, RO
Volatilita Y > volatilita C	CZ, SI, SK	BG, CY, HU
Závislost domácí C na globální C	BG, EE, LT, LV, RO	CY, MT, PL
Závislost domácí C na domácích faktorech	CZ, MT, PL	CY, LT, RO, SI
Závislost změny nominálního kurzu na rozdílu v růstu C	EE, MT, PL	LT, RO, SI
Podíl trhu NMS na světové kapitalizaci vs. Podíl aktiv NMS v portfoliu	CY, EE, LV, MT	BG, PL, RO
Velikost interceptu modelu CAPM	CZ, PL, RO, SI, SK	BG, CY, LT, LV
Rozdíl mezi optimálním a skutečným podílem domácích aktiv v portfoliu	CY, EE, MT	BG, PL, RO
Závislost domácích I na národních S	BG, CY, LV	CZ, EE, SI, LT

Poznámka: V tabulce jsou uvedeny tři nejvíce a tři nejméně integrované země podle jednotlivých testů (příp. i více než tři země, pokud byly rozdíly velmi malé). Pořadí zemí je však abecední, aby vynikly podobnosti a rozdíly výsledků jednotlivých testů.

Jak je patrné, nelze jednoznačně určit pořadí zemí podle stupně finanční integrace. Výsledky testů totiž často dochází ke zcela protichůdným výsledkům. Toto je zřetelně patrné například u Kypru a Bulharska, které byly ve třech případech mezi nejvíce a ve čtyřech případech u Kypru a v pěti případech u Bulharska mezi nejméně integrovanými zeměmi. Z výsledků je možné pouze konstatovat, že Estonsko, Malta a Lotyšsko se nejčastěji objevují mezi zeměmi s nejvyšším dosaženým stupněm integrace, a naopak Rumunsko a Litva jsou nejčastěji mezi zeměmi s nejnižším stupněm integrace finančních trhů.

Pokud jde o výsledky jednotlivých testů, pak v případě podmínky úrokové parity se pořadí zemí lišilo pro její dvě varianty. Zatímco nejnižší odchylky od podmínky UIP byly naměřeny pro Maltu, Bulharsko, Slovinsko a Estonsko, a naopak nejvyšší pro Rumunsko, Polsko a Maďarsko, tak nejnižší odchylky od podmínky RIP byly zjištěny pro Českou republiku, Estonsko a Lotyšsko, a naopak nejvyšší pro Bulharsko, Rumunsko a Polsko. Z pořadí zemí podle platnosti podmínky UIP je tedy patrné, že odchylky byly nižší pro země zapojené do ERM II než pro země stojící mimo tento mechanismus. V případě podmínky RIP tomu tak ovšem není, a to i přesto že, vedle požadavku na udržení úrokových měr v blízkosti úrokových měr eurozóny, je jedním z konvergenčních kritérií i požadavek na zachování míry inflace v blízkosti inflace eurozóny.

Také výsledky pro test sladěnosti míry růstu spotřeby mezi zeměmi jsou rozporuplné. Na základě směrodatných odchylek produktu a spotřeby tohoto ukazatele by nejvíce

integrovanými zeměmi byly Česká republika, Slovensko a Slovinsko, neboť pouze u těchto zemí převyšovala volatilita produktu volatilitu spotřeby, jak to předpovídá teorie popsaná v první části této práce. Naopak nejvíce převyšovala volatilita spotřeby volatilitu produktu u Maďarska, Kypru a Bulharska.

Při analýze závislosti míry růstu domácí spotřeby na míře růstu světové spotřeby byl regresní koeficient pro světovou spotřebu nejvýznamnější u pobaltských zemí, Rumunska a Bulharska, a naopak nejméně významný u Kypru, Malty a Polska. Zajímavé výsledky ovšem nabízí také pohled na regresní koeficienty pro domácí faktory. Tento koeficient byl nejvýznamnější pro Kypr, Litvu, Rumunsko a Slovinsko, a naopak nejméně významný pro Českou republiku, Polsko a Maltu. U těchto NMS by tedy z pohledu teorie docházelo k největšímu přeshraničnímu pohybu finančních zdrojů.

Při použití regresního koeficientu pro vztah mezi změnou nominálního kurzu a rozdílu v růstu reálné spotřeby jako alternativního indikátoru, který odpovídá podmínce UIP pro výnosy všech finančních aktiv, bylo nejvíce integrovaným trhem Polsko, a naopak nejméně Rumunsko a Slovinsko. Toto pořadí je obdobné výsledkům testu závislosti růstu domácí spotřeby na růstu domácích faktorů. Při odstranění vlivu inflace tak tyto dva testy vykazují obdobné výsledky.

Na základě rozdílu mezi podílem domácího trhu na celkové globální kapitalizaci a podílem domácích aktiv v portfoliu dosahoval ukazatel home bias nejvyšších hodnot v průměru za sledované období u Rumunska, Bulharska a Polska a nejnižších (z NMS) u Kypru, Malty a Estonska. Také při výpočtu optimálních vah z tržních dat byl nejvýznamnější home bias zaznamenán u Rumunska, Polska a Bulharska, a naopak nejméně významný u Malty, Kypru a pobaltských zemí. Opačné výsledky ovšem udává testování platnosti modelu CAPM, jelikož velikost interceptu byla nejvyšší u Kypru, Bulharska a Litvy, a naopak nejnižší u Slovinska a Rumunska.

Při úpravě výnosů o intercept z testu platnosti modelu CAPM, tedy o systematické podhodnocení výnosů aktiv NMS, jsou výsledky srovnatelné s předchozími zjištěními, tedy nejvyšší stupeň integrace byl zaznamenán u Malty, Kypru a pobaltských zemí, a naopak nejvyšší jev home bias, a tedy nejnižší stupeň integrace, byl naměřen u Polska, Rumunska, Slovenska a Slovinska. U těchto zemí tedy není možné vysvětlit vysoký podíl domácích aktiv v domácím portfoliu existencí systematického podhodnocení finančních aktiv.

Test závislosti domácích investic na národních úsporách identifikoval nejsilnější vztah (a tedy nejnižší stupeň integrace) mezi těmito veličinami u České republiky, Lotyšska,

Rumunska, Slovinska, Estonska, Polska a Litvy, a naopak nejslabší vztah u Bulharska, Lotyšska a Kypru.

Hypotéza o rozdílném stupni integrace finančních trhů jednotlivých NMS tedy byla potvrzena. Nepodařilo se nicméně určit jednoznačné pořadí zemí s nejvyšším a nejnižším stupněm integrace, jelikož jednotlivé testy vykazují velmi rozdílné výsledky.

Také odpověď na otázku, jaký je trend integrace finančních trhů NMS s evropským a globálním finančním trhem, není zcela jasná. Při použití odchylek od podmínky UIP jako ukazatele integrace, byl identifikován jasný klesající trend ve vztahu k eurozóně. Tento výsledek je možné připsat na vrub zapojení většiny NMS do mechanismu ERM II, který vyžaduje udržování měnového kurzu ve vymezeném pásmu. Naopak ovšem ve vztahu k USA byl tento trend rostoucí i pro většinu NMS. Tato divergence mezi USA a eurozónou, stejně jako nízká rychlost snižování odchylek u NMS, byla dána především vývojem v období po pádu Lehmann Brothers, kdy prudký nárůst kurzu měl za následek dočasnou divergenci a částečné vymazání předešlé konvergence. Při využití odchylek od podmínky RIP pak nelze identifikovat žádný zřejmý trend, a to jak ve vztahu k eurozóně, tak ve vztahu k USA.

Naopak vývoj podílu domácích aktiv na celkovém portfoliu NMS i závislost domácích investic na národních úsporách mají zřejmý klesající trend. Naopak závislost růstu domácí spotřeby na růstu globální spotřeby během sledovaného období pro NMS vzrostla. Pokles podílu domácích aktiv v portfoliích NMS, který po roce 2007 ještě zesílil, byl dán především růstem objemu zahraničních aktiv a závazků, jehož počátek lze sledovat v období po vstupu do EU v roce 2004. Regresní koeficient pro vztah mezi národními úsporami a domácími investicemi dosahoval nejvyšších hodnot v období ekonomické transformace, kdy byl blízko jedné, v období ekonomického růstu významně poklesl a klesající trend se nezastavil ani v období finanční krize. Tento výsledek tedy naznačuje, že tzv. home bias, Feldstein-Horioka puzzle i BKK puzzle u NMS postupem času klesaly a finanční trhy NMS se postupně integrovaly s globálním finančním trhem.

Přestože tedy nedošlo k většímu prosazování zákona jediné ceny na finančních trzích, z výsledků lze usuzovat, že k nárůstu pohybu finančních mezi NMS a globálním finančním trhem docházelo. *Tyto výsledky tedy potvrzují, že trend integrace finančních trhů NMS byl v průběhu sledovaného období zvyšující se*.

Naopak odpověď na otázku, zda existuje rozdíl ve stupni integrace ve vztahu k trhu EU a ve vztahu ke světovému trhu, nemá zcela jednoznačnou odpověď. Zatímco odchylky

od podmínky UIP byly ve vztahu k EU výrazně nižší než ve vztahu ke globálnímu trhu, odchylky od podmínky RIP se výrazně nelišily ve vztahu k EU a ke globálnímu trhu. Růst domácí spotřeby NMS pak byl více závislý na růstu globální spotřeby než na růstu spotřeby EU. Růst spotřeby jednotlivých NMS byl také více korelován s růstem globální spotřeby než s růstem spotřeby EU. Také při analýze závislosti mezi změnou reálného kurzu a rozdílem v růstu spotřeby byla potvrzena větší závislost změny reálného kurzu na rozdílu růstu spotřeby NMS vůči růstu globální spotřeby než vůči růstu spotřeby EU. *Na základě těchto výsledků se tedy nepodařilo potvrdit, že míra integrace NMS s finančním trhem EU je vyšší než s globálním finančním trhem*.

Při srovnání výsledků pro NMS a pro velké ekonomiky, je ovšem odpověď na otázku, zda se liší stupeň integrace pro velké vyspělé ekonomiky a pro malé post-transformační ekonomiky, jednoznačná. Odchylky od podmínky UIP i RIP byly ve vztahu USA-eurozóna prakticky nulové (v průměru za celé sledované období), přestože se měnový kurz v jednotlivých sledovaných časových bodech od této parity výrazně odchyloval, a to více než u většiny NMS. To značí existenci významného kurzového rizika v krátkém období, ovšem také prosazení zákona jediné ceny v období dlouhém. Nízké hodnoty odchylky od podmínky RIP pak vypovídají o synchronizaci vývoje úrokových měr a cenových hladin mezi těmito dvěma celky.

Také výsledky testu korelace růstu spotřeby jsou poměrně jednoznačné. Korelační koeficienty EU a USA pro spotřebu byly vysoké a převyšovaly korelační koeficienty pro produkt. Také volatilita spotřeby EU a USA byla nižší než volatilita jejich produktu a regresní koeficient pro vztah mezi změnou reálného kurzu a rozdílem v růstu spotřeby byl kladný a v případě eurozóny statisticky významný. Výsledky pro tyto velké ekonomiky tak odpovídají předpokladům teorie a je možné říci, že jevy BKK puzzle i Backus-Smith puzzle pro EU a USA vymizely.

Nicméně jeden ukazatel naopak indikuje opačný výsledek – růst domácí spotřeby byl v případě velkých ekonomik více závislý na růstu domácích zdrojů než na růstu spotřeby ostatních zemí. Výsledky pro velké ekonomiky ve srovnání s ekonomikami NMS jsou tedy opačné, než by bylo možné očekávat na základě teorie. Domnívám se, že tento jev je možné vysvětlit právě velikostí těchto ekonomik, neboť vývoj domácích faktorů těchto zemí má velký vliv na vývoj globální spotřeby, zatímco vývoj domácích faktorů v ostatních zemích má menší vliv na vývoj spotřeby USA.

Při srovnání podílu domácích aktiv na celkovém domácím portfoliu u NMS a u velkých vyspělých trhů USA a Německa je zřejmé, že home bias se u většiny NMS projevuje výrazněji více než u vyspělých zemí. Home bias přesahoval 75 p.b. u všech NMS (s výjimkou Estonska, Kypru a Malty), zatímco v případě USA a Německa nepřesáhl 50 p.b. v průměru za sledované období.

Většina zkoumaných puzzles pro velké vyspělé trhy tedy vymizela, zatímco pro malé post-transformační ekonomiky NMS stále přetrvává. *Na základě těchto výsledků lze tedy říci, že dosažený stupeň integrace finančních trhů NMS byl nižší, než jakého dosáhly vyspělé ekonomiky*.

S tímto závěrem souvisí odpověď na otázku, do jaké míry se prosazují tzv. puzzles na trzích NMS? Také v tomto případě je odpověď téměř jednoznačná. Přestože platnost podmínky CIP se na příkladu České republiky podařilo prokázat, platnost podmínky UIP a RIP se prokázat nepodařilo. Odchylka od podmínky CIP byla pro Českou republiku prakticky nulová, neboť forwardová prémie v podstatě odpovídala úrokovému spreadu, což je v souladu s předpoklady podmínky CIP. Naproti tomu průměry odchylek od podmínky UIP za sledované období se u jednotlivých NMS významně lišily od nuly a průměry absolutních odchylek pak byly ještě výrazně vyšší. Z toho lze usuzovat, že odchylky sice oscilovaly kolem nuly, jak předpokládá podmínka UIP, ale v jednotlivých obdobích se od nuly výrazně odlišovaly. Tzv. interest rate parity puzzle se tedy na trzích NMS projevuje silně.

Také tzv. BKK puzzle se u NMS významně projevuje, neboť korelace růstu spotřeby byla mezi NMS nízká a nižší než korelace růstu produktu, volatilita spotřeby byla pro naprostou většinu NMS vyšší než volatilita produktu, a naopak kladný vztah mezi změnou reálného kurzu a rozdílem v růstu reálné spotřeby pro většinu NMS neexistoval.

Při zkoumání jevu home bias na datech z trhů NMS bylo zjištěno, že podíl domácích aktiv v portfoliu domácích investorů výrazně převyšoval podíl domácího trhu na celkové globální kapitalizaci, aktiva NMS byla systematicky podhodnocena a skutečný podíl domácích akcií v portfoliu byl v případě NMS vyšší než optimální. Z výsledků je tedy zřejmé, že jev home bias se u NMS projevoval velmi silně.

Také jev Feldstein-Horioka puzzle se u NMS významně projevoval, jak potvrzuje relativně vysoká hodnota regresního koeficientu pro vztah mezi mírou národních úspor a mírou domácích investic.

Hypotézu, že tzv. puzzles se u NMS projevují silněji než u vyspělých ekonomik, tedy lze považovat za prokázanou. Nicméně úroveň integrace trhů NMS se postupně přibližuje úrovni USA a eurozóny, jak bylo potvrzeno výše, a tento proces nezastavila ani finanční krize, která propukla po pádu Lehman Brothers v roce 2008. Lze proto předpokládat, že tzv. puzzles by měla postupně vymizet i pro NMS.

Odpověď na otázku, zda dosažené výsledky poskytují podporu pro některá z navržených vysvětlení těchto puzzles, není vůbec jednoznačná. Nicméně získané výsledky přinášejí některá zajímavá zjištění o těchto puzzles.

Přestože výše uvedená puzzles pro velké ekonomiky téměř vymizela, jedno puzzle zůstalo zachováno i pro USA a eurozónu a bylo dokonce silnější než u NMS. Odchylky od podmínky úrokové parity byly sice v průměru nulové, nicméně v každém jednotlivém období změna kurzu značně převyšovala úrokový spread i inflační diferenciál. Důvodem tohoto výsledku byla vysoká volatilita spotového kurzu. Tento rozdíl je zřetelný zejména pro období po pádu Lehmann Brothers, kdy se měnový kurz změnil podstatně více než úrokový spread nebo inflační diferenciál, přestože se hodnoty těchto veličin změnily stejným směrem. Měnový kurz tedy reaguje na změnu fundamentálních veličin nadměrně a držba měn NMS je spojena s výrazným kurzovým rizikem.

Pokud by bylo možné vztáhnout zjištění pro Českou republiku o platnosti podmínky CIP i na ostatní NMS, pak odchylky od podmínky UIP odpovídají zejména prémii za kurzové riziko a neplatnost podmínky UIP je důsledkem zejména kurzového rizika.

Při testování závislostí mezi jednotlivými veličinami se nepodařil potvrdit vztah mezi měnovým kurzem, úrokovým spreadem a inflačním diferenciálem tak, jak jej předvídá ekonomická teorie. Také v případě závislosti změny měnového kurzu na rozdílu v růstu reálné spotřeby byl zjištěný vztah opačný, než bylo očekáváno. Při zkoumání vztahu mezi zpožděnými hodnotami se ovšem objevilo několik významných závislostí. Změna spotového kurzu je silně závislá na zpožděných hodnotách forwardové prémie, úrokového spreadu a inflačního diferenciálu. Spotový kurz nejprve krátce reaguje na nárůst úrokového spreadu i forwardové prémie silným poklesem a teprve v delším období se slabým ovšem setrvalým nárůstem, který časem vymizí. V případě nárůstu inflačního diferenciálu reaguje měnový kurz také poklesem, ovšem dlouhodobým a postupně se zmenšujícím. Ve všech případech tedy v krátkém období reagovaly veličiny opačně, než jak předpokládají teorie úrokové parity i teorie parity kupní síly.

Teorie, které se pokouší vysvětlit protichůdné reakce ekonomických veličin v krátkém a v dlouhém období, často pracující s předpokladem nepružných cen (tzv. sticky prices). Takovouto teorií je i Keynesiánská teorie monetární politiky, která předpokládá tzv. efekt likvidity. Model chování měnového kurzu, který inkorporuje efekt likvidity, je například Dornbushův monetární model měnového kurzu. Podle tohoto modelu dojde při poklesu nominální úrokové míry ke zvýšení očekávané inflace v dlouhém období, proto v krátkém období nastane nejdříve depreciace spotového kurzu (v důsledku nákupu zahraničních finančních aktiv) převyšující pokles nominální úrokové míry a v dlouhém období dojde k apreciaci kurzu (v důsledku nárůstu cenové hladiny a nárůstu nominální úrokové míry).

Zatímco testy v předchozích kapitolách implicitně předpokládaly platnost podmínky úrokové parity, tak ze závěrů kapitoly 4.1 vyplývá, že spotový kurz v krátkém období reaguje na změnu úrokového spreadu opačně, než jak předpokládá teorie úrokové parity, a spíše se blíží chování měnového kurzu podle Dornbushova modelu. V krátkém období tedy měnový kurz nevyrovnává bezrizikové úrokové míry mezi zeměmi, ale tento rozdíl naopak prohlubuje. Přestože tedy mobilitě finančních aktiv mezi zeměmi nemusí nic bránit, nebudou finanční aktiva správně oceněna a jejich výnosy se budou mezi jednotlivými zeměmi lišit. I kdyby tedy neexistovaly přímé překážky pro nabývání zahraničních aktiv domácími investory, kurzové riziko bude odrazovat investory od držby zahraničních aktiv.

Takovýto závěr by odpovídal předpokladům článku McKinnon (2004). Ten argumentuje, že plovoucí měnový kurz, který se nechová tak, jak předpokládají standardní ekonomické teorie, zvyšuje kurzové riziko, a tím snižuje motivaci pro mezinárodní diversifikaci portfolií a znemožňuje vyrovnávání asymetrických šoků finančními trhy. Růst spotřeby tak nemůže být ve všech zemích stejný a kvůli nesprávnému ocenění finančních aktiv budou investoři z jednotlivých NMS držet vyšší podíl domácích aktiv ve svých portfoliích, než kdyby byla tato aktiva správně oceněna. Část tzv. home bias zjištěného v kapitole 4.3 tak je možné vysvětlit neplatností podmínky úrokové parity. Příčinou naměřeného nízkého stupně integrace NMS tak může být existence významného kurzového rizika, jak to předpokládá ve svém článku McKinnon (2004).

Pro potvrzení nebo vyvrácení této hypotézy je ovšem nutné porovnat výsledky pro země s různými kurzovými režimy. Pokud by příčinou nízkých hodnot indikátorů finanční integrace byla existence kurzového rizika, pak při odstranění tohoto rizika by muselo dojít k výraznému prohloubení integrace finančních trhů. Země, které přijaly společnou měnu

euro, a země s režimem currency board by tak musely vykazovat vyšší hodnoty indikátorů integrace finančních trhů oproti zemím s plovoucím kurzem.

Výsledky pro test úrokové parity tuto hypotézu do značné míry potvrzují, neboť NMS, které ve vzájemných vztazích omezily volatilitu kurzu, skutečně dosahovaly nižších odchylek od podmínky UIP. V případě odchylek od podmínky RIP však nebyl tento předpoklad potvrzen zcela, i když většina zemí, která v průběhu sledovaného období přijala euro, vykazovala nižší odchylky od podmínky RIP oproti zemím, které euro nepřijaly. Česká republika i USA ve vztahu k eurozóně vykazovaly nižší odchylky od podmínky RIP než většina ostatních NMS. Naopak Bulharsko, které má fixní kurz vůči euru, vykazovalo relativně vysoké odchylky od RIP.

Také z pohledu závislosti růstu spotřeb NMS na růstu globální spotřeby a z pohledu jejich volatility není patrný žádný zřejmý mezi zeměmi, které vstoupily do eurozóny (resp. mají currency board), a zeměmi s plovoucím kurzem. Podle tohoto testu bylo totiž nejvíce integrovaným trhem Polsko, a naopak nejméně Rumunsko a Slovinsko. Také regresní koeficient pro závislost změny reálného kurzu na rozdílu v růstu reálných spotřeb nepotvrdil vyšší stupeň integrace zemí v eurozóně, neboť pro většinu NMS, které byly součástí eurozóny, byly regresní koeficienty záporné i ve vztahu k EU. Odstranění kurzového rizika tedy nevedlo k odstranění tzv. BKK puzzle a Backus-Smith puzzle. Mezi zeměmi platícími eurem tedy nedošlo ke sblížení míry růstu reálné spotřeby a nedošlo ani ke snížení volatility spotřeb těchto zemí. Zároveň ovšem zavedení eura vedlo k oslabení platnosti podmínky PPP a vývoj kurzu eura se tak nevyvíjel tak, jak by odpovídalo vývoji inflací v těchto zemích.

Z analýzy jevu home bias je také patrné, že mezi zeměmi s plovoucím kurzem a zeměmi s eurem, resp. pevným kurzem, neexistoval žádný zřejmý rozdíl. Z výsledků testu modelu CAPM není zřejmé, že by intercept byl nižší u zemí se společnou měnou, a z vývoje podílu domácích aktiv na celkovém portfoliu také není patrné, že by se v období kolem přijetí eura objevil ve vývoji ukazatele home bias nějaký zásadní zlom. Nelze tedy říci, že by odstranění kurzového rizika vedlo k výraznému poklesu jevu home bias a k větší diversifikaci portfolií investorů. Za systematickým podhodnocením aktiv NMS tedy musí stát jiný faktor než kurzové riziko.

Také při srovnání výsledků Feldstein-Horiokovy korelace pro země, které se ve sledovaném období staly součástí měnové unie, se zeměmi, které udržovaly plovoucí kurz, není patrný žádný zřetelný rozdíl. Takovýto výsledek tedy naznačuje, že odstranění kurzového rizika nevedlo k většímu pohybu zdrojů mezi eurozónou a NMS a tyto

ekonomiky netvoří optimální měnovou oblast. Domácí investice v NMS jsou tak omezeny výší národních úspor, a naopak národní úspory NMS jsou omezeny na domácí investiční příležitosti. Vysvětlení samozřejmě může být mnohem více, ovšem zdá se nepravděpodobné, že by za silným vztahem mezi národními úsporami a domácími investicemi stálo chování měnového kurzu.

Naopak pro velké vyspělé ekonomiky eurozóny a USA tzv. puzzles vymizela, jak bylo prokázáno výše, a to i přesto že mezi těmito dvěma ekonomikami existovalo významné kurzové riziko. U těchto dvou ekonomik tedy z pohledu teorie docházelo k většímu přeshraničnímu pohybu finančních aktiv než u NMS.

Tyto výsledky tedy nepotvrzují, že by za nízkými hodnotami ukazatelů integrace finančních trhů stálo chování měnového kurzu. Domnívám se proto, že chování měnového kurzu v krátkém období, které je v rozporu s předpoklady teorie úrokové parity, a nízké hodnoty ukazatelů integrace finančních trhů mají jinou příčinu. Pokud tomu tak skutečně je, pak odchylky od podmínky UIP jsou spíše ukazatelem velikosti kurzového rizika než měřítkem existence překážek pro nabývání zahraničních finančních aktiv. Pro vysokou volatilitu měnového kurzu a pro nízké hodnoty kvantitativních indikátorů finanční integrace je proto třeba hledat rozdílná vysvětlení.

V tomto směru jsou zajímavé výsledky pro testování tzv. Backus-Smith puzzle, které dává do poměru chování měnového kurzu (tedy cenový indikátor) a vývoj sladěnosti růstu spotřeby mezi zeměmi (tedy kvantitativní indikátor). V rámci tohoto testu bylo na dlouhodobých datech zjištěno, že při odfiltrování vlivu inflačního diferenciálu existuje mezi diferenciálem v mírách růstu reálné spotřeby a změnou reálného měnového kurzu záporný vztah u většiny NMS a kladný vztah u velkých ekonomik. Při srovnání s výsledky testu podmínky UIP pak bylo zjištěno, že odchylky od této podmínky jsou v průměru za celé sledované období odlišné od nuly, zatímco pro velké ekonomiky jsou v podstatě nulové. V dlouhém období tedy u NMS nedošlo k úplnému prosazení podmínky úrokové parity, ani k vymizení jevu Backus-Smith puzzle. Naopak ve vztahu USA-eurozóna se tato puzzles v dlouhém období neprojevovala. Nabízí se tedy vysvětlení, podle kterého v krátkém období může být vysvětlením odchylek od podmínky UIP chování měnového kurzu, které neodpovídá předpokladům teorie, zatímco v dlouhém období může být vysvětlením odchylek a také tzv. Backus-Smith puzzle nedostatečná integrace finančních trhů NMS, tedy existence překážek pro přeshraniční nákup finančních aktiv NMS. Příčin nízkých hodnot indikátorů integrace finančních trhů však může být více.

Za předpokladu, že analyzované indikátory skutečně vyjadřují míru pohybu finančních zdrojů mezi zeměmi, by pak bylo možné říci, že k tomuto pohybu mezi NMS a eurozónou nedocházelo. Na otázku, zda je splněna podmínka vysoké mobility finančních zdrojů mezi zeměmi pro existenci optimální měnové oblasti mezi NMS a eurozónou, je pak možné odpovědět, že nikoli. Přestože většina NMS se ve sledovaném období rozhodla pro přijetí společné měny a vysoký stupeň integrace těchto trhů by tak bylo možné předpokládat, *nepodařilo se potvrdit hypotézu o splnění podmínky existence optimální měnové oblasti mezi NMS a eurozónou*.

Odpověď na další otázku, zda došlo u NMS po přijetí společné měny k ex post splnění této podmínky, by v takovém případě byla také záporná. *Hypotézu endogenity optimální měnové oblasti se tudíž také nepodařilo potvrdit*. Zavedení společné měny tedy nevedlo k většímu pohybu finančních zdrojů mezi zeměmi a nedošlo tak k ex post splnění podmínky optimální měnové oblasti.

Poněkud paradoxně ovšem z těchto výsledků vyplývá, že eurozóna a USA by tvořily optimální měnovou oblast, protože mezi těmito dvěma ekonomikami, alespoň na základě výsledků výše uvedených testů, docházelo k výraznému pohybu finančních zdrojů.

Indikátory finanční integrace naznačují, že mezi trhy USA a eurozóny probíhá větší pohyb finančních zdrojů, než mezi trhy NMS a eurozónou, a to i přesto že USA a eurozóna neprošly procesem integrace a harmonizace legislativních a technických požadavků. Domnívám se však, že je to vyspělost a velikost těchto dvou trhů, která motivuje investory z obou trhů investovat na druhém trhu, a to i přes existenci institucionálních překážek.

Trhy NMS jsou naopak malé a méně vyspělé, a jsou tak pro zahraniční investory méně atraktivní. Jsem přesvědčen, že náklady na získání informací z těchto trhů (ať už o výnosnosti jednotlivých finančních aktiv, tak o administrativních a legislativních požadavcích na těchto trzích) mohou být pro zahraniční investory značné, a mohou je tak odrazovat od investic do finančních aktiv NMS. Navíc, jak bylo demonstrováno na příkladu Polska v podkapitole 4.3.3, na trzích NMS stále existují legislativní, administrativní a technické překážky pro nabývání zahraničních aktiv domácími investory a domácích aktiv zahraničními investory. Ke zvýšení atraktivity trhů NMS by tak dle mého názoru přispěla větší harmonizace legislativních, administrativních a technických požadavků na trzích NMS, aby finanční aktiva z těchto trhů bylo skutečně možné považovat za vzájemné substituty a za substituty aktiv eurozóny.

Opatřeními, která by mohla být přijata, aby došlo k většímu pohybu finančních zdrojů mezi NMS a globálním trhem, resp. trhem eurozóny, by v takovém případě mohlo být a) odstranění odlišných technických požadavků a tržních zvyklostí v obchodování s cennými papíry, b) harmonizace daňových předpisů, c) harmonizace účetních předpisů a požadavků na reporting, které by umožnily lepší srovnatelnost emitentů cenných papírů z různých zemí, d) odstranění překážek vztahujících se k právní jistotě držby cenných papírů (zejména vytvoření jednotného evropského pojetí vlastnictví cenných papírů), e) harmonizace legislativy vztahující se k poskytování finančních služeb, f) modernizace obezřetnostních pravidel a dohledu a g) vytvoření efektivní a transparentní právní úpravy corporate governance.

Protože vysoký stupeň integrace finančních trhů jednotlivých zemí je jedním z předpokladů existence optimální měnové oblasti a existence takovéto oblasti mezi eurozónou a NMS je nutnou podmínkou pro efektivní fungování měnové unie zahrnující tyto země, mají výše uvedené závěry význam pro posouzení vhodnosti přijetí společné měny novými členskými zeměmi EU. Pokud skutečně není splněna podmínka integrace finančních trhů pro existenci optimální měnové oblasti mezi NMS a eurozónou, pak při asymetrickém šoku postihujícím jen některé země měnové unie nemůže finanční trh absorbovat tento šok. Náklady na vzdání se samostatné monetární a kurzové politiky tak u zemí NMS mohou být značné. Monetární politika ECB totiž nemusí odpovídat potřebám těchto zemí. Závěry této práce uvedené výše jsou tak aktuální v současné debatě o fungování evropské měnové unie a také v diskusi o zavedení eura v České republice.

Přestože v této práci byla předložena celá řada poznatků, mnoho otázek zůstává stále nezodpovězených. Tato práce proto může sloužit také jako východisko pro další budoucí výzkum integrace finančních trhů a s ní souvisejících jevů. Protože při odhadu optimálních vah finančních aktiv v portfoliu by měly být použity očekávané výnosy a při testování úrokové parity očekávaný kurz měny, mohla by zajímavý pohled na tzv. puzzles přinést například behaviorální ekonomie, která by mohla vnést světlo do tvorby očekávání investorů (perfektní vs. adaptivní vs. iracionální očekávání). Dále potvrzení závěru o slabém vlivu kurzového režimu na pohyb finančních zdrojů mezi zeměmi by vyžadoval použití delších časových řad, které ovšem pro NMS nejsou dostupné. V rámci dalšího výzkumu by proto bylo možné rozšířit vzorek testovaných zemí i o státy mimo EU, aby tím byl získán větší datový soubor. Související výzkum, který by však šel nad rámec tématu této práce, by se také mohl zabývat otázkou, zda vyšší stupeň integrace finančního trhu vede k větší stabilitě

hospodářského vývoje (díky rozložení rizika idiosynkratických šoků), nebo zda naopak způsobuje jeho větší volatilitu (kvůli snazšímu přenosu šoků mezi zeměmi). V neposlední řadě by zajímavé poznatky mohl přinést i výzkum vlivu míry integrace finančního trhu na fungování a efektivitu monetární politiky.

6 Seznam literatury

A. Učebnice a monografie

1) BALDWIN, R., WYPLOSZ, C. *Ekonomie evropské integrace*. Praha: Grada Publishing, 2008. ISBN 978-80-247-1807-1.
2) CIPRA, Tomáš. *Finanční ekonometrie*. Praha: Ekopress, 2008. ISBN 978-80-86929-43-9.
3) COCHRANE, J. H. *Asset Pricing*. 2. vyd. Princeton: Princeton University Press, 2005. ISBN 0-691-12137-0.
4) CUTHBERTSON, K. a NITZSCHE, D. *Quantitative financial economics: stocks, bonds and foreign exchange*. 2. vyd. Hoboken: Wiley, 2004. ISBN 978-0-470-09171-5.
5) ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA: *Analýza stupně ekonomické sladěnosti České republiky s Eurozónou 2009*. Praha: Česká národní banka, 2009.
6) DANTHINE, J.-P. a DONALDSON, J. B. *Intermediate financial theory*. 3. vyd. Oxford: Elsevier/Academic Press, 2015. ISBN 0123865492.
7) EVROPSKÁ UNIE. *European System of Accounts – ESA 2010*. Luxembourg: Publications Offi ce of the European Union, 2013. ISBN 978-92-79-31242-7.
8) FISHER, I. *The Theory of Interest*. New York: Macmillan, 1930.
9) KADEŘÁBKOVÁ, B. *Úvod do makroekonomie: neoklasický přístup*. Praha: C. H. Beck, 2003. ISBN 80-7179-788-X.
10) KOMÁREK, L., KOMÁRKOVÁ, Z.: *Integrace finančního trhu vybraných nových členských zemí EU s eurozónou.*Praha: Národohospodářský ústav Josefa Hlávky, 2008. ISBN 80-86729-36-2.
11) LACINA, L. a kol.: *Měnová integrace: náklady a přínosy členství v měnové unii*. Praha: C.H.Beck, 2007. ISBN 978-80-7179-560-5.
12) LEMMEN, J. *Integrating Financial Markets in the European Union*. Northampton: Edward Elgar, 1998. ISBN 185898730X.
13) MANDEL, Martin a Vladimír TOMŠÍK. *Monetární ekonomie v malé otevřené ekonomice*. 2., rozš. vyd. Praha: Management Press, 2008. ISBN 978-80-7261-185-0.
14) MARKOWITZ, Harry M. *Portfolio Selection: Efficient Diversification of Investments*. New York: John Wiley & Sons, 1959.

15) MEZINÁRODNÍ MĚNOVÝ FOND. *Balance of payments and international investment position manual*. 6. vyd. Washington, D.C.: International Monetary Fund, 2009. ISBN 978-1-58906-812-4.
16) OBSTFELD, M. a ROGOFF, K. S. *Foundations of international macroeconomics*. Cambridge: MIT Press, 1996. ISBN 0262150476.
17) OBSTFELD, Maurice a Allan M. TAYLOR. *Global Capital Markets: Integration, Crises And Growth*. Cambridge: Cambridge University Press, 2004. ISBN 9780511616525.
18) REVENDA, Z., MANDEL, M., KODERA, J., DVOŘÁK, P., BRADA, J. *Peněžní ekonomie a bankovnictví*. 4. vyd. Praha: Management Press, 2008. ISBN 978-80-7261-132-4.
19) SOUKUP, J., POŠTA, V., NESET, P., PAVELKA, P., DOBRYLOVSKÝ, J. Makroekonomie – Moderní přístup. 1. vyd. Praha: Management Press, 2007. ISBN 978-80-7261-174-4.
20) TAUŠER, Josef. *Měnový kurz v mezinárodním podnikání*. Praha: Oeconomica, 2007. ISBN 978-80-245-1165-8.

B. Odborné články

1) ADAM, K., JAPELLI, T., MENICHINI, A., PADULA, M., PAGANO, M.: *Study to Analyze, Compare, and Apply Alternative Indicators and Monitoring Methodologies to Measure the Evolution of Capital Market Integration in the European Union*. Salerno: CSEF, 2002. [on-line]. [cit. 2010-30-04]. Dostupný z: http://ec.europa.eu/internal_market/economic-reports/docs/020128_cap_mark_int_en.pdf
2) ADLER, Michael a Bernard DUMAS. International Portfolio Choice and Corporation Finance: A Synthesis. *The Journal of Finance* [online]. 1983, **38**(3), 925-984 [cit. 2016-08-07]. DOI: 10.1111/j.1540-6261.1983.tb02511.x. ISSN 00221082. Dostupné z: http://doi.wiley.com/10.1111/j.1540-6261.1983.tb02511.x
3) AHEARNE, Alan G, William L GRIEVER a Francis E WARNOCK. Information costs and home bias: an analysis of US holdings of foreign equities. *Journal of International Economics* [online]. 2004,**62**(2), 313-336 [cit. 2016-08-12]. DOI: 10.1016/S0022-1996(03)00015-1. ISSN 00221996. Dostupné z: http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0022199603000151

4) AL AWAD, Mouawiya a Barry K. GOODWIN. Dynamic linkages among real interest rates in international capital markets. *Journal of International Money and Finance* [online]. 1998, **17**(6), 881-907 [cit. 2016-08-07]. DOI: 10.1016/S0261-5606(98)00032-1. ISSN 02615606. Dostupné z: http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0261560698000321

5) ALBULESCU, Claudiu Tiberiu, Dominique PÉPIN a Aviral Kumar TIWARI. A Re-Examination Of Real Interest Parity In CEECs Using 'Old' And 'New' Second-Generation Panel Unit Root Tests. *Bulletin of Economic Research* [online]. 2016, **68**(2), 133-150 [cit. 2016-08-06]. DOI: 10.1111/boer.12052. ISSN 03073378. Dostupné z: http://doi.wiley.com/10.1111/boer.12052

6) ALEXIUS, Annika. Uncovered Interest Parity Revisited. *Review of International Economics* [online]. 2001, **9**(3), 505-517 [cit. 2016-08-07]. DOI: 10.1111/1467-9396.00296. ISSN 09657576. Dostupné z: http://doi.wiley.com/10.1111/1467-9396.00296

7) ALPER, C. Emre, Oya Pinar ARDIC a Salih FENDOGLU. THE ECONOMICS OF THE UNCOVERED INTEREST PARITY CONDITION FOR EMERGING MARKETS. *Journal of Economic Surveys* [online]. 2009,**23**(1), 115-138 [cit. 2016-08-07]. DOI: 10.1111/j.1467-6419.2008.00558.x. ISSN 09500804. Dostupné z: http://doi.wiley.com/10.1111/j.1467-6419.2008.00558.x

8) AMBLER, Steve, Emanuela CARDIA a Christian ZIMMERMANN. International business cycles: What are the facts? *Journal of Monetary Economics* [online]. 2004, **51**(2), 257-276 [cit. 2016-08-12]. DOI: 10.1016/j.jmoneco.2003.03.001. ISSN 03043932. Dostupné z: http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0304393203001417

9) ANKER, Peter. Uncovered interest parity, monetary policy and time-varying risk premia. *Journal of International Money and Finance*[online]. 1999, **18**(6), 835-851 [cit. 2016-08-08]. DOI: 10.1016/S0261-5606(99)00036-4. ISSN 02615606. Dostupné z: http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0261560699000364

10) APERGIS, Nicholas a Chris TSOUMAS. A survey of the Feldstein–Horioka puzzle: What has been done and where we stand. *Research in Economics* [online]. 2009, **63**(2), 64-76 [cit. 2016-08-07]. DOI: 10.1016/j.rie.2009.05.001. ISSN 10909443. Dostupné z: http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S1090944309000155

11) ARGHYROU, Michael G., Andros GREGORIOU a Alexandros KONTONIKAS. Do real interest rates converge? Evidence from the European union. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money* [online]. 2009, **19**(3), 447-460 [cit. 2016-08-07]. DOI: 10.1016/j.intfin.2008.05.004. ISSN 10424431. Dostupné z: http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S1042443108000309

12) ARISTOVNIK, Aleksander a Sandra DJURÍC. Twin Deficits and the Feldstein-Horioka Puzzle: a Comparison of the EU Member States and Candidate Countries. *MPRA Paper* [online]. 2010, 24149 [cit. 2016-08-07]. Dostupné z: http://mpra.ub.uni-muenchen.de/24149/.

13) ARTIS, Michael J. a Mathias HOFFMANN. Financial Globalization, International Business Cycles and Consumption Risk Sharing. *Scandinavian Journal of Economics* [online]. 2008, **110**(3), 447-471 [cit. 2016-08-07]. DOI: 10.1111/j.1467-9442.2008.00546.x. ISSN 03470520. Dostupné z: http://doi.wiley.com/10.1111/j.1467-9442.2008.00546.x

14) ASLAN, Özgür a H. Levent KORAP. Does the uncovered interest parity hold in short horizons? *Applied Economics Letters* [online]. 2010,**17**(4), 361-365 [cit. 2016-08-07]. DOI: 10.1080/13504850701735781. ISSN 1350-4851. Dostupné z: http://www.tandfonline.com/doi/abs/10.1080/13504850701735781

15) BABA, Naohiko a Frank PACKER. Interpreting deviations from covered interest parity during the financial market turmoil of 2007–08. *Journal of Banking & Finance* [online]. 2009, **33**(11), 1953-1962 [cit. 2016-08-07]. DOI: 10.1016/j.jbankfin.2009.05.007. ISSN 03784266. Dostupné z: http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0378426609001083

16) BACKUS, David K. a Gregor W. SMITH. Consumption and real exchange rates in dynamic economies with non-traded goods. *Journal of International Economics* [online]. 1993, **35**(3-4), 297-316 [cit. 2016-08-07]. DOI: 10.1016/0022-1996(93)90021-O. ISSN 00221996. Dostupné z: http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/002219969390021O

17) BACKUS, David K., Patrick J. KEHOE a Finn E. KYDLAND. International Real Business Cycles. *Journal of Political Economy* [online]. 1992,**100**(4), 745-775 [cit. 2016-08-08]. DOI: 10.1086/261838. ISSN 0022-3808. Dostupné z: http://www.journals.uchicago.edu/doi/10.1086/261838

18) BAELE, L., FERRANDO, A., HÖRDAHL, P., KRYLOVA, E., MONNET, C.: "Measuring Financial Integration in the Euro Area." Frankfurt am Main: European Central Bank, 2004. [on-line]. [cit. 2010-30-04]. Dostupný z: http://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpops/ecbocp14.pdf.

19) BAHARUMSHAH, Ahmad Zubaidi, Siew-Voon SOON a Darja BORŠIČ. Real interest parity in Central and Eastern European countries: Evidence on integration into EU and the US markets. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money* [online]. 2013, **25**, 163-180 [cit. 2016-08-06]. DOI: 10.1016/j.intfin.2013.02.001. ISSN 10424431. Dostupné z: http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S1042443113000188

20) BAI, Yan a Jing ZHANG. Financial integration and international risk sharing. *Journal of International Economics* [online]. 2012, **86**(1), 17-32 [cit. 2016-08-07]. DOI: 10.1016/j.jinteco.2011.08.009. ISSN 00221996. Dostupné z: http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S002219961100105X

21) BAI, Yan a Jing ZHANG. Solving the Feldstein–Horioka Puzzle With Financial Frictions. *Econometrica* [online]. 2010, **78(2)**, 603–632 [cit. 2016-08-06].

22) BAILLIE, Richard T. a Tim BOLLERSLEV. The forward premium anomaly is not as bad as you think. *Journal of International Money and Finance* [online]. 2000, **19**(4), 471-488 [cit. 2016-08-07]. DOI: 10.1016/S0261-5606(00)00018-8. ISSN 02615606. Dostupné z: http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0261560600000188

23) BALDWIN, R. Re-Interpreting the Failure of Foreign Exchange Market Efficiency Tests: Small Transaction Costs, Big Hysteresis Bands. [online]. 1990 [cit. 2016-08-07]. Dostupné z: http://dx.doi.org/10.3386/w3319.

24) BALLABRIGA, Fernando Carlos, Juan J. DOLADO a José VIÑALS. Investigating Private and Public Savings-Investment Gaps in EC Countries. *CEPR Discussion Papers* [online]. 1991, **607** [cit. 2016-08-06]. Dostupné z: http://cepr.org/active/publications/discussion_papers/dp.php?dpno=607

25) BANERJEE, Abhisek a Manmohan SINGH. Testing Real Interest Parity in Emerging Markets. *IMF Working Papers* [online]. 2006, **06**(249), 1- [cit. 2016-08-06]. DOI: 10.5089/9781451865097.001. ISSN 1018-5941. Dostupné z: http://elibrary.imf.org/view/IMF001/06760-9781451865097/06760-9781451865097/06760-9781451865097.xml

26) BANSAL, Ravi a Magnus DAHLQUIST. The forward premium puzzle: different tales from developed and emerging economies. *Journal of International Economics* [online]. 2000, **51**(1), 115-144 [cit. 2016-08-07]. DOI: 10.1016/S0022-1996(99)00039-2. ISSN 00221996. Dostupné z: http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0022199699000392

27) BARRO, R. J., SALA-I-MARTIN, X.: *Technological Diffusion, Convergence, and Growth.* NBER Working Papers 5151. Cambridge: National Bureau of Economic Research [on-line]. 1995. [cit. 2010-30-04]. Dostupný z: http://www.econ.upf.edu/docs/papers/downloads/116.pdf

28) BÁŤA, Karel. Equity Home Bias in the Czech Republic. *Working Papers IES* [on-line]. 2010, 2010/07 [cit. 2016-08-07]. Dostupný z: http://ies.fsv.cuni.cz/default/file/download/id/13294

29) BAXTER, Marianne a Mario CRUCINI, Business Cycles and the Asset Structure of Foreign Trade. *International Economic Review* [online]. 1995, **36** (4), 821-54 [cit. 2016-08-07]. Dostupný z: http://www.nber.org/papers/w4975

30) BAXTER, Marianne a Mario CRUCINI, Explaining saving-investment correlations. *American Economic Review* [on-line]. 1993, 416–36 [cit. 2010-30-04]. Dostupný z: http://pages.stern.nyu.edu/~dbackus/GE_asset_pricing/adjustment%20costs/BaxterCrucini%20AER%2093.pdf

31) BAXTER, Marianne a Urban J. JERMANN. The International Diversification Puzzle Is Worse Than You Think. *American Economic Review* [online]. 1997, **87**(1), 170-180 [cit. 2016-08-07]. Dostupný z: http://www.nber.org/papers/w5019.pdf

32) BAXTER, Marianne, Urban J JERMANN a Robert G KING. Nontraded goods, nontraded factors, and international non-diversification. *Journal of International Economics* [online]. 1998, **44**(2), 211-229 [cit. 2016-08-07]. DOI: 10.1016/S0022-1996(97)00018-4. ISSN 00221996. Dostupné z: http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0022199697000184

33) BAXTER, Marianne. International risk-sharing in the short run and in the long run. *Canadian Journal of Economics/Revue canadienne d'économique* [online]. 2012, **45**(2), 376-393 [cit. 2016-08-07]. DOI: 10.1111/j.1540-5982.2012.01699.x. ISSN 00084085. Dostupné z: http://doi.wiley.com/10.1111/j.1540-5982.2012.01699.x

34) BAXTER, Marianne. Real exchange rates and real interest differentials. *Journal of Monetary Economics* [online]. 1994, **33**(1), 5-37 [cit. 2016-08-07]. DOI:

10.1016/0304-3932(94)90012-4. ISSN 03043932. Dostupné z: http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/0304393294900124

35) BAYOUMI, Tamin. Saving-Investment Correlations: Immobile Capital. Government Policy or Endogenous Behavior? *IMF Working Papers* [online]. 1989, **89**(66), 1- [cit. 2016-08-07]. DOI: 10.5089/9781451961881.001. ISSN 1018-5941. Dostupné z: http://elibrary.imf.org/view/IMF001/15587-9781451961881/15587-9781451961881/15587-9781451961881.xml

36) BEBCZUK, R., SCHMIDT-HEBBEL, K. Revisiting the Feldstein-Horioka Puzzle: An Institutional Sector View. *Económica* [online]. 2010, LVI, Enero-Diciembre. [cit. 2016-08-07]. Dostupné z: https://ideas.repec.org/a/lap/journl/571.html

37) BECKER, Sascha O. a Mathias HOFFMANN. Intra- and international risk-sharing in the short run and the long run. *European Economic Review* [online]. 2006, **50**(3), 777-806 [cit. 2016-08-07]. DOI: 10.1016/j.euroecorev.2004.11.003. ISSN 00142921. Dostupné z: http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0014292105000048

38) BEDNAŘÍK, Radek. Covered Interest Rate Parity: The Case of the Czech Republic. *MPRA Paper 14696* [online]. 2008 [cit. 2016-08-07]. Dostupné z: https://mpra.ub.uni-muenchen.de/14696/1/MPRA_paper_14696.pdf

39) BEKAERT, Geert a Campbell R. HARVEY. Capital Flows and the Behavior of Emerging Market Equity Returns. *SSRN Electronic Journal* [online]. 2000, - [cit. 2016-08-12]. DOI: 10.2139/ssrn.103120. ISSN 1556-5068. Dostupné z: http://www.ssrn.com/abstract=103120

40) BEKAERT, Geert a Campbell R. HARVEY. Time-Varying World Market Integration. *The Journal of Finance* [online]. 1995, **50**(2), 403-444 [cit. 2016-08-12]. DOI: 10.1111/j.1540-6261.1995.tb04790.x. ISSN 00221082. Dostupné z: http://doi.wiley.com/10.1111/j.1540-6261.1995.tb04790.x

41) BEKAERT, Geert a Xiaozheng Sandra WANG. Home Bias Revisited [online]. 2009 [cit. 2016-08-12]. Dostupné z: http://ssrn.com/abstract=1344880 or http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1344880

42) BENIGNO, Gianluca a Christoph THOENISSEN. Consumption and real exchange rates with incomplete markets and non-traded goods. *Journal of International Money and Finance* [online]. 2008, **27**(6), 926-948 [cit. 2016-08-07]. DOI: 10.1016/j.jimonfin.2008.04.008. ISSN 02615606. Dostupné z: http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0261560608000582

43) BERUMENT, Hakan a Mohamed Mehdi JELASSI. The Fisher hypothesis: a multi-country analysis. *Applied Economics* [online]. 2010, **34**(13), 1645-1655 [cit. 2016-08-06]. DOI: 10.1080/00036840110115118. ISSN 0003-6846. Dostupné z: http://www.tandfonline.com/doi/abs/10.1080/00036840110115118

44) BLACK, Fischer. International capital market equilibrium with investment barriers. *Journal of Financial Economics* [online]. 1974,**1**(4), 337-352 [cit. 2016-08-12]. DOI: 10.1016/0304-405X(74)90013-0. ISSN 0304405x. Dostupné z: http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/0304405X74900130

45) BLANCHARD, Olivier J. a Francesco GIAVAZZI. Current Account Deficits in the Euro Area: The End of the Feldstein-Horioka Puzzle? *Brookings Papers on Economic Activity* [online]. 2002, **2002**(2), 147-209 [cit. 2016-08-07]. DOI: 10.1353/eca.2003.0001. ISSN 1533-4465. Dostupné z: http://muse.jhu.edu/content/crossref/journals/brookings_papers_on_economic_activity/v2002/2002.2blanchard.pdf

46) BOSE, U. The Feldstein-Horioka Puzzle: A Comparative Study of Developed and Emerging Market Economies. *Journal of Economics and Sustainable Development*, [online]. 2012, 3(10) [cit. 2016-08-07].

47) BRADA, J. C., MANDEL, M., TOMŠÍK, V. Intertemporální přístup k platební bilanci: Vztah míry úspor a míry investic v bohatých, chudých a tranzitivních ekonomikách. *Politická Ekonomie* [online]. 2008, 2, 147–162 [cit. 2016-08-07]. Dostupné z: https://www.vse.cz/polek/634

48) BREEDEN, Douglas T. An intertemporal asset pricing model with stochastic consumption and investment opportunities. *Journal of Financial Economics* [online]. 1979, **7**(3), 265-296 [cit. 2016-08-12]. DOI: 10.1016/0304-405X(79)90016-3. ISSN 0304405x. Dostupné z: http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/0304405X79900163

49) BUCH, Claudia M. Capital mobility and EU enlargement. *Weltwirtschaftliches Archiv* [online]. 1999, **135**(4), 629-656 [cit. 2016-08-07]. DOI: 10.1007/BF02707388. ISSN 0043-2636. Dostupné z: http://link.springer.com/10.1007/BF02707388

50) CALLEN, Michael, Jean IMBS a Paolo MAURO. Pooling risk among countries. *Journal of International Economics* [online]. 2015, **96**(1), 88-99 [cit. 2016-08-07]. DOI: 10.1016/j.jinteco.2015.01.006. ISSN 00221996. Dostupné z: http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0022199615000264

51) CANOVA, Fabio a RAVN, Morten O. International Consumption Risk Sharing. *International Economic Review* [online]. 1996, **37**(3), 573-601 [cit. 2016-08-07]. Dostupné z: http://dx.doi.org/10.2307/2527442.

52) CAVAGLIA, Stefano. The persistence of real interest differentials.*Journal of Monetary Economics* [online]. 1992, **29**(3), 429-443 [cit. 2016-08-07]. DOI: 10.1016/0304-3932(92)90035-Z. ISSN 03043932. Dostupné z: http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/030439329290035Z

53) COAKLEY, Jerry, Farida KULASI, Ron SMITH. The Feldstein-Horioka puzzle and capital mobility: A review. *International Journal of Finance and Economics* [online]. 1998, **3**, 169-188 [cit. 2016-08-07]. Dostupné z: https://ideas.repec.org/a/ijf/ijfiec/v3y1998i2p169-88.html

54) COEURDACIER, Nicolas a Hélène REY. Home Bias in Open Economy Financial Macroeconomics. *Journal of Economic Literature* [online]. 2013, **51**(1), 63-115 [cit. 2016-08-07]. DOI: 10.1257/jel.51.1.63. ISSN 0022-0515. Dostupné z: http://pubs.aeaweb.org/doi/abs/10.1257/jel.51.1.63

55) COCHRANE, John H. A Simple Test of Consumption Insurance. *Journal of Political Economy* [online]. 1991, **99**(5), 957-976 [cit. 2016-08-07]. DOI: 10.1086/261785. ISSN 0022-3808. Dostupné z: http://www.journals.uchicago.edu/doi/10.1086/261785

56) COLE, H.L. a Maurice OBSTFELD. Commodity trade and international risk sharing: How much do fnancial markets matter? *Journal of Monetary Economics* [online]. 1991, 28, 3-24 [cit. 2016-08-07]. Dostupné z: http://www.sfu.ca/~kkasa/ColeObst91.pdf

57) COOPER, Ian a Evi KAPLANIS. Costs to crossborder investment and international equity market equilibrium. In EDWARDS, Jeremy (eds.) *Recent developments in corporate finance* [online]. Cambridge: Cambridge University Press, 1986, s. 209 [cit. 2016-08-12]. DOI: 10.1017/CBO9780511628610.014. ISBN 9780511628610. Dostupné z: http://ebooks.cambridge.org/ref/id/CBO9780511628610A065

58) COOPER, Ian a Evi KAPLANIS. Home Bias in Equity Portfolios, Inflation Hedging, and International Capital Market Equilibrium. *Review of Financial Studies* [online]. 1994, 7(1), 45–60 [cit. 2016-08-12]. Dostupné z: http://www.jstor.org/fcgi-bin/jstor/listjournal.fcg/08939454

59) COOPER, Ian, Piet SERCU, Rosanne VANPE. The Equity Home Bias Puzzle: A Survey. *Foundations and Trends® in Finance* [online]. 2012, **7**(4), 289-416 [cit.

2016-08-07]. DOI: 10.1561/0500000039. ISSN 1567-2395. Dostupné z: http://www.nowpublishers.com/articles/foundations-and-trends-in-finance/FIN-039

60) CORSETTI, Giancarlo, Luca DEDOLA a Sylvain LEDUC. International Risk Sharing and the Transmission of Productivity Shocks. *Review of Economic Studies* [online]. 2008, **75**(2), 443-473 [cit. 2016-08-07]. DOI: 10.1111/j.1467-937X.2008.00475.x. ISSN 0034-6527. Dostupné z: http://restud.oxfordjournals.org/lookup/doi/10.1111/j.1467-937X.2008.00475.x

61) COVAL, Joshua D. a Tobias J. MOSKOWITZ. Home Bias at Home: Local Equity Preference in Domestic Portfolios. *The Journal of Finance*[online]. 1999, **54**(6), 2045-2073 [cit. 2016-08-13]. DOI: 10.1111/0022-1082.00181. ISSN 00221082. Dostupné z: http://doi.wiley.com/10.1111/0022-1082.00181

62) COVAL, Joshua D. a Tobias J. MOSKOWITZ. The Geography of Investment: Informed Trading and Asset Prices. *Journal of Political Economy* [online]. 2001, **109**(4), 811-841 [cit. 2016-08-13]. DOI: 10.1086/322088. ISSN 0022-3808. Dostupné z: http://www.journals.uchicago.edu/doi/10.1086/322088

63) CRUCINI, Mario J. a Gregory D. HESS. International And Intranational Risk Sharing. *CESifo Working Paper Series* [online]. 1999, 227 [cit. 2016-08-07]. Dostupné z: http://ssrn.com/abstract=269452

64) CUESTAS, Juan Carlos a Barry HARRISON. Further Evidence on the Real Interest Rate Parity Hypothesis in Central and East European Countries: Unit Roots and Nonlinearities. *Emerging Markets Finance and Trade* [online]. 2010-11-1, **46**(6), 22-39 [cit. 2016-08-08]. DOI: 10.2753/REE1540-496X460602. ISSN 1540-496x. Dostupné z: http://www.tandfonline.com/doi/full/10.2753/REE1540-496X460602

65) CUESTAS, Juan Carlos, Karsten STAEHR a Fabio FILIPOZZI. Uncovered interest parity in Central and Eastern Europe : expectations and structural breaks. *Bank of Estonia Working Papers* [online]. 2015, 4, -. [cit. 2016-08-07]. Dostupné z: https://www.shef.ac.uk/economics/research/serps/articles/2015_014

66) CUMBY, R. a Maurice OBSTFELD. *International Interest Rate and Price Level Linkages Under Flexible Exchange Rates: a Review of Recent Evidence*. In BILSON, J. a MARSTON, R. C. (eds.) *Exchange Rate Theory and Practice*. University of Chicago Press: Chicago, 1984. ISBN: 0-226-05096-3 Dostupné z: https://core.ac.uk/download/files/153/6907772.pdf

67) DAHLQUIST, Magnus a Torbjorn SAELLSTROM. An Evaluation of International Asset Pricing Models. *SSRN Electronic Journal* [online]. 2001, - [cit. 2016-08-12]. DOI: 10.2139/ssrn.301963. ISSN 1556-5068. Dostupné z: http://www.ssrn.com/abstract=301963

68) DAHLQUIST, Magnus, Lee Foster PINKOWITZ, René M. STULZ a Rohan G. WILLIAMSON. Corporate Governance, Investor Protection, and The Home Bias. *SSRN Electronic Journal* [online]. 2003, - [cit. 2016-08-12]. DOI: 10.2139/ssrn.320222. ISSN 1556-5068. Dostupné z: http://www.ssrn.com/abstract=320222

69) DAJČMAN, Silvo, Mejra FESTIĆ a Alenka KAVKLER. Multiscale test of CAPM for three Central and Eastern European stock markets. Journal of Business Economics and Management [online]. 2013, 14(1), 54-76 [cit. 2016-07-23]. DOI: 10.3846/16111699.2011.633097. ISSN 1611-1699. Dostupné z: http://www.tandfonline.com/doi/abs/10.3846/16111699.2011.633097

70) DE GRAUWE, Paul a Francesco MONGELLI. Endogeneities of optimum currency areas: what brings countries sharing a single currency closer together? *ECB Working Paper Series* [online]. 2005, **0468** [cit. 2016-12-08]. Dostupné z: http://EconPapers.repec.org/RePEc:ecb:ecbwps:20050468.

71) DE GRAUWE, Paul. The Challenge of Enlargement of Euroland. Workshop on EMU: Current State and Future Prospects, University of Crete, Rethymno, Greece, 24–31 August 2003. [cit. 2016-12-08]. Dostupné z: http://slideplayer.com/slide/5218486/.

72) DE MOOR, Lieven, Piet SERCU a Rosanne VANPÉE. The plausibility of risk estimates and implied costs to international equity investments.*Journal of Empirical Finance* [online]. 2010, **17**(4), 623-644 [cit. 2016-08-12]. DOI: 10.1016/j.jempfin.2010.02.003. ISSN 09275398. Dostupné z: http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0927539810000149

73) DE SANTIS, Giorgio a Bruno GERARD. International Asset Pricing and Portfolio Diversification with Time-Varying Risk. *The Journal of Finance* [online]. 1997, **52**(5), 1881-1912 [cit. 2016-08-12]. DOI: 10.1111/j.1540-6261.1997.tb02745.x. ISSN 00221082. Dostupné z: http://doi.wiley.com/10.1111/j.1540-6261.1997.tb02745.x

74) DE SANTIS, Robert A. a Bruno GÉRARD. International portfolio reallocation: Diversification benefits and European monetary union. *European Economic*

Review [online]. 2009, **53**(8), 1010-1027 [cit. 2016-08-12]. DOI: 10.1016/j.euroecorev.2009.01.003. ISSN 00142921. Dostupné z: http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0014292109000257

75) DE SANTIS, Roberto A. The Geography of International Portfolio Flows, International Capm and the Role of Monetary Policy Frameworks. *SSRN Electronic Journal* [online]. 2010, - [cit. 2016-08-12]. DOI: 10.2139/ssrn.967642. ISSN 1556-5068. Dostupné z: http://www.ssrn.com/abstract=967642

76) DEVEREUX, Michael B., a HNATKOVSKA, V. Consumption Risk-Sharing and the Real Exchange Rate: Why does the Nominal Exchange Rate Make Such a Difference? *NBER Working Papers* [online]. 2011, - , - [cit. 2016-08-07]. Dostupné z: http://www.nber.org/papers/w17288.pdf

77) DEVEREUX, Michael B., Allan W. GREGORY a Gregor W. SMITH. Realistic cross-country consumption correlations in a two-country, equilibrium, business cycle model. *Journal of International Money and Finance* [online]. 1992, **11**(1), 3-16 [cit. 2016-08-07]. DOI: 10.1016/0261-5606(92)90018-S. ISSN 02615606. Dostupné z: http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/026156069290018S

78) DEVEREUX, Michael B., Gregor W. SMITH a James YETMAN. Consumption and real exchange rates in professional forecasts. *Journal of International Economics* [online]. 2012, **86**(1), 33-42 [cit. 2016-08-07]. DOI: 10.1016/j.jinteco.2011.08.014. ISSN 00221996. Dostupné z: http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0022199611001127

79) DICKEY, David A. a Wayne A. FULLER. Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association* [online]. 1979, **74**(366a), 427-431 [cit. 2016-08-07]. DOI: 10.1080/01621459.1979.10482531. ISSN 0162-1459. Dostupné z: http://www.tandfonline.com/doi/abs/10.1080/01621459.1979.10482531

80) DIMITRIOU, Dimitrios a Theodore SIMOS. International portfolio diversification: an ICAPM approach with currency risk.*Macroeconomics and Finance in Emerging Market Economies*[online]. 2013, **6**(2), 177-189 [cit. 2016-08-12]. DOI: 10.1080/17520843.2012.736400. ISSN 1752-0843. Dostupné z: http://www.tandfonline.com/doi/abs/10.1080/17520843.2012.736400

81) DOMINGUEZ, Kathryn M. a Jeffrey FRANKEL. Does Foreign Exchange Intervention Matter? Disentangling the Portfolio and Expectations Effects for the

Mark. *NBER Working Papers* [online]. 1990, 3299, [cit. 2016-08-07]. Dostupné z: http://www.nber.org/papers/w3299

82) DOOLEY, Michael P. a Peter ISARD. Capital Controls, Political Risk, and Deviations from Interest-Rate Parity. *Journal of Political Economy*[online]. 1980, **88**(2), 370-384 [cit. 2016-08-07]. DOI: 10.1086/260870. ISSN 0022-3808. Dostupné z: http://www.journals.uchicago.edu/doi/10.1086/260870

83) DOOLEY, Michael P., FRANKEL, Jeffrey A., MATHIESON, Donald. International capital mobility in developing countries vs. industrial countries: What do the savings-investment correlations tell us? *IMF Staff Papers* [online]. 1987, **34**, 503-529 [cit. 2016-08-07]. Dostupné z: http://www.nber.org/papers/w2043

84) DREGER, Christian. Does the nominal exchange rate regime affect the real interest parity condition? *The North American Journal of Economics and Finance* [online]. 2010, **21**(3), 274-285 [cit. 2016-08-07]. DOI: 10.1016/j.najef.2010.01.001. ISSN 10629408. Dostupné z: http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S1062940810000203

85) DUMAS, Bernard a Bruno SOLNIK. The World Price of Foreign Exchange Risk. *The Journal of Finance* [online]. 1995, **50**(2), 445-479 [cit. 2016-08-12]. DOI: 10.1111/j.1540-6261.1995.tb04791.x. ISSN 00221082. Dostupné z: http://doi.wiley.com/10.1111/j.1540-6261.1995.tb04791.x

86) DURČÁKOVÁ, Jaroslava., MANDEL, Martin, TOMŠÍK, Vladimir. Puzzle in the Theory of Uncovered Interest Rate Parity – Empirical Verification or Transitive Countries. *Finance India* [online]. 2005, **2**, 449–464 [cit. 2016-08-07]. Dostupné z: http://search.proquest.com/openview/f072ca16651ed5103562ec41c401de84/1?pq-origsite=gscholar&cbl=27511

87) EDISON, Hali J. a B. Dianne PAULS. A re-assessment of the relationship between real exchange rates and real interest rates: 1974–1990. *Journal of Monetary Economics* [online]. 1993, **31**(2), 165-187 [cit. 2016-08-07]. DOI: 10.1016/0304-3932(93)90043-F. ISSN 03043932. Dostupné z: http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/030439329390043F

88) EDMOND, Chris a Pierre-Olivier WEILL. Aggregate implications of micro asset market segmentation. *Journal of Monetary Economics*[online]. 2012, **59**(4), 319-335 [cit. 2016-08-07]. DOI: 10.1016/j.jmoneco.2012.03.006. ISSN 03043932. Dostupné z: http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0304393212000402

89) EICHENGREEN Barry. Epilogue: Three Perspectives on the Bretton Woods System. In: *A Retrospective on the Bretton Woods System: Lessons for International Monetary Reform* [on-line]. 1993, 621-658. [cit. 2016-30-04]. Dostupné z: http://www.nber.org/chapters/c6883

90) EICHENGREEN Barry. *Trends and Cycles in Foreign Lendings*. In H. Siebert (Ed.), *Capital Flows in the World Economy*. [on-line]. 1992, 255-281. [cit. 2016-08-07]. Dostupné z: http://www.nber.org/papers/w3411

91) ENGEL, Charles a John H ROGERS. Expected Consumption Growth from Cross-Country Surveys: Implications for Assessing International Capital Markets. *IMF Staff Papers* [online]. 2009, **56**(3), 543-573 [cit. 2016-08-07]. DOI: 10.1057/imfsp.2008.33. ISSN 1020-7635. Dostupné z: http://link.springer.com/10.1057/imfsp.2008.33

92) ENGEL, Charles. The forward discount anomaly and the risk premium: A survey of recent evidence. *Journal of Empirical Finance* [online]. 1996, **3**(2), 123-192 [cit. 2016-08-07]. DOI: 10.1016/0927-5398(95)00016-X. ISSN 09275398. Dostupné z: http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/092753989500016X

93) ENGLE, R. F., GRANGER, C. W. J. Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing. *Econometrica* [online]. 1987, 55, 251–276. [cit. 2016-08-07]. Dostupné z: http://www.med.upenn.edu/beat/docs/Engle1987.pdf

94) ERRUNZA, Vihang a Etienne LOSQ. International Asset Pricing under Mild Segmentation: Theory and Test. *The Journal of Finance* [online]. 1985, **40**(1), 105-124 [cit. 2016-08-12]. DOI: 10.1111/j.1540-6261.1985.tb04939.x. ISSN 00221082. Dostupné z: http://doi.wiley.com/10.1111/j.1540-6261.1985.tb04939.x

95) EVROPSKÁ CENTRÁLNÍ BANKA. *Indicators of Financial Integration in the Euro Area*. Frankfurt am Main: European Central Bank, 2005. s. 4. [on-line]. [cit. 2010-30-04]. Dostupný z: http://www.ecb.int/pub/pdf/other/indicatorsfinancialintegration200509en.pdf.

96) EVROPSKÁ KOMISE. *Capital market liberalization*. London: Office for Official Publications of the European Communities, 1997. ISBN 92-827-8793-1.

97) EVROPSKÁ KOMISE. *Free movement of capital: Commission requests Poland to remove investment restrictions on open pension funds*. [online]. 2008 [cit. 2016-08-08]. Dostupné z: http://europa.eu/rapid/press-release_IP-08-1359_en.htm

98) EVROPSKÁ KOMISE. *Tracking EU Financial Integration*. SEC(2003)628. Brussels: European Commission, 2003. [on-line]. [cit. 2010-30-04]. Dostupný z: http://ec.europa.eu/internal_market/finances/docs/cross-sector/fin-integration/sec-2003-628_en.pdf.

99) FAMA, Eugene F. a James D. MACBETH. Risk, Return, and Equilibrium: Empirical Tests. *Journal of Political Economy* [online]. 1973, **81**(3), 607-636 [cit. 2016-08-09]. DOI: 10.1086/260061. ISSN 0022-3808. Dostupné z: http://www.journals.uchicago.edu/doi/10.1086/260061

100) FAMA, Eugene F. a Kenneth R. FRENCH. Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of Financial Economics* [online]. 1993, **33**(1), 3-56 [cit. 2016-08-09]. DOI: 10.1016/0304-405X(93)90023-5. ISSN 0304405x. Dostupné z: http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/0304405X93900235

101) FAMA, Eugene F. A Kenneth R. FRENCH. The Cross-Section of Expected Stock Returns. *The Journal of Finance* [online]. 1992, **47**(2), 427-465 [cit. 2016-08-09]. DOI: 10.1111/j.1540-6261.1992.tb04398.x. ISSN 00221082. Dostupné z: http://doi.wiley.com/10.1111/j.1540-6261.1992.tb04398.x

102) FAMA, Eugene F. Forward and spot exchange rates. *Journal of Monetary Economics* [online]. 1984, **14**(3), 319-338 [cit. 2016-08-07]. DOI: 10.1016/0304-3932(84)90046-1. ISSN 03043932. Dostupné z: http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/0304393284900461

103) FELDSTEIN, Martin, BACHETTA, P. National saving and international investment. In: Bernheim, D., Shoven, J. (Eds.), *National Saving and Economic Performance*. The University of Chicago Press: Chicago, 1991. [online]. [cit. 2016-08-07]. ISBN: 0-226-04404-1 Dostupné z: http://www.nber.org/chapters/c5992.pdf

104) FELDSTEIN, Martin, HORIOKA, Charles. Domestic Savings and International Capital Flows, *Economic Journal* [online]. 1980, 90, 314–329. [cit. 2016-08-07]. Dostupné z: http://www.nber.org/papers/w0310.pdf

105) FELDSTEIN, Martin. Domestic saving and international capital movements in the long run and the short run. *European Economic Review* [online]. 1983, **21**(1-2), 129-151 [cit. 2016-08-07]. DOI: 10.1016/S0014-2921(83)80012-9. ISSN 00142921. Dostupné z: http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0014292183800129

106) FELDSTEIN, Martin. The Effects of Outbound Foreign Direct Investment on the Domestic Capital Stock. *NBER Working Papers* [online]. 1994, 4668, - [cit. 2016-08-08]. Dostupné z: http://www.nber.org/chapters/c7739.pdf

107) FERREIRA, Alex Luiz a Miguel A. LEÓN-LEDESMA. Does the real interest parity hypothesis hold? Evidence for developed and emerging markets. *Journal of International Money and Finance* [online]. 2007,**26**(3), 364-382 [cit. 2016-08-05]. DOI: 10.1016/j.jimonfin.2006.11.003. ISSN 02615606. Dostupné z: http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S026156060600129X

108) FERSON, Wayne E. a Campbell R. HARVEY. Sources of risk and expected returns in global equity markets. *Journal of Banking & Finance* [online]. 1994, **18**(4), 775-803 [cit. 2016-08-12]. DOI: 10.1016/0378-4266(93)00020-P. ISSN 03784266. Dostupné z: http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/037842669300020P

109) FIDORA, Michael, Marcel FRATZSCHER a Christian THIMANN. Home bias in global bond and equity markets: The role of real exchange rate volatility. *Journal of International Money and Finance* [online]. 2007, **26**(4), 631-655 [cit. 2016-08-12]. DOI: 10.1016/j.jimonfin.2007.03.002. ISSN 02615606. Dostupné z: http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0261560607000356

110) FIDRMUC, Jarko. The Feldstein–Horioka Puzzle and Twin Deficits in Selected Countries. *Economics of Planningas of 2002, incorporating `MOCT-MOST: Economic Policy in Transitional Economies'* [online]. 2003, **36**(2), 135-152 [cit. 2016-08-07]. DOI: 10.1023/B:ECOP.0000012256.88112.c2. ISSN 0013-0451. Dostupné z: http://link.springer.com/10.1023/B:ECOP.0000012256.88112.c2

111) FLEMING, J. Marcus. Domestic Financial Policies under Fixed and under Floating Exchange Rates. *IMF Staff Papers* [online]. 1962, **9**(3), s. 369–380. [cit. 2016-08-08]. DOI:10.2307/3866091. Dostupné z: www.jstor.org/stable/3866091.

112) FLOOD, Robert P., Nancy P. MARION a Akito MATSUMOTO. International risk sharing during the globalization era. *Canadian Journal of Economics/Revue canadienne d'économique* [online]. 2012,**45**(2), 394-416 [cit. 2016-08-08]. DOI: 10.1111/j.1540-5982.2012.01700.x. ISSN 00084085. Dostupné z: http://doi.wiley.com/10.1111/j.1540-5982.2012.01700.x

113) FONG, Wai-Ming, Giorgio VALENTE a Joseph K.W. FUNG. Covered interest arbitrage profits: The role of liquidity and credit risk. *Journal of Banking & Finance* [online]. 2010, **34**(5), 1098-1107 [cit. 2016-08-07]. DOI:

10.1016/j.jbankfin.2009.11.008. ISSN 03784266. Dostupné z: http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0378426609003057

114) FRAIT, Jan. Portfolio model platební bilance (a jeho aplikace na ČR v letech 1992-1995). *Politická ekonomie*. [online]. 1996, XLIII(2) [cit. 2016-08-07]. ISSN 0032-3233. Dostupné z: https://dspace.vsb.cz/handle/10084/62773

115) FRANKEL, Jeffrey A. a Alan T. MACARTHUR. Political vs. currency premia in international real interest differentials. *European Economic Review* [online]. 1988, **32**(5), 1083-1114 [cit. 2016-08-07]. DOI: 10.1016/0014-2921(88)90068-2. ISSN 00142921. Dostupné z: http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/0014292188900682

116) FRANKEL, Jeffrey A. a Andrew K. ROSE. *Chapter 33 Empirical research on nominal exchange rates* In GROSSMAN, G. M. and ROGOFF, K. (eds.) *Handbook of International Economics* [online]. 1995, 3, 1689-1729 [cit. 2016-08-08]. DOI: 10.1016/S1573-4404(05)80013-9. Dostupné z: http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S1573440405800139

117) FRANKEL, Jeffrey A. International capital mobility and exchange rate volatility. *Conference Series, Federal Reserve Bank of Boston* [online]. 1988, 32, 162-194 [cit. 2016-08-07] Dostupné z: https://www.researchgate.net/publication/5027010_International_capital_mobility_and_exchange_rate_volatility

118) FRANKEL, Jeffrey A. International Financial Integration, Relations among Interest Rates and Exchange Rates, and Monetary Indicators. In C.A. Pigott (ed), *International Financial Integration and U.S. Monetary Policy* [online]. 1990, 15–49 [cit. 2016-08-07]. Dostupné z: https://www.hks.harvard.edu/fs/jfrankel/NYFED6.W51.PDF

119) FRANKEL, Jeffrey A. Monetary And Portfolio-Balance Models Of Exchange Rate Determination. *International Economic Policies and their Theoretical Foundations* [online]. Elsevier, 1992, s. 793 [cit. 2016-08-07]. DOI: 10.1016/B978-0-12-444281-8.50038-6. ISBN 9780124442818. Dostupné z: http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/B9780124442818500386

120) FRANKEL, Jeffrey A. Quantifying International Capital Mobility In The 1980's. *NBER Working Paper* [online]. 1991, 2856 [cit. 2016-08-07]. Dostupné z: http://www.nber.org/chapters/c5993.pdf

121) FRANKEL, Jeffrey A., a Andrew K. ROSE. The Endogenity of the Optimum Currency Area Criteria. *The Economic Journal* [online]. 1998, **108**(449) [cit. 2016-12-08]. s. 1009–1025. Dostupné z: http:// dx.doi.org/10.1111/1468-0297.00327.

122) FRANKEL, Jeffrey, Steven PHILLIPS, Menzie CHINN, Francisco TORRES a Francesco GIAVAZZI. Financial and currency integration in the European monetary system: the statistical record. In *Adjustment and growth in the European Monetary Union* [online]. Cambridge: Cambridge University Press, 1993, s. 270 [cit. 2016-08-07]. DOI: 10.1017/CBO9780511599231.018. ISBN 9780511599231. Dostupné z: http://ebooks.cambridge.org/ref/id/CBO9780511599231A101

123) FRATZSCHER, Marcel a Jean IMBS. Risk sharing, finance, and institutions in international portfolios. *Journal of Financial Economics* [online]. 2009, **94**(3), 428-447 [cit. 2016-08-07]. DOI: 10.1016/j.jfineco.2008.12.007. ISSN 0304405x. Dostupné z: http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0304405X0900124X

124) FRENCH, Kenneth R. a James M. POTERBA. Investor Diversification And International Equity Markets. *American Economic Review* [online]. 1991, v81(2), 222-226 [cit. 2016-08-07]. Dostupné z: http://www.nber.org/papers/w3609

125) FRENKEL, Jacob A. a Richard M. LEVICH. Covered Interest Arbitrage: Unexploited Profits? *Journal of Political Economy* [online]. 1975, **83**(2), 325-338 [cit. 2016-08-07]. DOI: 10.1086/260325. ISSN 0022-3808. Dostupné z: http://www.journals.uchicago.edu/doi/10.1086/260325

126) FROOT, Kenneth A a FRANKEL, Jeffrey A. Forward Discount Bias: Is it an Exchange Risk Premium? *The Quarterly Journal of Economics* [online]. 1989 [cit. 2016-08-07]. Dostupné z: http://dx.doi.org/10.2307/2937838.

127) FROOT, Kenneth A a THALER, Richard H. Foreign Exchange. *Journal of Economic Perspectives* [online]. 1990, 4(3), 179-92 [cit. 2016-08-07]. Dostupné z: http://faculty.chicagobooth.edu/richard.thaler/research/pdf/foreign%20exchanger.pdf

128) FUJII, Eiji a Menzie CHINN. Fin de Siècle real interest parity. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money* [online]. 2001, **11**(3-4), 289-308 [cit. 2016-08-07]. DOI: 10.1016/S1042-4431(01)00040-3. ISSN 10424431. Dostupné z: http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S1042443101000403

129) GANDELMAN, Nestor a HERNANDEZ-MURILLO, Ruben. Risk Aversion at the Country Level. *Review, Federal Reserve Bank of St. Louis* [online]. 2015, **97**(1), 53-66 [cit. 2016-08-07]. Dostupné z: https://ideas.repec.org/a/fip/fedlrv/00036.html

130) GARLAPPI, Lorenzo, Raman UPPAL a Tan WANG. Portfolio Selection with Parameter and Model Uncertainty: A Multi-Prior Approach. *Review of Financial Studies* [online]. 2006, **20**(1), 41-81 [cit. 2016-08-12]. DOI: 10.1093/rfs/hhl003. ISSN 0893-9454. Dostupné z: http://rfs.oxfordjournals.org/lookup/doi/10.1093/rfs/hhl003

131) GHOSH, A. International Capital Mobility Amongst the Major Industrialised Countries: Too Little or Too Much? *The Economic Journal* [online]. 1995, *105*(428), 107-128. [cit. 2016-08-07]. Dostupné z: http://www.jstor.org/stable/2235322 doi:1

132) GIANNONE, Domenico, a Lucrezia REICHLIN. Trends and Cycles in the Euro Area: How Much Heterogeneity and Should We Worry About It? *ECB Working Paper* [online]. 2006, 595. [cit. 2016-08-07]. Dostupné z: https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecbwp595.pdf

133) GIOVANNINI, Alberto a Philippe JORION. The Time Variation of Risk and Return in the Foreign Exchange and Stock Markets. *The Journal of Finance* [online]. 1989, **44**(2), 307-325 [cit. 2016-08-08]. DOI: 10.1111/j.1540-6261.1989.tb05059.x. ISSN 00221082. Dostupné z: http://doi.wiley.com/10.1111/j.1540-6261.1989.tb05059.x

134) GLASSMAN, Debra A. a Leigh A. RIDDICK. What causes home asset bias and how should it be measured? *Journal of Empirical Finance*[online]. 2001, **8**(1), 35-54 [cit. 2016-08-12]. DOI: 10.1016/S0927-5398(00)00026-8. ISSN 09275398. Dostupné z: http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0927539800000268

135) GOLDBERG, L.G.; LOTHIAN, J.R.; OKUNEV, J. Has international financial integration increased? *Open Economies Review* [online]. 2003, 14, 299-317 [cit. 2016-08-07]. Dostupné z: http://archive.nyu.edu/bitstream/2451/26953/2/wpa98040.pdf

136) GORMAN, Larry R. a Bjorn N. JORGENSEN. Domestic versus International Portfolio Selection: A Statistical Examination of the Home Bias. *Multinational Finance Journal* [online]. 2002, **6**(3/4), 131-166 [cit. 2016-08-13]. DOI: 10.17578/6-3/4-1. ISSN 10961879. Dostupné z: http://www.mfsociety.org/modules/modDashboard/uploadFiles/journals/googleScholar/717.html

137) GRANGER, C. W. J. Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods. *Econometrica* [online]. 1969, 37(3), 424-438 [cit. 2016-08-07]. Dostupné z: https://www.jstor.org/stable/1912791

138) GRAUER, Frederick L.A., Robert H. LITZENBERGER a Richard E. STEHLE. Sharing rules and equilibrium in an international capital market under uncertainty. *Journal of Financial Economics* [online]. 1976, **3**(3), 233-256 [cit. 2016-08-12]. DOI: 10.1016/0304-405X(76)90005-2. ISSN 0304405x. Dostupné z: http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/0304405X76900052

139) GRUBEL, Herbert G. Internationally Diversified Portfolios: Welfare Gains and Capital Flows. *The American Economic Review* [online]. 1968, 58(5), 1299-1314 [cit. 2016-08-07]. Dostupné z: http://www.jstor.org/stable/1814029

140) HADZI-VASKOV, M. Does the Nominal Exchange Rate Explain the Backus-Smith Puzzle? Evidence from the Eurozone. *Working Papers, Utrecht School of Economics* [online]. 2007, 07-32, - [cit. 2016-08-07]. Dostupné z: http://www.uu.nl/sites/default/files/rebo_use_dp_2007_07-32.pdf

141) HALDANE, Andrew G. a Mahmood PRADHAN. Testing real interest parity in the European Monetary System. *Bank of England working papers 2* [online]. 1992 [cit. 2016-08-07]. Dostupné z: http://www.bankofengland.co.uk/archive/Documents/historicpubs/workingpapers/1992/wp02.pdf

142) HARBERGER, A.C. Vignettes on the world capital market, American Economic Review [online]. 1992, 70, 331-337 [cit. 2016-08-07]. Dostupné z: http://www.jstor.org/stable/1815492

143) HARVEY, Campbell R. Predictable Risk and Returns in Emerging Markets. *Review of Financial Studies* [online]. 1995, **8**(3), 773-816 [cit. 2016-08-12]. DOI: 10.1093/rfs/8.3.773. ISSN 0893-9454. Dostupné z: http://rfs.oxfordjournals.org/lookup/doi/10.1093/rfs/8.3.773

144) HARVEY, Campbell R. The World Price of Covariance Risk. *The Journal of Finance* [online]. 1991, **46**(1), 111-157 [cit. 2016-08-12]. DOI: 10.1111/j.1540-6261.1991.tb03747.x. ISSN 00221082. Dostupné z: http://doi.wiley.com/10.1111/j.1540-6261.1991.tb03747.x

145) HEAD, Allen C., Todd D. MATTINA a Gregor W. SMITH. Real exchange rates, preferences, and incomplete markets: evidence, 1961-2001. *Canadian Journal of Economics/Revue Canadienne d`Economique*[online]. 2004, **37**(3), 782-801 [cit. 2016-08-07]. DOI: 10.1111/j.0008-4085.2004.00248.x. ISSN 0008-4085. Dostupné z: http://doi.wiley.com/10.1111/j.0008-4085.2004.00248.x

146) HEATHCOTE, Jonathan a Fabrizio PERRI. Financial autarky and international business cycles. *Journal of Monetary Economics* [online]. 2002, **49**(3), 601-627 [cit. 2016-08-07]. DOI: 10.1016/S0304-3932(02)00103-4. ISSN 03043932. Dostupné z: http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0304393202001034

147) HEATHCOTE, Jonathan a Fabrizio PERRI. Financial globalization and real regionalization. *Journal of Economic Theory* [online]. 2004,**119**(1), 207-243 [cit. 2016-08-07]. DOI: 10.1016/j.jet.2003.06.003. ISSN 00220531. Dostupné z: http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S002205310300317X

148) HENRY, Peter Blair. Stock Market Liberalization, Economic Reform, and Emerging Market Equity Prices. *The Journal of Finance* [online]. 2000, **55**(2), 529-564 [cit. 2016-08-12]. DOI: 10.1111/0022-1082.00219. ISSN 00221082. Dostupné z: http://doi.wiley.com/10.1111/0022-1082.00219

149) HERWARTZ, Helmut & REIMERS, Hans-Eggert. Modelling the Fisher hypothesis: World wide evidence, *Economics Working Papers* [online]. 2006, 4, - [cit. 2016-08-07]. Dostupné z: https://www.econstor.eu/bitstream/10419/22009/1/EWP-2006-04.pdf

150) HESS, Gregory D. a Kwanho SHIN. Understanding the Backus–Smith puzzle: It's the (nominal) exchange rate, stupid. *Journal of International Money and Finance* [online]. 2010, **29**(1), 169-180 [cit. 2016-08-07]. DOI: 10.1016/j.jimonfin.2009.07.005. ISSN 02615606. Dostupné z: http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0261560609000795

151) HESTON, Steven L. a ROUWENHORST, K. Geert. Does Industrial Structure Explain the Benefits of International Diversification? *Journal of Financial Economics* [online]. 1994, 36, 3-27 [cit. 2016-08-07]. Dostupné z: http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/0304-405X(94)90028-0

152) HOFFMANN, Mathias a Thomas NITSCHKA. The Consumption - Real Exchange Rate Anomaly: an Asset Pricing Perspective. *IEW - Working Papers* [online]. 2007, 331, - . [cit. 2016-08-08]. Dostupné z: http://www.econ.uzh.ch/static/wp_iew/iewwp331.pdf

153) HOFFMANN, Mathias. The Lack of International Consumption Risk Sharing: Can Inflation Differentials and Trading Costs Help Explain the Puzzle? *Open Economies Review* [online]. 2008, **19**(2), 183-201 [cit. 2016-08-07]. DOI: 10.1007/s11079-007-

9024-x. ISSN 0923-7992. Dostupné z: http://link.springer.com/10.1007/s11079-007-9024-x

154) HOLLIFIELD, BURTON a RAMAN UPPAL. An Examination of Uncovered Interest Rate Parity in Segmented International Commodity Markets.*The Journal of Finance* [online]. 1997, **52**(5), 2145-2170 [cit. 2016-08-08]. DOI: 10.1111/j.1540-6261.1997.tb02756.x. ISSN 00221082. Dostupné z: http://doi.wiley.com/10.1111/j.1540-6261.1997.tb02756.x

155) HOLMES, M. J. a P. WANG. Real Convergence and the EU Accession Countries: A New Perspective on Real Interest Parity. *Journal of Emerging Market Finance* [online]. 2008, **7**(3), 215-236 [cit. 2016-08-06]. DOI: 10.1177/097265270800700301. ISSN 0972-6527. Dostupné z: http://emf.sagepub.com/cgi/doi/10.1177/097265270800700301

156) HOLMES, Mark J. a Ping WANG. Are Real Interest Rates of EU Accession Countries Characterized by Non-Linear Convergence? *Research in Applied Economics* [online]. 2009, **1**(1), - [cit. 2016-08-06]. DOI: 10.5296/rae.v1i1.303. ISSN 1948-5433. Dostupné z: http://www.macrothink.org/journal/index.php/rae/article/view/303

157) HOLMES, Mark J. Does long-run real interest parity hold among EU countries? Some new panel data evidence. *The Quarterly Review of Economics and Finance* [online]. 2002, **42**(4), 733-746 [cit. 2016-08-05]. DOI: 10.1016/S1062-9769(01)00116-8. ISSN 10629769. Dostupné z: http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S1062976901001168

158) HOLMES, Mark J. Some new evidence on exchange rates, capital controls and European Union financial integration. *International Review of Economics & Finance* [online]. 2001, **10**(2), 135-146 [cit. 2016-08-07]. DOI: 10.1016/S1059-0560(00)00068-X. ISSN 10590560. Dostupné z: http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S105905600000068X

159) HOLTEMÖLLER, Oliver. Uncovered interest rate parity and analysis of monetary convergence of potential EMU accession countries.*International Economics and Economic Policy* [online]. 2005, **2**(1), 33-63 [cit. 2016-08-07]. DOI: 10.1007/s10368-005-0026-0. ISSN 1612-4804. Dostupné z: http://link.springer.com/10.1007/s10368-005-0026-0

160) CHABOUD, Alain P. a Jonathan H. WRIGHT. Uncovered interest parity: it works, but not for long. *Journal of International Economics* [online]. 2005, **66**(2), 349-362

[cit. 2016-08-07]. DOI: 10.1016/j.jinteco.2004.07.004. ISSN 00221996. Dostupné z: http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0022199604001175

161) CHALOUPKA, Jiří. Econometric analysis of interconnections among stock markets of the new EU member states before and after the financial crisis. *Ekonomická revue - Central European Review of Economic Issues* [online]. 2012, **15**(3), 157-176 [cit. 2016-07-09]. DOI: 10.7327/cerei.2012.09.03. ISSN 12123951. Dostupné z: http://www.ekf.vsb.cz/export/sites/ekf/cerei/cs/Papers/VOL15NUM03PAP03.pdf

162) CHAN, K.C., G.Andrew KAROLYI a RenéM. STULZ. Global financial markets and the risk premium on U.S. equity. *Journal of Financial Economics* [online]. 1992, **32**(2), 137-167 [cit. 2016-08-12]. DOI: 10.1016/0304-405X(92)90016-Q. ISSN 0304405x. Dostupné z: http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/0304405X9290016Q

163) CHANG, Chih-KaI. Real Interest Rate Parity In Eu Countries: Empirical Evidence By Unit Root Test With Sequential Panel Selection Method. *Economics and Finance Review* [online]. 2011, **1**(8), 76-83 [cit. 2016-08-07]. ISSN: 2047 – 0401. Dostupné z: http://www.businessjournalz.org/articlepdf/efr1806o18.pdf

164) CHANG, Ming-Jen a Che-Yi SU. Does real interest rate parity really hold? New evidence from G7 countries. *Economic Modelling* [online]. 2015, **47**, 299-306 [cit. 2016-08-07]. DOI: 10.1016/j.econmod.2015.03.005. ISSN 02649993. Dostupné z: http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0264999315000681

165) CHARI, Anusha a Peter Blair HENRY. Risk Sharing and Asset Prices: Evidence from a Natural Experiment. *The Journal of Finance* [online]. 2004, **59**(3), 1295-1324 [cit. 2016-08-12]. DOI: 10.1111/j.1540-6261.2004.00663.x. ISSN 00221082. Dostupné z: http://doi.wiley.com/10.1111/j.1540-6261.2004.00663.x

166) CHARI, V. V., Patrick J. KEHOE a Ellen R. MCGRATTAN. Can Sticky Price Models Generate Volatile and Persistent Real Exchange Rates? *Review of Economic Studies* [online]. 2002, **69**(3), 533-563 [cit. 2016-08-07]. DOI: 10.1111/1467-937X.00216. ISSN 0034-6527. Dostupné z: http://restud.oxfordjournals.org/lookup/doi/10.1111/1467-937X.00216

167) CHEN, Nai-Fu, Richard ROLL a Stephen A. ROSS. Economic Forces and the Stock Market. *The Journal of Business* [online]. 1986, **59**(3), 383- [cit. 2016-08-07]. DOI: 10.1086/296344. ISSN 0021-9398. Dostupné z: http://www.journals.uchicago.edu/doi/abs/10.1086/296344

168) CHINN, Menzie David a Guy MEREDITH. Monetary Policy And Long Horizon Uncovered Interest Parity. *IMF Staff Papers* [online]. 2004, **51**(3), 409-430 [cit. 2016-08-07]. Dostupné z: https://www.imf.org/External/Pubs/FT/staffp/2004/03/chinn.htm

169) CHINN, Menzie David a Guy MEREDITH. Testing Uncovered Interest Parity at Short and Long Horizons during the Post-Bretton Woods Era. *SSRN Electronic Journal* [online]. 2005 [cit. 2016-08-07]. DOI: 10.2139/ssrn.315972. ISSN 1556-5068. Dostupné z: http://www.ssrn.com/abstract=315972

170) CHINN, Menzie David. The (partial) rehabilitation of interest rate parity in the floating rate era: Longer horizons, alternative expectations, and emerging markets. *Journal of International Money and Finance* [online]. 2006, **25**(1), 7-21 [cit. 2016-08-07]. DOI: 10.1016/j.jimonfin.2005.10.003. ISSN 02615606. Dostupné z: http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0261560605000975

171) CHORTAREAS, Georgios E. a Rebecca L. DRIVER. PPP and the Real Exchange Rate - Real Interest Rate Differential Puzzle Revisited: Evidence from Non-Stationary Panel Data. *SSRN Electronic Journal* [online]. 2001 [cit. 2016-08-07]. DOI: 10.2139/ssrn.274992. ISSN 1556-5068. Dostupné z: http://www.ssrn.com/abstract=274992

172) IMBS, Jean. The real effects of financial integration. *Journal of International Economics* [online]. 2006, **68**(2), 296-324 [cit. 2016-08-07]. DOI: 10.1016/j.jinteco.2005.05.003. ISSN 00221996. Dostupné z: http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S002219960500053X

173) IORIO, Francesca Di a Stefano FACHIN. Savings and investments in the OECD, 1970–2007: A test of panel cointegration with regime changes. *The North American Journal of Economics and Finance*[online]. 2014, **28**, 59-76 [cit. 2016-08-07]. DOI: 10.1016/j.najef.2014.01.003. ISSN 10629408. Dostupné z: http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S1062940814000047

174) ISARD, Peter. Uncovered Interest Parity. *IMF Working Papers* [online]. 2006, **06**(96), 1- [cit. 2016-08-07]. DOI: 10.5089/9781451863567.001. ISSN 1018-5941. Dostupné z: http://elibrary.imf.org/view/IMF001/07644-9781451863567/07644-9781451863567/07644-9781451863567.xml

175) ISLAMAJ, Ergys a M. Ayhan KOSE. How does the sensitivity of consumption to income vary over time? International evidence.*Journal of Economic Dynamics and Control* [online]. 2016, , - [cit. 2016-08-07]. DOI: 10.1016/j.jedc.2016.03.012. ISSN

01651889. Dostupné z: http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0165188916300392

176) ISLAMAJ, Ergys. Why don't we observe improvements in consumption smoothing as countries get more financially integrated: Bridging theory and empirics. *Economics Letters* [online]. 2008, **100**(2), 169-172 [cit. 2016-08-07]. DOI: 10.1016/j.econlet.2008.01.005. ISSN 01651765. Dostupné z: http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0165176508000025

177) JANECEK, Karel. What is a realistic aversion to risk for real-world individual investors? [online]. 2004, unpublished [cit. 2016-08-07] Dostupné z: www.sba21.com/personal/RiskAversion.pdf

178) JENKINS, Michael A. a Petya MADZHAROVA. Real interest rate convergence under the euro. *Applied Economics Letters* [online]. 2008, **15**(6), 473-476 [cit. 2016-08-05]. DOI: 10.1080/13504850600706479. ISSN 1350-4851. Dostupné z: http://www.tandfonline.com/doi/abs/10.1080/13504850600706479

179) JOHANSEN, S. Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models. *Econometrica*, [online]. 1991, 59, 1551–1580. [cit. 2016-08-05]. Dostupné z: https://www.jstor.org/stable/2938278

180) JOCHEM, Axel a VOLZ, Ute. Portfolio holdings in the euro area - home bias and the role of international, domestic and sector-specific factors. *Discussion Paper Series 1: Economic Studies* [online]. 2011, 07, - . [cit. 2016-08-05]. Dostupné z: https://www.bundesbank.de/Redaktion/EN/Downloads/Publications/Discussion_Paper_1/2011/2011_04_15_dkp_07.pdf

181) JORION, Philippe. Does real interest parity hold at longer maturities? *Journal of International Economics* [online]. 1996, **40**(1-2), 105-126 [cit. 2016-08-07]. DOI: 10.1016/0022-1996(95)01384-9. ISSN 00221996. Dostupné z: http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/0022199695013849

182) JORION, Philippe. The Pricing of Exchange Rate Risk in the Stock Market. *The Journal of Financial and Quantitative Analysis* [online]. 1991, 26(3), 363 [cit. 2016-08-05]. Dostupné z: https://www.jstor.org/stable/2331212

183) KANG, Jun-Koo a Rene´M. STULZ. Why is there a home bias? An analysis of foreign portfolio equity ownership in Japan. *Journal of Financial Economics* [online]. 1997, **46**(1), 3-28 [cit. 2016-08-12]. DOI: 10.1016/S0304-405X(97)00023-8. ISSN

0304405x. Dostupné z: http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0304405X97000238

184) KAROLYI, G. Andrew a René M. STULZ. *Chapter 16 Are financial assets priced locally or globally?* [online]. 2003, 975 [cit. 2016-08-07]. DOI: 10.1016/S1574-0102(03)01025-2. Dostupné z: http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S1574010203010252

185) KAROLYI, G.Andrew. Did the Asian financial crisis scare foreign investors out of Japan? *Pacific-Basin Finance Journal* [online]. 2002,**10**(4), 411-442 [cit. 2016-08-13]. DOI: 10.1016/S0927-538X(02)00067-7. ISSN 0927538x. Dostupné z: http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0927538X02000677

186) KASMAN, Saadet, Adnan KASMAN a Evrim TURGUTLU. Fisher Hypothesis Revisited: A Fractional Cointegration Analysis. *Emerging Markets Finance and Trade* [online]. 2006-12-1, **42**(6), 59-76 [cit. 2016-08-05]. DOI: 10.2753/REE1540-496X420604. ISSN 1540-496x. Dostupné z: http://www.tandfonline.com/doi/full/10.2753/REE1540-496X420604

187) KATSIMI, Margarita a Gylfi ZOEGA. European Integration and the Feldstein-Horioka Puzzle. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* [online]. 2016, , n/a-n/a [cit. 2016-08-07]. DOI: 10.1111/obes.12130. ISSN 03059049. Dostupné z: http://doi.wiley.com/10.1111/obes.12130

188) KEHOE, Patrick J. a Fabrizio PERRI. International Business Cycles with Endogenous Incomplete Markets. *Econometrica* [online]. 2002, **70**(3), 907-928 [cit. 2016-08-08]. DOI: 10.1111/1468-0262.00314. ISSN 0012-9682. Dostupné z: http://doi.wiley.com/10.1111/1468-0262.00314

189) KENEN, Peter. The Theory of Optimum Currency Areas: An Eclectic View. In Mundell and Swoboda (eds.): *Monetary Problems in the International Economy*. University of Chicago Press: Chicago, 1969.

190) KETENCI, Natalya. The Feldstein–Horioka Puzzle and structural breaks: Evidence from EU members. *Economic Modelling* [online]. 2012, **29**(2), 262-270 [cit. 2016-08-07]. DOI: 10.1016/j.econmod.2011.10.003. ISSN 02649993. Dostupné z: http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0264999311002318

191) KETENCI, Natalya. The Feldstein–Horioka puzzle in groupings of OECD members: A panel approach. *Research in Economics* [online]. 2013,**67**(1), 76-87 [cit. 2016-08-

07]. DOI: 10.1016/j.rie.2012.09.002. ISSN 10909443. Dostupné z: http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S1090944312000403

192) KOEDIJK, Kees C.G., Clemens J.M. KOOL, Peter C. SCHOTMAN, Mathijs A. VAN DIJK a Francois NISSEN. The Cost of Capital in International Financial Markets: Local versus Global Beta. *SSRN Electronic Journal* [online]. 2001, - [cit. 2016-08-12]. DOI: 10.2139/ssrn.166848. ISSN 1556-5068. Dostupné z: http://www.ssrn.com/abstract=166848

193) KOLLMANN, Robert. Consumption, real exchange rates and the structure of international asset markets. *Journal of International Money and Finance* [online]. 1995, **14**(2), 191-211 [cit. 2016-08-07]. DOI: 10.1016/0261-5606(94)00011-O. ISSN 02615606. Dostupné z: http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/026156069400011O

194) KOLLMANN, Robert. Incomplete Asset Markets and International Business Cycles. *Journal of Economic Dynamics and Control* [online]. 1996, 20, 945-961 [cit. 2016-08-07]. Dostupné z: http://www.robertkollmann.com/KOLLMANN_PUBL_JEDC_1996.pdf

195) KOLLMANN, Robert. Limited asset market participation and the consumption-real exchange rate anomaly. *Canadian Journal of Economics/Revue canadienne d'économique* [online]. 2012, **45**(2), 566-584 [cit. 2016-08-08]. DOI: 10.1111/j.1540-5982.2012.01705.x. ISSN 00084085. Dostupné z: http://doi.wiley.com/10.1111/j.1540-5982.2012.01705.x

196) KOLLMANN, Robert. Risk sharing in a world economy with uncertainty shocks. *Globalization and Monetary Policy Institute Working Paper* [online]. 2015, 258, - . [cit. 2016-08-07]. Dostupné z: http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2691545

197) KORAJCZYK, Robert A. a Claude J. VIALLET. An Empirical Investigation of International Asset Pricing. *Review of Financial Studies* [online]. 1989, **2**(4), 553-585 [cit. 2016-08-12]. DOI: 10.1093/rfs/2.4.553. ISSN 0893-9454. Dostupné z: http://rfs.oxfordjournals.org/lookup/doi/10.1093/rfs/2.4.553

198) KRAAY, Aart, Norman LOAYZA, Luis SERVÉN a Jaume VENTURA. Country Portfolios. *Journal of the European Economic Association* [online]. 2005, 3(4), 914-945 [cit. 2016-08-07]. Dostupné z: http://www.ssrn.com/abstract=237553

199) KRASKER, William S. The ‘peso problem’ in testing the efficiency of forward exchange markets. *Journal of Monetary Economics* [online]. 1980, **6**(2), 269-276 [cit. 2016-08-08]. DOI: 10.1016/0304-3932(80)90031-8. ISSN 03043932. Dostupné z: http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/0304393280900318

200) KWIATKOWSKI, Denis, Peter C.B. PHILLIPS, Peter SCHMIDT a Yongcheol SHIN. Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root. *Journal of Econometrics* [online]. 1992,**54**(1-3), 159-178 [cit. 2016-08-07]. DOI: 10.1016/0304-4076(92)90104-Y. ISSN 03044076. Dostupné z: http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/030440769290104Y

201) KYDLAND, Finn E. a Edward C. PRESCOTT. Time to Build and Aggregate Fluctuations. Econometrica [online]. 1982, 50(6), 1345-70 [cit. 2016-08-07]. DOI: 10.2307/1913386 Dostupné z: http://www.jstor.org/stable/1913386

202) LEME, Paulo. Integration of International Capital Markets. Mimeo, University of Chicago: 1984.

203) LEVY, Daniel. Investment-saving comovement under endogenous fiscal policy. *Open Economies Review* [online]. 1995, **6**(3), 237-254 [cit. 2016-08-07]. DOI: 10.1007/BF01000083. ISSN 0923-7992. Dostupné z: http://link.springer.com/10.1007/BF01000083

204) LEVY, Haim a Moshe LEVY. The home bias is here to stay. *Journal of Banking & Finance* [online]. 2014, **47**, 29-40 [cit. 2016-08-12]. DOI: 10.1016/j.jbankfin.2014.06.020. ISSN 03784266. Dostupné z: http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0378426614002350

205) LEVY, Haim, a Marshall SARNAT. International Diversification of Investment Portfolios *The American Economic Review* [online]. 1970, 60(4), 668-675 [cit. 2016-08-07]. Dostupné z: http://www.jstor.org/stable/1818410

206) LEWIS, Karen K. a Edith X. LIU. Evaluating international consumption risk sharing gains: An asset return view. *Journal of Monetary Economics* [online]. 2015, **71**, 84-98 [cit. 2016-08-12]. DOI: 10.1016/j.jmoneco.2014.11.010. ISSN 03043932. Dostupné z: http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0304393214001676

207) LEWIS, Karen K. Global Asset Pricing. *Annual Review of Financial Economics* [online]. 2011, 3, 435-466. [cit. 2016-08-07]. Dostupné z: http://www.nber.org/papers/w17261

208) LEWIS, Karen K. Trying to Explain Home Bias in Equities and Consumption. *Journal of Economic Literature* [online]. 1999, **37**(2), 571-608 [cit. 2016-08-07]. DOI: 10.1257/jel.37.2.571. ISSN 0022-0515. Dostupné z: http://pubs.aeaweb.org/doi/abs/10.1257/jel.37.2.571

209) LEWIS, Karen K. What Can Explain the Apparent Lack of International Consumption Risk Sharing? *Journal of Political Economy* [online]. 1996, **104**(2), 267-297 [cit. 2016-08-07]. DOI: 10.1086/262025. ISSN 0022-3808. Dostupné z: http://www.journals.uchicago.edu/doi/10.1086/262025

210) LEWIS, Karen K. *Chapter 37 Puzzles in international financial markets*. In GROSSMAN, G. M. and ROGOFF K. (Eds.) The Handbook of International Economics, vol. III. Elsevier Science: Amsterdam, 1995. s. 1913-1971.

211) LINTNER, John. The valuation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets. *Review of Economics and Statistics* [online]. 1965, 47 (1), 13–37. [cit. 2016-08-07]. Dostupné z: https://www.jstor.org/stable/1924119

212) LÜTKEPOHL, H., A J. BREITUNG. Impulse Response Analysis of Vector Autoregressive Processes. SFB 373 Discussion Papers [online]. 1996, 86, - . [cit. 2016-08-07]. Dostupné z: https://ideas.repec.org/p/zbw/sfb373/199686.html

213) MACDONALD, Ronald a M.P. TAYLOR, Exchange Rate Economics: A Survey, *IMF Staff Papers* [online]. 1992, 39(1), 1-57 [cit. 2016-08-07]. Dostupné z: https://www.jstor.org/stable/3867200

214) MACDONALD, Ronald a Tamim BAYOUMI. Consumption, Income, and International Capital Market Integration. *IMF Working Papers* [online]. 1994, **94**(120), 1- [cit. 2016-08-08]. DOI: 10.5089/9781451939699.001. ISSN 1018-5941. Dostupné z: http://elibrary.imf.org/view/IMF001/01349-9781451939699/01349-9781451939699/01349-9781451939699.xml

215) MANCINI GRIFFOLI, Tommaso a Angelo, RANALDO. Limits to Arbitrage during the Crisis: Finding Liquidity Constraints and Covered Interest Parity. *University of St. Gallen, School of Finance, Working Papers on Finance* [online]. 2012, 1212, [cit. 2016-08-08]. Dostupné z: https://www.ecb.europa.eu/events/pdf/conferences/exliqmmf/session3_Ranaldo_paper.pdf

216) MANSORI, Kashif. Following in their Footsteps: Comparing Interest Parity Conditions in Central European Economies to the Euro Countries. *CESifo Working Paper* [online]. 2003, 1020, - . [cit. 2016-08-07]. Dostupné z: https://ideas.repec.org/p/ces/ceswps/_1020.html

217) MARK, Nelson C. a Young-Kyu MOH. Continuous-Time Market Dynamics, ARCH Effects, and the Forward Premium Anomaly. *SSRN Electronic Journal* [online]. , - [cit. 2016-08-08]. DOI: 10.2139/ssrn.317099. ISSN 1556-5068. Dostupné z: http://www.ssrn.com/abstract=317099

218) MARKOWITZ, Harry M. Portfolio Selection. *The Journal of Finance* [online]. 1952, 7(1), 77–91. [cit. 2016-08-08]. Dostupné z: https://www.jstor.org/stable/2975974

219) MCCALLUM, Bennett T. A reconsideration of the uncovered interest parity relationship. *Journal of Monetary Economics* [online]. 1994,**33**(1), 105-132 [cit. 2016-08-08]. DOI: 10.1016/0304-3932(94)90016-7. ISSN 03043932. Dostupné z: http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/0304393294900167

221) MCKINNON, Ronald I. Optimum Currency Area. *American Economic Review* [online]. 1963, **53**(4) [cit. 2016-11-01]. Dostupné z: http://www.jstor.org/stable/1811021?seq=1#page_scan_tab_contents

222) MCKINNON, Ronald I. Optimum Currency Areas and Key Currencies: Mundell I versus Mundell II. *JCMS: Journal of Common Market Studies* [online]. 2004, **42**(4) [cit. 2016-12-08]. s. 689–715. Dostupné z: http://dx.doi.org/10.1111/j.0021-9886.2004.00525.x

223) MEESE, Richard a Kenneth ROGOFF. Was It Real? The Exchange Rate-Interest Differential Relation over the Modern Floating-Rate Period. *The Journal of Finance* [online]. 1988, **43**(4), 933-948 [cit. 2016-08-07]. DOI: 10.1111/j.1540-6261.1988.tb02613.x. ISSN 00221082. Dostupné z: http://doi.wiley.com/10.1111/j.1540-6261.1988.tb02613.x

224) MILLER, S.M. Are saving and investment cointegrated? *Economics Letters* [online]. 1988, 27, 31–34 [cit. 2016-08-07]. Dostupné z: http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/0165-1765(88)90215-7

225) MISHKIN, FREDERIC S. Are Real Interest Rates Equal Across Countries? An Empirical Investigation of International Parity Conditions. *The Journal of Finance* [online]. 1984, **39**(5), 1345-1357 [cit. 2016-08-07]. DOI: 10.1111/j.1540-

6261.1984.tb04911.x. ISSN 00221082. Dostupné z: http://doi.wiley.com/10.1111/j.1540-6261.1984.tb04911.x

226) MISZTAL, Piotr. The Feldstein-Horioka Hypothesis in Countries with Varied Levels of Economic Development.*Contemporary Economics* [online]. 2011, **5**(2), 16- [cit. 2016-08-07]. DOI: 10.5709/ce.1897-9254.9. ISSN 1897-9254. Dostupné z: http://ce.vizja.pl/en/download-pdf/id/206

227) MOHAMMAD, M. A. a MOHAMMAD, R. I. Revisiting the Feldstein-Horioka Hypothesis of savings, investment and capital mobility: evidence from 27 EU countries. *International Journal of Economics* [online]. 2010, 1 (4), 71–90. [cit. 2016-08-07]. Dostupné z: https://mpra.ub.uni-muenchen.de/39383/1/MPRA_paper_39383.pdf

228) MORGESE BORYS, Magdalena. Testing Multi-Factor Asset Pricing Models in the Visegrad Countries. *Finance a úvěr-Czech Journal of Economics and Finance* [online]. 2011, 61 (2), 118-139 [cit. 2016-08-07]. Dostupné z: http://journal.fsv.cuni.cz/mag/article/show/id/1208

229) MOSER, Gabriel, Wolfgang POINTNER a Johann SCHARLER. International risk sharing in Europe: has anything changed? *The Economic Potential of a Larger Europe* [online]. Edward Elgar Publishing, 2004 [cit. 2016-08-07]. DOI: 10.4337/9781845423483.00036. ISBN 9781845423483. Dostupné z: http://www.elgaronline.com/view/9781843769620.00036.xml

230) MOSSIN, Jan. Equilibrium in a Capital Asset Market. *Econometrica* [online]. 1966, 34(4), 768–783 [cit. 2016-08-07]. Dostupné z: http://www.jstor.org/stable/1910098

231) MUNDELL, R. A. Capital Mobility and Stabilization Policy under Fixed and Flexible Exchange Rates. *The Canadian Journal of Economics and Political Science* [online]. 1963, **29**(4), 475- [cit. 2016-11-01]. DOI: 10.2307/139336. ISSN 03154890. Dostupné z: http://www.jstor.org/stable/10.2307/139336?origin=crossref

232) MUNDELL, Robert A. A Theory of Optimum Currency Areas. *American Economic Review* [online]. 1961, **51** (4) [cit. 2016-11-01]. Dostupné z: https://assets.aeaweb.org/assets/production/journals/aer/top20/51.4.657-665.pdf.

233) MUNDELL, Robert A. *Uncommon arguments for common currencies*. In JOHNSON, Harry G. a Alexander K. SWOBODA. *The economics of common currencies: proceedings of the Madrid Conference on Optimum Currency Areas*. London: Allen & Unwin, 1973. ISBN 004332049X.

234) NAGAYASU, Jun a Ronald MACDONALD. The Long-Run Relationship Between Real Exchange Rates and Real Interest Rate Differentials: A Panel Study. *IMF Working Papers* [online]. 1999, **99**(37), 1- [cit. 2016-08-07]. DOI: 10.5089/9781451845556.001. ISSN 1018-5941. Dostupné z: http://elibrary.imf.org/view/IMF001/07137-9781451845556/07137-9781451845556/07137-9781451845556.xml

235) NAGAYASU, Jun. The forward premium puzzle and the Euro. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money* [online]. 2014, **32**, 436-451 [cit. 2016-08-07]. DOI: 10.1016/j.intfin.2014.07.004. ISSN 10424431. Dostupné z: http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S1042443114000882

236) NATIONAL STATISTICS OFFICE OF MALTA. News Release 2010: International Investment Position of Malta: December 2009, [online]. [cit. 2016-08-07]. Dostupné z: http://nso.gov.mt/en/News_Releases/Archived_News_Releases/Documents/2010/News2010_098.pdf

237) OBSTFELD, Maurice a Kenneth ROGOFF. The intertemporal approach to the current account. In: GROSSMAN, G.M., ROGOFF, K. (Eds.), *Handbook of International Economics*. [online]. North-Holland Publishing Co., New York, 1995. [cit. 2016-08-07]. Dostupné z: http://www.nber.org/papers/w4893.pdf

238) OBSTFELD, Maurice a Kenneth ROGOFF. The Six Major Puzzles in International Macroeconomics: Is There a Common Cause? *NBER Macroeconomics Annual* [online]. 2000, **15**, 339-390 [cit. 2016-08-08]. DOI: 10.1086/654423. ISSN 0889-3365. Dostupné z: http://www.journals.uchicago.edu/doi/10.1086/654423

239) OBSTFELD, Maurice, Jay C. SHAMBAUGH a Alan M. TAYLOR. The Trilemma in History: Tradeoffs Among Exchange Rates, Monetary Policies, and Capital Mobility. *Review of Economics and Statistics* [online]. 2005, **87**(3), 423-438 [cit. 2016-11-01]. DOI: 10.1162/0034653054638300. ISSN 0034-6535. Dostupné z: http://www.mitpressjournals.org/doi/abs/10.1162/0034653054638300

240) OBSTFELD, Maurice. Are industrial-country consumption risks globally diversified? In Leonardo Leiderman and Assaf Razin, ed., *Capital mobility: The Impact on consumption investment, and growth* [online]. Cambridge: UK Cambridge University Press, 1994a [cit. 2016-08-07]. Dostupné z: http://www.nber.org/papers/w4308.pdf

241) OBSTFELD, Maurice. Capital mobility in the world economy: Theory and measurement. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* [online]. 1986, **24**, 55-103 [cit. 2016-08-08]. DOI: 10.1016/0167-2231(86)90005-9. ISSN 01672231. Dostupné z: http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/0167223186900059

242) OBSTFELD, Maurice. Evaluating risky consumption paths: The role of intertemporal substitutability. *European Economic Review* [online]. 1994b, **38**(7), 1471-1486 [cit. 2016-08-08]. DOI: 10.1016/0014-2921(94)90020-5. ISSN 00142921. Dostupné z: http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/0014292194900205

243) OBSTFELD, Maurice. How integrated are world capital markets - Some new tests. In Guillermo Calvo, Ronald Findlay, Pentti Kouri, and Jorge Braga de Macedo, eds., *Debt, stabilization and development: Essays in memory of Carlos Díaz-Alejandro* [online]. Oxford, UK: Basil Blackwell: 1989 [cit. 2016-08-07]. Dostupné z: http://www.nber.org/papers/w2075.pdf

244) OBSTFELD, Maurice. International capital mobility in the 1990s. In Peter B Kenen, ed., *Understanding Interdependence, The macroeconomics of the open economy* [online]. Princeton, NJ Princeton University Press: 1995. [cit. 2016-08-07]. Dostupné z: http://www.nber.org/papers/w4534.pdf

245) OBSTFELD, Maurice. International risk sharing and capital mobility: another look. *Journal of International Money and Finance* [online]. 1992, **11**(1), 115-121 [cit. 2016-08-08]. DOI: 10.1016/0261-5606(92)90025-S. ISSN 02615606. Dostupné z: http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/026156069290025S

246) OBSTFELD, Maurice. Risk-Taking, Global Diversification, and Growth, *American Economic Review* [online]. 1994c, **84(**5), 1310-29 [cit. 2016-08-07]. Dostupné z: http://www.nber.org/papers/w4093.pdf

247) ONAFOWARA, O. A., OWOYE, O., HUART F. The temporal relationship between saving and investment: Evidence from advanced EU countries. *International Journal of Business and Social Science* [online]. 2011, 2(2), 1-12 [cit. 2016-08-07]. Dostupné z: http://ijbssnet.com/journals/Vol._2_No._2;_February_2011/1.pdf

248) OPAZO, Luis. The Backus-Smith Puzzle: The Role of Expectations. *Working Papers Central Bank of Chile* [online]. 2006, 395, - [cit. 2016-08-07]. Dostupné z: http://pages.stern.nyu.edu/~dbackus/GE_asset_pricing/Opazo%20bs%20puzzle%20Feb%2006.pdf

249) ORLOWSKI, Lucjan T. Monetary Convergence and Risk Premiums in the EU Candidate Countries. *SSRN Electronic Journal* [online]. 2003 [cit. 2016-08-08]. DOI: 10.2139/ssrn.665441. ISSN 1556-5068. Dostupné z: http://www.ssrn.com/abstract=665441

250) OTHMANI, Saoussen, Imen Ben SAANOUN, Wafa GARALI, Mounira BEN ARAB. Determinants of Home Bias Puzzle in European Countries. *International Review of Management and Business Research* [online]. 2014, 3(1) [cit. 2016-08-08]. Dostupné z: http://irmbrjournal.com/papers/1389636947.pdf

251) PAKKO, Michael R. A spectral analysis of the cross-country consumption correlation puzzle. *Economics Letters* [online]. 2004, **84**(3), 341-347 [cit. 2016-08-08]. DOI: 10.1016/j.econlet.2004.03.003. ISSN 01651765. Dostupné z: http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0165176504001016

252) PAKKO, Michael R. Characterizing Cross-Country Consumption Correlations. *Review of Economics and Statistics* [online]. 1998, **80**(1), 169-174 [cit. 2016-08-07]. DOI: 10.1162/003465398557285. ISSN 0034-6535. Dostupné z: http://www.mitpressjournals.org/doi/abs/10.1162/003465398557285

253) PAKKO, Michael R. International Risk Sharing and Low Cross-Country Consumption Correlations: Are They Really Inconsistent? *Review of International Economics* [online]. 1997, **5**(3), 386-400 [cit. 2016-08-08]. DOI: 10.1111/1467-9396.00064. ISSN 0965-7576. Dostupné z: http://doi.wiley.com/10.1111/1467-9396.00064

254) PASRICHA, Gurnain Kaur. Survey of Literature on Covered and Uncovered Interest Parities. *MPRA Paper* [online]. 2006, 22737, - [cit. 2016-08-08]. Dostupné z: https://mpra.ub.uni-muenchen.de/22737/

255) PÁSTOR, Ľuboš. Portfolio Selection and Asset Pricing Models. *The Journal of Finance* [online]. 2000, **55**(1), 179-223 [cit. 2016-08-12]. DOI: 10.1111/0022-1082.00204. ISSN 00221082. Dostupné z: http://doi.wiley.com/10.1111/0022-1082.00204

256) PETRESKA, D., MOJSOSKA-BLAZEVSKI, N. The Feldstein-Horioka puzzle and transition economies. *ECON ANNAL* [online]. 2013, 58(197), 23–45. [cit. 2016-08-08]. Dostupné z: http://dx.doi.org/10.2298/eka1397023p.

257) PORTES, Richard a Hélène REY. The determinants of cross-border equity flows. *Journal of International Economics* [online]. 2005, **65**(2), 269-296 [cit. 2016-

08-13]. DOI: 10.1016/j.jinteco.2004.05.002. ISSN 00221996. Dostupné z: http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0022199604000716

258) QIAO, Zhaogang. Cross-Country Consumption Risk Sharing, a Long-Run Perspective. *IMF Working Papers* [online]. 2010, **10**(64), 1- [cit. 2016-08-12]. DOI: 10.5089/9781451982084.001. ISSN 1018-5941. Dostupné z: http://elibrary.imf.org/view/IMF001/10803-9781451982084/10803-9781451982084/10803-9781451982084.xml

259) RAVN, Morten O. Consumption Dynamics and Real Exchange Rates.*SSRN Electronic Journal* [online]. 2001 [cit. 2016-08-08]. DOI: 10.2139/ssrn.289330. ISSN 1556-5068. Dostupné z: http://www.ssrn.com/abstract=289330

260) ROSE, Andrew K. a Robert P. FLOOD. Uncovered Interest Parity in Crisis: The Interest Rate Defense in the 1990's. *IMF Working Papers* [online]. 2001, **01**(207), 1- [cit. 2016-08-07]. DOI: 10.5089/9781451874655.001. ISSN 1018-5941. Dostupné z: http://elibrary.imf.org/view/IMF001/07646-9781451874655/07646-9781451874655/07646-9781451874655.xml

261) ROSE, Andrew K. a Robert P. FLOOD., Fixes: Of the Forward Discount Puzzle. *The Review of Economics and Statistics* [online]. 1996, 78(4), 748 [cit. 2016-08-07]. Dostupné z: http://dx.doi.org/10.2307/2109962.

262) SACHS, J.D. The current account and macroeconomic adjustment in the 1970s. *Brookings Papers on Economic Activity* [online]. 1981, 201–68 [cit. 2016-08-07]. Dostupné z: http://earthinstitute.columbia.edu/sitefiles/file/about/director/documents/BPEA19811TheCurrentAccountandMacroeconomicAdjsustment.pdf

263) SARNO, Lucio, Mark P. TAYLOR a Jeffery A. FRANKEL. *The Economics of Exchange Rates* [online]. Cambridge: Cambridge University Press, 2003, s. 1 [cit. 2016-08-08]. DOI: 10.1017/CBO9780511754159. ISBN 9780511754159. Dostupné z: http://ebooks.cambridge.org/ref/id/CBO9780511754159A009

264) SARNO, Lucio. Towards a Solution to the Puzzles in Exchange Rate Economics: Where Do We Stand? *Canadian Journal of Economics* [online]. 2005, 38, 673-708 [cit. 2016-08-07]. Dostupné z: http://wrap.warwick.ac.uk/1771/1/WRAP_Sarno_fwp05-11.pdf

266) SERCU, PIET a ROSANNE VANPEE. The Home Bias Puzzle in Equity Portfolios. *International Finance* [online]. Oxford University Press, 2012, s. 310 [cit.

2016-08-12]. DOI: 10.1093/acprof:oso/9780199754656.003.0015. ISBN 9780199754656. Dostupné z: http://www.oxfordscholarship.com/view/10.1093/acprof:oso/9780199754656.001.0001/acprof-9780199754656-chapter-15

267) SERCU, Piet. A Generalization of the International Asset Pricing Model. *Revue de l'Association Française de Finance* [online]. 1980, 1(1), 91–135 [cit. 2016-08-07]. Dostupné z: http://www.academia.edu/8721161/

268) SHARPE, William F. Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk. *Journal of Finance* [online]. 1964, 19 (3), 425–442 [cit. 2016-08-07]. Dostupné z: https://www.jstor.org/stable/2977928?seq=1#page_scan_tab_contents

269) SCHEINKMAN, José A. General equilibrium models of economic fluctuations: A Survey of Theory. Mimeo. [online]. 1984 [cit. 2016-08-07]. Dostupné z: http://www.princeton.edu/~joses/wp/general.pdf

270) SCHOENMAKER, D. a T. BOSCH. Is the Home Bias in Equities and Bonds Declining in Europe? *Investment Management and Financial Innovations* [online]. 2008, 5, 90-102 [cit. 2016-08-07]. Dostupné z: http://businessperspectives.org/journals_free/imfi/2008/imfi_en_2008_04_Schoenmaker.pdf

271) SINN, S. Saving-Investment Correlations and Capital Mobility: On the Evidence from Annual Data. *The Economic Journal* [online]. 1992, 102(414), 1162-1170 [cit. 2016-08-07]. Dostupné z: http://www.jstor.org/stable/2234383

272) SOLNIK, Bruno H. An equilibrium model of the international capital market. *Journal of Economic Theory* [online]. 1974, **8**(4), 500-524 [cit. 2016-08-12]. DOI: 10.1016/0022-0531(74)90024-6. ISSN 00220531. Dostupné z: http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/0022053174900246

273) SOLNIK, Bruno H. International Arbitrage Pricing Theory. *The Journal of Finance* [online]. 1983, 38(2), 449-457 [cit. 2016-08-07]. Dostupné z: http://www.jstor.org/stable/2327978

274) SONORA, Robert J. a Josip TICA. Real Interest Parity in New Europe.*Eastern European Economics* [online]. 2014-1-1, **52**(1), 34-54 [cit. 2016-08-08]. DOI: 10.2753/EEE0012-8775520102. ISSN 0012-8775. Dostupné z: http://www.tandfonline.com/doi/full/10.2753/EEE0012-8775520102

275) SØRENSEN, Bent E. a Oved YOSHA. International risk sharing and European monetary unification. *Journal of International Economics*[online]. 1998, **45**(2), 211-238 [cit. 2016-08-08]. DOI: 10.1016/S0022-1996(98)00033-6. ISSN 00221996. Dostupné z: http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0022199698000336

276) SØRENSEN, Bent E., Yi-Tsung WU, Oved YOSHA a Yu ZHU. Home bias and international risk sharing: Twin puzzles separated at birth.*Journal of International Money and Finance* [online]. 2007, **26**(4), 587-605 [cit. 2016-08-08]. DOI: 10.1016/j.jimonfin.2007.03.005. ISSN 02615606. Dostupné z: http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0261560607000368

277) STEHLE, Richard. An Empirical Test Of The Alternative Hypotheses Of National And International Pricing Of Risky Assets. *The Journal of Finance* [online]. 1977, **32**(2), 493-502 [cit. 2016-08-12]. DOI: 10.1111/j.1540-6261.1977.tb03287.x. ISSN 00221082. Dostupné z: http://doi.wiley.com/10.1111/j.1540-6261.1977.tb03287.x

278) STOCKMAN, Alan C. a Linda L. TESAR. Tastes and Technology in a Two-Country Model of the Business Cycle: Explaining International Comovements. *The American Economic Review* [online]. 1995, **85**(1), 168-185 [cit. 2016-08-07]. Dostupné z: http://www.jstor.org/stable/2118002?seq=1#page_scan_tab_contents

279) STULZ, RENÉ M. On the Effects of Barriers to International Investment. *The Journal of Finance* [online]. 1981, **36**(4), 923-934 [cit. 2016-08-12]. DOI: 10.1111/j.1540-6261.1981.tb04893.x. ISSN 00221082. Dostupné z: http://doi.wiley.com/10.1111/j.1540-6261.1981.tb04893.x

280) SU, Chi-Wei, Hsu-Ling CHANG a Lin LIU. Real interest rate parity with Flexible Fourier stationary test for Central and Eastern European countries. *Economic Modelling* [online]. 2012, **29**(6), 2719-2723 [cit. 2016-08-05]. DOI: 10.1016/j.econmod.2012.06.017. ISSN 02649993. Dostupné z: http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0264999312001903

281) TAVÉRA, Christophe, Jean-Christophe POUTINEAU, Jean-Sébastien PENTECÔTE, et al. The "mother of all puzzles" at thirty: A meta-analysis. *International Economics* [online]. 2015, **141**, 80-96 [cit. 2016-08-07]. DOI: 10.1016/j.inteco.2015.01.001. ISSN 21107017. Dostupné z: http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S2110701715000062

282) TAYLOR, Alan M. A century of current account dynamics. *Journal of International Money and Finance* [online]. 2002, **21**(6), 725-748 [cit. 2016-08-08]. DOI: 10.1016/S0261-5606(02)00020-7. ISSN 02615606. Dostupné z: http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0261560602000207

283) TAYLOR, Mark P. The Economics of Exchange Rates. *Journal of Economic Literature* [online]. 1995, 33(1), 13-47 [cit. 2016-08-05]. Dostupné z: https://www.hks.harvard.edu/fs/jfrankel/API120/Taylor_Economics_of_Exchange_Rates.pdf

284) TERRONES, Marco, Eswar PRASAD a M. Ayhan KOSE. Financial Integration and Macroeconomic Volatility. *IMF Working Papers* [online]. 2003, **03**(50), 1- [cit. 2016-08-07]. DOI: 10.5089/9781451846997.001. ISSN 1018-5941. Dostupné z: http://elibrary.imf.org/view/IMF001/02358-9781451846997/02358-9781451846997/02358-9781451846997.xml

285) TERRONES, Marco, M. Ayhan KOSE a Eswar PRASAD. How Does Financial Globalization Affect Risk Sharing? Patterns and Channels. *IMF Working Papers* [online]. 2007, **07**(238), 1- [cit. 2016-08-07]. DOI: 10.5089/9781451868029.001. ISSN 1018-5941. Dostupné z: http://elibrary.imf.org/view/IMF001/08780-9781451868029/08780-9781451868029/08780-9781451868029.xml

286) TESAR, Linda L. a Ingrid M. WERNER, International equity transactions and U.S. portfolio choice, in J. FRANKEL ed, *Internationalization of Equity Markets*, University of Chicago Press [online]. 1994, 185-216 [cit. 2016-08-07]. Dostupné z: http://www.nber.org/papers/w4611

287) TESAR, Linda L. a Ingrid M. WERNER. Home bias and high turnover.*Journal of International Money and Finance* [online]. 1995, **14**(4), 467-492 [cit. 2016-08-08]. DOI: 10.1016/0261-5606(95)00023-8. ISSN 02615606. Dostupné z: http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/0261560695000238

288) TESAR, Linda L. Evaluating the gains from international risksharing.*Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* [online]. 1995, **42**, 95-143 [cit. 2016-08-08]. DOI: 10.1016/0167-2231(95)00030-4. ISSN 01672231. Dostupné z: http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/0167223195000304

289) TESAR, Linda L. International risk-sharing and non-traded goods.*Journal of International Economics* [online]. 1993, **35**(1-2), 69-89 [cit. 2016-08-08]. DOI:

10.1016/0022-1996(93)90005-I. ISSN 00221996. Dostupné z: http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/002219969390005I

290) TESAR, Linda L. Savings, investment and international capital flows. *Journal of International Economics* [online]. 1991, **31**(1-2), 55-78 [cit. 2016-08-08]. DOI: 10.1016/0022-1996(91)90056-C. ISSN 00221996. Dostupné z: http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/002219969190056C

291) TOBIN, James. Domestic saving and international capital movements in the long run and the short run' by M. Feldstein. *European Economic Review* 1983, **21**(1-2), 153-156 [cit. 2016-08-08]. DOI: 10.1016/S0014-2921(83)80013-0. ISSN 00142921. Dostupné z: http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0014292183800130

292) TREYNOR, Jack L. Market Value, Time, and Risk. [online]. 1961 [cit. 2016-08-08]. Dostupné z: http://ssrn.com/abstract=2600356

293) TREYNOR, Jack L. Toward a Theory of Market Value of Risky Assets. 1962. přetištěno In *Treynor on Institutional Investing* [online]. Hoboken, NJ, USA: John Wiley & Sons, Inc, 2012, s. 49 [cit. 2016-08-08]. DOI: 10.1002/9781119196679.ch6. ISBN 9781119196679. Dostupné z: http://doi.wiley.com/10.1002/9781119196679.ch6

294) VAN WINCOOP, Eric a Francis E. WARNOCK. Can trade costs in goods explain home bias in assets? *Journal of International Money and Finance* [online]. 2010, **29**(6), 1108-1123 [cit. 2016-08-08]. DOI: 10.1016/j.jimonfin.2009.12.003. ISSN 02615606. Dostupné z: http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0261560609001351

295) VAN WINCOOP, Eric. How big are potential welfare gains from international risksharing? *Journal of International Economics* [online]. 1999, **47**(1), 109-135 [cit. 2016-08-08]. DOI: 10.1016/S0022-1996(98)00007-5. ISSN 00221996. Dostupné z: http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0022199698000075

296) VAN WINCOOP, Eric. Regional risksharing. *European Economic Review*[online]. 1995, **39**(8), 1545-1567 [cit. 2016-08-08]. DOI: 10.1016/0014-2921(95)00003-V. ISSN 00142921. Dostupné z: http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/001429219500003V

297) VERDELHAN, ADRIEN. A Habit-Based Explanation of the Exchange Rate Risk Premium. *The Journal of Finance* [online]. 2010, **65**(1), 123-146 [cit. 2016-08-08].

DOI: 10.1111/j.1540-6261.2009.01525.x. ISSN 00221082. Dostupné z: http://doi.wiley.com/10.1111/j.1540-6261.2009.01525.x

298) YASUTOMI, Ayumu a Charles Yuji HORIOKA. Adam Smith's answer to the Feldstein-Horioka Paradox: The invisible hand revisited. *Economics Letters* [online]. 2011, **110**(1), s. 36-37 [cit. 2016-08-08]. DOI: 10.1016/j.econlet.2010.09.018. ISSN 01651765. Dostupné z: http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0165176510003307.

C. Statistické databáze

1) *Bloomberg Professional*
2) *ČNB forwardové kurzy*, dostupné z: https://www.cnb.cz/cs/financni_trhy/devizovy_trh/forwardove_kurzy/denni.jsp
3) *ECB Statistical Data Warehouse*, dostupné z http://sdw.ecb.europa.eu/
4) *EUROSTAT Statistical Data Warehouse*, dostupné z http://ec.europa.eu/eurostat/web/interest-rates/database
5) *IMF Data*, dostupné z: http://data.imf.org
6) *Kenneth French Data Library*, dostupné z: http://mba.tuck.dartmouth.edu/pages/faculty/ken.french/data_library.html
7) *World Bank Open Data*, dostupné z: data.worldbank.org.

7 Přílohy

Tabulka č. 76 – Průměrné hodnoty odchylek od podmínky UIP, úrokových spreadů a změn měnových kurzů mezi NMS a eurozónou

EA	IRS	p-value	|IRS|	p-value	ΔSR/SR	p-value	|ΔSR/SR|	p-value	UIP	p-value	|UIP|	p-value
US	0,002	0,004 ***	0,011	0,000 ***	-0,007	0,592	0,157	0,000 ***	0,009	0,474	0,158	0,000 ***
BG	0,016	0,000 ***	0,016	0,000 ***	0,000	1,000	0,002	0,000 ***	0,016	0,000 ***	0,016	0,000 ***
CZ	0,017	0,000 ***	0,020	0,000 ***	-0,012	0,122	0,089	0,000 ***	0,029	0,000 ***	0,096	0,000 ***
CY	0,015	0,000 ***	0,016	0,000 ***	0,001	0,658	0,018	0,000 ***	0,015	0,000 ***	0,026	0,000 ***
EE	0,021	0,000 ***	0,021	0,000 ***	0,002	0,012 **	0,004	0,000 ***	0,019	0,000 ***	0,021	0,000 ***
HU	0,071	0,000 ***	0,071	0,000 ***	0,027	0,007 ***	0,111	0,000 ***	0,044	0,000 ***	0,118	0,000 ***
LT	0,017	0,000 ***	0,017	0,000 ***	-0,017	0,009 ***	0,034	0,000 ***	0,034	0,000 ***	0,048	0,000 ***
LV	0,024	0,000 ***	0,024	0,000 ***	0,004	0,476	0,056	0,000 ***	0,020	0,005 ***	0,068	0,000 ***
MT	0,007	0,000 ***	0,008	0,000 ***	-0,006	0,182	0,038	0,000 ***	0,014	0,003 ***	0,041	0,000 ***
PL	0,062	0,000 ***	0,062	0,000 ***	0,013	0,300	0,141	0,000 ***	0,049	0,000 ***	0,149	0,000 ***
RO	0,190	0,000 ***	0,190	0,000 ***	0,133	0,000 ***	0,188	0,000 ***	0,014	0,003 ***	0,187	0,000 ***
SI	0,040	0,000 ***	0,040	0,000 ***	0,031	0,000 ***	0,032	0,000 ***	0,011	0,000 ***	0,021	0,000 ***
SK	0,047	0,000 ***	0,050	0,000 ***	-0,019	0,034 **	0,081	0,000 ***	0,067	0,000 ***	0,100	0,000 ***

Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z terminálu Bloomberg a z databází Eurostatu a ECB.

Tabulka č. 77 – Průměrné hodnoty odchylek od podmínky UIP, úrokových spreadů a změn měnových kurzů mezi NMS a globálním trhem

US	IRS	p-value	|IRS|	p-value	ΔSR/SR	p-value	|ΔSR/SR|	p-value	UIP	p-value	|UIP|	p-value
EA	-0,002	0,004	0,011	0,000 ***	0,008	0,545	0,159	0,000 ***	-0,010	0,433	0,160	0,000 ***
BG	0,016	0,000 ***	0,022	0,000 ***	-0,004	0,779	0,163	0,000 ***	0,020	0,186	0,166	0,000 ***
CZ	0,014	0,000 ***	0,022	0,000 ***	-0,005	0,755	0,204	0,000 ***	0,019	0,243	0,204	0,000 ***
CY	0,010	0,000 ***	0,017	0,000 ***	-0,036	0,035 **	0,145	0,000 ***	0,046	0,009 ***	0,146	0,000 ***
EE	0,018	0,000 ***	0,024	0,000 ***	-0,002	0,912	0,166	0,000 ***	0,019	0,211	0,166	0,000 ***
HU	0,068	0,000 ***	0,068	0,000 ***	0,034	0,051 *	0,200	0,000 ***	0,034	0,048 **	0,198	0,000 ***
LT	0,016	0,000 ***	0,021	0,000 ***	-0,023	0,069 *	0,127	0,000 ***	0,040	0,002 ***	0,137	0,000 ***
LV	0,021	0,000 ***	0,025	0,000 ***	-0,007	0,521	0,116	0,000 ***	0,028	0,013 **	0,121	0,000 ***
MT	0,001	0,571	0,011	0,000 ***	-0,021	0,071 *	0,114	0,000 ***	0,022	0,069 *	0,115	0,000 ***
PL	0,059	0,000 ***	0,061	0,000 ***	0,020	0,264	0,204	0,000 ***	0,039	0,027 **	0,201	0,000 ***
RO	0,187	0,000 ***	0,187	0,000 ***	0,140	0,000 ***	0,254	0,000 ***	0,047	0,052 *	0,236	0,000 ***
SI	0,034	0,000 ***	0,038	0,000 ***	0,010	0,620	0,167	0,000 ***	0,025	0,223	0,166	0,000 ***
SK	0,042	0,000 ***	0,048	0,000 ***	-0,020	0,254	0,171	0,000 ***	0,062	0,000 ***	0,172	0,000 ***

Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z terminálu Bloomberg a z databází Eurostatu a ECB.

Tabulka č. 78 – Průměrné hodnoty odchylek od podmínek RIP a PPP, úrokových spreadů a inflačních diferenciálů mezi NMS a eurozónou

EA	IRS	p-value		|IRS|	p-value		ID	p-value		|ID|	p-value		PPP	p-value		|PPP|	p-value		RIP	p-value		|RIP|	p-value	
US	0,002	0,004	***	0,011	0,000	***	0,003	0,157		0,025	0,000	***	-0,002	0,891		0,158	0,000	***	-0,002	0,499		0,027	0,000	***
BG	0,016	0,000	***	0,016	0,000	***	0,027	0,000	***	0,056	0,000	***	-0,027	0,001	***	0,056	0,000	***	-0,011	0,041	**	0,056	0,000	***
CZ	0,017	0,000	***	0,020	0,000	***	0,012	0,000	***	0,037	0,000	***	-0,006	0,004	***	0,056	0,000	***	0,005	0,113		0,037	0,000	***
CY	0,015	0,000	***	0,016	0,000	***	0,006	0,337		0,050	0,000	***	-0,024	0,094	*	0,097	0,000	***	0,010	0,102		0,049	0,000	***
EE	0,021	0,000	***	0,021	0,000	***	0,029	0,000	***	0,039	0,000	***	-0,027	0,000	***	0,037	0,000	***	-0,008	0,031	**	0,038	0,000	***
HU	0,071	0,000	***	0,071	0,000	***	0,046	0,000	***	0,054	0,000	***	-0,019	0,070	*	0,115	0,000	***	0,025	0,000	***	0,043	0,000	***
LT	0,017	0,000	***	0,017	0,000	***	0,005	0,073	*	0,030	0,000	***	-0,022	0,000	***	0,057	0,000	***	0,012	0,002	***	0,039	0,000	***
LV	0,024	0,000	***	0,024	0,000	***	0,022	0,000	***	0,043	0,000	***	-0,017	0,000	***	0,076	0,000	***	0,002	0,701		0,045	0,000	***
MT	0,007	0,000	***	0,008	0,000	***	0,009	0,270		0,076	0,000	***	-0,014	0,153		0,093	0,000	***	-0,001	0,865		0,076	0,000	***
PL	0,062	0,000	***	0,062	0,000	***	0,026	0,000	***	0,039	0,000	***	-0,013	0,306		0,146	0,000	***	0,036	0,000	***	0,045	0,000	***
RO	0,190	0,000	***	0,190	0,000	***	0,172	0,000	***	0,178	0,000	***	-0,039	0,008	***	0,149	0,000	***	0,018	0,241		0,104	0,000	***
SI	0,040	0,000	***	0,040	0,000	***	0,032	0,000	***	0,038	0,000	***	-0,002	0,027	**	0,023	0,000	***	0,009	0,002	***	0,022	0,000	***
SK	0,047	0,000	***	0,050	0,000	***	0,039	0,000	***	0,049	0,000	***	-0,058	0,000	***	0,107	0,000	***	0,008	0,140		0,052	0,000	***

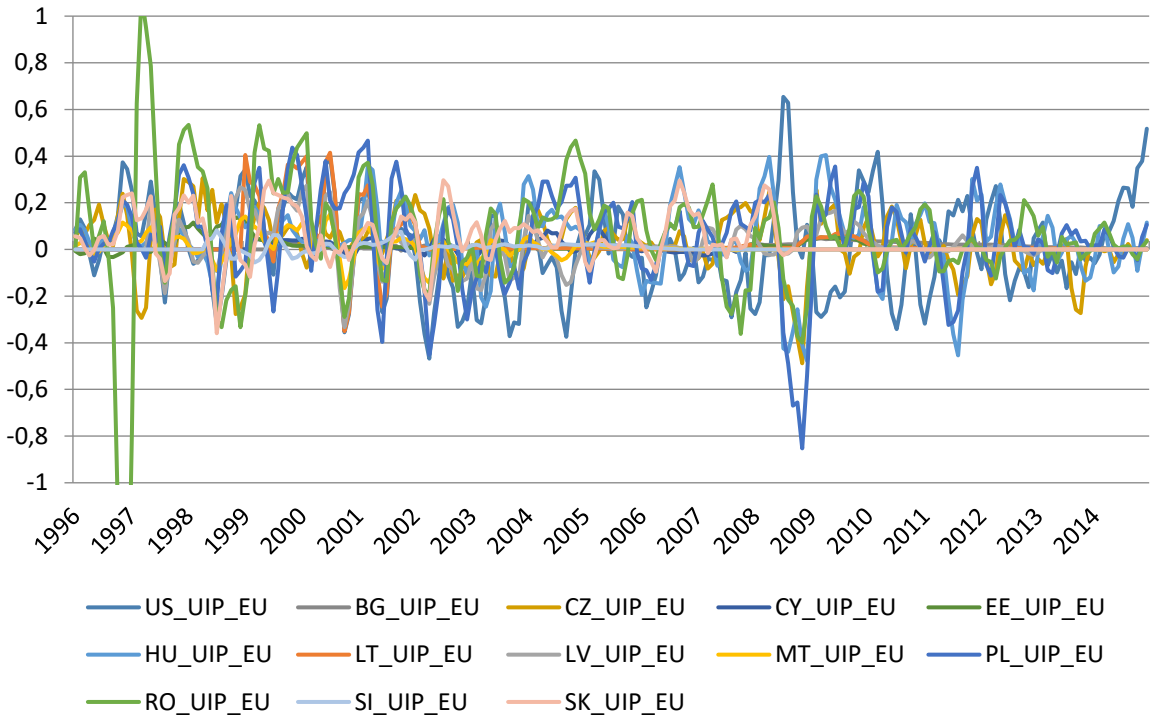
Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z terminálu Bloomberg a z databází Eurostatu a ECB.

Tabulka č. 79 – Průměrné hodnoty odchylek od podmínek RIP a PPP, úrokových spreadů a inflačních diferenciálů mezi NMS a globálním trhem

US	IRS	p-value		|IRS|	p-value		ID	p-value		|ID|	p-value		PPP	p-value		|PPP|	p-value		RIP	p-value		|RIP|	p-value	
EA	-0,002	0,004		0,011	0,000	***	-0,003	0,157		0,025	0,000	***	0,001	0,891		0,158	0,000	***	0,002	0,499		0,027	0,000	***
BG	0,016	0,000	***	0,022	0,000	***	0,024	0,000	***	0,061	0,000	***	-0,028	0,104		0,168	0,000	***	-0,008	0,201		0,065	0,000	***
CZ	0,014	0,000	***	0,022	0,000	***	0,001	0,925		0,038	0,000	***	-0,037	0,206		0,156	0,000	***	0,006	0,104		0,043	0,000	***
CY	0,010	0,000	***	0,017	0,000	***	0,001	0,696		0,055	0,000	***	-0,022	0,097	*	0,200	0,000	***	0,009	0,177		0,056	0,000	***
EE	0,018	0,000	***	0,024	0,000	***	0,017	0,000	***	0,038	0,000	***	-0,035	0,030	**	0,168	0,000	***	0,000	0,931		0,045	0,000	***
HU	0,068	0,000	***	0,068	0,000	***	0,031	0,000	***	0,046	0,000	***	-0,014	0,453		0,199	0,000	***	0,028	0,000	***	0,048	0,000	***
LT	0,016	0,000	***	0,021	0,000	***	0,002	0,661		0,040	0,000	***	-0,026	0,033	**	0,133	0,000	***	0,014	0,002	***	0,048	0,000	***
LV	0,021	0,000	***	0,025	0,000	***	0,017	0,000	***	0,046	0,000	***	-0,026	0,023	**	0,124	0,000	***	0,005	0,316		0,049	0,000	***
MT	0,001	0,571		0,011	0,000	***	0,000	0,968		0,073	0,000	***	-0,034	0,036	**	0,118	0,000	***	0,014	0,002	***	0,073	0,000	***
PL	0,059	0,000	***	0,061	0,000	***	0,011	0,001	***	0,038	0,000	***	-0,008	0,653		0,205	0,000	***	0,038	0,000	***	0,053	0,000	***
RO	0,187	0,000	***	0,187	0,000	***	0,108	0,000	***	0,121	0,000	***	-0,015	0,337		0,168	0,000	***	0,052	0,000	***	0,077	0,000	***
SI	0,034	0,000	***	0,038	0,000	***	0,027	0,000	***	0,040	0,000	***	-0,017	0,282		0,162	0,000	***	0,007	0,051	*	0,030	0,000	***
SK	0,042	0,000	***	0,048	0,000	***	0,034	0,000	***	0,059	0,000	***	-0,072	0,001	***	0,194	0,000	***	0,004	0,527		0,060	0,000	***

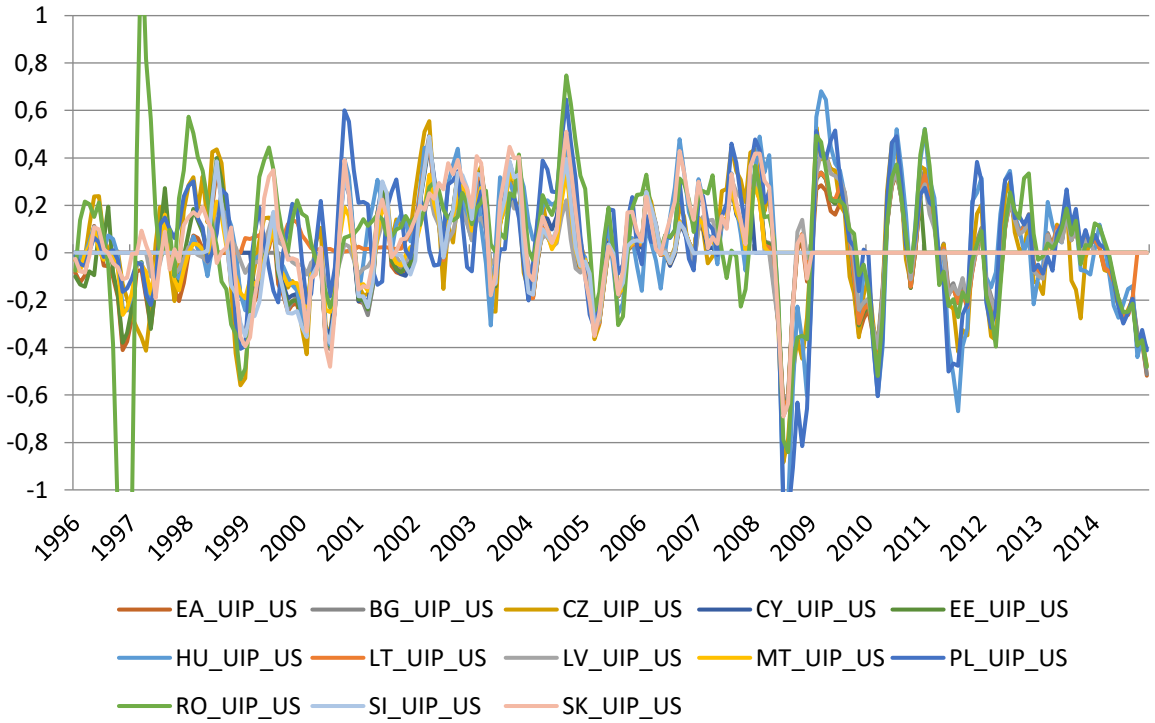
Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z terminálu Bloomberg a z databází Eurostatu a ECB.

Graf č. 65 – Vývoj odchylky od podmínky UIP NMS ve vztahu k eurozóně



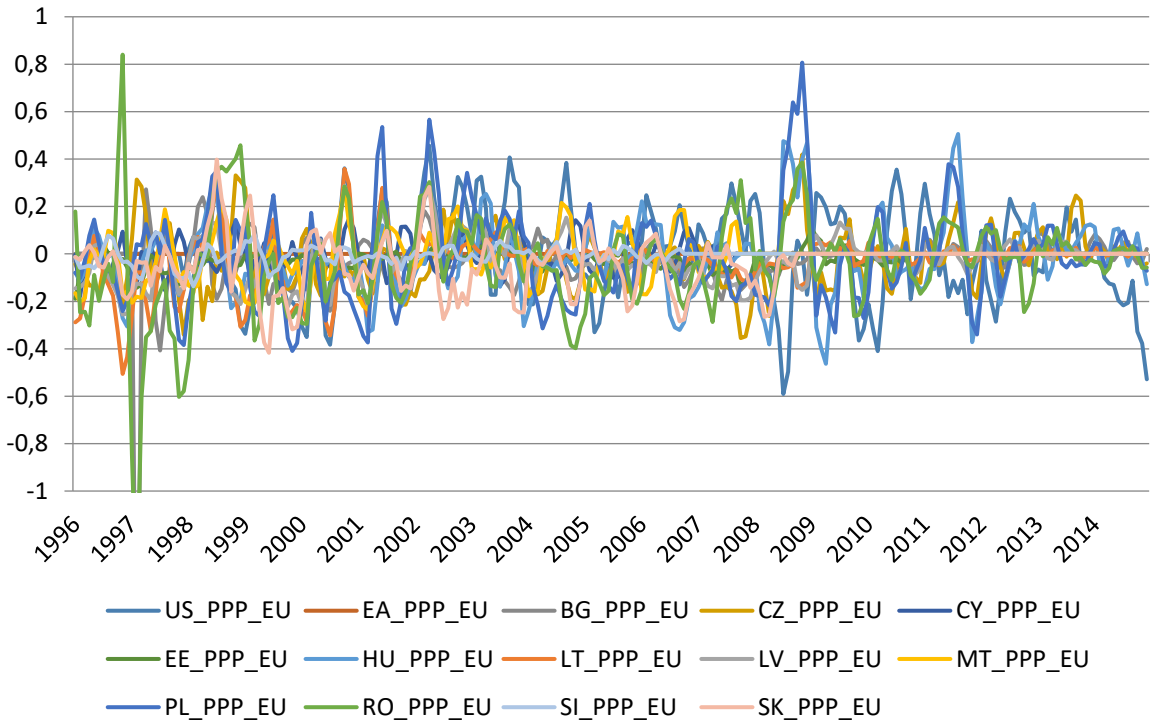
Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z terminálu Bloomberg a z databází Eurostatu a ECB.

Graf č. 66 – Vývoj odchylky od podmínky UIP NMS ve vztahu ke globálnímu trhu, resp. USA



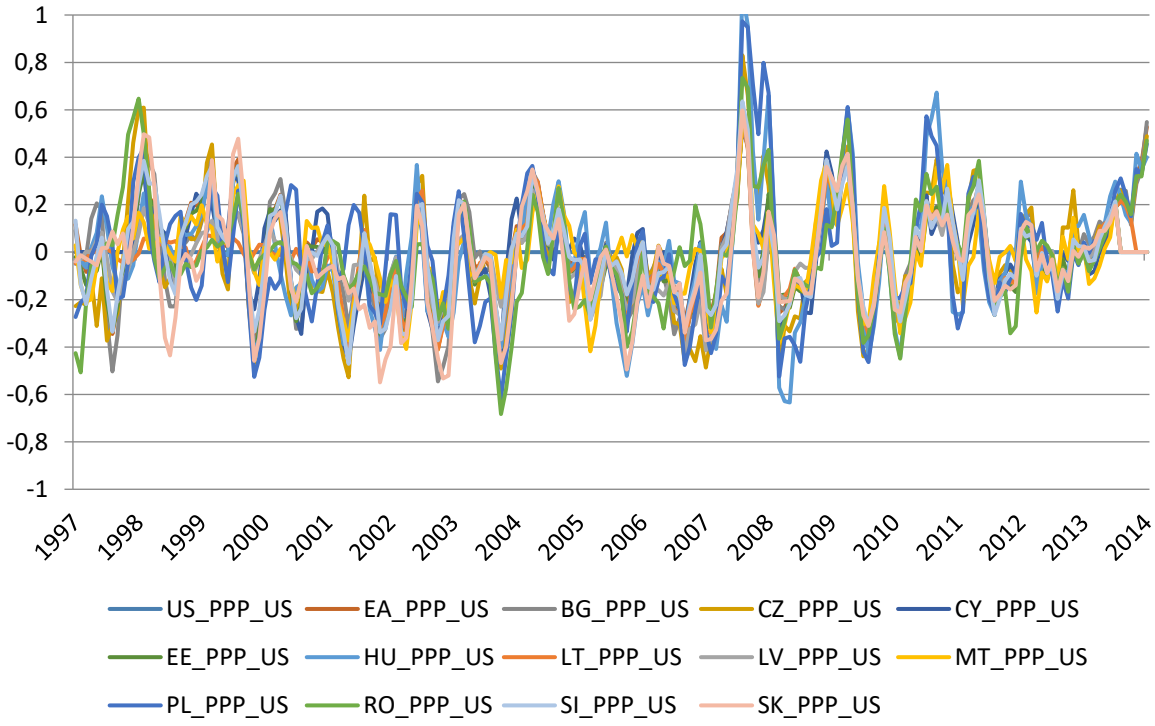
Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z terminálu Bloomberg a z databází Eurostatu a ECB.

Graf č. 67 – Vývoj odchylky od podmínky PPP NMS ve vztahu k eurozóně



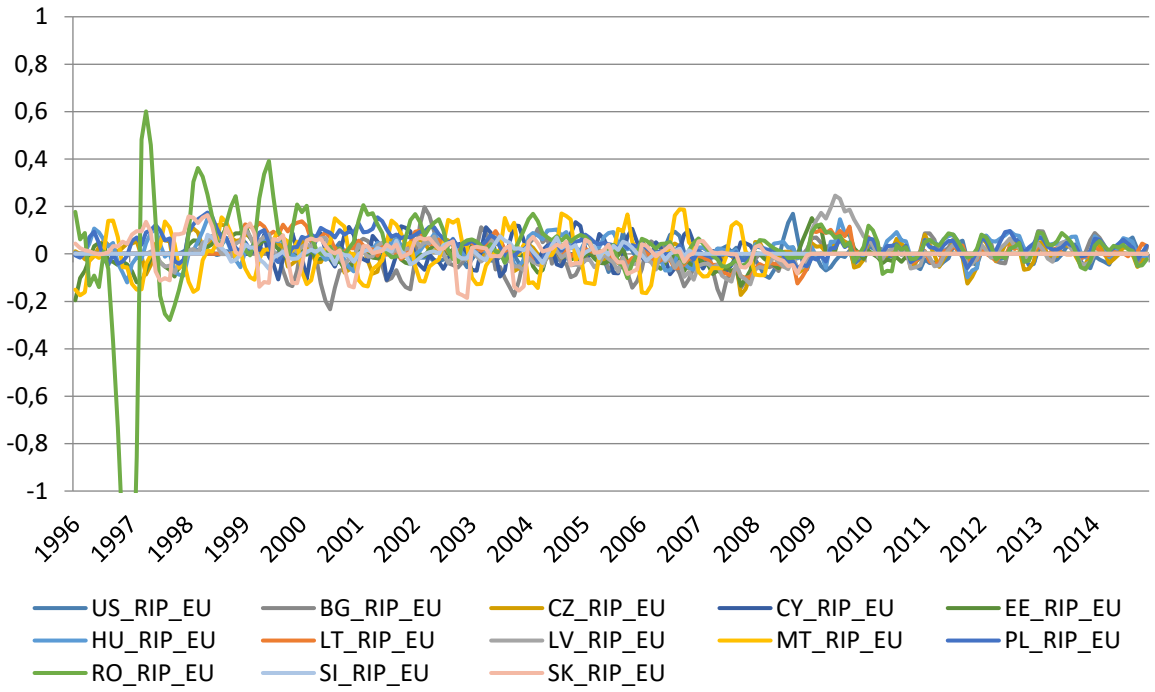
Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z terminálu Bloomberg a z databází Eurostatu a ECB.

Graf č. 68 – Vývoj odchylky od podmínky PPP NMS ve vztahu ke globálnímu trhu, resp. USA



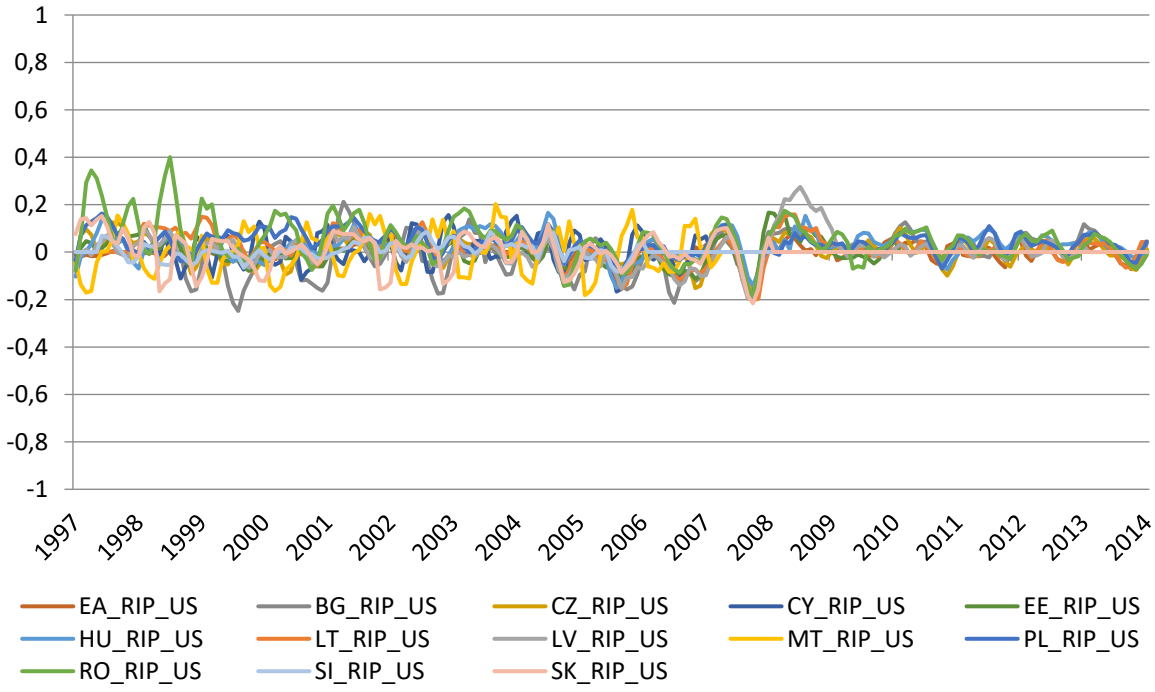
Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z terminálu Bloomberg a z databází Eurostatu a ECB.

Graf č. 69 – Vývoj odchylky od podmínky RIP NMS ve vztahu k eurozóně



Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z terminálu Bloomberg a z databází Eurostatu a ECB.

Graf č. 70 – Vývoj odchylky od podmínky RIP NMS ve vztahu ke globálnímu trhu, resp. USA



Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z terminálu Bloomberg a z databází Eurostatu a ECB.

Tabulka č. 80 – Trend hodnoty odchylek od podmínky UIP, úrokových spreadů a změny měnového kurzu mezi NMS a eurozónou

EA	IRS const	p-value	IRS trend	p-value	ΔSR/SR const	p-value	ΔSR/SR trend	p-value	UIP const	p-value	UIP trend	p-value
US	0,0168	0,0000 ***	-0,0001	0,0000 ***	0,1516	0,0000 ***	0,0001	0,6674	0,1573	0,0000 ***	0,0000	0,9375
BG	0,0098	0,0000 ***	0,0000	0,0040 ***	0,0090	0,0000 ***	0,0000	0,0000 ***	0,0120	0,0000 ***	0,0000	0,0445 **
CZ	0,0570	0,0000 ***	-0,0003	0,0000 ***	0,1036	0,0000 ***	-0,0001	0,1141	0,1267	0,0000 ***	-0,0003	0,0009 ***
CY	0,0338	0,0000 ***	-0,0002	0,0000 ***	0,0176	0,0011 ***	0,0000	0,9725	0,0427	0,0000 ***	-0,0002	0,0040 ***
EE	0,0396	0,0000 ***	-0,0002	0,0000 ***	0,0157	0,0000 ***	-0,0001	0,0000 ***	0,0373	0,0000 ***	-0,0002	0,0000 ***
HU	0,1217	0,0000 ***	-0,0004	0,0000 ***	0,0911	0,0000 ***	0,0002	0,0872	0,0849	0,0000 ***	0,0003	0,0040 ***
LT	0,0456	0,0000 ***	-0,0002	0,0000 ***	0,1470	0,0000 ***	-0,0009	0,0000 ***	0,1798	0,0000 ***	-0,0010	0,0000 ***
LV	0,0287	0,0000 ***	0,0000	0,2873	0,1334	0,0000 ***	-0,0007	0,0000 ***	0,1435	0,0000 ***	-0,0007	0,0000 ***
MT	0,0105	0,0000 ***	0,0000	0,0012 ***	0,0676	0,0000 ***	-0,0004	0,0000 ***	0,0702	0,0000 ***	-0,0004	0,0000 ***
PL	0,1359	0,0000 ***	-0,0006	0,0000 ***	0,1680	0,0000 ***	-0,0002	0,0000 ***	0,1817	0,0000 ***	-0,0003	0,0331 **
RO	0,4655	0,0000 ***	-0,0024	0,0000 ***	0,4029	0,0000 ***	-0,0019	0,0000 ***	0,3793	0,0000 ***	-0,0017	0,0000 ***
SI	0,0897	0,0000 ***	-0,0006	0,0000 ***	0,0879	0,0000 ***	-0,0007	0,0000 ***	0,0424	0,0000 ***	-0,0003	0,0000 ***
SK	0,1151	0,0000 ***	-0,0008	0,0000 ***	0,0763	0,0000 ***	0,0001	0,6940	0,1205	0,0000 ***	-0,0003	0,0762 *

Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z terminálu Bloomberg a z databází Eurostatu a ECB.

Tabulka č. 81 – Trend hodnoty odchylek od podmínky UIP, úrokových spreadů a změny měnového kurzu mezi NMS a globálním trhem

US	IRS const	p-value	IRS trend	p-value	ΔSR/SR const	p-value	ΔSR/SR trend	p-value	UIP const	p-value	UIP trend	p-value
EA	0,0168	0,0000 ***	-0,0001	0,0000 ***	0,1585	0,0000 ***	0,0000	0,9582	0,1643	0,0000 ***	0,0000	0,7727
BG	0,0197	0,0000 ***	0,0000	0,4791	0,1821	0,0000 ***	-0,0001	0,4005	0,1913	0,0000 ***	-0,0002	0,2726
CZ	0,0521	0,0000 ***	-0,0003	0,0000 ***	0,1928	0,0000 ***	0,0001	0,4976	0,1936	0,0000 ***	0,0001	0,5379
CY	0,0114	0,0000 ***	0,0001	0,0666 *	0,2145	0,0000 ***	-0,0008	0,0177 **	0,2249	0,0000 ***	-0,0009	0,0116 **
EE	0,0289	0,0000 ***	-0,0001	0,0000 ***	0,1556	0,0000 ***	0,0001	0,4968	0,1481	0,0000 ***	0,0002	0,2647
HU	0,1106	0,0000 ***	-0,0004	0,0000 ***	0,1496	0,0000 ***	0,0004	0,0095 ***	0,1136	0,0000 ***	0,0007	0,0000 ***
LT	0,0411	0,0000 ***	-0,0002	0,0000 ***	0,0521	0,0231 **	0,0006	0,0005 ***	0,0896	0,0000 ***	0,0004	0,0236 **
LV	0,0231	0,0000 ***	0,0000	0,6555	0,0537	0,0008 ***	0,0005	0,0000 ***	0,0544	0,0011 ***	0,0006	0,0000 ***
MT	0,0065	0,0000 ***	0,0001	0,0000 ***	0,0882	0,0000 ***	0,0003	0,0374 **	0,0942	0,0000 ***	0,0003	0,0949 *
PL	0,1257	0,0000 ***	-0,0006	0,0000 ***	0,1546	0,0000 ***	0,0004	0,0173 **	0,1335	0,0000 ***	0,0006	0,0000 ***
RO	0,4544	0,0000 ***	-0,0023	0,0000 ***	0,4195	0,0000 ***	-0,0014	0,0000 ***	0,3364	0,0000 ***	-0,0009	0,0018 ***
SI	0,0651	0,0000 ***	-0,0003	0,0000 ***	0,2722	0,0000 ***	-0,0013	0,0003 ***	0,2604	0,0000 ***	-0,0012	0,0025 ***
SK	0,1030	0,0000 ***	-0,0007	0,0000 ***	0,1139	0,0000 ***	0,0007	0,0023 ***	0,0995	0,0000 ***	0,0009	0,0002 ***

Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z terminálu Bloomberg a z databází Eurostatu a ECB.

Tabulka č. 82 – Trend hodnoty odchylek od podmínek RIP a PPP a inflačních diferenciálů mezi NMS a eurozónou

EA	ID const	p-value	ID trend	p-value	PPP const	p-value	PPP trend	p-value	RIP const	p-value	RIP trend	p-value
US	0,0716	0,0000 ***	-0,0003	0,0043 **	0,1656	0,0000 ***	-0,0001	0,6631	0,0131	0,0007 ***	0,0001	0,0000 ***
BG	0,1108	0,0000 ***	-0,0004	0,0000 ***	0,1084	0,0000 ***	-0,0004	0,0000 ***	0,1001	0,0000 ***	-0,0003	0,0000 ***
CZ	0,0476	0,0000 ***	-0,0001	0,0067 **	0,1208	0,0000 ***	-0,0002	0,0105 **	0,0437	0,0000 ***	-0,0001	0,0487 **
CY	0,0588	0,0000 ***	-0,0001	0,3545	0,0719	0,0000 ***	-0,0002	0,1882	0,0520	0,0000 ***	0,0000	0,7647
EE	0,0478	0,0000 ***	-0,0001	0,0433 **	0,0393	0,0000 ***	0,0000	0,5358	0,0448	0,0000 ***	-0,0001	0,1075
HU	0,1028	0,0000 ***	-0,0004	0,0000 ***	0,0956	0,0000 ***	0,0002	0,1067	0,0430	0,0000 ***	0,0000	0,9892
LT	0,0339	0,0000 ***	0,0000	0,3566	0,1514	0,0000 ***	-0,0007	0,0000 ***	0,0702	0,0000 ***	-0,0002	0,0000 ***
LV	0,0363	0,0000 ***	0,0001	0,1325	0,1332	0,0000 ***	-0,0005	0,0000 ***	0,0329	0,0000 ***	0,0001	0,0363 **
MT	0,0742	0,0000 ***	0,0000	0,8368	0,1085	0,0000 ***	-0,0002	0,1384	0,0745	0,0000 ***	0,0000	0,8436
PL	0,0796	0,0000 ***	-0,0004	0,0000 ***	0,1789	0,0000 ***	-0,0003	0,0260 **	0,0689	0,0000 ***	-0,0002	0,0000 ***
RO	0,4776	0,0000 ***	-0,0026	0,0000 ***	0,2737	0,0000 ***	-0,0011	0,0000 ***	0,2474	0,0000 ***	-0,0013	0,0000 ***
SI	0,0786	0,0000 ***	-0,0005	0,0000 ***	0,0371	0,0000 ***	-0,0002	0,0037 ***	0,0279	0,0000 ***	-0,0001	0,2608
SK	0,0716	0,0000 ***	-0,0003	0,0043 ***	0,1093	0,0000 ***	0,0000	0,8754	0,0798	0,0000 ***	-0,0004	0,0000 ***

Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z terminálu Bloomberg a z databází Eurostatu a ECB.

Tabulka č. 83 – Trend hodnoty odchylek od podmínek RIP a PPP a inflačních diferenciálů mezi NMS a globálním trhem

US	ID const	p-value	ID trend	p-value	PPP const	p-value	PPP trend	p-value	RIP const	p-value	RIP trend	p-value
EA	0,0109	0,0109 **	0,0001	0,0001 ***	0,1682	0,0000 ***	-0,0001	0,5647	0,0131	0,0007 ***	0,0001	0,0000 ***
BG	0,1132	0,0000 ***	-0,0004	0,0000 ***	0,1929	0,0000 ***	-0,0002	0,2843	0,1105	0,0000 ***	-0,0003	0,0000 ***
CZ	0,0399	0,0000 ***	0,0000	0,6357	0,2188	0,0000 ***	-0,0002	0,3815	0,0523	0,0000 ***	-0,0001	0,0512 *
CY	0,0485	0,0001 ***	0,0001	0,5447	0,2124	0,0000 ***	-0,0006	0,0541 *	0,0436	0,0006 ***	0,0001	0,2944
EE	0,0191	0,0041 ***	0,0002	0,0025 ***	0,1440	0,0000 ***	0,0002	0,2506	0,0253	0,0004 ***	0,0002	0,0017 ***
HU	0,0749	0,0000 ***	-0,0002	0,0000 ***	0,1292	0,0000 ***	0,0006	0,0045 ***	0,0430	0,0000 ***	0,0000	0,3254
LT	0,0464	0,0000 ***	-0,0001	0,2924	0,0831	0,0001 ***	0,0004	0,0084 ***	0,0723	0,0000 ***	-0,0002	0,0011 ***
LV	0,0425	0,0000 ***	0,0000	0,5479	0,0683	0,0001 ***	0,0005	0,0003 ***	0,0356	0,0000 ***	0,0001	0,0935 *
MT	0,0712	0,0000 ***	0,0000	0,8357	0,0978	0,0000 ***	0,0002	0,3261	0,0704	0,0000 ***	0,0000	0,8092
PL	0,0513	0,0000 ***	-0,0001	0,0085 ***	0,1659	0,0000 ***	0,0003	0,1124	0,0773	0,0000 ***	-0,0002	0,0000 ***
RO	0,3210	0,0000 ***	-0,0016	0,0000 ***	0,1402	0,0000 ***	0,0002	0,2015	0,1371	0,0000 ***	-0,0005	0,0000 ***
SI	0,0606	0,0000 ***	-0,0003	0,0038 ***	0,2339	0,0000 ***	-0,0009	0,0160 **	0,0225	0,0005 ***	0,0001	0,1909
SK	0,0710	0,0000 ***	0,3190	0,0000 ***	0,1546	0,0000 ***	0,0004	0,1951	0,0778	0,0000 ***	-0,0002	0,0622 *

Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z terminálu Bloomberg a z databází Eurostatu a ECB.

Tabulka č. 84 – Výsledky ADF testu a testu KPSS pro časové řady České republiky

	EU				US			
	ADF stat.	p-value	KPSS stat.	p-value	ADF stat.	p-value	KPSS stat.	p-value
IRS	-3.346	0.001 ***	0.308	>0.1	-4.735	0.000 ***	0.745	<0.01 ***
FP	-3.316	0.001 ***	0.278	>0.1	-4.826	0.000 ***	0.818	<0.01 ***
ΔSR	-5.203	0.000 ***	0.323	>0.1	-5.954	0.000 ***	0.275	>0.1
CIP	-1.628	0.098 *	1.577	<0.01 ***	-3.758	0.000 ***	0.379	0.086 *
ERP	-4.597	0.000 ***	0.405	0.076 *	-5.915	0.000 ***	0.309	>0.1
UIP	-4.605	0.000 ***	0.384	0.085 *	-5.866	0.000 ***	0.306	>0.1
ID	-4.555	0.000 ***	0.222	>0.1	-6.288	0.000 ***	0.047	>0.1
RIP	-3.851	0.000 ***	0.211	>0.1	-4.429	0.000 ***	0.222	>0.1
PPP	-4.580	0.000 ***	0.261	>0.1	-5.606	0.000 ***	0.290	>0.1
IR CZ(1)	-1.289	0.890	0.553	<0.01 ***	-1.888	0.661	0.677	<0.01 ***
IR EU/US	-1.641	0.777	0.826	<0.01 ***	-1.614	0.788	0.633	<0.01 ***
ΔIR CZ(1)	-5.690	0.000 ***	0.343	>0.1	-5.983	0.000 ***	0.274	>0.1
ΔIR EU/US	-5.107	0.000 ***	0.446	0.058 *	-7.610	0.000 ***	0.185	>0.1

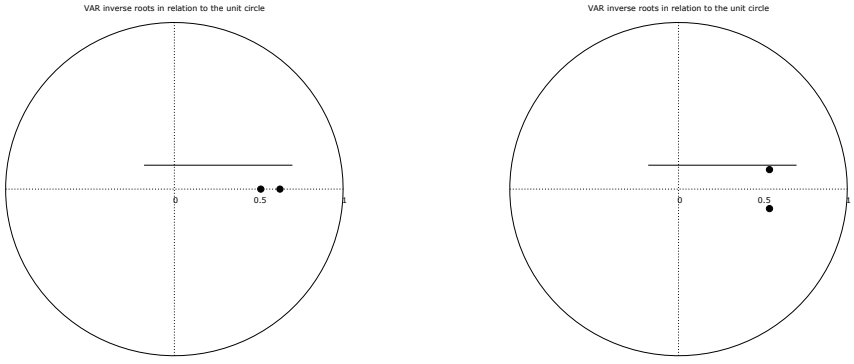
Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z terminálu Bloomberg a z databází Eurostatu a ECB.
Poznámka: (1) Protože časové řady pro EURIBOR jsou kratší než časové řady pro USD LIBOR, byly pro analýzu vzájemného vztahu sazby PRIBOR a EURIBOR použity srovnatelně dlouhé časové řady sazby PRIBOR.

Tabulka č. 85 – Výsledky diagnostických testů odhadu modelu VAR(1) pro úrokové míry

		Adj. R^2	F-stat.	p-value	Durbin-Watson	Ljung-Box Q	p-value	LM	p-value	Doornik-Hansen	p-value
EU	ΔCZ_IR	0.358	44.926	0.000 ***	2.077	1.447	0.485	5.555	0.062 *	184.710	0.000 ***
	ΔEU_IR	0.383	49.765	0.000 ***	2.077	1.281	0.527	0.493	0.782		
US	ΔCZ_IR	0.379	61.118	0.000 ***	2.042	0.433	0.510	4.840	0.028 **	121.723	0.000 ***
	ΔUS_IR	0.358	55.913	0.000 ***	1.777	2.107	0.147	0.493	0.482		

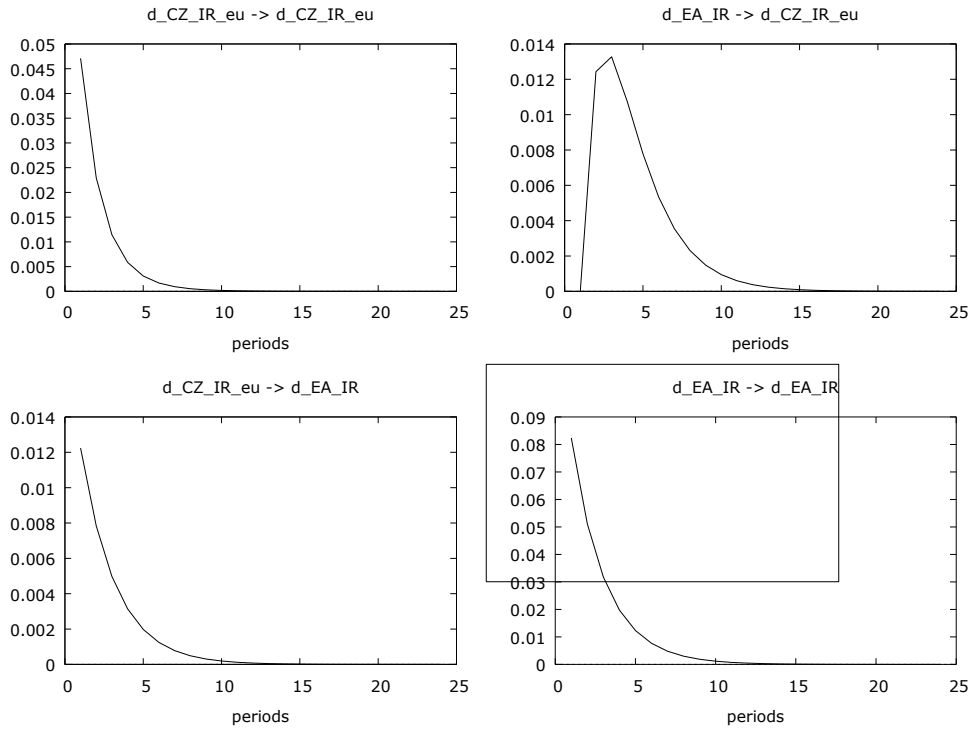
Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z terminálu Bloomberg.

Graf č. 71 – Převrácené hodnoty kořenů odhadnutých autoregresních polynomů pro VAR(1) model úrokových měr



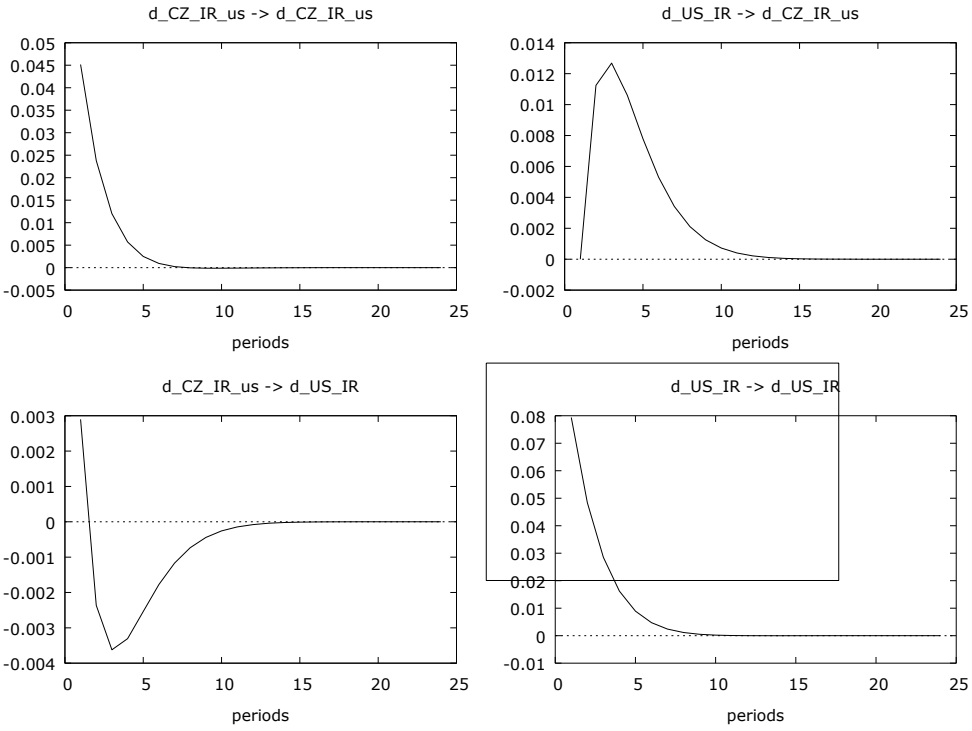
Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z terminálu Bloomberg.
Poznámka: Graf vlevo představuje hodnoty pro úrokové míry eurozóny a graf vpravo pro globální úrokové míry.

Graf č. 72 – Funkce odezvy na impuls modelu VAR(1) pro české a evropské úrokové míry



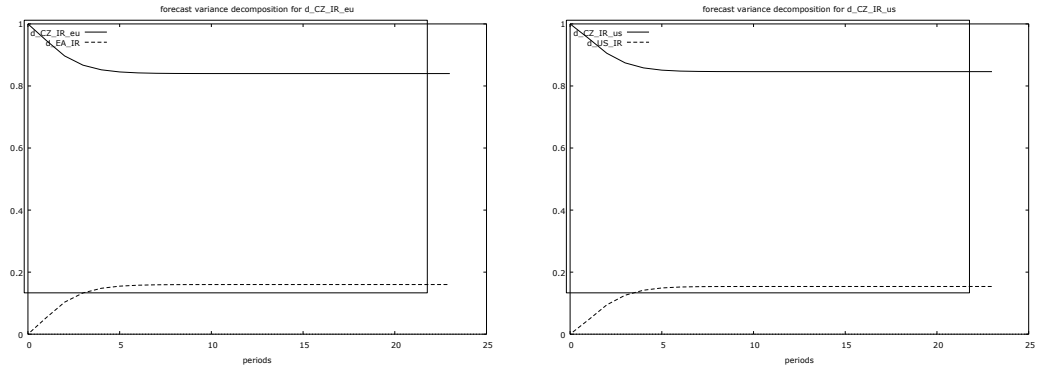
Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z terminálu Bloomberg.

Graf č. 73 – Funkce odezvy na impuls modelu VAR(1) pro české a globální úrokové míry



Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z terminálu Bloomberg.

Graf č. 74 – Rozklad rozptylu pro VAR(1) model úrokových měr



Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z terminálu Bloomberg.
Poznámka: Graf vlevo představuje hodnoty pro úrokové míry eurozóny a graf vpravo pro globální úrokové míry.

Tabulka č. 86 – Diagnostické testy lineárních regresních modelů pro jednotlivé komponenty podmínky úrokové parity České republiky ve vztahu k EU

	R^2	F-statistic	p-value	Chi-square	p-value	Durbin-Watson	Collinearity
FP ← IRS	0.970	242.192	0.000 ***	185.643	0.000 ***	2.213	
ΔSR ← FP	0.533	4.719	0.031 **	1.741	0.419	1.522	
ΔSR ← IRS	0.521	0.811	0.369	1.660	0.436	1.504	
IRS ← ID	0.918	0.282	0.596	312.149	0.000 ***	1.525	
ΔSR ← ID	0.520	0.383	0.537	1.749	0.417	1.493	
ΔSR ← (IRS+ID)	0.519	0.581	0.560	1.751	0.417	1.506	1.035

Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z terminálu Bloomberg.

Tabulka č. 87 – Diagnostické testy lineárních regresních modelů pro jednotlivé komponenty podmínky úrokové parity České republiky ve vztahu k US

	R^2	F-statistic	p-value	Chi-square	p-value	Durbin-Watson	Collinearity
FP ← IRS	0.911	636.775	0.000 ***	19.828	0.000 ***	2.040	
ΔSR ← FP	0.578	1.265	0.262	2.603	0.272	1.376	
ΔSR ← IRS	0.575	0.060	0.806	3.018	0.221	1.353	
IRS ← ID	0.985	3.554	0.061 *	133.323	0.000 ***	1.045	
ΔSR ← ID	0.583	4.065	0.045 **	2.036	0.361	1.391	
ΔSR ← (IRS+ID)	0.581	2.098	0.125	1.954	0.376	1.391	1.001

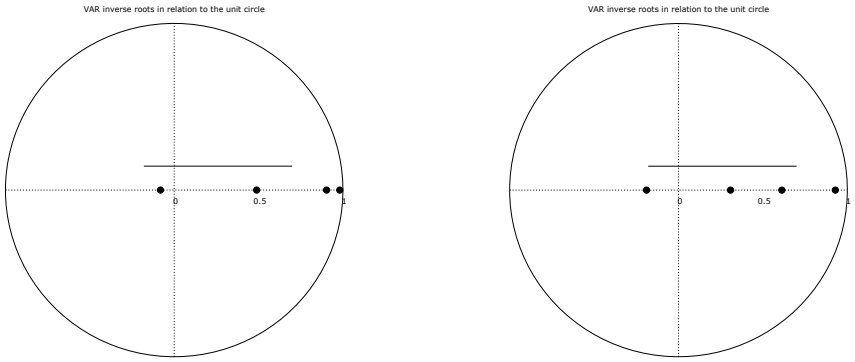
Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z terminálu Bloomberg.

Tabulka č. 88 – Výsledky diagnostických testů odhadu modelu VAR(2) pro forwardové prémie a úrokové spready

		Adj. R^2	F-stat.	p-value(F)	Durbin-Watson	Ljung-Box Q	p-value	LM	p-value	Doornik-Hansen	p-value
EU	FP	0.953	809.599	0.000 ***	1.997	0.290	0.865	12.247	0.002 ***	927.252	0.000 ***
	IRS	0.925	487.956	0.000 ***	2.021	3.748	0.153	0.328	0.849		
US	FP	0.890	401.898	0.000 ***	2.022	4.459	0.108	2.203	0.332	195.128	0.000 ***
	IRS	0.991	5308.525	0.000 ***	2.095	1.577	0.455	5.728	0.057 *		

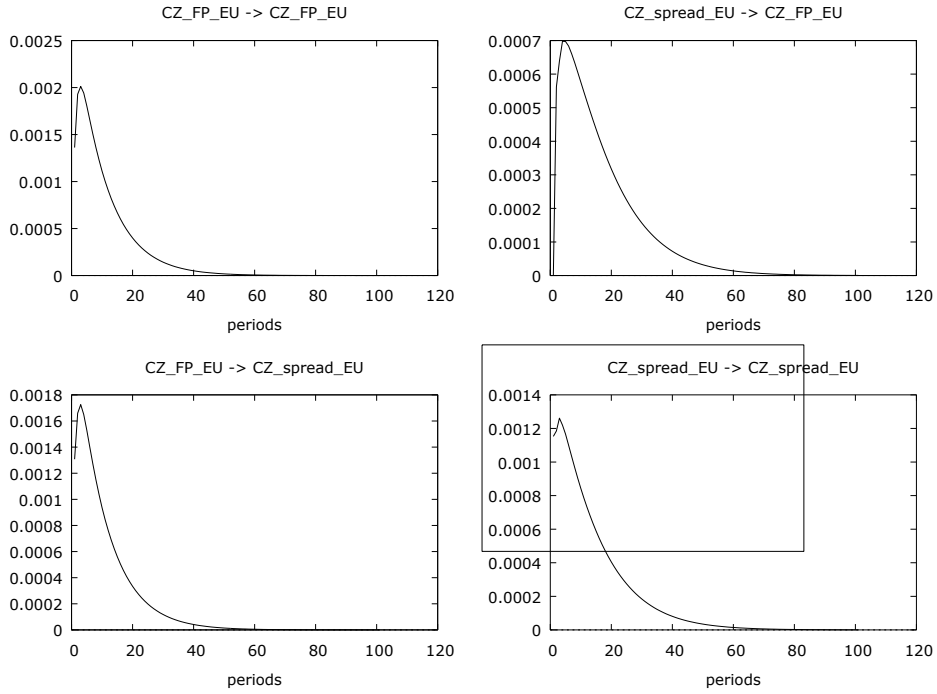
Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z terminálu Bloomberg.

Graf č. 75 – Převrácené hodnoty kořenů odhadnutých autoregresních polynomů pro VAR(2) model pro forwardové prémie a úrokové spready



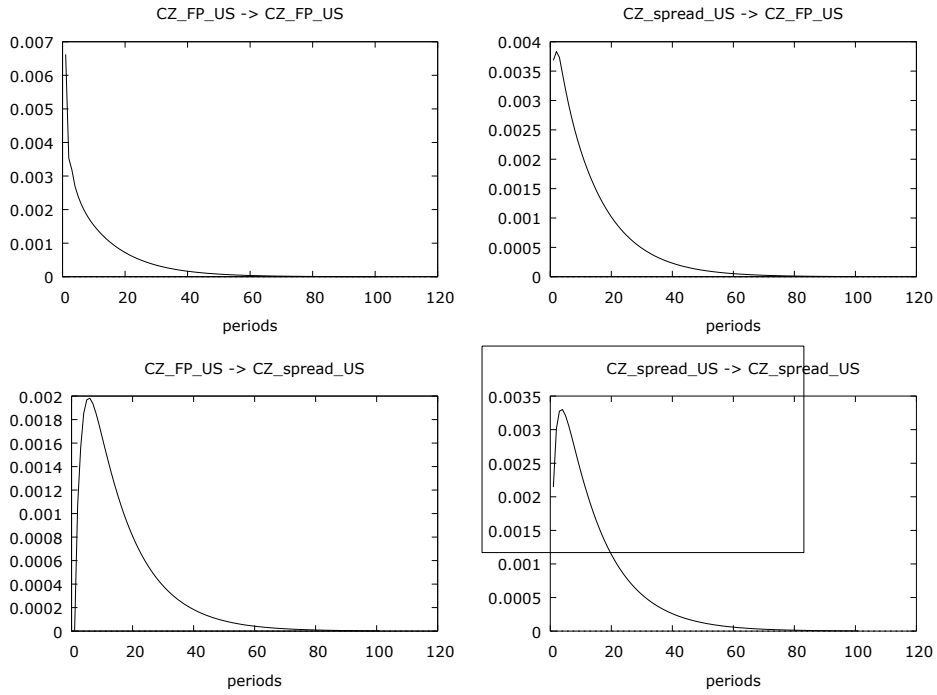
Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z terminálu Bloomberg.
Poznámka: Graf vlevo představuje hodnoty pro úrokové míry eurozóny a graf vpravo pro globální úrokové míry.

Graf č. 76 – Funkce odezvy na impuls modelu VAR(2) pro forwardovou prémii a úrokový spread vůči eurozóně



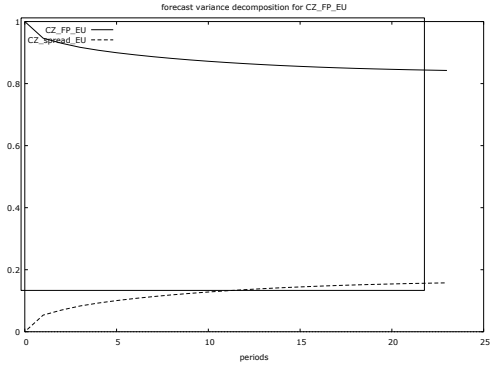
Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z terminálu Bloomberg.

Graf č. 77 – Funkce odezvy na impuls modelu VAR(2) pro forwardovou prémii a úrokový spread vůči globálnímu trhu



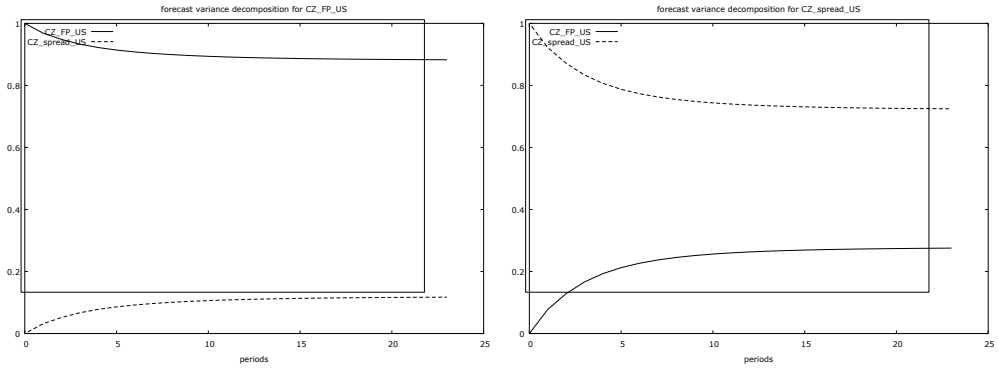
Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z terminálu Bloomberg.

Graf č. 78 – Rozklad rozptylu pro VAR(2) model pro forwardovou prémii vůči eurozóně



Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z terminálu Bloomberg.

Graf č. 79 – Rozklad rozptylu pro VAR(2) model pro forwardovou prémii a úrokový spread vůči USA



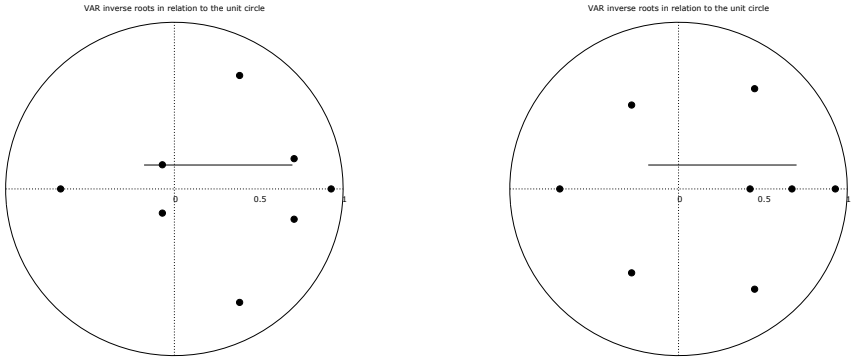
Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z terminálu Bloomberg.
Poznámka: Graf vlevo představuje hodnoty pro forwardovou prémii a graf vpravo pro úrokový spread.

Tabulka č. 89 – Výsledky diagnostických testů odhadu modelu VAR(4) pro forwardové prémie a změnu spotového kurzu

		Adj. R^2	F-stat.	p-value	Durbin-Watson	Ljung-Box Q	p-value	LM	p-value	Doornik-Hansen	p-value
EU	FP	0.949	364.946	0.000 ***	1.977	3.587	0.465	31.098	0.000 ***	51.470	0.000 ***
	ΔSR	0.651	37.479	0.000 ***	1.918	5.528	0.237	8.204	0.084 *		
US	FP	0.884	188.999	0.000 ***	1.992	2.685	0.612	3.585	0.465	42.494	0.000 ***
	ΔSR	0.699	58.106	0.000 ***	1.807	10.216	0.037 **	4.541	0.338		

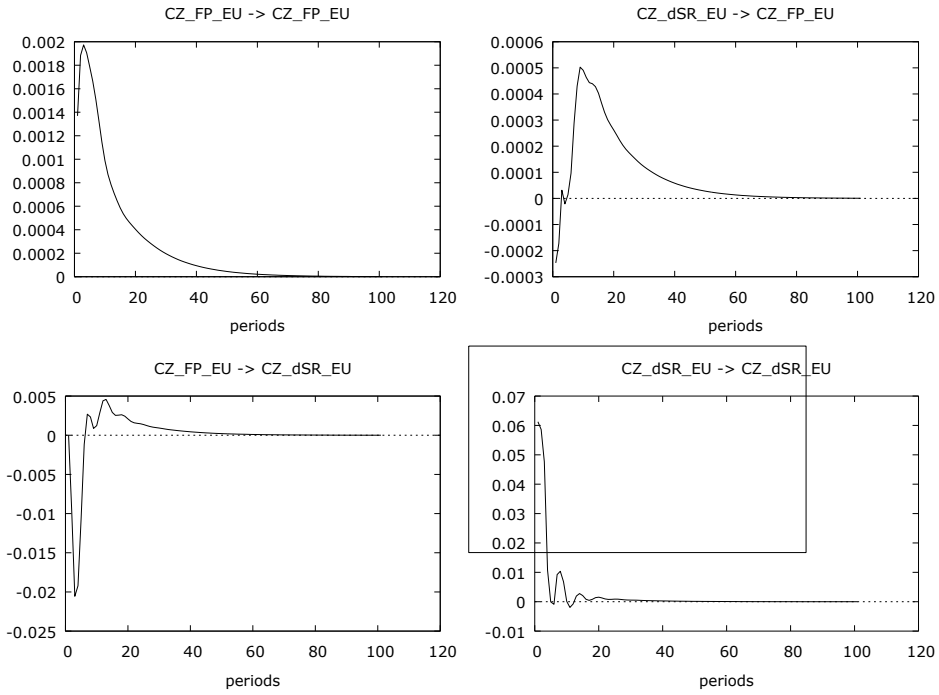
Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z terminálu Bloomberg.

Graf č. 80 – Převrácené hodnoty kořenů odhadnutých autoregresních polynomů pro VAR(4) model pro forwardové prémie a změnu spotového kurzu



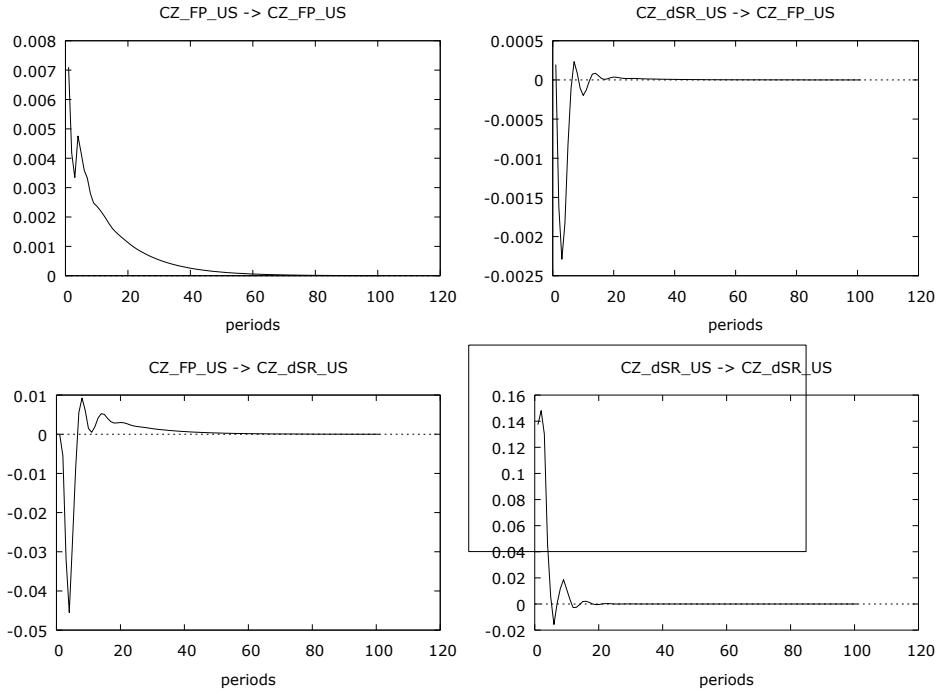
Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z terminálu Bloomberg.
Poznámka: Graf vlevo představuje hodnoty pro úrokové míry eurozóny a graf vpravo pro globální úrokové míry.

Graf č. 81 – Funkce odezvy na impuls modelu VAR(2) pro forwardovou prémii a změnu spotového kurzu vůči euru



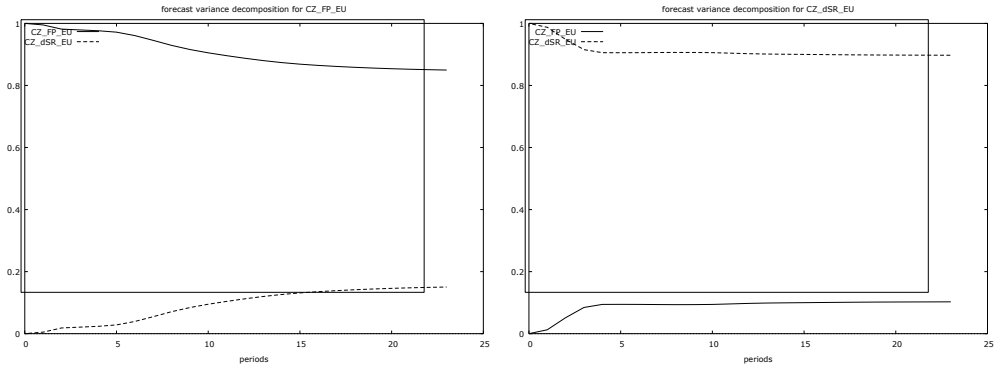
Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z terminálu Bloomberg.

Graf č. 82 – Funkce odezvy na impuls modelu VAR(2) pro forwardovou prémii a změnu spotového kurzu vůči USD



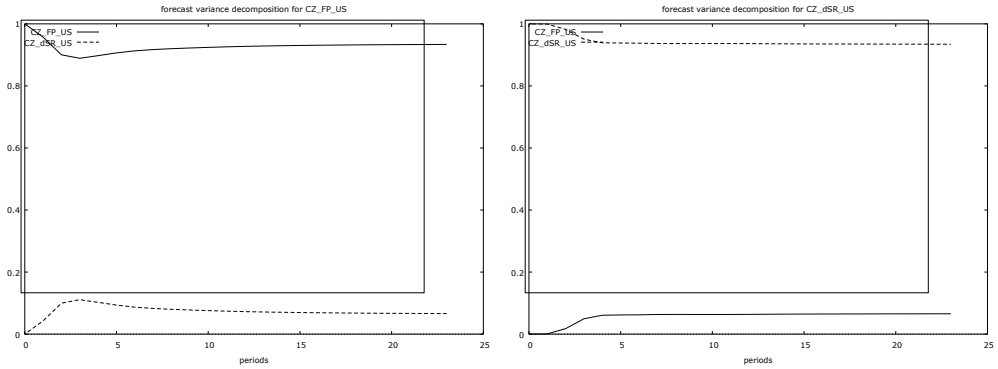
Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z terminálu Bloomberg.

Graf č. 83 – Rozklad rozptylu pro VAR(2) model pro forwardovou prémii a změnu spotového kurzu vůči euru



Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z terminálu Bloomberg.
Poznámka: Graf vlevo představuje hodnoty pro forwardovou prémii a graf vpravo pro změnu spotového kurzu.

Graf č. 84 – Rozklad rozptylu pro VAR(2) model pro forwardovou prémii a změnu spotového kurzu vůči USD



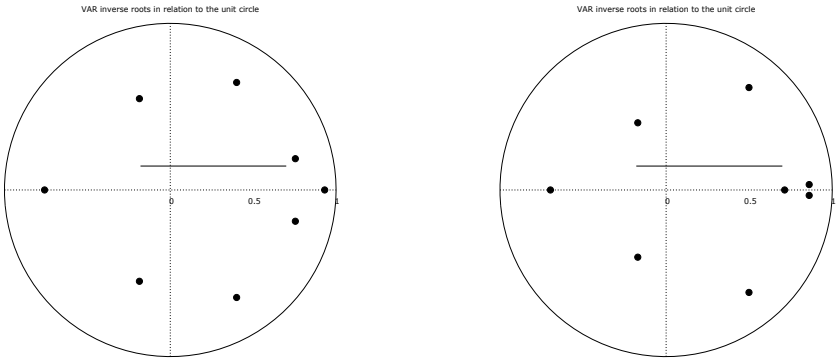
Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z terminálu Bloomberg.
Poznámka: Graf vlevo představuje hodnoty pro forwardovou prémii a graf vpravo pro změnu spotového kurzu.

Tabulka č. 90 – Výsledky diagnostických testů odhadu modelu VAR(4) pro forwardové prémie a změnu spotového kurzu

		Adj. R^2	F-stat.	p-value	Durbin-Watson	Ljung-Box Q	p-value	LM	p-value	Doornik-Hansen	p-value
EU	IRS	0.931	264.948	0.000 ***	2.047	0.743	0.743	0.124	0.998	466.961	0.000 ***
	ΔSR	0.686	43.729	0.000 ***	1.913	4.506	0.342	2.152	0.708		
US	IRS	0.987	1871.467	0.000 ***	2.072	10.783	0.029 **	6.145	0.189	328.153	0.000 ***
	ΔSR	0.696	57.176	0.000 ***	1.794	13.337	0.010 **	3.454	0.485		

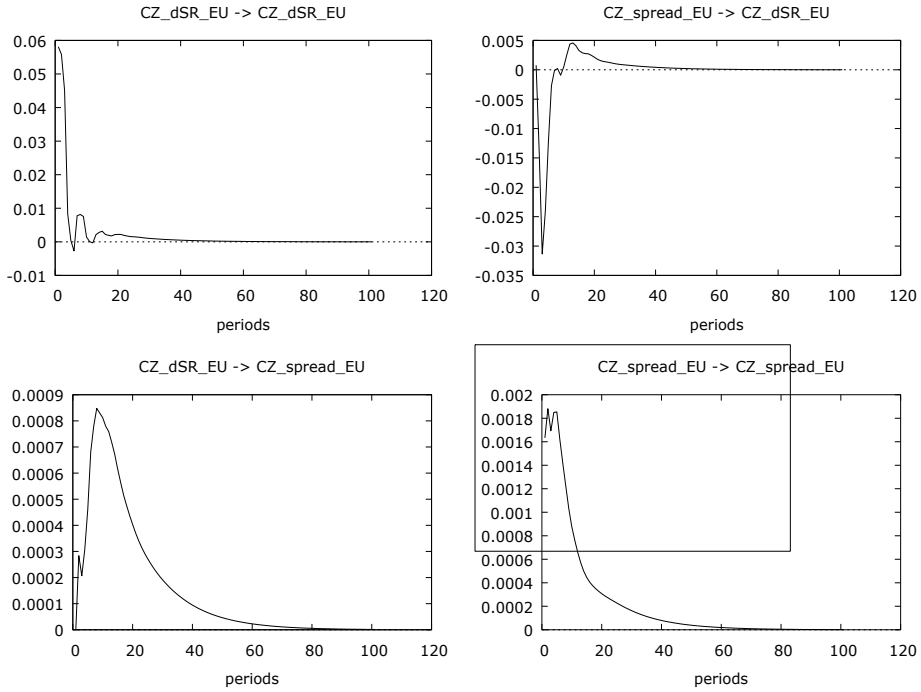
Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z terminálu Bloomberg.

Graf č. 85 – Převrácené hodnoty kořenů odhadnutých autoregresních polynomů pro VAR(4) model pro úrokový spread a změnu spotového kurzu



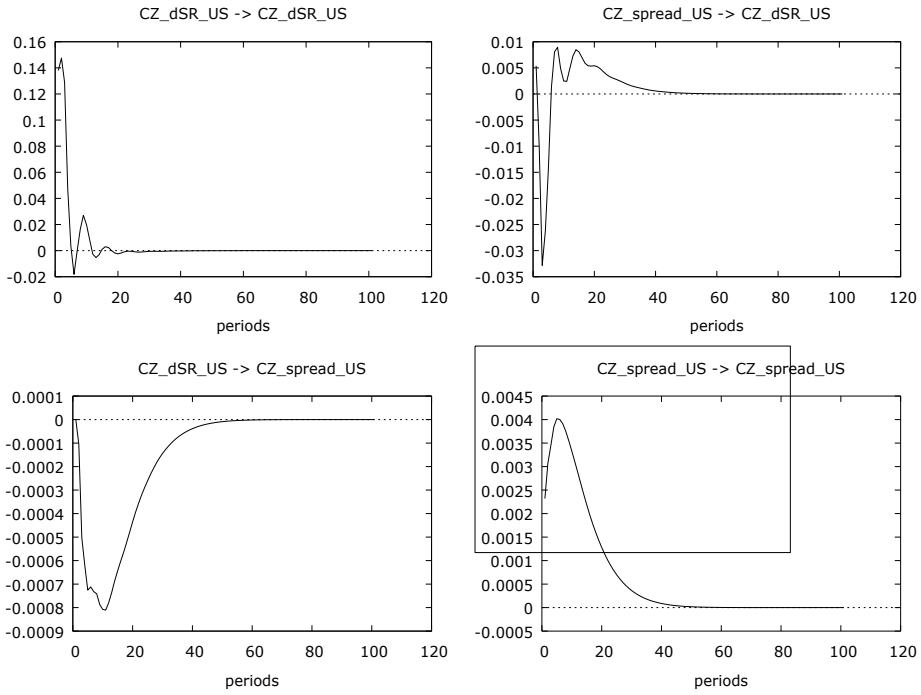
Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z terminálu Bloomberg.
Poznámka: Graf vlevo představuje hodnoty ve vztahu k eurozóně a graf vpravo ve vztahu ke globálnímu trhu.

Graf č. 86 – Funkce odezvy na impuls modelu VAR(2) pro úrokový spread a změnu spotového kurzu vůči euru



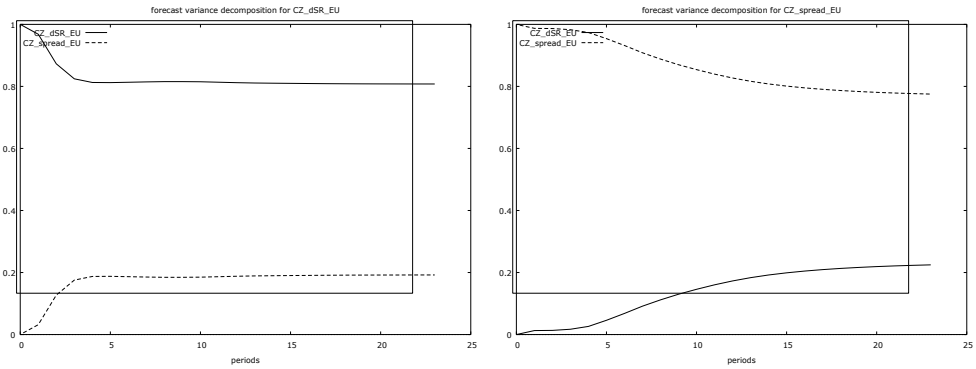
Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z terminálu Bloomberg.

Graf č. 87 – Funkce odezvy na impuls modelu VAR(2) pro úrokový spread a změnu spotového kurzu vůči USD



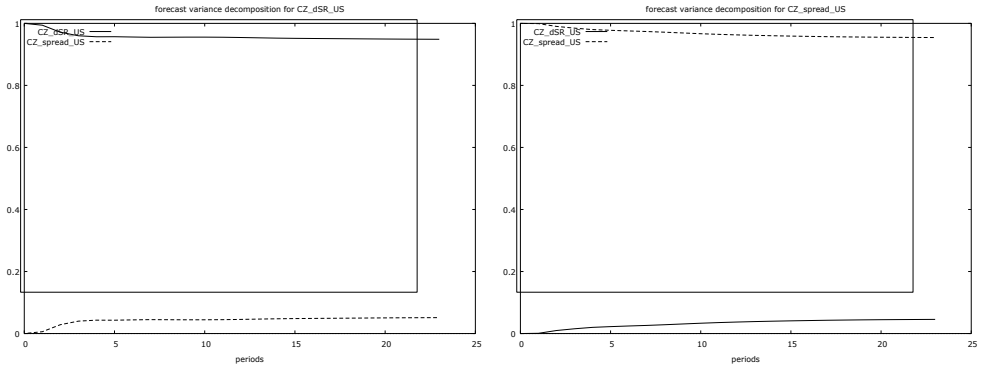
Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z terminálu Bloomberg.

Graf č. 88 – Rozklad rozptylu pro VAR(2) model pro úrokový spread a změnu spotového kurzu vůči euru



Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z terminálu Bloomberg.
Poznámka: Graf vlevo představuje hodnoty pro změnu spotového kurzu a graf vpravo pro úrokový spread.

Graf č. 89 – Rozklad rozptylu pro VAR(2) model pro úrokový spread a změnu spotového kurzu vůči USD



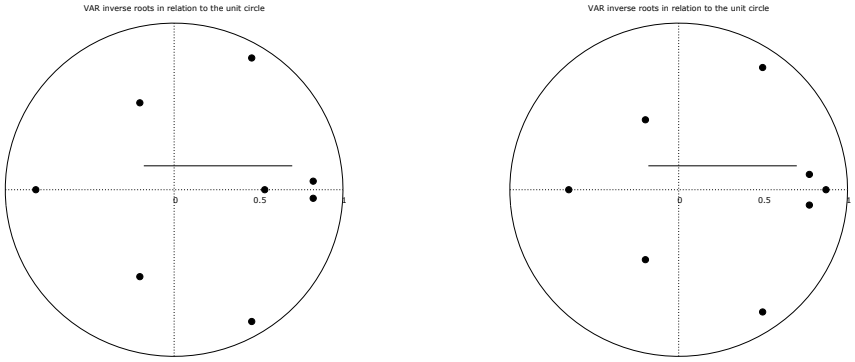
Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z terminálu Bloomberg.
Poznámka: Graf vlevo představuje hodnoty pro změnu spotového kurzu a graf vpravo pro úrokový spread.

Tabulka č. 91 – Výsledky diagnostických testů odhadu modelu VAR(4) pro úrokový spread a inflační diferenciál

		Adj. R^2	F-stat.	p-value(F)	Durbin-Watson	Ljung-Box Q	p-value	LM	p-value	Doornik-Hansen	p-value
EU	IRS	0.926	245.996	0.000 ***	2.051	1.654	0.799	0.084	0.999	746.738	0.000 ***
	ID	0.648	37.024	0.000 ***	2.021	1.295	0.862	2.138	0.710		
US	IRS	0.987	1937.881	0.000 ***	2.053	12.324	0.015 **	12.437	0.014 **	264.523	0.000 ***
	ID	0.699	58.191	0.000 ***	1.847	5.597	0.231	38.188	0.000 ***		

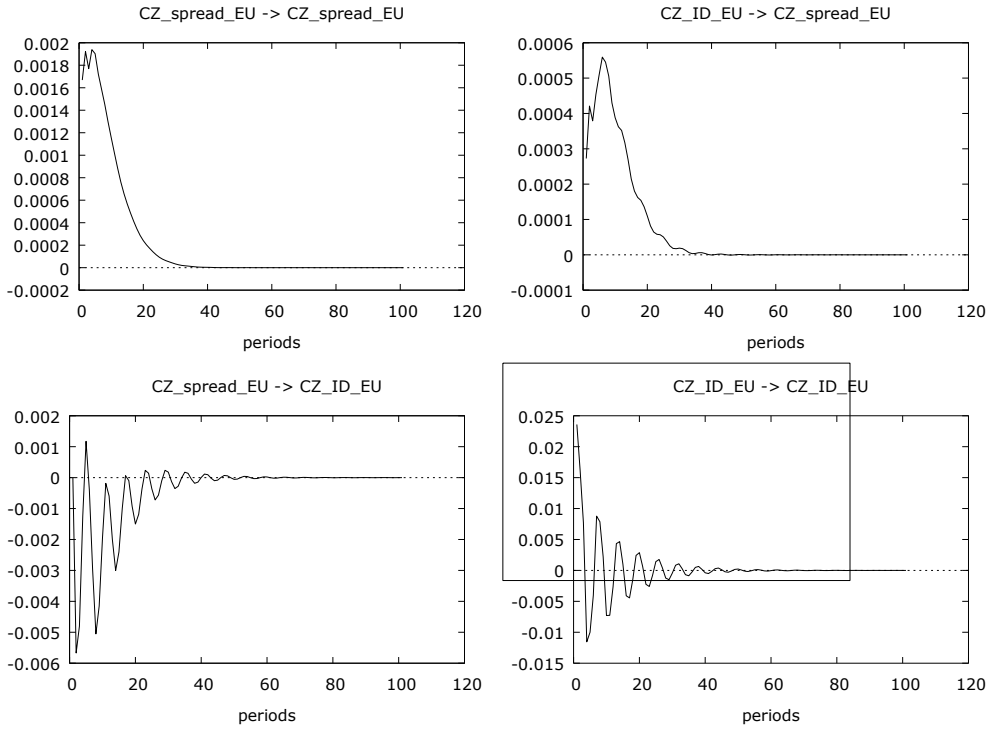
Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z terminálu Bloomberg.

Graf č. 90 – Převrácené hodnoty kořenů odhadnutých autoregresních polynomů pro VAR(4) model pro úrokový spread a inflační diferenciál



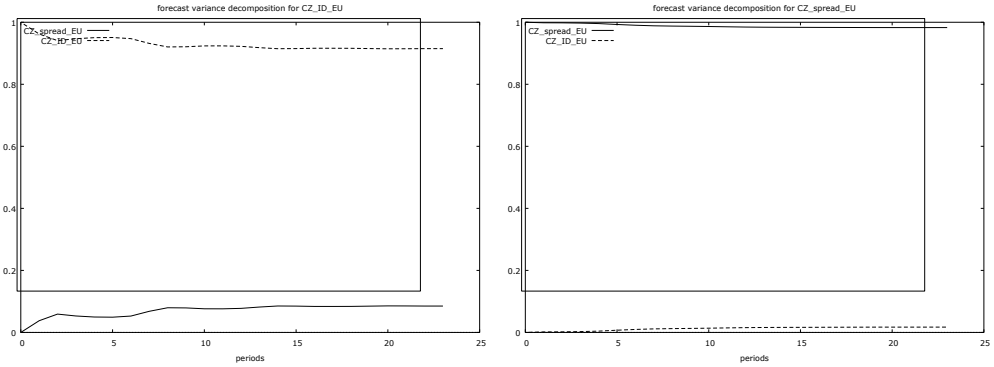
Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z terminálu Bloomberg.
Poznámka: Graf vlevo představuje hodnoty ve vztahu k eurozóně a graf vpravo ve vztahu ke globálnímu trhu.

Graf č. 91 – Funkce odezvy na impuls modelu VAR(2) pro úrokový spread a inflační diferenciál vůči eurozóně



Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z terminálu Bloomberg.

Graf č. 92 – Rozklad rozptylu pro VAR(2) model pro úrokový spread a inflační diferenciál vůči eurozóně



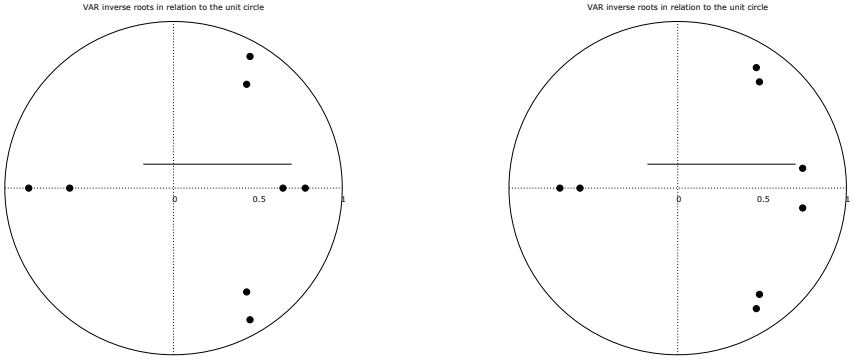
Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z terminálu Bloomberg.
Poznámka: Graf vlevo představuje hodnoty pro inflační diferenciál a graf vpravo pro úrokový spread.

Tabulka č. 92 – Výsledky diagnostických testů odhadu modelu VAR(4) pro změnu měnového kurzu a inflační diferenciál

		Adj. R^2	F-stat.	p-value	Durbin-Watson	Ljung-Box Q	p-value	LM	p-value	Doornik-Hansen	p-value
EU	ID	0.614	32.081	0.000 ***	2.031	1.214	0.876	0.713	0.950	51.416	0.000 ***
	ΔSR	0.664	39.727	0.000 ***	1.961	6.094	0.192	12.626	0.013 **		
US	ID	0.705	59.773	0.000 ***	1.911	2.638	0.620	29.301	0.000 ***	37.342	0.000 ***
	ΔSR	0.688	55.186	0.000 ***	1.847	9.469	0.050 **	4.238	0.375		

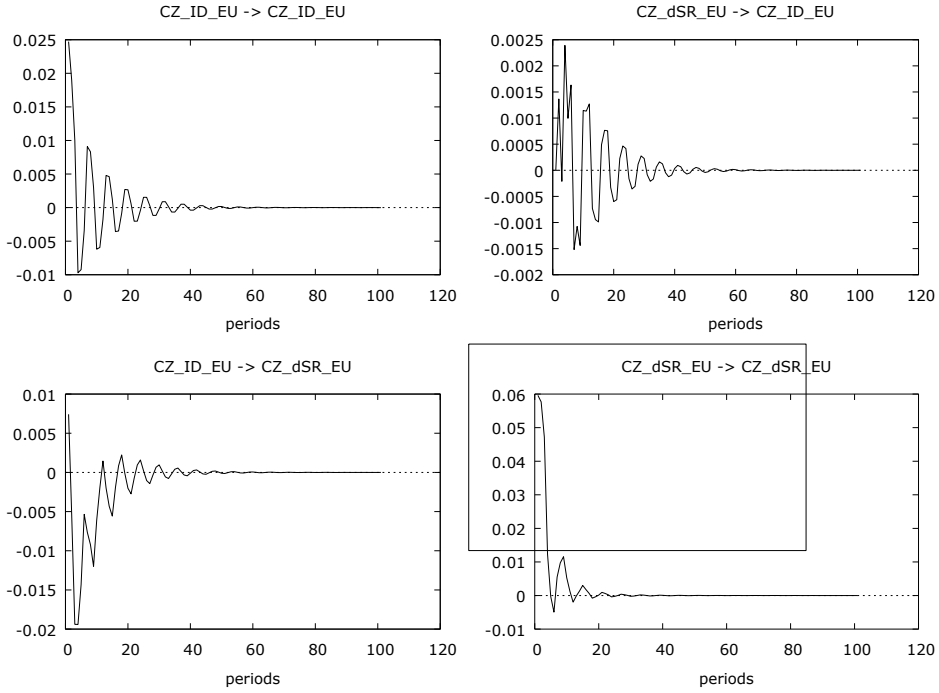
Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z terminálu Bloomberg.

Graf č. 93 – Převrácené hodnoty kořenů odhadnutých autoregresních polynomů pro VAR(4) model pro změnu měnového kurzu a inflační diferenciál



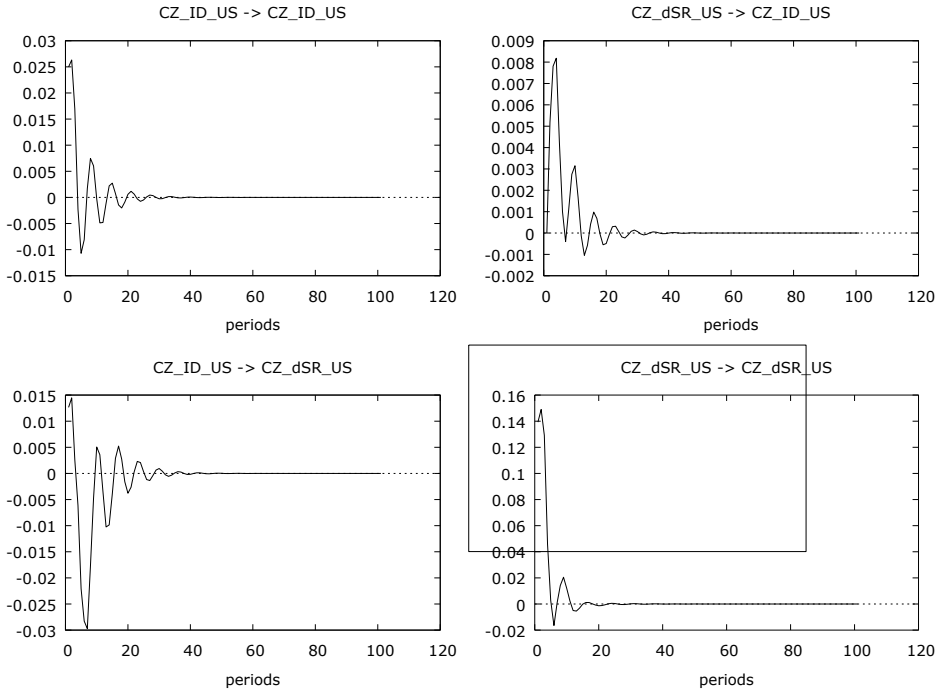
Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z terminálu Bloomberg.
Poznámka: Graf vlevo představuje hodnoty ve vztahu k eurozóně a graf vpravo ve vztahu ke globálnímu trhu.

Graf č. 94 – Funkce odezvy na impuls modelu VAR(4) pro změnu měnového kurzu a inflační diferenciál vůči eurozóně



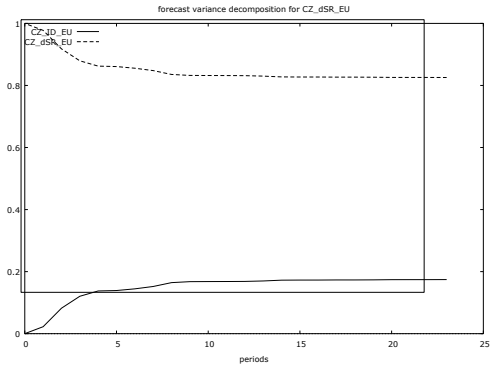
Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z terminálu Bloomberg.

Graf č. 95 – Funkce odezvy na impuls modelu VAR(4) pro změnu měnového kurzu a inflační diferenciál vůči globálnímu trhu



Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z terminálu Bloomberg.

Graf č. 96 – Rozklad rozptylu pro VAR(4) model pro změnu měnového kurzu a inflační diferenciál vůči eurozóně



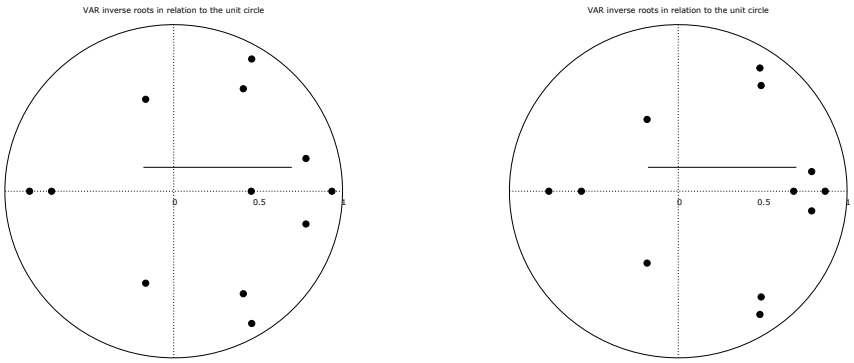
Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z terminálu Bloomberg.
Poznámka: Graf vlevo představuje hodnoty pro inflační diferenciál a graf vpravo pro úrokový spread.

Tabulka č. 93 – Výsledky diagnostických testů odhadu modelu VAR(4) pro změnu měnového kurzu, úrokového spreadu a inflační diferenciál

		Adj. R^2	F-stat.	p-value	Durbin-Watson	Ljung-Box Q	p-value	LM	p-value	Doornik-Hansen	p-value
EU	ΔSR	0.708	32.569	0.000 ***	1.939	5.234	0.264	1.403	0.844	541.132	0.000 ***
	IRS	0.930	174.602	0.000 ***	2.045	0.773	0.942	0.106	0.999		
	ID	0.644	24.581	0.000 ***	2.029	1.504	0.826	1.526	0.822		
US	ΔSR	0.696	38.491	0.000 ***	1.853	11.264	0.024 **	3.479	0.481	283.136	0.000 ***
	IRS	0.988	1337.829	0.000 ***	2.016	10.970	0.027 **	9.906	0.042 **		
	ID	0.714	41.966	0.000 ***	1.879	4.932	0.294	26.856	0.000 ***		

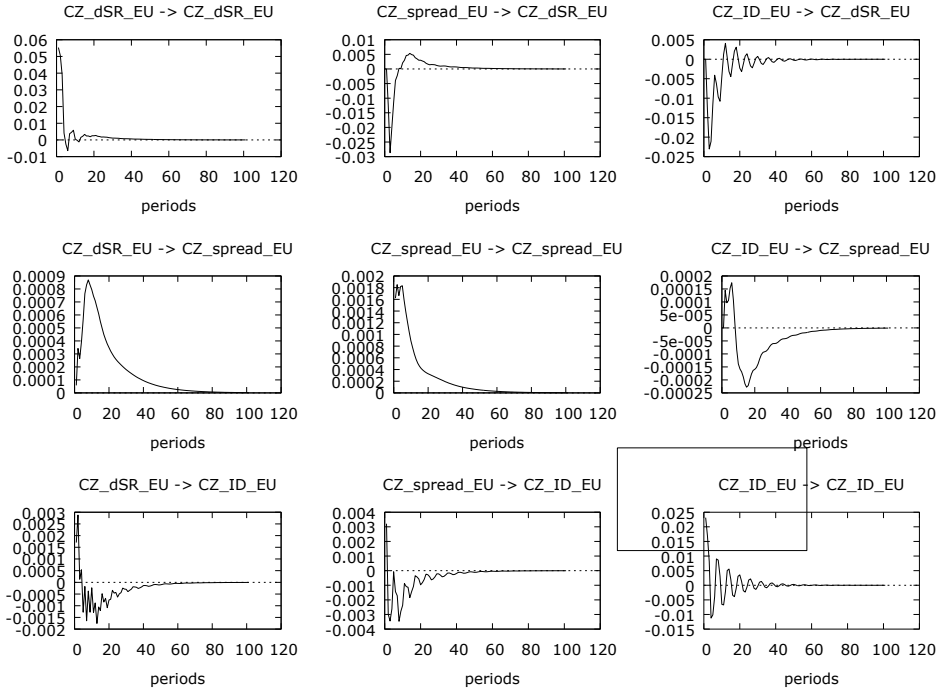
Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z terminálu Bloomberg.

Graf č. 97 – Převrácené hodnoty kořenů odhadnutých autoregresních polynomů pro VAR(4) model pro změnu měnového kurzu, úrokového spreadu a inflační diferenciál



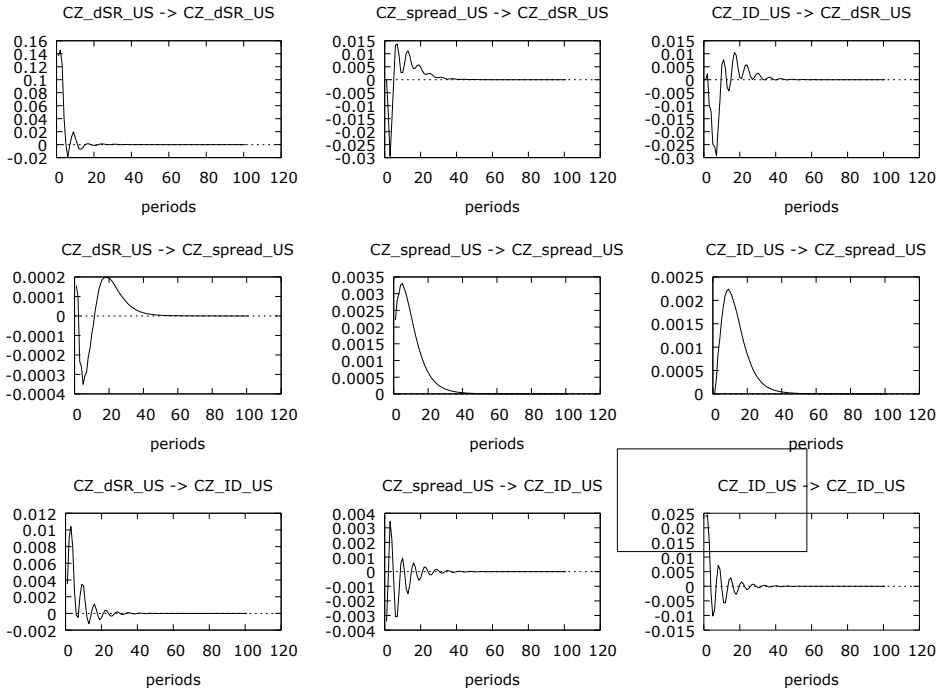
Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z terminálu Bloomberg.
Poznámka: Graf vlevo představuje hodnoty ve vztahu k eurozóně a graf vpravo ve vztahu ke globálnímu trhu.

Graf č. 98 – Funkce odezvy na impuls modelu VAR(4) pro změnu měnového kurzu, úrokového spreadu a inflační diferenciál vůči eurozóně



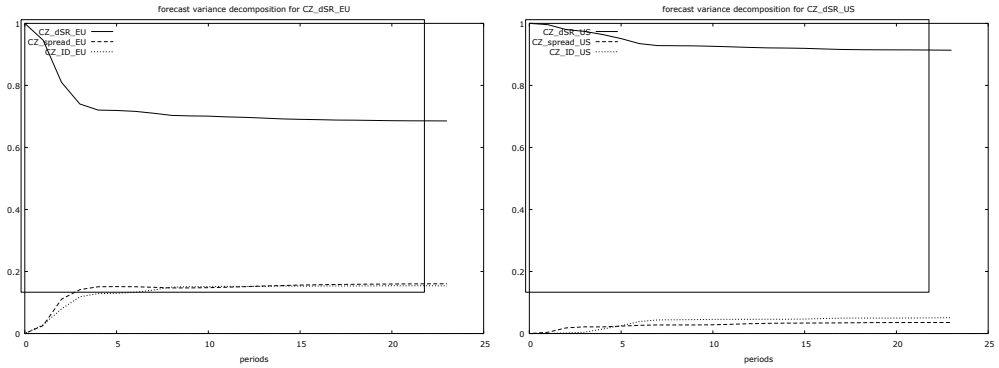
Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z terminálu Bloomberg.

Graf č. 99 – Funkce odezvy na impuls modelu VAR(4) pro změnu měnového kurzu, úrokového spreadu a inflační diferenciál vůči eurozóně



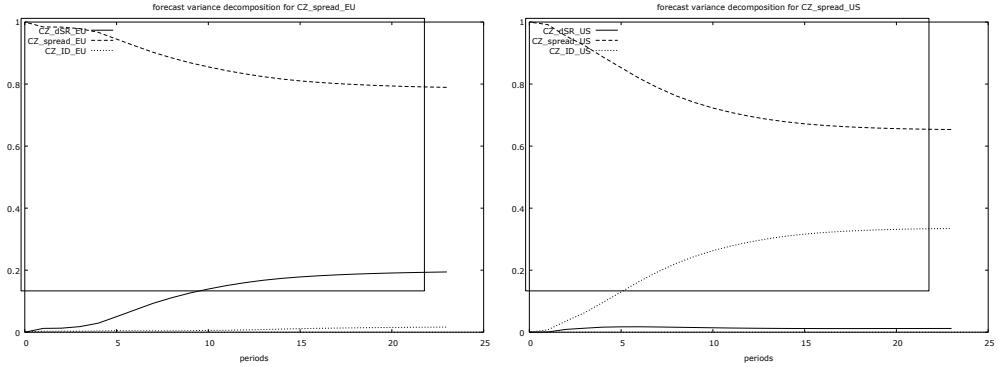
Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z terminálu Bloomberg.

Graf č. 100 – Rozklad rozptylu pro VAR(4) model pro změnu měnového kurzu, úrokového spreadu a inflační diferenciál vůči eurozóně



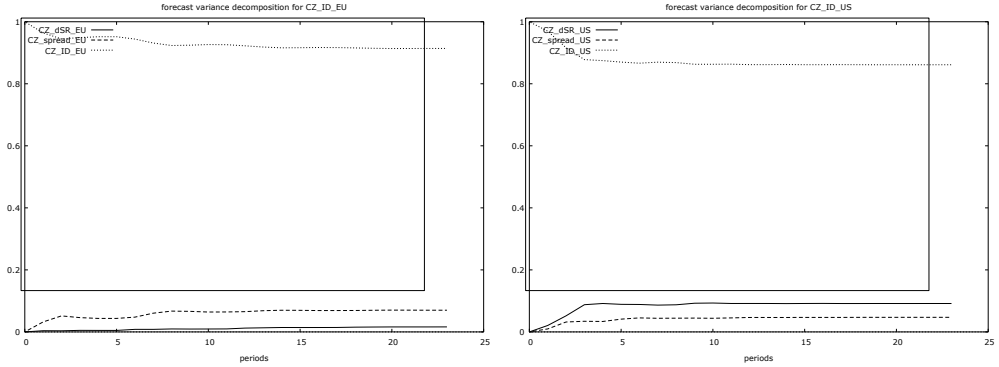
Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z terminálu Bloomberg.
Poznámka: Graf vlevo představuje hodnoty pro inflační diferenciál a graf vpravo pro úrokový spread.

Graf č. 101 – Rozklad rozptylu pro VAR(4) model pro změnu měnového kurzu, úrokového spreadu a inflační diferenciál vůči eurozóně



Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z terminálu Bloomberg.
Poznámka: Graf vlevo představuje hodnoty pro inflační diferenciál a graf vpravo pro úrokový spread.

Graf č. 102 – Rozklad rozptylu pro VAR(4) model pro změnu měnového kurzu, úrokového spreadu a inflační diferenciál vůči eurozóně



Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z terminálu Bloomberg.
Poznámka: Graf vlevo představuje hodnoty pro inflační diferenciál a graf vpravo pro úrokový spread.

Tabulka č. 94 – Diagnostické testy lineárních regresních modelů pro míry růstu spotřeby jednotlivých NMS ve vztahu k růstu globální spotřeby a domácích zdrojů v období 1995–2007

WD	R^2	F-statistic	p-value	LM-statistic	p-value	Chi-square	p-value	Durbin-Watson	Collinearity
BG	0,157	0,930	0,426	4,744	0,448	5,456	0,065 *	1,372	1,029
CY	0,688	11,028	0,003 ***	4,867	0,432	0,536	0,765	1,553	1,001
CZ	0,130	0,746	0,499	6,704	0,244	11,826	0,003 ***	1,819	1,120
EE	0,122	0,695	0,522	3,874	0,568	1,265	0,531	1,738	1,330
HU	0,141	0,820	0,468	11,037	0,051 *	1,911	0,385	0,763	1,007
LT	0,119	0,673	0,532	3,314	0,652	1,478	0,478	0,575	1,019
LV	0,363	2,845	0,105	6,847	0,232	2,486	0,289	1,748	1,313
MT	-0,189	0,047	0,955	10,471	0,063 *	0,220	0,896	0,817	1,004
PL	0,129	0,740	0,502	5,555	0,352	3,367	0,186	1,530	1,022
RO	0,410	3,471	0,072 *	3,236	0,664	0,398	0,820	2,333	1,160
SK	0,294	2,082	0,175	10,747	0,057 *	0,162	0,922	1,442	1,084
SI	0,609	7,789	0,009 ***	10,083	0,073 *	0,676	0,713	2,192	1,085
GE	0,109	0,613	0,561	6,987	0,222	0,419	0,811	1,558	1,078
US	0,541	9,228	0,005 ***	1,132	0,951	0,494	0,781	1,122	1,169
EA	0,312	2,264	0,154	3,696	0,594	4,285	0,117	1,277	1,105
EU	0,275	1,900	0,200	4,046	0,543	9,426	0,009 ***	0,981	1,085

Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z databáze Světové banky.

Tabulka č. 95 – Diagnostické testy lineárních regresních modelů pro míry růstu spotřeby jednotlivých NMS ve vztahu k růstu globální spotřeby a domácích zdrojů v období 1995–2013

WD	R^2	F-statistic	p-value	LM-statistic	p-value	Chi-square	p-value	Durbin-Watson	Collinearity
BG	0,169	16,766	0,000 ***	3,121	0,681	9,625	0,008 ***	1,359	1,113
CY	0,582	14,810	0,000 ***	9,519	0,090 *	2,563	0,278	1,814	1,170
CZ	0,127	12,210	0,001 ***	3,648	0,601	1,302	0,521	0,980	1,239
EE	0,573	29,570	0,000 ***	3,291	0,655	0,742	0,690	1,100	1,330
HU	0,209	21,402	0,000 ***	5,873	0,319	6,280	0,043 **	0,759	1,295
LT	0,695	11,111	0,001 ***	8,946	0,111	1,393	0,498	1,598	1,031
LV	0,621	13,693	0,000 ***	5,259	0,385	2,508	0,285	1,181	1,000
MT	-0,189	0,047	0,955	10,471	0,063 *	0,220	0,896	0,817	1,004
PL	-0,042	0,994	0,392	4,110	0,534	0,596	0,742	0,900	1,447
RO	0,632	91,498	0,000 ***	5,188	0,393	1,519	0,468	1,597	1,040
SK	0,040	3,371	0,060 *	2,314	0,804	4,821	0,090 *	0,705	1,010
SI	-0,018	5,215	0,018 **	7,213	0,205	4,286	0,117	0,904	1,001
GE	0,054	5,126	0,019 **	1,270	0,938	6,881	0,032 **	1,627	1,609
US	0,685	35,472	0,000 ***	4,882	0,430	0,560	0,756	0,963	1,729
EA	0,462	26,299	0,000 ***	3,561	0,614	3,521	0,172	0,873	2,347
EU	0,652	170,106	0,000 ***	5,947	0,311	3,476	0,176	1,134	2,390

Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z databáze Světové banky.

Tabulka č. 96 – Diagnostické testy lineárních regresních modelů pro míry růstu spotřeby jednotlivých NMS ve vztahu k růstu spotřeby EU a domácích zdrojů v období 1995–2007

EU	R^2	F-statistic	p-value	LM-statistic	p-value	Chi-square	p-value	Durbin-Watson	Collinearity
BG	0,015	0,075	0,928	4,827	0,437	10,272	0,006 ***	1,066	1,318
CY	0,785	18,308	0,000 ***	4,692	0,455	1,717	0,424	2,599	1,134
CZ	0,289	2,034	0,181	2,845	0,724	7,517	0,023 **	2,133	1,110
EE	0,332	2,486	0,133	3,851	0,571	1,000	0,606	2,006	1,255
HU	0,186	1,144	0,357	4,894	0,429	2,005	0,367	0,837	1,064
LT	0,475	4,522	0,040 **	3,571	0,613	1,886	0,389	0,933	1,063
LV	0,344	2,619	0,122	5,334	0,376	5,436	0,066 *	1,884	1,035
MT	0,201	9,837	0,004 ***	4,834	0,437	4,686	0,096 *	0,689	1,342
PL	0,292	2,058	0,178	8,130	0,149	3,444	0,179	2,135	1,069
RO	0,432	3,801	0,059 *	8,646	0,124	0,673	0,714	2,640	1,397
SK	0,393	3,235	0,083 *	8,176	0,147	1,524	0,467	1,772	1,003
SI	0,609	7,788	0,009 ***	11,221	0,047 **	0,655	0,721	2,198	1,004
GE	0,311	2,252	0,156	6,694	0,244	0,403	0,817	2,204	1,000
EA	0,320	2,355	0,145	5,499	0,358	2,435	0,296	1,363	1,071

Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z databáze Světové banky.

Tabulka č. 97 – Diagnostické testy lineárních regresních modelů pro míry růstu spotřeby jednotlivých NMS ve vztahu k růstu spotřeby EU a domácích zdrojů v období 1995–2013

EU	R^2	F-statistic	p-value	LM-statistic	p-value	Chi-square	p-value	Durbin-Watson	Collinearity
BG	0,075	4,676	0,025 **	2,474	0,780	9,750	0,008 ***	1,121	1,274
CY	0,565	9,955	0,002 ***	8,093	0,151	0,848	0,655	1,909	1,657
CZ	0,216	4,714	0,025 **	6,981	0,222	6,148	0,046 **	1,233	1,068
EE	0,363	2,260	0,137	14,110	0,015 **	6,310	0,043 **	0,899	1,281
HU	0,259	11,431	0,001 ***	1,893	0,864	10,770	0,005 ***	0,728	1,207
LT	0,399	9,338	0,002 ***	14,925	0,011 **	5,931	0,052 *	1,591	1,011
LV	0,177	1,459	0,264	6,987	0,222	0,535	0,765	0,955	1,012
MT	0,201	9,837	0,004 ***	4,834	0,437	4,686	0,096 *	0,689	1,342
PL	0,144	2,364	0,126	2,797	0,731	2,202	0,333	1,150	1,085
RO	0,549	30,861	0,000 ***	1,569	0,905	4,723	0,094 *	1,409	1,072
SK	0,250	3,821	0,044 **	7,961	0,158	0,779	0,678	0,809	1,001
SI	0,273	6,874	0,007 ***	4,096	0,536	4,210	0,122	1,231	1,012
GE	0,047	4,102	0,036 **	1,304	0,935	5,058	0,080 *	1,654	1,134
EA	0,628	16,914	0,000 ***	1,550	0,907	0,569	0,753	1,024	2,079

Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z databáze Světové banky.

Tabulka č. 98 – Diagnostické testy lineárních regresních modelů pro závislost idiosynkratické míry růstu spotřeby na idiosynkratickém růstu produktu při očištění o globální růst spotřeby a produktu v období 1995–2007

WD	R^2	F-statistic	p-value		Durbin-Watson	LM-statistic	p-value		Chi-square	p-value	
BG	0.305	4.828	0.050	*	2.377	8.381	0.015	**	5.099	0.078	*
CY	0.347	5.839	0.034	**	0.845	6.521	0.038	**	7.499	0.024	**
CZ	0.370	6.462	0.027	**	1.498	0.083	0.959		0.960	0.619	
EE	0.531	12.456	0.005	***	1.071	0.289	0.865		2.029	0.363	
HU	0.481	10.192	0.009	***	1.395	1.310	0.519		3.409	0.182	
LV	0.698	25.420	0.000	***	2.647	1.087	0.581		2.539	0.281	
LT	0.172	2.277	0.159		0.668	2.793	0.248		2.417	0.299	
PL	0.309	4.912	0.049	**	2.196	5.635	0.060	*	2.003	0.367	
RO	0.550	13.469	0.004	***	2.405	1.136	0.567		5.509	0.064	*
SK	0.649	20.345	0.001	***	1.797	1.599	0.450		0.335	0.846	
SI	0.194	2.651	0.132		1.267	1.003	0.605		10.351	0.006	***
GE	0.191	2.605	0.135		1.397	1.012	0.603		3.033	0.219	
EA	0.779	38.669	0.000	***	1.276	0.582	0.748		0.437	0.804	
EU	0.693	24.843	0.000	***	0.956	2.656	0.265		0.079	0.961	

Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z databáze Světové banky.

Tabulka č. 99 – Diagnostické testy lineárních regresních modelů pro závislost idiosynkratické míry růstu spotřeby na idiosynkratickém růstu produktu při očištění o růst spotřeby a produktu EU v období 1995–2007

EU	R^2	F-statistic	p-value		Durbin-Watson	LM-statistic	p-value		Chi-square	p-value	
BG	0.352	5.981	0.032	**	2.408	7.764	0.021	**	4.184	0.123	
CY	0.362	6.252	0.029	**	0.857	9.572	0.008	***	7.263	0.026	**
CZ	0.564	14.219	0.003	***	1.540	0.952	0.621		0.276	0.871	
EE	0.597	16.296	0.002	***	1.005	0.874	0.646		0.856	0.652	
HU	0.516	11.731	0.006	***	1.185	3.501	0.174		1.060	0.589	
LV	0.780	39.022	0.000	***	2.629	0.171	0.918		2.265	0.322	
LT	0.284	4.368	0.061	*	0.833	4.039	0.133		1.788	0.409	
PL	0.379	6.709	0.025	**	2.397	4.072	0.131		0.842	0.656	
RO	0.581	15.235	0.002	***	2.462	1.149	0.563		3.688	0.158	
SK	0.695	25.074	0.000	***	2.086	0.080	0.961		1.925	0.382	
SI	0.103	1.264	0.285		1.462	1.491	0.475		10.512	0.005	***
GE	0.091	1.102	0.316		2.118	1.483	0.476		0.649	0.723	
EA	0.434	8.432	0.014	**	1.936	0.739	0.691		1.976	0.372	

Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z databáze Světové banky.

Tabulka č. 100 – Diagnostické testy lineárních regresních modelů pro závislost idiosynkratické míry růstu spotřeby na idiosynkratickém růstu produktu při očištění o globální růst spotřeby a produktu v období 1995–2013

WD	R^2	F-statistic	p-value		Durbin-Watson	LM-statistic	p-value		Chi-square	p-value	
BG	0.354	7.660	0.015	**	2.398	7.078	0.029	**	2.585	0.275	
CY	0.357	7.766	0.015	**	1.041	5.521	0.063	*	9.294	0.010	**
CZ	0.327	6.814	0.021	**	1.587	0.106	0.948		0.861	0.650	
EE	0.841	73.904	0.000	***	1.035	2.000	0.368		2.407	0.300	
HU	0.548	16.988	0.001	***	1.500	0.658	0.720		5.434	0.066	*
LV	0.830	68.463	0.000	***	1.903	2.350	0.309		2.064	0.356	
LT	0.722	36.384	0.000	***	1.371	3.926	0.140		0.934	0.627	
PL	0.415	9.912	0.007	***	2.324	4.635	0.099	*	2.341	0.310	
RO	0.424	10.306	0.006	***	2.264	1.478	0.477		17.035	0.000	***
SK	0.543	16.658	0.001	***	2.064	0.560	0.756		1.323	0.516	
SI	0.145	2.368	0.146		1.577	0.588	0.745		4.897	0.086	*
GE	0.023	0.334	0.572		1.714	1.858	0.395		5.768	0.056	*
EA	0.393	9.056	0.009	***	1.682	4.757	0.093	*	6.559	0.038	**
EU	0.651	26.113	0.000	***	1.296	2.214	0.331		0.056	0.972	

Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z databáze Světové banky.

Tabulka č. 101 – Diagnostické testy lineárních regresních modelů pro závislost idiosynkratické míry růstu spotřeby na idiosynkratickém růstu produktu při očištění o růst spotřeby a produktu EU v období 1995–2013

EU	R^2	F-statistic	p-value		Durbin-Watson	LM-statistic	p-value		Chi-square	p-value	
BG	0.359	7.826	0.014	**	2.350	7.844	0.020	**	2.270	0.321	
CY	0.222	3.989	0.066	*	1.185	2.999	0.223		11.277	0.004	***
CZ	0.529	15.718	0.001	***	1.609	1.226	0.542		0.298	0.862	
EE	0.829	67.776	0.000	***	0.931	2.609	0.271		2.426	0.297	
HU	0.570	18.554	0.001	***	1.529	1.995	0.369		1.990	0.370	
LV	0.861	86.686	0.000	***	1.932	1.976	0.372		0.490	0.783	
LT	0.700	32.661	0.000	***	1.305	6.149	0.046	**	0.612	0.736	
PL	0.471	12.483	0.003	***	2.500	2.280	0.320		0.468	0.791	
RO	0.373	8.323	0.012	**	2.264	1.753	0.416		19.302	0.000	***
SK	0.593	20.433	0.000	***	2.029	0.798	0.671		4.249	0.119	
SI	0.111	1.753	0.207		1.566	1.924	0.382		5.494	0.064	*
GE	0.251	4.696	0.048	**	1.946	2.192	0.334		8.758	0.013	**
EA	0.517	15.014	0.002	***	1.502	0.850	0.654		6.636	0.036	**

Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z databáze Světové banky.

Tabulka č. 102 – Diagnostické testy lineárních regresních modelů pro závislost rozdílu mezi mírou růstu reálné globální spotřeby a reálné spotřeby NMS na změně reálného kurzu jednotlivých NMS v období 1995–2007

WD	R^2	F-statistic	p-value	LM-statistic	p-value	Chi-square	p-value	Durbin-Watson
BG	0,020	0,578	0,463	2,045	0,360	7,279	0,026 **	1,019
CY	0,025	0,639	0,441	0,770	0,680	22,944	0,000 ***	1,340
CZ	0,088	3,679	0,081 *	2,794	0,247	7,166	0,028 **	1,553
EE	0,032	0,478	0,504	1,254	0,534	1,452	0,484	1,448
HU	0,097	1,505	0,245	1,112	0,573	2,026	0,363	0,692
LT	0,180	2,069	0,181	0,818	0,664	0,976	0,614	0,446
LV	0,191	12,656	0,005 ***	1,677	0,432	6,698	0,035 **	1,436
MT	0,075	3,652	0,082 *	2,641	0,267	0,640	0,726	0,937
PL	0,202	5,861	0,034 **	0,884	0,643	3,522	0,172	1,263
RO	0,224	4,892	0,049 **	0,687	0,709	2,657	0,265	1,527
SK	0,004	0,030	0,867	7,183	0,028 **	2,612	0,271	1,268
SI	0,235	3,634	0,083 *	1,362	0,506	2,164	0,339	1,162
GE	0,071	1,668	0,223	2,493	0,288	0,707	0,702	2,008
US	0,007	0,188	0,673	2,434	0,296	4,565	0,102	0,731
EA	0,212	10,182	0,009 ***	1,388	0,500	4,559	0,102	1,632
EU	0,206	14,098	0,003 ***	1,682	0,431	2,556	0,279	1,280

Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z databáze Světové banky.

Tabulka č. 103 – Diagnostické testy lineárních regresních modelů pro závislost rozdílu mezi mírou růstu reálné globální spotřeby a reálné spotřeby NMS na změně reálného kurzu jednotlivých NMS v období 1995–2013

WD	R^2	F-statistic	p-value	LM-statistic	p-value	Chi-square	p-value	Durbin-Watson
BG	0,004	0,078	0,784	3,242	0,198	8,801	0,012 **	1,230
CY	0,061	1,790	0,199	0,680	0,712	10,789	0,005 ***	1,125
CZ	0,160	7,956	0,012 **	2,514	0,285	4,405	0,111	1,276
EE	0,086	2,524	0,131	1,779	0,411	3,780	0,151	0,953
HU	0,178	3,981	0,062 *	0,687	0,709	0,414	0,813	0,704
LT	0,238	5,092	0,038 **	1,149	0,563	10,901	0,004 ***	1,203
LV	0,032	1,255	0,279	0,163	0,922	7,456	0,024 **	1,146
MT	0,075	3,652	0,082 *	2,641	0,267	0,640	0,726	0,937
PL	0,066	2,638	0,123	0,224	0,894	1,443	0,486	0,880
RO	0,270	7,802	0,012 **	1,151	0,562	2,027	0,363	1,582
SK	0,073	1,326	0,265	3,158	0,206	1,138	0,566	0,881
SI	0,133	4,767	0,043 **	0,725	0,696	3,342	0,188	0,689
GE	0,077	1,635	0,218	1,051	0,591	2,260	0,323	1,888
US	0,025	0,412	0,529	3,139	0,208	3,308	0,191	0,502
EA	0,089	7,042	0,017 **	1,810	0,404	1,042	0,594	0,870
EU	0,043	1,961	0,179	1,649	0,438	0,398	0,819	0,435

Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z databáze Světové banky.

Tabulka č. 104 – Diagnostické testy lineárních regresních modelů pro závislost rozdílu mezi mírou růstu reálné spotřeby EU a reálné spotřeby NMS na změně reálného kurzu jednotlivých NMS v období 1995–2007

EU	R^2	F-statistic	p-value	LM-statistic	p-value	Chi-square	p-value	Durbin-Watson
BG	0,279	3,251	0,099 *	9,720	0,008 ***	2,044	0,360	0,630
CY	0,401	3,320	0,096 *	9,374	0,009 ***	3,234	0,199	2,465
CZ	0,033	0,881	0,368	1,210	0,546	4,004	0,135	1,122
EE	0,015	0,358	0,562	0,678	0,713	1,116	0,572	1,198
HU	0,155	1,613	0,230	2,760	0,252	0,871	0,647	1,040
LT	0,234	7,824	0,019 **	3,373	0,185	1,372	0,503	0,899
LV	0,068	4,182	0,068 *	1,895	0,388	4,826	0,090 *	0,885
MT	0,004	0,076	0,788	2,102	0,350	0,604	0,739	0,832
PL	0,004	0,045	0,836	1,729	0,421	2,296	0,317	1,533
RO	0,002	0,023	0,883	1,967	0,374	2,608	0,271	1,016
SK	0,019	0,176	0,683	10,042	0,007 ***	3,983	0,136	1,124
SI	0,376	10,030	0,009 ***	0,483	0,786	0,530	0,767	2,224
GE	0,157	6,911	0,023 **	1,479	0,477	0,641	0,726	2,332
EA	0,040	0,375	0,553	2,792	0,248	0,614	0,736	1,614

Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z databáze Světové banky.

Tabulka č. 105 – Diagnostické testy lineárních regresních modelů pro závislost rozdílu mezi mírou růstu reálné spotřeby EU a reálné spotřeby NMS na změně reálného kurzu jednotlivých NMS v období 1995–2013

EU	R^2	F-statistic	p-value	LM-statistic	p-value	Chi-square	p-value	Durbin-Watson
BG	0,218	4,606	0,047 **	11,989	0,002 ***	1,571	0,456	0,814
CY	0,119	0,989	0,334	12,533	0,002 ***	8,891	0,012 **	1,551
CZ	0,001	0,029	0,868	0,635	0,728	6,338	0,042 **	1,245
EE	0,053	1,858	0,191	1,397	0,497	5,471	0,065 *	0,932
HU	0,171	4,218	0,056 *	0,803	0,669	1,581	0,454	1,150
LT	0,024	1,347	0,263	0,716	0,699	12,827	0,002 ***	1,264
LV	0,081	5,759	0,029 **	1,839	0,399	10,719	0,005 ***	1,171
MT	0,004	0,076	0,788	2,102	0,350	0,604	0,739	0,832
PL	0,008	0,160	0,694	2,049	0,359	3,654	0,161	1,103
RO	0,005	0,105	0,750	1,701	0,427	1,425	0,490	1,177
SK	0,162	2,680	0,120	7,172	0,028 **	0,890	0,641	1,236
SI	0,274	10,770	0,004 ***	0,390	0,823	1,455	0,483	1,486
GE	0,117	10,146	0,005 ***	1,504	0,471	3,004	0,223	1,152
EA	0,117	1,507	0,236	6,610	0,037 **	2,203	0,332	1,101

Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z databáze Světové banky.

Tabulka č. 106 – Diagnostické testy lineárních regresních modelů pro závislost změny nominálního kurzu jednotlivých NMS na poměru mezi růstem nominální globální spotřeby a nominální spotřeby NMS v období 1995–2007

WD	R^2	F-stat.	p-value	LM-stat.	p-value	Chi-square	p-value	Durbin-Watson
BG	0,994	17 243,930	0,000 ***	11,360	0,003 ***	11,540	0,003 ***	0,990
CY	0,107	4,687	0,053 *	4,213	0,122	4,341	0,114	1,062
CZ	0,101	2,035	0,182	0,608	0,738	3,445	0,179	1,114
EE	0,000	0,000	0,997	0,119	0,942	0,223	0,895	1,132
HU	0,236	6,533	0,027 **	2,944	0,229	1,789	0,409	0,992
LT	0,000	0,005	0,943	0,506	0,776	7,023	0,030 **	0,980
LV	0,052	1,579	0,237	6,625	0,036 **	1,311	0,519	1,227
MT	0,067	1,525	0,243	0,945	0,623	0,469	0,791	1,219
PL	0,599	16,419	0,002 ***	3,756	0,153	0,996	0,608	1,601
RO	0,771	152,277	0,000 ***	1,358	0,507	5,871	0,053 **	2,208
SK	0,067	0,985	0,342	0,395	0,821	1,012	0,603	0,912
SI	0,000	0,006	0,942	1,243	0,537	0,479	0,787	1,033
GE	0,049	1,003	0,338	1,574	0,455	0,186	0,911	1,312
US								
EA	0,139	1,574	0,236	0,048	0,976	0,308	0,857	1,643
EU	0,280	5,371	0,041 **	0,711	0,701	0,145	0,930	1,939

Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z databáze Světové banky.

Tabulka č. 107 – Diagnostické testy lineárních regresních modelů pro závislost změny nominálního kurzu jednotlivých NMS na poměru mezi růstem nominální globální spotřeby a nominální spotřeby NMS v období 1995–2013

WD	R^2	F-stat.	p-value	LM-stat.	p-value	Chi-square	p-value	Durbin-Watson
BG	0,993	25 555,240	0,000 ***	16,016	0,000 ***	8,700	0,013 **	2,009
CY	0,106	3,086	0,097 *	1,532	0,465	3,006	0,222	1,376
CZ	0,013	0,498	0,490	1,470	0,479	1,702	0,427	1,436
EE	0,006	0,197	0,663	1,202	0,548	0,369	0,832	1,368
HU	0,109	1,962	0,179	1,705	0,426	1,072	0,585	1,108
LT	0,122	2,428	0,139	0,640	0,726	3,342	0,188	1,347
LV	0,061	2,626	0,125	1,689	0,430	1,630	0,443	1,919
MT	0,067	1,525	0,243	0,945	0,623	0,469	0,791	1,219
PL	0,356	11,967	0,003 ***	1,897	0,387	5,151	0,076 *	2,150
RO	0,711	108,097	0,000 ***	0,623	0,733	1,985	0,371	1,907
SK	0,000	0,006	0,939	2,204	0,332	0,061	0,970	0,910
SI	0,010	0,312	0,584	3,205	0,201	0,407	0,816	1,284
GE	0,015	0,423	0,524	0,469	0,791	0,241	0,886	1,416
US								
EA	0,000	0,004	0,951	0,505	0,777	0,340	0,844	1,324
EU	0,001	0,025	0,877	0,644	0,725	0,194	0,908	1,371

Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z databáze Světové banky.

Tabulka č. 108 – Diagnostické testy lineárních regresních modelů pro závislost změny nominálního kurzu jednotlivých NMS na poměru mezi růstem nominální spotřeby EU a nominální spotřeby NMS v období 1995–2007

EU	R^2	F-stat.	p-value	LM-stat.	p-value	Chi-square	p-value	Durbin-Watson
BG	0,993	15 466,480	0,000 ***	10,910	0,004 ***	47,285	0,000 ***	2,192
CY	0,217	14,999	0,003 ***	2,264	0,322	1,299	0,522	2,201
CZ	0,143	4,591	0,055 *	0,923	0,630	0,102	0,950	2,066
EE	0,019	0,138	0,718	5,877	0,053 *	14,355	0,001 ***	1,519
HU	0,305	7,376	0,020 **	0,426	0,808	4,654	0,098	1,073
LT	0,070	1,339	0,274	0,282	0,869	10,740	0,005 ***	1,700
LV	0,173	2,152	0,173	1,120	0,571	1,219	0,544	1,395
MT	0,004	0,064	0,804	2,406	0,300	1,622	0,444	1,304
PL	0,300	5,616	0,037 **	5,568	0,062 *	1,921	0,383	1,629
RO	0,719	92,833	0,000 ***	0,637	0,727	4,715	0,095 *	2,327
SK	0,004	0,032	0,862	3,787	0,151	5,195	0,074 *	1,343
SI	0,035	0,363	0,559	0,783	0,676	2,840	0,241	1,565
GE	0,078	2,398	0,150	1,238	0,538	9,978	0,007 ***	1,667
EA								

Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z databáze Světové banky.

Tabulka č. 109 – Diagnostické testy lineárních regresních modelů pro závislost změny nominálního kurzu jednotlivých NMS na poměru mezi růstem nominální spotřeby EU a nominální spotřeby NMS v období 1995–2013

WD	R^2	F-stat,	p-value	LM-stat,	p-value	Chi-square	p-value	Durbin-Watson
BG	0,993	22 577,770	0,000 ***	15,423	0,000 ***	50,480	0,000 ***	2,141
CY	0,139	9,362	0,007 ***	1,590	0,451	3,526	0,172	2,022
CZ	0,012	0,647	0,432	2,290	0,318	0,585	0,746	2,203
EE	0,021	0,230	0,638	9,080	0,011 **	27,503	0,000 ***	1,532
HU	0,208	3,926	0,064 *	1,109	0,574	5,523	0,063 *	1,136
LT	0,001	0,035	0,854	0,416	0,812	26,223	0,000 ***	1,369
LV	0,086	2,362	0,144	0,595	0,743	6,424	0,040 **	1,345
MT	0,004	0,064	0,804	2,406	0,300	1,622	0,444	1,304
PL	0,227	12,797	0,002 ***	0,619	0,734	2,964	0,227	2,353
RO	0,728	197,629	0,000 ***	1,218	0,544	4,876	0,087 *	2,265
SK	0,007	0,854	0,368	4,333	0,115	8,053	0,018 **	1,244
SI	0,192	4,058	0,060 *	4,656	0,097 *	5,193	0,075 *	1,564
GE	0,016	0,716	0,409	1,462	0,482	23,250	0,000 ***	1,560
EA								

Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z databáze Světové banky.

Tabulka č. 110 – Diagnostické testy lineárních regresních modelů pro závislost změny nominálního kurzu jednotlivých NMS na rozdílu mezi mírou růstu reálné globální spotřeby a reálné spotřeby NMS a na rozdílu v mírách inflace v období 1995–2007

WD	R^2	F-stat.	p-value	LM-stat.	p-value	Chi-square	p-value	Durbin-Watson	Collinearity
BG	0,991	8 419,462	0,000 ***	12,802	0,025 **	21,266	0,000 ***	2,416	4,271
CY	0,171	8,389	0,007 ***	1,755	0,882	3,105	0,212	1,033	4,271
CZ	0,403	3,393	0,075 *	7,596	0,180	0,719	0,698	2,207	1,072
EE	0,000	0,001	0,999	0,509	0,992	0,229	0,892	1,148	1,084
HU	0,601	12,563	0,002 ***	6,275	0,280	1,114	0,573	1,453	1,586
LT	0,446	3,235	0,087 *	8,166	0,147	3,097	0,213	1,202	1,043
LV	0,152	1,522	0,270	7,800	0,168	1,800	0,407	1,611	1,045
MT	0,114	2,230	0,158	2,532	0,772	0,843	0,656	1,185	1,454
PL	0,614	13,223	0,002 ***	7,170	0,208	0,537	0,765	1,566	1,253
RO	0,901	421,316	0,000 ***	6,548	0,256	0,667	0,716	2,262	2,377
SK	0,155	0,925	0,428	2,545	0,770	1,849	0,397	3,864	0,929
SI	0,474	28,237	0,000 ***	5,350	0,375	0,996	0,608	0,986	1,038
GE	0,070	1,234	0,332	4,644	0,461	0,777	0,678	1,437	1,308
US									
EA	0,207	2,632	0,121	1,958	0,855	0,700	0,705	1,171	1,814
EU	0,229	4,551	0,039 **	4,908	0,427	0,734	0,693	1,662	1,033

Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z databáze Světové banky.

Tabulka č. 111 – Diagnostické testy lineárních regresních modelů pro závislost změny nominálního kurzu jednotlivých NMS na rozdílu mezi mírou růstu reálné globální spotřeby a reálné spotřeby NMS a na rozdílu v mírách inflace v období 1995–2013

WD	R^2	F-stat.	p-value	LM-stat.	p-value	Chi-square	p-value	Durbin-Watson	Collinearity
BG	0,991	13 158,010	0,000 ***	18,685	0,002 ***	34,608	0,000 ***	2,420	2,605
CY	0,113	6,336	0,009 ***	15,743	0,008 ***	2,736	0,255	1,304	1,288
CZ	0,364	3,857	0,043 **	7,551	0,183	0,211	0,900	2,352	1,002
EE	0,009	0,138	0,872	2,274	0,810	0,424	0,809	1,385	1,187
HU	0,537	14,558	0,000 ***	8,712	0,121	0,405	0,817	1,569	1,086
LT	0,388	5,841	0,013 **	5,773	0,329	2,219	0,330	1,655	1,010
LV	0,066	1,637	0,228	5,791	0,327	1,721	0,423	1,898	1,001
MT	0,114	2,230	0,158	2,532	0,772	0,843	0,656	1,185	1,454
PL	0,355	6,716	0,008 ***	7,167	0,209	4,324	0,115	2,143	1,095
RO	0,884	239,566	0,000 ***	7,867	0,164	1,161	0,560	2,330	1,181
SK	0,184	1,719	0,211	4,169	0,525	1,813	0,404	1,112	1,095
SI	0,340	7,029	0,006 ***	4,587	0,468	0,525	0,769	1,155	1,137
GE	0,108	2,393	0,123	2,587	0,763	1,899	0,387	1,361	1,055
US									
EA	0,107	2,041	0,162	2,969	0,705	1,182	0,554	1,472	1,216
EU	0,101	1,493	0,254	4,848	0,435	1,589	0,452	1,325	1,048

Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z databáze Světové banky.

Tabulka č. 112 – Diagnostické testy lineárních regresních modelů pro závislost změny nominálního kurzu jednotlivých NMS na rozdílu mezi mírou růstu reálné spotřeby EU a reálné spotřeby NMS a na rozdílu v mírách inflace v období 1995–2007

EU	R^2	F-stat.	p-value	LM-stat.	p-value	Chi-square	p-value	Durbin-Watson	Collinearity
BG	0,989	7 231,128	0,000 ***	12,940	0,024 **	76,376	0,000 ***	2,290	3,752
CY	0,218	7,677	0,010 **	9,932	0,077 *	0,972	0,615	2,229	1,317
CZ	0,185	3,039	0,093 *	8,657	0,124	0,409	0,815	2,331	1,071
EE	0,368	2,215	0,160	9,842	0,080 *	0,619	0,734	1,065	1,053
HU	0,776	28,734	0,000 ***	7,235	0,204	0,373	0,830	2,372	2,226
LT	0,315	8,132	0,010 **	3,766	0,584	4,522	0,104	2,819	1,032
LV	0,193	1,180	0,351	2,095	0,836	0,480	0,787	1,718	1,034
MT	0,004	0,034	0,967	4,405	0,493	1,616	0,446	1,303	1,000
PL	0,309	4,969	0,032 **	9,706	0,084 *	2,000	0,368	1,662	1,095
RO	0,819	137,279	0,000 ***	7,070	0,215	0,824	0,662	2,187	2,346
SK	0,328	2,424	0,139	11,653	0,040 **	0,579	0,749	1,868	3,387
SI	0,543	9,921	0,004 ***	6,443	0,265	5,495	0,064 *	2,693	1,094
GE	0,346	2,842	0,105	2,941	0,709	2,225	0,329	1,808	1,254
EA									

Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z databáze Světové banky.

Tabulka č. 113 – Diagnostické testy lineárních regresních modelů pro závislost změny nominálního kurzu jednotlivých NMS na rozdílu mezi mírou růstu reálné spotřeby EU a reálné spotřeby NMS a na rozdílu v mírách inflace v období 1995–2013

EU	R^2	F-stat.	p-value	LM-stat.	p-value	Chi-square	p-value	Durbin-Watson	Collinearity
BG	0,989	10 973,320	0,000 ***	18,824	0,002 ***	192,201	0,000 ***	2,245	2,740
CY	0,151	7,507	0,005 ***	13,415	0,020 **	5,644	0,059 *	1,984	1,021
CZ	0,051	1,815	0,195	4,966	0,420	0,150	0,928	2,389	1,020
EE	0,153	0,849	0,446	12,646	0,027 **	8,876	0,012 **	1,403	1,089
HU	0,724	60,099	0,000 ***	3,742	0,587	0,166	0,920	2,637	1,355
LT	0,006	0,078	0,925	1,222	0,943	25,793	0,000 ***	1,410	1,015
LV	0,097	1,173	0,336	1,463	0,917	5,850	0,054 *	1,406	1,007
MT	0,004	0,034	0,967	4,405	0,493	1,616	0,446	1,303	1,000
PL	0,227	7,220	0,006 ***	4,889	0,430	2,979	0,226	2,351	1,029
RO	0,820	138,030	0,000 ***	12,269	0,031 **	0,567	0,753	2,224	1,259
SK	0,384	4,396	0,030 **	14,881	0,011 **	0,882	0,644	1,947	1,106
SI	0,605	34,133	0,000 ***	7,080	0,215	11,053	0,004 ***	2,402	1,179
GE	0,192	1,322	0,294	6,438	0,266	5,118	0,077 *	1,637	1,027
EA									

Zdroj: Vlastní výpočet na základě dat z databáze Světové banky.