Vysoká škola ekonomická v Praze

Fakulta financí a účetnictví

DIPLOMOVÁ PRÁCE

2014 Jan Nesvačil

Vysoká škola ekonomická v Praze

Fakulta financí a účetnictví

Katedra bankovnictví a pojišťovnictví

Studijní obor: Bankovnictví a pojišťovnictví

Makroekonomická analýza vývoje akciových indexů vybraných zemí emerging markets

Autor diplomové práce: Bc. Jan Nesvačil

Vedoucí diplomové práce: Prof. Ing. Petr Musílek, Ph.D.

Rok obhajoby: 2014

Čestné prohlášení:

Prohlašuji, že diplomovou práci na téma „Makroekonomická analýza vývoje akciových indexů vybraných zemí emerging markets“ jsem vypracoval samostatně a veškerou použitou literaturu a další prameny jsem řádně označil a uvedl v přiloženém seznamu.

V Praze dne 26.6.2014

Poděkování

Na tomto místě bych rád poděkoval panu prof. Ing. Petru Musílkovi, Ph.D. za cenné rady a návrhy, které mi v průběhu zpracování diplomové práce poskytl.

Zároveň děkuji své rodině za neustálou podporu.

Anotace

Cílem práce je analyzovat existenci vztahů mezi vývojem zvolených makroekonomických veličin a vývojem akciových indexů vybraných zemí emerging markets, u nalezených vztahů zkoumat směr jejich působení a kauzalitu, určit, zda investoři formují racionální očekávání, prokázat pohyb random walk na zvolených akciových indexech a otestovat jejich korelaci s akciovým indexem USA. Pro analýzu používám standardní postupy modelování časových řad, které představím v první kapitole spolu s teoretickými základy globální fundamentální analýzy. Druhá kapitola je věnována samotné analýze. Předmětem zájmu jsou dlouhodobé i krátkodobé vztahy a jednoduchá korelační analýza je doplněna kointegrační analýzou.

Annotation

The aim of this work is to analyze the existence of relations between selected macroeconomic indicators and stock indexes of selected emerging market countries. If any relations are proven, the next step is to determine their causality and strength. Furthermore the aim is to analyze correlations of selected indexes with developed market, find out whether the investors form a rational expectations and prove that selected indexes form a random walk movement. The first chapter of this work is devoted to explanation of selected methods of time series modelling and fundamental analysis. The second chapter is fully devoted to analysis itself.

Obsah

Úvod ... 4
1 Teoretická východiska pro analýzu ... 6
1.1 Fundamentální analýza ... 6
1.1.1 Úroková míra ... 7
1.1.2 Míra inflace ... 8
1.1.3 Reálný výstup ekonomiky ... 10
1.1.4 Peněžní zásoba ... 10
1.1.5 Emerging markets ... 11
1.2 Analýza časových řad ... 12
1.2.1 Stochastický proces ... 12
1.2.2 Stacionarita stochastického procesu ... 12
1.2.3 Bílý šum ... 14
1.2.4 Autoregressive model (AR) ... 15
1.2.5 Teorie efektivních trhů a ověření random walk ... 15
1.2.6 Kointegrace ... 18
1.2.7 ADL modely ... 19
1.2.8 Modely VAR, VEC a Grangerova kauzalita ... 19
1.2.9 Testování exogenity ... 22
2 Analýza ... 22
2.1 Výstavba a diagnostika modelů - metodika ... 23
2.2 Srovnání zemí na základě zdrojových dat ... 24
2.2.1 Akciový index ... 24
2.2.2 Úroková míra ... 26
2.2.3 Devizové rezervy a peněžní zásoba ... 27
2.2.4 Saldo běžného účtu platební bilance k HDP ... 28
2.3 Brazílie ... 29
2.3.1 Index ... 29
2.3.2 CPI ... 30
2.3.3 Devizové rezervy ... 31
2.3.4 Peněžní zásoba ... 32
2.3.5 Saldo běžného účtu platební bilance k HDP ... 34
2.3.6 Reálný výstup ekonomiky ... 34
2.3.7 Úroková míra ... 36
2.3.8 Shrnutí ... 38
2.4 Chile ... 38
2.4.1 Index ... 39
2.4.2 CPI ... 39
2.4.3 Devizové rezervy ... 40
2.4.4 Měnová zásoba ... 41
2.4.5 Saldo běžného účtu platební bilance k HDP ... 42

2.4.6 Reálný výstup ekonomiky ... 43
2.4.7 Úroková míra ... 44
2.4.8 Shrnutí ... 46
2.5 Čína ... 46
2.5.1 Index ... 47
2.5.2 CPI ... 48
2.5.3 Devizové rezervy ... 49
2.5.4 Peněžní zásoba ... 50
2.5.5 Saldo běžného účtu platební bilance k HDP ... 52
2.5.6 Reálný výstup ekonomiky ... 53
2.5.7 Úroková míra ... 54
2.5.8 Shrnutí ... 58
2.6 Indie ... 58
2.6.1 Index ... 58
2.6.2 CPI ... 59
2.6.3 Devizové rezervy ... 60
2.6.4 Peněžní zásoba ... 61
2.6.5 Saldo běžného účtu platební bilance k HDP ... 62
2.6.6 Reálný výstup ekonomiky ... 63
2.6.7 Úroková míra ... 64
2.6.8 Shrnutí ... 68
2.7 Indonésie ... 68
2.7.1 Index a CPI ... 69
2.7.2 Devizové rezervy ... 70
2.7.3 Peněžní zásoba ... 71
2.7.4 Saldo běžného účtu platební bilance k HDP ... 73
2.7.5 Reálný výstup ekonomiky ... 73
2.7.6 Úroková míra ... 74
2.7.7 Shrnutí ... 78
2.8 Korea ... 78
2.8.1 Index a CPI ... 79
2.8.2 Devizové rezervy ... 80
2.8.3 Peněžní zásoba ... 81
2.8.4 Saldo běžného účtu platební bilance k HDP ... 82
2.8.5 Reálný výstup ekonomiky ... 82
2.8.6 Úroková míra ... 83
2.8.7 Shrnutí ... 85
2.9 Mexiko ... 86
2.9.1 Index ... 86
2.9.2 CPI ... 87
2.9.3 Devizové rezervy ... 87
2.9.4 Peněžní zásoba ... 89

2.9.5 Saldo běžného účtu platební bilance k HDP ... 90
2.9.6 Reálný výstup ekonomiky ... 91
2.9.7 Úroková míra ... 92
2.9.8 Shrnutí ... 95
2.10 Rusko ... 95
2.10.1 Index ... 95
2.10.2 CPI ... 96
2.10.3 Devizové rezervy ... 97
2.10.4 Peněžní zásoba ... 98
2.10.5 Saldo běžného účtu platební bilance k HDP ... 100
2.10.6 Reálný výstup ekonomiky ... 102
2.10.7 Úroková míra ... 103
2.10.8 Shrnutí ... 105
Závěr ... 106
Použitá literatura ... 108
Publikace a články ... 108
Bakalářské, diplomové a disertační práce ... 110
Internetové zdroje ... 110
Ostatní zdroje a pomocné programy ... 111
Seznam obrázků a tabulek ... 113
Příloha ... 115

Úvod

Práce analyzuje vztahy mezi vývojem makroekonomických veličin a vývojem akciových indexů ve vybraných zemích *emerging markets*. Přestože tématu emerging markets věnovalo finanční zpravodajství počátkem roku 2014 zvýšenou pozornost, nelze ho považovat za fenomén pouze posledních několika let. V roce 1952 Harry Markowitz představil světu *moderní teorii portfolia* a formálně stanovil koncepci diverzifikace portfolia. Snaha optimalizovat poměr výnosu k riziku byla nepochybně jedním z motivů pro rozvoj mezinárodního investování, kdy správci aktiv očekávali snížení systematického rizika pro svá portfolia. Pro účel sestavení optimálního portfolia představovaly méně rozvinuté země svými charakteristikami – vyšší potenciál pro zisk a riziko – atraktivní aktivum. V 80. letech se pro označení takových zemí ujal obecný termín emerging markets, použitý ekonomem World Bank - Antoinem Van Agtmaelem.[1] Po roce 2008 byly některé země emerging markets považovány za motor globálního ekonomického růstu. Dnes symbolizují obavy z narušení světové finanční stability.

Ať už investoři formují racionální očekávání a na akciových trzích platí jedna z forem efektivního trhu, nebo se investiční publikum chová iracionálně, teorie Dowa správně vysvětluje chování cen akciových instrumentů a má význam sledovat formace a indikátory technické analýzy, nelze zpochybnit skutečnost, že vývoj makroekonomických veličin má silné dopady na pohyby cen akcií a finanční trh obecně. Podle klasické studie Kinga (1966)[2] způsobují změny makroekonomických veličin na vyspělých trzích více než 50% pohybu cen akcií. Považuji proto za důležité pochopit, zda a jakým způsobem tyto vztahy fungují v zemích emerging markets a odkrýt jejich vzájemné vazby. Zkoumat existenci a charakter těchto vazeb na akciových trzích vybraných zemí emerging markets je hlavním předmětem zájmu této práce.

Předmětem analýzy jsou reakce akciových trhů, nikoli reakce jednotlivých akciových titulů. Proto jsou k analýze použity akciové indexy. Vybráno je osm indexů. Jeden pro každou zemi. Takovou analýzu považuji za praktickou, neboť v případě akceptace teorie efektivních trhů volí investoři strategii pasivního investování – indexaci. Není proto relevantní v práci

[1] http://en.wikipedia.org/wiki/Emerging_markets#cite_note-7

[2] MUSÍLEK, P. *Trhy cenných papírů.* 2. vydání. Praha: Ekopress, 2011, s. 520. ISBN 978-80-86929-70-5, s. 333.

stanovovat vnitřní hodnoty akcií, jejichž kalkulace pomocí diskontních a jiných modelů považuji podobně jako technickou analýzu za do jisté míry subjektivní záležitost.[3]

Cílem práce je analyzovat existenci vztahů mezi vývojem zvolených makroekonomických veličin a vývojem akciových indexů vybraných zemí emerging markets. Prokáže-li se existence vztahu, je dále cílem analyzovat směr jeho působení a kauzalitu, určit, zda index předbíhá vývoji makroekonomických indikátorů a investoři formují racionální očekávání, nebo zda pohyby indexu zpožděně kopírují pohyby makroekonomických veličin. Rovněž je cílem prokázat na akciových indexech pohyb *random walk* a otestovat jejich korelaci s akciovým indexem USA, což odpoví na otázky, zda indexace je vhodná investiční strategie i v zemích emerging markets a zda mezinárodním investováním lze stále efektivně diverzifikovat portfolio.

Pro analýzu používám standardní postupy modelování časových řad, které představím v první kapitole spolu s teoretickými základy globální fundamentální analýzy. Druhá kapitola je v úvodu věnována srovnání zkoumaných zemí na základě vybraných makroekonomických veličin a následně je plně věnována analýze vztahů mezi vývojem akciových indexů Brazílie, Chile, Číny, Indie, Indonésie, Koreji, Mexika a Ruska a makroekonomických indikátorů – úrokové míry, míry inflace, reálného ekonomického růstu, peněžní zásoby, devizových rezerv a salda běžného účtu platební bilance. Použity jsou makroekonomické indikátory lokálních i vyspělých ekonomik, jelikož například měnová politika FEDu je ostře sledována ve všech zemích. Předmětem zájmu jsou dlouhodobé i krátkodobé vztahy, a protože korelace neznamená kauzalitu a v integrovaných časových řadách je často pouze zdánlivá, doplňuji jednoduchou korelační analýzu kointegrační analýzou.

Před samotnou analýzou bylo nutné zvážit zdroje dat a data synchronizovat, zvážit, na jakém stupni integrace časové řady analyzovat, aby byly výstupy ekonomicky interpretovatelné, rozhodnout, zda pracovat s lokální měnou nebo použít přepočet indexů na USD, určit časový horizont pro analýzu a frekvenci dat, u reálných veličin stanovit způsob fixace, zvážit, zda použít diference vůči předchozímu období a nikoli stejnému období minulého roku, a především rozhodnout, zda očišťovat významné zlomy v časových řadách pomocí dummy proměnných.

[3] Výběr diskontní úrokové míry je subjektivní záležitostí.

1 *Teoretická východiska pro analýzu*

Budou představena vybraná témata fundamentální analýzy a analýzy časových řad.

1.1 *Fundamentální analýza*

V práci se zabývám otázkou vztahu vývoje makroekonomických veličin a cen akcií. Proto z celé teoretické koncepce fundamentální analýzy využívám pouze globální část. Odvětvové faktory nejsou při sledování vývoje akciového indexu příliš významné, neboť indexy zahrnují akcie různých odvětví.[4] Na makroekonomické úrovni sleduje fundamentální analýza několik ukazatelů. K jednoznačně nejvýznamnějším kurzotvorným hybatelům patří globální a regionální události. Ty jsou nepravidelné a prakticky nepředvídatelné. Kurzem hýbou přes psychologický efekt investičního optimismu či pesimismu. Dále se sleduje reálný výstup ekonomiky, peněžní zásoba, úrokové míry, míra inflace, zdanění, deficit státního rozpočtu a veřejného dluhu, likvidita a fluktuace zahraničního kapitálu. Sledovanými faktory jsou rovněž ochrana vnějších investorů a investiční móda, nicméně tyto jsou pro analýzu obtížně kvantifikovatelné.

V práci se zaměřím na analýzu šesti prvních zmíněných veličin a k nim přidám analýzu devizových rezerv (dále také DR) a poměru salda běžného účtu platební bilance k HDP[5] (dále také BU/HDP nebo CA/GDP). Vliv posledních dvou na akciový trh není běžně předmětem zájmu fundamentální analýzy. Nicméně ekonomická teorie vnější rovnováhy ukazuje na existenci vazeb mezi vývojem salda běžného účtu platební bilance a HDP dané země. Vzhledem ke skutečnosti, že existence vztahu mezi akciovým trhem a HDP je rovněž zdokumentována, považuji za teoreticky možné najít přímou vazbu mezi BU/HDP a akciovým trhem.

Pro vysvětlení vztahu pohybu cen akcií a reálným výstupem ekonomiky se ekonomická teorie zaměřila na chování spotřebitele. *Intertemporální přístup* k běžnému účtu platební bilance vychází z Fisherovy intertemporální analýzy chování spotřebitele (Fisher, 1930) a zaměřuje se na totéž – na mikroekonomickou analýzu chování subjektů, které optimalizují své chování o spotřebě, investicích a úsporách z pohledu přítomného a budoucího času. Klade důraz na analýzu dopředu hledících pravidel a rozlišuje vliv permanentních a dočasných změn. Podobně jako v teorii finančních trhů, racionalita účastníku je zde významným

[4] Přesnou strukturu a kalkulaci v práci použitých indexů lze dohledat na www.msci.com

[5] Z matematických důvodů není optimální pracovat s časovou řadou salda běžného účtu platební bilance, ale je vhodné hodnoty vztáhnout k další veličině, často právě k HDP.

předpokladem. V rovnicích[6] vystupují domácí a zahraniční úrokové míry, spotřeba, hrubý domácí produkt, čistá investiční pozice země, saldo vládního sektoru a národní úspory – tedy veličiny, u kterých fundamentální analýzy zkoumá přímou vazbu na vývoj ceny akcií. Považuji proto za zajímavé zjistit, zda bude nalezen vztah přímo na vývoj salda běžného účtu platební bilance.

Vývoj devizových rezerv v zemích emerging markets patří mezi ostře sledované veličiny. Jejich změny jsou jedním ze způsobů emise nových peněz, v období měnových krizí slouží jako ochranný polštář při útoku na měnu a případně mohou odrážet změny v přímých zahraničních investicích. Proto i zde považuji za teoreticky možné najít přímou vazbu na akciový index.

1.1.1 *Úroková míra*

Inverzní vztah úrokových měr (dále také IR) a cen většiny investičních instrumentů je notoricky známý. Vychází z nejzákladnějších oceňovacích vzorců pro stanovení současných hodnot budoucích peněžních příjmů, které se vyučují v začátečnických kurzech ekonomie[7]. O to významnější je tento vztah dnes, kdy spousta centrálních bank přešla na režim cílování inflace a úroková míra je používána jako operační kriterium.

Při extrémním zjednodušení si lze základní postup rozhodování centrálních bank přiblížit reakční funkcí centrální banky,[8] kterou zobrazují rovnice (1.1a) až (1.1c).

$$IR_{CB,t}^{OPTIM} = IR_{CB}^{EQ} + \beta_t(\pi_{t+k}^{e} - \pi_{t+k}^{TARGET}) + \gamma_T(Y_{t+k}^{e} - Y_{t+k}^{*}) \qquad (1.1a)$$

$$IR_{CB,t}^{TARGET} = (1-\rho)IR_{CB,t}^{OPTIM} + \rho\, IR_{CB,t-1}^{TARGET} + a_t \qquad (1.1b)$$

$$IR_{CB,t}^{TARGET} = \alpha\, IR_{CB,t-1}^{TARGET} + a_t \qquad (1.1c)$$

Optimální sazba $IR_{CB,t}^{OPTIM}$ se liší od rovnovážné IR_{CB}^{EQ} o dva gapy – inflační a outputový. Pokud jsou očekávané veličiny[9] vyšší než cílované a potenciální, centrální banka přistoupí k

[6] MANDEL, Martin a TOMŠÍK, Vladimír. *Monetární ekonomie v malé otevřené ekonomice*. 2. rozš. vyd. Praha: Management Press, 2008. 367 s. ISBN 978-80-7261-185-0, s. 106.

[7] HOLMAN, Robert. *Ekonomie*. 4., aktualiz. vyd. Praha: C.H. Beck, 2005. xxii, 709 s. Beckovy ekonomické učebnice. ISBN 80-7179-891-6, s.346.

[8] BRŮNA, Karel. *Dynamika úrokových sazeb v kontextu měnové politiky*. Vyd. 1. Praha: Oeconomica, 2009. 218 s. ISBN 978-80-245-1555-7, s. 117 - 118.

[9] Centrální banka čelí modelovému riziku a tedy nejistotě při odhadu očekávaných veličin. Její kroky při stanovení $IR_{CB,t}^{OPTIM}$ jsou proto vysoce obezřetní.

zvýšení úrokové míry a opačně. Cílovaná sazba $IR_{CB,t}^{TARGET}$ vychází z optimální a minulé cílované a navíc uvažuje vliv neočekávaných veličin – politické šoky apod. Rovnice (1.1b) předpokládá, že rozhodování centrální banky je předvídatelné a parametr (1- ρ) co nejvyšší. Snahou centrálních bank je tento parametr maximalizovat a vytvářet tak za pomocí malých pravidelných změn úrokových sazeb předvídatelný trend v jejich vývoji. Při takové politice mají v grafech křivky úrokových sazeb schodovitý tvar. Pokud by se parametr α v rovnici (1.1c) rovnal jedné, rovnice by naznačovala, že proces rozhodování centrálních bank je random walk (dále také RW) a změny $IR_{CB,t}^{TARGET}$ jsou plně v rukou náhodné veličiny. V České republice ČNB využívá při svém modelování ekonomických predikcí matematický aparát čítající přibližně sedmdesát vzájemně endogenních rovnic[10].

Notoricky známý je i vztah mezi akciovým a dluhopisovým trhem, kde poptávka po investičních instrumentech mezi těmito trhy je vyrovnávána právě pohyby úrokových měr, respektive požadované výnosové míry. Třetí vysvětlení vztahu jde stejně jako v případě peněžní zásoby přes reálný výstup ekonomiky, kdy nízká úroková míra podněcuje investiční aktivitu podniků a pozitivně ovlivňuje jejich očekávané zisky.

V práci zkoumám vliv nejen úrokových měr publikovaných centrálními bankami, ale i vliv tržní úrokové míry USD LIBOR, která je v mnoha zemích považován za *benchmark* tržních úrokových měr. Kde byla dostupná data, používám pro analýzu i lokální tržní úrokové míry. Důležitým kurzotvorným faktorem jsou především neočekávané změny tvaru výnosových křivek. Proto při analýze používám úrokové míry více splatností. Při analýze aplikuji data měsíční, čtvrtletní a případně denní frekvence.

1.1.2 *Míra inflace*

Akcie byly dlouhou dobu považovány za investiční instrument představující dobré zajištění proti inflaci. Tato představa se v mnoha případech ukázala být mylnou. Platí za předpokladu, že se firmám podaří stoprocentně převést rostoucí ceny vstupů do svého outputu. Tento vztah lze znázornit vzorcem (1.2) nebo (1.3). Jeho aplikovatelnost není omezená pouze na inflaci, ale do jmenovatele lze dosadit i devizový kurz.

$$P_0 = \frac{E_1}{r-\lambda I} \tag{1.2}$$

nebo

[10] Přednáška Doc. Ing. PhDr. Ing. Vladimíra Tomšíka, Ph.D., Ph.D. na VŠE

$$P_0 = \frac{E_1}{\rho+(1-\lambda)I} \tag{1.3}$$

Vzorec předpokládá nulové zadržení zisků a jejich růst je způsoben pouze inflací. Vstupní náklady jsou plně ovlivněny inflací a jedinou otázkou zůstává, zda je společnost schopná tento růst nákladů plně přenést na zákazníky. Tuto schopnost přenosu vyjadřuje člen λ. Pokud je roven jedné, firma převádí veškerý růst nákladů způsobených inflaci do cen a cena akcií firmy není inflací ovlivněna. Proměnná r značí nominální úrokovou míru a ρ pak reálnou. Příklady aplikace vzorce lze dohledat v odborné literatuře.[11] Rovněž použitím dividendového diskontního modelu lze demonstrovat, že akcie jsou za splnění výchozích předpokladů inflačně neutrální.[12]

Pro vztah mezi výnosovou mírou akcií a inflace bylo v posledních letech prezentováno několik hypotéz. Hypotéza daňového efektu předpokládá, že inflace působí na akciové kurzy dvěma kanály - negativně ovlivňuje zisk po zdanění akciových společností a rozhodování investorů při alokaci jejich finančních prostředků. Základní prostředky společností jsou podle účetních standardů odepisovány z pořizovacích cen. V inflačních obdobích klesá reálná hodnota odpisů, což způsobuje snížení reálného zisku po zdanění. Rovněž při metodě ohodnocování zásob *FIFO* dochází k podhodnocení nákladů na vstupu. Protiváhou těmto efektům může být zvýšení úrokových nákladů, které rostou spolu s růstem nominálních úrokových měr v období vyšší inflace. Druhý kanál působí na akciové kurzy takovým způsobem, že investoři díky inflaci pociťují zvýšení rizika a požadují vyšší výnosovou míru.

Alternativní hypotézou je hypotéza zprostředkovaného efektu. Předpokládá, že očekávaný budoucí růst výstupu ekonomiky a současná inflace jsou v inverzním vztahu. Z toho plyne inverzní vztah mezi inflací a akciovými kurzy, který je způsoben přímým pozitivně korelovaným vztahem mezi akciemi a očekávaným růstem HDP. Detailní vysvětlení několika různých přístupů k této hypotéze, spolu s popisem transmisních vazeb a proměnných v ní figurujících, lze dohledat v odborné literatuře.[13]

---

[11] WITZANY, Jiří. *International financial markets*. 2nd rev. ed. Praha: Oeconomica, 2012. 211 s. ISBN 978-80-245-1902-9, s. 104.

[12] MUSÍLEK, P. *Trhy cenných papírů.* 2. vydání. Praha: Ekopress, 2011, s. 520. ISBN 978-80-86929-70-5, s. 342.

[13] MUSÍLEK, P. *Trhy cenných papírů.* 2. vydání. Praha: Ekopress, 2011, s. 520. ISBN 978-80-86929-70-5, s. 344.

Třetí teoretickou koncepcí je hypotéza peněžní iluze. Ta předpokládá, že investoři nerozlišují dobře mezi reálnou a nominální úrokovou mírou a vyšší požadovanou výnosovou míru odvozují od té nominální, čímž podhodnocují cenu akcií.

Pro analýzu je v práci použita měsíční řada procentních změn CPI, kde změny jsou vyjádřeny vždy vůči předchozímu měsíci.

1.1.3 *Reálný výstup ekonomiky*

Pohyb akciových kurzů a indexů je stochastického charakteru, nicméně v sobě obsahuje dlouhodobou rostoucí trendovou složku, kolem které kolísá.[14] Tento rostoucí trend je pravděpodobně vyvolán dlouhodobým růstem ekonomické úrovně. V krátkém období je na akciových trzích pozorovatelný vztah mezi akciovými kurzy a reálným výstupem ekonomiky, kdy akciové kurzy předbíhají reálný výstup ekonomiky o několik měsíců. Akciové indexy se proto staly hlavním indikátorem pro prognózování hospodářského vývoje. Pro existenci tohoto vztahu existují různá teoretická vysvětlení. Přístup přes očekávání tvrdí, že investiční publikum dokáže prozíravě prognózovat budoucí vývoj reálné ekonomiky a při investičním rozhodování se řídí právě těmito očekáváními. Jiný přístup nabízí Modigliani (1971),[15] který vidí příčinu ve změnách spotřebitelského chování. Rostoucí hodnota akcií způsobuje růst bohatství spotřebitelů. Tento nárůst celoživotních zdrojů umožňuje zvýšit spotřebu, což se pozitivně odrazí v reálném výstupu ekonomiky.

Pro analýzu jsou použita kvartální data změny reálného růstu HDP. Změny jsou kalkulovány k předchozímu čtvrtletí.

1.1.4 *Peněžní zásoba*

Peněžní nabídka byla dlouho používaným zprostředkujícím kriteriem měnové politiky spousty centrálních bank. Není divu, že její změny byly po několik desetiletí považovány za jeden z nejvýznamnějších faktorů ovlivňujících akciové kurzy. Nejjednodušší vysvětlení nabízí efekt likvidity. Zvýšení peněžní nabídky při konstantní poptávce po penězích nutí investory tyto dodatečné zdroje likvidity investovat na finančních trzích. Při realistickém předpokladu, že nabídka akcií je v krátkém období na sekundárních trzích téměř fixní, způsobí tento efekt likvidity růst cen akcií. Alternativním vysvětlením je transmisní

[14] Nikoli však trendově stacionárním způsobem. Jedná se o ARIMA procesy, které obsahují jednotkový kořen a jejich dynamika vykazuje stochastické i deterministické trendy.

[15] MUSÍLEK, P. *Trhy cenných papírů.* 2. vydání. Praha: Ekopress, 2011, s. 520. ISBN 978-80-86929-70-5, s. 336.

mechanismus, kdy dodatečná likvidita je v první vlně investována na dluhopisových trzích. Tato zvýšena poptávka po dluhopisech zvýší jejich cenu a sníží jejich výnosovou míru. Pozornost investorů se tak spolu s poptávkou přesune na akciové trhy. Třetí vysvětlení se soustředí na reálný výstup ekonomiky, kdy se předpokládá, že růst peněžní nabídky způsobí pokles úrokové míry v ekonomice, což podnítí investiční činnost podniků a ovlivní jejich zisky.

Pro analýzu jsou použita data o měsíční frekvenci. Pro většinu zemí je agregát peněžní zásoby na úrovni M3. Výjimky lze dohledat u zdroje dat.

1.1.5 *Emerging markets*

Pojem emerging market lze definovat následovně: *„An emerging market is a country that has some characteristics of a developed market but is not yet a developed market. This includes countries that may be developed markets in the future or were in the past. It may be a nation with social or business activity in the process of rapid growth and industrialization.“*[16] Statut emerging market zemím přiřazují při svých analýzách různé nadnárodní organizace, jako jsou IMF, FTSE, MSCI apod. Používají při hodnocení zemí různá kriteria a jejich seznamy emerging market zemí se více či méně liší. V této práci vycházím ze zatřídění od MSCI.

Pravděpodobně hlavním motivem investování na rozvíjejících se trzích je efektivnější diverzifikace portfolia – snížení systematického rizika a představa možného dosažení nadstandardního zhodnocení. Možnost efektivně diverzifikovat portfolio přidáním zahraničních investičních instrumentů lze vystihnout korelací výnosových měr různých národních akciových indexů. Je nutné si uvědomit, že míra provázanosti mezinárodních trhů v čase kolísá. *„Cenová provázanost akciových trhů se podstatně zvyšuje v období globální finanční nejistoty či v období propuknutí finanční krize, což ukázal nejen případ Hongkongské chřipky, ale i pád Lehman Brothers a následné propuknutí globální finanční krize, přičemž užitky z mezinárodně diverzifikovaného portfolia významně klesají.“*[17]

Diverzifikace investičního portfolia na mezinárodních trzích přináší i jistá úskalí. Za nejvýznamnější a obtížně kontrolovatelná či predikovatelná rizika považuji výrazný výskyt informační asymetrie a neúčinnou ochranu vnějších investorů. Přehlédnout nelze ani riziko

[16] http://en.wikipedia.org/wiki/Emerging_markets#cite_note-1

[17] MUSÍLEK, P. *Trhy cenných papírů.* 2. vydání. Praha: Ekopress, 2011, s. 520. ISBN 978-80-86929-70-5, s. 276.

nelikvidity, devizové a daňové riziko a riziko země. Nicméně ne všechna zmíněná rizika jsou riziky čistými. Na devizovém riziku je možné realizovat i dodatečný výnos. Pokud se však investor chce takovému riziku vyhnout, není problém ho eliminovat užitím široké škály dnes nabízených derivátů a vystoupit tak z této při mezinárodním investování doprovodné otevřené devizové investiční pozice.

1.2 *Analýza časových řad*

K analýze vztahu makroekonomických indikátorů a jednotlivých akciových indexů budu využívat matematický aparát. Konkrétně pak vybrané metody modelování ekonomických a finančních časových řad, které postupně představím.

1.2.1 *Stochastický proces*

Prakticky každý model použitý pro analýzu vztahů v této práci vychází z definice stochastického procesu, proto ji uvedu.

„Stochastický proces je v čase uspořádaná řada náhodných veličin $\{X(s,t), s \in S, t \in T\}$, kde S je výběrový prostor a T je indexní řada. Pro každá $t \in T$ je $X(.,t)$ náhodná veličina definovaná na výběrovém prostoru S. Pro každé $s \in S$ je $X(s,.)$ realizace stochastického procesu definovaná na indexní řadě T, tj. uspořádaná řada čísel, z níž každá odpovídá jedné hodnotě indexní řady.“[18]

Stochastický proces lze chápat jako generující proces vytvářející časovou řadu. Tu lze naopak chápat jako realizaci stochastického procesu. Tvar časové řady závisí na charakteru – parametrech (střední hodnota, rozptyl, korelace) stochastického procesu. Na generování časových řad působí systematické a nesystematické faktory. Cílem analýzy časových řad je vytvořit zjednodušující představu o tom, jak generující proces vypadá. Tedy vhodným modelem popsat systematickou část stochastického procesu tak, aby v reziduích modelu zůstala pouze část nesystematická. Ta by v ideálním případě měla mít vlastnosti *bílého šumu.*[19]

1.2.2 *Stacionarita stochastického procesu*

Pro zavedení stacionarity je nutné definovat pro stochastický proces následující funkce:

---

[18] ARLT, Josef a ARLTOVÁ, Markéta. *Ekonomické časové řady*. V Professional Publishing vyd. 1. Praha: Professional Publishing, 2009. 290 s. ISBN 978-80-86946-85-6, s. 24.

[19] Viz kapitola 1.2.3

1) Funkce středních hodnot

$$\mu_t = E(X_t) \tag{1.4}$$

2) Variační funkce (rozptyl)

$$\sigma_t^2 = D(X_t) = E(X_t - \mu_t)^2 \tag{1.5}$$

3) Kovariační funkci

$$\gamma(t, t-k) = E(X_t - \mu_t)(X_{t-k} - \mu_{t-k}), \tag{1.6}$$

kde k= ...-2, -1, 0, 1, 2, ...

4) Korelační funkci

$$\rho(t, t-k) = \frac{\gamma(t,t-k)}{\sigma_t \sigma_{t-k}}, \tag{1.7}$$

kde k = ...-2, -1, 0, 1, 2, ...

Platí-li pro všechna t, že

$$\mu_t = \mu, \tag{1.8}$$

$$\sigma_t^2 = \sigma, \tag{1.9}$$

$$\gamma(t, t-k) = \gamma(t, t+k) = \gamma_k, \tag{1.10}$$

$$\rho(t, t-k) = \rho(t, t+k) = \rho_k, \tag{1.11}$$

potom se daný proces nazývá stacionární. Charakteristiky jeho náhodných veličin jsou v čase neměnné. Stacionarita tedy znamená ustálenost v čase – vyloučení vlivu času, tedy časovou invarianci. Předpokládá se normální rozdělení. Parametry stochastického procesu pak nezávisí na čase, nýbrž pouze na vzdálenosti jednotlivých veličin od sebe a výběrové charakteristiky mohu pak považovat za odhady stochastického procesu. Tedy průměr bude odhadem střední hodnoty apod. Díky stacionaritě je možné odhadnout stochastický proces pouze z jedné časové řady. V grafu stacionární řada nevykazuje jednoznačný trend a naopak se zdá, že křivky oscilují kolem nějaké střední hodnoty. Pro finanční časové řady je typická nestacionarita, konkrétně pak stochastický trend. Na grafu takové řady formují trend

s neočekávanými změnami. Pro odlišení stacionárních a integrovaných řad se v praxi používá krom subjektivního zkoumání grafu okem ADF test jednotkového kořene.[20]

Z matematických důvodů je pro analýzu snazší pracovat se stacionárními časovými řadami (dále také integrované řadu nula, značeno I(0)). Proto se ty nestacionární (dále také integrované řádu „d“, značeno I(d)) matematickou úpravou – diferencováním - stacionarizují. Optimální je finanční časové řady logaritmovat a následně použít logaritmickou diferenci.[21]

Takovou operací se přiblížíme k teoretickému předpokladu, že jsou řady generované normálním rozdělením. Po takové úpravě lze řady použít pouze pro zkoumání krátkodobých vztahů, neboť diferencováním se vytrácí dlouhodobé vztahy, pokud nějaké existují. K analýze dlouhodobých vztahů využiji princip *kointegrační analýzy*.

Spolu s výše zavedenými funkcemi je vhodné zavést rovněž autokorelační funkci (ACF) a parciální autokorelační funkci (PACF), které se používají jak při počátečním stanovení vhodného modelu, tak při jeho následné optimalizaci přes analýzu reziduí. V této práci je PACF použita i pro potvrzení random walk na akciovém indexu. Pro zavedení funkcí a jejich následné úpravy se odkážu na odbornou literaturu.[22]

1.2.3 *Bílý šum*

Je-li stochastický proces $\{a_t\}$ řadou nekorelovaných náhodných veličin jednoho pravděpodobnostního rozdělení s nulovou střední hodnotou $E(a_t) = 0$, konstantním rozptylem $D(a_t) = \sigma_a^2$ a $\gamma_k = C(a_t,a_{t-k}) = 0$, pro všechna $k \neq 0$, potom se označuje jako proces bílého šumu.

Jedná se o nejjednodušší stacionární proces s konkrétními vlastnostmi ACF a PACF. Pro nasetování vhodného modelu provádí analytik kontrolu reziduí odhadnutého modelu. Cílem je, aby rezidua a jejich ACF a PACF měla vlastnosti bílého šumu.

Všechny vzorce a definice obsažené v této a dvou předešlých kapitolách lze rovněž aplikovat na vícerozměrné procesy.

---

[20] http://schwert.ssb.rochester.edu/a425/EV71.pdf, s. 32.

[21] Například z časové řady cen tak dostanu časovou řadu logaritmických výnosů. Jejich umocněním získám historickou volatilitu.

[22] ARLT, Josef a ARLTOVÁ, Markéta. *Ekonomické časové řady*. V Professional Publishing vyd. 1. Praha: Professional Publishing, 2009. 290 s. ISBN 978-80-86946-85-6, s. 25.

1.2.4 *Autoregressive model (AR)*

Jedná se o nejjednodušší lineární model Boxovy-Jenkinsovy metodologie vycházející z tzv. lineárního procesu, což je lineární kombinace řady nekorelovaných stejně rozdělených náhodných veličin. Princip lineárních modelů obecně je založen na myšlence, že na základě lineární kombinace nekorelovaných veličin se vytváří veličiny korelované. Tedy systematická část vzniká lineární kombinací nesystematické části. AR model řádu jedna (AR(1)) je znázorněn rovnicí (1.12).

$$X_t = \emptyset_1 X_{t-1} + a_t \tag{1.12}$$

Za splnění podmínky $|\emptyset_1| < 1$ lze model AR(1) vyjádřit ve formě stacionárního lineárního procesu, tj.

$$X_t = a_t + \emptyset_1 a_{t-1} + \emptyset_1^2 a_{t-2} + \cdots . \tag{1.13}$$

Jedná se o jediný jednorozměrný model použitý v této práci. Ostatní modely jsou vícerozměrné.

1.2.5 *Teorie efektivních trhů a ověření random walk*

V případě akceptace teorie efektivních trhů volí investoři pravděpodobně jako nejčastější způsob investování indexaci, kdy nakoupí co do druhů malé portfolio akcií, které věrně kopíruje vývoj sledovaného indexu s co nejmenší odchylkou a nejmenšími náklady. Z tohoto důvodu volím pro globální fundamentální akciovou analýzu právě hodnoty akciových indexů a ne akciových titulů samotných. Zároveň tak lépe postihnu vliv makroekonomických veličin na akciový trh jako celek.

Na efektivních trzích ceny akcií obsahují všechny známé a očekávané informace a změnu ceny je schopné vyvolat pouze zveřejnění nových neočekávaných informací. Ty lze považovat za náhodnou veličinu. Ceny akcií pak vykonávají náhodnou procházku – random walk. Jedním z cílů práce je ověřit, zda se tento pohyb vyskytuje i na celém akciovém indexu. K tomu je použitý přístup, který byl prezentován E Famou (1965)[23] a sice zkoumání korelací výnosů za posledních deset dnů. Navíc je použita metoda ověření hodnoty parametru u modelu AR(1).

[23] MUSÍLEK, P. *Trhy cenných papírů.* 2. vydání. Praha: Ekopress, 2011, s. 520. ISBN 978-80-86929-70-5, s. 285.

Pokud má stochastický proces vlastnosti random walk, ukazuje se, že nejvhodnějším modelem pro takovou časovou řadu je model typu AR(1), kde parametr $\emptyset_1$ je rovný jedné.

$$X_{t+1} = \emptyset_1 X_t + a_{t+1} \tag{1.14}$$

Pokud je parametr $\emptyset_1$ roven přibližně jedné a diagnostika reziduí modelu ukazuje na signifikantní model, lze konstatovat, že stochastický proces, který danou časovou řadu generoval, má vlastnosti random walk. Na takovém trhu je pak prokázána slabá forma efektivního trhu. Pro praktické určení random walk lze krom analýzy grafu prostým okem jako první signál k použití AR(1) modelu využít právě funkce PAC, která má v případě random walk specifický průběh.

Takový vztah byl empiricky potvrzen na devizových trzích. Důsledkem je, že každý den se kurz v průměru změní o jeden „krok“ - a_{t+1}, který je deterministicky daný (vždy stejný), jen nevíme, kterým směrem. Vždy je 50% pravděpodobnost vzestupu i poklesu kurzu o tento stejný krok. Není tedy otázka, jakým směrem se kurz pohne, ale jakého rozpětí v průměru dosáhne za určité období, tedy jakou vzdálenost za období „t“ kurz urazí od počátečního bodu. Ukazuje se, že tato vzdálenost je pouze funkcí času.

Důkaz lze spatřit v následujících úpravách vzorce, který vychází právě z myšlenky, že kurz má pravděpodobnost 0,5 pohnout se nahoru a stejnou pravděpodobnost 0,5 pohnout se dolu o hodnotu a_t oproti předešlému dni.

$$\overline{P_t^2} = \frac{1}{2}\left((P_{t-1} + a_t)^2\right) + \frac{1}{2}\left((P_{t-1} - a_t)^2\right) \tag{1.15a}$$

Po umocnění a odečtení členů dostaneme výraz

$$\overline{P_t^2} = P_{t-1}^2 + a_t^2 \tag{1.15b}$$

$$|P_t| = \sqrt{\overline{P_t^2}} = \sqrt{P_{t-1}^2 + a_t^2} \tag{1.15c}$$

Stejným způsobem lze vyjádřit

$$\overline{P_{t-1}^2} = P_{t-2}^2 + a_t^2 \tag{1.15d}$$

Součtem řady dostaneme výraz

$$P_t^2 = P_0 + t * a_t^2 \tag{1.15e}$$

$$|P_t| = \sqrt{ta_t^2} \tag{1.15f}$$

$$|\overline{P_t}| = a_t\sqrt{t} \tag{1.15g}$$

Průměrná vzdálenost je funkcí druhé odmocniny času a kroku. Díky této rovnici lze odhadnout, o kolik procent bude například za rok kurz v průměru daleko od počáteční hodnoty.

Proces je nestacionární a zápis ve formě lineárního procesu pro AR model není možný. Po matematických úpravách lze však proces přepsat do formy

$$X_t = X_0 + \sum_{j=1}^{t} a_{j,} \tag{1.16}$$

kde X_0 je počáteční deterministická podmínka a proces náhodné procházky má počátek v čase t = 0. Proces se rovněž nazývá integrovaným řádu jedna (značeno I(1)) a jeho první diference je proces bílého šumu.[24] Ze vzorce je zřejmé, že proces je tvořen kumulací náhodných veličin tvořících proces bílého šumu. Suma ve vzorci se označuje jako stochastický trend. Jedná se o proces s dlouhou pamětí, kdy se informace časem nevytrácí, ale naopak se kumulují a každá náhodná veličina má stejnou váhu. Přidáním konstanty do vzorce zavedeme přítomnost lineárního deterministického trendu vedle trendu stochastického.

Podle výsledků Famy se korelační koeficienty blíží nule, nicméně v průměru mají kladnou hodnotu. Tuto skutečnost lze vysvětlit tak, že akcie jsou rizikový instrument přinášející pozitivní výnos. Rovněž na akciovém trhu oproti jiným trhům vzniká přidaná hodnota a akciové kurzy tak mají dlouhodobě tendenci růst. Random walk byla empiricky potvrzena i na derivátových a peněžních trzích. Pokud přijmu teorii efektivních trhů za platnou, jakékoli úsilí vynaložené na standardní analýzy trhu se nevyplácí, neboť náklady převáží užitek. Jednoduše proto, že člověk uskutečňující analýzu má zrovna takovou pravděpodobnost na úspěch, jako člověk vybírající vhodné akcie metodou hozením si mincí. Z těchto důvodů převládá mezi zastánci teorie efektivních trhů zmíněná metoda pasivního investování – indexace.

Přesto má dle mého názoru význam zkoumat, v jakém směru případná nová neočekávaná informace na kurz působí. Především z důvodu ověření existence makroekonomických vazeb, které je důležité znát pro správnou aplikaci měnové a fiskální politiky. Samotná prognóza

[24] Pokud je časová řada typu *random walk*, nebo-li integrovaná řádu jedna, její první diference bude stacionární.

nebo prohlášení významných analytiků pak pohne trhem kýženým směrem, aniž by muselo ke skutečné změně dojít.

Případné poruchy random walk na méně rozvinutých trzích vysvětluje například B. Solnik nižším stupněm likvidity. Testy přes korelace dokazují pouze slabou formu efektivnosti. Pro středně-silnou formu se testuje rychlost vstřebání nové neočekávané informace. Empiricky se potvrzuje, že očekávané veličiny jsou již reflektovány v kurzu a jejich vyhlášení kurzem nepohne. Považuji za nutné dodat, že efektivnost trhů v čase kolísá. Důvodem je především kolísání likvidity investičních instrumentů a přelomové změny na finančních trzích a v investičním prostředí, které vyžadují určitý čas pro adaptaci investičního publika. (Pastor 2009).[25]

1.2.6 *Kointegrace*

Doposud byly popisovány metody související s analýzou pouze jedné časové řady izolovaně. V této práci jsou však předmětem analýzy především vztahy mezi časovými řadami navzájem. Mezi integrovanými časovými řadami má taková analýza význam pouze tehdy, jsou-li tyto řady kointegrované. Tedy jsou-li spojené společným stochastickým trendem. Při regresní analýze nestacionárních nekointegrovaných časových řad vzniká problém zdánlivé regrese. V takovém případě diagnostické metody ukazují signifikantní model, nicméně opak je pravdou a mezi časovými řadami žádný skutečný vztah neexistuje. Přítomnost kointegrace je vhodné zkoumat v rámci již odhadnutého modelu. Jak bylo řečeno výše, diferencované řady obsahují pouze krátkodobé vztahy. Integrované řady obsahují i vztahy dlouhodobé. Odlišit tyto vztahy přímo v integrované časové řadě umožňují modely korekce chyby.

Engle a Granger (1987) uvedli definici obecně určující kointegrační vztah.[26]

Jsou-li oba procesy $\{X_t\}$ a $\{Y_t\}$ typu I(d) a existuje-li lineární kombinace $\{aX_t + bY_t\} \sim I(d - c)$, kde $c > 0$, potom se tyto procesy nazývají kointegrované řádu d, c, a označují se jako $\{X_t\}, \{Y_t\} \sim CI(d, c)$. Vektor $(a, b)'$ se nazývá kointegrační vektor.

[25] MUSÍLEK, P. *Trhy cenných papírů.* 2. vydání. Praha: Ekopress, 2011, s. 520. ISBN 978-80-86929-70-5, s. 291.

[26] ARLT, Josef a ARLTOVÁ, Markéta. *Ekonomické časové řady*. V Professional Publishing vyd. 1. Praha: Professional Publishing, 2009. 290 s. ISBN 978-80-86946-85-6, s. 237.

V případě dvou procesů může existovat pouze jeden kointegrační vektor. V praxi jsou nejčastější situace, kdy d = c = 1. Potom $\{aX_t + bY_t\} \sim I(0)$.

1.2.7 *ADL modely*

Jedná se o modely, kdy jedna časová řada je vysvětlována jinou časovou řadou a případně svými zpožděními zároveň. V této práci budou použity především statické modely, obecně zapsané rovnicí.

$$Y_t = \alpha + \beta X_t + \varepsilon_t \tag{1.17}$$

V případě regrese časových řad jednorovnicovým modelem může nastat několik následujících situací. Vysvětlovat stacionární řadu řadou nestacionární nebo naopak jsou případy *nesmyslných regresí*. Vysvětlení stacionární časové řady jinou stacionární řadou je případ *klasické regrese*. Pokud jsou rezidua modelu autokorelovaná, možným řešením může být dynamizace modelu. Při snaze vysvětlit integrovanou řadu jinou nestacionární řadou může dojít k *zdánlivé regresi* nebo *pravé kointegrační regresi*. Problém zdánlivé regrese lze odstranit pouze diferencováním jednotlivých časových řad, kdy ke zkoumání zůstanou pouze krátkodobé vztahy. V případě pravé kointegrační regrese je výsledkem regrese stacionární lineární kombinace a model obsahuje krátkodobé i dlouhodobé vztahy. Převedením na model korekce chyby *(error correction model – EC)* lze tyto vztahy oddělit. Viz rovnice (1.18).

$$\Delta Y_t = \alpha(1-\rho) + \beta \Delta X_t + (\rho - 1)[Y_{t-1} - \beta X_{t-1}] + a_t \tag{1.18}$$

Krátkodobé vztahy jsou zastoupeny diferencovanými členy. Člen v hranaté závorce vyjadřuje dlouhodobý vztah mezi procesy a parametr $(\rho - 1)$ sílu, s jakou se prosazuje. Parametr β je dlouhodobý multiplikátor.

Kointegraci v ADL modelech lze v praxi testovat několika způsoby. Nejjednodušší je Engle-Grangerův test. Není příliš věruhodný a některé software ho nenabízejí. Nejpraktičtější metoda je model odhadnout a na vygenerovaná rezidua aplikovat ADF test jednotkového kořene a rovněž okem odhadnout, zda rezidua vykazují stacionární průběh.

1.2.8 *Modely VAR, VEC a Grangerova kauzalita*

Vektorový autoregresní proces řádu p [VAR(p)] rozměru I je vícerozměrná analogie procesu AR(p). Například pro dvě časové řady (dvojrozměrný proces, kdy I = 2) lze zapsat proces VAR(2) následovně.

$$\begin{bmatrix} X_t \\ Y_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} C_x \\ C_y \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \emptyset_{1,11} & \emptyset_{1,12} \\ \emptyset_{1,21} & \emptyset_{1,22} \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} X_{t-1} \\ Y_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \emptyset_{2,11} & \emptyset_{2,12} \\ \emptyset_{2,21} & \emptyset_{2,22} \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} X_{t-2} \\ Y_{t-2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{xt} \\ a_{yt} \end{bmatrix} \quad (1.19a)$$

V rovnicovém vyjádření pak

$$X_t = C_x + \emptyset_{1,11} X_{t-1} + \emptyset_{1,12} Y_{t-1} + \emptyset_{2,11} X_{t-2} + \emptyset_{2,12} Y_{t-2} + a_{xt} \quad (1.19b)$$

$$Y_t = C_y + \emptyset_{1,21} X_{t-1} + \emptyset_{1,22} Y_{t-1} + \emptyset_{2,21} X_{t-2} + \emptyset_{2,22} Y_{t-2} + a_{yt} \quad (1.19c)$$

Modely VAR jsou pro makroekonomickou analýzu významné zejména proto, že v jejich rámci lze testovat kauzalitu mezi zkoumanými časovými řadami. Tato speciální forma kauzality se nazývá Grangerova kauzalita. Speciální proto, že kauzální působení zde nelze chápat v běžně používaném smyslu, kdy vývoj jedné veličiny doslova ovlivňuje nebo podmiňuje vývoj jiné veličiny. Kauzalita v Grangerově pojetí je modifikovaná takovým způsobem, aby bylo možné její empirické ověření na stochastických procesech. Základní myšlenka spočívá v tezi, že působí-li řada X na řadu Y, pak by řada X měla pomoci zlepšit předpovědi řady Y. Tedy Řada X ve smyslu Grangerovy kauzality působí kauzálně na řady Y, pokud její přítomnost v modelu snižuje střední čtvercovou chybu v předpovědi Y.

Analytické software běžně umožňují spustit test Grangerovy kauzality, kdy jako výsledek analýzy dostaneme hodnotu pravděpodobnosti, podle které je mezi časovými řadami Grangerova kauzalita buď přítomna, nebo ne. Testování Grangerovy kauzality je možné i bez použití takto předdefinovaného algoritmu. Její testování může jednoduše spočívat v testování významnosti a velikosti parametrů modelu VAR.

VAR model je konstruovaný pro použití na stacionárních časových řadách. Pro jeho případné použití na řadách integrovaných je opět třeba ověřit kointegraci těchto časových řad. V rámci modelu VAR se kointegrace testuje *Johansenovým testem kointegrace*.

Obecně lze model VAR(p) rozměru I vyjádřit ve tvaru

$$\boldsymbol{X}_t = \boldsymbol{\phi_0} + \boldsymbol{\Omega D_t} + \boldsymbol{\phi}_1 \boldsymbol{X}_{t-1} + \cdots + \boldsymbol{\phi}_p \boldsymbol{X}_{t-p} + \boldsymbol{a}_t, \quad (1.20)$$

kde X_t je I–rozměrný vektor časových řad, $\{a_t\}$ je I rozměrný gaussovský proces bílého šumu s kovarianční maticí Σ_a, $\phi_0$jsou konstanty a D_t vyjadřuje deterministickou složku.

Tento je možné dále převést na tvar

$$\Delta \boldsymbol{X}_t = \boldsymbol{\phi_0} + \boldsymbol{\Omega D_t} + \boldsymbol{\Gamma}_1 \Delta \boldsymbol{X}_{t-1} + \cdots + \boldsymbol{\Gamma}_{p-1} \Delta \boldsymbol{X}_{t-p+1} + \boldsymbol{\Pi X}_{t-p} + \boldsymbol{a}_t, \qquad (1.21)$$

kde $\boldsymbol{\Gamma}_i = -(\boldsymbol{I_l} - \boldsymbol{\phi_1} - \ldots - \boldsymbol{\phi_i})$ pro i = 1, ..., p-1, $\boldsymbol{\Pi} = -(\boldsymbol{I_l} - \boldsymbol{\phi_1} - \ldots - \boldsymbol{\phi_i})$

Takto zapsaný model se nazývá vektorový model korekce chyby – *vector error correction model* (VEC). Umožňuje samostatně zkoumat krátkodobé a dlouhodobé vztahy. Informace o dlouhodobých vztazích jsou obsaženy v parametrické matici **Π**. Právě ta hraje v kointegrační analýze klíčovou roli a můžou nastat tři situace ohledně její hodnoty. Plná hodnost znamená, že časová řada je generována stacionárním vektorovým procesem. V praxi to znamená, že jednotlivé časové řady jsou samy o sobě stacionární. Pokud v Johansenově testu testujeme dvě očividně integrované časové řady a přesto vyjde plná hodnost matice, nejedná se o kointegraci, nýbrž o „matematický vtip“.

*„In some cases, the individual unit root tests will show that some of the series are integrated, but the cointegration test will indicate that the **Π** matrix has full rank (r = k). This apparent contradiction may be the result of low power of the cointegration tests, stemming perhaps from a small sample size or serving as an indication of specification error.“*[27]

Pokud je hodnost matice nulová, časové řady nejsou kointegrované a smysluplnou analýzu lze provést pouze po jejich jednotlivém diferencovaní, kdy nám ke zkoumání zůstanou pouze krátkodobé vazby. Diferencováním nedochází ke ztrátě informací o dlouhodobém vztahu, neboť žádný neexistuje. Pokud $0 < h(\boldsymbol{\Pi}) = r < I$, lze najít mezi časovými řadami dlouhodobý vztah, který se samostatným diferencováním časových řad ztratí. Tato poslední varianta je právě případem kointegrace dvou nestacionárních časových řad a detailně se jí zabývá Grangerova věta[28]. Následující závěry z ní plynoucí jsou konstruovány za předpokladu, že časové řady jsou typu I(1).

Matice rozměru (I x I) s hodností r < I může být vyjádřena jako součin dvou matic, γ a β. Obě mají rozměr (I x r) a hodnost r. Platí, že $\boldsymbol{\Pi} = \boldsymbol{\gamma\beta}'$. Z Grangerovy věty vyplývá, že lineární kombinace $\beta' X_t$ je stacionární a β je tak možné považovat za kointegrační matici, která je složená z *r* kointegračních vektorů. Lineární kombinace $\beta' X_t$ vyjadřuje vztah mez stochastickými procesy, které se dlouhodobě prosazují. Míru odlišnosti dlouhodobých a krátkodobých vztahů udávají parametry γ. Matici γ lze chápat jako sílu, která je zapotřebí

[27] http://schwert.ssb.rochester.edu/a425/EV72.pdf, s. 691.

[28] ARLT, Josef a ARLTOVÁ, Markéta. *Ekonomické časové řady*. V Professional Publishing vyd. 1. Praha: Professional Publishing, 2009. 290 s. ISBN 978-80-86946-85-6, s. 239.

k prosazení dlouhodobých rovnovážných vztahů mezi řadami. V případě zkoumání dlouhodobé kauzality je předmětem zájmu pouze matice **Π**. Mezi pouze dvěma časovými řadami může existovat maximálně jeden kointegrační vektor (r=1). Tedy mezi nimi může existovat pouze jeden kointegrační vztah a pouze jedna jejich lineární kombinace vyústí ve stacionární řadu. Testování kointegrace Johansenovým přístupem tedy znamená testovat hodnost matice **Π** ve VEC modelu a určit počet kointegračních vektorů. V praxi lze aplikovat Johansenův test podle pěti různých předpokladů na základě charakteru testovaných řad. Pro finanční časové řady bývá typický třetí a čtvrtý předpoklad.

Případné rozdíly v hodnotách parametrů krátkodobých členů odhadnutých VEC modelem a VAR modelem použitým na diferencované řadě mohou být způsobeny skutečností, že já k diferencování používám logaritmické diference, zatímco VEC model transformuje integrované řady klasickou diferencí.

1.2.9 *Testování exogenity*

V rámci výše prezentovaných modelů je možné ověřovat exogenitu a endogenitu jednotlivých proměnných. V modelech VAR a VEC k tomuto účelu poslouží test Grangerovy kauzality. Je-li prokázána, veličinu lze považovat za (slabě) exogenní. V ADL statických modelech se test exogenity provádí přes analýzu reziduí. Zapotřebí je disponovat kvalitním podmíněným i marginálním modelem pro obě zkoumané veličiny. Rezidua z odhadů marginálních modelů se uloží a jsou následně křížem použita jako další vysvětlující proměnná v podmíněných modelech.[29] Pokud po vložení reziduí do podmíněného modelu nedojde ke změně významnosti původních parametrů a rezidua zároveň vyjdou jako statisticky nevýznamná proměnná, lze konstatovat, že původní vysvětlující proměnná tohoto podmíněného modelu je exogenní.

2 *Analýza*

Pro analýzu jsou použita data ze stats.oecd.org a www.msci.com. Pro měsíční a čtvrtletní časové řady volím zkoumaný horizont 15 let. Počátkem je poslední měsíc či čtvrtletí roku 1998 a koncem první čtvrtletí či měsíc roku 2014. Při analýze vztahů úrokových měr jsou fakultativně použita i data o denní frekvenci. U takových časových řad byl pro analýzu zvolen

[29] Rezidua marginálního modelu pro Y se použijí do podmíněného modelu pro X a opačně.

horizont pěti let. Tento časový horizont obsahuje 1186 pozorování, což považuji za statisticky významný vzorek. Charakter jednotlivých časových řad je popsán v kapitole 2.2.

2.1 *Výstavba a diagnostika modelů - metodika*

Předmětem analýzy jsou krátkodobé i dlouhodobé vztahy makroekonomických veličin a akciových indexů. Pro zkoumání dlouhodobých vztahů využívám postupů kointegrační analýzy, které jsou popsány výše. Pro samostatné zkoumání krátkodobých vztahů využívám logaritmických diferencí časových řad.[30] Pouze pro BU/HDP využívám klasické diference, jelikož neexistuje logaritmus záporného čísla. Logaritmická diference je pro finanční časové řady vhodná, neboť je předpokládáno, že finanční časové řady jsou generovány logaritmicko-normálním rozdělením. Po logaritmické transformaci časové řady lze předpokládat normální rozdělení. Pokud se transformace neprovede, rezidua modelů často vykazují vysoké rozptyly.

Analýzu standardně začínám pohledem na graf původní časové řady, její ACF a PACF a provedením ADF testu jednotkového kořene. Cílem je určit stupeň integrace časové řady. Při analýze indexu navíc testuji random walk (viz kapitola 1.2.5) a případně hledám jiný vhodný ARIMA model pro popis jeho pohybu. Přecházím ke zkoumání vzájemných vztahů a jako první prověřím nejběžněji používaný indikátor vzájemných vztahů dvou veličin – korelaci. Pozornost zaměřím především na korelace stejně integrovaných časových řad. Následně testuji vhodnost všech výše popsaných modelů a v jejich rámci testuji kointegraci[31] integrovaných časových řad. Pro všechny řady testuji krátkodobé vztahy a kde je to možné, testuji i ty dlouhodobé. Prokáže-li se kointegrace, zkoumám vztahy pomocí VEC modelů odděleně. K optimálnímu modelu a jeho kalibraci se prokousávám přes analýzu reziduí (autokorelace, heteroskedasticita, střední hodnota, normalita)[32], hodnocení F-testů, R-squared, Durbin-Watsonovy korelace[33] a t-testů významnosti parametrů. V optimálním modelu zkoumám významnost a směr vztahu, znaménka parametrů a případně jejich exogenitu. Jelikož hledám vzájemné vztahy, významnost parametrů VAR modelů hodnotím především křížem. Nikoli autoregresivně. Obrázky výstupů analýzy uvádím pouze u významných vztahů. Méně významné výstupy lze dohledat v příloze.

[30] Pokud již nejsou ve formě svých diferencí publikována.

[31] Kointegrační analýza ukáže, zda byla korelace skutečná nebo pouze zdánlivá.

[32] Použité jsou subjektivní grafické testy, ACF, PACF, Jung-box Q test, Heteroskedasticity test, Serial correlation LM test, Histogram – Normality test, Correlogram squared residuals a Q statistic, Jaque - bera test, White – Heteroskedasticity test, Portmanteau autocorrelation test.

[33] Ukáže autokorelaci pouze v prvním zpoždění, nicméně její hodnota je standardně považována za přesnější než v případě ACF.

2.2 *Srovnání zemí na základě zdrojových dat*

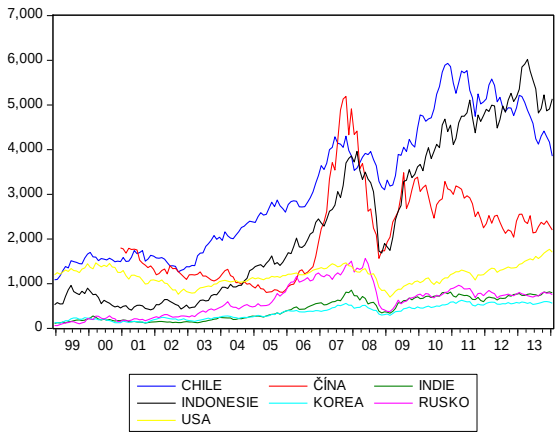
Stacionární řadu změn CPI[34] a reálného růstu HDP (dále také rGDP) zde graficky neuvedu, neboť bez trendu jsou grafy nepřehledné. Jsou proto prezentovány pro každý stát samostatně v dalších kapitolách. Obě řady poskytují informaci o akceleraci či zbrzdění podkladových veličin. Pro řadu změn CPI mezi státy prakticky není co srovnávat. Ve všech zkoumaných státech osciluje změna CPI kolem obdobných středních hodnot - přibližně 1%. Střední hodnoty u rGDP se již mezi státy liší a bude jim věnována pozornost v jednotlivých kapitolách. Makroekonomické indikátory USA značím koncovkou _US.

2.2.1 *Akciový index*

Při analýze jsou použity indexy v lokální měně. Diference indexů značím v analýze jako *dlindex*. Indexy jsou I(1).

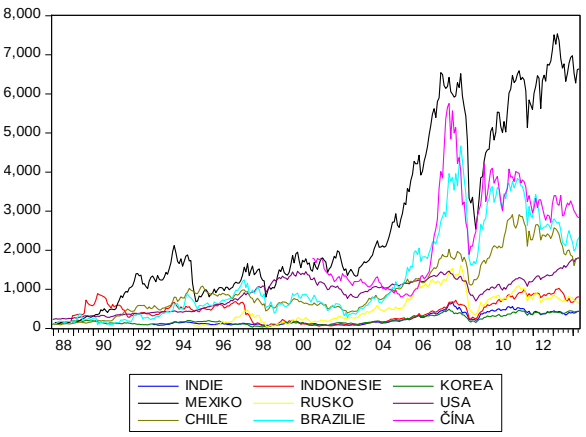
Vyjádřeno v místní měně vykazují indexy velké rozdíly. Konkrétně Brazílie a Mexiko společný obrázek 2-1 zcela deformují. Proto jsou z něho vyjmuty. Aby bylo vidět, jaká část rozdílu je způsobena silou měny a jaká tržní kapitalizací, vyjadřuje obrázek 2-2 hodnoty indexů v USD.[35] Vidíme, že Mexiko nemá extrémní absolutní hodnoty jen díky slabé měně, ale skutečně vyniká vysokou tržní kapitalizací, stejně tak Čína[36] s Chile v závěsu. Brazilský index dosahuje vysoké tržní kapitalizace i v USD, nicméně propad oproti vyjádření v domácí měně je extrémní. Obdobné konstatování lze prohlásit pro Indonésii.

Obrázek 2-1: Akciové indexy v lokální měně



Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Obrázek 2-2: Akciové indexy vyjádřené v USD



Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

[34] http://stats.oecd.org/OECDStat_Metadata/ShowMetadata.ashx?Dataset=MEI_PRICES&Coords=%5bSUBJECT%5d.%5bCPALTT%5d&ShowOnWeb=true&Lang=en

[35] Časová řada začíná rokem 1988

[36] MSCI používá pro Čínu několik indexů. V práci je zvolen China A index.

Zajímavé je sledovat vývoj indexů po roce 2008. Prakticky stabilní růst vykazuje pouze Mexiko a USA, rovněž Indonésie, nicméně její hodnoty jsou nízké.

Z důvodu potenciální možnosti mezinárodní diverzifikace je častou otázkou korelace exotických indexů s indexy vyspělých zemí. Tabulky 2-1 až 2-3 ukazují korelace pro emerging market indexy[37] a USA index v různých časových horizontech. Korelace s USA nejsou příliš vysoké. Až na Koreu a Mexiko. Sledováno od roku 2006 se korelace dokonce ještě výrazně snižují a naopak pouze u těchto dvou rostou. Následná analýza by mohla odkrýt, zda je vazba způsobena společnou měnovou politikou nebo mezinárodním obchodem.[38] Tedy vazbou na úrokové míry USA nebo změny BU/HDP.

Tabulka 2-1: Korelace indexů od roku 1988

Correlation									
	CINA	BRAZILIE	CHILE	INDIE	INDONESIE	MEXIKO	KOREA	RUSKO	USA
CINA	1.000000	0.878761	0.785606	0.880417	0.770953	0.778309	0.757343	0.642749	0.428433
BRAZILIE	0.878761	1.000000	0.900880	0.960224	0.854805	0.872117	0.859538	0.808154	0.437782
CHILE	0.785606	0.900880	1.000000	0.904223	0.966499	0.919810	0.893775	0.651265	0.521298
INDIE	0.880417	0.960224	0.904223	1.000000	0.880006	0.919806	0.924631	0.833811	0.559293
INDONESIE	0.770953	0.854805	0.966499	0.880006	1.000000	0.937795	0.906859	0.614463	0.606151
MEXIKO	0.778309	0.872117	0.919810	0.919806	0.937795	1.000000	0.972912	0.778077	0.742624
KOREA	0.757343	0.859538	0.893775	0.924631	0.906859	0.972912	1.000000	0.824082	0.735724
RUSKO	0.642749	0.808154	0.651265	0.833811	0.614463	0.778077	0.824082	1.000000	0.535467
USA	0.428433	0.437782	0.521298	0.559293	0.606151	0.742624	0.735724	0.535467	1.000000

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Tabulka 2-2: Korelace indexů od roku 2000

Correlation									
	BRAZILIE	CHILE	CINA	INDIE	INDONESIE	KOREA	MEXIKO	RUSKO	USA
BRAZILIE	1.000000	0.900880	0.878761	0.960224	0.854805	0.859538	0.872117	0.808154	0.437782
CHILE	0.900880	1.000000	0.785606	0.904223	0.966499	0.893775	0.919810	0.651265	0.521298
CINA	0.878761	0.785606	1.000000	0.880417	0.770953	0.757343	0.778309	0.642749	0.428433
INDIE	0.960224	0.904223	0.880417	1.000000	0.880006	0.924631	0.919806	0.833811	0.559293
INDONESIE	0.854805	0.966499	0.770953	0.880006	1.000000	0.906859	0.937795	0.614463	0.606151
KOREA	0.859538	0.893775	0.757343	0.924631	0.906859	1.000000	0.972912	0.824082	0.735724
MEXIKO	0.872117	0.919810	0.778309	0.919806	0.937795	0.972912	1.000000	0.778077	0.742624
RUSKO	0.808154	0.651265	0.642749	0.833811	0.614463	0.824082	0.778077	1.000000	0.535467
USA	0.437782	0.521298	0.428433	0.559293	0.606151	0.735724	0.742624	0.535467	1.000000

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

[37] Hodnoty akciových indexů jsou vyjádřené v USD.

[38] Pro důkladnou analýzu by bylo nutné nahlédnout do národního účetnictví a zjistit, jak velkou část mezinárodního obchodu dané země tvoří právě obchod s USA.

Tabulka 2-3: Korelace indexů od roku 2006

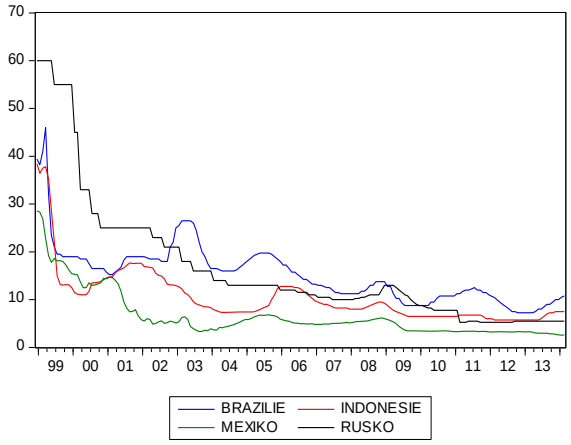
Correlation									
	BRAZILIE	CHILE	CINA	INDIE	INDONESIE	KOREA	MEXIKO	RUSKO	USA
BRAZILIE	1.000000	0.510183	0.688612	0.798822	0.343227	0.399350	0.292187	0.661976	-0.055548
CHILE	0.510183	1.000000	0.249490	0.526922	0.870628	0.612140	0.618757	0.118188	0.207596
CINA	0.688612	0.249490	1.000000	0.798090	0.160820	0.478860	0.270450	0.621772	0.115628
INDIE	0.798822	0.526922	0.798090	1.000000	0.463701	0.675321	0.538427	0.682982	0.301244
INDONESIE	0.343227	0.870628	0.160820	0.463701	1.000000	0.720178	0.767221	0.062769	0.481828
KOREA	0.399350	0.612140	0.478860	0.675321	0.720178	1.000000	0.921567	0.531403	0.810375
MEXIKO	0.292187	0.618757	0.270450	0.538427	0.767221	0.921567	1.000000	0.445900	0.847456
RUSKO	0.661976	0.118188	0.621772	0.682982	0.062769	0.531403	0.445900	1.000000	0.332099
USA	-0.055548	0.207596	0.115628	0.301244	0.481828	0.810375	0.847456	0.332099	1.000000

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

2.2.2 *Úroková míra*

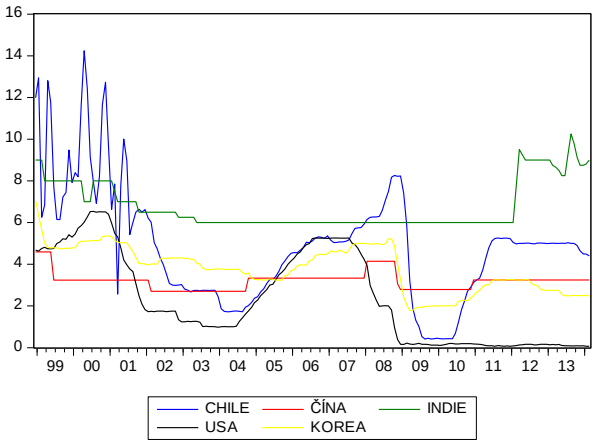
Pro analýzu jsou použité nominální úrokové míry. Úrokové míry publikované centrálními bankami jednotlivých států jsou dostupné v dlouhodobých (LR), střednědobých (SR) a overnight (ON) splatnostech. Jejich diference značím předponou *DL*. Konkrétní zdroj kalkulace pro každý stát lze dohledat na stránkách OECD. Pro Čínu a Indii analyzuji navíc tamější interbankovní úrokové míry – SHIBOR[39] a MIBOR.[40] Dále k analýze používám různé splatnosti úrokové míry LIBOR[41] denominované v USD. Všechny časové řady úrokových měr jsou typu I(1).

Obrázek 2-3: Vývoj lokálních ON sazeb(1)



Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Obrázek 2-4: Vývoj lokálních ON sazeb (2)



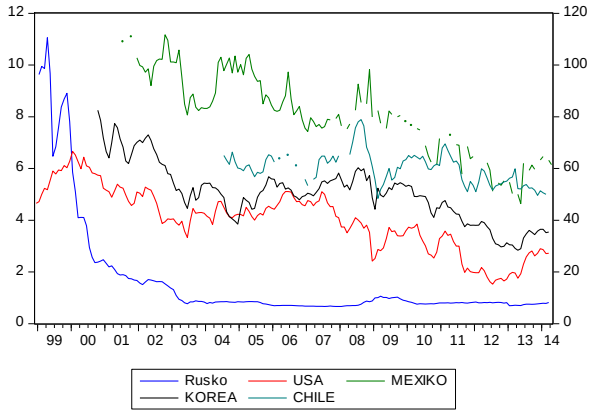
Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Hladinu úrokových měr zemí srovnávám podle ON sazeb, neboť jediné ON sazby jsou dostupné pro všechny zkoumané země. Jak moc se v rámci konkrétních zemí ON sazby odlišují od sazeb jiných horizontů, uvidíme v dalších částech textu. Oproti zemím na obrázku

39 http://www.shibor.org/shibor/web/html/index_e.html
40 http://www.nseindia.com/products/content/debt/wdm/archieve_debt.htm
41 Zdroj: ICE Benchmark Administration Limited (IBA)

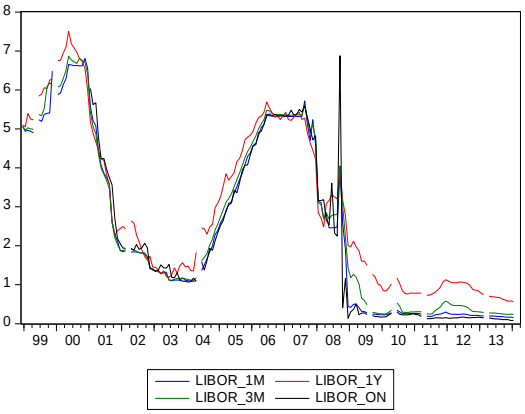
2-4 měly země na obrázku 2-3 počátkem tisíciletí výrazný problém s vysokými úrokovými mírami. Obecně grafy vykazují klesající trend ON úrokových měr a i zmíněným zemím z obrázku 2-3 se podařilo hodnoty stabilizovat relativně nízko. Pouze Indie, Indonésie a Brazílie vykazují v posledním roce rozpoznatelný růst.

Obrázek 2-5: Vývoj lokálních LR sazeb



Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Obrázek 2-6: Vývoj USD LIBOR různých splatností



Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

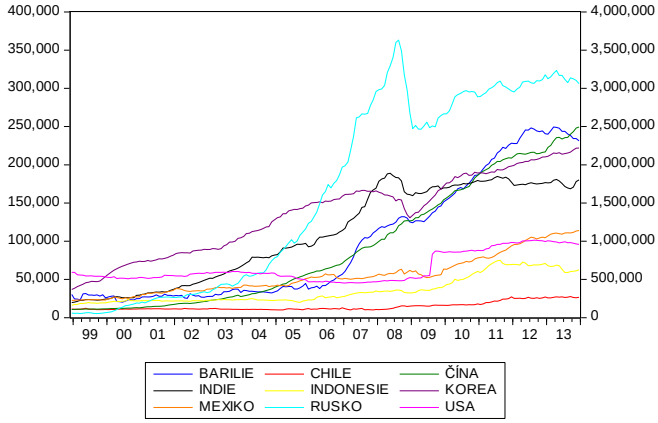
V Rusku dosahovala LR koncem 90. let hodnoty blízké 120%. Proto je na obrázku 2-5 pravá osa přiřazena pouze Rusku. Levá osa je pro zbytek zemí. Vidíme, že vývoj LR je obdobný s ON. Obrázek 2-6 zachycuje vývoj úrokové míry LIBOR různých horizontů. Za povšimnutí stojí především rozšíření *spreadu* dlouhodobějších splatností, který byl do roku 2008 minimální a extrémní výkyv ON sazby v roce 2008.

2.2.3 *Devizové rezervy a peněžní zásoba*

Všechny řady jsou I(1) a jejich diference značím předponou *DL*. Devizové rezervy jsou vyjádřeny v „umělých“ SDR jednotkách.[42] Na obrázku 2-7 uvádím pro srovnání i USA, jelikož jsou to právě aktiva denominovaná v USD, která jsou povětšinou držena ostatními státy. Považuji tedy za zajímavé graficky srovnat, jak si stojí USA v hodnotě a vývoji devizových rezerv ve srovnání s jinými zeměmi, jelikož USA jako jediná země světa nemůže mít v devizových rezervách aktiva denominována v této (svojí) rezervní měně.

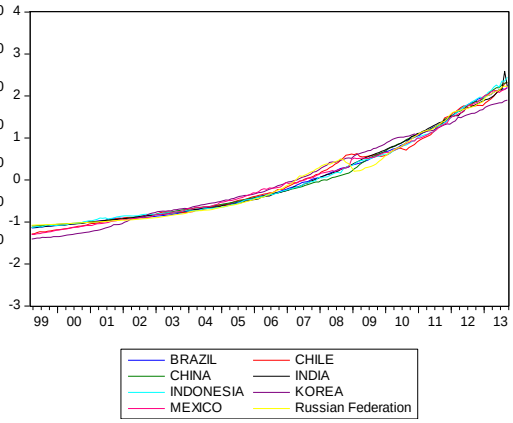
[42] Kalkuluje MMF.

Obrázek 2-7: Vývoj devizových rezerv



Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Obrázek 2-8: Vývoj peněžní zásoby (normalizovaná data)



Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

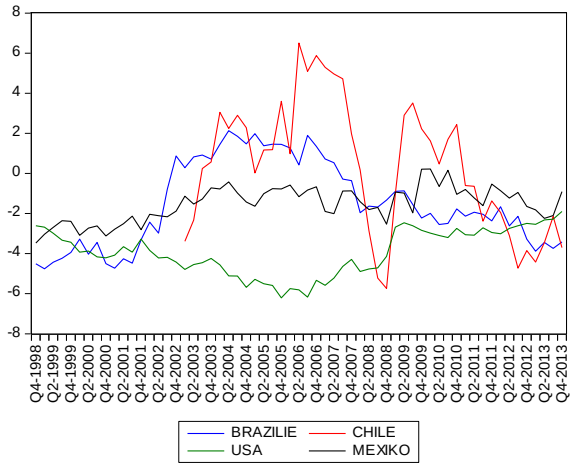
Nejdůležitějším postřehem je, že Čína převyšuje hodnotou svých devizových rezerv všechny ostatní státy o jeden řád, některé téměř o dva. Číně je v grafu přiřazena pravá osa. Za pozoruhodné považuji na grafu již méně očividný fakt, a sice vývoj devizových rezerv USA. Koncem 90. let měly v absolutní hodnotě největší množství devizových rezerv. Během deseti následujících let však téměř všechny zobrazené země USA nejen dohnaly, ale dokonce dramatickou rychlostí několikanásobně předehnaly. Pouze Chile s Indonésií zaostávají. Mexiko USA ve velikosti devizových rezerv sice přerostlo, nicméně ne dramaticky. Jedinečný je i vývoj samotných devizových rezerv USA, které až na jeden skok v roce 2009 vykazují prakticky konstantní hodnoty. Nejdramatičtější růst vykazuje Rusko, které od roku 2005 nastoupilo na strmou akumulaci a v roce 2008 výprodej, který představoval prakticky dvojnásobek devizových rezerv USA. Podobný výprodej, pouze menší, lze pozorovat rovněž v Mexiku, Brazílii, Koreji a Indii.

Nemá význam graficky srovnávat absolutní čísla peněžních zásob (dále M3), neboť hodnoty jsou oproti devizovým rezervám v lokálních měnách. Rozdíly jsou extrémní a graf deformují. Hodnoty by bylo nutné vyjádřit v poměru s jinou ekonomickou veličinou, například HDP. Pro vztah k akciím je důležitější vývoj měnového agregátu v čase. Pro porovnání vývoje peněžní zásoby mezi státy slouží obrázek 2-8, který ukazuje vývoj normalizovaných hodnot peněžní zásoby. Jak vidno, panuje naprosto shodný vývoj ve všech zemích.

2.2.4 *Saldo běžného účtu platební bilance k HDP*

Řady jsou I(1) a jejich diference značím předponou *D*.

Obrázek 2-9: Srovnání vývoje BU/HDP (1)



Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Obrázek 2-10: Srovnání vývoje BU/HDP (2)

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Z obrázků 2-9 a 2-10 vidíme, že Rusko a Korea jsou jednoznačně proexportní země. Mexiko a USA jsou naopak importní ekonomiky. Stejně tak v průměru Indie a Brazílie. Chile vykazuje ve srovnání s ostatními státy extrémní výkyvy a Indonesie přešla za sledované období z druhého nejvyššího místa postupným *downtrendem* do záporných hodnot.

2.3 *Brazílie*

Průměrný kurz brazilského realu za rok 2013 činí 2,157 BRL/USD. Průměrná hodnota inflace (CPI) za rok 2013 je 6,21%. Brazilská centrální banka praktikuje měnovou politiku cílování inflace s aktuální cílovanou sazbou na úrovni 11%. To ukazuje na reálnou IR Brazílie kolem 5%. Otázka je, v jakém poměru je bezriziková IR, riziková a likvidní přirážka.

2.3.1 *Index*

Funkce PAC a model AR(1) naznačují random walk na měsíčním brazilském indexu (viz obrázek 2-12). Nicméně obrázek ukazuje, že v prvním zpoždění u funkce PAC je autokorelace na hranici. Totéž platí pro model AR(1). Analýza reziduí ukazuje, že transformace modelu do podoby ARMA(1,1) nebo AR(2) je vhodnějším popisem brazilského indexu. Výsledky pro model ARMA(1,1) vidíme na obrázku 2-11. Trh očividně není dokonalou náhodnou procházkou a lze spatřit slabou vazbu indexu na jeho vlastní minulý vývoj. Parametry jsou však malé - pro MA(1) 0,16 a pro AR(2) -0,17.

Obrázek 2-11: Výstup pro ARMA(1,1)

Dependent Variable: INDEX
Method: Least Squares
Date: 04/24/14 Time: 18:27
Sample (adjusted): 1999M01 2014M03
Included observations: 183 after adjustments
Convergence achieved after 7 iterations
MA Backcast: 1998M12

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.43E+11	5.03E+10	2.832427	0.0051
AR(1)	0.982846	0.011541	85.15991	0.0000
MA(1)	0.161968	0.074613	2.170768	0.0313

R-squared	0.982267	Mean dependent var	1.43E+11
Adjusted R-squared	0.982070	S.D. dependent var	7.49E+10
S.E. of regression	1.00E+10	Akaike info criterion	48.91273
Sum squared resid	1.81E+22	Schwarz criterion	48.96535
Log likelihood	-4472.515	Hannan-Quinn criter.	48.93406
F-statistic	4985.222	Durbin-Watson stat	1.969387
Prob(F-statistic)	0.000000		

Inverted AR Roots	.98
Inverted MA Roots	-.16

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Obrázek 2-12: ACF a PACF výnosů (měsíční)

Correlogram of DLINDEX

Date: 04/24/14 Time: 19:26
Sample: 1998M12 2014M03
Included observations: 183

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.120	0.120	2.6909	0.101
		2	0.065	0.051	3.4747	0.176
		3	0.033	0.020	3.6827	0.298
		4	-0.036	-0.046	3.9282	0.416
		5	-0.080	-0.076	5.1564	0.397

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Obrázek 2-13 ukazuje, že na denních datech je korelace výnosů prakticky nulová, což naznačuje RW. Rovněž model AR(1) je již vhodným obrazem reality a hodnota parametru vychází 0,98. Pro čtvrtletní data jsou výsledky obdobné.

Obrázek 2-13: ACF a PACF výnosů (denní frekvence)

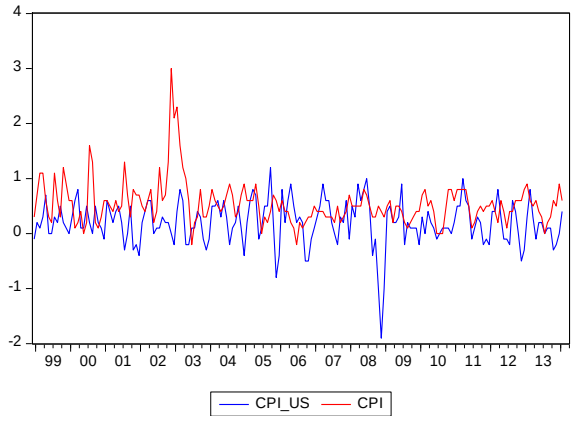
Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	-0.022	-0.022	0.6221	0.430
		2	-0.002	-0.002	0.6273	0.731
		3	-0.050	-0.050	3.8703	0.276
		4	0.015	0.013	4.1787	0.382
		5	-0.013	-0.013	4.3998	0.493

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

2.3.2 *CPI*

Z obrázku 2-14 je patrné, že hodnoty měsíčních změn CPI oscilují v pásmu mezi 0% a 1%. Za 15 let lze pozorovat pouze jeden významný výkyv. S CPI, CPI_US a výnosy z indexu nelze podle tabulky 2-4 spatřit korelaci. Mírná záporná korelace je pozorovatelná ve vztahu k indexu. Vzhledem k povaze časových řad, kdy index je řadou integrovanou a CPI řadou stacionární, lze považovat tuto korelaci za zavádějící.

Obrázek 2-14: Vývoj změn CPI a CPI_US



Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Tabulka 2-4: Vzájemné korelace

Correlation				
	CPI	CPI_US	INDEX	DLINDEX
CPI	1.000000	0.012948	-0.265845	0.019689
CPI_US	0.012948	1.000000	0.032354	0.022066
INDEX	-0.265845	0.032354	1.000000	-0.070849
DLINDEX	0.019689	0.022066	-0.070849	1.000000

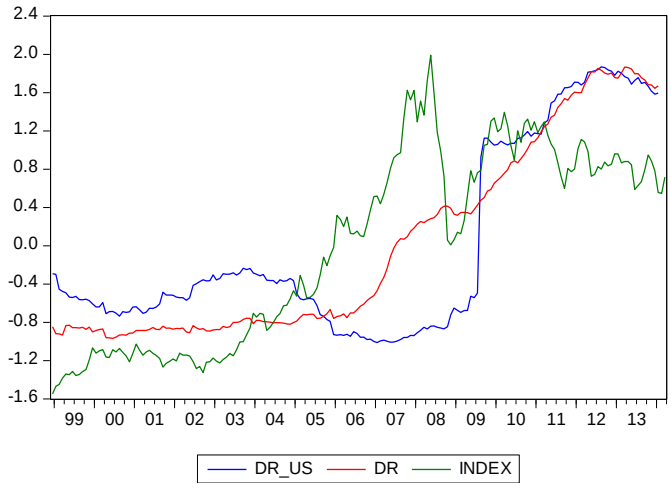
Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Významný vychází pouze model VAR, který ukazuje na pozitivní vztah (kladný parametr v prvním zpoždění) a kauzalitu od dlindexu k cpi i k cpi_us. Statické modely jsou pro všechny kombinace nesignifikantní v parametrech.

2.3.3 *Devizové rezervy*

Vývoj DR a DR_US na obrázku 2-15 nenaznačuje společný vývoj s indexem.

Obrázek 2-15: Normalizovaný vývoj devizových rezerv a indexu



Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Obrázek 2-16: Výstup VEC modelu

Error Correction:	D(DR)	D(INDEX)
CointEq1	-0.009037	5257.293
	(0.00199)	(8373.82)
	[-4.53107]	[0.62783]
D(DR(-1))	0.159653	68643.47
	(0.07412)	(311187.)
	[2.15409]	[0.22059]
D(DR(-2))	0.159574	118830.5
	(0.07356)	(308868.)
	[2.16919]	[0.38473]
D(INDEX(-1))	1.38E-08	0.177952
	(1.9E-08)	(0.07876)
	[0.73365]	[2.25952]
D(INDEX(-2))	4.02E-08	0.060928
	(1.9E-08)	(0.07959)
	[2.11947]	[0.76557]
R-squared	0.261689	0.028323

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Tabulka 2-5: Vzájemné korelace

Correlation						
	INDEX	DR_US	DR	DLINDEX	DLDR_US	DLDR
INDEX	1.000000	0.496707	0.792816	-0.070849	0.114131	0.127193
DR_US	0.496707	1.000000	0.867437	-0.098344	0.106607	-0.052984
DR	0.792816	0.867437	1.000000	-0.161367	0.100787	0.016424
DLINDEX	-0.070849	-0.098344	-0.161367	1.000000	-0.032455	-0.133886
DLDR_US	0.114131	0.106607	0.100787	-0.032455	1.000000	0.130216
DLDR	0.127193	-0.052984	0.016424	-0.133886	0.130216	1.000000

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

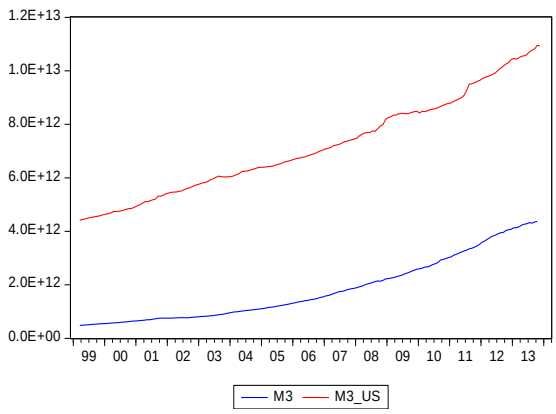
Podle tabulky 2-5 se však ukazuje relativně vysoká korelace indexu s DR. Zanedbatelná není ani korelace s DR_US. Modelování ukázalo, že by nemusela být pouze zdánlivá. Kointegrace existuje, nicméně pouze podle prvního a druhého předpokladu a je tedy diskutabilní, zda lze kointegraci považovat za relevantní.

Obrázek 2-16 ukazuje signifikantní dlouhodobý inverzní vztah od indexu k devizovým rezervám a ve stejném směru významný kladný diferencovaný parametr v druhém zpoždění. VAR model se ukázal jako nekvalitním a statické modely rovněž. Vztah indexu s DR_US není kointegrovaný. Diferencované členy nevykazují vzájemný vztah na základě žádného z testů.

2.3.4 *Peněžní zásoba*

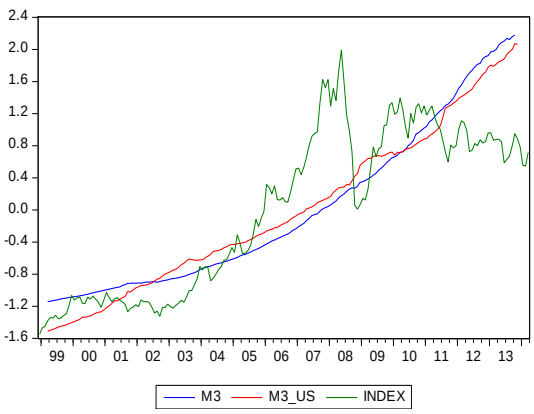
Podle obrázku 2-17 je v USA větší peněžní zásoba. Přestože v Brazílii je peněžním agregátem M4 a je slabší měna. Pohledem na obrázek 2-18 odhaduji, že vztah nebude nalezen.

Obrázek 2-17: Vývoj peněžní zásoby v místní měně



Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Obrázek 2-18: Vývoj peněžní zásoby (normalizovaná data)



Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Korelace v tabulce 2-6 vychází významné pouze mezi nediferencovanými řadami. Kointegrace vychází pro domácí i zahraniční peněžní zásobu, nicméně stejně jako u DR, pouze podle prvního a druhého předpokladu.

Tabulka 2-6: Vzájemné korelace

Correlation						
	DLINDEX	DLM3	DLM3_US	M3	M3_US	INDEX
DLINDEX	1.000000	0.128362	-0.101302	-0.096994	-0.080660	-0.020676
DLM3	0.128362	1.000000	0.005789	-0.086561	-0.075676	0.107015
DLM3_US	-0.101302	0.005789	1.000000	0.055969	0.040632	-0.060900
M3	-0.096994	-0.086561	0.055969	1.000000	0.984587	0.799396
M3_US	-0.080660	-0.075676	0.040632	0.984587	1.000000	0.835765
INDEX	-0.020676	0.107015	-0.060900	0.799396	0.835765	1.000000

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Prezentováníhodné výstupy vidíme na obrázcích 2-19 a 2-20.

Obrázek 2-19: Výstup VEC modelu

Vector Error Correction Estimates		
Error Correction:	D(M3)	D(INDEX)
CointEq1	0.004327	1.05E-05
	(0.00069)	(0.00055)
	[6.22891]	[0.01898]
D(M3(-1))	0.064848	0.080216
	(0.08075)	(0.06420)
	[0.80304]	[1.24954]
D(M3(-2))	0.055407	-0.145049
	(0.08101)	(0.06440)
	[0.68396]	[-2.25234]
D(INDEX(-1))	-0.032886	0.138051
	(0.09683)	(0.07698)
	[-0.33963]	[1.79343]
D(INDEX(-2))	0.031503	0.079172
	(0.09682)	(0.07697)
	[0.32538]	[1.02863]
C	1.97E+10	2.21E+09
	(2.7E+09)	(2.1E+09)
	[7.41569]	[1.04828]
R-squared	0.493613	0.070467

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Obrázek 2-20: Výstup VAR modelu

Vector Autoregression Estimates
Date: 04/28/14 Time: 01:13
Sample (adjusted): 1999M07 2013M10
Included observations: 172 after adjustments
Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

	DLM3	DLINDEX
DLM3(-1)	0.173650	1.843637
	(0.07750)	(0.87663)
	[2.24056]	[2.10309]
DLM3(-2)	0.097597	-2.811419
	(0.07886)	(0.89203)
	[1.23752]	[-3.15169]
DLM3(-3)	0.168789	0.685170
	(0.08138)	(0.92044)
	[2.07418]	[0.74439]
DLINDEX(-1)	0.009612	0.120637
	(0.00692)	(0.07831)
	[1.38832]	[1.54052]
DLINDEX(-2)	-0.000627	0.031809
	(0.00679)	(0.07675)
	[-0.09240]	[0.41443]
DLINDEX(-3)	0.005136	0.026798
	(0.00670)	(0.07579)
	[0.76659]	[0.35361]
C	0.006849	0.011242
	(0.00145)	(0.01641)
	[4.72089]	[0.68514]
R-squared	0.114451	0.081672

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

VEC neukazuje na významný dlouhodobý vztah od měnové zásoby směrem k indexu. Nicméně se zdá, že platí opačný vztah s kladným znaménkem. Z krátkodobých vztahů je signifikantní pouze druhé zpoždění od diference měnové zásoby k indexu a to se záporným znaménkem. Grangerova kauzalita však ukazuje přesně opačný vztah. Tento rozpor je pravděpodobně daný skutečností, že nasetovaný model není optimální a kointegrace vychází právě podle nereálných předpokladů. Kalibrací modelu – přidáním dalších zpoždění – se model výrazně nevylepšil, nicméně Grangerova kauzalita již vychází negativně a není tak

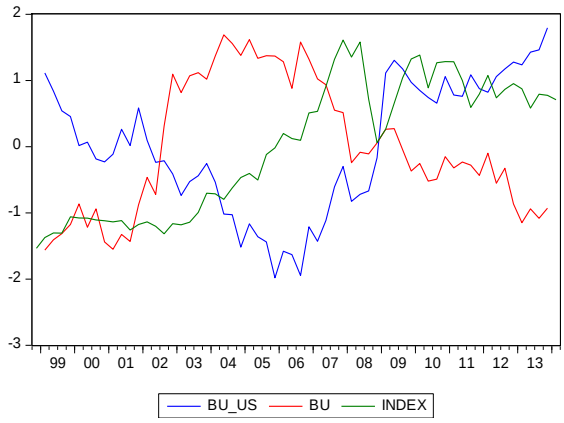
v rozporu s výsledky modelu VEC. Pro obyčejný VAR model nastává obdobný problém s vhodnou kalibrací a výsledky jsou zkreslené. Statické modely postihuje silná autokorelace a dynamizace problém nevyřeší. Pro M3_US se dle VEC modelu ukazuje dlouhodobý vztah stejným směrem i znaménkem, jako v případě M3, ale krátkodobý jde opačným směrem - od indexu k měnové zásobě, ale rovněž inverzní. Modely jsou obecně zatíženy silnou autokorelací. V diferencovaném VAR se prosadila závislost dlindexu na dlm3, kladné v prvním zpoždění a záporné v druhém.

Statický model je významný pouze v podobě dlindex = 0,91*dlm3, s DW = 1,83 a přijatelnou analýzou reziduí. Opačným směrem je model příliš autokorelovaný (DW = 0,36). Diferencované statické modely pro dlm3_us jsou nevýznamné.

2.3.5 *Saldo běžného účtu platební bilance k HDP*

Obrázek 2-21 naznačuje celkem protichůdné trendy ve vývoji těchto zemí. Neodhaduji přítomnost kointegrace.

Obrázek 2-21: Vývoj sald běžných účtů k HDP (normalizovaná data)



Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Tabulka 2-7: Korelace

Correlation

	BU	BU_US	DBU	DBU_US	DLINDEX	INDEX
BU	1.000000	-0.708779	0.125931	0.011022	0.247622	0.030751
BU_US	-0.708779	1.000000	0.013312	0.222593	-0.061798	0.284716
DBU	0.125931	0.013312	1.000000	0.061286	0.041152	-0.328613
DBU_US	0.011022	0.222593	0.061286	1.000000	0.116758	0.221368
DLINDEX	0.247622	-0.061798	0.041152	0.116758	1.000000	-0.022988
INDEX	0.030751	0.284716	-0.328613	0.221368	-0.022988	1.000000

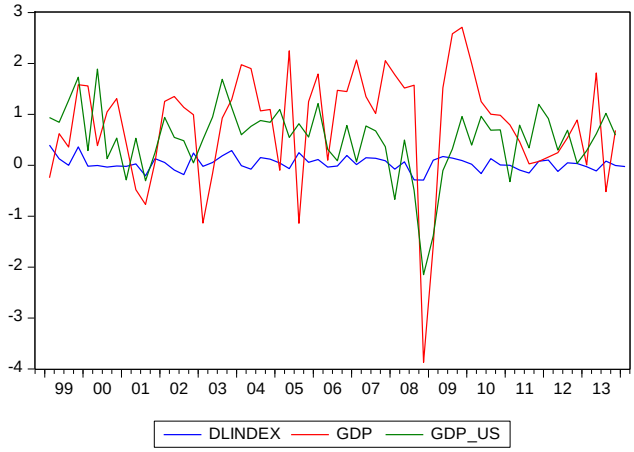
Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Tabulka 2-7 ukazuje mírnou pozitivní korelaci indexu s BU_US. Diferencovaně i integrovaně. Přesto není nalezena kointegrace. Případná snaha modelovat VAR na integrované řady dává pouze zavádějící výsledky. Statické modely jsou rovněž nevýznamné a to pro všechny kombinace. Diferencované vztahy pro domácí BU rovněž nic neukazují. Pouze diferencovaný VAR ukazuje vztah od dlindexu k BU_US a to i podle Grangerovy kauzality. Vazba je inverzní a pouze v prvním zpoždění.

2.3.6 *Reálný výstup ekonomiky*

Z obrázku 2-22 je vidět, že ani Brazílie se nevyhnula ekonomické recesy způsobené finanční krizí v USA. Místy je rovněž viditelné, že vývoj dlindexu předbíhá rGDP. Hodnoty rGDP obou zemí oscilují kolem obdobné střední hodnoty. Zajímavou skutečnost ukazuje tabulka 2-8. Dlindex je pozitivně korelovaný s gdp_us a pouze velmi slabě s domácím rGDP. Zároveň je index negativně korelovaný s rGDP_US.

Obrázek 2-22: Vývoj změn reálných růstů ekonomik a dlindexu



Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Tabulka 2-8: Korelace

Correlation				
	GDP_US	INDEX	DLINDEX	GDP
GDP_US	1.000000	-0.182083	0.461953	0.344627
INDEX	-0.182083	1.000000	-0.084650	0.206480
DLINDEX	0.461953	-0.084650	1.000000	0.145298
GDP	0.344627	0.206480	0.145298	1.000000

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Výstup modelu VAR zobrazený na obrázku 2-23 potvrzuje silný vztah od akcií k rGDP na brazilském trhu. Vztah působí až tři kvartály zpětně. Grangerova kauzalita je v tomto směru jednoznačná. Nebyl prokázán žádný zpožděný vztah vůči rGDP_US.

Obrázek 2-23: Výstup VEC modelu

Vector Autoregression Estimates

Vector Autoregression Estimates
Date: 04/28/14 Time: 21:16
Sample (adjusted): 1999Q4 2013Q4
Included observations: 57 after adjustments
Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

	DLINDEX	GDP
DLINDEX(-1)	0.014353	4.062312
	(0.14030)	(1.04520)
	[0.10230]	[3.88662]
DLINDEX(-2)	-0.021581	1.988227
	(0.15138)	(1.12778)
	[-0.14256]	[1.76296]
DLINDEX(-3)	0.274948	2.282340
	(0.13819)	(1.02949)
	[1.98968]	[2.21697]
GDP(-1)	-0.004176	0.036740
	(0.01832)	(0.13647)
	[-0.22797]	[0.26921]
GDP(-2)	-0.045310	-0.154148
	(0.01810)	(0.13483)
	[-2.50360]	[-1.14329]
GDP(-3)	-0.008675	-0.067020
	(0.01684)	(0.12544)
	[-0.51524]	[-0.53430]
C	0.065500	0.727018
	(0.02584)	(0.19248)
	[2.53517]	[3.77712]
R-squared	0.159687	0.371033

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Obrázek 2-24: Výstup statického modelu

Dependent Variable: DLINDEX
Method: Least Squares
Date: 05/22/14 Time: 18:11
Sample (adjusted): 1999Q1 2013Q4
Included observations: 60 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GDP_US	0.084784	0.018899	4.486114	0.0000

R-squared	0.206621	Mean dependent var	0.034378
Adjusted R-squared	0.206621	S.D. dependent var	0.137033
S.E. of regression	0.122058	Akaike info criterion	-1.352116
Sum squared resid	0.878990	Schwarz criterion	-1.317210
Log likelihood	41.56347	Hannan-Quinn criter.	-1.338462
Durbin-Watson stat	1.865130		

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Statické modely naopak neukazují vztah s domácím rGDP, ale zdá se, že existuje vztah vůči rGDP_US. Test exogenity ukazuje na endogenní vztah.

2.3.7 *Úroková míra*

Tabulky 2-9 a 2-10 ukazují pouze nízké záporné korelace indexu s LIBOR a ještě nižší kladné korelace diferencovaných veličin. Pro žádný LIBOR nebyla nalezena kointegrace s indexem. U diferencovaných modelů vyšel najevo kladný vztah od dlindexu k dllibor_on ve druhém zpoždění, což je vidět na obrázku 2-25.

Tabulka 2-9: Korelace I(0)

Correlation					
	DLINDEX	DLLIBOR_1M	DLLIBOR_1Y	DLLIBOR_3M	DLLIBOR_ON
DLINDEX	1.000000	0.036374	0.112339	0.034823	0.177871
DLLIBOR_1M	0.036374	1.000000	0.626681	0.779203	0.652640
DLLIBOR_1Y	0.112339	0.626681	1.000000	0.758866	0.363738
DLLIBOR_3M	0.034823	0.779203	0.758866	1.000000	0.406113
DLLIBOR_ON	0.177871	0.652640	0.363738	0.406113	1.000000

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Tabulka 2-10: Korelace I(1)

Correlation					
	INDEX	LIBOR_1M	LIBOR_1Y	LIBOR_ON	LIBOR_3M
INDEX	1.000000	-0.179312	-0.156353	-0.194262	-0.162977
LIBOR_1M	-0.179312	1.000000	0.978607	0.983874	0.996250
LIBOR_1Y	-0.156353	0.978607	1.000000	0.955278	0.989105
LIBOR_ON	-0.194262	0.983874	0.955278	1.000000	0.976640
LIBOR_3M	-0.162977	0.996250	0.989105	0.976640	1.000000

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Obrázek 2-25: Výstup VAR modelu

	DLINDEX	DLLIBOR_ON
DLINDEX(-1)	0.141376	0.798225
	(0.10160)	(0.42737)
	[1.39150]	[1.86778]
DLINDEX(-2)	0.102258	1.095263
	(0.10187)	(0.42849)
	[1.00383]	[2.55609]

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews7

Obrázek 2-26: Výstup VEC modelu

Error Correction:	D(ON)	D(INDEX)
CointEq1	-0.274890	-1.62E+08
	(0.02443)	(2.5E+08)
	[-11.2528]	[-0.64416]
D(ON(-1))	0.288322	-3.60E+08
	(0.05623)	(5.8E+08)
	[5.12722]	[-0.62414]
D(ON(-2))	-0.037113	-1.02E+08
	(0.05918)	(6.1E+08)
	[-0.62716]	[-0.16761]
D(ON(-3))	0.156645	-1.76E+08
	(0.05538)	(5.7E+08)
	[2.82852]	[-0.30922]
D(INDEX(-1))	-3.24E-12	0.157766
	(7.4E-12)	(0.07647)
	[-0.43542]	[2.06318]
D(INDEX(-2))	2.04E-12	0.038165
	(7.6E-12)	(0.07788)
	[0.26905]	[0.49005]
D(INDEX(-3))	-2.29E-12	0.003209
	(7.5E-12)	(0.07709)
	[-0.30450]	[0.04163]
C	-0.124779	5.32E+08
	(0.07599)	(7.8E+08)
	[-1.64206]	[0.68158]
R-squared	0.493292	0.036832

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews7

Obdobné výsledky byly nalezeny pro všechny LIBOR mimo jednoročního. Zdá se, že existuje skutečný pozitivní vztah od brazilského indexu (jeho výnosů) ke změnám v LIBOR ve druhém zpoždění.

Ze statických modelů je přijatelný pouze model tvaru dlindex = a*dllibor_on, kde vychází signifikantní kladný parametr blízký nule. Opačným směrem je model nekvalitní. Marginální modely jsou rovněž nekvalitní a nelze ověřit exogenitu.

Pro Brazílii byla z lokálních IR dostupná pouze ON. Z tabulky 2-12 je zřejmá vysoká záporná korelace integrovaných řad. Diferencovaných již ne tolik. Kointegrace byla nalezena, nicméně významný je pouze dlouhodobý záporný parametr k ON. Nebyl nalezen kvalitní statický model. Diferencovaný VAR má významný pouze jeden parametr – první zpoždění od indexu k ON, záporný.

Tabulka 2-11: Korelace s FED IR

Correlation

	BRAZILIE	DLBRAZILIE	DLLR	DLSR	DLON	LR	SR	ON
BRAZILIE	1.000000	-0.068593	-0.021175	-0.067909	-0.042263	-0.642589	-0.382537	-0.412225
DLBRAZILIE	-0.068593	1.000000	0.098572	-0.115143	0.125985	0.082294	0.078805	0.111614
DLLR	-0.021175	0.098572	1.000000	0.024030	0.150239	0.128224	0.011086	0.023307
DLSR	-0.067909	-0.115143	0.024030	1.000000	0.357422	0.150002	0.126539	0.120194
DLON	-0.042263	0.125985	0.150239	0.357422	1.000000	0.091302	0.038278	0.112876
LR	-0.642589	0.082294	0.128224	0.150002	0.091302	1.000000	0.805994	0.817765
SR	-0.382537	0.078805	0.011086	0.126539	0.038278	0.805994	1.000000	0.983813
ON	-0.412225	0.111614	0.023307	0.120194	0.112876	0.817765	0.983813	1.000000

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Tabulka 2-12: Korelace s lokální ON

Correlation

	ON	INDEX	DLINDEX	DLON
ON	1.000000	-0.776092	0.210073	-0.050065
INDEX	-0.776092	1.000000	-0.071445	0.106169
DLINDEX	0.210073	-0.071445	1.000000	-0.105421
DLON	-0.050065	0.106169	-0.105421	1.000000

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Přes vysoké záporné korelace indexu a FED IR (viz tabulka 2-11) nejsou nalezeny kointegrace ani žádné významné modely.

2.3.8 *Shrnutí*

Tabulka 2-13 zachycuje nalezené vztahy.

Tabulka 2-13: Shrnutí výstupů

	I(d)	kointegrace - Johansen	VAR		VEC				GK - VAR		GK - VEC		statický		exo/endo		kointegrace - statický model			
																	k indexu		od indexu	
			k ind	od ind	k ind	od ind	k dlind	od dlind	k ind	od ind	k ind	od ind	k ind	od ind	k ind	od ind	graf rez	ADF rez	graf rez	ADF rez
D																				
index	I(1), RW																			
dlindex	I(0)																			
M																				
index	I(1), RW																			
dlindex	I(0)																			
CPI_US	I(0)		N	Y/N, +					N	Y			N	N						
CPI_local	I(0)		N	Y/N, +					N	Y			N	N			N	N		
DR	I(1)	Y (1,2)	N	N	N	Y, -	N	Y/N, +	N	Y	N	N	N	N						
DR_US	I(1)	N	N	N					N	N			N	N						
dlDR	I(0)		N	N					N	N			N	N						
dlDR_US	I(0)		N	N					N	N			N	N						
m3	I(1)	Y (1,2)	N	N	N	Y, +	Y, -	N	N	N	Y/N	N	N	N						
m3_us	I(1)	Y (1,2)	N	N	N	Y, +	N	Y, -	N	N			N	N						
dlm3	I(0)		Y, +-	N					Y	N			Y, +	N			Y	Y		
dlm3_us	I(0)		N	N					N	Y			N	N						
Q																				
index	I(1), RW																			
dlindex	I(0)																			
CAtoGDP	I(1)	N											N	N						
CAtoGDP_US	I(1)	N											N	N						
dCA	I(0)		N	N					N	N			N	N						
dCA_US	I(0)		N	Y/N, -					N	Y			N	N						
rGDP	I(0)		N/Y, -	Y, +					Y/N	Y			Y/N, +	Y/N, +			Y	Y	Y	Y
rGDP_US	I(0)		N	N					N	N			Y, +	Y/N, +			Y	Y	Y	Y

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7.

Poznámka: Symbol Y znamená existenci vztahu a + nebo – znaménko parametru. Symbol Y/N značí vztah pouze v jednom zpoždění nebo slabý vztah na hranici přijatelnosti.

Několika modely byl potvrzen pozitivní vztah od dlm3 k dlindexu a pozitivní vztah od CPI a CPI_US k dlindexu. Rovněž se prokázalo, že vývoj akciového indexu předbíhá vývoj domácího reálného ekonomického růstu a jde souběžně s růstem v USA. Není jednoznačně prokázáno, že by ve všech případech akciový trh předbíhal vývoj ostatních indikátorů. Tedy není prokázáno, že predikce analytiků (a nákupy či prodeje na nich založené) trefují budoucí vývoj všech indikátorů. Ukazuje se pozitivní vztah indexu k LIBOR, inverzní k domácí IR a žádný k FED_IR.

2.4 *Chile*

Chilské peso mělo za rok 2013 průměrný kurz 495,282 CLP/USD. Průměrná inflace (CPI) za stejný rok dosáhla hodnoty 1,79%. Při nominálních hodnotách IR pohybujících se kolem 5% připadá na reálnou IR velikost kolem 3%. Od roku 2007 má centrální banka za cíl udržet roční inflaci (CPI) na hodnotě 3% s oscilačním pásmem 1%. Od roku 1999 je používán *free floating* kurzový režim, který nevylučuje možnost případných intervencí.

2.4.1 *Index*

PACF na obrázku 2-28 vygenerovaná na denní frekvenci dat neukazuje jednoznačnou neautokorelovanost výnosů. Parametr modelu AR(1) je sice 0,996, nicméně DW ukazuje na přítomnost autokorelace. Optimální se zdá být model AR(2) (viz obrázek 2-27). Stejně jako u Brazílie ukazuje tato skutečnost jistou přítomnost vlivu starších informací na současný vývoj indexu a tedy nedokonalou efektivnost trhu.

Obrázek 2-27: Výstup AR(2) modelu

Dependent Variable: CHILE_STANDARD__LARGE_MI
Method: Least Squares
Date: 04/29/14 Time: 20:50
Sample (adjusted): 2/26/2009 2/24/2014
Included observations: 1303 after adjustments
Convergence achieved after 5 iterations

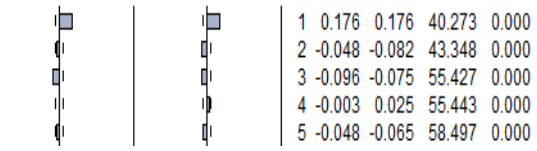
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	4930.665	274.8379	17.94026	0.0000
AR(1)	1.171778	0.027299	42.92382	0.0000
AR(2)	-0.176459	0.027253	-6.474907	0.0000

R-squared	0.994702	Mean dependent var	4821.114
Adjusted R-squared	0.994694	S.D. dependent var	627.9084
S.E. of regression	45.73709	Akaike info criterion	10.48600
Sum squared resid	2719445.	Schwarz criterion	10.49790
Log likelihood	-6828.626	Hannan-Quinn criter.	10.49046
F-statistic	122047.7	Durbin-Watson stat	1.971118
Prob(F-statistic)	0.000000		

Inverted AR Roots	.99	.18

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Obrázek 2-28: AFC a PACF denních výnosů

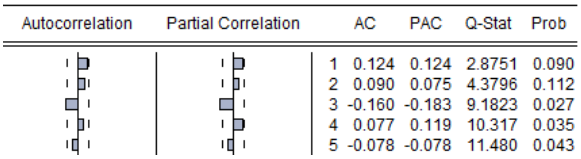


	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.176	0.176	40.273	0.000
2	-0.048	-0.082	43.348	0.000
3	-0.096	-0.075	55.427	0.000
4	-0.003	0.025	55.443	0.000
5	-0.048	-0.065	58.497	0.000

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Korelogram výnosů měsíční řady opět není jednoznačně pro random walk (viz obrázek 2-29). Nicméně nejvhodnější model se jeví AR(1), kde parametr je 0,99. Čtvrtletní výsledky se shodují s měsíčními.

Obrázek 2-29: ACF a PACF měsíčních výnosů



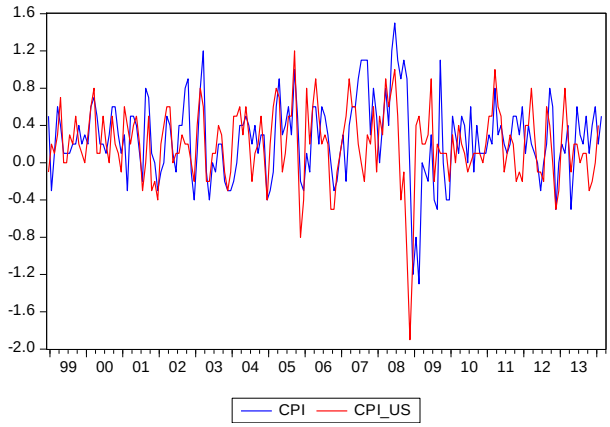
	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.124	0.124	2.8751	0.090
2	0.090	0.075	4.3796	0.112
3	-0.160	-0.183	9.1823	0.027
4	0.077	0.119	10.317	0.035
5	-0.078	-0.078	11.480	0.043

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

2.4.2 *CPI*

Z tabulky 2-14 je zřejmé, že veličiny nejsou korelované. Významný vyšel pouze VAR model, kde se prokázal vztah od dlindexu k CPI_US a to s kladným znaménkem v prvním zpoždění. Vztah k CPI nebyl nalezen, přestože dle obrázku 2-30 je jeho vývoj s CPI_US velmi synchronní a korelace má hodnotu 0,38.

Obrázek 2-30: Vývoj změn CPI a CPI_US



Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Tabulka 2-14: Korelace

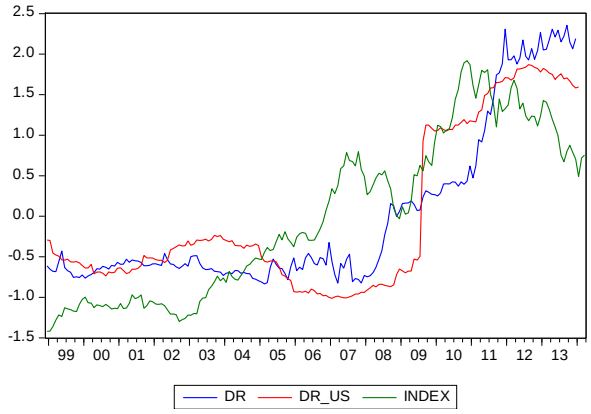
Correlation				
	CPI_US	CPI	DLINDEX	INDEX
CPI_US	1.000000	0.376567	0.068252	-0.018751
CPI	0.376567	1.000000	-0.050773	0.058480
DLINDEX	0.068252	-0.050773	1.000000	-0.050144
INDEX	-0.018751	0.058480	-0.050144	1.000000

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

2.4.3 *Devizové rezervy*

Z obrázku 2-31 neusuzuji na kointegraci řad. Dle tabulky 2-15 vykazuje index silné korelace. Dlindex již ne.

Obrázek 2-31: Vývoj devizových rezerv a indexu (normalizovaná data)



Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Obrázek 2-32: Výstup VEC modelu

Error Correction:	D(DR)	D(INDEX)
CointEq1	-0.020334	-0.000554
	(0.00448)	(0.00126)
	[-4.53958]	[-0.44038]
D(DR(-1))	-0.163974	0.005413
	(0.07324)	(0.02056)
	[-2.23900]	[0.26333]
D(DR(-2))	-0.203154	-0.036833
	(0.07176)	(0.02014)
	[-2.83099]	[-1.82858]
D(INDEX(-1))	-0.915281	0.137674
	(0.26994)	(0.07577)
	[-3.39073]	[1.81700]
D(INDEX(-2))	0.027683	0.081151
	(0.27946)	(0.07844)
	[0.09906]	[1.03452]
R-squared	0.146672	0.039624

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Tabulka 2-15: Korelace

Correlation						
	DR	DR_US	INDEX	DLINDEX	DLDR_US	DLDR
DR	1.000000	0.913612	0.746809	-0.146519	0.056965	0.125029
DR_US	0.913612	1.000000	0.720933	-0.101493	0.107454	0.073275
INDEX	0.746809	0.720933	1.000000	-0.045637	0.104597	0.130432
DLINDEX	-0.146519	-0.101493	-0.045637	1.000000	-0.067985	-0.077598
DLDR_US	0.056965	0.107454	0.104597	-0.067985	1.000000	0.064121
DLDR	0.125029	0.073275	0.130432	-0.077598	0.064121	1.000000

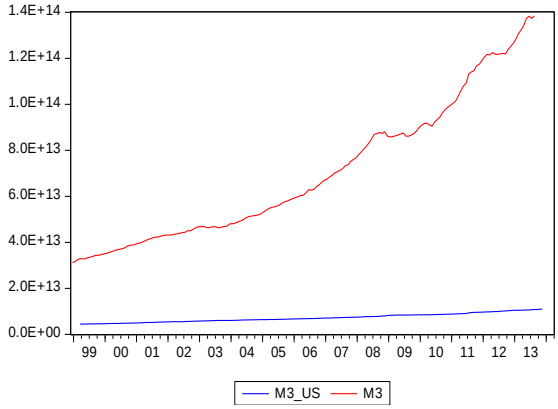
Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Kointegrace se našla pro index a DR, nicméně vztah je pouze od indexu k DR, což potvrzuje i Grangerova kauzalita. Vazby jsou inverzní, jedna dlouhodobá a jedna krátkodobá. Jiné významné modely nebyly nalezeny a DR_US není s indexem kointegrované.

2.4.4 *Měnová zásoba*

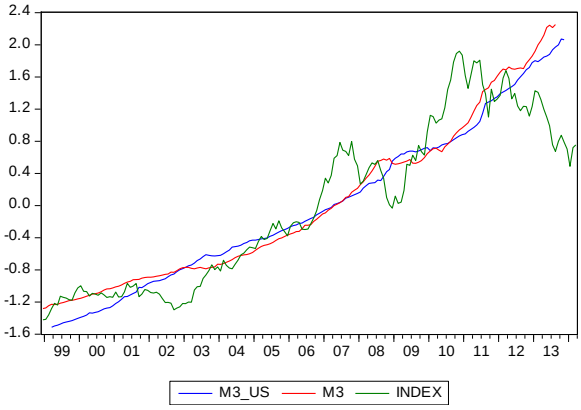
Obrázek 2-33 ukazuje, že v absolutní hodnotě je v Chile víc peněz v oběhu než v USA. Chilské peso je rovněž výrazně slabší měnou. Normalizovaný obrázek 2-34 ukazuje, že vývoj je prakticky shodný.

Obrázek 2-33: Vývoj měnové zásoby



Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Obrázek 2-34: Vývoj měnové zásoby a indexu (normalizovaná data)



Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Tabulka 2-16: Korelace

Correlation						
	DLM3	DLM3_US	DLINDEX	INDEX	M3	M3_US
DLM3	1.000000	-0.078618	0.099526	0.206260	0.108836	0.081095
DLM3_US	-0.078618	1.000000	-0.180785	-0.022391	0.047710	0.021724
DLINDEX	0.099526	-0.180785	1.000000	-0.021682	-0.129595	-0.098526
INDEX	0.206260	-0.022391	-0.021682	1.000000	0.919327	0.921559
M3	0.108836	0.047710	-0.129595	0.919327	1.000000	0.989424
M3_US	0.081095	0.021724	-0.098526	0.921559	0.989424	1.000000

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Korelace v tabulce 2-16 naznačuje neexistenci krátkodobých vztahů a pravděpodobně zdánlivou korelaci dlouhodobých vztahů. Johansenův test ukázal kointegraci podle předpokladu 1, 2 a 3 pro M3. Výsledky VEC modelu na obrázku 2-35 však ukazují pouze dlouhodobou kladnou vazbu od indexu k M3 a inverzní krátkodobou. Grangerova kauzalita se neprokázala. Pro statický model dlindex=dlm3 signifikantní parametr existuje, jeho hodnota

je 0,84. Nicméně DW je 1,75. Opačným směrem je DW dokonce 0,61. Parametr rovněž kladný. Nedisponuji marginálním modelem pro ověření exogenity.

Obrázek 2-35: Výstup VEC modelu pro M3

Error Correction:	D(INDEX)	D(M3)
CointEq1	0.030155	2.75E+08
	(0.01512)	(5.9E+07)
	[1.99417]	[4.66397]
D(INDEX(-1))	0.110232	75024425
	(0.07889)	(3.1E+08)
	[1.39737]	[0.24423]
D(INDEX(-2))	0.111454	29165469
	(0.07864)	(3.1E+08)
	[1.41728]	[0.09524]
D(INDEX(-3))	-0.180124	-7.80E+08
	(0.07811)	(3.0E+08)
	[-2.30602]	[-2.56407]
D(M3(-1))	-2.98E-12	0.239140
	(2.0E-11)	(0.07624)
	[-0.15196]	[3.13672]
D(M3(-2))	-1.65E-11	0.069238
	(2.0E-11)	(0.07949)
	[-0.80644]	[0.87102]
D(M3(-3))	-2.59E-11	0.188376
	(2.0E-11)	(0.07678)
	[-1.31432]	[2.45348]
R-squared	0.079378	0.351336

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Obrázek 2-36: Výstup VEC modelu pro M3_US

Error Correction:	D(INDEX)	D(M3_US)
CointEq1	4.68E-05	1884598.
	(0.00130)	(262337.)
	[0.03603]	[7.18388]
D(INDEX(-1))	0.122812	-42647023
	(0.07679)	(1.6E+07)
	[1.59926]	[-2.74959]
D(INDEX(-2))	0.093866	-31561047
	(0.07843)	(1.6E+07)
	[1.19680]	[-1.99236]
D(M3_US(-1))	-7.06E-10	0.140360
	(3.9E-10)	(0.07899)
	[-1.80496]	[1.77691]
D(M3_US(-2))	9.62E-10	0.027543
	(3.9E-10)	(0.07879)
	[2.46602]	[0.34957]
R-squared	0.065773	0.195080

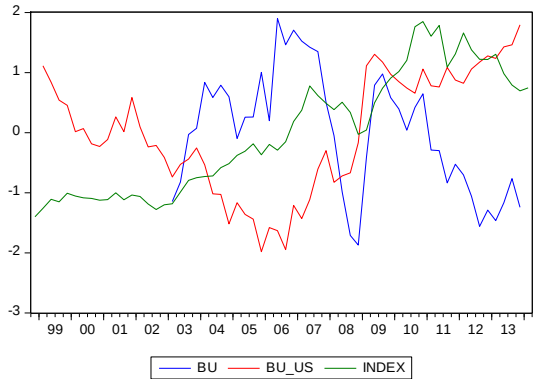
Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Výstup pro M3_US vidíme na obrázku 2-36. Model má významné diferencované záporné parametry a kladný dlouhodobý od indexu a jeden kladný k indexu. Grangerova kauzalita vychází oboustranně. Jiné významné modely nebyly nalezeny

2.4.5 *Saldo běžného účtu platební bilance k HDP*

Obrázek 2-39 nenaznačuje společný vývoj, ale tabulka 2-18 ukazuje významné korelace integrovaných řad. Obzvlášť zajímavá je vysoká korelace indexu s BU_US o hodnotě 0,7. Nicméně nebyl nalezen jediný signifikantní model a vývoj BU a BU_US tedy pravděpodobně neovlivňuje pohyby na akciovém trhu v Chile.

Obrázek 2-37: Vývoj sald běžných účtů k HDP (normalizovaná data)



Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Tabulka 2-17: Korelace

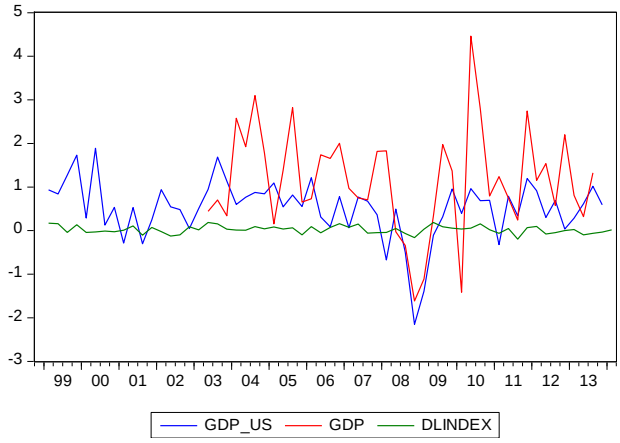
Correlation						
	BU	BU_US	DBU	DBU_US	DLINDEX	INDEX
BU	1.000000	-0.541478	0.307453	-0.185182	0.397644	-0.293045
BU_US	-0.541478	1.000000	0.027895	0.243459	-0.174896	0.708239
DBU	0.307453	0.027895	1.000000	0.139316	0.214868	-0.245245
DBU_US	-0.185182	0.243459	0.139316	1.000000	0.013630	0.056771
DLINDEX	0.397644	-0.174896	0.214868	0.013630	1.000000	-0.164958
INDEX	-0.293045	0.708239	-0.245245	0.056771	-0.164958	1.000000

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

2.4.6 *Reálný výstup ekonomiky*

Vývoj rGDP v Chile zobrazený na obrázku 2-37 je poměrně volatilní, nicméně místy překvapivě vysoký a hodnotami vyšší než v USA. V průměru lze tedy pozorovat vyšší akceleraci reálného ekonomického růstu.

Obrázek 2-38: Vývoj změn reálných růstů ekonomik a dlindexu



Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Obrázek 2-39: Výstup VAR modelu

	DLINDEX	GDP
DLINDEX(-1)	0.053326	1.175995
	(0.18444)	(2.66261)
	[0.28912]	[0.44167]
DLINDEX(-2)	0.003627	2.089470
	(0.17848)	(2.57659)
	[0.02032]	[0.81094]
DLINDEX(-3)	0.022556	0.794636
	(0.16981)	(2.45148)
	[0.13283]	[0.32415]
GDP(-1)	0.011199	0.138386
	(0.01256)	(0.18133)
	[0.89163]	[0.76319]
GDP(-2)	-0.013181	-0.176858
	(0.01263)	(0.18226)
	[-1.04404]	[-0.97035]
GDP(-3)	-0.010585	0.068390
	(0.01255)	(0.18120)
	[-0.84329]	[0.37742]
C	0.032028	1.054717
	(0.02660)	(0.38402)
	[1.20400]	[2.74648]
R-squared	0.094447	0.071302

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Tabulka 2-18: Korelace

Correlation				
	INDEX	DLINDEX	GDP_US	GDP
INDEX	1.000000	-0.161320	-0.065945	0.053580
DLINDEX	-0.161320	1.000000	0.432680	0.248022
GDP_US	-0.065945	0.432680	1.000000	0.423876
GDP	0.053580	0.248022	0.423876	1.000000

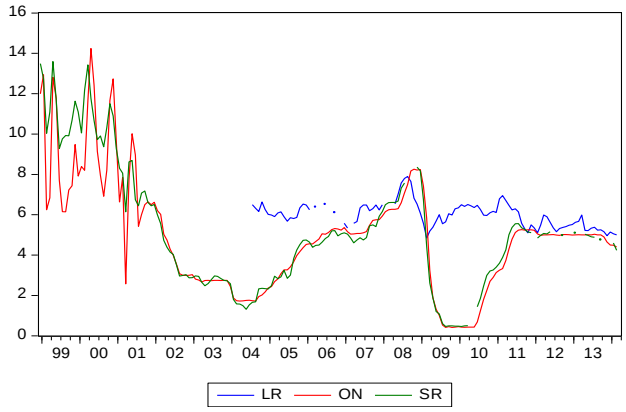
Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Dle korelací v tabulce 2-17 by závislost mohla existovat mezi výnosy z indexu. Mezi indexem a rgdp a rgdp_us korelace není. K mému překvapení nebyl žádný vztah nalezen. Výstup VAR modelu lze ověřit na obrázku 2-38.

2.4.7 *Úroková míra*

Obrázek 2-40 ukazuje na významné snížení volatility ON sazeb od nového tisíciletí. Rovněž je možné pozorovat, že LR nebyla finanční krizí ovlivněna ani zdaleka tak výrazně jako SR a ON.

Obrázek 2-40: Vývoj místních IR



Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Tabulka 2-19: Korelace indexu a LIBOR

Correlation										
	DLINDEX	INDEX	DLLIBOR_1M	DLLIBOR_3M	DLLIBOR_1Y	DLLIBOR_ON	LIBOR_1M	LIBOR_1Y	LIBOR_3M	LIBOR_ON
DLINDEX	1.000000	-0.073934	0.156486	-0.054271	0.150120	0.198111	0.077192	0.093861	0.058007	0.044525
INDEX	-0.073934	1.000000	0.026026	-0.002504	-0.010441	0.018783	-0.358628	-0.332322	-0.353473	-0.366558
DLLIBOR_1M	0.156486	0.026026	1.000000	0.829593	0.735034	0.927270	0.187935	0.153658	0.147195	0.216390
DLLIBOR_3M	-0.054271	-0.002504	0.829593	1.000000	0.840195	0.646340	0.197301	0.185303	0.182185	0.216765
DLLIBOR_1Y	0.150120	-0.010441	0.735034	0.840195	1.000000	0.586733	0.140619	0.196596	0.141268	0.155245
DLLIBOR_ON	0.198111	0.018783	0.927270	0.646340	0.586733	1.000000	0.156139	0.121127	0.118483	0.197010
LIBOR_1M	0.077192	-0.358628	0.187935	0.197301	0.140619	0.156139	1.000000	0.975784	0.995392	0.974464
LIBOR_1Y	0.093861	-0.332322	0.153658	0.185303	0.196596	0.121127	0.975784	1.000000	0.987314	0.941505
LIBOR_3M	0.058007	-0.353473	0.147195	0.182185	0.141268	0.118483	0.995392	0.987314	1.000000	0.968077
LIBOR_ON	0.044525	-0.366558	0.216390	0.216765	0.155245	0.197010	0.974464	0.941505	0.968077	1.000000

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Korelace indexu a LIBOR v tabulce jsou záporné, což ukazuje jednoznačně inverzní vztah veličin. Přesto Johansenův test neukázal přítomnost kointegrace podle žádného z předpokladů a nebyl nalezen ani jiný vhodný model.

Tabulka 2-20: Korelace lokálních IR

Correlation								
	SR	ON	LR	DLINDEX	INDEX	DLSR	DLON	DLLR
SR	1.000000	0.983459	0.119749	-0.256442	0.129939	0.179291	0.180218	-0.085059
ON	0.983459	1.000000	0.017028	-0.242026	0.065418	0.071772	0.089422	-0.115767
LR	0.119749	0.017028	1.000000	-0.072413	0.019638	0.415960	0.366149	0.342063
DLINDEX	-0.256442	-0.242026	-0.072413	1.000000	-0.064230	-0.128316	-0.038903	0.036396
INDEX	0.129939	0.065418	0.019638	-0.064230	1.000000	0.134931	0.201217	0.065912
DLSR	0.179291	0.071772	0.415960	-0.128316	0.134931	1.000000	0.887915	0.049187
DLON	0.180218	0.089422	0.366149	-0.038903	0.201217	0.887915	1.000000	-0.059047
DLLR	-0.085059	-0.115767	0.342063	0.036396	0.065912	0.049187	-0.059047	1.000000

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Tabulka ukazuje fascinující výsledky – korelace indexu s IR v Chile prakticky neexistuje. Potvrdila se pouze jedna kointegrace – od indexu k LR. Podle výstupů je způsobena pouze záporným dlouhodobým parametrem.

Tabulka 2-21: Korelace s FED_IR

Correlation								
	CHILE	DLCHILE	DLLR	DLON	DLSR	ON	SR	LR
CHILE	1.000000	-0.034153	-0.034081	-0.016412	-0.037798	-0.551808	-0.535306	-0.765628
DLCHILE	-0.034153	1.000000	0.257504	0.107649	-0.117869	0.040430	0.012635	0.064227
DLLR	-0.034081	0.257504	1.000000	0.150239	0.024030	0.023307	0.011086	0.128224
DLON	-0.016412	0.107649	0.150239	1.000000	0.357422	0.112876	0.038278	0.091302
DLSR	-0.037798	-0.117869	0.024030	0.357422	1.000000	0.120194	0.126539	0.150002
ON	-0.551808	0.040430	0.023307	0.112876	0.120194	1.000000	0.983813	0.817765
SR	-0.535306	0.012635	0.011086	0.038278	0.126539	0.983813	1.000000	0.805994
LR	-0.765628	0.064227	0.128224	0.091302	0.150002	0.817765	0.805994	1.000000

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Naopak s FED IR jsou nalezeny silné záporné korelace. Přesto kointegrace není. Statický model má význam pouze u DLLR a sice oboustranně (viz obrázky 2-41 a 42). Nicméně model je na hranici přijatelnosti jak podle parametrů, tak podle F-testu. R2 je dokonce méně než 2%. Parametry vychází kladné v obou směrech a odpovídají výsledkům korelační analýzy. Marginální modely nejsou k dispozici.

Obrázek 2-41: Výstup statického modelu (1)

Dependent Variable: DLLR
Method: Least Squares
Date: 06/02/14 Time: 13:04
Sample (adjusted): 1999M01 2014M02
Included observations: 182 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLCHILE	0.285505	0.103860	2.748954	0.0066

R-squared	0.038215	Mean dependent var	-0.002967
Adjusted R-squared	0.038215	S.D. dependent var	0.067539
S.E. of regression	0.066236	Akaike info criterion	-2.585718
Sum squared resid	0.794075	Schwarz criterion	-2.568114
Log likelihood	236.3004	Hannan-Quinn criter.	-2.578582
Durbin-Watson stat	1.527187		

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Obrázek 2-42: Výstup statického modelu (2)

Dependent Variable: DLCHILE
Method: Least Squares
Date: 06/02/14 Time: 13:04
Sample (adjusted): 1999M01 2014M02
Included observations: 182 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLLR	0.145493	0.050515	2.880190	0.0045
C	0.007848	0.003406	2.304302	0.0223

R-squared	0.044056	Mean dependent var	0.007416
Adjusted R-squared	0.038745	S.D. dependent var	0.046816
S.E. of regression	0.045900	Akaike info criterion	-3.313770
Sum squared resid	0.379228	Schwarz criterion	-3.278561
Log likelihood	303.5531	Hannan-Quinn criter.	-3.299497
F-statistic	8.295497	Durbin-Watson stat	1.805978
Prob(F-statistic)	0.004457		

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

2.4.8 *Shrnutí*

Tabulka 2-22: Shrnutí výstupů

	I(d)	kointegrace - Johansen	VAR		VEC				GK - VAR		GK - VEC		statický		exo/endo		kointegrace - statický model			
																	k indexu		od indexu	
			k ind	od ind	k ind	od ind	k dlind	od dlind	k ind	od ind	k ind	od ind	k ind	od ind	k ind	od ind	graf rez	ADF rez	graf rez	ADF rez
D																				
index	I(1), RW																			
dlindex	I(0)																			
M																				
index	I(1), RW																			
dlindex	I(0)																			
CPI_US	I(0)		N	Y, +					N	Y			N	N						
CPI_local	I(0)		N	N					N	N			N	N			N	N		
DR	I(1)	Y (1,2,3)			N	Y, -	N	Y/N, -	N	Y			N	N						
DR_US	I(1)	N											N	N						
dIDR	I(0)		N	N					N	N			N	N						
dIDR_US	I(0)		N	N					N	N			N	N						
m3	I(1)	Y (1,2,3)	N	N	N	Y, +	N	Y/N, -	N	N	N	N	N	N						
m3_us	I(1)	Y (1,2)	N	N	N	Y, +	Y/N, +	Y, -	N	Y	Y	Y	N	N						
dIm3	I(0)		N	N					N	N			Y/N, +	N						
dIm3_us	I(0)		N	N					N	Y			N	N						
Q																				
index	I(1), RW																			
dlindex	I(0)																			
CAtoGDP	I(1)	N											N	N						
CAtoGDP_US	I(1)	N											N	N						
dCA	I(0)		Y/N, +	Y/N, -					N	N			N	N						
dCA_US	I(0)		N	N					N	N			N	N						
rGDP	I(0)		N	N					N	N			Y/N, +	Y/N, +						
rGDP_US	I(0)		N	N					N	N			Y/N, +	Y/N, +						

Na chilském akciovém trhu je prakticky každý prokázaný vztah postaven tak, že akciový trh předbíhá vývoj ostatních indikátorů. Tato skutečnost naznačuje, že investoři formují racionální očekávání. Spodivem nebyl prokázán vztah pro reálný ekonomický růst v žádném zpoždění. V Chile byl nalezen kladný vztah FED_IR a Indexu, žádný k LIBOR a pouze jeden inverzní k domácí IR.

2.5 *Čína*

Průměrný kurz čínského juanu dosahoval během roku 2013 hodnoty 6,196 CNY/USD. Průměrná hodnota CPI v témže roce dosáhla 2,57%. To posouvá reálnou IR na hodnoty blízké

2,5%. The People´s Bank of China udržuje cenovou stabilitu podle potřeby přes prakticky všechny známé nástroje.

2.5.1 *Index*

Obrázek 2-43Výstup AR(1) modelu

Dependent Variable: INDEX
Method: Least Squares
Date: 06/02/14 Time: 13:27
Sample (adjusted): 2001M01 2014M02
Included observations: 158 after adjustments
Convergence achieved after 2 iterations

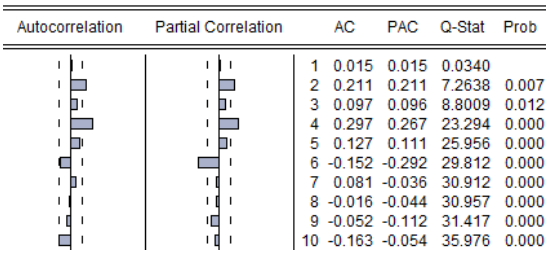
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AR(1)	0.995901	0.007979	124.8189	0.0000

R-squared	0.946387	Mean dependent var	2091.146
Adjusted R-squared	0.946387	S.D. dependent var	1003.074
S.E. of regression	232.2557	Akaike info criterion	13.73986
Sum squared resid	8469007.	Schwarz criterion	13.75925
Log likelihood	-1084.449	Hannan-Quinn criter.	13.74774
Durbin-Watson stat	1.966386		

Inverted AR Roots	1.00

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Obrázek 2-44: ACF a PACF čtvrtletní řady

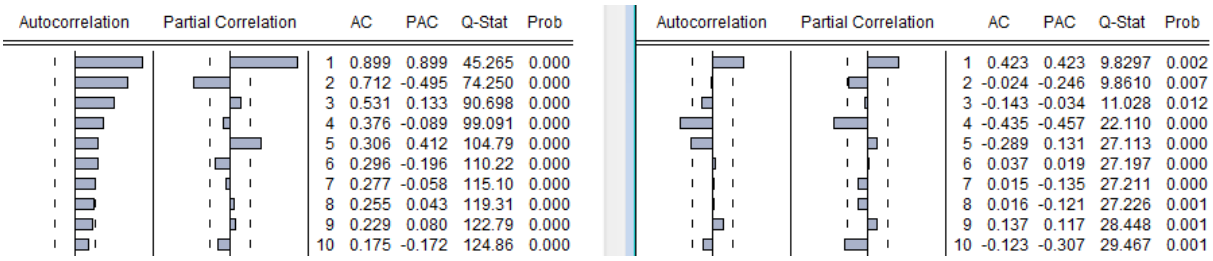


	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.015	0.015	0.0340	
2	0.211	0.211	7.2638	0.007
3	0.097	0.096	8.8009	0.012
4	0.297	0.267	23.294	0.000
5	0.127	0.111	25.956	0.000
6	-0.152	-0.292	29.812	0.000
7	0.081	-0.036	30.912	0.000
8	-0.016	-0.044	30.957	0.000
9	-0.052	-0.112	31.417	0.000
10	-0.163	-0.054	35.976	0.000

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Model AR(1) na obrázku 2-43 ukazuje parametrem 0,99 a korelaci v prvním zpoždění prakticky nulovou. V dalších zpožděních už korelogram reziduí na obrázku 2-44 ukazuje relativně vysoké hodnoty. Čtvrtletní index vykazuje ještě silnější autokorelaci, která se nevyřeší dynamizací. Parametr pro AR(1) vychází 0,98.

Obrázek 2-45: ACF a PACF indexu a výnosů z indexu



	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.899	0.899	45.265	0.000
2	0.712	-0.495	74.250	0.000
3	0.531	0.133	90.698	0.000
4	0.376	-0.089	99.091	0.000
5	0.306	0.412	104.79	0.000
6	0.296	-0.196	110.22	0.000
7	0.277	-0.058	115.10	0.000
8	0.255	0.043	119.31	0.000
9	0.229	0.080	122.79	0.000
10	0.175	-0.172	124.86	0.000

	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.423	0.423	9.8297	0.002
2	-0.024	-0.246	9.8610	0.007
3	-0.143	-0.034	11.028	0.012
4	-0.435	-0.457	22.110	0.000
5	-0.289	0.131	27.113	0.000
6	0.037	0.019	27.197	0.000
7	0.015	-0.135	27.211	0.000
8	0.016	-0.121	27.226	0.001
9	0.137	0.117	28.448	0.001
10	-0.123	-0.307	29.467	0.001

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Samotné korelogramy na obrázku 2-45 nejsou typické pro random walk. Vlevo indexu a napravo jeho výnosů. Lepším modelem je ARMA(1,1). Nejedná se o model random walk, nicméně model jako celek vychází optimálněji a parametr AR je stále blízký jedné. Výstupy vidíme na obrázcích 2-46 a 47.

Obrázek 2-46: Výstup ARMA(1,1) modelu

Dependent Variable: INDEX
Method: Least Squares
Date: 06/02/14 Time: 13:26
Sample (adjusted): 2001Q1 2013Q4
Included observations: 52 after adjustments
Convergence achieved after 7 iterations
MA Backcast: 2000Q4

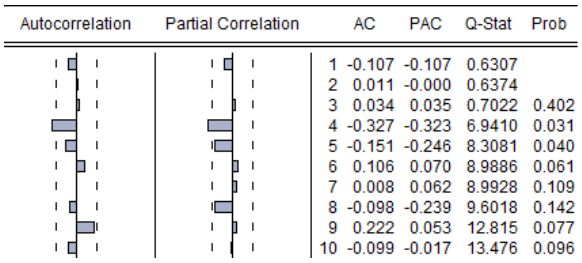
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AR(1)	0.961633	0.040061	24.00418	0.0000
MA(1)	0.764415	0.092953	8.223701	0.0000

R-squared	0.859970	Mean dependent var	2077.825
Adjusted R-squared	0.857169	S.D. dependent var	1002.156
S.E. of regression	378.7444	Akaike info criterion	14.74930
Sum squared resid	7172365.	Schwarz criterion	14.82435
Log likelihood	-381.4819	Hannan-Quinn criter.	14.77807
Durbin-Watson stat	2.161536		

Inverted AR Roots	.96
Inverted MA Roots	-.76

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Obrázek 2-47: ACF a PACF reziduí ARMA(1,1) modelu



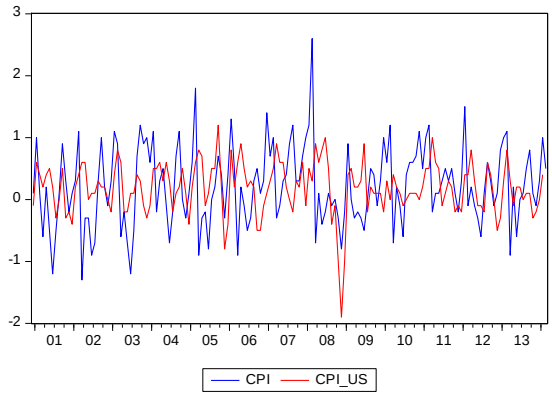
	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	-0.107	-0.107	0.6307	
2	0.011	-0.000	0.6374	
3	0.034	0.035	0.7022	0.402
4	-0.327	-0.323	6.9410	0.031
5	-0.151	-0.246	8.3081	0.040
6	0.106	0.070	8.9886	0.061
7	0.008	0.062	8.9928	0.109
8	-0.098	-0.239	9.6018	0.142
9	0.222	0.053	12.815	0.077
10	-0.099	-0.017	13.476	0.096

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

2.5.2 *CPI*

Podle tabulky 2-23 jsou korelace slabé. Obrázek 2-48 ukazuje na obdobný vývoj CPI s jinými státy.

Obrázek 2-48: Vývoj změn CPI a CPI_US



Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Tabulka 2-23: Korelace

Correlation				
	CPI	DLINDEX	CPI_US	INDEX
CPI	1.000000	0.170394	0.099243	0.219184
DLINDEX	0.170394	1.000000	0.012668	0.105179
CPI_US	0.099243	0.012668	1.000000	0.077401
INDEX	0.219184	0.105179	0.077401	1.000000

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Významný parametr je pro VAR model od dlindexu k CPI_US, kde vychází v první zpoždění hodnota 0,92. Grangerova kauzalita spodivem ukazuje oboustranně. Statické modelování odkrylo vzájemný pozitivní vztah dlindexu a CPI (viz obrázky 2-49 a 50). Nenacházím však žádný marginální model a exogenitu neověřím. Nicméně oba statické modely jsou celkem autokorelované a přijatelnost parametrů i celého modelu se pohybuje na hranici. R-squared nedosahuje ani 5%.

Obrázek 2-49: Výstup statického modelu (1)

Dependent Variable: DLINDEX
Method: Least Squares
Date: 05/10/14 Time: 08:31
Sample (adjusted): 2001M01 2014M02
Included observations: 158 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CPI	0.021225	0.010077	2.106336	0.0368

R-squared	0.027282	Mean dependent var	0.001230
Adjusted R-squared	0.027282	S.D. dependent var	0.086062
S.E. of regression	0.084880	Akaike info criterion	-2.088855
Sum squared resid	1.131116	Schwarz criterion	-2.069471
Log likelihood	166.0195	Hannan-Quinn criter.	-2.080983
Durbin-Watson stat	1.799230		

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Obrázek 2-50: Výstup statického modelu (2)

Dependent Variable: CPI
Method: Least Squares
Date: 06/02/14 Time: 13:48
Sample (adjusted): 2001M01 2014M02
Included observations: 158 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLINDEX	1.259606	0.584630	2.154536	0.0327
C	0.210476	0.050160	4.196085	0.0000

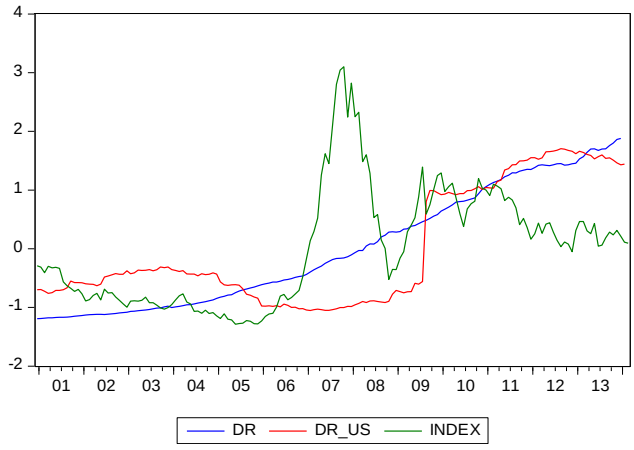
R-squared	0.028897	Mean dependent var	0.212025
Adjusted R-squared	0.022672	S.D. dependent var	0.637707
S.E. of regression	0.630436	Akaike info criterion	1.927768
Sum squared resid	62.00218	Schwarz criterion	1.966535
Log likelihood	-150.2937	Hannan-Quinn criter.	1.943512
F-statistic	4.642027	Durbin-Watson stat	1.431493
Prob(F-statistic)	0.032733		

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

2.5.3 *Devizové rezervy*

Až na shodný pohyb DR_US a indexu v roce 2009 nenaznačuje obrázek 2-51 společný vývoj.

Obrázek 2-51: Vývoj devizových rezerv a indexu (normalizovaná data)



Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Obrázek 2-52: Výstup VEC modelu

Error Correction:	D(INDEX)	D(DR)
CointEq1	-0.008057	3.733419
	(0.01235)	(0.72356)
	[-0.65255]	[5.15982]
D(INDEX(-1))	0.006095	-1.213711
	(0.08278)	(4.85146)
	[0.07363]	[-0.25017]
D(INDEX(-2))	0.235638	-3.005289
	(0.08013)	(4.69611)
	[2.94057]	[-0.63995]
D(INDEX(-3))	0.089892	5.051304
	(0.08171)	(4.78841)
	[1.10016]	[1.05490]
D(DR(-1))	-0.000239	0.271169
	(0.00144)	(0.08414)
	[-0.16614]	[3.22276]
D(DR(-2))	-0.001663	0.099649
	(0.00149)	(0.08739)
	[-1.11537]	[1.14031]
D(DR(-3))	0.002715	-0.050792
	(0.00145)	(0.08512)
	[1.86945]	[-0.59674]
R-squared	0.081436	0.232319

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Tabulka 2-24: Korelace

Correlation						
	DR	DR_US	DLINDEX	INDEX	DLDR_US	DLDR
DR	1.000000	0.841510	-0.015420	0.547326	0.074425	-0.396240
DR_US	0.841510	1.000000	-0.104437	0.266719	0.091682	-0.392187
DLINDEX	-0.015420	-0.104437	1.000000	0.105658	-0.245419	-0.015032
INDEX	0.547326	0.266719	0.105658	1.000000	0.129530	-0.167924
DLDR_US	0.074425	0.091682	-0.245419	0.129530	1.000000	-0.124952
DLDR	-0.396240	-0.392187	-0.015032	-0.167924	-0.124952	1.000000

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Z tabulky lze vyčíst korelace indexu s DR a menší zápornou korelaci dlindexu s DLDR_US. Pro DR byla nalezena kointegrace a výstupy modelu VEC lze spatřit na obrázku 2-52. Vyskytl se pouze dlouhodobý kladný vztah k DR, který nebyl potvrzen Grangerovou kauzalitou. Pro DLDR_US byl nalezen významný statický model, který je shrnut na obrázcích 2-53 a 54. Vyskytl se signifikantní záporný parametr v obou směrech. Exogenitu neověřím - není optimální marginální model.

Obrázek 2-53: Výstup statického modelu (1)

Dependent Variable: DLINDEX
Method: Least Squares
Date: 05/10/14 Time: 15:35
Sample (adjusted): 2001M01 2014M01
Included observations: 157 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLDR_US	-0.590932	0.189752	-3.114225	0.0022

R-squared	0.058321	Mean dependent var	0.001285
Adjusted R-squared	0.058321	S.D. dependent var	0.086334
S.E. of regression	0.083779	Akaike info criterion	-2.114917
Sum squared resid	1.094955	Schwarz criterion	-2.095450
Log likelihood	167.0210	Hannan-Quinn criter.	-2.107011
Durbin-Watson stat	1.694411		

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Obrázek 2-54: Výstup statického modelu (2)

Dependent Variable: DLDR_US
Method: Least Squares
Date: 05/28/14 Time: 14:38
Sample (adjusted): 2001M01 2014M01
Included observations: 157 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLINDEX	-0.099048	0.031805	-3.114225	0.0022

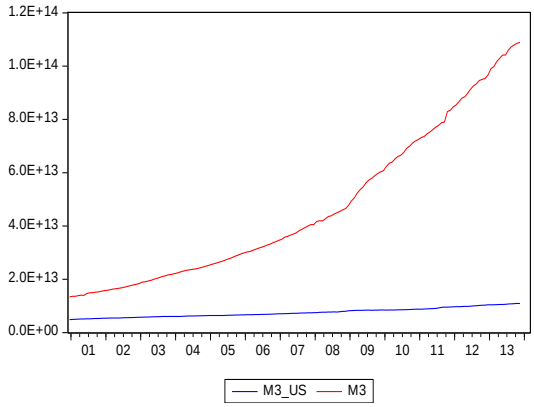
R-squared	0.047227	Mean dependent var	0.003838
Adjusted R-squared	0.047227	S.D. dependent var	0.035139
S.E. of regression	0.034300	Akaike info criterion	-3.901016
Sum squared resid	0.183528	Schwarz criterion	-3.881549
Log likelihood	307.2297	Hannan-Quinn criter.	-3.893110
Durbin-Watson stat	1.589970		

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

2.5.4 *Peněžní zásoba*

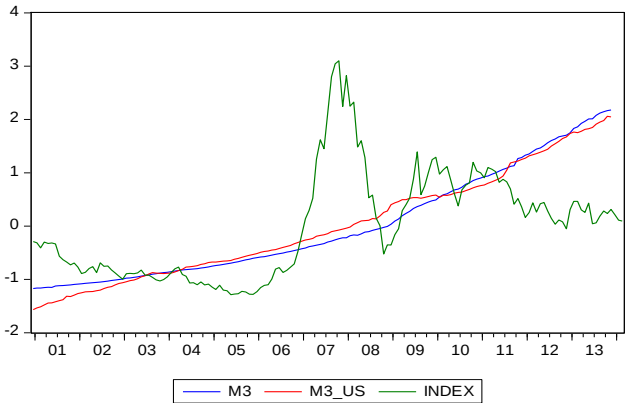
Obrázky 2-55 a 56 ukazují diametrálně odlišné absolutní hodnoty a pravděpodobně nekointegrovaný vztah s indexem. Tabulka 2-25 neukazuje ani významné korelace.

Obrázek 2-55: Vývoj peněžní zásoby



Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Obrázek 2-56: Vývoj peněžní zásoby a indexu (normalizovaná data)



Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Tabulka 2-25: Korelace

Correlation						
	M3_US	M3	DLINDEX	INDEX	DLM3_US	DLM3
M3_US	1.000000	0.988435	0.016669	0.513537	0.013443	-0.043039
M3	0.988435	1.000000	-0.002210	0.481112	0.017062	-0.067879
DLINDEX	0.016669	-0.002210	1.000000	0.106465	0.025327	0.197713
INDEX	0.513537	0.481112	0.106465	1.000000	-0.004791	0.026696
DLM3_US	0.013443	0.017062	0.025327	-0.004791	1.000000	0.043572
DLM3	-0.043039	-0.067879	0.197713	0.026696	0.043572	1.000000

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Obrázek 2-57: Výstup VEC modelu pro M3

Error Correction:	D(INDEX)	D(M3)
CointEq1	-0.000591	-12887442
	(0.00156)	(2756268)
	[-0.37852]	[-4.67569]
D(INDEX(-1))	-0.001229	1.14E+08
	(0.08408)	(1.5E+08)
	[-0.01462]	[0.76696]
D(INDEX(-2))	0.225723	-61929784
	(0.08186)	(1.4E+08)
	[2.75758]	[-0.42833]
D(INDEX(-3))	0.091318	7026166.
	(0.08423)	(1.5E+08)
	[1.08416]	[0.04723]
D(M3(-1))	-9.67E-12	-0.093023
	(4.8E-11)	(0.08561)
	[-0.19958]	[-1.08657]
D(M3(-2))	-5.28E-11	0.122784
	(4.9E-11)	(0.08620)
	[-1.08112]	[1.42445]
D(M3(-3))	2.88E-11	0.065261
	(4.9E-11)	(0.08678)
	[0.58636]	[0.75207]
C	23.84921	5.67E+11
	(57.5806)	(1.0E+11)
	[0.41419]	[5.57398]
R-squared	0.065234	0.399491

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Obrázek 2-58: Výstup VEC modelu pro M3_US

Error Correction:	D(INDEX)	D(M3_US)
CointEq1	9.71E-05	773141.2
	(0.00093)	(132557.)
	[0.10491]	[5.83254]
D(INDEX(-1))	0.010686	-21879104
	(0.08064)	(1.2E+07)
	[0.13251]	[-1.89511]
D(INDEX(-2))	0.211212	-15670161
	(0.08170)	(1.2E+07)
	[2.58520]	[-1.33973]
D(M3_US(-1))	-2.62E-11	0.205663
	(5.9E-10)	(0.08451)
	[-0.04430]	[2.43365]
D(M3_US(-2))	-2.30E-12	0.078701
	(5.9E-10)	(0.08496)
	[-0.00388]	[0.92635]
R-squared	0.044839	0.153406

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Jak vidíme na obrázcích 2-57 a 58, vztahy jsou pouze dlouhodobé a i přes jednoznačný společný vývoj jsou každý s jiným znaménkem. Mezi diferencovanými veličinami není jediný signifikantní parametr a Grangerova kauzalita ukazuje hodnoty kolem 80%. Tyto kontroverzní výsledky jsou pravděpodobně způsobeny skutečností, že kointegrace je založená na nereálném předpokladu. Smysl má statický model pro DLM3 z obrázků 2-59 a 60, kde parametry mají kladné hodnoty a vazby jsou oboustranné. R-squared je ovšem velmi malá.

Obrázek 2-59: Výstup statického modelu (1)

Dependent Variable: DLINDEX
Method: Least Squares
Date: 05/10/14 Time: 15:22
Sample (adjusted): 2001M01 2013M11
Included observations: 155 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLM3	2.365847	0.948301	2.494826	0.0137
C	-0.030143	0.014546	-2.072237	0.0399

R-squared	0.039091	Mean dependent var	0.001869
Adjusted R-squared	0.032810	S.D. dependent var	0.086738
S.E. of regression	0.085303	Akaike info criterion	-2.072394
Sum squared resid	1.113321	Schwarz criterion	-2.033124
Log likelihood	162.6105	Hannan-Quinn criter.	-2.056443
F-statistic	6.224155	Durbin-Watson stat	1.826842
Prob(F-statistic)	0.013664		

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Obrázek 2-60: Výstup statického modelu (2)

Dependent Variable: DLM3
Method: Least Squares
Date: 05/28/14 Time: 14:04
Sample (adjusted): 2001M01 2013M11
Included observations: 155 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLINDEX	0.016523	0.006623	2.494826	0.0137
C	0.013500	0.000573	23.57128	0.0000

R-squared	0.039091	Mean dependent var	0.013531
Adjusted R-squared	0.032810	S.D. dependent var	0.007249
S.E. of regression	0.007129	Akaike info criterion	-7.036541
Sum squared resid	0.007775	Schwarz criterion	-6.997271
Log likelihood	547.3319	Hannan-Quinn criter.	-7.020591
F-statistic	6.224155	Durbin-Watson stat	2.128499
Prob(F-statistic)	0.013664		

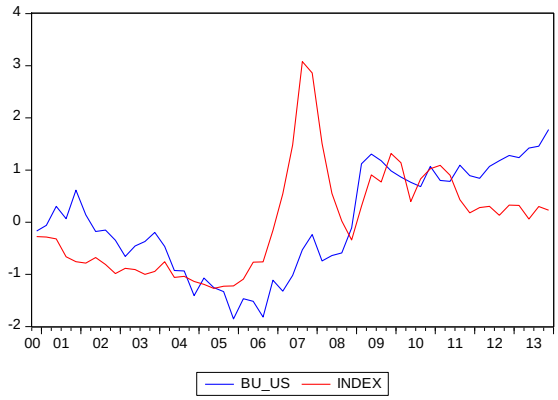
Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Nicméně reziduální analýza ukazuje na vhodný model i přes nízké R-squared. Marginální model ani žádné další modely nebyly signifikantní.

2.5.5 *Saldo běžného účtu platební bilance k HDP*

Data pro Čínu nebyla k dispozici. Tabulka 2-26 naznačuje pozitivní vztah integrovaných i diferencovaných hodnot. Obrázek 2-61 naznačuje kointegraci. Tu prokázal Johansenův test podle všech předpokladů.

Obrázek 2-61: Vývoj sald běžných účtů a indexu (normalizovaná data)



Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Tabulka 2-26: Korelace

Correlation				
	DLINDEX	BU_US	INDEX	DBU_US
DLINDEX	1.000000	-0.075002	0.207748	0.346167
BU_US	-0.075002	1.000000	0.419563	0.258846
INDEX	0.207748	0.419563	1.000000	0.221761
DBU_US	0.346167	0.258846	0.221761	1.000000

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Výstup modelu VEC generovaného podle třetího předpokladu zobrazuje obrázek 2-62. Signifikantní je pouze dlouhodobý inverzní vztah k indexu. Krátkodobé vazby jsou nevýznamné. Grangerova kauzalita vyšla paradoxně opačným směrem. Významný se ukázal být statický model diferencovaných veličin (viz obrázky 2-63 a 64). Paradoxně ukazuje nikoli pozitivní, ale inverzní vzájemný vztah. Nicméně ve směru dbu_us=dlindex je model

kvalitnější. Opačným směrem je relativně vysoká korelace. Analýza reziduí je přijatelná a marginální modely nejsou nalezeny.

Obrázek 2-62: Výstup VEC modelu

Error Correction:	D(INDEX)	D(BU_US)
CointEq1	-0.239252	0.000142
	(0.08235)	(8.5E-05)
	[-2.90538]	[1.66619]
D(INDEX(-1))	0.558066	8.96E-05
	(0.14838)	(0.00015)
	[3.76112]	[0.58231]
D(INDEX(-2))	-0.149351	-0.000201
	(0.16554)	(0.00017)
	[-0.90220]	[-1.17092]
D(INDEX(-3))	0.094779	-0.000329
	(0.16130)	(0.00017)
	[0.58759]	[-1.96861]
D(BU_US(-1))	149.7640	-0.183127
	(157.159)	(0.16289)
	[0.95294]	[-1.12426]
D(BU_US(-2))	70.53528	0.005490
	(153.517)	(0.15911)
	[0.45946]	[0.03450]
D(BU_US(-3))	269.0263	0.103294
	(148.941)	(0.15437)
	[1.80627]	[0.66914]
C	-4.916860	0.047096
	(56.2891)	(0.05834)
	[-0.08735]	[0.80725]
R-squared	0.390398	0.163024

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Obrázek 2-63: Výstup statického modelu (1)

Dependent Variable: DBU_US
Method: Least Squares
Date: 05/10/14 Time: 15:58
Sample (adjusted): 2001Q1 2013Q4
Included observations: 52 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLINDEX	0.833197	0.315283	2.642692	0.0109

R-squared	0.109434	Mean dependent var	0.044423
Adjusted R-squared	0.109434	S.D. dependent var	0.400913
S.E. of regression	0.378341	Akaike info criterion	0.913000
Sum squared resid	7.300224	Schwarz criterion	0.950524
Log likelihood	-22.73800	Hannan-Quinn criter.	0.927386
Durbin-Watson stat	2.048407		

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Obrázek 2-64: Výstup statického modelu (2)

Dependent Variable: DLINDEX
Method: Least Squares
Date: 05/28/14 Time: 15:53
Sample (adjusted): 2001Q1 2013Q4
Included observations: 52 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DBU_US	0.144557	0.054701	2.642692	0.0109

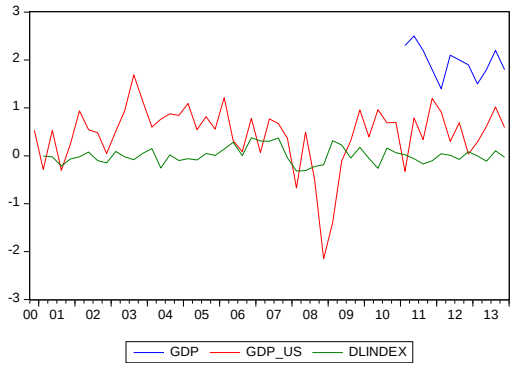
R-squared	0.119729	Mean dependent var	0.004745
Adjusted R-squared	0.119729	S.D. dependent var	0.167966
S.E. of regression	0.157590	Akaike info criterion	-0.838597
Sum squared resid	1.266564	Schwarz criterion	-0.801073
Log likelihood	22.80353	Hannan-Quinn criter.	-0.824211
Durbin-Watson stat	1.290248		

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

2.5.6 *Reálný výstup ekonomiky*

Čína nemá data k dispozici od počátku pozorování, nicméně podle obrázku 2-65 vykazuje od roku 2010 oproti USA v průměru vyšší akceleraci reálného ekonomického růstu. I přes krátkou řadu ukazuje tabulka silnou korelaci domácího GDP a spodivem negativní s GDP_US.

Obrázek 2-65: Vývoj změn reálných růstů ekonomik a dlindexu



Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Tabulka 2-27: Korelace

Correlation				
	GDP	GDP_US	DLINDEX	INDEX
GDP	1.000000	-0.201159	-0.108330	0.631817
GDP_US	-0.201159	1.000000	-0.169658	-0.487976
DLINDEX	-0.108330	-0.169658	1.000000	0.131398
INDEX	0.631817	-0.487976	0.131398	1.000000

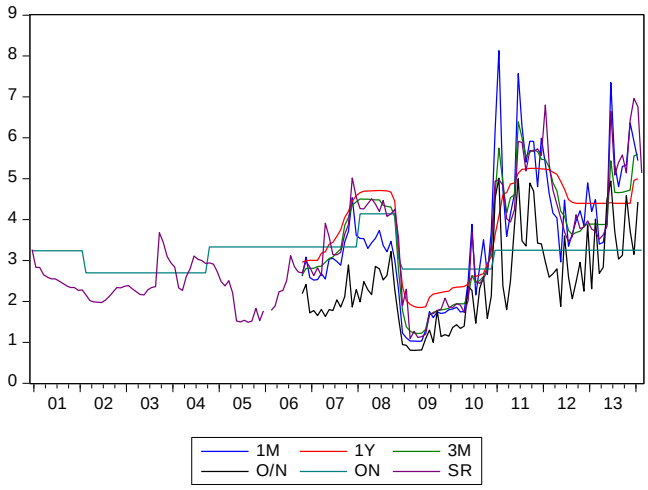
Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Přes silné korelace nebyl nalezen žádný modelově významný vztah.

2.5.7 *Úroková míra*

ON a SR na obrázku 2-66 jsou publikovány centrální bankou. Zbylé čtyři jsou interbankovní úrokové míry SHIBOR. SHIBOR_1Y se od roku 2010 převážně pohybuje pod 3M a 1M. Nicméně nad O/N. Obecně tržní SHIBOR věrně kopíruje fialovou SR. Ve srovnání s ostatními emerging markets zeměmi jsou IR celkem nízké a i když v roce 2008 klesly, po roce 2010 lze pozorovat nárůst. Ve srovnání s LIBOR vypadá vývoj volatilněji, spready širší a ON často přestřeluje 1Y.

Obrázek 2-66: Vývoj místních IR



Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Tabulka 2-28: Korelace indexu a místních IR

Correlation							
	_1M	_1Y	_3M	O_N	ON	SR	INDEX
_1M	1.000000	0.774228	0.906194	0.906601	0.304651	0.899234	-0.056711
_1Y	0.774228	1.000000	0.947561	0.713772	0.642945	0.876686	0.011094
_3M	0.906194	0.947561	1.000000	0.818174	0.557577	0.950846	0.019904
O_N	0.906601	0.713772	0.818174	1.000000	0.316733	0.784801	-0.144245
ON	0.304651	0.642945	0.557577	0.316733	1.000000	0.483845	0.119284
SR	0.899234	0.876686	0.950846	0.784801	0.483845	1.000000	-0.046082
INDEX	-0.056711	0.011094	0.019904	-0.144245	0.119284	-0.046082	1.000000

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Tabulka 2-29: Korelace dlindexu a diferencí místních IR

Correlation							
	DL_1M	DL_1Y	DL_3M	DLINDEX	DLO_N	DLON	DLSR
DL_1M	1.000000	0.404804	0.746929	-0.124934	0.696736	0.254366	0.628831
DL_1Y	0.404804	1.000000	0.784969	-0.017238	0.230138	0.610636	0.451351
DL_3M	0.746929	0.784969	1.000000	-0.090894	0.436456	0.485980	0.668921
DLINDEX	-0.124934	-0.017238	-0.090894	1.000000	0.010796	-0.151737	-0.038962
DLO_N	0.696736	0.230138	0.436456	0.010796	1.000000	0.212193	0.265177
DLON	0.254366	0.610636	0.485980	-0.151737	0.212193	1.000000	0.216178
DLSR	0.628831	0.451351	0.668921	-0.038962	0.265177	0.216178	1.000000

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Tabulky 2-28 a 29 neukazují žádné významné korelace indexu s místní úrokovou mírou. Obdobné výsledky platí pro LIBOR (viz tabulka 2-30). Podle analýzy není s indexem kointegrovaná ani jedna z úrokových měr. Krátkodobé VAR vykazovaly významné kladné parametry v druhém zpoždění od dlindexu k DLIR. Stejným směrem vychází Grangerova kauzalita.

Tabulka 2-30: Korelace indexu a LIBOR

Correlation										
	INDEX	DLINDEX	LIBOR_1M	LIBOR_1Y	LIBOR_3M	LIBOR_ON	DLLIBOR_1M	DLLIBOR_1Y	DLLIBOR_3M	DLLIBOR_ON
INDEX	1.000000	0.130035	-0.066414	-0.106069	-0.070152	-0.063797	-0.079624	-0.158780	-0.134311	-0.013869
DLINDEX	0.130035	1.000000	0.136431	0.159254	0.141741	0.128038	0.040932	0.005515	-0.045642	0.216458
LIBOR_1M	-0.066414	0.136431	1.000000	0.978641	0.996137	0.983136	0.102187	0.067473	0.113194	0.043109
LIBOR_1Y	-0.106069	0.159254	0.978641	1.000000	0.989408	0.954143	0.080845	0.103998	0.105082	0.033519
LIBOR_3M	-0.070152	0.141741	0.996137	0.989408	1.000000	0.975671	0.073851	0.067174	0.099526	0.025021
LIBOR_ON	-0.063797	0.128038	0.983136	0.954143	0.975671	1.000000	0.146777	0.094022	0.154495	0.139055
DLLIBOR_1M	-0.079624	0.040932	0.102187	0.080845	0.073851	0.146777	1.000000	0.626681	0.779203	0.652640
DLLIBOR_1Y	-0.158780	0.005515	0.067473	0.103998	0.067174	0.094022	0.626681	1.000000	0.758866	0.363738
DLLIBOR_3M	-0.134311	-0.045642	0.113194	0.105082	0.099526	0.154495	0.779203	0.758866	1.000000	0.406113
DLLIBOR_ON	-0.013869	0.216458	0.043109	0.033519	0.025021	0.139055	0.652640	0.363738	0.406113	1.000000

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Rovněž kointegrace měsíčních LIBOR neexistuje a statický model byl významný pouze u DLLIBOR_ON, kde obrázky 2-67 a 68 ukazují kladný vztah. Všechny diferencované VAR modely ukazují kladné parametry v druhém zpoždění od indexu k IR. Stejným směrem

ukazuje i Grangerova kauzalita. V opačném směru má význam první parametr od ON a 1Y a je záporný. Přesto Grangerova kauzalita směrem od IR k indexu není nikde nalezena.

Obrázek 2-67: Výstup statického modelu (1)

Dependent Variable: DLINDEX
Method: Least Squares
Date: 05/28/14 Time: 15:18
Sample (adjusted): 2001M02 2014M01
Included observations: 144 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLLIBOR_ON	0.050496	0.019702	2.563030	0.0114

R-squared	0.039551	Mean dependent var	0.005752
Adjusted R-squared	0.039551	S.D. dependent var	0.085384
S.E. of regression	0.083678	Akaike info criterion	-2.116757
Sum squared resid	1.001291	Schwarz criterion	-2.096133
Log likelihood	153.4065	Hannan-Quinn criter.	-2.108377
Durbin-Watson stat	1.593165		

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Obrázek 2-68: Výstup statického modelu (2)

Dependent Variable: DLLIBOR_ON
Method: Least Squares
Date: 05/28/14 Time: 15:21
Sample (adjusted): 2001M02 2014M01
Included observations: 144 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLINDEX	0.869778	0.339356	2.563030	0.0114

R-squared	0.037193	Mean dependent var	-0.029586
Adjusted R-squared	0.037193	S.D. dependent var	0.353931
S.E. of regression	0.347287	Akaike info criterion	0.729588
Sum squared resid	17.24695	Schwarz criterion	0.750211
Log likelihood	-51.53032	Hannan-Quinn criter.	0.737968
Durbin-Watson stat	3.173787		

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Podle analýzy reziduí jsou modely přijatelné i přes malé hodnoty R-squared

Tabulka 2-31: Korelace indexu a FED_IR

Correlation								
	CHINA	DLCHINA	SR	ON	LR	DLON	DLSR	DLLR
CHINA	1.000000	0.104828	-0.067518	-0.079837	-0.305348	-0.097418	-0.147612	-0.047946
DLCHINA	0.104828	1.000000	0.155058	0.188008	0.063923	0.085436	-0.198148	0.031571
SR	-0.067518	0.155058	1.000000	0.975534	0.705301	-0.024218	0.089466	-0.011183
ON	-0.079837	0.188008	0.975534	1.000000	0.731228	0.071316	0.084208	0.009442
LR	-0.305348	0.063923	0.705301	0.731228	1.000000	0.040402	0.113917	0.123597
DLON	-0.097418	0.085436	-0.024218	0.071316	0.040402	1.000000	0.352883	0.150589
DLSR	-0.147612	-0.198148	0.089466	0.084208	0.113917	0.352883	1.000000	0.012264
DLLR	-0.047946	0.031571	-0.011183	0.009442	0.123597	0.150589	0.012264	1.000000

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Pro FED je v tabulce významná pouze negativní korelace u LR. Kointegrace nebyly nalezeny a význam má pouze diferencovaný statický model pro DLSR (viz obrázky 2-69 a 70). Vztah je záporný, autokorelace relativně přijatelná a rezidua rovněž. Model je výrazně kvalitnější od IR k indexu, nicméně R-squared je i tak pouze 3%. Diferencované VAR modely rovněž ukázaly kladný parametr v druhém zpoždění od indexu k IR.

Obrázek 2-69: Výstup statického modelu (3)

Dependent Variable: DLSR
Method: Least Squares
Date: 05/28/14 Time: 15:38
Sample (adjusted): 2001M01 2013M06
Included observations: 150 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLCHINA	-0.300820	0.122429	-2.457101	0.0152

R-squared	0.008275	Mean dependent var	-0.023499
Adjusted R-squared	0.008275	S.D. dependent var	0.131990
S.E. of regression	0.131443	Akaike info criterion	-1.213840
Sum squared resid	2.574318	Schwarz criterion	-1.193769
Log likelihood	92.03801	Hannan-Quinn criter.	-1.205686
Durbin-Watson stat	1.029836		

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Obrázek 2-70: Výstup statického modelu (4)

Dependent Variable: DLCHINA
Method: Least Squares
Date: 05/28/14 Time: 15:39
Sample (adjusted): 2001M01 2013M06
Included observations: 150 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLSR	-0.129450	0.052684	-2.457101	0.0152

R-squared	0.038778	Mean dependent var	0.001143
Adjusted R-squared	0.038778	S.D. dependent var	0.087948
S.E. of regression	0.086225	Akaike info criterion	-2.057057
Sum squared resid	1.107790	Schwarz criterion	-2.036987
Log likelihood	155.2793	Hannan-Quinn criter.	-2.048903
Durbin-Watson stat	1.791940		

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Tabulka 2-32 ukazuje záporné korelace se zahraniční a kladné s domácí IR. Kointegrace nebyla nalezena pouze u LIBOR_ON. Modely jsou však v souhrnu nekvalitní. Případné signifikantní parametry ukazují na vztah od indexu k IR a znaménka se různí jak pro domácí, tak pro zahraniční IR. Výstupy analýzy lze dohledat v příloze.

Tabulka 2-32: Korelace indexu s daily SHIBOR a LIBOR

Correlation					
	SHIBOR_ON	INDEX	LIBOR_ON	LIBOR_12M	SHIBOR_1Y
SHIBOR_ON	1.000000	-0.381638	-0.575796	-0.510963	0.675231
INDEX	-0.381638	1.000000	0.383895	0.033936	-0.477844
LIBOR_ON	-0.575796	0.383895	1.000000	0.645515	-0.766039
LIBOR_12M	-0.510963	0.033936	0.645515	1.000000	-0.576513
SHIBOR_1Y	0.675231	-0.477844	-0.766039	-0.576513	1.000000

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

2.5.8 *Shrnutí*

Tabulka 2-33: Shrnutí výstupů

	I(d)	kointegrace - Johansen	VAR		VEC				GK - VAR		GK - VEC		statický		exo/endo		kointegrace - statický model			
																	k indexu		od indexu	
			k ind	od ind	k ind	od ind	k dlind	od dlind	k ind	od ind	k ind	od ind	k ind	od ind	k ind	od ind	graf rez	ADF rez	graf rez	ADF rez
D																				
index	I(1), RW																			
dlindex	I(0)																			
M																				
index	I(1), RW																			
dlindex	I(0)																			
CPI_US	I(0)		N	Y/N, +					Y	Y			N	N						
CPI_local	I(0)		N	N					N	N			Y/N, +	Y/N, +			Y/N	Y	Y	Y
DR	I(1)	Y (1,2)	N	N	N	Y, +	N	N	N	N	N	N	N	N						
DR_US	I(1)	N	N	Y/N, +					N	Y			N	N						
dIDR	I(0)		N	N					N	N			N	N						
dIDR_US	I(0)		N	N					N	N			Y, -	Y, -			Y	Y	Y	Y
m3	I(1)	Y (1,2,4)	N	N	N	Y, -	N	N	N	N	N	N	N	N						
m3_us	I(1)	Y (2)	N	N	N	Y, +	N	N	N	N	N	N	N	N						
dIm3	I(0)		N	N					N	N			Y, +	Y, +			Y	Y	Y	Y
dIm3_us	I(0)		N	N					N	N			N	N						
Q																				
index	I(1), RW																			
dlindex	I(0)																			
CAtoGDP	I(1)																			
CAtoGDP_US	I(1)	Y (all)	N	N	Y, -	N	N	N	N	N	N	Y	N	N						
dCA	I(0)																			
dCA_US	I(0)		N	N					N	N			Y, +	Y, +			Y	Y	Y	Y
rGDP	I(0)		N	N					N	N			N	N						
rGDP_US	I(0)		N	N					N	N			N	N						

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Na čínském trhu je prokázáno, že vývoj salda běžného účtu platební bilance USA a vývoj čínského akciového indexu se vzájemně ovlivňují. Měsíční indikátory ukazují na přítomnost především dlouhodobých a statických vztahů, kdy ty dlouhodobé naznačují, že analytici formují racionální očekávání a jejich predikce o vývoji makroekonomických indikátorů jsou relativně přesné. Pro LIBOR a domácí IR byl nalezen krátkodobý kladný vztah v druhém zpoždění od indexu k IR. S FED_IR byl prokázán vzájemný inverzní endogenní vztah, ale pouze přes statické modely.

2.6 *Indie*

Průměrný kurz indické rupie za rok 2013 činí 58,598 INR/USD. Hodnota průměrného CPI ve stejném roce byla 10,92% a reálná úroková míra se tedy vzhledem k hodnotám MIBOR pohybovala kolem nuly. Cílem centrální banky je udržovat cenovou stabilitu a zajistit adekvátní tok financí do produktivních sektorů ekonomiky.

2.6.1 *Index*

Parametr i konstanta se zdají být statisticky významné. Hodnota parametru v prvním zpoždění (0,987) je velmi blízká jedné, což odpovídá modelu náhodné procházky. Koeficient determinace a F-test ukazují na významnost celého modelu AR(1). Rovněž analýza reziduí

podporuje relevanci modelu. Podle DW testu se v prvním zpoždění nevyskytuje autokorelace. Na základě těchto výsledků lze konstatovat, že pohyby indického akciového indexu odpovídají random walk a potvrzují teorii slabě efektivního trhu. Viz obrázky 2-71 a 72. Výsledky jsou potvrzeny i na ostatních frekvencích.

Obrázek 2-71: Výstup AR(1) modelu

Dependent Variable: INDEX
Method: Least Squares
Date: 04/02/14 Time: 22:24
Sample (adjusted): 3/03/2009 1/31/2014
Included observations: 1185 after adjustments
Convergence achieved after 4 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	730.5682	21.10673	34.61305	0.0000
AR(1)	0.987266	0.002963	333.1771	0.0000

R-squared	0.989455	Mean dependent var	700.0736
Adjusted R-squared	0.989446	S.D. dependent var	84.68072
S.E. of regression	8.699281	Akaike info criterion	7.166044
Sum squared resid	89526.48	Schwarz criterion	7.174614
Log likelihood	-4243.881	Hannan-Quinn criter.	7.169274
F-statistic	111007.0	Durbin-Watson stat	1.899148
Prob(F-statistic)	0.000000		

Inverted AR Roots	.99

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Obrázek 2-72: ACF a PACF výnosů z indexu

Date: 04/02/14 Time: 22:31
Sample: 3/03/2009 1/31/2014
Included observations: 1185
Q-statistic probabilities adjusted for 1 ARMA term(s)

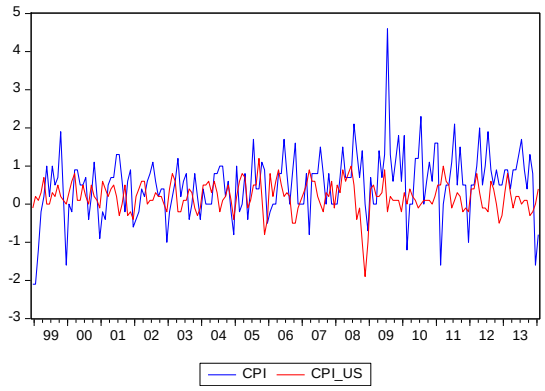
Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.050	0.050	2.9221	
		2	-0.030	-0.033	4.0165	0.045
		3	-0.032	-0.029	5.2177	0.074
		4	0.000	0.002	5.2178	0.157
		5	-0.015	-0.017	5.4938	0.240
		6	-0.031	-0.030	6.6210	0.250
		7	0.026	0.028	7.4031	0.285
		8	0.004	-0.002	7.4187	0.387
		9	0.020	0.020	7.9047	0.443
		10	0.003	0.002	7.9142	0.543

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

2.6.2 *CPI*

Tabulka 2-34 ukazuje mírné korelace s lokálním CPI a obrázek 2-73 volatilní vývoj ve změnách míry inflace.

Obrázek 2-73: Vývoj změn CPI a CPI_U S



Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Tabulka 2-34: Korelace

Correlation				
	CPI	CPI_US	DLINDEX	INDEX
CPI	1.000000	-0.033078	-0.146823	0.248216
CPI_US	-0.033078	1.000000	-0.080204	-0.007519
DLINDEX	-0.146823	-0.080204	1.000000	0.014650
INDEX	0.248216	-0.007519	0.014650	1.000000

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

VAR model ukázal významný kladný parametr v prvním zpoždění pro dlindex ve směru k CPI_US. Pro lokální CPI vychází významné pouze statické modely, které shrnují rovnice (2.1) a (2.2). Vztah je inverzní, ale parametry malé.

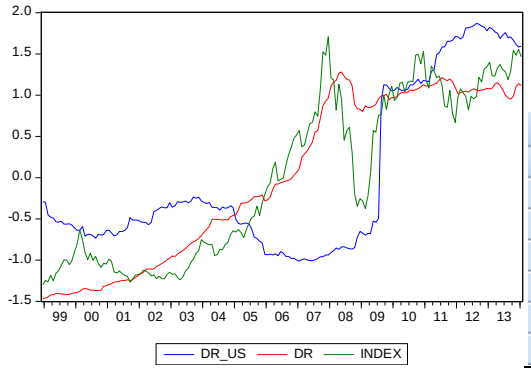
$$DLINDEX = -0.0144*CPI + 0.0184 \qquad (2.1)$$

CPI = -1.501*DLINDEX + 0.54 (2.2)

2.6.3 *Devizové rezervy*

Na obrázku 2-74 vidíme, že skok v DR_US a indexu proběhl prakticky souběžně.

Obrázek 2-74: Vývoj devizových rezerv a indexu (normalizovaná data)



Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Tabulka 2-35: Korelace

Correlation						
	DR_US	DR	INDEX	DLINDEX	DLDR_US	DLDR
DR_US	1.000000	0.600297	0.637389	-0.033329	0.106607	-0.298087
DR	0.600297	1.000000	0.935343	-0.061880	0.141439	-0.314362
INDEX	0.637389	0.935343	1.000000	0.014650	0.103622	-0.232254
DLINDEX	-0.033329	-0.061880	0.014650	1.000000	-0.016400	0.225797
DLDR_US	0.106607	0.141439	0.103622	-0.016400	1.000000	-0.041287
DLDR	-0.298087	-0.314362	-0.232254	0.225797	-0.041287	1.000000

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Korelace v tabulce 2-35 jsou až na DLDR_US významné. Johansenův test neprokázal přítomnost kointegrace. Obrázky 2-75 až 77 zachycují statické modely, které ukazují pozitivní exogenní vazbu od DLDR k indexu.

Obrázek 2-75: Výstup ADL modelu

Dependent Variable: DLDR
Method: Least Squares
Date: 05/30/14 Time: 18:20
Sample (adjusted): 1999M02 2014M01
Included observations: 180 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLINDEX	0.059798	0.020960	2.853013	0.0048
DLINDEX(-1)	0.048233	0.020876	2.310444	0.0220
C	0.010912	0.001675	6.515066	0.0000

R-squared	0.077159	Mean dependent var	0.012064
Adjusted R-squared	0.066732	S.D. dependent var	0.022878
S.E. of regression	0.022101	Akaike info criterion	-4.769831
Sum squared resid	0.086459	Schwarz criterion	-4.716615
Log likelihood	432.2848	Hannan-Quinn criter.	-4.748255
F-statistic	7.399540	Durbin-Watson stat	1.279878
Prob(F-statistic)	0.000820		

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Obrázek 2-76: Výstup statického modelu

Dependent Variable: DLINDEX
Method: Least Squares
Date: 05/30/14 Time: 18:20
Sample (adjusted): 1999M01 2014M01
Included observations: 181 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLDR	0.808550	0.222382	3.635865	0.0004

R-squared	0.050753	Mean dependent var	0.010888
Adjusted R-squared	0.050753	S.D. dependent var	0.079291
S.E. of regression	0.077253	Akaike info criterion	-2.277959
Sum squared resid	1.074238	Schwarz criterion	-2.260287
Log likelihood	207.1553	Hannan-Quinn criter.	-2.270794
Durbin-Watson stat	1.831206		

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Obrázek 2-77: Výstup testu exogenity

Dependent Variable: DLINDEX
Method: Least Squares
Date: 05/30/14 Time: 18:22
Sample (adjusted): 1999M02 2014M01
Included observations: 180 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLDR	0.947488	0.450731	2.102111	0.0370
RESID02	-0.212258	0.518961	-0.409006	0.6830

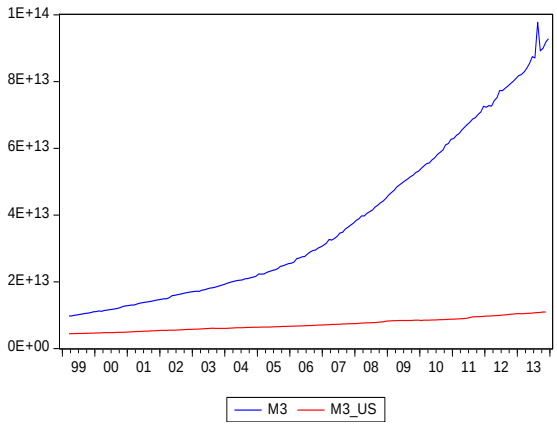
R-squared	0.050081	Mean dependent var	0.010321
Adjusted R-squared	0.044745	S.D. dependent var	0.079143
S.E. of regression	0.077352	Akaike info criterion	-2.269843
Sum squared resid	1.065042	Schwarz criterion	-2.234366
Log likelihood	206.2859	Hannan-Quinn criter.	-2.255458
Durbin-Watson stat	1.846719		

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

2.6.4 *Peněžní zásoba*

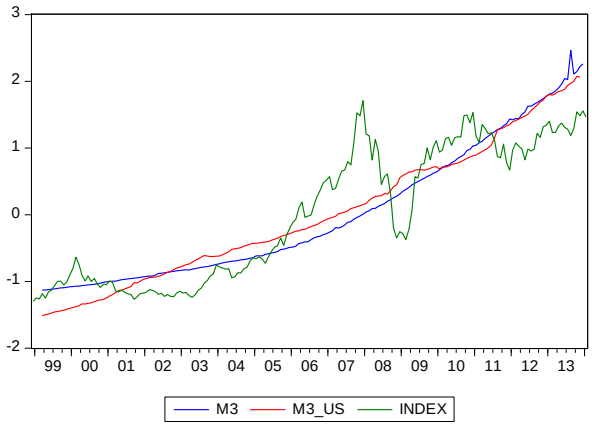
Z obrázků 2-78 a 79 pozorujeme vyšší měnovou zásobu v Indii, ale shodný vývoj. Rupie je slabší než USD. Tabulka 2-36 ukazuje na dlouhodobé korelace.

Obrázek 2-78: Vývoj peněžní zásoby



Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Obrázek 2-79: Vývoj peněžní zásoby a indexu (normalizovaná data)



Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Tabulka 2-36: Korelace

Correlation						
	DLINDEX	DLM3	DLM3_US	INDEX	M3	M3_US
DLINDEX	1.000000	-0.005935	-0.164487	0.035682	-0.033710	-0.015714
DLM3	-0.005935	1.000000	-0.058000	0.028806	0.002596	-0.009000
DLM3_US	-0.164487	-0.058000	1.000000	-0.048375	0.031304	0.020123
INDEX	0.035682	0.028806	-0.048375	1.000000	0.875495	0.884596
M3	-0.033710	0.002596	0.031304	0.875495	1.000000	0.984421
M3_US	-0.015714	-0.009000	0.020123	0.884596	0.984421	1.000000

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Řady jsou kointegrované a VEC modely na obrázcích 2-80 a 81 ukazují kladné dlouhodobé vztahy od indexu a jeden diferencovaný záporný od indexu k M3_US. Ten je potvrzen i diferencovaným VAR modelem. Pro DLM3_US vychází významný také statický model. Jak ukazují obrázky 2-82 a 83, vazba je inverzní, vzájemná a endogenní, což bylo potvrzeno přes rezidua marginálního modelu dlm3_us = c + dlindex(-1).

Obrázek 2-80: Výstup VEC modelu (1)

Error Correction:	D(M3)	D(INDEX)
CointEq1	0.002646	-8.04E-15
	(0.00036)	(1.5E-14)
	[7.28693]	[-0.54127]
D(M3(-1))	-0.707634	1.16E-12
	(0.07390)	(3.0E-12)
	[-9.57586]	[0.38467]
D(M3(-2))	-0.309644	4.61E-12
	(0.07405)	(3.0E-12)
	[-4.18175]	[1.52091]
D(INDEX(-1))	-1.90E+09	0.041235
	(1.9E+09)	(0.07715)
	[-1.00766]	[0.53445]
D(INDEX(-2))	-8.16E+08	-0.002987
	(1.9E+09)	(0.07666)
	[-0.43554]	[-0.03896]
C	9.58E+11	1.027208
	(9.2E+10)	(3.74484)
	[10.4670]	[0.27430]
R-squared	0.394398	0.016205

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Obrázek 2-81: Výstup VEC modelu (2)

Error Correction:	D(M3_US)	D(INDEX)
CointEq1	0.005955	1.50E-12
	(0.00087)	(1.0E-12)
	[6.86501]	[1.51008]
D(M3_US(-1))	0.169037	-1.73E-10
	(0.07877)	(9.0E-11)
	[2.14601]	[-1.91265]
D(M3_US(-2))	0.036839	7.78E-11
	(0.07932)	(9.1E-11)
	[0.46446]	[0.85410]
D(INDEX(-1))	-1.78E+08	0.023956
	(6.7E+07)	(0.07654)
	[-2.67418]	[0.31300]
D(INDEX(-2))	-1.02E+08	-0.040240
	(6.8E+07)	(0.07826)
	[-1.50207]	[-0.51421]
R-squared	0.182133	0.025758

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Obrázek 2-82: Výstup statického modelu (1)

Dependent Variable: DLINDEX
Method: Least Squares
Date: 05/09/14 Time: 12:10
Sample (adjusted): 1999M04 2013M11
Included observations: 176 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLM3_US	-3.158254	1.435766	-2.199700	0.0291
C	0.026185	0.009467	2.766005	0.0063

R-squared	0.027056	Mean dependent var	0.009915
Adjusted R-squared	0.021464	S.D. dependent var	0.079243
S.E. of regression	0.078388	Akaike info criterion	-2.242983
Sum squared resid	1.069185	Schwarz criterion	-2.206955
Log likelihood	199.3825	Hannan-Quinn criter.	-2.228370
F-statistic	4.838679	Durbin-Watson stat	1.827934
Prob(F-statistic)	0.029146		

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Obrázek 2-83: Výstup statického modelu (2)

Dependent Variable: DLM3_US
Method: Least Squares
Date: 05/30/14 Time: 17:22
Sample (adjusted): 1999M04 2013M11
Included observations: 176 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLINDEX	-0.008567	0.003895	-2.199700	0.0291
C	0.005237	0.000310	16.88394	0.0000

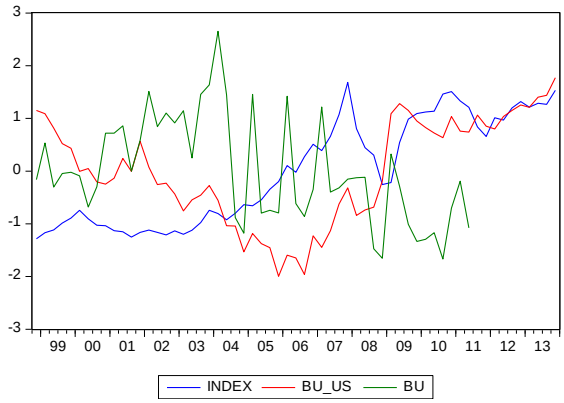
R-squared	0.027056	Mean dependent var	0.005152
Adjusted R-squared	0.021464	S.D. dependent var	0.004127
S.E. of regression	0.004083	Akaike info criterion	-8.152864
Sum squared resid	0.002900	Schwarz criterion	-8.116836
Log likelihood	719.4520	Hannan-Quinn criter.	-8.138251
F-statistic	4.838679	Durbin-Watson stat	1.663923
Prob(F-statistic)	0.029146		

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

2.6.5 *Saldo běžného účtu platební bilance k HDP*

Přes společný vývoj BU_US a indexu v posledních letech, viz obrázek 2-84, není nalezena kointegrace. Tabulka 2-37 ukazuje významnou zápornou korelaci pouze pro BU.

Obrázek 2-84: Vývoj BU/HDP a indexu (normalizovaná data)



Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Tabulka 2-37: Korelace

Correlation						
	DBU	DBU_US	INDEX	DLINDEX	BU	BU_US
DBU	1.000000	0.301726	-0.028690	0.030469	0.517298	0.096621
DBU_US	0.301726	1.000000	0.163938	0.130688	0.013117	0.168659
INDEX	-0.028690	0.163938	1.000000	0.071040	-0.543874	0.157132
DLINDEX	0.030469	0.130688	0.071040	1.000000	0.007681	0.092954
BU	0.517298	0.013117	-0.543874	0.007681	1.000000	-0.138513
BU_US	0.096621	0.168659	0.157132	0.092954	-0.138513	1.000000

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Signifikantní vychází pouze statický model, nicméně analýza reziduí vykazuje přítomnost vysoké autokorelace, heteroskedasticity a rozdělení neodpovídá normálnímu. Parametr je záporný.

Obrázek 2-85: Výstup statického modelu

Dependent Variable: INDEX
Method: Least Squares
Date: 05/09/14 Time: 14:18
Sample (adjusted): 1998Q4 2011Q2
Included observations: 51 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BU	-62.91486	14.27325	-4.407885	0.0001
C	327.9313	30.37281	10.79687	0.0000

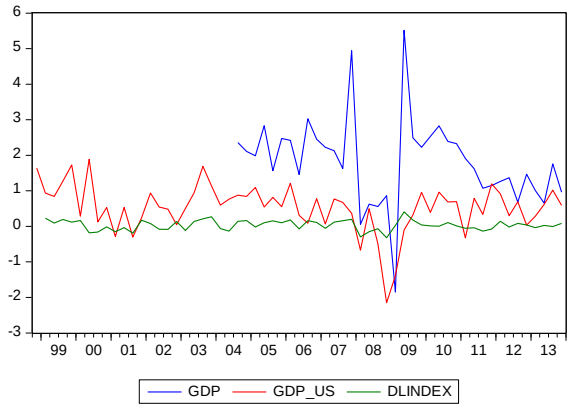
R-squared	0.283934	Mean dependent var	377.4614
Adjusted R-squared	0.269320	S.D. dependent var	235.7462
S.E. of regression	201.5154	Akaike info criterion	13.48803
Sum squared resid	1989815.	Schwarz criterion	13.56379
Log likelihood	-341.9449	Hannan-Quinn criter.	13.51698
F-statistic	19.42945	Durbin-Watson stat	0.506401
Prob(F-statistic)	0.000057		

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

2.6.6 *Reálný výstup ekonomiky*

Oproti USA se v Indii formovaly dva *peaky* a dna. Jak vidíme na obrázku 2-86. Rovněž lze konstatovat, že v Indii je v průměru vyšší zrychlení reálného ekonomického růstu. S indexem nejsou dle tabulky 2-38 hodnoty korelované, ale s dlindexem již značně.

Obrázek 2-86: Vývoj změn reálných růstů ekonomik a dlindexu



Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Tabulka 2-38: Korelace

Correlation				
	GDP	GDP_US	DLINDEX	INDEX
GDP	1.000000	0.333808	0.618173	0.071657
GDP_US	0.333808	1.000000	0.439257	0.133313
DLINDEX	0.618173	0.439257	1.000000	-0.016188
INDEX	0.071657	0.133313	-0.016188	1.000000

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Vztah dlindexu a GDP je prokázán pouze v prvním zpoždění, což potvrzuje i Grangerova kauzalita. Pro GDP_US nebyl zpožděný vztah nalezen. Statické modely mají signifikantní parametry z obou stran a to pro domácí i zahraniční GDP. Nicméně širší použití modelu může být problematické, neboť jsou zatíženy autokorelací. Viz obrázky 2-87 a 88.

Obrázek 2-87: Výstup statického modelu (1)

Dependent Variable: GDP
Method: Least Squares
Date: 05/30/14 Time: 16:50
Sample (adjusted): 2004Q3 2013Q4
Included observations: 38 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLINDEX	5.042738	1.137284	4.434018	0.0001
DLINDEX(-1)	2.678785	1.116624	2.399003	0.0219
C	1.548763	0.158418	9.776420	0.0000

R-squared	0.469389	Mean dependent var	1.817641
Adjusted R-squared	0.439069	S.D. dependent var	1.240780
S.E. of regression	0.929287	Akaike info criterion	2.766858
Sum squared resid	30.22508	Schwarz criterion	2.896141
Log likelihood	-49.57029	Hannan-Quinn criter.	2.812855
F-statistic	15.48086	Durbin-Watson stat	2.703261
Prob(F-statistic)	0.000015		

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Obrázek 2-88 Výstup statického modelu (2)

Dependent Variable: DLINDEX
Method: Least Squares
Date: 05/30/14 Time: 16:51
Sample (adjusted): 2004Q3 2013Q4
Included observations: 38 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GDP	0.068328	0.014481	4.718631	0.0000
C	-0.087370	0.031735	-2.753142	0.0092

R-squared	0.382138	Mean dependent var	0.036826
Adjusted R-squared	0.364976	S.D. dependent var	0.137147
S.E. of regression	0.109290	Akaike info criterion	-1.538424
Sum squared resid	0.429997	Schwarz criterion	-1.452235
Log likelihood	31.23005	Hannan-Quinn criter.	-1.507758
F-statistic	22.26548	Durbin-Watson stat	1.941446
Prob(F-statistic)	0.000035		

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

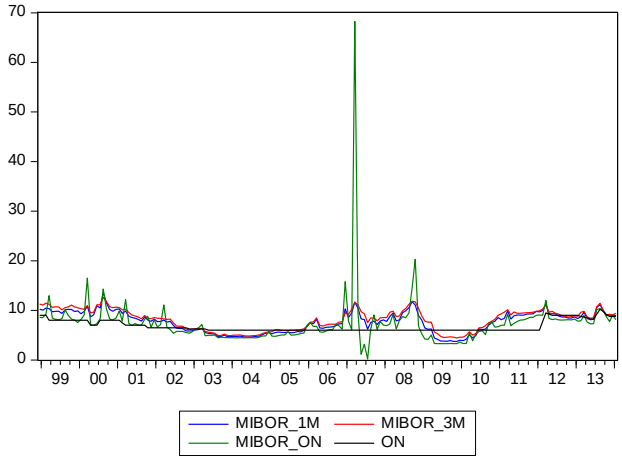
2.6.7 *Úroková míra*

Na obrázku 2-89 považuji za pozoruhodné, že zamrznutí mezibankovního trhu v Indii proběhlo v roce 2007. Zamrznutí v roce 2008 je ve srovnání s tímto miniaturní. ON sazba je publikována centrální bankou. Zbylé jsou interbankovní tržní sazby.[43] Rovněž je zajímavé pozorovat, jak se rozpadá vazba mezi IR od centrální banky a tržní IR. Od roku 2002 do roku

[43] Historická data MIBOR jsou volně dostupná na webové adrese http://www.nseindia.com/marketinfo/eod_information/bidbor.jsp. Časová řada začíná v roce 1998. Pro synchronizaci s indexem však volím pro denní frekvenci počátek opět 2.3.2009 a konec 31.1.2014.

2012 se prakticky IR centrální banky nezměnila. Přesto tržní IR přestřelovala a podstřelovala za sledované období tuto ON několikrát.

Obrázek 2-89: Vývoj místních úrokových měr



Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Tabulka 2-39: Korelace s LIBOR

Correlation										
	LIBOR_1M	INDEX	DLINDEX	LIBOR_1Y	LIBOR_3M	LIBOR_ON	DLLIBOR_1M	DLLIBOR_1Y	DLLIBOR_ON	DLLIBOR_3M
LIBOR_1M	1.000000	-0.245656	-0.020010	0.978641	0.996137	0.983136	0.102187	0.067473	0.043109	0.113194
INDEX	-0.245656	1.000000	0.021031	-0.244455	-0.239652	-0.260827	0.023204	-0.019163	0.014462	0.005645
DLINDEX	-0.020010	0.021031	1.000000	0.008921	-0.012876	-0.032952	-0.026643	0.121125	0.059353	-0.038663
LIBOR_1Y	0.978641	-0.244455	0.008921	1.000000	0.989408	0.954143	0.080845	0.103998	0.033519	0.105082
LIBOR_3M	0.996137	-0.239652	-0.012876	0.989408	1.000000	0.975671	0.073851	0.067174	0.025021	0.099526
LIBOR_ON	0.983136	-0.260827	-0.032952	0.954143	0.975671	1.000000	0.146777	0.094022	0.139055	0.154495
DLLIBOR_1M	0.102187	0.023204	-0.026643	0.080845	0.073851	0.146777	1.000000	0.626681	0.652640	0.779203
DLLIBOR_1Y	0.067473	-0.019163	0.121125	0.103998	0.067174	0.094022	0.626681	1.000000	0.363738	0.758866
DLLIBOR_ON	0.043109	0.014462	0.059353	0.033519	0.025021	0.139055	0.652640	0.363738	1.000000	0.406113
DLLIBOR_3M	0.113194	0.005645	-0.038663	0.105082	0.099526	0.154495	0.779203	0.758866	0.406113	1.000000

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Dle tabulky 2-39 existuje slabá záporná korelace s indexem. Johansenův test však nenalezl kointegraci. V diferencovaných VAR modelech se opakuje významný kladný parametr v druhém zpoždění od dlindexu k LIBOR.

Tabulka 2-40: Korelace s MIBOR

Correlation										
	DLINDEX	INDEX	DLMIBOR_1M	DLMIBOR_3M	DLMIBOR_ON	DLON	ON	MIBOR_ON	MIBOR_1M	MIBOR_3M
DLINDEX	1.000000	0.014650	-0.008201	-0.084575	-0.042620	-0.013020	-0.009773	-0.129726	-0.196582	-0.197621
INDEX	0.014650	1.000000	0.118707	0.141854	0.022581	0.135124	0.078917	0.044571	0.092136	0.099525
DLMIBOR_1M	-0.008201	0.118707	1.000000	0.938811	0.611927	0.205131	-0.026289	0.294961	0.179433	0.100840
DLMIBOR_3M	-0.084575	0.141854	0.938811	1.000000	0.509416	0.238518	-0.036422	0.264447	0.189144	0.126811
DLMIBOR_ON	-0.042620	0.022581	0.611927	0.509416	1.000000	0.064233	0.005471	0.447282	0.092953	0.044799
DLON	-0.013020	0.135124	0.205131	0.238518	0.064233	1.000000	0.115154	0.027987	0.108760	0.090834
ON	-0.009773	0.078917	-0.026289	-0.036422	0.005471	0.115154	1.000000	0.182246	0.567317	0.546005
MIBOR_ON	-0.129726	0.044571	0.294961	0.264447	0.447282	0.027987	0.182246	1.000000	0.523597	0.482454
MIBOR_1M	-0.196582	0.092136	0.179433	0.189144	0.092953	0.108760	0.567317	0.523597	1.000000	0.986434
MIBOR_3M	-0.197621	0.099525	0.100840	0.126811	0.044799	0.090834	0.546005	0.482454	0.986434	1.000000

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Tabulka 2-40 neukazuje prakticky žádnou korelaci na domácí úrokové míry! Přesto byly nalezeny kointegrace pro Mibor_ON a Mibor_3M podle čtvrtého předpokladu. Jak ukazují obrázky 2-90 a 91, významné vztahy existují pouze od indexu k úrokovým mírám. Oba modely mají v prvním zpoždění významný záporný parametr, nicméně dlouhodobé vztahy ukazují protichůdně. Pro *call money* je vztah inverzní a pro střednědobé úrokové míry kladný. Nebyly nalezeny žádné jiné významné modely. Výsledky nemohl potvrdit ani diferencovaný VAR, proto je považuji za zavádějící. Čtvrtletní řady výsledky potvrzují.

Obrázek 2-90: Výstup VEC modelu (1)

Error Correction:	D(MIBOR_ON)	D(INDEX)
CointEq1	-0.862402 (0.13323) [-6.47282]	-0.356881 (0.94820) [-0.37638]
D(MIBOR_ON(-1))	-0.020031 (0.11947) [-0.16766]	0.292554 (0.85026) [0.34408]
D(MIBOR_ON(-2))	-0.051971 (0.09785) [-0.53111]	0.222338 (0.69640) [0.31927]
D(MIBOR_ON(-3))	0.076457 (0.07437) [1.02808]	0.070993 (0.52926) [0.13414]
D(INDEX(-1))	-0.026193 (0.01097) [-2.38716]	0.021036 (0.07809) [0.26939]
D(INDEX(-2))	-0.004039 (0.01112) [-0.36334]	-0.016895 (0.07911) [-0.21357]
D(INDEX(-3))	-0.005215 (0.01111) [-0.46961]	0.054880 (0.07903) [0.69439]
C	0.110903 (0.39021) [0.28421]	3.448186 (2.77704) [1.24167]
R-squared	0.466373	0.005451

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Obrázek 2-91: Výstup VEC modelu (2)

Error Correction:	D(INDEX)	D(MIBOR_3M)
CointEq1	-0.015815 (0.02880) [-0.54907]	0.002057 (0.00046) [4.42482]
D(INDEX(-1))	0.027741 (0.08295) [0.33443]	-0.002752 (0.00134) [-2.05527]
D(INDEX(-2))	-0.008051 (0.08313) [-0.09685]	0.000183 (0.00134) [0.13623]
D(INDEX(-3))	0.072529 (0.08249) [0.87929]	0.000197 (0.00133) [0.14792]
D(MIBOR_3M(-1))	-2.911858 (4.52175) [-0.64397]	0.042830 (0.07298) [0.58687]
D(MIBOR_3M(-2))	-3.478481 (4.49381) [-0.77406]	-0.042979 (0.07253) [-0.59257]
D(MIBOR_3M(-3))	-3.430246 (4.48637) [-0.76459]	0.040952 (0.07241) [0.56556]
C	3.200136 (2.77297) [1.15405]	-0.000192 (0.04476) [-0.00429]
R-squared	0.018026	0.144941

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Tabulka 2-41 ukazuje záporné korelace s FED_IR. Nebyla nalezena kointegrace. Pro všechny diferencované vztahy byl nalezen pozitivní vztah od indexu k úrokové míře. Statické modely byly nevýznamné.

Tabulka 2-41: Korelace s FED_IR

Correlation								
	LR	SR	ON	DLLR	DLON	DLSR	INDIE	DLINDIE
LR	1.000000	0.805994	0.817765	0.128224	0.091302	0.150002	-0.671121	0.016897
SR	0.805994	1.000000	0.983813	0.011086	0.038278	0.126539	-0.398045	-0.011215
ON	0.817765	0.983813	1.000000	0.023307	0.112876	0.120194	-0.412639	0.019050
DLLR	0.128224	0.011086	0.023307	1.000000	0.150239	0.024030	-0.021989	0.079513
DLON	0.091302	0.038278	0.112876	0.150239	1.000000	0.357422	-0.029669	0.118654
DLSR	0.150002	0.126539	0.120194	0.024030	0.357422	1.000000	-0.049318	-0.123312
INDIE	-0.671121	-0.398045	-0.412639	-0.021989	-0.029669	-0.049318	1.000000	0.016995
DLINDIE	0.016897	-0.011215	0.019050	0.079513	0.118654	-0.123312	0.016995	1.000000

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Tabulky 2-42 a 43 zobrazují korelace pro data na denní frekvenci. Pozorujeme pozitivní korelace s domácí IR a negativní s Liborem.

Tabulka 2-42: Korelace s MIBOR (denní frekvence)

Correlation							
	MIBOR_3M	MIBOR_1M	MIBOR_ON	LIBOR_3M	LIBOR_ON	LIBOR_1M	INDEX
MIBOR_3M	1.000000	0.992954	0.950178	-0.157425	-0.610294	-0.405941	0.323632
MIBOR_1M	0.992954	1.000000	0.971990	-0.201150	-0.640092	-0.451005	0.371272
MIBOR_ON	0.950178	0.971990	1.000000	-0.250169	-0.681674	-0.507306	0.423755
LIBOR_3M	-0.157425	-0.201150	-0.250169	1.000000	0.504626	0.890969	-0.853494
LIBOR_ON	-0.610294	-0.640092	-0.681674	0.504626	1.000000	0.804828	-0.423462
LIBOR_1M	-0.405941	-0.451005	-0.507306	0.890969	0.804828	1.000000	-0.765687
INDEX	0.323632	0.371272	0.423755	-0.853494	-0.423462	-0.765687	1.000000

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Tabulka 2-43: Korelace s LIBOR (denní frekvence)

Correlation							
	DLINDEX	DLLIBOR_1M	DLLIBOR_3M	DLLIBOR_ON	DLMIBOR_3M	DLMIBOR_1M	DLMIBOR_ON
DLINDEX	1.000000	-0.163155	-0.163100	-0.073784	0.030041	0.022568	0.021412
DLLIBOR_1M	-0.163155	1.000000	0.680168	0.272574	0.045616	0.034549	0.061606
DLLIBOR_3M	-0.163100	0.680168	1.000000	0.192997	0.039742	0.067800	0.062561
DLLIBOR_ON	-0.073784	0.272574	0.192997	1.000000	0.068320	0.099640	0.091300
DLMIBOR_3M	0.030041	0.045616	0.039742	0.068320	1.000000	0.724856	0.246572
DLMIBOR_1M	0.022568	0.034549	0.067800	0.099640	0.724856	1.000000	0.292550
DLMIBOR_ON	0.021412	0.061606	0.062561	0.091300	0.246572	0.292550	1.000000

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Všechny IR jsou kointegrované minimálně podle třech předpokladů a vždy podle čtvrtého. Výsledky veškerých modelů se moc neshodují a považuji je za pouze orientační a nepřesné. Modelování denních časových řad bývá zatíženo nepřesnostmi a je proto běžnější modelovat řady měsíční. Jednotlivé výstupy lze dohledat v příloze.

2.6.8 *Shrnutí*

Tabulka 2-44: Shrnutí výstupů

	I(d)	kointegrace - Johansen	VAR		VEC				GK - VAR		GK - VEC		statický		exo/endo		kointegrace - statický model			
																	k indexu		od indexu	
			k ind	od ind	k ind	od ind	k dlind	od dlind	k ind	od ind	k ind	od ind	k ind	od ind	k ind	od ind	graf rez	ADF rez	graf rez	ADF rez
D																				
index	I(1), RW																			
dlindex	I(0)																			
M																				
index	I(1), RW																			
dlindex	I(0)																			
CPI_US	I(0)		N	Y/N, +					N	Y			N	N						
CPI_local	I(0)		N	N					N	N			Y, -	Y, -			Y	Y	Y	Y
DR	I(1)	N	N	Y/N, +					N	Y			N	N						
DR_US	I(1)	N	N	N					N	N			N	N						
dlDR	I(0)		N	N					N	N			Y, +	Y, +	EXO		Y	Y	Y	Y
dlDR_US	I(0)		N	N					N	N			N	N						
m3	I(1)	Y (1, 2, 3, 4)			N	Y, +	N	N			N	N	N	N						
m3_us	I(1)	Y (1, 2)			N	Y, +	N	Y, -			N	Y	N	N						
dlm3	I(0)		N	N					N	N			N	N						
dlm3_us	I(0)		N	Y/N, -					N	Y			Y, -	Y, -			Y	Y	Y	Y
Q																				
index	I(1), RW																			
dlindex	I(0)																			
CAtoGDP	I(1)	N											N	N						
CAtoGDP_US	I(1)	N											N	N						
dCA	I(0)		N	N					N	N			N	N						
dCA_US	I(0)		N	N					N	N			N	N						
rGDP	I(0)		N	Y					N	Y			Y, +	Y, +			Y	Y	Y	Y
rGDP_US	I(0)		N	N					N	N			Y, +	Y, +			Y	Y	Y	Y

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Na základě výstupů lze konstatovat, že investiční publikum na indickém trhu formuje racionální očekávání, neboť prokázala-li se existence nějaké (zpožděné) vazby, pak vždy vývoj indexu předbíhal vývoj druhého indikátoru. Rovněž je prokázána existence mnoha statických vazeb, což vede k myšlence, že informace se na Indickém trhu vstřebávají rychle. Byla nalezena exogenní vazba od dldr k dlindexu pro statický model. Jde o jedinou statickou exogenní vazbu v celé práci.

Obecně by se s trochou obezřetnosti dalo konstatovat, že ve výsledcích pro modely úrokových měr převažují kladné parametry pro MIBOR a záporné pro LIBOR, což je vzhledem k výsledkům jiných státu naprosto inverzní výsledek. Pro dllibor pak vychází významné statické modely, kde se vždy prosazuje záporný parametr. Ve směru od IR k indexu jsou modely signifikantnější a méně korelované. Test exogenity bylo možné provést pouze pro libor_on. Byla potvrzena endogenní vazba.

2.7 *Indonésie*

Indonéská rupie měla v roce 2013 průměrné hodnoty kurzu 10 461,24 IDR/USD. Průměrná inflace v témže roce činila 6,97% a vzhledem k hodnotám JIBOR posunula reálnou

úrokovou míru na hodnoty blízké 0%. Bank Indonesia má za cíl stabilitu rupie a v tomto ohledu sleduje dva klíčové aspekty – inflaci a devizový kurz vůči cizím měnám.

2.7.1 *Index a CPI*

Modely ukazují typický random walk na všech frekvencích, ale na čtvrtletní je nestacionární kořen a relativně vysoká autokorelace (viz obrázek 2-92). Pro všechny sledované frekvence vykazuje Indonésie relativně vysoké hodnoty DW. Dynamizace problém nevyřešila. Korelogram měsíčních výnosů z indexu zobrazuje obrázek 2-93.

Obrázek 2-92: Výstup AR(1) modelu

Dependent Variable: INDEX
Method: Least Squares
Date: 04/30/14 Time: 17:12
Sample (adjusted): 1999Q1 2014Q1
Included observations: 61 after adjustments
Convergence achieved after 3 iterations

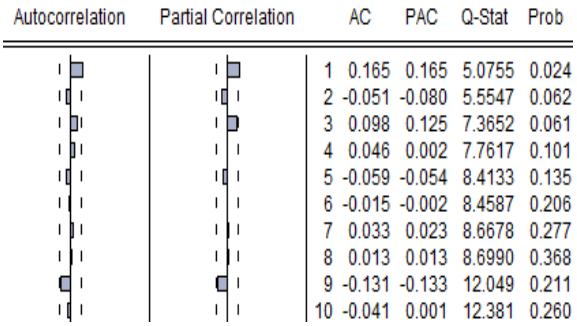
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AR(1)	1.022995	0.014155	72.26918	0.0000

R-squared	0.967075	Mean dependent var	2431.779
Adjusted R-squared	0.967075	S.D. dependent var	1779.334
S.E. of regression	322.8639	Akaike info criterion	14.40860
Sum squared resid	6254464.	Schwarz criterion	14.44320
Log likelihood	-438.4622	Hannan-Quinn criter.	14.42216
Durbin-Watson stat	1.587487		

Inverted AR Roots	1.02
	Estimated AR process is nonstationary

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Obrázek 2-93: ACF a PACF měsíčních výnosů z indexu

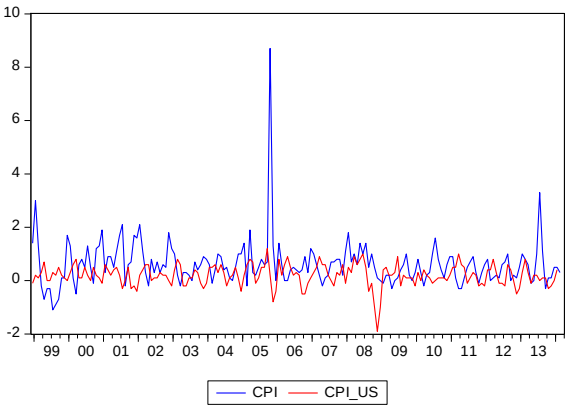


	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.165	0.165	5.0755	0.024
2	-0.051	-0.080	5.5547	0.062
3	0.098	0.125	7.3652	0.061
4	0.046	0.002	7.7617	0.101
5	-0.059	-0.054	8.4133	0.135
6	-0.015	-0.002	8.4587	0.206
7	0.033	0.023	8.6678	0.277
8	0.013	0.013	8.6990	0.368
9	-0.131	-0.133	12.049	0.211
10	-0.041	0.001	12.381	0.260

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Až na extrémní výkyv v roce 2005 udržuje Indonésie akceleraci inflace v průměru jen lehce nad nulou, nicméně oproti jiným zemím není na obrázku 2-94 prakticky nikdy vidět zpomalení. Podle tabulky 2-45 není CPI korelovaná s indexem. Tento fakt je potvrzen skutečností, že se nepodařilo nalézt žádný vhodný model.

Obrázek 2-94: Vývoj změn CPI a CPI_US



Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

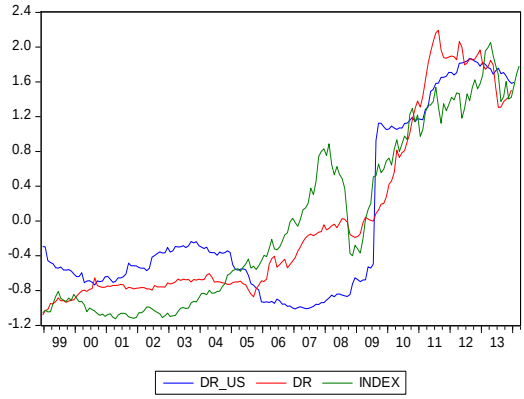
Tabulka 2-45: Korelace

Correlation				
	CPI_US	CPI	INDEX	DLINDEX
CPI_US	1.000000	-0.072993	-0.019807	0.056529
CPI	-0.072993	1.000000	-0.078111	-0.074144
INDEX	-0.019807	-0.078111	1.000000	0.012712
DLINDEX	0.056529	-0.074144	0.012712	1.000000

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

2.7.2 *Devizové rezervy*

Obrázek 2-95: Vývoj devizových rezerv a indexu (normalizovaná data)



Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Tabulka 2-46: Korelace

Correlation

	DR	DR_US	DLDR	DLDR_US	DLINDEX	INDEX
DR	1.000000	0.901534	0.013772	0.071298	-0.042730	0.934529
DR_US	0.901534	1.000000	-0.005597	0.107454	-0.022721	0.789206
DLDR	0.013772	-0.005597	1.000000	0.037362	0.230255	0.039559
DLDR_US	0.071298	0.107454	0.037362	1.000000	0.009486	0.087521
DLINDEX	-0.042730	-0.022721	0.230255	0.009486	1.000000	0.009359
INDEX	0.934529	0.789206	0.039559	0.087521	0.009359	1.000000

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Především v posledních letech lze na obrázku 2-95 pozorovat velmi podobný vývoj indexu a DR. Korelace v tabulce 2-46 dosahuje extrémní hodnoty 0,93. Přesto Johansenův test neukázal kointegraci. VAR model a Grangerova kauzalita ukazují na vztah od indexu k DR, ale s kladným parametrem v prvním zpoždění a záporným v druhém. Statické modely pro DLDR prezentované na obrázcích 2-96 a 97 jsou do hranice přijatelnosti. Test exogenity přes vložení reziduí z marginálního modelu do podmíněného exogenitu neprokázal. Veličiny jsou pravděpodobně endogenní a ovlivňují se vzájemně. Modely jsou podle analýzy reziduí přijatelné. DR_US vychází nekointegrované a statické modely nevýznamné.

Obrázek 2-96: Výstup statického modelu (1)

Dependent Variable: DLDR
Method: Least Squares
Date: 05/29/14 Time: 08:54
Sample (adjusted): 1999M01 2013M12
Included observations: 180 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLINDEX	0.082797	0.026228	3.156808	0.0019
C	0.006476	0.002220	2.916787	0.0040

R-squared	0.053017	Mean dependent var	0.007502
Adjusted R-squared	0.047697	S.D. dependent var	0.030197
S.E. of regression	0.029468	Akaike info criterion	-4.199946
Sum squared resid	0.154573	Schwarz criterion	-4.164468
Log likelihood	379.9951	Hannan-Quinn criter.	-4.185561
F-statistic	9.965440	Durbin-Watson stat	1.685612
Prob(F-statistic)	0.001874		

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Obrázek 2-97: Výstup statického modelu (2)

Dependent Variable: DLINDEX
Method: Least Squares
Date: 05/29/14 Time: 08:55
Sample (adjusted): 1999M01 2013M12
Included observations: 180 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLDR	0.699369	0.197072	3.548790	0.0005

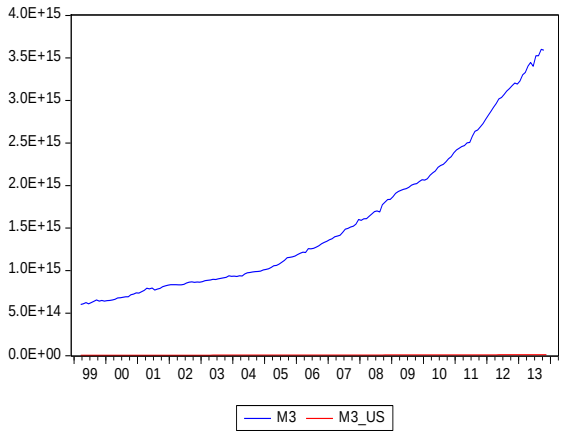
R-squared	0.045303	Mean dependent var	0.012383
Adjusted R-squared	0.045303	S.D. dependent var	0.083978
S.E. of regression	0.082053	Akaike info criterion	-2.157357
Sum squared resid	1.205159	Schwarz criterion	-2.139619
Log likelihood	195.1622	Hannan-Quinn criter.	-2.150165
Durbin-Watson stat	1.725164		

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

2.7.3 *Peněžní zásoba*

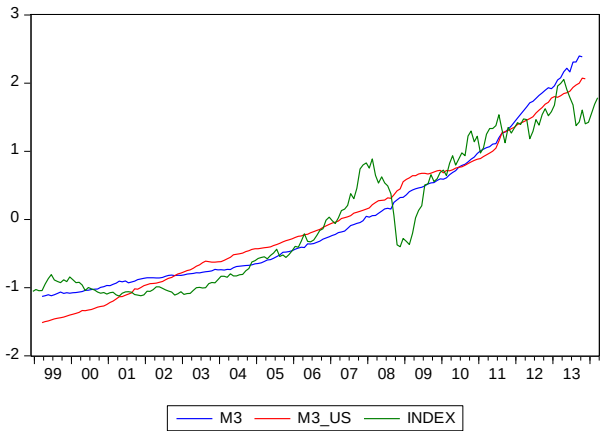
Jak vidno na obrázcích 9-98 a 99, v absolutní hodnotě je M3 v Indonésii výrazně vyšší a přes shodný trend normalizovaných křivek je vidět, že v Indonésii je vývoj více hyperbolického tvaru. Měna v Indonésii je výrazně slabší.

Obrázek 2-98: Vývoj peněžní zásoby



Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Obrázek 2-99: Vývoj peněžní zásoby (normalizovaná data)



Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Tabulka 2-47: Korelace

Correlation						
	INDEX	DLINDEX	DLM3	DLM3_US	M3	M3_US
INDEX	1.000000	0.018252	0.153277	0.012467	0.952146	0.945275
DLINDEX	0.018252	1.000000	-0.272485	-0.198858	-0.027731	-0.002610
DLM3	0.153277	-0.272485	1.000000	0.104394	0.141895	0.140415
DLM3_US	0.012467	-0.198858	0.104394	1.000000	0.060950	0.040632
M3	0.952146	-0.027731	0.141895	0.060950	1.000000	0.981103
M3_US	0.945275	-0.002610	0.140415	0.040632	0.981103	1.000000

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Zajímavou skutečností pozorovatelnou v tabulce 2-47 je, že dlouhodobé korelace jsou blízké hodnotě jedna a krátkodobé vztahy jsou naopak negativní. VEC model pro M3 dle čtvrtého předpokladu kointegrace ukazuje kladný vztah od indexu a jeden krátkodobý obráceným směrem. Grangerova kauzalita potvrzuje kauzalitu od M3 k indexu. Klasický VAR model ukazuje na vztahy pouze k indexu, nicméně znaménka se střídají. M3_US vykazuje kointegraci podle prvního a druhého předpokladu. Výsledky modelování jsou opět kontroverzní a nepřisuzuji jim velký význam. Například Grangerova kauzalita ukazuje k indexu, přestože parametry tímto směrem vychází nevýznamně. Výstupy shrnují obrázky 2-100 a 101. Diferencovaný VAR ukázal Grangerovu kauzalitu k indexu a VAR samotný má

významný pouze jeden parametr - dlm3(-3) o hodnotě 1,71. Pro DLM3_US existuje opět pouze jeden vztah, sice také k indexu, ale naopak kladný. Grangerova kauzalita je už negativní.

Obrázek 2-100: Výstup VEC modelu (1)

Error Correction:	D(M3)	D(INDEX)
CointEq1	0.006759	-2.13E-15
	(0.00090)	(9.7E-15)
	[7.52618]	[-0.22044]
D(M3(-1))	-0.364251	-2.12E-12
	(0.07960)	(8.6E-13)
	[-4.57606]	[-2.47538]
D(M3(-2))	-0.096279	1.41E-12
	(0.08637)	(9.3E-13)
	[-1.11478]	[1.51706]
D(M3(-3))	-0.122837	1.35E-12
	(0.08420)	(9.1E-13)
	[-1.45891]	[1.48504]
D(INDEX(-1))	-1.05E+10	0.146499
	(7.3E+09)	(0.07834)
	[-1.44780]	[1.86992]
D(INDEX(-2))	-2.53E+09	-0.061391
	(7.3E+09)	(0.07916)
	[-0.34470]	[-0.77558]
D(INDEX(-3))	-6.19E+09	0.230992
	(7.1E+09)	(0.07651)
	[-0.87121]	[3.01926]
C	2.78E+13	6.271182
	(3.4E+12)	(36.1449)
	[8.29631]	[0.17350]
R-squared	0.379812	0.135137

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Obrázek 2-101: Výstup VEC modelu (2)

Error Correction:	D(INDEX)	D(M3_US)
CointEq1	0.000908	1236534.
	(0.00130)	(228812.)
	[0.69709]	[5.40415]
D(INDEX(-1))	0.111233	-10690483
	(0.07725)	(1.4E+07)
	[1.43996]	[-0.78803]
D(INDEX(-2))	-0.070407	-32133599
	(0.07716)	(1.4E+07)
	[-0.91251]	[-2.37144]
D(INDEX(-3))	0.218101	-7955585.
	(0.07725)	(1.4E+07)
	[2.82314]	[-0.58638]
D(M3_US(-1))	-1.29E-09	0.180498
	(4.6E-10)	(0.07994)
	[-2.83106]	[2.25796]
D(M3_US(-2))	8.42E-10	-0.003168
	(4.8E-10)	(0.08344)
	[1.77246]	[-0.03796]
D(M3_US(-3))	3.52E-10	0.112569
	(4.7E-10)	(0.08182)
	[0.75548]	[1.37587]
R-squared	0.129152	0.187875

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Obrázek 2-102: Výstup statického modelu (1)

Dependent Variable: DLINDEX
Method: Least Squares
Date: 05/29/14 Time: 13:25
Sample (adjusted): 1999M04 2013M10
Included observations: 175 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLM3	-2.193984	0.589001	-3.724926	0.0003
C	0.035254	0.008611	4.093868	0.0001

R-squared	0.074248	Mean dependent var	0.012880
Adjusted R-squared	0.068897	S.D. dependent var	0.084596
S.E. of regression	0.081630	Akaike info criterion	-2.161882
Sum squared resid	1.152772	Schwarz criterion	-2.125713
Log likelihood	191.1647	Hannan-Quinn criter.	-2.147211
F-statistic	13.87507	Durbin-Watson stat	1.685622
Prob(F-statistic)	0.000264		

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Obrázek 2-103: Výstup statického modelu (2)

Dependent Variable: DLM3
Method: Least Squares
Date: 05/29/14 Time: 13:26
Sample (adjusted): 1999M04 2013M10
Included observations: 175 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLINDEX	-0.033842	0.009085	-3.724926	0.0003
C	0.010634	0.000775	13.71652	0.0000

R-squared	0.074248	Mean dependent var	0.010198
Adjusted R-squared	0.068897	S.D. dependent var	0.010507
S.E. of regression	0.010138	Akaike info criterion	-6.333667
Sum squared resid	0.017781	Schwarz criterion	-6.297498
Log likelihood	556.1958	Hannan-Quinn criter.	-6.318996
F-statistic	13.87507	Durbin-Watson stat	2.344469
Prob(F-statistic)	0.000264		

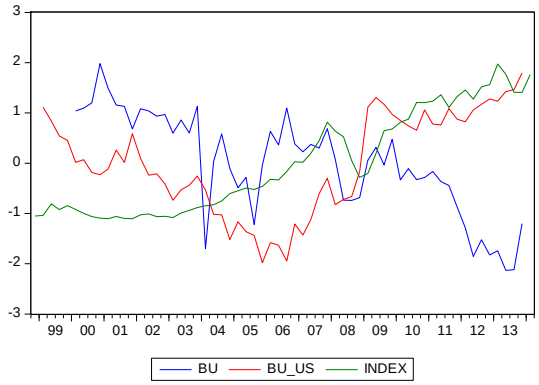
Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Jak prezentují obrázky 2-102 a 103, statický model diferencovaných řad je do hranice přijatelnosti, nicméně nelze ověřit exogenitu, neboť marginální modely jsou již nepoužitelné. Parametry vychází záporné a R-squared velmi malé. Nicméně analýza reziduí se zdá být v pořádku. Pro DLM3_US jsou výsledky obdobné.

2.7.4 *Saldo běžného účtu platební bilance k HDP*

Na obrázku 2-104 lze pozorovat jednoznačný *downtrend* indonéského BU/HDP a pohled na normalizovaná data společný vývoj nenaznačuje.

Obrázek 2-104: Vývoj BU/HDP a indexu (normalizovaná data)



Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Tabulka 2-48: Korelace

Correlation

	DBU_US	BU_US	BU	DBU	INDEX	DLINDEX
DBU_US	1.000000	0.259748	-0.065935	0.028617	0.119246	0.020710
BU_US	0.259748	1.000000	-0.408866	-0.021554	0.612255	-0.059476
BU	-0.065935	-0.408866	1.000000	0.328696	-0.729316	0.119973
DBU	0.028617	-0.021554	0.328696	1.000000	-0.044796	0.079216
INDEX	0.119246	0.612255	-0.729316	-0.044796	1.000000	0.035863
DLINDEX	0.020710	-0.059476	0.119973	0.079216	0.035863	1.000000

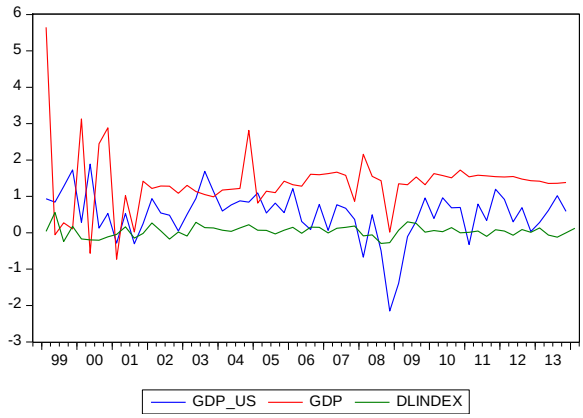
Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

V tabulce 2-48 se vyskytla silná negativní korelace s BU a silná pozitivní s BU_US. Diferencované řady jsou bez korelací. Tyto výsledky lze pravděpodobně vysvětlit zmiňovaným downtrendem v BU a naopak relativním *uptrendem* od roku 2006 v USA. Přesto kointegrace nejsou nalezeny a není vhodný žádný jiný model.

2.7.5 *Reálný výstup ekonomiky*

Podle obrázku 2-105 si Indonésie od nového tisíciletí drží relativně stabilní akceleraci růstu reálného HDP přibližně o procento vyšší než USA. Rovněž lze pozorovat, že Indonésii v roce 2008 nepostihla natolik významná hospodářská recese.

Obrázek 2-105: Vývoje změn reálných růstů ekonomik



Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Tabulka 2-49: Korelace

Correlation

	GDP	GDP_US	INDEX	DLINDEX
GDP	1.000000	0.010856	0.109144	-0.028862
GDP_US	0.010856	1.000000	-0.077346	0.305544
INDEX	0.109144	-0.077346	1.000000	0.016835
DLINDEX	-0.028862	0.305544	0.016835	1.000000

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Až na korelaci DLINDEXU s GDP_US o hodnotě 0,31 nenaznačuje korelační analýza v tabulce 2-49 žádné významné vztahy. Tato vazba byla potvrzena statickým modelem. Jeho výstupy shrnují obrázky 2-106 a 107. Parametr modelu dlindex=gdp_us vychází velmi nízký (0,07). Přesto signifikantní. Z druhé strany je parametr roven 2,03, ale DW je příliš vysoká. Nicméně analýza reziduí je přijatelná. Marginální model nebyl nalezen.

Obrázek 2-106: Výstup statického modelu (1)

Dependent Variable: GDP_US
Method: Least Squares
Date: 06/03/14 Time: 09:15
Sample (adjusted): 1999Q1 2013Q4
Included observations: 60 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLINDEX	1.328433	0.543589	2.443818	0.0176
C	0.460545	0.084914	5.423653	0.0000

R-squared	0.093357	Mean dependent var	0.509897
Adjusted R-squared	0.077725	S.D. dependent var	0.665247
S.E. of regression	0.638871	Akaike info criterion	1.974537
Sum squared resid	23.67305	Schwarz criterion	2.044348
Log likelihood	-57.23610	Hannan-Quinn criter.	2.001844
F-statistic	5.972248	Durbin-Watson stat	1.220269
Prob(F-statistic)	0.017596		

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Obrázek 2-107: Výstup statického modelu (2)

Dependent Variable: DLINDEX
Method: Least Squares
Date: 06/03/14 Time: 09:15
Sample (adjusted): 1999Q1 2013Q4
Included observations: 60 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GDP_US	0.071242	0.022559	3.157987	0.0025

R-squared	0.093310	Mean dependent var	0.037150
Adjusted R-squared	0.093310	S.D. dependent var	0.153009
S.E. of regression	0.145695	Akaike info criterion	-0.998070
Sum squared resid	1.252403	Schwarz criterion	-0.963164
Log likelihood	30.94210	Hannan-Quinn criter.	-0.984417
Durbin-Watson stat	1.847873		

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Pro VAR model je nalezen významný parametr pouze v třetím zpoždění dlindexu. Výstup lze zjednodušit rovnicí (2.3). Parametr je dostačující k tomu, aby Grangerova kauzalita vyšla pozitivně od indexu k GDP. S jistou obezřetností lze tedy konstatovat, že vývoj čtvrtletních výnosů z akciového indexu v Indonésii je indikátorem vývoje budoucího indonéského rGDP, a sice s předstihem tří čtvrtletí. Vztah je pozitivní a tedy v souladu s teorií. Jiné modely nebyly významné.

$$Gdp = 1{,}59 + 1{,}65*dlindex(-3) \qquad (2.3)$$

2.7.6 *Úroková míra*

Čistě podle korelací je dle tabulky 2-50 LIBOR negativně korelovaná s indexem, což odpovídá teorii. Diference jsou již pozitivně korelované. Až na LIBOR_3M.

Tabulka 2-50: Korelace s LIBOR

Correlation										
	DLLIBOR_1M	DLINDEX	DLLIBOR_1Y	DLLIBOR_3M	DLLIBOR_ON	INDEX	LIBOR_1M	LIBOR_1Y	LIBOR_3M	LIBOR_ON
DLLIBOR_1M	1.000000	0.220237	0.735034	0.829593	0.927270	0.022108	0.187935	0.153658	0.147195	0.216390
DLINDEX	0.220237	1.000000	0.167624	-0.031355	0.234595	-0.054390	0.100461	0.117510	0.081545	0.000691
DLLIBOR_1Y	0.735034	0.167624	1.000000	0.840195	0.586733	-0.049074	0.140619	0.196596	0.141268	0.155245
DLLIBOR_3M	0.829593	-0.031355	0.840195	1.000000	0.646340	-0.013173	0.197301	0.185303	0.182185	0.216765
DLLIBOR_ON	0.927270	0.234595	0.586733	0.646340	1.000000	0.017639	0.156139	0.121127	0.118483	0.197010
INDEX	0.022108	-0.054390	-0.049074	-0.013173	0.017639	1.000000	-0.395215	-0.389458	-0.394653	-0.402367
LIBOR_1M	0.187935	0.100461	0.140619	0.197301	0.156139	-0.395215	1.000000	0.975784	0.995392	0.974464
LIBOR_1Y	0.153658	0.117510	0.196596	0.185303	0.121127	-0.389458	0.975784	1.000000	0.987314	0.941505
LIBOR_3M	0.147195	0.081545	0.141268	0.182185	0.118483	-0.394653	0.995392	0.987314	1.000000	0.968077
LIBOR_ON	0.216390	0.000691	0.155245	0.216765	0.197010	-0.402367	0.974464	0.941505	0.968077	1.000000

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Kointegrace byla nalezena pouze pro LIBOR_1M a LIBOR_3M. Výstupy zachycují obrázky 2-108 a 109. Dlouhodobé parametry jsou záporné a krátkodobé zanedbatelné. Krátkodobé VAR modely ukazují kauzalitu od indexu k LIBOR a nejvýznamnější parametry jsou vždy v prvním a třetím zpoždění. Kladné. Výstupy pro DLLIBOR_ON ukazuje obrázek 2-110 a ostatní VAR modely lze dohledat v příloze.

Obrázek 2-108: Výstup VEC modelu (1)

Error Correction:	D(INDEX)	D(LIBOR_1M)
CointEq1	-0.277234	-0.000874
	(0.10690)	(0.00023)
	[-2.59328]	[-3.83903]
D(INDEX(-1))	0.333494	0.000841
	(0.15764)	(0.00034)
	[2.11552]	[2.50529]
D(INDEX(-2))	0.143074	0.000129
	(0.17249)	(0.00037)
	[0.82947]	[0.35128]
D(INDEX(-3))	-0.101854	0.001131
	(0.17673)	(0.00038)
	[-0.57632]	[3.00514]
D(LIBOR_1M(-1))	-34.52047	-0.089625
	(63.2502)	(0.13473)
	[-0.54578]	[-0.66524]
D(LIBOR_1M(-2))	27.70554	0.031241
	(63.8542)	(0.13601)
	[0.43389]	[0.22969]
D(LIBOR_1M(-3))	45.31050	0.305931
	(64.5991)	(0.13760)
	[0.70141]	[2.22335]
C	23.45753	-0.412373
	(131.047)	(0.27914)
	[0.17900]	[-1.47732]
@TREND(98Q4)	1.392070	0.002364
	(3.59854)	(0.00767)
	[0.38684]	[0.30842]
R-squared	0.274558	0.453382

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Obrázek 2-109: Výstup VEC modelu (2)

Error Correction:	D(INDEX)	D(LIBOR_3M
CointEq1	-0.280521	-0.000746
	(0.10245)	(0.00019)
	[-2.73805]	[-3.85691]
D(INDEX(-1))	0.329404	0.000466
	(0.15217)	(0.00029)
	[2.16469]	[1.62114]
D(INDEX(-2))	0.142738	0.000226
	(0.16556)	(0.00031)
	[0.86217]	[0.72338]
D(INDEX(-3))	-0.077511	0.001155
	(0.16523)	(0.00031)
	[-0.46912]	[3.70186]
D(LIBOR_3M(-1))	-53.35661	0.032933
	(68.6753)	(0.12963)
	[-0.77694]	[0.25406]
D(LIBOR_3M(-2))	35.70896	-0.003893
	(69.7829)	(0.13172)
	[0.51172]	[-0.02955]
D(LIBOR_3M(-3))	62.31368	0.339859
	(70.2179)	(0.13254)
	[0.88743]	[2.56420]
C	69.33395	-0.281354
	(53.6045)	(0.10118)
	[1.29343]	[-2.78070]
R-squared	0.282180	0.473655

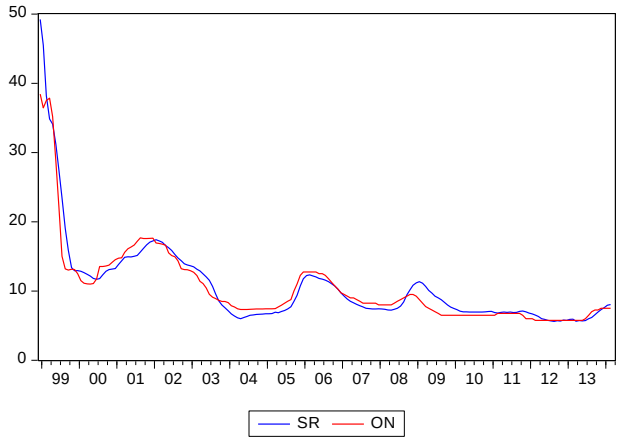
Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Obrázek 2-110: Výstup VAR modelu

	DLINDEX	DLLIBOR_ON
DLINDEX(-1)	0.326349	2.242866
	(0.16783)	(0.81719)
	[1.94452]	[2.74462]
DLINDEX(-2)	0.017180	-0.132607
	(0.18474)	(0.89951)
	[0.09300]	[-0.14742]
DLINDEX(-3)	-0.209544	1.855209
	(0.17126)	(0.83388)
	[-1.22356]	[2.22480]

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Obrázek 2-111: Vývoj místních úrokových měr



Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Pro domácí trh nejsou dostupná data dlouhodobé IR. Na obrázku 2-111 vidíme několik odlišností oproti jiným zemím. IR mají navzájem velmi malý spread a krátkodobá je často vyšší než dlouhodobá. Celkem dlouho se úroková míra držela na vysokých hodnotách kolem 10% Od konce 2013 lze pozorovat hodnoty 7,5%.

Tabulka 2-51: Korelace místních úrokových měr

Correlation						
	DLON	ON	DLINDEX	DLSR	SR	INDEX
DLON	1.000000	-0.198849	-0.126236	0.576010	-0.359799	0.159917
ON	-0.198849	1.000000	0.074875	-0.255988	0.966841	-0.594249
DLINDEX	-0.126236	0.074875	1.000000	-0.148065	0.073388	0.016472
DLSR	0.576010	-0.255988	-0.148065	1.000000	-0.369085	0.184951
SR	-0.359799	0.966841	0.073388	-0.369085	1.000000	-0.557687
INDEX	0.159917	-0.594249	0.016472	0.184951	-0.557687	1.000000

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Z tabulky 2-51 vidíme záporné korelace s indexem a pro diferencované sice záporné, ale malé. Kointegrace byly nalezeny a významné se ukazují především dlouhodobé parametry se zápornými znaménky. Diferencované VAR modely ukázaly pouze lehce signifikantní záporné parametry od dlindexu k IR. Totéž ukazuje Grangerova kauzalita. Statické modely typu dlindex= dlIR lze považovat za relevantní. Pro obě IR jsou parametry záporné (-0,24 a -0,3). Nelze ověřit, zda je vztah exogenní. Výstupy shrnují obrázky 2-112 až 115.

Obrázek 2-112: Výstup statického modelu (1)

Dependent Variable: DLINDEX
Method: Least Squares
Date: 06/03/14 Time: 10:13
Sample (adjusted): 1999M01 2014M02
Included observations: 182 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLSR	-0.302769	0.127149	-2.381206	0.0183

R-squared	0.007683	Mean dependent var	0.012752
Adjusted R-squared	0.007683	S.D. dependent var	0.083586
S.E. of regression	0.083264	Akaike info criterion	-2.128119
Sum squared resid	1.254857	Schwarz criterion	-2.110514
Log likelihood	194.6588	Hannan-Quinn criter.	-2.120982
Durbin-Watson stat	1.714080		

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Obrázek 2-113: Výstup statického modelu (2)

Dependent Variable: DLSR
Method: Least Squares
Date: 06/03/14 Time: 10:13
Sample (adjusted): 1999M01 2014M02
Included observations: 182 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLINDEX	-0.084387	0.042012	-2.008638	0.0461
C	-0.008887	0.003543	-2.508592	0.0130

R-squared	0.021923	Mean dependent var	-0.009963
Adjusted R-squared	0.016489	S.D. dependent var	0.047638
S.E. of regression	0.047244	Akaike info criterion	-3.256052
Sum squared resid	0.401760	Schwarz criterion	-3.220843
Log likelihood	298.3007	Hannan-Quinn criter.	-3.241779
F-statistic	4.034625	Durbin-Watson stat	0.347463
Prob(F-statistic)	0.046070		

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Obrázek 2-114: Výstup statického modelu (3)

Dependent Variable: DLON
Method: Least Squares
Date: 06/03/14 Time: 10:14
Sample (adjusted): 1999M01 2014M02
Included observations: 182 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLINDEX	-0.091184	0.044910	-2.030384	0.0438

R-squared	-0.008352	Mean dependent var	-0.008979
Adjusted R-squared	-0.008352	S.D. dependent var	0.050878
S.E. of regression	0.051090	Akaike info criterion	-3.104976
Sum squared resid	0.472444	Schwarz criterion	-3.087372
Log likelihood	283.5528	Hannan-Quinn criter.	-3.097840
Durbin-Watson stat	0.592064		

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Obrázek 2-115: Výstup statického modelu (4)

Dependent Variable: DLINDEX
Method: Least Squares
Date: 06/03/14 Time: 10:14
Sample (adjusted): 1999M01 2014M02
Included observations: 182 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLON	-0.244218	0.120282	-2.030384	0.0438

R-squared	-0.000613	Mean dependent var	0.012752
Adjusted R-squared	-0.000613	S.D. dependent var	0.083586
S.E. of regression	0.083611	Akaike info criterion	-2.119793
Sum squared resid	1.265348	Schwarz criterion	-2.102189
Log likelihood	193.9012	Hannan-Quinn criter.	-2.112657
Durbin-Watson stat	1.689869		

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Korelace s FED_IR zobrazené v tabulce 2-52 jsou záporné a diferencované nevýznamné. Kointegrace není nalezena a statické modely jsou nevýznamné. VAR diferencovaných veličin má významné kladné parametry pouze ve směru od indexu k IR a sice pro ON a LR. Pro SR není žádný vztah. Stejným směrem jde i Grangerova kauzalita

Tabulka 2-52: Korelace s FED_IR

Correlation								
	LR	ON	SR	DLSR	DLON	DLLR	INDONESIE	DLINDINESIE
LR	1.000000	0.817765	0.805994	0.150002	0.091302	0.128224	-0.790711	-0.032887
ON	0.817765	1.000000	0.983813	0.120194	0.112876	0.023307	-0.534320	-0.063623
SR	0.805994	0.983813	1.000000	0.126539	0.038278	0.011086	-0.526084	-0.105244
DLSR	0.150002	0.120194	0.126539	1.000000	0.357422	0.024030	-0.033074	-0.126142
DLON	0.091302	0.112876	0.038278	0.357422	1.000000	0.150239	-0.020136	0.041150
DLLR	0.128224	0.023307	0.011086	0.024030	0.150239	1.000000	-0.032522	0.050343
INDONESIE	-0.790711	-0.534320	-0.526084	-0.033074	-0.020136	-0.032522	1.000000	0.030690
DLINDINESIE	-0.032887	-0.063623	-0.105244	-0.126142	0.041150	0.050343	0.030690	1.000000

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

2.7.7 *Shrnutí*

Tabulka 2-53: Shrnutí výstupů

	I(d)	kointegrace - Johansen	VAR		VEC				GK - VAR		GK - VEC		statický		exo/endo		kointegrace - statický model			
																	k indexu		od indexu	
			k ind	od ind	k ind	od ind	k dlind	od dlind	k ind	od ind	k ind	od ind	k ind	od ind	k ind	od ind	graf rez	ADF rez	graf rez	ADF rez
D																				
index	I(1), RW																			
dlindex	I(0)																			
M																				
index	I(1), RW																			
dlindex	I(0)																			
CPI_US	I(0)		N	N					N	N			N	N						
CPI_local	I(0)		N	N					N	N			N	N						
DR	I(1)	N	N	Y, +-					N	Y			N	N						
DR_US	I(1)	N	N	Y, +-					N	Y			N	N						
dIDR	I(0)		N	N					N	N			Y, +	Y, +	endo	endo	Y	Y	Y	Y
dIDR_US	I(0)		N	N					N	N			N	N						
m3	I(1)	Y (1, 2, 4)	Y, -+	N	N	Y, +	Y/N, -	N	Y	N	Y	N	N	N						
m3_us	I(1)	Y (1, 2)	Y, -+	Y/N, +	N	Y, +	Y/N, -	Y/N, -	Y	Y	Y	N	N	N						
dIm3	I(0)		Y/N, +	N					Y	N			Y, -	Y, -			Y	Y	Y	Y
dIm3_us	I(0)		Y/N, -	N					N	N			Y, -	Y, -			Y	Y	Y	Y
Q																				
index	I(1), RW																			
dlindex	I(0)																			
CAtoGDP	I(1)	N	N	N					N	Y			N	N						
CAtoGDP_US	I(1)	N	N	N					N	Y			N	N						
dCA	I(0)		N	N					N	N			N	N						
dCA_US	I(0)		N	N					N	N			N	N						
rGDP	I(0)		N	Y/N, +					N	Y			N	N						
rGDP_US	I(0)		N	N					N	N			Y, +	Y, +			Y	Y	Y	Y

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Výsledky naznačují, že na indonéském akciovém trhu předchází vývoj indexu vývoji devizových rezerv. Rovněž je prokázáno, že v shodném období se ovlivňují vzájemně. Prokázala se existence dlouhodobé pozitivní vazby a inverzní krátkodobé na měnovou zásobu. Nepotvrdilo se, že by vývoj indexu významně předbíhal vývoji HDP. Naopak se ukázala statická vazba na reálný ekonomický růst v USA. Výstupy nenaznačují silné racionální očekávání investorů. Z výsledků modelů úrokových měr lze pozorovat, že dlouhodobé vztahy jsou všude inverzní, nicméně ty krátkodobé jsou inverzní pouze pro domácí trh. Zahraniční IR jdou krátkodobě stejným směrem s indexem.

2.8 *Korea*

Korejský won měl za rok 2013 průměrný kurz 1 094,926 KRW/USD. Průměrná hodnota CPI za stejný rok činila 1,28%, což dostává reálnou úrokovou míru Jižní Koreje na hodnoty přibližně 1,25%. The Bank of Korea uvažuje při implementaci měnové politiky několik transmisních kanálů, viz obrázek 2-116. Cenovou stabilitu udržuje především přes operace na volném trhu, kde nejvýznamnější část tvoří obchody na O/N úrokových sazbách.

Obrázek 2-116: Transmisní mechanismus měnové politiky

Zdroj: http://eng.bok.or.kr/

2.8.1 *Index a CPI*

Daily index vykazuje modelově dokonalý RW podle všech parametrů. Stejně tak měsíční, jehož výstup vidíme na obrázku 2-117. Korelogram měsíčních výnosů z indexu je na obrázku 2-118. Až čtvrtletní má AR(1) kořen pouze 0,97 a DW=1,66. Nicméně optimálnější model nebyl nenalezen.

Obrázek 2-117: Model AR(1) na měsíční frekvenci

Dependent Variable: INDEX
Method: Least Squares
Date: 06/27/14 Time: 10:42
Sample (adjusted): 1999M01 2014M03
Included observations: 183 after adjustments
Convergence achieved after 4 iterations

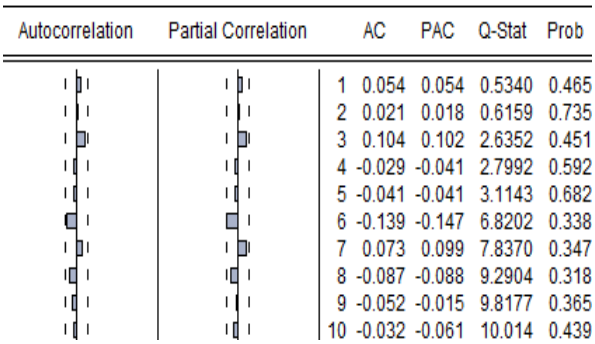
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	564.4503	237.8827	2.372809	0.0187
AR(1)	0.988036	0.011040	89.49550	0.0000

R-squared	0.977901	Mean dependent var	361.2606
Adjusted R-squared	0.977779	S.D. dependent var	155.7255
S.E. of regression	23.21356	Akaike info criterion	9.138219
Sum squared resid	97535.32	Schwarz criterion	9.173295
Log likelihood	-834.1470	Hannan-Quinn criter.	9.152437
F-statistic	8009.445	Durbin-Watson stat	1.977089
Prob(F-statistic)	0.000000		

Inverted AR Roots	.99

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Obrázek 2-118: ACF a PACF měsíčních výnosů z indexu

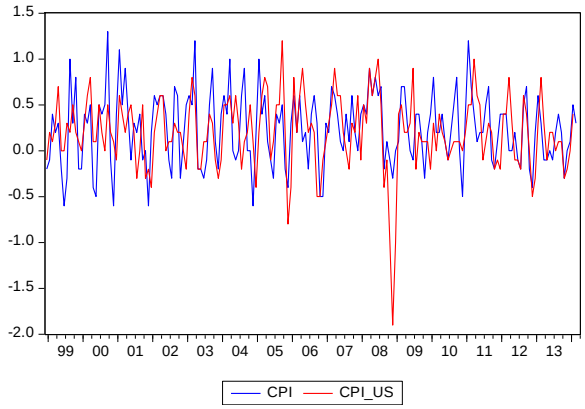


Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.054	0.054	0.5340	0.465
		2	0.021	0.018	0.6159	0.735
		3	0.104	0.102	2.6352	0.451
		4	-0.029	-0.041	2.7992	0.592
		5	-0.041	-0.041	3.1143	0.682
		6	-0.139	-0.147	6.8202	0.338
		7	0.073	0.099	7.8370	0.347
		8	-0.087	-0.088	9.2904	0.318
		9	-0.052	-0.015	9.8177	0.365
		10	-0.032	-0.061	10.014	0.439

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Za povšimnutí na obrázku 2-119 stojí skutečnost, že za posledních 15 let nebylo v Koreji dosaženo akcelerace inflace ani 1,5%. Dle tabulky 2-54 jsou hodnoty prakticky nekorelované

Obrázek 2-119: Vývoj změn CPI a CPI_US



Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Tabulka 2-54: Korelace

Correlation				
	CPI	CPI_US	DLINDEX	INDEX
CPI	1.000000	0.430572	-0.065306	0.000612
CPI_US	0.430572	1.000000	0.019863	0.015711
DLINDEX	-0.065306	0.019863	1.000000	0.021880
INDEX	0.000612	0.015711	0.021880	1.000000

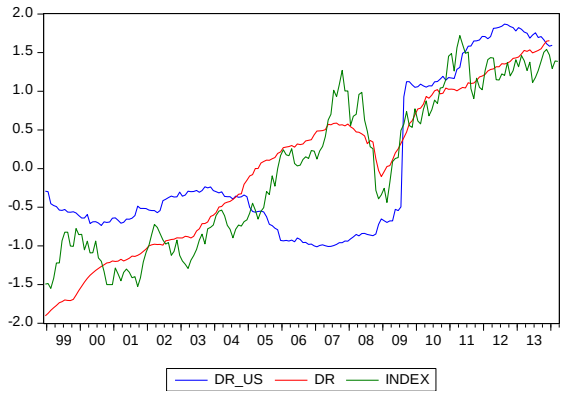
Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Modelování neukázalo žádný významný vztah.

2.8.2 *Devizové rezervy*

Lokální DR vykazují dle obrázku 2-120 velmi podobný vývoj s indexem. Rovněž korelace zobrazená v tabulce 2-55 je extrémně vysoká. Diferencované hodnoty jsou rovněž korelované.

Obrázek 2-120: Vývoj devizových rezerv a indexu (normalizovaná data)



Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Tabulka 2-55: Korelace

Correlation						
	DR	DR_US	INDEX	DLDR	DLINDEX	DLDR_US
DR	1.000000	0.675439	0.946314	-0.352007	-0.036675	0.064363
DR_US	0.675439	1.000000	0.677245	-0.066728	-0.015733	0.107454
INDEX	0.946314	0.677245	1.000000	-0.291135	0.027320	0.084921
DLDR	-0.352007	-0.066728	-0.291135	1.000000	0.217536	-0.050487
DLINDEX	-0.036675	-0.015733	0.027320	0.217536	1.000000	-0.014669
DLDR_US	0.064363	0.107454	0.084921	-0.050487	-0.014669	1.000000

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Johansenův test neukázal přítomnost kointegrace, nicméně dle analýzy reziduí je vhodný statický model. Vztahy jsou vzájemné a parametry pozitivní. Výstupy zachycují obrázky 2-121 a 122. Model je kvalitnější ve směru k dlindexu. Nejsou nalezeny marginální modely pro ověření exogenity. VAR model sice ukázal v prvním zpoždění kladný signifikantní parametr, ale samotný ADL model nebyl významný.

Obrázek 2-121: Výstup statického modelu (1)

Dependent Variable: DLDR
Method: Least Squares
Date: 05/30/14 Time: 13:30
Sample (adjusted): 1999M01 2013M12
Included observations: 180 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLINDEX	0.048389	0.016273	2.973497	0.0034
C	0.009550	0.001266	7.542157	0.0000

R-squared	0.047322	Mean dependent var	0.009964
Adjusted R-squared	0.041970	S.D. dependent var	0.017252
S.E. of regression	0.016886	Akaike info criterion	-5.313621
Sum squared resid	0.050754	Schwarz criterion	-5.278144
Log likelihood	480.2259	Hannan-Quinn criter.	-5.299237
F-statistic	8.841682	Durbin-Watson stat	1.025517
Prob(F-statistic)	0.003352		

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Obrázek 2-122: Výstup statického modelu (2)

Dependent Variable: DLINDEX
Method: Least Squares
Date: 05/30/14 Time: 13:31
Sample (adjusted): 1999M01 2013M12
Included observations: 180 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLDR	0.947873	0.283829	3.339592	0.0010

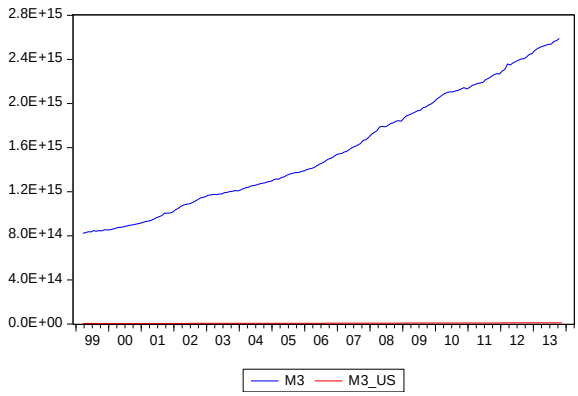
R-squared	0.047144	Mean dependent var	0.008552
Adjusted R-squared	0.047144	S.D. dependent var	0.077557
S.E. of regression	0.075707	Akaike info criterion	-2.318361
Sum squared resid	1.025938	Schwarz criterion	-2.300623
Log likelihood	209.6525	Hannan-Quinn criter.	-2.311169
Durbin-Watson stat	1.983804		

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

2.8.3 *Peněžní zásoba*

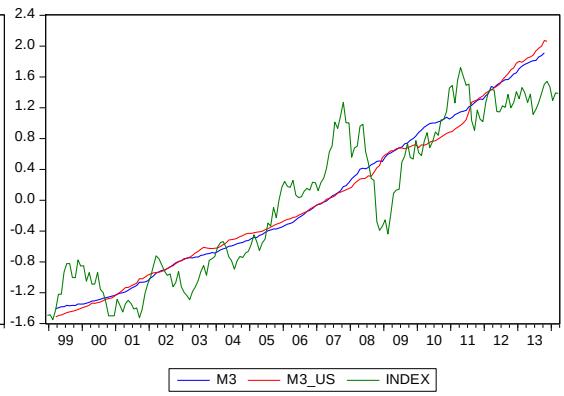
V původních číslech je v Koreji výrazně větší M3. Měna je tisíckrát slabší než USD. Vývoj je však obdobný s USA (viz obrázky 2-123 a 124). Dlouhodobě se v tabulce 2-56 vyskytují korelace a kointegrace je nalezena pro M3 podle druhého předpokladu. Významný je pouze dlouhodobý parametr – kladný. Nicméně pokud se přidá další zpoždění, tento parametr vychází již záporně.

Obrázek 2-123: Vývoj peněžní zásoby



Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Obrázek 2-124: Vývoj peněžní zásoby a indexu (normalizovaná data)



Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Tabulka 2-56: Korelace

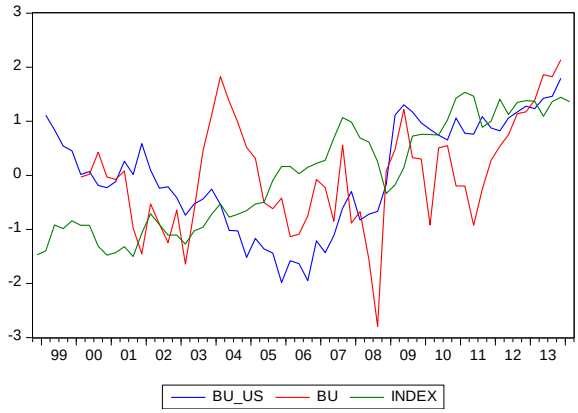
Correlation						
	M3_US	M3	INDEX	DLM3_US	DLM3	DLINDEX
M3_US	1.000000	0.996207	0.909437	0.040632	-0.072467	-0.027204
M3	0.996207	1.000000	0.923697	0.027476	-0.071592	-0.032753
INDEX	0.909437	0.923697	1.000000	-0.023704	-0.044364	0.037473
DLM3_US	0.040632	0.027476	-0.023704	1.000000	0.050900	-0.088002
DLM3	-0.072467	-0.071592	-0.044364	0.050900	1.000000	-0.047645
DLINDEX	-0.027204	-0.032753	0.037473	-0.088002	-0.047645	1.000000

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

2.8.4 *Saldo běžného účtu platební bilance k HDP*

Dle tabulky 2-57 a obrázku 2-125 lze v posledních letech usuzovat na vztah mezi indexem a BU_US.

Obrázek 2-125: Vývoj indexu a sald běžných účtů k HDP (normalizovaná data)



Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Tabulka 2-57: Korelace

Correlation

	DLINDEX	INDEX	DBU_US	DBU	BU_US	BU
DLINDEX	1.000000	0.115716	0.192069	0.043169	0.060906	0.101739
INDEX	0.115716	1.000000	0.120062	0.001120	0.471711	0.265111
DBU_US	0.192069	0.120062	1.000000	0.185049	0.259748	0.075659
DBU	0.043169	0.001120	0.185049	1.000000	0.123410	0.438317
BU_US	0.060906	0.471711	0.259748	0.123410	1.000000	0.452081
BU	0.101739	0.265111	0.075659	0.438317	0.452081	1.000000

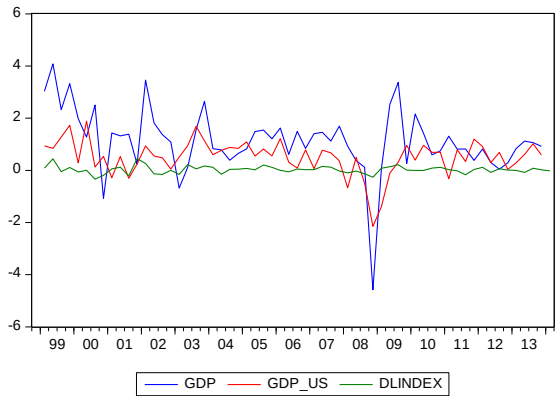
Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Kointegrace dlouhodobý vztah neprokázala, nicméně VAR model ukázal jeden záporný parametr k DBU_US v prvním zpoždění o hodnotě -1,18 a k DBU o hodnotě -2,52. Žádné jiné vhodné modely nebyly nalezeny.

2.8.5 *Reálný výstup ekonomiky*

Na obrázku 1-126 lze pozorovat, že v Koreji byl v roce 2008 hlubší propad rGDP. Nicméně dlouhodobě jsou v průměru hodnoty akcelerace růstu vyšší než v USA. Dle tabulky 2-58 jsou korelace pozitivní.

Obrázek 2-126: Vývoj změn reálných růstů ekonomik a dlindexu



Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Tabulka 2-58: Korelace

Correlation

	GDP_US	GDP	DLINDEX	INDEX
GDP_US	1.000000	0.459912	0.321207	-0.057302
GDP	0.459912	1.000000	0.403436	-0.142261
DLINDEX	0.321207	0.403436	1.000000	0.050170
INDEX	-0.057302	-0.142261	0.050170	1.000000

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Modely ukázaly velmi silnou pozitivní vazbu v prvním zpoždění od indexu k rGDP, kterou potvrdila i Grangerova kauzalita. Opačným směrem zpožděná vazba není, ale statický model ukazuje vzájemnou endogenní pozitivní vazbu v obou směrech. Pomocí modelu gdp = c + dlindex(-1) bylo možné ověřit endogenitu prezentovaných modelů. Statické modely pro gdp_us dávají obdobné výsledy, pouze jsou zatíženy vyšší autokorelací. Viz obrázky 2-127 a 128.

Obrázek 2-127: Výstup ADL modelu

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLINDEX	3.075193	0.915606	3.358642	0.0014
DLINDEX(-1)	3.712261	0.914124	4.061004	0.0002
C	0.927549	0.134338	6.904572	0.0000

R-squared	0.351587	Mean dependent var	1.098701
Adjusted R-squared	0.328430	S.D. dependent var	1.224904
S.E. of regression	1.003801	Akaike info criterion	2.894974
Sum squared resid	56.42656	Schwarz criterion	3.000612
Log likelihood	-82.40175	Hannan-Quinn criter.	2.936211
F-statistic	15.18237	Durbin-Watson stat	1.823774
Prob(F-statistic)	0.000005		

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Obrázek 2-128: Výstup statického modelu

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GDP	0.035693	0.010267	3.476421	0.0010

R-squared	0.143037	Mean dependent var	0.025655
Adjusted R-squared	0.143037	S.D. dependent var	0.143502
S.E. of regression	0.132843	Akaike info criterion	-1.182772
Sum squared resid	1.041188	Schwarz criterion	-1.147866
Log likelihood	36.48316	Hannan-Quinn criter.	-1.169118
Durbin-Watson stat	2.008470		

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

2.8.6 *Úroková míra*

Tabulka 2-59 ukazuje záporné korelace s indexem a žádné nebo pozitivní korelace výnosů.

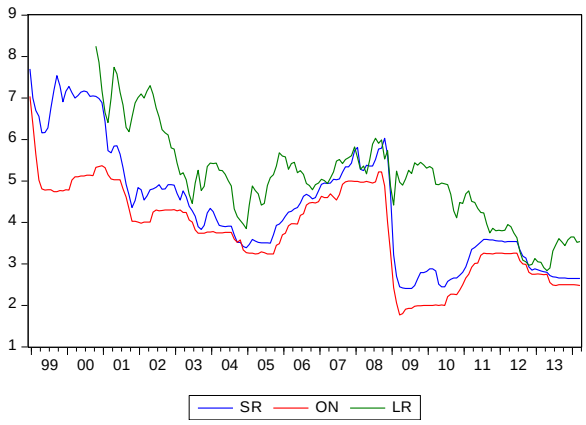
Tabulka 2-59: Korelace s LIBOR

Correlation										
	LIBOR_ON	LIBOR_3M	LIBOR_1M	LIBOR_1Y	INDEX	DLLIBOR_ON	DLLIBOR_1Y	DLLIBOR_3M	DLLIBOR_1M	DLINDEX
LIBOR_ON	1.000000	0.968077	0.974464	0.941505	-0.257127	0.197010	0.155245	0.216765	0.216390	-0.025623
LIBOR_3M	0.968077	1.000000	0.995392	0.987314	-0.236438	0.118483	0.141268	0.182185	0.147195	0.007690
LIBOR_1M	0.974464	0.995392	1.000000	0.975784	-0.237452	0.156139	0.140619	0.197301	0.187935	0.031032
LIBOR_1Y	0.941505	0.987314	0.975784	1.000000	-0.231040	0.121127	0.196596	0.185303	0.153658	0.045344
INDEX	-0.257127	-0.236438	-0.237452	-0.231040	1.000000	0.045910	0.003431	0.028074	0.066154	0.027964
DLLIBOR_ON	0.197010	0.118483	0.156139	0.121127	0.045910	1.000000	0.586733	0.646340	0.927270	0.188775
DLLIBOR_1Y	0.155245	0.141268	0.140619	0.196596	0.003431	0.586733	1.000000	0.840195	0.735034	0.127070
DLLIBOR_3M	0.216765	0.182185	0.197301	0.185303	0.028074	0.646340	0.840195	1.000000	0.829593	-0.079515
DLLIBOR_1M	0.216390	0.147195	0.187935	0.153658	0.066154	0.927270	0.735034	0.829593	1.000000	0.170290
DLINDEX	-0.025623	0.007690	0.031032	0.045344	0.027964	0.188775	0.127070	-0.079515	0.170290	1.000000

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Byla nalezena pouze jedna kointegrace - dlouhodobý záporný parametr od libor_on k indexu. Čistě diferencované modely ukázaly Grangerovu kauzalitu od dlindexu k dlliborON a 1M, pravděpodobně proto, že parametr druhého zpoždění vyšel u obou signifikantní a s kladným znaménkem. Viz obrázky 2-130 a 131.

Obrázek 2-129: Vývoj místních úrokových měr



Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Obrázek 2-130: Výstup VAR modelu (1)

	DLLIBOR_ON	DLINDEX
DLLIBOR_ON(-1)	-0.529956	0.003569
	(0.08648)	(0.02074)
	[-6.12836]	[0.17212]
DLLIBOR_ON(-2)	0.082594	0.021154
	(0.08657)	(0.02076)
	[0.95411]	[1.01902]
DLINDEX(-1)	0.066274	0.056436
	(0.37577)	(0.09011)
	[0.17637]	[0.62630]
DLINDEX(-2)	1.173759	-0.000365
	(0.37183)	(0.08917)
	[3.15670]	[-0.00409]
C	-0.048653	0.013340
	(0.02635)	(0.00632)
	[-1.84614]	[2.11080]
R-squared	0.402714	0.013420

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Obrázek 2-131: Výstup VAR modelu (2)

	DLINDEX	DLLIBOR_1M
DLINDEX(-1)	0.069739	0.097414
	(0.08691)	(0.16088)
	[0.80243]	[0.60550]
DLINDEX(-2)	-0.026507	0.479271
	(0.08621)	(0.15958)
	[-0.30748]	[3.00327]

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Přestože trend je shodný, jednotlivé IR mají navzájem celkem velký spread. Po roce 2008 pozorujeme na obrázku 2-129 výrazný pokles, stejně jako na rozvinutých trzích.

Tabulka 2-60: Korelace s lokální IR

Correlation								
	SR	ON	LR	INDEX	DLINDEX	DLON	DLSR	DLLR
SR	1.000000	0.965786	0.704825	-0.519330	-0.109821	-0.025248	0.033114	-0.099657
ON	0.965786	1.000000	0.589313	-0.474986	-0.115228	0.056449	0.069512	-0.073306
LR	0.704825	0.589313	1.000000	-0.683577	0.031098	0.047425	0.063255	0.058631
INDEX	-0.519330	-0.474986	-0.683577	1.000000	-0.010558	0.213902	0.202021	0.079163
DLINDEX	-0.109821	-0.115228	0.031098	-0.010558	1.000000	0.023242	-0.025162	0.089986
DLON	-0.025248	0.056449	0.047425	0.213902	0.023242	1.000000	0.781200	0.123094
DLSR	0.033114	0.069512	0.063255	0.202021	-0.025162	0.781200	1.000000	0.277849
DLLR	-0.099657	-0.073306	0.058631	0.079163	0.089986	0.123094	0.277849	1.000000

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

V tabulce 2-59 vidíme negativní korelace indexu s IR, ale diferencované členy už nejsou korelované. SR a ON jsou kointegrované podle 4. Předpokladu. Grangerova kauzalita podle

VAR modelu je vzájemná a podle VEC žádná. VEC pro SR má významný pouze jeden parametr – dlouhodobý od indexu k SR a záporný. Pro ON jsou navíc nalezeny 2 významné diferencované parametry od ON k indexu, přičemž ten v prvním zpoždění je kladný a v druhém záporný. Grangerova kauzalita pro VEC model ukazuje od ON k indexu. Diferencované VAR modely se shodují v kladných parametrech a převážně oboustranné kauzalitě.

Tabulka 2-61: Korelace s FED_IR

Correlation								
	KOREA	DLKOREA	DLLR	DLON	DLSR	LR	ON	SR
KOREA	1.000000	0.023408	-0.011624	-0.011055	-0.005191	-0.714961	-0.477778	-0.461438
DLKOREA	0.023408	1.000000	0.148133	-0.015994	-0.119477	0.002422	-0.019552	-0.053023
DLLR	-0.011624	0.148133	1.000000	0.150239	0.024030	0.128224	0.023307	0.011086
DLON	-0.011055	-0.015994	0.150239	1.000000	0.357422	0.091302	0.112876	0.038278
DLSR	-0.005191	-0.119477	0.024030	0.357422	1.000000	0.150002	0.120194	0.126539
LR	-0.714961	0.002422	0.128224	0.091302	0.150002	1.000000	0.817765	0.805994
ON	-0.477778	-0.019552	0.023307	0.112876	0.120194	0.817765	1.000000	0.983813
SR	-0.461438	-0.053023	0.011086	0.038278	0.126539	0.805994	0.983813	1.000000

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

I přes negativní korelace indexu s úrokovou mírou prezentované v tabulce 2-61 není v časových řadách přítomna kointegrace. VAR model diferencovaných veličin je signifikantní pro LR a ON – vztah kladný a od indexu. Statické modely jsou nesignifikantní.

2.8.7 *Shrnutí*

Tabulka 2-62: Shrnutí výstupů

	I(d)	kointegrace - Johansen	VAR		VEC				GK - VAR		GK - VEC		statický		exo/endo		kointegrace - statický model			
																	k indexu		od indexu	
			k ind	od ind	k ind	od ind	k dlind	od dlind	k ind	od ind	k ind	od ind	k ind	od ind	k ind	od ind	graf rez	ADF rez	graf rez	ADF rez
D																				
index	I(1), RW																			
dlindex	I(0)																			
M																				
index	I(1), RW																			
dlindex	I(0)																			
CPI_US	I(0)		N	N					N	N			N	N						
CPI_local	I(0)		N	N					N	N			N	N						
DR	I(1)	N											N	N						
DR_US	I(1)	N											N	N						
dIDR	I(0)		N	Y/N, +					N	Y			Y, +	Y, +			Y	Y	Y	Y
dIDR_US	I(0)		N	N					N	N			N	N						
m3	I(1)	Y (2)			N	Y, +	N	N			N	N	N	N						
m3_us	I(1)	N											N	N						
dlm3	I(0)		N	N					N	N			N	N						
dlm3_us	I(0)		N	N					N	N			N	N						
Q																				
index	I(1), RW																			
dlindex	I(0)																			
CAtoGDP	I(1)	N											N	N						
CAtoGDP_US	I(1)	N											N	N						
dCA	I(0)		N	Y/N, -					N	N			N	N						
dCA_US	I(0)		N	Y/N, -					N	N			N	N						
rGDP	I(0)		N	Y, +					N	Y			Y, +	Y, +	endo	endo	Y	Y	Y	Y
rGDP_US	I(0)		N	N					N	N			Y, +	Y, +			Y	Y	Y	Y

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

V Koreji se na měsíčních datech prokázala pouze krátkodobá pozitivní vazba na místní devizové rezervy převažující ve směru od indexu. Rovněž bylo prokázáno, že korejský index předbíhá reálný výstup tamější ekonomiky a ve shodném období se vzájemně ovlivňují. Data obecně ukazují na skutečnost, že analytici formují racionální očekávání. Místní akciový trh vykazuje s LIBOR inverzní dlouhodobý vztah a pozitivní krátkodobý. Zarážející je, že stejné výsledky byly dosaženy i pro místní úrokové míry. Vztah k úrokovým mírám FEDu je pouze krátkodobý a kladný.

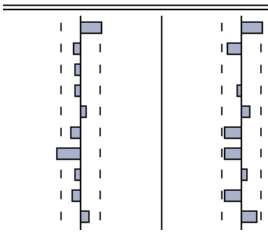
2.9 *Mexiko*

Centrální banka pracuje v režimu cílování inflace, kde krátkodobá IR hraje roli operativního kriteria. Průměrná inflace za rok 2013 dosahovala 3,81%, což vede k reálné úrokové míře v Mexiku na úrovni zhruba 1%. Průměrný kurz mexického pesa pro rok 2013 činil 12,77MXN/USD.

2.9.1 *Index*

Pro daily frekvenci je model AR(1) optimálním modelem. Korelogramy výnosů i reziduí modelu odpovídají bílému šumu. Přestože korelogram měsíčních výnosů na obrázku 2-132 není jednoznačně pro random walk, dávají modely pro měsíční frekvenci stejné výsledky. Naproti tomu čtvrtletní řada již nelze snadno namodelovat. Nedaří se nalézt optimální ARIMA model a obyčejný AR(1) vychází nestacionární a s relativně vysokou korelací v prvním zpoždění (viz obrázek 2-133).

Obrázek 2-132: Reziduální ACF a PACF pro AR(1)



Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.278	0.278	4.9479	0.026
		2	-0.092	-0.184	5.5004	0.064
		3	-0.082	-0.000	5.9429	0.114
		4	-0.066	-0.063	6.2409	0.182
		5	0.071	0.109	6.5872	0.253
		6	-0.120	-0.220	7.6004	0.269
		7	-0.312	-0.219	14.508	0.043
		8	-0.070	0.068	14.863	0.062
		9	-0.104	-0.211	15.668	0.074
		10	0.111	0.195	16.605	0.084

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Obrázek 2-133: Výstup AR(1) modelu

Dependent Variable: INDEX
Method: Least Squares
Date: 06/03/14 Time: 18:31
Sample (adjusted): 1999Q1 2014Q1
Included observations: 61 after adjustments
Convergence achieved after 3 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AR(1)	1.017932	0.010499	96.95936	0.0000

R-squared	0.975106	Mean dependent var	20901.58
Adjusted R-squared	0.975106	S.D. dependent var	12321.68
S.E. of regression	1944.109	Akaike info criterion	17.99925
Sum squared resid	2.27E+08	Schwarz criterion	18.03386
Log likelihood	-547.9772	Hannan-Quinn criter.	18.01281
Durbin-Watson stat	1.383548		

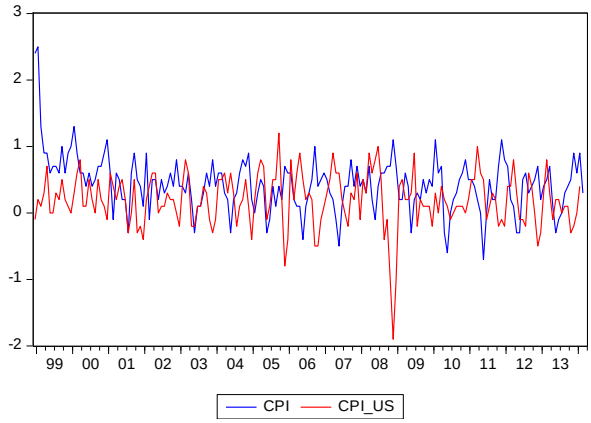
Inverted AR Roots	1.02
	Estimated AR process is nonstationary

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

2.9.2 *CPI*

Mexiko je od nového tisíciletí relativně nízkoinflační ekonomika, hodnotami průměrné akcelerace inflace prakticky nepřesahující 1% (viz obrázek 2-134). Tabulka 2-63 ukazuje nízkou zápornou korelaci indexu s CPI.

Obrázek 2-134: Vývoj změn CPI a CPI_US



Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Obrázek 2-135: Výstup VAR modelu

	CPI_US	DLINDEX
CPI_US(-1)	0.556218	-0.025130
	(0.07407)	(0.01256)
	[7.50924]	[-2.00105]
CPI_US(-2)	-0.224521	0.018120
	(0.07330)	(0.01243)
	[-3.06321]	[1.45810]
DLINDEX(-1)	1.094800	0.079854
	(0.44534)	(0.07550)
	[2.45836]	[1.05760]
DLINDEX(-2)	-0.011722	0.009013
	(0.45145)	(0.07654)
	[-0.02596]	[0.11776]
C	0.120255	0.011751
	(0.03043)	(0.00516)
	[3.95136]	[2.27745]
R-squared	0.279820	0.029068

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Tabulka 2-63: Korelace

Correlation				
	CPI	CPI_US	INDEX	DLINDEX
CPI	1.000000	-0.158812	-0.212153	0.065396
CPI_US	-0.158812	1.000000	-0.026079	0.001041
INDEX	-0.212153	-0.026079	1.000000	-0.034944
DLINDEX	0.065396	0.001041	-0.034944	1.000000

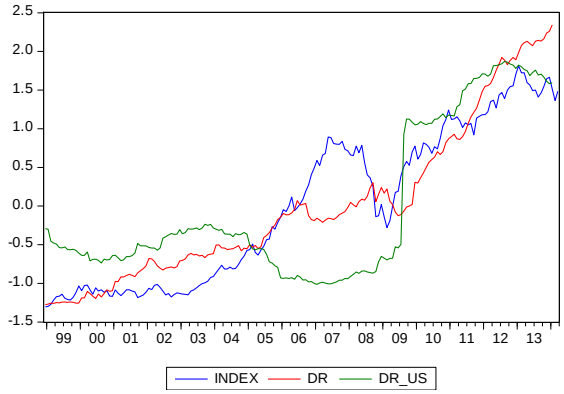
Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Významný je pouze VAR model pro CPI_US, nicméně znaménka parametrů zarážející. Grangerova kauzalita jde k cpi_us a parametr je dle obrázku 2-135 u prvního zpoždění kladný. Naopak parametr pro cpi_us(-1) je záporný.

2.9.3 *Devizové rezervy*

Obrázek 2-136 naznačuje společný vývoj v pokrizovém období, což potvrzují vysoké korelace v tabulce 2-64.

Obrázek 2-136: Vývoj devizových rezerv a indexu (normalizovaná data)



Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Tabulka 2-64: Korelace

Correlation						
	DLDR	DLDR_US	DLINDEX	DR	DR_US	INDEX
DLDR	1.000000	0.029647	0.076264	0.046484	0.117906	0.039592
DLDR_US	0.029647	1.000000	0.022898	0.029635	0.106607	0.079095
DLINDEX	0.076264	0.022898	1.000000	-0.076454	-0.027116	-0.034944
DR	0.046484	0.029635	-0.076454	1.000000	0.831390	0.921118
DR_US	0.117906	0.106607	-0.027116	0.831390	1.000000	0.701995
INDEX	0.039592	0.079095	-0.034944	0.921118	0.701995	1.000000

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Byl nalezen vztah pouze pro DR. Johansenův test ukázal kointegraci podle prvního předpokladu. Výstup VEC modelu zachycuje obrázek 2-137. Dlouhodobý vztah je vzájemný a kladný. Krátkodobě pozorujeme významné záporné parametry od DR k indexu. Tento směr vztahu byl potvrzen i Grangerovou kauzalitou. Diferencovaný model ukazuje jiné hodnoty parametrů, nicméně znaménka se shodují a Grangerova kauzalita také.

Obrázek 2-137: Výstup VEC modelu

Error Correction:	D(INDEX)	D(DR)
CointEq1	0.004554	0.008730
	(0.00189)	(0.00266)
	[2.41087]	[3.28492]
D(INDEX(-1))	0.068749	0.127033
	(0.07694)	(0.10827)
	[0.89350]	[1.17331]
D(INDEX(-2))	0.046515	-0.047258
	(0.07550)	(0.10624)
	[0.61606]	[-0.44481]
D(INDEX(-3))	0.155897	0.040935
	(0.07435)	(0.10462)
	[2.09673]	[0.39126]
D(DR(-1))	-0.121024	0.055501
	(0.05462)	(0.07685)
	[-2.21593]	[0.72220]
D(DR(-2))	-0.159916	0.012286
	(0.05556)	(0.07818)
	[-2.87816]	[0.15715]
D(DR(-3))	0.071132	0.137208
	(0.05658)	(0.07961)
	[1.25723]	[1.72346]
R-squared	0.104514	0.063741

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

2.9.4 *Peněžní zásoba*

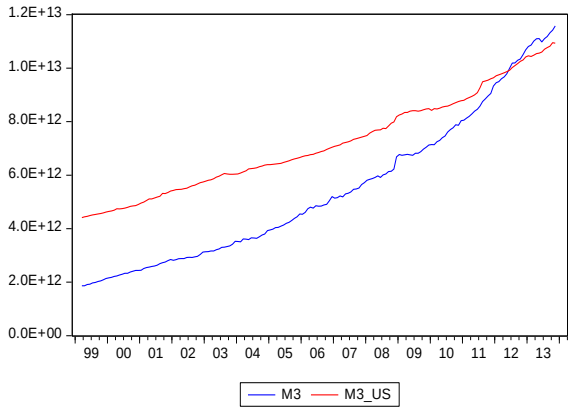
Tabulka 2-65 ukazuje pozitivní korelace. Na obrázku 2-138 stojí za povšimnutí skutečnost, že v Mexiku byla až do roku 2012 nižší měnová zásoba než v USA. Obrázek 2-139 ukazuje společný vývoj.

Tabulka 2-65: Korelace

Correlation						
	M3	M3_US	DLINDEX	INDEX	DLM3	DLM3_US
M3	1.000000	0.993269	-0.038909	0.944993	-0.029382	0.026866
M3_US	0.993269	1.000000	-0.030297	0.942449	-0.044316	0.020123
DLINDEX	-0.038909	-0.030297	1.000000	-0.005145	0.119502	-0.071599
INDEX	0.944993	0.942449	-0.005145	1.000000	-0.028116	-0.007551
DLM3	-0.029382	-0.044316	0.119502	-0.028116	1.000000	0.194389
DLM3_US	0.026866	0.020123	-0.071599	-0.007551	0.194389	1.000000

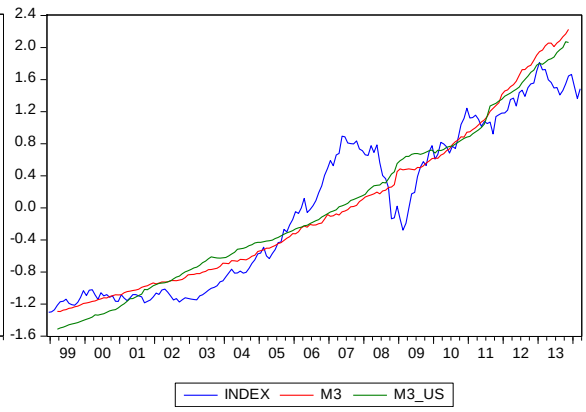
Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Obrázek 2-138: Vývoj peněžní zásoby



Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Obrázek 2-139: Vývoj peněžní zásoby a indexu (normalizovaná data)



Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Výstupy VEC modelu shrnují obrázky 2-140 a 141. Byl nalezen záporný dlouhodobý parametr od indexu k M3 a záporný diferencovaný od M3 k indexu. Grangerova kauzalita modelu ukazuje k indexu. Dále existuje pozitivní dlouhodobý parametr od indexu k M3-US a ve stejném směru záporný diferencovaný. Grangerova kauzalita modelu ukazuje naopak od indexu.

Obrázek 2-140: Výstup VEC modelu (1)

Error Correction:	D(INDEX)	D(M3)
CointEq1	-0.001917	-303804.8
	(0.00103)	(57334.4)
	[-1.86546]	[-5.29882]
D(INDEX(-1))	0.109739	-3152899.
	(0.07972)	(4447227)
	[1.37663]	[-0.70896]
D(INDEX(-2))	0.016115	-4721858.
	(0.07848)	(4378483)
	[0.20533]	[-1.07842]
D(M3(-1))	-3.73E-09	0.045736
	(1.4E-09)	(0.07937)
	[-2.62088]	[0.57625]
D(M3(-2))	-9.97E-10	-0.095833
	(1.5E-09)	(0.08093)
	[-0.68708]	[-1.18411]
C	431.7609	5.97E+10
	(131.002)	(7.3E+09)
	[3.29584]	[8.17257]
R-squared	0.051952	0.187331

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Obrázek 2-141: Výstup VEC modelu (2)

Error Correction:	D(INDEX)	D(M3_US)
CointEq1	0.001158	137644.7
	(0.00065)	(19411.3)
	[1.77459]	[7.09097]
D(INDEX(-1))	0.083719	-3038691.
	(0.07704)	(2292481)
	[1.08671]	[-1.32550]
D(INDEX(-2))	-0.003772	-8111292.
	(0.07671)	(2282572)
	[-0.04917]	[-3.55358]
D(M3_US(-1))	-5.20E-09	0.182875
	(2.6E-09)	(0.07627)
	[-2.02744]	[2.39779]
D(M3_US(-2))	3.28E-09	0.056419
	(2.6E-09)	(0.07796)
	[1.25028]	[0.72364]
R-squared	0.033743	0.205849

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Obrázek 2-142: Výstup statického modelu (1)

Dependent Variable: DLM3
Method: Least Squares
Date: 05/30/14 Time: 14:39
Sample (adjusted): 1999M04 2013M11
Included observations: 176 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLINDEX	0.053610	0.018129	2.957222	0.0035

R-squared	-0.971216	Mean dependent var	0.010365
Adjusted R-squared	-0.971216	S.D. dependent var	0.010051
S.E. of regression	0.014111	Akaike info criterion	-5.678061
Sum squared resid	0.034846	Schwarz criterion	-5.660047
Log likelihood	500.6694	Hannan-Quinn criter.	-5.670755
Durbin-Watson stat	1.055934		

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Obrázek 2-143: Výstup statického modelu (2)

Dependent Variable: DLINDEX
Method: Least Squares
Date: 05/30/14 Time: 14:40
Sample (adjusted): 1999M04 2013M11
Included observations: 176 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLM3	0.887776	0.300206	2.957222	0.0035

R-squared	0.011917	Mean dependent var	0.011149
Adjusted R-squared	0.011917	S.D. dependent var	0.057768
S.E. of regression	0.057423	Akaike info criterion	-2.871085
Sum squared resid	0.577041	Schwarz criterion	-2.853070
Log likelihood	253.6554	Hannan-Quinn criter.	-2.863778
Durbin-Watson stat	1.894926		

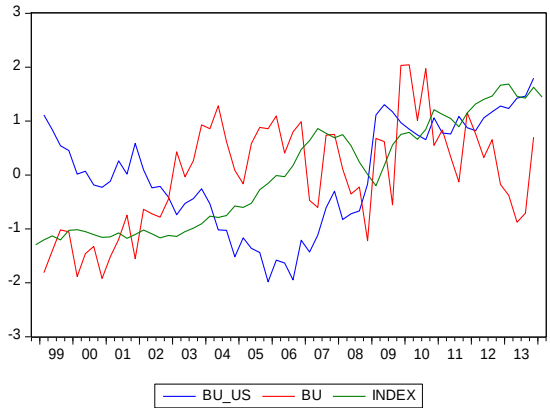
Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Dle reziduální analýzy se statické modely na obrázcích 2-142 a 143 jeví jako přijatelně, nicméně R-squared je dokonce záporná. Parametry ukazují kladný vztah.

2.9.5 *Saldo běžného účtu platební bilance k HDP*

V posledních pěti letech naznačuje obrázek 2-144 shodný vývoj indexu a BU_US. Jak zachycuje tabulka 2-66, korelace vychází i pro domácí BU.

Obrázek 2-144: Vývoj indexu a sald běžných účtů k HDP (normalizovaná data)



Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Tabulka 2-66: Korelace

Correlation						
	BU_US	BU	DBU	DBU_US	DLINDEX	INDEX
BU_US	1.000000	-0.068497	0.090275	0.222593	-0.060568	0.431609
BU	-0.068497	1.000000	0.360218	0.016930	0.202177	0.439845
DBU	0.090275	0.360218	1.000000	0.066418	-0.030425	-0.084723
DBU_US	0.222593	0.016930	0.066418	1.000000	-0.076662	0.207928
DLINDEX	-0.060568	0.202177	-0.030425	-0.076662	1.000000	-0.003914
INDEX	0.431609	0.439845	-0.084723	0.207928	-0.003914	1.000000

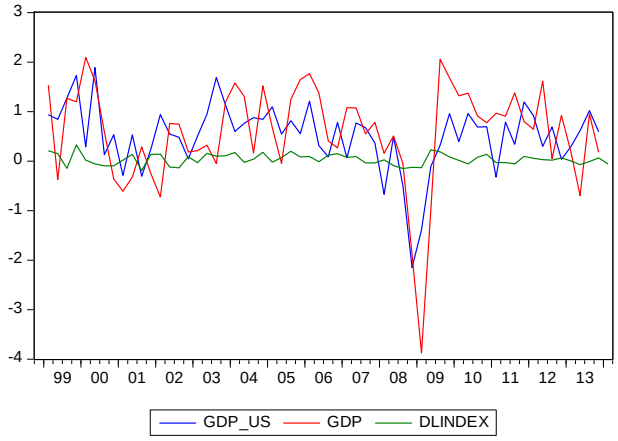
Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Johansenův test neprokázal kointegraci a vztahy byly nalezeny pouze v diferencovaných VAR modelech. Diferencovaný VAR pro DBU_US ukázal kauzalitu k DBU_US a to díky významnému negativnímu parametru v prvním zpoždění o hodnotě -1.46. Pro DBU jsou dva signifikantní pozitivní parametry od DBU k dlindexu, ale na hraně přijatelnosti a Grangerova kauzalita se nepotvrdila. Změna počtu zahrnutých zpoždění vztahy ruší, a proto nepovažuji výsledky za věruhodné.

2.9.6 *Reálný výstup ekonomiky*

Na obrázku 1-145 lze pozorovat v době krize vyšší propad než v USA. Obecně Mexiko nevykazuje vyšší zrychlování růstu reálného HDP. Tabulka 2-67 ukazuje pozitivní korelaci silnější pro USA.

Obrázek 2-145: Vývoj reálných růstů ekonomik a dlindexu



Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Tabulka 2-67: Korelace

Correlation				
	GDP_US	GDP	INDEX	DLINDEX
GDP_US	1.000000	0.548326	-0.123624	0.370330
GDP	0.548326	1.000000	0.094780	0.218651
INDEX	-0.123624	0.094780	1.000000	-0.036902
DLINDEX	0.370330	0.218651	-0.036902	1.000000

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Pro obě země byly nalezeny statické modely (viz obrázky 2-146 až 149), které vykazují signifikantní kladné parametry v obou směrech, přijatelnou DW a endogenní vztahy. Ve směru od dlindexu byly nalezeny pro obě země i dynamizované modely. Na domácím trhu vývoj indexu předpovídá vývoj rGDP dokonce tři období předem.[44] I podle VAR modelu a Grangerovy kauzality je na mexickém trhu jednoznačně potvrzen vztah od dlindexu k rGDP a sice 3 období zpět.

Obrázek 2-146: Výstup ADL modelu (1)

Dependent Variable: GDP_US
Method: Least Squares
Date: 05/05/14 Time: 14:29
Sample (adjusted): 1999Q3 2013Q4
Included observations: 58 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLINDEX	2.387780	0.662497	3.604212	0.0007
DLINDEX(-1)	1.538863	0.655574	2.347352	0.0226
DLINDEX(-2)	2.612954	0.644198	4.056132	0.0002
C	0.275640	0.080092	3.441557	0.0011

R-squared	0.393242	Mean dependent var	0.496851
Adjusted R-squared	0.359534	S.D. dependent var	0.672912
S.E. of regression	0.538526	Akaike info criterion	1.666509
Sum squared resid	15.66053	Schwarz criterion	1.808608
Log likelihood	-44.32876	Hannan-Quinn criter.	1.721860
F-statistic	11.66588	Durbin-Watson stat	1.568543
Prob(F-statistic)	0.000005		

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Obrázek 2-147: Výstup ADL modelu (2)

Dependent Variable: GDP
Method: Least Squares
Date: 05/30/14 Time: 13:51
Sample (adjusted): 1999Q4 2013Q4
Included observations: 57 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLINDEX	2.213654	0.864256	2.561342	0.0133
DLINDEX(-1)	4.955911	0.843993	5.871979	0.0000
DLINDEX(-2)	4.041115	0.831619	4.859333	0.0000
DLINDEX(-3)	2.264087	0.819454	2.762922	0.0079

R-squared	0.532911	Mean dependent var	0.564634
Adjusted R-squared	0.506472	S.D. dependent var	0.999470
S.E. of regression	0.702144	Akaike info criterion	2.198235
Sum squared resid	26.12931	Schwarz criterion	2.341607
Log likelihood	-58.64968	Hannan-Quinn criter.	2.253954
Durbin-Watson stat	1.513688		

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Obrázek 2-148: Výstup statického modelu (1)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GDP_US	0.064897	0.015812	4.104312	0.0001

R-squared	0.135768	Mean dependent var	0.036289
Adjusted R-squared	0.135768	S.D. dependent var	0.109848
S.E. of regression	0.102119	Akaike info criterion	-1.708822
Sum squared resid	0.615274	Schwarz criterion	-1.673917
Log likelihood	52.26467	Hannan-Quinn criter.	-1.695169
Durbin-Watson stat	2.008325		

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Obrázek 2-149: Výstup statického modelu (2)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GDP	0.034063	0.012319	2.765137	0.0076

R-squared	0.016475	Mean dependent var	0.036289
Adjusted R-squared	0.016475	S.D. dependent var	0.109848
S.E. of regression	0.108940	Akaike info criterion	-1.579521
Sum squared resid	0.700202	Schwarz criterion	-1.544615
Log likelihood	48.38562	Hannan-Quinn criter.	-1.565867
Durbin-Watson stat	1.960423		

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

2.9.7 *Úroková míra*

Tabulka 2-68 ukazuje zápornou korelaci LIBOR s indexem. Johansenův test nalezl kointegraci pouze pro LIBOR_1M podle prvního předpokladu. Následná modelace VEC ukázala pouze dlouhodobý negativní parametr od indexu k IR. Pro diferencované modely vychází parametry pozitivně a směrem k LIBOR.

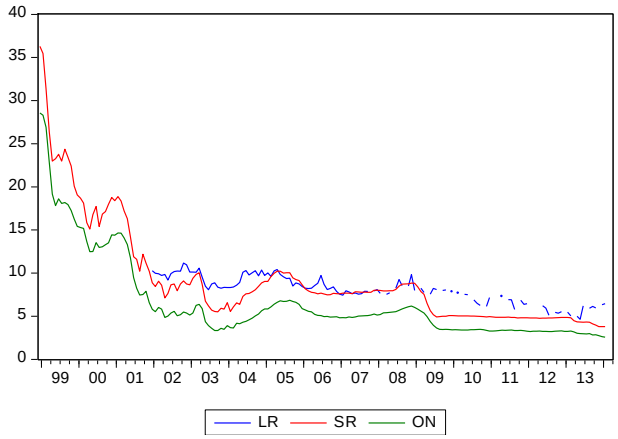
[44] Mohlo by souviset se skutečností, že pro čtvrtletní index nešel nalézt neautokorelovaný model.

Tabulka 2-68: Korelace s LIBOR

Correlation										
	DLINDEX	DLLIBOR_1M	DLLIBOR_1Y	DLLIBOR_3M	DLLIBOR_ON	LIBOR_1M	INDEX	LIBOR_3M	LIBOR_1Y	LIBOR_ON
DLINDEX	1.000000	0.098550	0.083482	-0.092463	0.029432	0.050435	-0.037462	0.020203	0.053807	-0.042563
DLLIBOR_1M	0.098550	1.000000	0.735034	0.829593	0.927270	0.187935	0.012595	0.147195	0.153658	0.216390
DLLIBOR_1Y	0.083482	0.735034	1.000000	0.840195	0.586733	0.140619	-0.040636	0.141268	0.196596	0.155245
DLLIBOR_3M	-0.092463	0.829593	0.840195	1.000000	0.646340	0.197301	-0.003924	0.182185	0.185303	0.216765
DLLIBOR_ON	0.029432	0.927270	0.586733	0.646340	1.000000	0.156139	-0.001211	0.118483	0.121127	0.197010
LIBOR_1M	0.050435	0.187935	0.140619	0.197301	0.156139	1.000000	-0.237516	0.995392	0.975784	0.974464
INDEX	-0.037462	0.012595	-0.040636	-0.003924	-0.001211	-0.237516	1.000000	-0.233302	-0.227247	-0.255637
LIBOR_3M	0.020203	0.147195	0.141268	0.182185	0.118483	0.995392	-0.233302	1.000000	0.987314	0.968077
LIBOR_1Y	0.053807	0.153658	0.196596	0.185303	0.121127	0.975784	-0.227247	0.987314	1.000000	0.941505
LIBOR_ON	-0.042563	0.216390	0.155245	0.216765	0.197010	0.974464	-0.255637	0.968077	0.941505	1.000000

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Obrázek 2-150: Vývoj místních úrokových měr



Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Po roce 2008 není na obrázku 2-150 pozorovatelný nijak významný pokles IR. Po hyper vysokých IR se od nového tisíciletí hodnoty stabilizovaly do jednociferných řádů. Hodnoty stále klesají (až na LR) a ke konci roku 2013 je ON pod 5%.

Tabulka 2-69: Korelace s lokální IR

Correlation								
	DLINDEX	DLON	DLLR	DLSR	INDEX	LR	ON	SR
DLINDEX	1.000000	-0.232618	-0.271715	-0.295606	-0.079223	-0.007228	0.052657	0.019461
DLON	-0.232618	1.000000	0.160404	0.861349	-0.025267	0.151052	0.172324	0.243316
DLLR	-0.271715	0.160404	1.000000	0.218253	-0.019276	0.214661	-0.037967	-0.013447
DLSR	-0.295606	0.861349	0.218253	1.000000	-0.012812	0.133051	0.077848	0.176720
INDEX	-0.079223	-0.025267	-0.019276	-0.012812	1.000000	-0.872514	-0.490492	-0.585141
LR	-0.007228	0.151052	0.214661	0.133051	-0.872514	1.000000	0.690898	0.777425
ON	0.052657	0.172324	-0.037967	0.077848	-0.490492	0.690898	1.000000	0.973226
SR	0.019461	0.243316	-0.013447	0.176720	-0.585141	0.777425	0.973226	1.000000

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Tabulka 2-69 ukazuje vysoké negativní korelace pro domácí IR a to jak přímo s indexem, tak s jeho výnosy. Pro DLLR ukazuje VAR významný záporný parametr -0,4 v prvním

zpoždění a kauzalitu od indexu k IR. Pro SR je nalezena kointegrace podle prvního předpokladu, ale kromě dlouhodobého kladného vztahu od indexu k IR nejsou parametry významné. Grangerova kauzalita se neukazuje. Pro diferencovaný VAR je nalezena kauzalita opět k IR a hodnoty parametrů jsou záporné v prvním a kladné v třetím zpoždění. Statické modely vypadají relevantně v obou směrech a vždy se záporným znaménkem. Nicméně marginální je významný pouze ve tvar dlsr=dlindex(-1). Rezidua z tohoto modelu přidaná do modelu dlindex=dlsr mění signifikantnost parametrů, tedy úrokovou míru nelze považovat za exogenní veličinu. Stejného výsledku docílím při diferencovaném statickém modelu pro LR. Pro ON byl nalezen záporný parametr v prvním zpoždění k DLON. Výsledek je potvrzen přes Grangerovu kauzalitu. Významný je i model dlindex=dlon, ale už ne dynamizovaně. Parametr -0,2. Opět nelze považovat IR za exogenní. Opačnou exogenitu otestovat nemohu - nemám marginální model pro dlindex. Čtvrtletní data potvrzují měsíční výsledky.

Tabulka 2-70 zachycuje negativní korelace indexu a FED_IR a prakticky nulové krátkodobé korelace. Kointegrace nejsou nalezeny. Jediné významné modely jsou VAR pro DLLR a DLON. Vztah je kladný a potvrzený přes Grangerovu kauzalitu.

Tabulka 2-70: Korelace s FED_IR

Correlation								
	SR	ON	LR	DLSR	DLON	DLLR	MEXIKO	DLMEXIKO
SR	1.000000	0.983813	0.805994	0.126539	0.038278	0.011086	-0.450116	-0.021313
ON	0.983813	1.000000	0.817765	0.120194	0.112876	0.023307	-0.463389	0.017980
LR	0.805994	0.817765	1.000000	0.150002	0.091302	0.128224	-0.756826	0.008357
DLSR	0.126539	0.120194	0.150002	1.000000	0.357422	0.024030	-0.027496	-0.079587
DLON	0.038278	0.112876	0.091302	0.357422	1.000000	0.150239	-0.029658	0.064197
DLLR	0.011086	0.023307	0.128224	0.024030	0.150239	1.000000	-0.024918	0.028967
MEXIKO	-0.450116	-0.463389	-0.756826	-0.027496	-0.029658	-0.024918	1.000000	-0.025300
DLMEXIKO	-0.021313	0.017980	0.008357	-0.079587	0.064197	0.028967	-0.025300	1.000000

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

2.9.8 *Shrnutí*

Tabulka 2-71: Shrnutí výstupů

	I(d)	kointegrace - Johansen	VAR		VEC				GK - VAR		GK - VEC		statický		exo/endo		kointegrace - statický model			
																	k indexu		od indexu	
			k ind	od ind	k ind	od ind	k dlind	od dlind	k ind	od ind	k ind	od ind	k ind	od ind	k ind	od ind	graf rez	ADF rez	graf rez	ADF rez
D																				
index	I(1), RW																			
dlindex	I(0)																			
M																				
index	I(1), RW																			
dlindex	I(0)																			
CPI_US	I(0)		Y/N, -	Y/N, +					N	Y			N	N						
CPI_local	I(0)		N	N					N	N			N	N						
DR	I(1)	Y (1)			Y, +	Y, +	Y, -	N			Y	N								
DR_US	I(1)	N	N	N					N	N										
dIDR	I(0)		Y/N, -	N					Y	N			N	N						
dIDR_US	I(0)		N	N					N	N			N	N						
m3	I(1)	Y (1, 2, 3, 4)			N	Y, -	Y, -	N			Y	N	N	N						
m3_us	I(1)	Y (1, 2)			N	Y, +	N	Y, -			N	Y	N	N						
dlm3	I(0)		N	N					N	N			Y, +	Y/N, +			Y	Y	Y	Y
dlm3_us	I(0)		N	N					N	N			N	N						
Q																				
index	I(1), RW																			
dlindex	I(0)																			
CAtoGDP	I(1)	N	N	N					N	N			N	N						
CAtoGDP_US	I(1)	N	N	N					N	Y			N	N						
dCA	I(0)		Y, +	N					N	N										
dCA_US	I(0)		N	Y, -					N	Y										
rGDP	I(0)		N	Y, +					N	Y			Y	Y	endo	endo	Y	Y	Y	Y
rGDP_US	I(0)		N	Y, +					N	Y			Y	Y	endo	endo	Y	Y	Y	Y

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

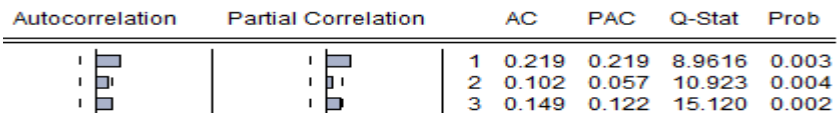
Modely na měsíčních datech ukazují na mexickém akciovém trhu relativně kontroverzní výsledky. Pravděpodobně existuje vazba na vývoj DR a M3. Rovněž byla prokázána silná předbíhající vazba na reálný výstup ekonomiky doma i v USA. Krátkodobě existuje na mexickém trhu kladný vztah mezi indexem a FED_IR a dlouhodobý inverzní vztah pro střednědobý LIBOR. V krátkém období je tento vztah naopak pozitivní. Pro lokální úrokové míry převažují inverzní vztahy.

2.10 *Rusko*

Hodnoty ruského rublu činily v roce 2013 průměrně 31,837 RBL/USD a průměrné roční CPI 6,77%. Reálná úroková míra je tedy blízká nule. Centrální banka používá řízený floating a snahou je do roku 2015 přejít na cílování inflace.

2.10.1 *Index*

Obrázek 2-151: ACF a PACF výnosů z indexu



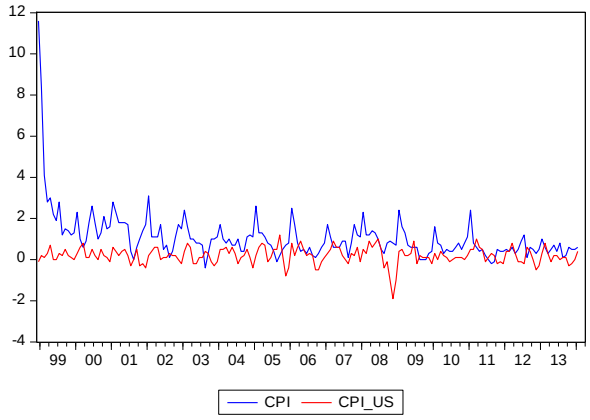
Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Na daily a čtvrtletní časové řadě je model AR(1) optimální a hodnota parametru je prakticky rovna jedné. Pro popis měsíční řady se jeví optimální nejen AR(1) model, kde je parametr roven hodnotě 0,99, ale i AR(2) model. V modelu náhodné procházky figurovala zvýšená autokorelace v prvním zpoždění. Tedy na měsíční řadě proces není jednoznačně random walk. I korelace výnosů na obrázku 2-151 vykazuje v prvním zpoždění vyšší hodnoty – konkrétně 0,219.

2.10.2 *CPI*

V 90. letech jsou na obrázku 2-152 pozorovatelné vysoké hodnoty akcelerace inflace a následná stabilizace na zhruba 2%. Pro účely modelování zkrátím pozorování CPI až od roku 2000. Vysoké hodnoty 90. let mi z řady CPI dělají nestacionární proces. Tabulka 2-72 ukazuje pouze malé korelace.

Obrázek 2-152: Vývoj změn CPI a CPI_US



Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Tabulka 2-72: Korelace

Correlation				
	CPI	CPI_US	DLINDEX	INDEX
CPI	1.000000	0.148216	0.020188	-0.257207
CPI_US	0.148216	1.000000	0.191011	0.148724
DLINDEX	0.020188	0.191011	1.000000	0.025417
INDEX	-0.257207	0.148724	0.025417	1.000000

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

K CPI_US se prosazuje Grangerova kauzalita od dlindexu a VAR má v prvním zpoždění signifikantní parametr o hodnotě 0,9. VAR na lokální CPI ukazuje kladný vztah k dlindexu. Záporná korelace indexu s domácí inflací viditelná v tabulce 2-72 se nepotvrdila. Zajímavé je, že statické modely pro lokální cpi jsou již za hranicí přijatelnosti. Přijatelný je však statický model pro cpi_us, kde parametry jsou rovněž kladné. Rezidua modelu vypadají přijatelně, nicméně R-squared je zklamáním. Viz obrázky 2-153 a 154.

Obrázek 2-153: Výstup statického modelu (1)

Dependent Variable: CPI_US
Method: Least Squares
Date: 05/30/14 Time: 10:01
Sample (adjusted): 1999M01 2014M01
Included observations: 181 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLINDEX	0.525458	0.265330	1.980392	0.0492
C	0.190652	0.029416	6.481203	0.0000

R-squared	0.021441	Mean dependent var	0.197790
Adjusted R-squared	0.015974	S.D. dependent var	0.395946
S.E. of regression	0.392770	Akaike info criterion	0.979805
Sum squared resid	27.61408	Schwarz criterion	1.015148
Log likelihood	-86.67238	Hannan-Quinn criter.	0.994134
F-statistic	3.921952	Durbin-Watson stat	1.165993
Prob(F-statistic)	0.049192		

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Obrázek 2-154: Výstup statického modelu (2)

Dependent Variable: DLINDEX
Method: Least Squares
Date: 05/30/14 Time: 10:02
Sample (adjusted): 1999M01 2014M01
Included observations: 181 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CPI_US	0.046396	0.018389	2.523000	0.0125

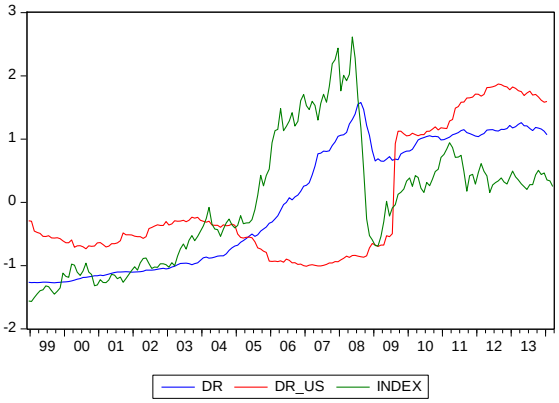
R-squared	0.019432	Mean dependent var	0.013585
Adjusted R-squared	0.019432	S.D. dependent var	0.110336
S.E. of regression	0.109258	Akaike info criterion	-1.584695
Sum squared resid	2.148725	Schwarz criterion	-1.567024
Log likelihood	144.4149	Hannan-Quinn criter.	-1.577531
Durbin-Watson stat	1.675587		

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

2.10.3 *Devizové rezervy*

Na základě velmi podobného vývoje DR a indexu zobrazeného na obrázku 2-155 a vysoké korelace v tabulce 2-73 lze předpokládat existenci vztahu mezi DR a indexem. Mírnou korelaci spatřujeme i u diferencovaných veličin.

Obrázek 2-155: Vývoj devizových rezerv a indexu (normalizovaná data)



Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Obrázek 2-156: Výstup VEC modelu

Error Correction:	D(INDEX)	D(DR)
CointEq1	-0.004892	7.514235
	(0.02755)	(1.91892)
	[-0.17759]	[3.91587]
D(INDEX(-1))	0.180478	19.29654
	(0.08172)	(5.69253)
	[2.20856]	[3.38980]
D(INDEX(-2))	0.039290	16.40821
	(0.08351)	(5.81746)
	[0.47048]	[2.82051]
D(INDEX(-3))	0.180275	19.22391
	(0.08516)	(5.93256)
	[2.11681]	[3.24041]
D(DR(-1))	0.000636	0.286356
	(0.00111)	(0.07748)
	[0.57158]	[3.69569]
D(DR(-2))	-0.001511	0.010227
	(0.00114)	(0.07970)
	[-1.32063]	[0.12832]
D(DR(-3))	-0.001320	-0.078943
	(0.00104)	(0.07218)
	[-1.27411]	[-1.09372]
C	5.642352	1171.422
	(5.48362)	(381.994)
	[1.02895]	[3.06660]
R-squared	0.114754	0.555301

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Tabulka 2-73: Korelace

Correlation						
	DLINDEX	INDEX	DR_US	DR	DLDR_US	DLDR
DLINDEX	1.000000	0.025417	-0.014966	-0.149550	-0.013232	0.170796
INDEX	0.025417	1.000000	0.069218	0.711706	-0.019691	-0.095449
DR_US	-0.014966	0.069218	1.000000	0.577592	0.094355	-0.321864
DR	-0.149550	0.711706	0.577592	1.000000	0.092976	-0.428761
DLDR_US	-0.013232	-0.019691	0.094355	0.092976	1.000000	-0.116385
DLDR	0.170796	-0.095449	-0.321864	-0.428761	-0.116385	1.000000

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Pro vztah s DR_US není nalezena kointegrace ani žádné významné modely. Kointegrace však existuje pro DR. VAR, VEC i Grangerova kauzalita ukazují jednoznačně na vztah od indexu k DR s vysokými kladnými parametry, jak krátkodobými, tak dlouhodobými. Statické modely pro DLDR jsou poměrně autokorelované a R-squared malé, ale podle reziduí přijatelné a potvrzují pozitivní vztah obou veličin. Kvalitnější model je od DLDR k dlindexu. Viz obrázky 2-156 až 158.

Obrázek 2-157: Výstup statického modelu (1)

Dependent Variable: DLDR
Method: Least Squares
Date: 05/30/14 Time: 10:16
Sample (adjusted): 1999M01 2014M01
Included observations: 181 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.020330	0.003244	6.266785	0.0000
DLINDEX	0.089588	0.029261	3.061668	0.0025

R-squared	0.049762	Mean dependent var	0.021547
Adjusted R-squared	0.044453	S.D. dependent var	0.044311
S.E. of regression	0.043315	Akaike info criterion	-3.429633
Sum squared resid	0.335843	Schwarz criterion	-3.394290
Log likelihood	312.3818	Hannan-Quinn criter.	-3.415304
F-statistic	9.373811	Durbin-Watson stat	0.948485
Prob(F-statistic)	0.002540		

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Obrázek 2-158: Výstup statického modelu (2)

Dependent Variable: DLINDEX
Method: Least Squares
Date: 05/30/14 Time: 10:15
Sample (adjusted): 1999M01 2014M01
Included observations: 181 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLDR	0.569869	0.162630	3.504076	0.0006

R-squared	0.049587	Mean dependent var	0.013585
Adjusted R-squared	0.049587	S.D. dependent var	0.110336
S.E. of regression	0.107565	Akaike info criterion	-1.615931
Sum squared resid	2.082647	Schwarz criterion	-1.598259
Log likelihood	147.2417	Hannan-Quinn criter.	-1.608766
Durbin-Watson stat	1.657704		

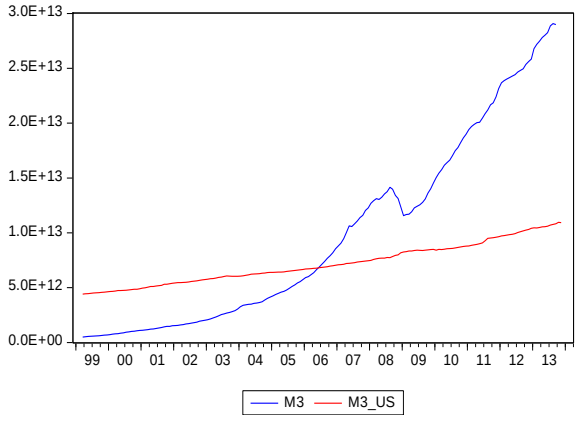
Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

2.10.4 *Peněžní zásoba*

V Rusku je oproti USA pozorovatelný mnohem dynamičtější růst peněžní zásoby a v roce 2008 krátkodobý propad, který časově odpovídá propadu ruských devizových rezerv[45]. Nespatřuji společný vývoj s indexem. Viz obrázky 2-159 a 160.

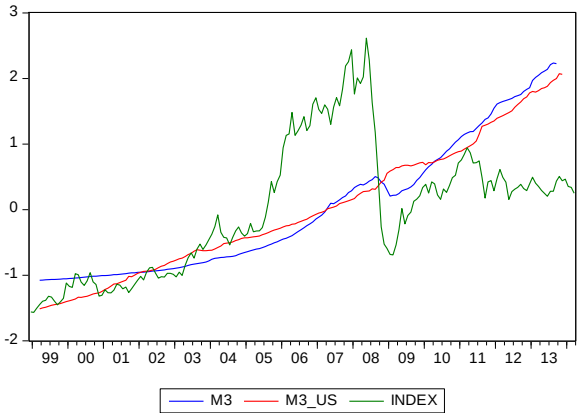
[45] Z ekonomického hlediska je vazba snadno vysvětlitelná - výprodej rezerv znamenalo stažení ruské měny z oběhu a tedy pokles měnového agregátu. Kdybychom se podívali na vývoj kurzu, pravděpodobně bychom spatřili v tomto období apreciaci rublu.

Obrázek 2-159: Vývoj peněžní zásoby



Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Obrázek 2-160: Vývoj peněžní zásoby a indexu (normalizovaná data)



Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Kointegrace byla nalezena pro domácí i zahraniční měnový agregát a všechny signifikantní modely se shodují v kladných parametrech. Kauzalita se prosazuje ve směru od indexu. Viz obrázky 2-161 a 162.

Obrázek 2-161: Výstup VEC modelu (1)

Error Correction:	D(INDEX)	D(M3)
CointEq1	-0.017977	81579152
	(0.00980)	(2.2E+07)
	[-1.83523]	[3.66699]
D(INDEX(-1))	0.197162	6.72E+08
	(0.07719)	(1.8E+08)
	[2.55428]	[3.83249]
D(INDEX(-2))	0.028909	3.45E+08
	(0.08099)	(1.8E+08)
	[0.35693]	[1.87302]
D(M3(-1))	3.07E-11	0.447039
	(3.5E-11)	(0.07905)
	[0.88077]	[5.65484]
D(M3(-2))	5.90E-12	0.031076
	(3.3E-11)	(0.07587)
	[0.17651]	[0.40962]
C	-3.052597	8.24E+10
	(7.42456)	(1.7E+10)
	[-0.41115]	[4.88684]
R-squared	0.071018	0.531607

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Obrázek 2-162: Výstup VEC modelu (2)

Error Correction:	D(INDEX)	D(M3_US)
CointEq1	-1.48E-05	-100438.9
	(3.0E-05)	(14759.2)
	[-0.49422]	[-6.80515]
D(INDEX(-1))	0.204762	-43235827
	(0.07682)	(3.8E+07)
	[2.66545]	[-1.14251]
D(INDEX(-2))	0.049663	-95540642
	(0.07710)	(3.8E+07)
	[0.64414]	[-2.51551]
D(M3_US(-1))	-2.57E-10	0.177985
	(1.6E-10)	(0.07789)
	[-1.62666]	[2.28512]
D(M3_US(-2))	2.01E-10	0.039485
	(1.6E-10)	(0.07916)
	[1.25047]	[0.49880]
R-squared	0.069158	0.178929

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Tabulka 2-74: Korelace

Correlation						
	DLINDEX	DLM3	DLM3_US	INDEX	M3	M3_US
DLINDEX	1.000000	0.194829	-0.116453	-0.014495	-0.115505	-0.102157
DLM3	0.194829	1.000000	-0.238868	-0.110676	-0.417318	-0.448026
DLM3_US	-0.116453	-0.238868	1.000000	-0.068156	0.041972	0.020259
INDEX	-0.014495	-0.110676	-0.068156	1.000000	0.539027	0.563611
M3	-0.115505	-0.417318	0.041972	0.539027	1.000000	0.979239
M3_US	-0.102157	-0.448026	0.020259	0.563611	0.979239	1.000000

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Přes tyto synchronizované výsledky není korelace v tabulce 2-74 nikterak silná a diferencované veličiny ukazují korelaci dokonce zápornou.

Obrázek 2-163: Výstup statického modelu (1)

Dependent Variable: DLINDEX
Method: Least Squares
Date: 05/30/14 Time: 10:39
Sample (adjusted): 1999M04 2013M09
Included observations: 174 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLM3	0.745942	0.275468	2.707908	0.0075

R-squared	0.029783	Mean dependent var	0.011539
Adjusted R-squared	0.029783	S.D. dependent var	0.108668
S.E. of regression	0.107037	Akaike info criterion	-1.625553
Sum squared resid	1.982048	Schwarz criterion	-1.607398
Log likelihood	142.4231	Hannan-Quinn criter.	-1.618188
Durbin-Watson stat	1.732821		

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Obrázek 2-164: Výstup statického modelu (2)

Dependent Variable: DLM3
Method: Least Squares
Date: 05/30/14 Time: 10:40
Sample (adjusted): 1999M04 2013M09
Included observations: 174 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLINDEX	0.032104	0.012324	2.605079	0.0100
C	0.023059	0.001343	17.17138	0.0000

R-squared	0.037958	Mean dependent var	0.023429
Adjusted R-squared	0.032365	S.D. dependent var	0.017906
S.E. of regression	0.017614	Akaike info criterion	-5.228822
Sum squared resid	0.053363	Schwarz criterion	-5.192511
Log likelihood	456.9075	Hannan-Quinn criter.	-5.214092
F-statistic	6.786437	Durbin-Watson stat	0.916389
Prob(F-statistic)	0.009990		

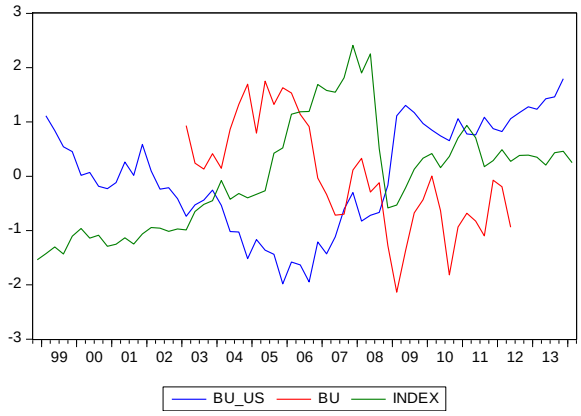
Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Statické modely zobrazené na obrázcích 2-163 a 164 vykazují rovněž kladné parametry. Ve směru od indexu je model velmi korelovaný. R-squared je opět zklamáním, ale analýza reziduí přijatelná.

2.10.5 *Saldo běžného účtu platební bilance k HDP*

Dle tabulky 2-75 a obrázku 2-165 neshledávám žádné významné korelace nebo vzájemný vývoj.

Obrázek 2-165: Vývoj indexu a sald běžných účtů k HDP (normalizovaná data)



Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Tabulka 2-75: Korelace

Correlation						
	BU_US	BU	DBU	DBU_US	DLINDEX	INDEX
BU_US	1.000000	-0.774323	0.095562	0.234949	-0.015349	-0.233821
BU	-0.774323	1.000000	0.307626	-0.484793	0.187034	-0.018900
DBU	0.095562	0.307626	1.000000	-0.414535	0.130366	-0.007602
DBU_US	0.234949	-0.484793	-0.414535	1.000000	0.021793	0.005617
DLINDEX	-0.015349	0.187034	0.130366	0.021793	1.000000	0.095585
INDEX	-0.233821	-0.018900	-0.007602	0.005617	0.095585	1.000000

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Johansenův test ukázal kointegraci pro BU_US, kde dlouhodobé parametry jsou významné, ale paradoxně s protichůdnými znaménky. Rovněž významné jsou první dvě diferencovaná zpoždění od indexu k BU_US a to se záporným znaménkem. To potvrzuje i Grangerova kauzalita. Klasický VAR generuje stejné výstupy. VAR model pro DBU_US výsledky potvrzuje. Jak v kauzalitě, tak ve významnosti a znaménku parametrů. Diferencovaný VAR model pro lokální BU ukazuje silný parametr pouze v prvním zpoždění a již se prosazuje i Grangerova kauzalita. Tento jediný významný parametr je s pozitivním znaménkem. Statické modely nejsou významné. Výstupy zachycují obrázky 2-166 a 167.

Obrázek 2-166: Výstup VEC modelu

Error Correction:	D(BU_US)	D(INDEX)
CointEq1	0.005308	-2.391697
	(0.00237)	(0.97711)
	[2.24251]	[-2.44773]
D(BU_US(-1))	-0.240360	24.85874
	(0.13497)	(55.7189)
	[-1.78086]	[0.44615]
D(BU_US(-2))	0.048421	83.16475
	(0.10998)	(45.4032)
	[0.44027]	[1.83169]
D(INDEX(-1))	-0.001348	0.170060
	(0.00032)	(0.13243)
	[-4.20142]	[1.28416]
D(INDEX(-2))	-0.001191	0.098605
	(0.00039)	(0.16127)
	[-3.04986]	[0.61142]
C	0.055142	8.349206
	(0.04270)	(17.6284)
	[1.29133]	[0.47362]
R-squared	0.395988	0.154358

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Obrázek 2-167: Výstup VAR modelu

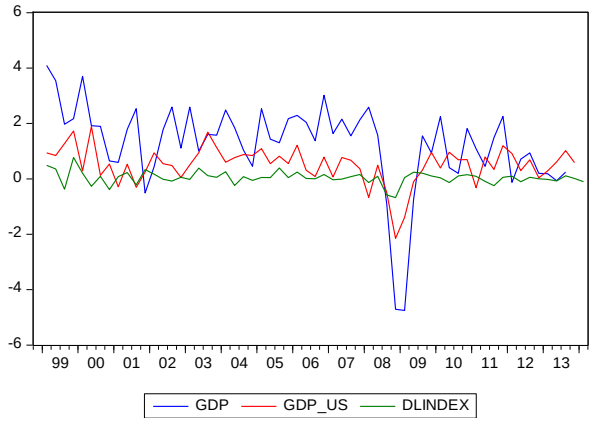
	DBU	DLINDEX
DBU(-1)	-0.063090	0.014277
	(0.17586)	(0.02221)
	[-0.35876]	[0.64271]
DBU(-2)	-0.212495	-0.030705
	(0.15791)	(0.01995)
	[-1.34565]	[-1.53929]
DLINDEX(-1)	4.400039	0.272833
	(1.39086)	(0.17569)
	[3.16353]	[1.55291]
DLINDEX(-2)	-1.642099	-0.113459
	(1.45570)	(0.18388)
	[-1.12805]	[-0.61702]
C	-0.151759	0.010093
	(0.27988)	(0.03535)
	[-0.54223]	[0.28549]
R-squared	0.280669	0.149473

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

2.10.6 *Reálný výstup ekonomiky*

Obrázek 2-168 ukazuje možná překvapující skutečnost, a sice že ruské rGDP postihl během krize výrazně hlubší propad než rGDP_US. Nicméně do roku 2011 vykazovalo Rusko vyšší zrychlování ekonomického růstu. Tabulka 2-76 ukazuje pozitivní korelace.

Obrázek 2-168: Vývoj změn reálných ekonomických růstů a dlindexu



Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Tabulka 2-76: Korelace

Correlation				
	GDP	GDP_US	DLINDEX	INDEX
GDP	1.000000	0.567030	0.363049	0.028447
GDP_US	0.567030	1.000000	0.400730	-0.090780
DLINDEX	0.363049	0.400730	1.000000	-0.026719
INDEX	0.028447	-0.090780	-0.026719	1.000000

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Obrázek 2-169: Výstup VAR modelu

	DLINDEX	GDP
DLINDEX(-1)	-0.005263	3.212735
	(0.15684)	(0.73713)
	[-0.03356]	[4.35846]
DLINDEX(-2)	0.029425	1.392957
	(0.18155)	(0.85324)
	[0.16208]	[1.63255]
DLINDEX(-3)	0.232750	1.004293
	(0.16795)	(0.78935)
	[1.38581]	[1.27230]
GDP(-1)	0.002262	0.333377
	(0.03365)	(0.15815)
	[0.06721]	[2.10792]
GDP(-2)	-0.025326	-0.170557
	(0.03502)	(0.16459)
	[-0.72318]	[-1.03626]
GDP(-3)	-0.012756	0.092636
	(0.02569)	(0.12075)
	[-0.49649]	[0.76719]
C	0.070702	0.666124
	(0.04782)	(0.22476)
	[1.47839]	[2.96367]
R-squared	0.049232	0.537769

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Obrázek 2-169 ukazuje významný parametr pouze v prvním zpoždění, nicméně silný a pozitivní. V opačném směru není nalezena žádná vazba. Grangerova kauzalita výsledky potvrzuje. Statický model je nevýznamný a pro GDP_US není nalezen žádný vztah.

2.10.7 *Úroková míra*

Dle tabulky 2-77 je index korelován pozitivně. Z diferencovaných je významný jen ON. Johansenův test neukázal kointegraci. Modely obecně nejsou kvalitní a lze je dohledat v příloze. V nadhledu lze konstatovat, že pokud byla objevena vzájemná vazba, byla od indexu k úrokové míře a to s kladným znaménkem.

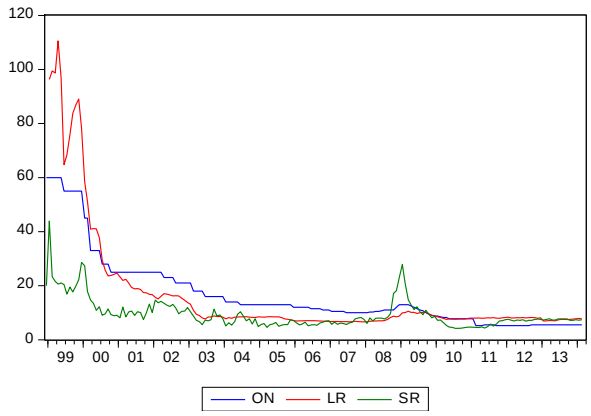
Tabulka 2-77: Korelace s LIBOR

	DLINDEX	DLLIBOR_1M	DLLIBOR_1Y	DLLIBOR_3M	DLLIBOR_ON	INDEX	LIBOR_1M	LIBOR_1Y	LIBOR_ON	LIBOR_3M
DLINDEX	1.000000	0.067976	0.070720	0.029075	0.162697	0.025283	-0.002397	-0.010357	0.005925	-0.013128
DLLIBOR_1M	0.067976	1.000000	0.626681	0.779203	0.652640	0.101590	0.102187	0.080845	0.146777	0.073851
DLLIBOR_1Y	0.070720	0.626681	1.000000	0.758866	0.363738	0.110351	0.067473	0.103998	0.094022	0.067174
DLLIBOR_3M	0.029075	0.779203	0.758866	1.000000	0.406113	0.130242	0.113194	0.105082	0.154495	0.099526
DLLIBOR_ON	0.162697	0.652640	0.363738	0.406113	1.000000	0.053730	0.043109	0.033519	0.139055	0.025021
INDEX	0.025283	0.101590	0.110351	0.130242	0.053730	1.000000	0.346809	0.340165	0.323817	0.356454
LIBOR_1M	-0.002397	0.102187	0.067473	0.113194	0.043109	0.346809	1.000000	0.978641	0.983136	0.996137
LIBOR_1Y	-0.010357	0.080845	0.103998	0.105082	0.033519	0.340165	0.978641	1.000000	0.954143	0.989408
LIBOR_ON	0.005925	0.146777	0.094022	0.154495	0.139055	0.323817	0.983136	0.954143	1.000000	0.975671
LIBOR_3M	-0.013128	0.073851	0.067174	0.099526	0.025021	0.356454	0.996137	0.989408	0.975671	1.000000

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Na konci 90. let pozorujeme na obrázku 2-170 enormní hodnoty IR. Dnes se vzájemný spread snížil a call money se pohybují na 5%. Dlouhodobější na 7%.

Obrázek 2-170: Vývoj místních úrokových měr



Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Tabulka 2-78: Korelace místních IR

Correlation								
	ON	LR	SR	DLLR	DLON	DLSR	DLINDEX	INDEX
ON	1.000000	0.936175	0.754400	-0.244988	-0.094349	-0.110465	0.208429	-0.660508
LR	0.936175	1.000000	0.737700	-0.145207	-0.079692	-0.114612	0.221930	-0.537805
SR	0.754400	0.737700	1.000000	-0.144572	-0.047728	0.071966	0.116472	-0.561495
DLLR	-0.244988	-0.145207	-0.144572	1.000000	0.399997	0.143427	-0.260848	0.225318
DLON	-0.094349	-0.079692	-0.047728	0.399997	1.000000	0.160977	-0.179003	0.105847
DLSR	-0.110465	-0.114612	0.071966	0.143427	0.160977	1.000000	-0.107934	0.097651
DLINDEX	0.208429	0.221930	0.116472	-0.260848	-0.179003	-0.107934	1.000000	-0.055108
INDEX	-0.660508	-0.537805	-0.561495	0.225318	0.105847	0.097651	-0.055108	1.000000

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Dle tabulky 2-78 se na domácím trhu vyskytuje záporná korelace integrovaných a diferencovaných řad. Kointegrované jsou všechny úrokové míry a v souhrnu převažují záporné dlouhodobé i krátkodobé vztahy od indexu k IR. Konkrétní výstupy lze dohledat v příloze.

Je nalezen signifikantní statický model dlindex=dllr, kde parametr má hodnotu -0,48 a analýza reziduí ukazuje na přijatelný model. Statický model dllr=dlindex už kvalitní není - je autokorelovaný. Jde však transformovat na marginální model s jedním zpožděním. Vložením jeho reziduí do podmíněného modelu se signifikance původního parametru nezměnila, nicméně parametr vzrostl na -1,4. Důležitější je, že vložená rezidua se ukázala být významným parametrem. Nelze tedy považovat IR za exogenní veličinu. Pro DLON je opět nalezen vzájemný inverzní endogenní vztah.

Tabulka 2-79: Korelace s FED_IR

Correlation								
	DLRUSKO	RUSKO	SR	ON	LR	DLON	DLLR	DLSR
DLRUSKO	1.000000	-0.048955	0.028093	0.077769	0.097402	0.146056	0.142661	-0.064472
RUSKO	-0.048955	1.000000	-0.061444	-0.081042	-0.358040	0.008292	-0.011077	0.045147
SR	0.028093	-0.061444	1.000000	0.983813	0.805994	0.038278	0.011086	0.126539
ON	0.077769	-0.081042	0.983813	1.000000	0.817765	0.112876	0.023307	0.120194
LR	0.097402	-0.358040	0.805994	0.817765	1.000000	0.091302	0.128224	0.150002
DLON	0.146056	0.008292	0.038278	0.112876	0.091302	1.000000	0.150239	0.357422
DLLR	0.142661	-0.011077	0.011086	0.023307	0.128224	0.150239	1.000000	0.024030
DLSR	-0.064472	0.045147	0.126539	0.120194	0.150002	0.357422	0.024030	1.000000

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

Pro FED_IR není nalezena kointegrace a statické modely jsou nevýznamné. Tabulka 2-79 neukazuje silné korelace. VAR diferencovaných hodnot se mírně liší, nicméně převážně jsou parametry kladné a významné směrem od dlindexu.

2.10.8 *Shrnutí*

Tabulka 2-80: Shrnutí výstupů

	I(d)	kointegrace - Johansen	VAR		VEC				GK - VAR		GK - VEC		statický		exo/endo		kointegrace - statický model			
																	k indexu		od indexu	
			k ind	od ind	k ind	od ind	k dlind	od dlind	k ind	od ind	k ind	od ind	k ind	od ind	k ind	od ind	graf rez	ADF rez	graf rez	ADF rez
D																				
index	I(1), RW																			
dlindex	I(0)																			
M																				
index	I(1), RW																			
dlindex	I(0)																			
CPI_US	I(0)		N	Y, +					N	Y			Y, +	Y, +						
CPI_local	I(1)	Y (1, 2, 4)	Y, +	N	N	Y, -	N	N	Y	N	N	N	N	N						
DR	I(1)	Y (1, 2, 3)	N	Y, +	N	Y, +	N	Y, +	N	Y	N	Y	N	N						
DR_US	I(1)	N																		
dIDR	I(0)		N	N					N	N			N	N						
dIDR_US	I(0)		N	N					N	N			N	N						
m3	I(1)	Y (1, 2, 3)			N	Y, +	N	Y/N, +			N	Y	N	N						
m3_us	I(1)	Y (2)			N	Y, +	N	Y/N, +			N	Y	N	N						
dlm3	I(0)		Y/N, +	Y/N, +					Y	Y										
dlm3_us	I(0)		N	N					N	Y			N	N						
Q																				
index	I(1), RW																			
dlindex	I(0)																			
CAtoGDP	I(1)	N											N	N						
CAtoGDP_US	I(1)	Y (3)			Y, -	Y, +	N	Y, -			N	Y	N	N						
dCA	I(0)																			
dCA_US	I(0)		N	Y, -					N	Y										
rGDP	I(0)		N	Y					N	Y			N	N						
rGDP_US	I(0)		N	N					N	N			N	N						

Zdroj: Vlastní zpracování v programu EViews 7

V Rusku se prokázala pozitivní vazba na tamější vývoj inflace, devizových rezerv, peněžní zásoby a reálného růstu ekonomiky, kdy prakticky ve všech případech index přebíhá ostatní zmíněné. Výsledky naznačují, že na ruském trhu investoři formují racionální očekávání. Krátkodobě je ve stejném směru prokázána záporná vazba na vývoj amerického salda běžného účtu platební bilance. Na ruském trhu se potvrzuje skutečnost, že domácí úroková míra je v inverzním vztahu s akciovým indexem, zatímco zahraniční úrokové míry jsou v kladné vazbě.

Závěr

Cílem práce bylo analyzovat existenci vztahů mezi vývojem zvolených makroekonomických veličin a vývojem akciových indexů vybraných zemí emerging markets, u nalezených vztahů zkoumat směr jejich působení a kauzalitu, určit, zda index předbíhá vývoji makroekonomických indikátorů a investoři formují racionální očekávání, nebo zda pohyby indexu zpožděně kopírují pohyby makroekonomických veličin. Rovněž bylo cílem prokázat na akciových indexech pohyb random walk a otestovat jejich korelaci s akciovým indexem USA.

Na sledovaném časovém horizontu byl jednoznačně prokázán random walk na indickém a korejském akciovém trhu a to na denních, měsíčních a čtvrtletních frekvencích. Na ostatních trzích vykazovaly modely náhodné procházky a korelogramy výnosů z indexu mírné nedokonalosti. Výsledky se pro každou frekvenci lišily i v rámci jednoho trhu. Přesto považuji za možné konstatovat, že na všech zkoumaných trzích vykonávají akciové indexy náhodnou procházku a je prokázána slabá forma efektivního trhu. Indexace se proto jeví jako vhodná investiční strategie.

Testováno na horizontu desítek let se korelace indexu USA s indexy emerging markets pohybují v rozmezí hodnot 0,43 až 0,74, kdy nejvyšší korelace vykazují Mexiko a Korea. Při zkrácení sledovaného horizontu s počátkem v roce 2006 dochází k výraznému propadu korelací u šesti zemí a Brazílie se jako jediná dostává do záporných hodnot blízkým nule (-0,06). Pouze v případě nejsilněji korelovaných zemí - Koreji a Mexika - došlo k dalšímu zvýšení korelací. Z výše popsaného je možno vyvodit závěr, že mezinárodním investováním lze i dnes stále efektivně diverzifikovat portfolio.

Ze vzájemného srovnání zemí na základě vybraných makroekonomických indikátorů vyplynuly následující skutečnosti. Od 90. let minulého století je pozorovatelný společný trend snižování úrokových měr. Indie, Indonésie a Brazílie vykazují v posledním roce opětovný růst. Obecně převažuje trend vyšších hodnot úrokových měr s delší splatností, což je v souladu například s teorií preference likvidity. Korea a Rusko se ukázaly jako jednoznačně proexportní ekonomiky. Za fascinující považuji vývoj devizových rezerv. USA měla koncem 90. let v absolutní hodnotě největší množství devizových rezerv. Během deseti následujících let ji však téměř všechny země nejen dohnaly, ale dokonce dramatickou rychlostí

několikanásobně přerostly. Pouze Chile s Indonésií zaostávají. Chile, Čína, Indie a Indonésie vykazují jednoznačně vyšší průměrnou akceleraci reálného ekonomického růstu.

Nalezené vazby mezi indexy a makroekonomickými indikátory jsou pro každý stát různé a pro přehlednost shrnuty v tabulkách v závěrech podkapitol. Obecně jsou výstupy kointegrační analýzy zatíženy modelovým rizikem a je třeba k jejich interpretaci přistupovat obezřetně. Bylo však možné vypozorovat některé převažující společné tendence. Pro většinu indikátorů vývoj na akciových trzích předbíhal vývoji makroekonomických veličin. Nejčastěji byl tento vztah potvrzen pro reálný ekonomický růst. Takové vztahy naznačují, že investiční publikum se řídí predikcemi a mezi investory převažuje formování racionálních očekávání. Silné korelace integrovaných časových řad byly často následnou kointegrační analýzou prokázány za zdánlivé. Statické modely integrovaných časových řad vykazovaly extrémní autokorelace. Naopak pro diferencované řady byly statické modely často signifikantní a vztahy endogenní, což ukazuje na relativně rychlé vstřebávání nových neočekávaných informací a vzájemně se ovlivňující vazby. VAR a VEC modely vykazovaly významné autoregresivní vztahy, což zvyšovalo hodnoty R-squared a kvalitu modelů. Vzhledem k povaze testovaných řad nepovažuji tento výsledek za překvapivý. Obecně však byla hodnota tohoto ukazatele nízká. Pro změny cen akcií převažoval v krátkém období pozitivní vztah se změnami zahraničních úrokových měr a inverzní pro změny lokálních úrokových měr, přičemž pohyby na akciovém trhu předbíhaly vývoj úrokových měr. Jedno z možných vysvětlení takového vztahu nabízí oceňovací modely a migrace kapitálu. Očekávaný růst úrokových měr v USA vede k prodeji tamních akcií a přesunu kapitálu na emerging trhy, což zvyšuje ceny emerging akcií.

I přes v posledních letech nízké korelace emerging indexů s vyspělým trhem nelze upřít rozvíjejícím se trhům určité podobnosti s těmi vyspělými, především slabou formu efektivního trhu na akciových indexech a racionální očekávání investorů. Nízké korelace navíc zachovávají původní motiv investování v těchto zemích, tedy možnost mezinárodní diverzifikací optimalizovat portfolio snížením systematického rizika a optimalizací poměru výnosu k riziku.

Použitá literatura

Publikace a články

[1] ACHELIS, S. B. *Technical Analysis from A to Z.* New York: McGraw-Hill, 2001.

[2] ARLT, Josef a ARLTOVÁ, Markéta. *Ekonomické časové řady*. V Professional Publishing vyd. 1. Praha: Professional Publishing, 2009. 290 s. ISBN 978-80-86946-85-6.

[3] BRŮNA, Karel. *Dynamika úrokových sazeb v kontextu měnové politiky*. Vyd. 1. Praha: Oeconomica, 2009. 218 s. ISBN 978-80-245-1555-7.

[4] CHOY, M. *Emprical Investigations into the effectiveness of Technical Analysis Techniques in Singapore Stock Market and America Stock Markets* [online]. 2011. Dostupné z: http://www.theinternationaljournal.org/ojs/index.php?journal=tij&page=article&op=view&path%5B%5D=48&path%5B%5D=pdf

[5] DVOŘÁK, Petr. *Deriváty*. 2. přeprac. vyd. Praha: Oeconomica, 2008. 297 s. ISBN 978-80-245-1435-2.

[6] HINDLS, Richard et al. *Statistika pro ekonomy*. 8. vyd. Praha: Professional Publishing, 2007. 415 s. ISBN 978-80-86946-43-6.

[7] HOLMAN, Robert. *Ekonomie*. 4., aktualiz. vyd. Praha: C.H. Beck, 2005. xxii, 709 s. Beckovy ekonomické učebnice. ISBN 80-7179-891-6.

[8] HOLMAN, Robert. *Makroekonomie: středně pokročilý kurz*. 2. vyd. Praha: C.H. Beck, 2010. xiv, 424 s. Beckovy ekonomické učebnice. ISBN 978-80-7179-861-3.

[9] HUŠEK, Roman. *Aplikovaná ekonometrie: teorie a praxe*. Vyd. 1. Praha: Oeconomica, 2009. 344 s. Vysokoškolská učebnice. ISBN 978-80-245-1623-3.

[10] HUŠEK, Roman. *Ekonometrická analýza*. Vyd. 1. Praha: Oeconomica, 2007. 367 s. ISBN 978-80-245-1300-3.

[11] KODEROVÁ, Jitka, SOJKA, Milan a HAVEL, Jan. *Teorie peněz*. 2., rozš. vyd. Praha: Wolters Kluwer Česká republika, 2011. 283 s. ISBN 978-80-7357-640-0.

[12] KRKOŠKOVÁ, Šárka, RÁČKOVÁ, Adéla a ZOUHAR, Jan. *Základy ekonometrie v příkladech*. 2., přeprac. vyd. Praha: Oeconomica, 2010. 276 s. ISBN 978-80-245-1708-7.

[13] MANDEL, Martin a TOMŠÍK, Vladimír. *Monetární ekonomie v malé otevřené ekonomice*. 2. rozš. vyd. Praha: Management Press, 2008. 367 s. ISBN 978-80-7261-185-0.

[14] MAREK, Luboš a kol. *Statistika pro ekonomy: aplikace*. 2. vyd. Praha: Professional Publishing, 2007. 485 s. ISBN 978-80-86946-40-5.

[15] MUSÍLEK, P. *Trhy cenných papírů.* 2. vydání. Praha: Ekopress, 2011, s. 520. ISBN 978-80-86929-70-5.

[16] REJNUŠ, O. *Finanční trhy*. 3. rozšířené vydání. Ostrava: Key Publishing, 2011. ISBN 978-80-7418-128-3.

[17] REVENDA, Zbyněk. *Centrální bankovnictví*. 3. aktualiz. vyd. Praha: Management Press, 2011. 558 s. ISBN 978-80-7261-230-7.

[18] SOLNIK, Bruno a MCLEAVEY, Dennis. *Global investments*. 6th ed. Boston: Pearson Prentice Hall, ©2009. xxiv, 664 s. The Prentice Hall series in finance.ISBN 978-0-321-55212-9.

[19] SIEGEL, Jeremy J. (March 1, 1998). *Stocks for the Long Run : The Definitive Guide to Financial Market Returns and Long-Term Investment Strategies* (2nd ed.). New York:McGraw-Hill. p. 388. ISBN 978-0-07-058043-5.

[20] VESELÁ, J. *Investování na kapitálových trzích.* 2., rozšířené a aktualizované vydání. Praha: Wolters Kluwer ČR, 2011. 729 s. ISBN 978-80-7357-647-9.

[21] WITZANY, Jiří. *International financial markets*. 2nd rev. ed. Praha: Oeconomica, 2012. 211 s. ISBN 978-80-245-1902-9.

Bakalářské, diplomové a disertační práce

[22] KOMÁRKOVÁ, Z. *Integrace finančního trhu České republiky s eurozónou.* Doktorská disertační práce. Praha: VŠE 2006.

[23] KUBÁT, J. *Fibonacciho princip v grafické analýze akcií.* Diplomová práce. Praha. VŠE 2012.

Internetové zdroje

[24] http://asianbondsonline.adb.org/index.php

[25] http://ccsi.columbia.edu/

[26] http://courses.nus.edu.sg/course/ecstabey/JF1.pdf

[27] http://en.wikipedia.org/wiki/Emerging_markets

[28] http://en.wikipedia.org/wiki/List_of_stock_exchanges#China

[29] http://finance.yahoo.com/

[30] http://research.stlouisfed.org/

[31] http://schwert.ssb.rochester.edu/a425/EV71.pdf

[32] http://schwert.ssb.rochester.edu/a425/EV72.pdf

[33] http://stats.oecd.org/

[34] http://stockcharts.com

[35] http://www.banxico.org.mx/home.html

[36] https://www.bcb.gov.br/?ENGLISH

[37] http://www.bcentral.cl/eng/index.asp

[38] http://www.bis.org/index.htm

[39] http://www.bi.go.id/en/moneter/jibor/data-historis/Default.aspx

[40] http://www.bloomberg.com/

[41] http://www.bok.or.kr/eng/engMain.action

[42] http://www.cbr.ru/eng/

[43] http://www.citace.com/

[44] http://www.eviews.com/illustrated/EViews_Illustrated.pdf

[45] http://www.federalreserve.gov/

[46] http://www.ftse.com/

[47] http://www.imf.org/external/index.htm

[48] http://www.inflation.eu/

[49] http://www.msci.com/

[50] http://www.nseindia.com/products/content/debt/wdm/archieve_debt.htm

[51] http://www.pbc.gov.cn:8080/publish/english/963/index.html

[52] http://www.principalglobalindicators.org/pages/default.aspx

[53] http://www.rbi.org.in/home.aspx

[54] http://www.sijoitus.org/world_stock_exchanges.php

[55] http://www.shibor.org/shibor/web/html/index_e.html

[56] http://www.worldbank.org/

[57] http://www.world-stock-exchanges.net/india.html

[58] http://www.xignite.com/product/XigniteInterBanks/

[59] http://www.xtb.cz/

Ostatní zdroje a pomocné programy

[60]Program EViews7

[61] Program Microsoft Office EXCEL 2007

Seznam obrázků a tabulek

Obrázek 2-1: Akciové indexy v lokální měně Obrázek 2-2: Akciové indexy vyjádřené v USD 24
Obrázek 2-3: Vývoj lokálních ON sazeb(1) Obrázek 2-4: Vývoj lokálních ON sazeb (2) 26
Obrázek 2-5: Vývoj lokálních LR sazeb Obrázek 2-6: Vývoj USD LIBOR různých splatností 27
Obrázek 2-7: Vývoj devizových rezerv Obrázek 2-8: Vývoj peněžní zásoby (normalizovaná data)..... 28
Obrázek 2-9: Srovnání vývoje BU/HDP (1) Obrázek 2-10: Srovnání vývoje BU/HDP (2) 29
Obrázek 2-11: Výstup pro ARMA(1,1) Obrázek 2-12: ACF a PACF výnosů (měsíční)..... 30
Obrázek 2-13: ACF a PACF výnosů (denní frekvence)..... 30
Obrázek 2-14: Vývoj změn CPI a CPI_US Tabulka 2-4: Vzájemné korelace 31
Obrázek 2-15: Normalizovaný vývoj devizových rezerv a indexu Obrázek 2-16: Výstup VEC modelu 31
Obrázek 2-17: Vývoj peněžní zásoby v místní měně Obrázek 2-18: Vývoj peněžní zásoby (normalizovaná data) 32
Obrázek 2-19: Výstup VEC modelu Obrázek 2-20: Výstup VAR modelu 33
Obrázek 2-21: Vývoj sald běžných účtů k HDP (normalizovaná data) Tabulka 2-7: Korelace 34
Obrázek 2-22: Vývoj změn reálných růstů ekonomik a dlindexu Tabulka 2-8: Korelace... 35
Obrázek 2-23: Výstup VEC modelu Obrázek 2-24: Výstup statického modelu 35
Obrázek 2-25: Výstup VAR modelu Obrázek 2-26: Výstup VEC modelu..... 36
Obrázek 2-27: Výstup AR(2) modelu Obrázek 2-28: AFC a PACF denních výnosů..... 39
Obrázek 2-29: ACF a PACF měsíčních výnosů..... 39
Obrázek 2-30: Vývoj změn CPI a CPI_US Tabulka 2-14: Korelace 40
Obrázek 2-31: Vývoj devizových rezerv a indexu (normalizovaná data) Obrázek 2-32: Výstup VEC modelu..... 40
Obrázek 2-33: Vývoj měnové zásoby Obrázek 2-34: Vývoj měnové zásoby a indexu (normalizovaná data) 41
Obrázek 2-35: Výstup VEC modelu pro M3 Obrázek 2-36: Výstup VEC modelu pro M3_US..... 42
Obrázek 2-37: Vývoj sald běžných účtů k HDP (normalizovaná data) Tabulka 2-17: Korelace..... 43
Obrázek 2-38: Vývoj změn reálných růstů ekonomik a dlindexu Obrázek 2-39: Výstup VAR modelu..... 43
Obrázek 2-40: Vývoj místních IR 44
Obrázek 2-41: Výstup statického modelu (1) Obrázek 2-42: Výstup statického modelu (2). 46
Obrázek 2-43Výstup AR(1) modelu Obrázek 2-44: ACF a PACF čtvrtletní řady..... 47
Obrázek 2-45: ACF a PACF indexu a výnosů z indexu..... 47
Obrázek 2-46: Výstup ARMA(1,1) modelu Obrázek 2-47: ACF a PACF reziduí ARMA(1,1) modelu 48
Obrázek 2-48: Vývoj změn CPI a CPI_US Tabulka 2-23: Korelace 48
Obrázek 2-49: Výstup statického modelu (1) Obrázek 2-50: Výstup statického modelu (2)..... 49
Obrázek 2-51: Vývoj devizových rezerv a indexu (normalizovaná data) Obrázek 2-52: Výstup VEC modelu..... 49
Obrázek 2-53: Výstup statického modelu (1) Obrázek 2-54: Výstup statického modelu (2)..... 50
Obrázek 2-55: Vývoj peněžní zásoby Obrázek 2-56: Vývoj peněžní zásoby a indexu (normalizovaná data)50
Obrázek 2-57: Výstup VEC modelu pro M3 Obrázek 2-58: Výstup VEC modelu pro M3_US 51
Obrázek 2-59: Výstup statického modelu (1) Obrázek 2-60: Výstup statického modelu (2)..... 52
Obrázek 2-61: Vývoj sald běžných účtů a indexu (normalizovaná data) Tabulka 2-26: Korelace 52
Obrázek 2-62: Výstup VEC modelu 53
Obrázek 2-63: Výstup statického modelu (1) Obrázek 2-64: Výstup statického modelu (2)..... 53
Obrázek 2-65: Vývoj změn reálných růstů ekonomik a dlindexu Tabulka 2-27: Korelace 54
Obrázek 2-66: Vývoj místních IR 54
Obrázek 2-67: Výstup statického modelu (1) Obrázek 2-68: Výstup statického modelu (2)..... 56
Obrázek 2-69: Výstup statického modelu (3) Obrázek 2-70: Výstup statického modelu (4)..... 57
Obrázek 2-71: Výstup AR(1) modelu Obrázek 2-72: ACF a PACF výnosů z indexu 59
Obrázek 2-73: Vývoj změn CPI a CPI_U S Tabulka 2-34: Korelace..... 59
Obrázek 2-74: Vývoj devizových rezerv a indexu (normalizovaná data) Tabulka 2-35: Korelace 60
Obrázek 2-75: Výstup ADL modelu Obrázek 2-76: Výstup statického modelu..... 60
Obrázek 2-77: Výstup testu exogenity 61
Obrázek 2-78: Vývoj peněžní zásoby Obrázek 2-79: Vývoj peněžní zásoby a indexu (normalizovaná data)61
Obrázek 2-80: Výstup VEC modelu (1) Obrázek 2-81: Výstup VEC modelu (2)..... 62
Obrázek 2-82: Výstup statického modelu (1) Obrázek 2-83: Výstup statického modelu (2)..... 62
Obrázek 2-84: Vývoj BU/HDP a indexu (normalizovaná data) Tabulka 2-37: Korelace.... 63
Obrázek 2-85: Výstup statického modelu 63
Obrázek 2-86: Vývoj změn reálných růstů ekonomik a dlindexu Tabulka 2-38: Korelace 64
Obrázek 2-87: Výstup statického modelu (1) Obrázek 2-88 Výstup statického modelu (2)..... 64

Obrázek 2-89: Vývoj místních úrokových měr 65
Obrázek 2-90: Výstup VEC modelu (1) Obrázek 2-91: Výstup VEC modelu (2) 66
Obrázek 2-92: Výstup AR(1) modelu Obrázek 2-93: ACF a PACF měsíčních výnosů z indexu 69
Obrázek 2-94: Vývoj změn CPI a CPI_US Tabulka 2-45: Korelace 69
Obrázek 2-95: Vývoj devizových rezerv a indexu (normalizovaná data) Tabulka 2-46: Korelace 70
Obrázek 2-96: Výstup statického modelu (1) Obrázek 2-97: Výstup statického modelu (2) . 70
Obrázek 2-98: Vývoj peněžní zásoby Obrázek 2-99: Vývoj peněžní zásoby (normalizovaná data) 71
Obrázek 2-100: Výstup VEC modelu (1) Obrázek 2-101: Výstup VEC modelu (2) 72
Obrázek 2-102: Výstup statického modelu (1) Obrázek 2-103: Výstup statického modelu (2) 72
Obrázek 2-104: Vývoj BU/HDP a indexu (normalizovaná data) Tabulka 2-48: Korelace 73
Obrázek 2-105: Vývoje změn reálných růstů ekonomik Tabulka 2-49: Korelace 73
Obrázek 2-106: Výstup statického modelu (1) Obrázek 2-107: Výstup statického modelu (2) 74
Obrázek 2-108: Výstup VEC modelu (1) Obrázek 2-109: Výstup VEC modelu (2) 75
Obrázek 2-110: Výstup VAR modelu Obrázek 2-111: Vývoj místních úrokových měr 76
Obrázek 2-112: Výstup statického modelu (1) Obrázek 2-113: Výstup statického modelu (2) 77
Obrázek 2-114: Výstup statického modelu (3) Obrázek 2-115: Výstup statického modelu (4) 77
Obrázek 2-116: Transmisní mechanismus měnové politiky 79
Obrázek 2-117: Model AR(1) na měsíční frekvenci Obrázek 2-118: ACF a PACF měsíčních výnosů z indexu 79
Obrázek 2-119: Vývoj změn CPI a CPI_US Tabulka 2-54: Korelace 80
Obrázek 2-120: Vývoj devizových rezerv a indexu (normalizovaná data) Tabulka 2-55: Korelace 80
Obrázek 2-121: Výstup statického modelu (1) Obrázek 2-122: Výstup statického modelu (2) 81
Obrázek 2-123: Vývoj peněžní zásoby Obrázek 2-124: Vývoj peněžní zásoby a indexu (normalizovaná data) 81
Obrázek 2-125: Vývoj indexu a sald běžných účtů k HDP (normalizovaná data)Tabulka 2-57: Korelace ... 82
Obrázek 2-126: Vývoj změn reálných růstů ekonomik a dlindexu Tabulka 2-58: Korelace 82
Obrázek 2-127: Výstup ADL modelu Obrázek 2-128: Výstup statického modelu 83
Obrázek 2-129: Vývoj místních úrokových měr Obrázek 2-130: Výstup VAR modelu (1) 84
Obrázek 2-131: Výstup VAR modelu (2) 84
Obrázek 2-132: Reziduální ACF a PACF pro AR(1) Obrázek 2-133: Výstup AR(1) modelu .. 86
Obrázek 2-134: Vývoj změn CPI a CPI_US Obrázek 2-135: Výstup VAR modelu 87
Obrázek 2-136: Vývoj devizových rezerv a indexu (normalizovaná data) Tabulka 2-64: Korelace 88
Obrázek 2-137: Výstup VEC modelu 88
Obrázek 2-138: Vývoj peněžní zásoby Obrázek 2-139: Vývoj peněžní zásoby a indexu (normalizovaná data) 89
Obrázek 2-140: Výstup VEC modelu (1) Obrázek 2-141: Výstup VEC modelu (2) 90
Obrázek 2-142: Výstup statického modelu (1) Obrázek 2-143: Výstup statického modelu (2) 90
Obrázek 2-144: Vývoj indexu a sald běžných účtů k HDP (normalizovaná data) Tabulka 2-66: Korelace . 91
Obrázek 2-145: Vývoj reálných růstů ekonomik a dlindexu Tabulka 2-67: Korelace 91
Obrázek 2-146: Výstup ADL modelu (1) Obrázek 2-147: Výstup ADL modelu (2) 92
Obrázek 2-148: Výstup statického modelu (1) Obrázek 2-149: Výstup statického modelu (2) 92
Obrázek 2-150: Vývoj místních úrokových měr 93
Obrázek 2-151: ACF a PACF výnosů z indexu 95
Obrázek 2-152: Vývoj změn CPI a CPI_US Tabulka 2-72: Korelace 96
Obrázek 2-153: Výstup statického modelu (1) Obrázek 2-154: Výstup statického modelu (2) 97
Obrázek 2-155: Vývoj devizových rezerv a indexu (normalizovaná data) Obrázek 2-156: Výstup VEC modelu 97
Obrázek 2-157: Výstup statického modelu (1) Obrázek 2-158: Výstup statického modelu (2) 98
Obrázek 2-159: Vývoj peněžní zásoby Obrázek 2-160: Vývoj peněžní zásoby a indexu (normalizovaná data) 99
Obrázek 2-161: Výstup VEC modelu (1) Obrázek 2-162: Výstup VEC modelu (2) 99
Obrázek 2-163: Výstup statického modelu (1) Obrázek 2-164: Výstup statického modelu (2) 100
Obrázek 2-165: Vývoj indexu a sald běžných účtů k HDP (normalizovaná data) Tabulka 2-75: Korelace 101
Obrázek 2-166: Výstup VEC modelu Obrázek 2-167: Výstup VAR modelu 101
Obrázek 2-168: Vývoj změn reálných ekonomických růstů a dlindexu Tabulka 2-76: Korelace 102
Obrázek 2-169: Výstup VAR modelu 102
Obrázek 2-170: Vývoj místních úrokových měr 103

Příloha

Na CD přiloženém k práci jsou dostupné všechny analyzované časové řady a tabulky s výstupy programu eViews 7 pro modely, které nejsou prezentované přímo v práci.