

# **Souvislosti vývoje akciových indexů a HDP států G8**

**Diplomová práce**

**Vedoucí práce:**

**doc. Ing. Luboš Střelec, Ph.D.**

**Bc. Tereza Brychtová**

**Brno 2017**



Chtěla bych touto cestou poděkovat doc. Ing. Luboši Střelcovi, Ph.D. za cenné rady, poznatky a ochotu při vedení mé diplomové práce. Dále bych chtěla poděkovat své rodině, která mě po celou dobu mého studia podporovala a důvěřovala mi, a velký dík patří také mým přátelům, kteří mi vždy byli ochotni podat pomocnou ruku.



## Čestné prohlášení

Prohlašuji, že jsem tuto práci: **Souvislosti vývoje akciových indexů a HDP států G8** vypracoval/a samostatně a veškeré použité prameny a informace jsou uvedeny v seznamu použité literatury. Souhlasím, aby moje práce byla zveřejněna v souladu s § 47b zákona č. 111/1998 Sb., o vysokých školách ve znění pozdějších předpisů, a v souladu s platnou *Směrnicí o zveřejňování vysokoškolských závěrečných prací*.

Jsem si vědom/a, že se na moji práci vztahuje zákon č. 121/2000 Sb., autorský zákon, a že Mendelova univerzita v Brně má právo na uzavření licenční smlouvy a užití této práce jako školního díla podle § 60 odst. 1 Autorského zákona.

Dále se zavazuji, že před sepsáním licenční smlouvy o využití díla jinou osobou (subjektem) si vyžádám písemné stanovisko univerzity o tom, že předmětná licenční smlouva není v rozporu s oprávněnými zájmy univerzity, a zavazuji se uhradit případný příspěvek na úhradu nákladů spojených se vznikem díla, a to až do jejich skutečné výše.

V Brně dne 22. května 2017

---



## **Abstract**

Brychtová, T. The link between stock indices and GDP of G8 countries. Diploma thesis. Brno: Mendel University, 2017.

The aim of the thesis is to reveal the relationship between stock indices and GDP of selected countries. The theoretical part explains the concepts of financial markets, the essence of a functioning of public limited companies and earlier studies dealing with this theme are also included. The practical part is focused on an actual relationship between the variables, both in terms of its existence, its strength and direction. To reveal the relationship between variables and its strength, the correlation analysis is used. Then In case of direction of this relationship a multivariate time series analysis is used in a form of the VAR model using Granger causality.

## **Keywords**

Correlation, Economic growth, GDP, Granger causality, G8, Stock indices, Stock market, VAR model.

## **Abstrakt**

Brychtová, T. Souvislosti vývoje akciových indexů a HDP států G8. Diplomová práce. Brno: Mendelova univerzita v Brně, 2017.

Cílem práce je odhalení vztahu mezi akciovými indexy a HDP vybraných zemí. V teoretické části jsou vysvětleny pojmy z oblasti finančních trhů, podstaty fungování akciových společností a jsou zde obsaženy také dřívější studie zabývající se daným vztahem. Praktická část se pak zaměřuje na samotný vztah mezi danými veličinami, a to z hlediska jeho existence, síly a také směru. K odhalení vztahu mezi veličinami a jeho síly je v práci využito korelační analýzy a k určení směru tohoto vztahu pak analýzy vícerozměrných časových řad v podobě VAR modelu s využitím Grangerovy kauzality.

## **Klíčová slova**

Akciové indexy, Akciový trh, Ekonomický růst, Grangerova kauzalita, G8, HDP, Korelace, VAR model.





# Obsah

<b>1</b>	<b>Úvod a cíl práce</b>	<b>13</b>
1.1	Úvod .....	13
1.2	Cíl práce.....	14
<b>2</b>	<b>Literární přehled</b>	<b>15</b>
2.1	Finanční trh .....	15
2.1.1	Členění finančního trhu.....	17
2.1.2	Akciová společnost.....	20
2.1.3	Akciové indexy .....	23
2.2	HDP .....	24
2.2.1	Vykazování HDP a jeho vyjádření .....	25
2.2.2	Metody výpočtu HDP.....	25
2.2.3	Problémy s odhadováním HDP.....	27
2.3	Studie o provázanosti HDP a akciových indexů.....	29
<b>3</b>	<b>Data a metodika</b>	<b>36</b>
3.1	Časové řady.....	36
3.2	Data.....	37
3.2.1	Vybrané akciové indexy .....	39
3.3	Metodika .....	41
3.3.1	Korelační analýza.....	41
3.3.2	Grangerova kauzalita .....	42
<b>4</b>	<b>Vlastní práce</b>	<b>46</b>
4.1	Počáteční úprava časových řad.....	47
4.2	Korelační analýza.....	49
4.2.1	Korelační matice pro celé sledované období.....	50
4.2.2	Korelační matice pro období předkrizové .....	52
4.2.3	Korelační matice pro období pokrizové.....	54
4.3	Grangerova kauzalita .....	56

4.3.1	Grangerova kauzalita pro celé sledované období .....	57
4.3.2	Grangerova kauzalita pro období předkrizové .....	58
4.3.3	Grangerova kauzalita pro období pokrizové .....	59
4.3.4	Srovnání výsledků období předkrizového a pokrizového .....	60
4.3.5	Výsledky podpůrných testů .....	62
4.4	Srovnání výsledků korelační analýzy a Grangerovy kauzality .....	64
4.4.1	Srovnání výsledků pro celé sledované období .....	64
4.4.2	Srovnání výsledků pro období předkrizové.....	65
4.4.3	Srovnání výsledků pro období pokrizové .....	67
<b>5</b>	<b>Diskuze a závěr</b>	<b>69</b>
<b>6</b>	<b>Literatura</b>	<b>72</b>
<b>7</b>	<b>Seznam obrázků</b>	<b>78</b>
<b>8</b>	<b>Seznam tabulek</b>	<b>79</b>
<b>A</b>	<b>Grafy funkce ACF pro sezónně očištěné časové řady HDP států G8</b>	<b>82</b>
<b>B</b>	<b>Grafy funkce ACF pro sezónně očištěné časové řady akciových indexů států G8</b>	<b>85</b>
<b>C</b>	<b>Výsledky testů jednotkového kořene sezónně očištěných časových řad akciových indexů a HDP</b>	<b>88</b>
<b>D</b>	<b>Výsledky testů jednotkového kořene časových řad logaritmických diferencí akciových indexů a HDP</b>	<b>90</b>
<b>E</b>	<b>Grafy funkce ACF pro časové řady logaritmických diferencí hodnot HDP států G8</b>	<b>92</b>
<b>F</b>	<b>Grafy funkce ACF pro časové řady logaritmických diferencí hodnot akciových indexů států G8</b>	<b>95</b>
<b>G</b>	<b>Výsledky QLR testu na zlom v časových řadách HDP a akciových indexů</b>	<b>98</b>
<b>H</b>	<b>VAR výběr zpožděných proměnných pro období 1Q:2003 – 3Q:2015</b>	<b>99</b>
<b>I</b>	<b>VAR výběr zpožděných proměnných pro období 1Q:2003 – 3Q:2008</b>	<b>100</b>

---

<b>J</b>	<b>VAR výběr zpožděných proměnných pro období 4Q:2008 – 3Q:2015</b>	<b>101</b>
<b>K</b>	<b>Test sériové korelace reziduí modelů VAR</b>	<b>102</b>
<b>L</b>	<b>Test podmíněné homoskedasticity modelů VAR</b>	<b>104</b>
<b>M</b>	<b>Test normality modelů VAR</b>	<b>107</b>
<b>N</b>	<b>Korelogramy modelů VAR nepostížených sériovou korelací</b>	<b>109</b>
<b>O</b>	<b>Korelogramy modelů VAR postižených sériovou korelací</b>	<b>110</b>



# 1 Úvod a cíl práce

## 1.1 Úvod

Základním principem, na kterém je postaveno fungování finančního systému, je shromažďování disponibilních peněžních prostředků od subjektů, které jich mají nadbytek, aby byly následně alokovány u subjektů, které jich mají nedostatek. Ve zjednodušené podobě lze říci, že to jsou domácnosti, které nabízejí své volné peněžní prostředky za účelem jejich zhodnocení. Naopak firmy jsou ty, které tyto prostředky vyhledávají. Jejich motivem je pak většinou jejich vlastní růst, který jim umožní vyrábět více a kvalitněji, což se následně odrazí ve velikosti ekonomické aktivity dané země. Samozřejmě, že firmy musí za půjčku těchto prostředků zaplatit. Cenou je pak většinou úrok, který putuje domácnostem jako již zmíněné zhodnocení. Je to tedy právě finanční systém, který umožňuje dané ekonomice růst a vyvíjet se. Je pak v zájmu systému ekonomického, aby zajistil efektivní fungování finančního systému. Finanční trh, jako součást finančního systému, pak může volné peněžní prostředky získané od domácností alokovat do nepřeborného množství finančních instrumentů.

Vedle instrumentů z oblasti bankovníctví patří mezi velmi oblíbenou oblast investování těchto prostředků akcie a dluhopisy. To, do kterého instrumentu budou prostředky investovány, závisí na daném investorovi, na jeho přístupu k riziku a touze po zhodnocení. Pokud se jedná o konzervativního jedince a rizika se tedy spíše obává, bude volit variantu s nižším rizikem, ale také nižším výnosem a investuje své prostředky např. do státních dluhopisů některé z bonitních zemí. Pokud ale chce investor dosáhnout vyššího výnosu, je třeba podstoupit také vyšší míru rizika. Takový investor bude spíše investovat právě do akcií a dluhopisů.

Vzhledem k tomu, že stále roste počet společností, které fungují jako akciové, zabývá se tato diplomová práce právě akciovým trhem a jeho vlivem na ekonomiku země. Místo využití akcie jedné konkrétní firmy, která by neměla dostatečnou vypovídací hodnotu, je využito hlavních akciových indexů vybraných států, které zahrnují velké množství akciových společností z rozličných sektorů ekonomiky.

Motivem ke zkoumání vztahu právě mezi akciovými indexy a HDP bylo nepřeborné množství studií, které se tímto vztahem zabývají. Základní hypotéza je pak taková, že vývoj akciových indexů předbíhá o několik měsíců ekonomický vývoj dané země. Vzhledem k tomu, že hlavním ekonomickým ukazatelem země je HDP, bude v práci využito právě jej. Je však možné využít i jiné ukazatele jako index průmyslové produkce či některý z alternativních ukazatelů, které se v současné době rozvíjejí v souvislosti s kritikou metod výpočtu HDP, které jsou využívány nyní.

Otázkou pak ale je, zda daný vztah směřuje opravdu od akciových indexů k HDP nebo je tomu naopak. Možností je také obousměrný vztah vzájemného ovlivňování. Tato práce však předpokládá pouze jednosměrnou kauzalitu ve směru od akciových indexů k HDP. V práci je využito modelu VAR a jeho aplikace v podobě Grangerovy kauzality. Ta vychází z myšlenky, že pokud přidání minulých

hodnot některé jiné než zkoumané veličiny poskytuje lepší predikce této veličiny, lze říci, že zde existuje vztah ve směru od přidané veličiny k veličině zkoumané.

Práce je členěna do 5 hlavních kapitol. První kapitola zabývající se úvodem a cílem práce poskytuje základní nástin zkoumaného tématu a cíle, kterého je v práci požadováno dosáhnout. Kapitola věnující se literárnímu přehledu se věnuje hlubšímu seznámení se všemi souvislostmi a zkoumanými oblastmi. Součástí je také kapitola věnující se studiím, které se tomuto tématu již věnovaly. Ve třetí kapitole jsou charakterizována zkoumaná data, způsoby jejich získání a úpravy a následně je zde rozebrána metodika použitá ke zpracování těchto dat a získání konečných výsledků diplomové práce. Následně se již práce věnuje samotnému zkoumání vztahu mezi akciovými indexy a HDP a konkrétním výsledkům, kterých bylo dosaženo. Poslední kapitola věnována diskuzi a závěru se pak zaměřuje zejména na komentář k dosaženým výsledkům a jejich porovnání s doposud získanými výsledky jiných studií.

## 1.2 Cíl práce

Hlavním cílem diplomové práce je ověření kauzálního vztahu mezi vývojem akciových indexů a HDP v rámci států G8 a následná možnost využití tohoto vztahu pro predikci jedné z veličin.

Dílním cílem diplomové práce je odhalení vlivu globální finanční krize z roku 2008 na vztah mezi HDP a akciovými indexy vybraných států, a to jak z hlediska síly korelace mezi proměnnými, tak z hlediska směru působení kauzality mezi nimi. Z tohoto důvodu jsou zkoumané časové řady testovány na významnost zlomu, reprezentovaném právě finanční krizí z roku 2008, a na základě zjištěných informací je sledované období rozděleno na dvě části, přičemž zkoumán je vztah mezi proměnnými i na datech celého sledovaného období.

Dalším dílním cílem je také porovnání výsledků dosažených korelační analýzou a Grangerovou kauzalitou se zaměřením právě na směr a sílu kauzální závislosti a na rozdílnost zpoždění efektu a důsledku.

## 2 Literární přehled

### 2.1 Finanční trh

Tržní ekonomika je systém, který v sobě spojuje 3 trhy, které jsou navzájem úzce propojeny. Jedná se o trh zboží a služeb, výrobních faktorů (práce a půdy) a trh finanční. Subjekty, které na těchto trzích působí, jsou na jedné straně firmy a vláda a na straně druhé domácnosti. Firmy (resp. vláda) poptávají po domácnostech práci (resp. půdu) a nabízejí vyrobené zboží a služby. Naopak domácnosti toto zboží a služby poptávají a nabízejí práci (resp. půdu), za kterou poté získávají mzdu (resp. rentu). Jak domácnosti, tak firmy nebo vláda mohou své finanční prostředky buď utratit za výrobky a služby nebo mohou volné peněžní prostředky (úspory) nabídnout jiným subjektům, které jich mají nedostatek. Tím se dočasně vzdávají možnosti s nimi disponovat a stávají se tzv. investory. Na druhou stranu však očekávají, že své prostředky jednou dostanou zpět, nejlépe ještě zvýšené o úrok. Subjekty, které volné peněžní prostředky poptávají, pak nejčastěji označujeme jako dlužníky. Nabídka a poptávka po peněžních prostředcích pak stanovuje výši úroku. Je-li poptávka vysoká a peněžních prostředků na trhu nedostatek, bude úrok vyšší než za situace, kdy je peněz v ekonomice nadbytek a poptávka po nich je nízká. Finanční trh je tak tepnou tržní ekonomiky, který jí umožňuje se dynamicky rozvíjet a odráží také zdraví dané ekonomiky. (Liška a Gazda, 2004)

Obecně je přítomnost vyšší míry úspor v ekonomice považována za pozitivní, nicméně podmínkou tohoto pozitivního vztahu je, aby investice realizované z těchto úspor byly efektivní. Efektivními investicemi se v tomto slova smyslu rozumí to, že by realizované investice měly v budoucnu přinést vyšší spotřebu, než byla ta, která byla ve prospěch těchto investic obětována. Rostoucí budoucí spotřeba by pak měla vést k růstu celkové ekonomiky. (Hladík 2012)

Funkce finančního trhu v ekonomice spočívá, jak již bylo naznačeno, v přesunu volných peněžních prostředků od subjektů, které jich mají přebytek k těm, kteří jich mají nedostatek, a to vždy tak, aby tyto prostředky byly alokovány co nejefektivnějším způsobem. Samotný pojem efektivnost lze dle Veselé (2011) chápat v několika rovinách:

- **Alokační efektivnost** – schopnost alokovat volné finanční prostředky k subjektu, který je schopen nabídnout co nejvyšší výnos při dané míře podstupovaného rizika.
- **Operační efektivnost** – alokace prostředků při co nejnižších transakčních nákladech.
- **Informační efektivnost** – souvisí s rychlostí reakce kurzů investičních instrumentů na pro trh nové informace.

S pojmem efektivnost pak úzce souvisí také **teorie efektivních trhů**. Tato teorie vychází z práce Louise Bacheliera, který v 30. letech 20. století přišel s myšlenkou, že pohyby cen vybraných komodit jsou na sobě nezávislé. Na tuto myšlenku pak

navázalo mnoho dalších autorů, kteří zkoumali nejen pohyby komodit, ale také např. akciových trhů. Za počátek teorie efektivních trhů, jak ji známe dnes, lze považovat až práci Eufena F. Famy v 60. a 70. letech 20. století. Poznatky této teorie lze shrnout do několika bodů, které ji charakterizují. Vztaheno na akciový trh, jsou charakteristiky následující (Veselá, 2011):

- Kurzy akcií reagují na každou novou informaci ohledně daného instrumentu okamžitě a skokově. Neexistuje tedy žádná reakce typu postupné, či předběžné.
- Již v souvislosti s výzkumy Maurice Kendalla z 50. let 20. století lze říci, že kurzy akcií konají tzv. náhodnou procházku a nejsou tedy závislé na minulém vývoji, neboť informace, které jejich vývoj ovlivňují, jsou neočekávané a nepredikovatelné.
- Z výše uvedeného pak vyplývá, že investoři nejsou na takovémto typu trhu schopni dlouhodobě a trvale dosahovat nadprůměrných zisků.
- Na efektivním trhu je tedy tržní cena akcie (kurz akcie) stále rovna její vnitřní hodnotě. Jakékoliv strategie k dosažení dlouhodobých nadprůměrných zisků selhávají. Neexistují tak podhodnocené, resp. nadhodnocené akcie.

Teorii efektivních trhů můžeme dle stupně, ve kterém tržní cena odráží informace, rozdělit do 3 hlavních kategorií. **Slabá forma** je založena na předpokladu, že tržní cena odráží pouze minulé informace. Pracujeme tedy pouze s historickými daty, jako jsou např. historické ceny, objemy obchodování apod. Technická analýza je tudíž bezcenným nástrojem k dosahování nadprůměrných výnosů, protože informace, které by k nim potenciálně mohly vést, jsou veřejně dostupné a lze je získat s prakticky nulovými transakčními náklady. **Středně silná forma** naopak tvrdí, že tuto schopnost postrádá nejen technická, ale také fundamentální analýza, neboť tržní cena odráží nejen minulé informace, ale také všechny aktuálně dostupné informace o emitentovi jako je obrat, účetní závěrka nebo výroční zpráva. A konečně **silná forma** tvrdí, že tržní hodnota odráží všechny předchozí stupně informovanosti a současně také všechny veřejné ale i neveřejné informace. Proto je jakákoliv metoda, která by měla sloužit k dosahování nadprůměrných výnosů, neúčinná a kurzy cenných papírů tak vytváří již zmíněnou náhodnou procházku. Při této formě efektivnosti není možné dosahovat výnosů prostřednictvím tzv. „insider tradingu,“ protože veřejnost má zcela totožné informace jako vlastníci dané společnosti či její management. (Mrkvička a Strouhal, 2009)

Obecně dosahují akciové trhy dle analýz slabé a střední formy efektivnosti. Nicméně zde lze pozorovat také jevy, které označuje teorie efektivních trhů za tzv. anomálie, protože se jedná o situace, kdy je investor schopen dosahovat nadprůměrných zisků, což by na efektivním trhu nemělo být možné. Jednou ze zajímavých anomálií je např. *efekt malých akciových společností*. Ten je postaven na skutečnosti, že akcie malých společností obvykle přinášejí investorovi právě onen nadprůměrný výnos. To je způsobeno zejména tím, že akcie těchto společností bývají velmi často podhodnocené nebo také tím, že o nich nejsou ještě dostatečné informace.



Další zajímavou anomálií je např. *lednový efekt*. Lze totiž pozorovat, že nejvyšších výnosů je z hlediska kalendářního roku dosahováno právě v lednu. Někteří to přikládají snaze o daňovou optimalizaci firem. Proti tomuto vysvětlení však stojí fakt, že tento efekt lze pozorovat i ve státech, kde tato optimalizace není z hlediska daňového zákona možná. Za zmínku také stojí *pondělní efekt*, který je postaven na podobném principu jako efekt lednový, a to, že v pondělí je dosahováno při obchodování naopak nižších zisků než v jiné dny v týdnu. (Hladík, 2012)

Kromě těchto anomálií, které značně podkopávají pravdivost teorie efektivních trhů, je celkem zavádějící také její předpoklad racionality a dokonalé informovanosti. Je jasné, že „obyčejný“ člověk nebude nikdy schopen nejen získat, ale také zpracovat všechny informace o daném instrumentu tak jako profesionální investoři, a nebude tak nikdy na stejné úrovni informovanosti. Proto lze teorii efektivních trhů označit za teorii ideální, která může existovat pouze na ideálním trhu, nicméně v realitě čelí značným úskalím. Kromě toho existuje mnoho oblastí, které tato teorie nebyla nikdy schopna vysvětlit, jako je například vznik cenových bublin. Proto se v současné době dostává do popředí tzv. behaviorální teorie, která zkoumá chování účastníků nejen akciového trhu a která dokáže mnohem lépe vysvětlit některé jevy, jako je například již zmíněný vznik cenových bublin. (Tregler, 2005)

### 2.1.1 Členění finančního trhu

Finanční trh lze členit dle poměrně širokého spektra kritérií. Každé takovéto členění nám dává jiný pohled na finanční trh a každý segment v jednotlivých způsobech třídění je tak zcela specifický a podává nám odlišné informace. Spojovacím článkem však zůstává obecná charakteristika finančního trhu tak, jak jsme si ji definovali v úvodní kapitole.

Členění trhu, se kterým se nejčastěji setkáváme, je členění dle doby splatnosti daných instrumentů. Dle tohoto hlediska se pak finanční trh dělí na trh peněžní a kapitálový (Polouček, 2009):

- **Peněžní trh** – nacházejí se zde instrumenty se splatností do jednoho roku. Typickými hráči tohoto trhu jsou centrální banka a jednotlivé komerční banky. Kromě krátkodobých cenných papírů typu státních pokladničních poukázek zde nalezneme také krátkodobé úvěry bank. Tím, že se jedná o velmi krátký časový horizont splatnosti, nejsou tyto trhy však příliš výnosné, naopak ale podstupované riziko je velmi malé.
- **Kapitálový trh** – zahrnuje instrumenty se splatností delší než jeden rok. Lze jej také ještě podrobněji členit na trh střednědobý (splatnost 4–7 let) a dlouhodobý (splatnost delší než 7 let nebo bez splatnosti). Na tomto trhu vystupuje podstatně větší množství hráčů než na trhu peněžním.

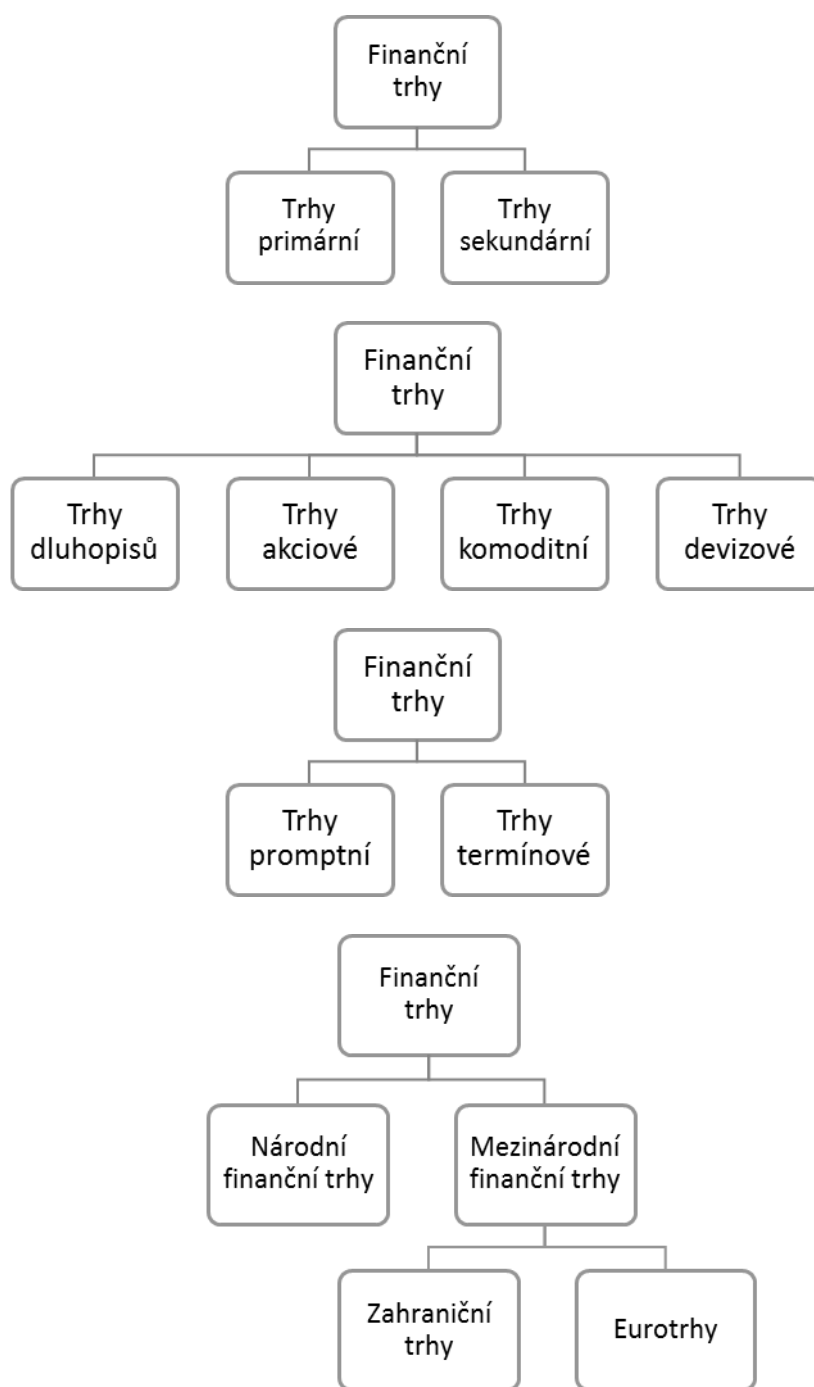
Další možné členění finančního trhu z hlediska různých specifík lze vidět na obrázku 1. Z obrázku jsou pro účely této práce zajímavé ještě další dvě možná členění finančního trhu. Prvním z nich je členění na trh primární a sekundární. Toto členění závisí na tom, zda byl cenný papír již na trhu obchodován, či nikoliv. **Primární trh**, jak již název napovídá, obchoduje pouze s cennými papíry, které přicházejí na

trh zcela poprvé a jsou tedy právě emitovány. Na primárním trhu lze obchodovat jak veřejně, tak neveřejně (soukromě). Zatímco při veřejné emisi je třeba vyhotovit prospekt k danému cennému papíru, v neveřejné to potřeba většinou není, neboť cenný papír je nabízen jen omezené skupině investorů, kteří jsou o daném cenném papíru dostatečně informováni.

Na **sekundárním trhu** se obchoduje s cennými papíry, které již prošly primárním trhem, a tudíž s nimi již bylo obchodováno. Sekundární trh lze rovněž členit na veřejný a neveřejný. Typickým zástupcem veřejného trhu je burza. Neveřejný pak probíhá formou individuálních dohod. Zásadním rozdílem mezi primárními a sekundárními trhy je také to, že zatímco na primárním trhu emitent získává dostupné finanční prostředky, na sekundárním již nic nezíská. Sekundární trh pak dále rozlišujeme na trh organizovaný, kam patří trhy burzovní (např. burza) a mimoburzovní (v minulosti např. RM-systém), a neorganizovaný (např. OTC trhy). (Veselá, 2011)

Pro účely dalšího textu je vhodné si burzovní a mimoburzovní trh více specifikovat. **Burzovní trh**, resp. burza, je organizovaným trhem, který funguje na členském principu. Pouze členové burzy tak mohou provádět na burze obchody s cennými papíry, a to navíc ještě v přesně vymezeném čase a místě. Tyto cenné papíry navíc musí být vedením burzy schváleny k obchodování. Z toho plyne, že burza se řídí předem definovanými a striktně dodržovanými pravidly a zákony. Kromě omezení, s jakými cennými papíry lze na burze obchodovat, je zde ještě omezení, které se týká obchodovaného množství těchto cenných papírů. Podstatou burzy je však stejně jako na jiných trzích obchodování s různými druhy zboží a služeb, které však nejsou na burze fyzicky přítomny. Na základě toho, s čím se tedy na dané burze obchodujeme lze rozlišit burzy komoditní, služeb a finanční. Co se týká formy burz tak v anglosaských zemích (např. Velká Británie, USA, Kanada) převažovala již od počátku soukromoprávní forma burzy, zatímco v evropských státech se jednalo spíše o veřejnoprávní formu. V současné době je však většina burz již ve formě soukromoprávní, konkrétně ve formě akciové společnosti.

Zejména kvůli svazujícím pravidlům a omezenému počtu účastníků se stalo velice oblíbeným obchodování na **mimoburzovních trzích** (např. v USA NASDAQ). Zatímco na burze lze obchodovat, jak již bylo řečeno, pouze burzou schválené cenné papíry, na mimoburzovním trhu lze obchodovat prakticky jakýkoliv cenný papír. Nicméně i zde existuje seznam obchodovaných cenných papírů. Kromě toho, že je tento trh přístupnější, jsou jeho další výhodou také nižší poplatky. Se všemi svými výhodami tak tento trh představuje silného konkurenta tradičních burzovních trhů a v současnosti je na tomto typu trhů obchodováno mnohem více titulů než na burzách. (Polouček, 2009)



Obr. 1 Členění finančních trhů dle dalších kritérií  
Zdroj: překresleno dle Poloučka, 2009.

Z druhého možného členění finančního trhu představují nejhojněji využívanou skupinu trhy dluhopisů a trhy akciové. **Dluhopisy** neboli dluhové cenné papíry představují závazek dlužníka, že věřiteli ve stanovené lhůtě splatí jím poskytnutou finanční částku ovšem zvýšenou o odměnu pro věřitele za poskytnutí této částky. Tato odměna má většinou formu úroků. Mezi dluhové cenné papíry tak dle této

definice můžeme zařadit například samotné dluhopisy, dále směnky či šeky. (Pavlát, 2003)

Akcie jakožto majetkové cenné papíry představují majetkovou účast vlastníka akcie neboli akcionáře v dané akciové společnosti. S akciemi se poté obchoduje na **akciových trzích**. Kromě samotných akcií se na tomto trhu obchoduje také s jinými instrumenty, jako jsou například podílové listy apod. Na akciovém trhu se stejně jako na každém jiném trhu střetává nabídka s poptávkou po daných akciích a tím se na tomto trhu utváří jejich cena neboli kurz akcie. Akciový trh je ze své podstaty trh sekundární a podmínkou k obchodování na něm je tedy emise akcií na trhu primárním. Akciové trhy pak můžeme členit na trhy burzovní, které se vyznačují přísnějšími pravidly, a mimoburzovní. (Pavlát, 2013)

V posledních letech se na finančním trhu začínají prosazovat některé tendence, které stojí za zmínění. Jednou z nich je stále větší provázanost jednotlivých národních finančních trhů, tzv. globalizace. To s sebou přináší jak pozitiva, jakými je možnost investovat prakticky 24 h denně a vybrat si z rozličného portfolia titulů, tak negativa, jako je například to, že v globálních trzích se mnohem rychleji šíří „nákazy“ z jednoho trhu na druhý a snadněji tak dochází ke globálním finančním krizím. S tím souvisí také skutečnost, že vznikají velké finanční instituce, které jsou tzv. příliš velké na to, aby padly („too big to fail“ neboli TBTF). K finančním krizím může také přispět trend sekuritizace cenných papírů, či stále větší rozmach finančních derivátů jako jsou opce, futures nebo swapy. Ty byly původně zcela nevinné a měly zmírňovat riziko pro investora, nicméně se v současné době využívají spíše ke spekulaci. (Hladík, 2012)

Na druhou stranu přinesla finanční krize vyhodnocení stávající situace v oblasti regulace finančních trhů, a hlavně také její následné zpřísnění. Vznikla celá řada nových pravidel, co se týká velikosti kapitálu institucí. Dále vznikl celý nový systém orgánů dohledu a schváleno bylo množství pravidel, která omezují rizikové obchody na finančních trzích. Nejvýznamnější v této oblasti byla zejména pravidla implementována na základě Basel III v oblasti bankovníctví a Solvency II v oblasti pojišťovnictví. Regulace a dohled byl zpřísněn zejména u již zmíněných institucí TBTF. Kromě toho se nová regulace týká například vytvoření fondů dostatečně velkých na to, aby v případě další finanční krize byly tyto schopny pokrýt restrukturalizaci institucí, případně ztráty spojené s jejich likvidací. (Pavlát, 2013)

### 2.1.2 Akciová společnost

Akciovou společnost definuje zákon č. 90/2012 Sb. o obchodních korporacích. Dle tohoto zákona je akciová společnost právní forma společnosti, jejíž majetek je rozdělen na určitý počet akcií o určité jmenovité hodnotě, přičemž tato hodnota může být u různých akcií různá. Základní kapitál akciové společnosti musí být minimálně 2 000 000 Kč nebo 80 000 EUR v případě, že daná akciová společnost povede účetnictví v EUR. Vlastníci akcií se pak stávají akcionáři dané akciové společnosti, a tím získávají majetkový podíl v této společnosti.

Při rozhodování o právní formě nově vznikající společnosti si získala akciová společnost velkou oblibu. Je to dáno zejména tím, že akcie společnosti jsou obcho-

dovány veřejně, a to umožňuje dané společnosti získat prodejem těchto akcií velké množství finančních prostředků, které může dále využít. Důvodem obliby této formy pro potenciální investory je pak to, že akcionář za závazky společnosti vůbec neručí, za ty je odpovědná pouze a jen akciová společnost jako taková. Kromě toho představuje tato forma pro akcionáře i další výhody. Tím, že jsou akcie obchodovány veřejně na sekundárních trzích, odráží jejich cena celkové zdraví společnosti a práci managementu. Tím pádem je společnost neustále pod jakousi vnější kontrolou a management je tak motivován k zajištění prosperity společnosti, zejména pod vlivem hrozby nepřátelského převzetí a také prostřednictvím trhu manažerů. (Salachová, 2014; Taranenko, 2008; Hladík, 2012)

Dle zákona č. 90/2012 Sb. o obchodních korporacích tvoří akciová společnost následující orgány:

- **Valná hromada** – jedná se o nejvyšší orgán akciové společnosti tvořený jejími akcionáři. Hlasy, které mají akcionáři při hlasování na valné hromadě, odpovídají počtu jimi vlastněných akcií, přičemž akcie se stejnou jmenovitou hodnotou musí představovat také stejný počet hlasů. Valná hromada je svolávána představenstvem, a to minimálně jednou za účetní období. Usnášení schopná je pak za přítomnosti takového počtu akcionářů, aby dohromady vlastnili minimálně 30 % základního kapitálu společnosti. Ve většině případů rozhoduje valná hromada prostou většinou hlasů přítomných akcionářů. V případech, které jsou vymezeny zákonem, se pak rozhoduje většinou jinou než prostou.
- **Představenstvo** – jedná se o statutární orgán akciové společnosti, který společnosti řídí a jedná jejím jménem. Svolává valnou hromadu. Ta pak členy představenstva volí a odvolává. Představenstvo má zpravidla 3 členy a délka jejich funkčního období je pak určena ve stanovách dané akciové společnosti. V rámci představenstva se pak rozhoduje prostou většinou, pokud stanovy neurčí jinak.
- **Dozorčí rada** – jedná se o kontrolní orgán, který dohlíží na činnost dané akciové společnosti. Kromě jiného také přezkoumává účetní závěrku a návrh na rozdělení vzniklého zisku nebo ztráty. Stejně jako představenstvo musí mít i dozorčí rada 3 členy, kteří si volí svého předsedu. Sama dozorčí rada je pak volena stejně jako představenstvo valnou hromadou. Délka jejich funkčního období je poté také stejně jako v případě představenstva určena ve stanovách společnosti.

Se zákonem o obchodních korporacích došlo také k vytvoření dualistického a monistického modelu akciových společností. Dualistický model je klasický, kdy statutárním orgánem je představenstvo a kontrolním dozorčí rada. V monistickém je však představenstvo nahrazeno statutárním ředitelem a dozorčí rada je pak nahrazena správní radou.

Akcije jako takové pak dle zákona č. 90/2012 Sb. o obchodních korporacích rozlišujeme zejména podle toho, jaká práva z nich plynou na kmenové, prioritní a zaměstnanecké:

- Pokud akcionář vlastní **kmenové akcie** jsou s nimi spojena práva na řízení dané akciové společnosti, podíl na zisku nebo likvidačním zůstatku společnosti.
- Oproti tomu **akcie prioritní**, jak už název napovídá, přinášejí svému majiteli některé specifické výhody. Za ty však musí „zaplatit“ omezením svých hlasovacích práv.
- **Zaměstnanecké akcie** jsou poté určeny zaměstnancům dané akciové společnosti, která jim je většinou poskytuje za zvýhodněnou cenu, popřípadě zcela zdarma.

Vzhledem k tomu, že nejběžněji využívané jsou akcie kmenové, je jim také věnována největší pozornost. Z hlediska jejich oceňování lze využít několika možností, jak stanovit jejich hodnotu. Hodnot u akcií je několik druhů. Mezi 3 hlavní však patří (Polouček, 2009):

- **Nominální hodnota** – jedná se o hodnotu uvedenou na dané akcii. Součet všech nominálních hodnot všech akcií nám dává základní kapitál akciové společnosti.
- **Emisní kurz** – jedná se o hodnotu, za kterou je akcie poprvé uvedena na trh. Emisní kurz nesmí být nižší, než je nominální hodnota akcie. Pokud je naopak vyšší, je rozdíl mezi tímto kurzem a nominální hodnotou tzv. emisní ážio.
- **Tržní hodnota** – hodnota, za kterou se akcie obchoduje na trhu. Je výsledkem střetu nabídky a poptávky po daném akciovém titulu.

Nyní se můžeme vrátit k oceňování kmenových akcií, kdy se budeme zabývat zejména stanovením tzv. vnitřní hodnoty akcie. Podrobněji se existencí této vnitřní hodnoty a způsobu jejího výpočtu zabývá **fundamentální analýza**. Vnitřní hodnota by se dala definovat jako tzv. spravedlivá cena, která v sobě zahrnuje veškeré informace jak o emitentovi této akcie, tak o jeho potenciálu do budoucna a tím i o potenciálu samotné akcie. Dle stanovení vnitřní hodnoty akcie a jejím následným porovnáním s tržní hodnotou můžeme zjistit, zda je daná akcie podhodnocena, či nadhodnocena. Pokud bude tržní hodnota vyšší, než je vnitřní hodnota akcie, jedná se o akcii nadhodnocenou, naopak pokud bude tržní hodnota nižší než vnitřní hodnota akcie, jedná se o akcii podhodnocenou. Jak již bylo řečeno, pokud by platila teorie efektivních trhů žádné nadhodnocené ani podhodnocené akcie by nemohly existovat, neboť tržní hodnota akcie by v každém okamžiku odrážela veškeré informace o daném akciovém titulu a rovnala by se tak jeho vnitřní hodnotě. (Hladík, 2012)

Vnitřní hodnotu akcie lze stanovit několika možnými způsoby. Hladík (2012) uvádí následující:

- Nejznámější učebnicovou metodou stanovení vnitřní hodnoty akcie je **dividendový diskontní model**. Ten pracuje s myšlenkou, že vnitřní hodnota akcie by se měla rovnat současné hodnotě budoucích výnosů z dané akcie plynoucích. Vnitřní hodnota akcie tak dle tohoto modelu závisí na výši dividendy

po zdanění, požadované výnosové míře, a pokud máme v plánu akcii prodat, tak také očekávané prodejní ceně na konci daného roku držení akcie.

- Hojně využívané jsou potom také **ziskové modely**, nejčastěji tzv. ratio P/E. Jedná se vlastně o podíl tržní ceny akcie (P) a posledního známého zisku na jednu akcii po zdanění (E). Vnitřní hodnotu akcie pak můžeme stanovit, pokud známe průměrné ratio dané země či trhu, a to odvozením ze základního vzorce. Ratio samo o sobě nám může předběžně podat obrázek o dané akcii. Pokud je ratio vysoké, zřejmě se jedná o nadhodnocenou akcii a naopak.

Dalšími alternativními možnostmi stanovení vnitřní hodnoty akcií může být např. technická analýza, psychologická analýza apod. Výsledky technické analýzy pak mohou být vodítkem pro rozhodování investora, zda koupit či prodat, neboť poskytují jakýsi nástin toho, jakým směrem by se mohla hodnota akcie v budoucnu pohybovat. Samozřejmě lze k stanovení vnitřní hodnoty akcie využít také celou škálu další metod a analýz.

Jak již bylo řečeno, akciový trh je trhem sekundárním. K tomu, aby se akcie dané společnosti dostaly na tento trh, je třeba projít trhem primárním. Děje se tak primární veřejnou nabídkou akcií (Initial Public Offering neboli IPO). Tyto akcie jsou však ve své první dny a měsíce velmi nestálé. Společnosti vstupují do neprobádaných vod a jsou vlastně pro trh záhadou. IPO akcie tak provází velmi velké výkyvy v cenách. Jakmile se však na trhu usadí a vykáží zde určitou historii, jejich volatilita se snižuje. Proto do těchto akcií investují zpočátku pouze zkušení investoři. (Hartman, 2013)

### 2.1.3 Akciové indexy

Podíváme-li se na jakoukoliv národní burzu či kapitálový trh, budeme zde moci identifikovat jeden index, který bude představovat výkon této burzy, trhu nebo celé ekonomiky. Tyto indexy se skládají v případě burzy ze všech na dané burze obchodovaných cenných papírů, které jsou určitým způsobem váženy. Proto je také třeba od sebe striktně odlišit index a průměr. Některé indexy totiž až takovými indexy nejsou a při bližším zkoumání zjistíme, že se vlastně jedná o nevážený aritmetický průměr. Indexy se měří v bodech a mají vždy stanovenou určitou výchozí hodnotu, tzv. bázi, která nejčastěji nabývá hodnot 100 nebo 1000 bodů. Tato báze se pak mění pouze výjimečně, a kromě známých a velkých společností zahrnuje i ty méně významné. Důležitou vlastností této báze je její spojitost, která musí být vždy zaručena. Jedná se zejména o situace, kdy dochází k obměně akcií v bázi nebo při dělení akcií. (Jílek, 2009; Polouček, 2009)

V případě akciových indexů nás tak jejich hodnota bude informovat o vývoji daného akciového trhu. Podle počtu zahrnutých akciových titulů se pak odlišují **indexy souhrnné**, které jak už název napovídá, zahrnují veškeré akciové tituly obchodované na dané burze (např. NASDAQ Composite) a dále **indexy výběrové**, které obsahují pouze vybrané akcie dané burzy (např. DJIA). (Jílek, 2009)

Dle Rejnuše (2014) existují 2 nejčastější způsoby výpočtu akciových indexů, a to hodnotově vážené indexy a cenově vážené indexy:

- **Cenově vážené indexy** – jedná se o takové indexy, ve kterých je poměr jednotlivých akciových titulů rozdělen dle jejich aktuální tržní hodnoty. Akciové tituly s nejvyšší aktuální tržní cenou tak mají vyšší váhu v rámci indexu než akciové tituly s tržní hodnotou nižší. Pohyby cen akcií s vyšší váhou tak mají mnohem větší vliv na celkový akciový index než pohyby cen akcií s nižší váhou. Světově nejznámějším cenově váženým indexem je DJIA. Tento typ váženého indexu je právě tím, který bychom měli spíše nazývat průměrem než indexem.
- **Hodnotově vážené indexy** – jedná se o akciové indexy, v rámci kterých jsou váhy jednotlivých akciových titulů rozděleny dle mnohem většího počtu kritérií. Obecně však lze říci, že společnosti, které jsou likvidní a mají velký podíl na trhu, bývají ty, jejichž akcie mají v indexu poté největší váhu. Tento způsob výpočtu vah jednotlivých akciových titulů v akciových indexech je v současné době tím nejrozšířenějším. Zástupcem hodnotově váženého indexu je například S&P 500, Nasdaq atd.

Nejznámějším „indexem“ na světě je bezesporu Dow Jones Industrial Average (DJIA). Jak popisuje Siegel (2011), historie tohoto indexu sahá až do konce 19. století, kdy byl index průměrem 12 akcií a počítal se jako prostý součet cen těchto akcií vydělený jejich počtem v indexu. V dnešní době je součástí DJIA celkem 30 akcií a jedná se o zástupce cenově váženého průměru. V DJIA nalezneme povětšinou akcie označované jako tzv. blue chips. Dle Hartmana (2013) se jedná o akcie známých společností s vysokým stupněm tržní kapitalizace. Tržní kapitalizaci poté rozumíme násobek ceny běžné akcie dané společnosti a počtu těchto akcií v oběhu. Podle tržní kapitalizace lze navíc dále dělit společnosti do různých kategorií.

Indexem v pravém slova smyslu je pak již zmíněný S&P 500. Tento index zahrnuje akcie 500 akciových společností, a to nejen obchodovaných na NYSE ale také na mimoburzovních trzích. Proto je mnohem zajímavější než všemi předhazovaný DJIA. Je také ale mnohem mladší. Vznikl až v roce 1957. Změna v jeho výpočtu pak nastala v roce 2005, kdy došlo k přechodu na plovoucí váhy. Index tak v současné době zahrnuje pouze ty akcie, které jsou veřejně obchodovány. Kromě tohoto indexu vydává Standard & Poor's také další indexy. (Jílek, 2009)

## 2.2 HDP

Hrubý domácí produkt neboli HDP je základním a nejsledovanějších makroekonomickým ukazatelem v ekonomice. Jedná se o ukazatel, který je zjišťován z informací shromážděných v národním účetnictví. Pod pojmem národní účetnictví si pak lze představit, jak již název napovídá, vztahy mezi jednotkami v rámci jednoho státu (resp. národa). Stejně jako je pro podnikatele důležité sledovat vztahy s okolními jednotkami ve firmě a na základě toho činit rozhodnutí, i na makro úrovni v podobě státu je třeba tyto informace shromažďovat a na základě nich se poté rozhodovat či předpovídat budoucí vývoj. K tomu slouží právě národní účetnictví, které tak představuje určitý makroekonomický model, který popisuje vztahy mezi zúčastněnými subjekty. Pojem účetnictví je zde zavádějící, neboť předsta-



vuje pouze jakousi kostru. Nejedná se však o účetnictví jako takové, které by prováděli účetní k tomu určení. Těmito „účetními“ se na národní úrovni stávají statistici, kteří shromažďují informace o jednotlivých subjektech, na základě nichž poté vytvářejí soustavy národohospodářských ukazatelů shrnovaných v národním účetnictví. (Hronová a Hindls, 2000)

### **2.2.1 Vykazování HDP a jeho vyjádření**

HDP lze vykazovat čtvrtletně nebo ročně. Metodika odhadu je v obou případech stejná, liší se pouze způsob, kterým se HDP v daném případě zjišťuje. Například čtvrtletní HDP lze odhadovat metodou výrobní, výdajovou nebo důchodovou, a i když první dvě zmíněné metody sbírají k výpočtu HDP jiná data, vlivem postupného zpřesňování údajů se ve výsledku obě metody dopracují ke stejnému výsledku. Roční HDP je poté zjišťováno již na základě ročních účetních výkazů (u firem), statistiky rodinných účtů (u domácností) a vládních statistik (u vlády). Na základě údajů z těchto zdrojů jsou poté také revidovány čtvrtletní hodnoty HDP. (Hronová, 2009)

Dle Fischera (2005) je však tato metoda tzv. bilancování zavádějící. Pozastavuje se nad tím, zda by nebylo lepší vykázat odhady z jedné i druhé metody, které se sice budou lišit, ale budou opatřeny bilančními rozdíly. Tato metoda je přitom využívána např. Českou národní bankou, která při sestavování platební bilance využívá tzv. účet chyb a opomenutí.

Jak roční, tak čtvrtletní HDP může být vyjádřeno v běžných cenách, stálých cenách nebo v cenách předchozího roku. Každé vyjádření má však svá pro a proti. Běžné ceny jsou skvělým ukazatelem aktuální spotřeby v daném období, pro srovnávání s jinými obdobími je však naprosto nevhodný, neboť je v něm zakomponována nejen změna objemu, ale také změna cen. Vyjádření HDP ve stálých cenách sice problém změny cen odstraňuje, nicméně se stále delším odstupem od základního období jeho vypovídací schopnost klesá. Jakýmsi kompromisem by se tak mohlo stát vyjádření v cenách předchozího roku. (Hronová, 2009)

S výše zmíněným vykazováním HDP v různých cenách také souvisí skutečnost, že odlišujeme reálné a nominální HDP. Nominální HDP je právě to, které je vyjádřeno v cenách běžného roku, zatímco reálné HDP je vyjádřeno v cenách stálých. Toto odlišení je jak pro ekonomy, tak pro statistiky velmi důležité, neboť sledování vývoje reálného HDP umožňuje sledovat jeho vývoj v čase. Podílem nominálního HDP reálným pak získáváme ukazatel, který označujeme jako deflátor HDP. Vyjadřuje pak jakousi „cenu“ HDP. (Samuelson a Nordhaus, 2007)

### **2.2.2 Metody výpočtu HDP**

Hrubý domácí produkt lze odhadovat několika metodami. Tyto metody využívají při svém odhadu různé vstupní zdroje. Každá je svým způsobem odhadu jedinečná a pohlíží na zjišťovaný produkt z různých úhlů pohledu (Hronová a Hindls, 2000; Jurečka, 2013):

- **Výrobní metoda** – výrobní metoda odpovídá na otázku, odkud se HDP vytvořené v daném národním hospodářství vzalo. Je součtem hrubé přidané hodnoty (HPH<sub>s</sub>) všech výrobců na jednotlivých stupních výroby a čistých daní z výrobků (ČDzP). Přičemž HPH<sub>s</sub> je rozdílem mezi celkovou produkcí (CP) a mezipotřebou (MS). Navíc je to veličina, do které je zahrnuta také amortizace neboli spotřeba fixního kapitálu. HPH je vlastně to, co je vytvořeno každou ekonomickou jednotkou na jednotlivých stupních navíc až do stupně, kdy dochází ke konečné spotřebě. Nemá tedy smysl počítat HPH pro jednotlivé výrobky, ale až na úrovni jednotlivých ekonomických jednotek či na makro úrovni celého hospodářství. ČDzP jsou poté k HPH připočítávány z toho důvodu, že v rovnici produkce, ze které tento vztah vychází, jsou obě strany jinak oceněny, co se týká započtení, resp. nezapočtení DPH<sup>1</sup>. Rovnici pak lze zjednodušeně vyjádřit následujícím způsobem:

$$\text{HDP}^{\text{KC}} = \sum_s \text{HPH}_s + \text{ČDzP}. \quad (1)$$

- **Výdajová (spotřební) metoda** – výdajová metoda je přesným opakem metody výrobní. Zatímco výrobní se ptá, co se vytvořilo, výdajová, co se spotřebovalo. Jedná se tak o součet veškerých výdajů na finální statky a služby, což představuje součet konečné spotřeby (KS), hrubé tvorby fixního kapitálu (HTFK), změny zásob (ΔZ) a vývozu (V) poníženého o dovoz (D). Tato rovnice vychází rovněž z původní rovnice celkové produkce:

$$\text{HDP} = \text{KS} + \text{HTFK} + \Delta Z + V - D. \quad (2)$$

Většina učebnic ekonomie však poskytuje zjednodušený zápis této metody, který vypadá takto:

$$\text{HDP} = C + I + G + \text{NX}. \quad (3)$$

Jedná se pouze o přepis rovnice 2 do jiné podoby. HDP je zde vyjádřeno jako součet spotřeby domácností (C), soukromých hrubých investic firem (I), vládních výdajů na nákup statků a služeb (G) a čistého exportu (NX), který je rozdílem mezi dovozem a vývozem.

Co se týká *spotřeby domácností* (C), tak lze mezi ni zařadit jak pořízení dlouhodobého, tak krátkodobého majetku. Kromě toho sem zařazujeme i výdaje domácností v oblasti služeb.

Soukromé *hrubé investice firem* (I) v sobě zahrnují fixní investice a investice do zásob. Pod fixními investicemi si lze představit pořízení nové budovy, stroje apod. Jedná se o investice firmy do nového majetku. Investice do zásob poté reprezentují prostou změnu stavu zásob, a to jak surovin, tak

---

<sup>1</sup> Rovnice produkce má tvar: CP+D=MS+KS+HTFK+ΔZ+V. Zatímco CP, MS a D jsou vyjádřeny bez fakturované DPH a v případě D také bez dovozních daní, tak téměř celá pravá strana rovnice (bez MS) je vyjádřena v cenách včetně všech daní.

rozpracované produkce i finálních výrobků. Je třeba rozlišovat čisté a hrubé investice. Neboť součástí hrubého domácího produktu jsou celkové neboli hrubé investice, které zahrnují jak investice restituční (obnovovací), tak i investice tzv. čisté, které rozšiřují kapacitu firmy. Jedná se právě o zmíněné nové budovy či stroje.

Do *vládních výdajů na nákup statků a služeb (G)* zahrnujeme nejrůznější výrobky a služby určené pro státní sféru. Ať už se jedná o armádu, školství či jiné státní instituce. Do těchto výdajů však nezahrnujeme transferové platby. Tyto platby totiž nemají protihodnotu. Stát je pouze poskytuje potřebným sociálním skupinám. Nicméně ani tyto platby se při výpočtu HDP neztratí, neboť jsou obsaženy ve výdajích domácností či firem.

Poslední položkou je *čistý export (NX)*. Čistý export vyjadřuje vztah dané ekonomiky k zahraničí, co se týká nákupu tuzemského zboží a služeb zahraničními subjekty nebo naopak nákup zahraničního zboží a služeb tuzemskými spotřebiteli. Vývoz je pro HDP položkou zvyšující jeho hodnotu. Naopak nákup ze zahraničí představuje položku HDP snižující. Samozřejmě je u této položky důležitá exportní či importní orientace dané ekonomiky.

- **Důchodová metoda** – tato metoda poté vyjadřuje HDP jako rozdělení důchodu. Vychází ze skutečnosti, že produkce je vlastně důchodem, který si jednotka zasloužila za vlastnictví daných výrobních faktorů. HDP je dle této metody součtem náhrad vyplácených zaměstnancům rezidentskými sektory (NZ), hrubého provozního přebytku národního hospodářství (HPP), smíšeného důchodu (SD) a čistých daní na produkci a dovoz (ČDPD):

$$\text{HDP} = \text{NZ} + \text{HPP} + \text{SD} + \text{ČDPD}. \quad (4)$$

Zjednodušená verze důchodové metody vychází z čistého domácího produktu, ke kterému se poté přičítá jak již zmíněné opotřebení, tak nepřímé daně (v podobě DPH a spotřebních daní). Čistý domácí produkt je tak součtem čistých hodnot, které jednotky dostávají za již zmíněný fakt, že vlastní výrobní faktory, které jsou potřebné k výrobě daného statku či služby. Jedná se tak o součet mezd, které vyplácí firmy, a do kterých zahrnujeme jak hrubé mzdy, tak i sociální a zdravotní pojištění hrazené firmou za zaměstnance, dále čisté úroky, hrubé zisky, renty a příjmy ze samozaměstnání.

### 2.2.3 Problémy s odhadováním HDP

Skutečností, která ztěžuje stanovování hodnoty HDP, a proč vlastně můžeme říct, že HDP bude vždy pouze odhadováno, je, že zde existují činnosti, které jsou pololegální nebo zcela ilegální, ze kterých se tak neodvádí daně, a které se nikdy nemohou započítat do hodnoty HDP. Tyto činnosti se dle své závažnosti rozlišují na tzv. šedou a černou ekonomiku. **Šedá ekonomika** je mírnější formou ilegální činnosti, která má však nějaký společenský prospěch. Jedná se např. o různé formy prací na černo, jako jsou fušky. Naproti tomu **černá ekonomika** je ta, která má na vývoj

společnosti neblahý vliv a nijak ji svou existencí neobohacuje. Jedná se např. o výrobu a prodej drog a zbraní, prostituci atd.

S tím souvisí i druhý problém HDP. A to, že HDP ve svém výpočtu vlastně nijak nezohledňuje kvalitu výrobků a služeb v něm započítaných. Když se na tuto problematiku podíváme s odstupem, můžeme říci, že vlastně věci společensky velmi bolestné, jako jsou například přírodní katastrofy, přinášejí ekonomice vyšší HDP. Je to z toho důvodu, že pokud se v nějakém státu vyskytne např. zemětřesení nebo povodeň, která smete z povrchu zemského budovy a domy, je třeba je znovu postavit. Tím pádem dostávají práci stavební firmy a roste HDP. Na druhou stranu bychom mohli říct, že by přírodní katastrofy a jejich devastující účinek na zemi měly HDP naopak snižovat. To se však neděje. (Jurečka, 2013; Samuelson a Nordhaus, 2007)

Všechny zde zmíněné nedostatky stávajících způsobů zjišťování ekonomické aktivity země vedou k otázce, zda není možné dané nedostatky odstranit tím, že by byl použit jiný ukazatel. Tzv. alternativní ukazatele zatím nebyly všeobecně přijaty, nicméně není od věci si tady některé z nich uvést (Jurečka, 2013; United Nations, 2016; OECD, 2017b):

- **Index lidského rozvoje** (*Human Development Index* neboli HDI) – z alternativních ukazatelů zřejmě ten nejvýznamnější. Index je využíván OSN a na stupnici 0–1 vyjadřuje kvalitu života v dané zemi z hlediska míry naplnění 3 cílů: průměrné délky života 85 let, přístupu ke vzdělání a dobré životní úrovně každého občana. Data z roku 2014 ze 188 zemí ukazují, že nejvyšších hodnot je v tomto ohledu dosahováno v Norsku, Austrálii nebo Švýcarsku. Naproti tomu nejnižší hodnoty byly zjištěny u afrických zemí jako Nigérie, Středoafrická republika nebo Eritrea. Například Česká republika zaujímala 28. pozici s hodnotou HDI 0,87.
- **Index lidské chudoby** (*Human Poverty Index* neboli HPI) – opět je využíván OSN a tvoří jakousi druhou stranu mince k HDI. Jeho hodnota pak vychází z posuzování velkého množství ukazatelů jako je např. dětská úmrtnost, délka dožití, aj.
- **Index lepšího života** (*Better Life Index* – BLI) – jedná o index využívaný Organizací pro hospodářskou spolupráci a rozvoj (OECD). Tento index se zaměřuje na 11 oblastí, které byly identifikovány jako základní v oblasti materiálních životních podmínek a kvality života – mezi tyto oblasti patří např. bydlení, práce, vzdělání, ale také životní prostředí nebo spokojenost se životem. Zachyceno je zde 35 zemí OECD a 3 země mimo toto uskupení (Rusko, Jižní Afrika a Brazílie).

Kromě těchto alternativních ukazatelů vznikla také veličina označovaná jako **čistý ekonomický blahobyť** (*Net Economic Welfare* neboli NEW). Aby byly do výpočtu ekonomické aktivity zahrnuty veškeré výrobky a služby, které se na daném území za určité časové období vyprodukují, je třeba přičíst k HDP či HNP ještě další položky, a to zejména hodnotu volného času, zvyšování kvality výrobků, výrobky a služby, které vyprodukujeme pro sebe nebo rodinu, nebo které mají svůj původ

v již zmiňované stínové ekonomice. Naopak odečíst bychom měli náklady na odstranění škod na životním prostředí a také prostředky vynaložené na zdravotní péči spojenou právě se škodami na životním prostředí. Nicméně ani toto není celkový výčet všech odečitatelných a přičitatelných položek a jejich stanovení je předmětem mnoha diskuzí. (Klíma, 2006)

### 2.3 Studie o provázanosti HDP a akciových indexů

Vztah mezi cenami na akciových trzích a HDP je neustále pod drobnohledem a je mu věnována vcelku velká pozornost. Z dlouhodobých pozorování lze usuzovat, že se ceny na akciových trzích pohybují stejným směrem jako HDP. Tedy v zemích, kde je vysoké HDP, se i ceny na akciových trzích pohybují výše než v zemích s HDP nižším. Vystává zde pak ale otázka, zda je tento vztah ve směru od HDP k akciovým trhům, nebo zda ceny na akciových trzích následně ovlivňují HDP.

Tento vztah pak podporuje hned několik teorií. Asi nejvýznamnější z nich je již zmiňovaný **dividendový diskontní model**, který uvádí ve své práci také Foresti (2007), kde cena cenného papíru je současnou hodnotou všech budoucích výnosů z něj plynoucích. Výše výnosů však závisí na tom, jak se bude danému emitentovi v budoucnu dařit. Tato skutečnost má pak vliv na to, jak se bude vyvíjet daná ekonomika. Z předchozího je jasné, že pokud se očekává růstový potenciál ekonomiky a s tím spojené vyšší výnosy, bude také cena cenného papíru, počítaná na základě tohoto modelu, vysoká.

Kromě základního modelu lze uvést i několik dalších ekonomických teorií, které tento vztah podporují. Jedná se například o **Tobinovo Q**, které pomáhá investorovi v rozhodování o tom, zda rozšířit kapitál firmy či nikoliv. Tento ukazatel nám totiž porovnává současnou cenu kapitálu firmy oproti situaci, kdy by musela veškerý svůj kapitál nakoupit na současném trhu znovu. Z toho vyplývá, že pokud je tento ukazatel vyšší než 1, podněcuje to investora k rozšíření kapitálu. Což má následně vliv také na ekonomickou aktivitu dané země a tím i na velikost HDP.

Zatímco Tobinovo Q je spíše orientováno na rozhodování firem o investicích, hypotéza, se kterou přišel v 70. letech Modigliani, se zaměřuje spíše na rozhodování domácností o spotřebě. V podstatě však lze hovořit i o jakémkoliv jiném běžném investorovi. Pokud jsou totiž ceny cenných papírů na trhu vysoké, zvyšuje se také celkové bohatství domácností. To má za následek růst jejich permanentního důchodu a následně také růst spotřeby. K tomuto tvrzení se přiklání ve své práci i Foresti (2006), který tento jev označuje jako **efekt bohatství**.

Posledním kanálem, přes který lze identifikovat vztah mezi trhem cenných papírů a HDP, je tzv. **finanční akcelerátor**. V tomto případě je sledovaný vztah vysvětlován přes vliv ceny cenných papírů na rozvahu firem. Pokud jsou zde pozitivní očekávání ohledně budoucnosti dané firmy, je pro ni snadnější získat dodatečný kapitál, neboť hodnota zástavy, kterou je firma schopna ručit, je vysoká. A pokud firma investuje, podněcuje to samozřejmě ekonomiku, tedy i růst HDP. (Duca, 2007)

Průzkum společnosti MSCI Inc. (2010) se pak věnuje otázce vztahu mezi růstem HDP a cen akcií z pohledu tzv. Supply-Side modelů. Tyto modely vycházejí z toho, že ceny akcií jsou živeny růstem dané ekonomiky, a tudíž se růst výnosů z akcií může pohybovat minimálně a zároveň i maximálně na stejné úrovni jako růst ekonomiky. Pod její úroveň by však ceny akcií klesnout neměly. Modely jsou vystavěny ve 3 úrovních, kde se postupně vysvětluje proces toho, jak se přes růst HDP dostaneme až k růstu cen akcií:

- Nejprve dochází k transformaci růstu HDP do růstu firemního zisku. Na datech z USA ohledně růstu HDP a firemních zisků bylo zjištěno, že tomu tak skutečně je, neboť podle těchto dat mají tyto dvě veličiny tendenci pohybovat se stejným směrem.
- Druhou úrovní je potom transformace firemního zisku do zisku na akcii. Ve skutečnosti je však růst zisku na akcii nižší, než je růst samotného firemního zisku. Je tomu tak proto, že existují faktory, které působí tak, že ředí firemní zisk do dalších oblastí, takže se tento rovnou nepromítá do zisku na akcii. Touto oblastí může být navýšení kapitálu například emisí nových akcií (IPO).
- Poslední úrovní je poté konečná transformace zisku na akcii do cen samotných akcií. Tato transformace je v plné míře možná pouze v případě, že nedochází současně ke změně poměru P/E, tedy poměru tržní ceny akcie k čistému zisku na akcii.

Tím bylo dokázáno, že ekonomický růst, resp. růst HDP, nemá automaticky za následek růst cen akcií. Nicméně bylo také pozorováno, že i když v letech 1969–2009 byl ve vybraných vyspělých zemích, mezi kterými byla například Austrálie, USA nebo Velká Británie, pozorován rozdíl mezi reálným HDP a ziskem na akcii kolem 2,3 %, zaostával růst cen akcií za HDP v průměru jen kolem 0,3 %. Tento vcelku těsný vývoj byl však spojen se současným růstem poměru P/E, který v tomto období činil kolem 2 %.

Základním otázkou však zůstává, jestli vůbec nějaký vztah mezi akciovým trhem a reálnou ekonomikou existuje. Binswanger (2000, 2003) se ve své práci věnoval právě této otázce. Odpověď pak spojil s dalším tématem, a to, zda lze boom na akciových trzích v 80. a 90. letech v USA vysvětlit fundamentálními faktory či nikoliv. Někteří autoři se totiž přikláněli k názoru, že tento boom byl způsoben spíše než fundamentálními faktory spekulativními bublinami. Pro ověření této domněnky využil metodu diskontovaného cash flow, která poté také umožňuje predikovat budoucí vývoj ekonomiky. Binswanger konstatoval, že doposud silné pouto mezi akciovým trhem a HDP se s nástupem boomu 80. a 90. let přerušilo. Jinými slovy, že zde již neexistuje kauzální vztah mezi akciovým trhem a HDP. Výsledky této práce tak podpořily tvrzení, že je boom způsoben spíše psychologickými než fundamentálními faktory. Kromě spekulativních bublin však tvrdí, že zde mohou být i jiné faktory, které přerušení tohoto vztahu způsobily, jako například změna monetární politiky (zejména změny v nominální úrokové míře a inflaci) nebo stále se prohlubující proces globalizace.

Po potvrzení této domněnky následně zkoumal, zda se tak stalo i v ostatních státech G-7 a na agregované úrovni také u 4 evropských států, které jsou její součástí. K testování využil 3 modely, a to OLS, CUSUM testu a vektorového modelu korekce chyb (dále jen VECM). Navíc ještě zkoumal, zda má na výsledky vliv to, jestli je ekonomická aktivita země vyjádřena jako HDP nebo průmyslová produkce. Ve všech 3 modelech bylo dokázáno přerušení zkoumaného vztahu v Japonsku, Kanadě a agregované skupině evropských států G-7. Strukturální zlom však nebyl u zkoumaných států objeven ve stejném roce. Nicméně lze říci, že 80. léta jako taková byla pro tento vztah zlomová. Výsledkem také bylo poznání, že před 80. lety, tedy v době, kdy dle modelů byl zkoumaný vztah ještě zřejmý, byl tento vztah silnější u agregované skupiny evropských států G-7 než u států samotných.

S negativním výsledkem ohledně současného vztahu mezi volatilitou akciových trhů a HDP na obyvatele přišel ve své studii i Čálin (2015). Ten zkoumal tento vztah na datech 10 států, mezi kterými byla i Francie, Německo a Itálie, přičemž využil denních dat akciových indexů a čtvrtletních hodnot HDP na obyvatele z období od ledna 2000 do října 2014. Aby vyřešil problém s rozdílnou frekvencí dat, použil metodu MIDAS. Data ještě rozdělil na celé sledované období, období před krizí a po krizi. Výsledkem bylo, že vztahy mezi těmito dvěma veličinami byly označeny za statisticky nevýznamné, a tedy že HDP není determinováno vývojem akciových trhů, a to ve všech sledovaných obdobích. Jedinou výjimkou bylo Německo, které vykazovalo významnou propojenost zkoumaných veličin, ale pouze v případě celkových dat. U jejich rozdělení již ani u Německa nepozorujeme propojenost akciových trhů a HDP.

Při zkoumání vztahu mezi akciovými trhy a reálnou ekonomikou v jednotlivých zemích světa lze rozdílné výsledky přičítat odlišné úrovni ekonomické vyspělosti zemí. Mnoho studií však tento vztah potvrzuje, na čem se však nedokáží shodnout, je směr, ve kterém se tento vztah pohybuje. Zdrojem odlišností v této oblasti se pak jeví zejména rozdílné metody používané při zkoumání daného vztahu. (Krchnivá, 2016)

Například Duca (2007) testoval vztah mezi čtvrtletním nominálním HDP a akciovými indexy pomocí asi nejčastěji využívané metody, a to Grangerovy kauzality. Zaměřil se na 5 zemí s největší tržní kapitalizací a k nim přiřadil jím zvolené hlavní akciové indexy – USA (DJIA), Japonsko (IFS akciový index), Velká Británie (FTSE 100), Francie (IFS akciový index) a Německo (IFS akciový index). Sledované období nebylo pro všechny zkoumané země stejné, pohybovalo se ale cca od roku 1950 do roku 2005. Pro získání stacionárních časových řad, které jsou jednou z podmínek testování Grangerovy kauzality bylo využito prvních diferencí. Výsledky testu ukázaly, že ani v jednom případě se nevyskytuje kauzální vztah ve směru od HDP k akciovým indexům. Naopak u všech zkoumaných států s výjimkou Německa byl prokázán na 5% hladině významnosti kauzální vztah ve směru od akciových indexů k HDP.

V případě Německa tak nebyl identifikován kauzální vztah ani v jednom ze směrů, a tudíž se akciové indexy a HDP pohybují dle tohoto testu zcela nezávisle na

sobě. Odůvodnit můžeme tento výsledek tím, že Německo má v poměru k velikosti ekonomické aktivity poměrně nízkou úroveň tržní kapitalizace.

Výlučně na Německo se pak ve své práci zaměřil Adamopoulos (2010). Ten vztah mezi akciovým trhem a ekonomickým růstem zkoumal na datech z období let 1965–2007, přičemž využil stejně jako Binswanger metody VECM. Kromě toho do této studie zapojil také údaje o bankovních úvěrech. Jako data použil v případě vyjádření ekonomického růstu index roční změny reálného HDP a jako zástupce vývoje akciového trhu obecný index německého akciového trhu, zpoždění volil v délce 3 roky. Ze studie poté vyplynulo, že ekonomický růst a bankovní úvěry mají v dlouhém období pozitivní vliv na vývoj akciového trhu. Na rozdíl od Ducey (2007) však Adamopoulos odhalil jednosměrnou kauzalitu směrem od akciového trhu k ekonomickému růstu.

To, zda existuje kauzální vztah mezi akciovým trhem a reálnou ekonomikou nám, může posloužit také jako informace o tom, zda je daný trh informačně efektivní či nikoliv neboli zda platí hypotéza efektivních trhů, zmíněná v předchozích částech textu. To, zda tato hypotéza platí lze ověřit, pokud je akciový trh hlavním faktorem, který ovlivňuje vývoj reálné ekonomiky. Jestliže lze pozorovat vztah ve směru od reálné ekonomiky k akciovému trhu, daný trh efektivní není. Na německých datech tuto hypotézu zkoumal Plíhal (2016), který se tak zaměřil na kauzální vztah mezi akciovým trhem, reprezentovaným německým akciovým indexem DAX, a vybranými makroekonomickými proměnnými – průmyslovou produkcí, inflací, peněžní nabídkou, úrokovou mírou, obchodní bilancí a měnovým kurzem. Právě průmyslová produkce zde představuje alternativu k reálnému HDP, které je většinou v této souvislosti využíváno. Autor ji využil z důvodu potřeby měsíčních dat, ve kterých se HDP nevykazuje. Kromě toho se průmyslová produkce více zaměřuje na výrobní část ekonomiky. Na měsíční data z období ledna 1999 – prosince 2015 byl použit model VAR s využitím přístupu Tody a Yamamota, ke zkoumání Grangerovy kauzality. Výsledkem poté bylo prokázání vztahu ve směru od akciového indexu DAX k průmyslové produkci (při zpoždění 15 měsíců) a také k úrokové míře. Dále byl také prokázán vztah mezi indexem DAX a peněžní nabídkou, a to v obou směrech.

Větším skupinám států se pak ve své práci věnuje Boubakari a Jin (2010). Ti zkoumali vztah mezi ekonomickým růstem a akciovým trhem pro 5 států, které jsou součástí Euronextu (Belgie, Francie, Portugalsko, Nizozemí a Velká Británie). Zkoumali čtvrtletní data od prvního čtvrtletí roku 1995 do posledního čtvrtletí roku 2008 při využití zpoždění v délce 3 čtvrtletí. Tento vztah zkoumali opět pomocí Grangerovy kauzality, kde je nulová hypotéza stanovena jako skutečnost, že akciový trh Grangerovsky nepůsobí na vývoj ekonomického růstu. Ekonomický růst zde byl zastoupen reálným HDP daných států a také přímými zahraničními investicemi. Finanční trh byl poté zastoupen tržní kapitalizací, celkovou hodnotou obchodovaných cenných papírů a poměrem obratu, což je index, který porovnává hodnocení likvidity trhu a velikost transakčních nákladů. V případě Velké Británie a Francie došlo na 10% hladině významnosti k zamítnutí nulové hypotézy, a tudíž lze říci, že pro tyto dvě země platí, že vývoj na akciovém trhu Grangerovsky působí na eko-



nomický růst. V případě Nizozemí byly výsledky podobného rázu nicméně už ne tak významné jako u Velké Británie a Francie. Naopak u Belgie a Portugalska nebyla nulová hypotéza zamítnuta.

Skupinu států si za svou oblast zájmu zvolila i Krchnivá (2016), která si za zástupce ekonomického vývoje země vybrala sezónně očištěné údaje o HDP ve stálých cenách a za zástupce akciového trhu příslušné průměrné čtvrtletní uzavírací hodnoty hlavních akciových indexů dané země. Data sledovala na 7 státech – USA (DJIA), Japonsko (Nikkei 225), Německo (DAX), Polsko (WIG 20), Maďarsko (BUX), Česká republika (PX) a eurozóna (DJEUROSTOXX 50), a to v období prvního čtvrtletí roku 2000 do druhého čtvrtletí roku 2012. Ve své práci předpokládala směr vývoje vztahu od akciových indexů k HDP. K analýze dat pak využila korelační analýzu a oblíbenou Grangerovu kauzalitu, přičemž jako délku zpoždění volila 1 a 2 čtvrtletí. Zatímco v případě korelační analýzy zkoumala spíše samotnou existenci a sílu vztahu mezi danými veličinami, v případě Grangerovy kauzality šlo o určení směru daného vztahu. Zatímco Duca (2007) využil pro splnění podmínky stacionarity prvních diferencí, Krchnivá obě veličiny zlogaritovala. Výsledky poté ukázaly v 5 ze 7 států (Japonsko, Německo, Polsko, Česká republika, eurozóna) na jednosměrnou kauzalitu ve směru od akciového indexu k HDP stejně jako v případě Boubakariho a Jina (2010). V případě Maďarska se jednalo o reverzní kauzalitu a v případě USA pak o kauzalitu přesně opačnou, tedy od HDP k akciovým indexům, což se naopak rozchází s výsledky studie od Ducy (2007), který pozoroval také jednosměrnou kauzalitu, ale od akciových indexů k HDP, a to i přes to, že využili oba indexu DJIA. Naopak ke stejnému závěru jako Krchnivá došel také Foresti (2006), který se ve své práci zaměřil na USA a využil stejně jako ona zpoždění v délce 2 čtvrtletí. Využil ale jiný akciový index, a to konkrétně Standard & Poor's Composite Index, který zkoumal ve vztahu k čtvrtletnímu tempu růstu reálného HDP.

Tím, zda je rozdíl mezi kauzálním vztahem mezi státy eurozóny a státy, které sice jsou součástí Evropské unie, ale nikoliv eurozóny, se zabývali Kajurová a Rozmahel (2016). K tomu využili HDP a ceny akcií, a to čtvrtletní data od roku 1999, kdy eurozóna vznikla, do třetího čtvrtletí roku 2015 u 22 států Evropské unie. Vztah byl zkoumán technikou panelových dat s využitím VECM modelu a Grangerovy kauzality. Bylo tak zjištěno, že u států eurozóny lze pozorovat jak v dlouhém, tak krátkém období kauzální vztah od ekonomického růstu k akciovému trhu. U států, které nejsou součástí eurozóny, byl pozorován kauzální vztah pouze v krátkém období, a to ve směru od akciového trhu k ekonomickému růstu. Zdrojem těchto odlišností je dle autorů zejména rozdílná úroveň vývoje akciových trhů daných států. Posun u států mimo eurozónu lze očekávat po přijetí společné měny, kdy by mělo dojít jak ekonomickému růstu, tak k posunu ve vývoji finančního trhu.

Podrobně se vztahem mezi akciovým trhem a růstem ekonomiky zabývali i Zalgiryte, Guzavicius a Tamulis (2014). Ve své práci zkoumali, jaké sektory ekonomiky mají největší vliv na růst HDP. Za tímto účelem se rozhodli využít data z USA a Francie z období let 2000–2012. Sektory ekonomiky jsou pak zastoupeny jednotlivými Dow Jonesovými indexy v případě USA a v případě Francie indexy

Euronext CAC. Jedná se celkem o 10 indexů reprezentujících rozličné oblasti ekonomiky daných států, najdeme zde tak například jak index průmyslové produkce, tak index zdravotní péče atd. Kromě toho byly k těmto sektorovým indexům zařazeny i hlavní indexy daného trhu (DJIA v USA a CAC 40 ve Francii). Výsledky ukázaly, že jednotlivé sektorové indexy jsou mnohem lepší v identifikaci vývoje HDP než hlavní indexy. V USA pak byly za hlavní sektory ovlivňujícími růst HDP označeny finanční a průmyslový sektor. Ve Francii pak pouze sektor průmyslový. Těchto poznatků pak lze dle autorů využít například k sestavení nového indexu HDP, díky kterému by se dal lépe predikovat vývoj HDP, právě díky znalosti toho, který sektor ekonomiky na jeho vývoj nejvíce působí a s jakým zpožděním se změna daného sektorového indexu na HDP projeví.

Nejen lineárním ale také nelineárním vztahem mezi volatilitou akciového trhu a hospodářským cyklem se zabývali ve své rozsáhlé práci Choudhry, Papadimitriou a Shabi (2016). Kromě klasického kauzálního vztahu mezi těmito dvěma veličinami v rámci jednoho státu se zaměřili také na vliv amerického akciového trhu a hospodářského cyklu na zbylé zkoumané státy světa – Kanadu, Japonsko a Velkou Británii. Výběr USA jako referenční země byl zcela jasný – jedná se o největší ekonomiku jak z pohledu zkoumaných států, tak celosvětově, má největší politický vliv, a navíc právě zde započala poslední globální finanční krize. Jako zástupce volatility akciového trhu si vybrali opět hlavní akciové indexy dané země – TSX-Compsite Index (Kanada), Nikkei 225 (Japonsko), FTSE-All share (Velká Británie) a S&P 500 (USA). Hospodářský cyklus pak v rámci jednotlivých států reprezentují sezónně očištěné hodnoty indexu průmyslové produkce. Ve studii pracovali s měsíčními daty z období 1990–2011. Výzkum byl ještě navíc rozdělen na předkrizové období od roku 1990 do června roku 2007 a celé sledované období. Ke zkoumání lineární závislosti jak ve dvourozměrném, tak vícerozměrném provedení bylo využito VAR modelu v implikaci Grangerovy kauzality. Pro nelineární testování závislosti bylo využito Hiemestrova a Jonesova statistického testu v případě jednorozměrné kauzality a v případě dvourozměrné kauzality pak jeho rozšířené verze, kterou vypracovali ve své práci Bai, Wong a Zhang (2010).

Výsledky jednorozměrné lineární i nelineární kauzality můžeme vidět v tabulce 1. Při zkoumání lineární kauzality pak bylo využito zpoždění 1–12 měsíců. Pro lepší porovnání výsledků byly dány obě kauzality do jedné tabulky. Jednotlivé typy kauzálního vztahu jsou označeny buď jako L (lineární) nebo jako N (nelineární). ANO pak značí odmítnutí nulové hypotézy o nepřítomnosti kauzality v daném směru, NE pak značí nezamítnutí nulové hypotézy. Dle výsledků lze říci, že mezi volatilitou akciového trhu a hospodářského cyklu existuje silný lineární kauzální vztah, který je významný i v případě nelineární kauzality.

Tab. 1 Výsledky jednorozměrné lineární a nelineární kauzality mezi volatilitou akciového trhu a hospodářským cyklem

<b>Směr kauzality</b>	<b>hospodářský cyklus → volatilita akciového trhu</b>							
Země	Kanada		Japonsko		Velká Británie		USA	
Typ kauzality	L	N	L	N	L	N	L	N
Předkrizové období	ANO	NE	NE	NE	ANO	ANO	NE	NE
Celé období	ANO	ANO	ANO	ANO	ANO	ANO	ANO	NE
<hr/>								
<b>Směr kauzality</b>	<b>volatilita akciového trhu → hospodářský cyklus</b>							
Země	Kanada		Japonsko		Velká Británie		USA	
Typ kauzality	L	N	L	N	L	N	L	N
Předkrizové období	ANO	ANO	NE	ANO	ANO	ANO	ANO	ANO
Celé období	ANO	ANO	NE	NE	ANO	ANO	ANO	NE

Zdroj: Choudhry, Papadimitriou a Shabi, 2016.

U vícerozměrné analýzy byly výsledky velmi obsáhlé. Zkoumány byly všechny možné kombinace závislosti vzhledem k USA. Tedy jak ve směru od akciového trhu a ekonomického cyklu k těmto proměnných v ostatních státech, tak naopak. Zajímavým výsledkem bylo, že v případě Velké Británie byl prokázán lineární kauzální vztah k USA ve všech sledovaných vztazích, a to jak v předkrizovém období, tak v průběhu celého období. Naopak co se týká nelineární kauzality, tak v tomto případě na tom byla Velká Británie podstatně hůře.

Vztah mezi americkým akciovým trhem a jeho hospodářským cyklem byl potvrzen také ve studii Roxany (2015). Ten však použil zcela odlišnou metodiku. Rozhodl se ze čtvrtletních časových řad HDP a indexu DJIA z období 1. 1. 1947 – 30. 9. 2015 extrahovat cyklickou složku pomocí Hodrick-Prescottova filtru. Až tu využil ke zkoumání vzájemné závislosti těchto veličin. Ta je potvrzena v případě, že časové řady jsou stacionární a zároveň je špičatost obou řad vyšší, než je u normálního rozdělení. Výsledkem studie pak bylo tvrzení, že jakákoliv odchylka či šok v jedné z řad způsobí odchylku v řadě druhé neboli že zde existuje již zmíněná vzájemná závislost mezi ekonomickou aktivitou a akciovým trhem.

## 3 Data a metodika

### 3.1 Časové řady

Data ke zpracování diplomové práce byla získána ve formě časových řad. Časovou řadou se dle Hindlse, Hronové a Segera (2003) rozumí: „posloupnost věcně a prostorově srovnatelných pozorování (dat), která jsou jednoznačně uspořádána z hlediska času ve směru minulost-přítomnost.“ Časové řady pak můžeme členit z hlediska **časového** na okamžikové časové řady a intervalové. Zatímco hodnoty *okamžikové časové řady* odpovídají stavu sledované veličiny v daný okamžik (např. k nějakému konkrétnímu datu), *intervalové časové řady* zachycují její hodnotu za určité sledované období. S intervalovými časovými řadami se pak pojí problém jejich nestejně délkou, který je často řešen pomocí kalendářního očišťování. Příkladem intervalové časové řady je například námi vybraná časová řada čtvrtletních hodnot HDP, naopak okamžikovou časovou řadu reprezentují například denní uzavírací ceny akciových indexů, které jsou v práci rovněž zastoupeny. Z hlediska **periodicity** se pak časové řady člení na *dlouhodobé* (sledované období delší než 1 rok) a *krátkodobé* (méně než 1 rok). Další členění časových řad je pak možné např. dle **druhu sledovaných ukazatelů** na časové řady *primárních* (prvotních) ukazatelů a *sekundárních* (druhotných) ukazatelů, nebo dle **způsobu vyjádření** na časové řady *naturálních* či *peněžních* ukazatelů.

Abychom mohli časové řady vzájemně porovnávat a vyvozovat z nich nějaké závěry, je třeba, aby splňovaly 3 základní podmínky, a to z hlediska věcné, prostorové a časové srovnatelnosti. *Věcné srovnatelnosti* je dosaženo, pokud jsou sledované ukazatele stále stejně obsahově vymezené a jsou zjišťovány stále stejným způsobem. *Prostorová srovnatelnost* je splněna, sledujeme-li daný ukazatel stále na stejném území, a to nejen geografickém. A nakonec, jak už jsme si řekli u intervalových časových řad, je důležité, aby sledované období námi zkoumaného ukazatele bylo stále stejné, čímž je dosaženo *časové srovnatelnosti*. Kapitola sama pro sebe je pak *cenová srovnatelnost* – zde je možné využít jak běžných cen, tak cen stálých. Nicméně i zde se vyskytují problémy, zejména u dlouhých časových řad. Obecně však lze říci, že je lepší využívat cen stálých.

Pro ekonomické časové řady (např. řada čtvrtletních hodnot HDP) jsou pak dle Arlta a Arltové (2009) charakteristické určité znaky, které se většinou nevyskytují všechny zároveň, ale často jsou specifické pro určité typy časových řad. Těmito znaky jsou:

- *Přítomnost trendu* – trend v časové řadě označuje obecnou tendenci dané časové řady vyvíjet se určitým směrem. Trend však nemusí být v průběhu časové řady stále stejný, ale může se měnit. Může být jak rostoucí, tak klesající, strmý nebo i mírný. Dynamiku dané časové řady lze pak identifikovat několika možnými ukazateli např. absolutním přírůstkem, relativním přírůstkem, koeficientem růstu apod.

- *Sezónnost* – jedná se o každoroční periodicky se opakující odchýlení od trendu. Sezónnost je způsobena nejčastěji střídáním ročních období, ale může být způsobena i jinými vlivy např. různými společenskými návyky apod.
- *Podmíněná heteroskedasticita* – jedná se o vlastnost finančních časových řad, která je charakteristická normálním rozdělením s rozptylem měnícím se v čase. U finančních časových řad je totiž typické, že období s nízkou volatilitou střídá období s volatilitou vysokou, což je způsobeno měnícími se podmínkami na finančních trzích zejména v důsledku změny nejistoty.
- *Nelinearita* – je způsobena charakterem některých časových řad, které obsahují strukturální zlomy, či již zmíněné změny v trendu nebo rozptylu. Takováto řada pak dosahuje v různých obdobích různých úrovní průměrných diferencí (resp. průměrných koeficientů růstu).
- *Některé společné vlastnosti časových řad* – pokud se zabýváme analýzou více časových řad, můžeme pozorovat, že některé z nich sdílejí trend, rozptyl či sezónnost. Důležité ale je, aby rezidua společné časové řady tyto vlastnosti nesdílela.

Ve výše zmíněném členění časových řad dle periodicity jsme si neuvedli ještě jeden specifický druh krátkodobých časových řad, a to *vysokofrekvenční časové řady*, mezi které pak můžeme zařadit již zmíněné finanční časové řady. Ty zachycují informace z finančního trhu v podobě ceny akcie, dluhopisu nebo měny. Finanční řady jsou pak charakterizovány některými typickými vlastnostmi, jako je *vysoká frekvence jejich hodnot a vysoká variabilita*, která je způsobena vyšším vlivem nesystematické složky, než je tomu u jiných druhů časových řad. Vliv složky systematické však zůstává stále významný a největší vliv pak mají složky trendová a cyklická. (Arlt a Arltová, 2003)

## 3.2 Data

Data představující HDP zemí G8 byla stažena z databáze OECD, která poskytuje čtvrtletní hodnoty HDP získané výdajovou metodou. HDP je vyjádřeno v milionech USD a cenách roku 2010 s využitím parity kupní síly téhož roku. Data jsou také již sezónně očištěna.

Pro každou ze zemí G8 byl vybrán hlavní index akciového trhu (uveden v závorce) – USA (S&P 500), Velká Británie (FTSE 100), Kanada (S&P/TSX 60), Německo (DAX), Francie (CAC 40), Itálie (FTSE MIB), Rusko (RTSI), Japonsko (Nikkei 225) a Evropská unie (Dow Jones EURO STOXX 50). Časové řady denních uzavíracích hodnot akciových indexů z období 1. 1. 2003 – 30. 9. 2015 byly získány z databáze Yahoo Finance, pouze pro data kanadského akciového indexu S&P/TSX 60 bylo využito databáze Investing.com.

Jako dvojice k akciovému indexu Dow Jones EURO STOXX 50 bylo vybráno HDP států eurozóny, které OECD rovněž vykazuje. Toto HDP je tvořeno z nyní již 19 zemí Evropské unie, které se rozhodly připojit ke společné měně euro. 11 z nich je svými tituly zastoupeno právě v indexu Dow Jones EURO STOXX 50. HDP všech

států eurozóny bylo vybráno z důvodu neexistence vykazování HDP pouze pro 11 zemí eurozóny, jejichž tituly jsou v indexu obsaženy. Navíc těchto 11 zemí představuje původní zakladatele eurozóny z roku 1999 a jedná se tak o největší země této monetární unie. Jejich HDP tvoří z celkového HDP eurozóny více než 94 %. Při testování, zda by došlo k výraznějšímu nárůstu korelace, pokud by bylo použito HDP pouze těchto 11 zemí, bylo zjištěno, že korelace by se nijak markantně nezvýšila. Proto bylo rozhodnuto o ponechání HDP všech zemích eurozóny jako dvojice k indexu Dow Jones EURO STOXX 50.

Data byla dále v programu MS Excel zpracována do formy čtvrtletní časové řady, a to z důvodu nutnosti stejného vyjádření obou časových řad, protože HDP se vyazuje pouze ve čtvrtletní či roční frekvenci a nižší tak není dostupná. Čtvrtletní hodnoty akciových indexů byly získány jako medián denních uzavíracích kurzů jednotlivých akciových indexů za sledované čtvrtletí. Tím bylo získáno celkem 51 hodnot, a to jak čtvrtletního HDP, tak akciových indexů. Výpočtem mediánu z denních uzavíracích hodnot akciových indexů za sledované čtvrtletí byl také vyřešen problém nestejných obchodních dnů na jednotlivých burzách, kde se vybrané indexy obchodují. Medián pak byl vybrán proto, že není ovlivněn extrémními hodnotami či jejich počtem v rámci jednotlivých čtvrtletí, ale bere v úvahu střední hodnotu sledovaného úseku. (Hindls, Hronová a Seger, 2003)

Dále je v souboru třeba zajistit stejné vyjádření hodnot časových řad. Pokud mezi sebou porovnáme meziroční hodnoty čtvrtletního HDP např. v případě USA a následně v případě Německa, bude rozdíl v jejich absolutní velikosti markantní. Abychom zajistili lepší srovnatelnost hodnot a zároveň i jejich lepší interpretaci, použijeme místo absolutních hodnot logaritmů, v našem případě tedy logaritmických diferencí. Důvodem tohoto kroku je také tvrzení, že pozorování finančních časových řad jsou tvořena pomocí logaritmicko-normálního rozdělení. I z tohoto důvodu se tento typ časových řad logaritmuje. (Arlt a Arltová, 2009)

Data budou rozdělena na 2 dílčí části, a to z důvodu posouzení vývoje vztahu mezi akciovými indexy a HDP před a po finanční krizi. Bod, který označíme za zlom, určíme v časových řadách pomocí QLR testu a také dle znalostí časového průběhu globální finanční krize, která začala v USA v roce 2007 jako krize hypoteční. V tomto roce totiž splaskla na americkém hypotečním trhu bublina, která se zde tvořila již od roku 2000. FED začal následně zvedat úrokové sazby a méně bonitní dlužníci se začali dostávat do značných problémů. V roce 2008 se do problémů dostaly postupně společnosti Bear Stearns, Freddie Mac a Fannie Mae. Ty však byly ještě zachráněny, ať už převzetím jinou společností nebo zestátněním. Za symbolický počátek globální krize lze pak označit pád investiční banky Lehman Brothers v září roku 2008. Do CDO (Collateralized Debt Obligations) amerických finančních společností, které sloužily právě ke krytí hypoték, však investovaly i evropské firmy, přes které se krize dostala i na starý kontinent. Proto lze uvažovat o tom, že se zlom v časových řadách bude nalézat na konci roku 2008 či počátkem roku 2009. (Musílek, 2008)

Hodnoty HDP byly již staženy jako sezónně očištěné. Bylo tedy třeba zajistit, aby i hodnoty akciových indexů byly takto očištěny. I přes to, že v tomto typu časo-

vých řad je výskyt sezónnosti nepravděpodobný, tak byly časové řady akciových indexů sezónně očištěny pomocí funkce X-12-ARIMA, která je doplňkovou funkcí programu Gretl.

Předpokladem většiny ekonometrických modelů, tedy i VAR modelů využívaných pro testování Grangerovy kauzality, je **stacionarita** časových řad. Dle Cipry (2013) lze rozlišovat 2 druhy stacionarity, a to striktní a slabou. *Striktní stacionarita* představuje takovou vlastnost časové řady, kdy pravděpodobnostní chování časové řady nepodléhá v žádném okamžiku změnám v čase. *Slabá stacionarita* pak znamená, že daná časová řada nepodléhá změnám v čase pouze do druhého řádu. Protože se striktní stacionarita vyskytuje poměrně vzácně, přepokládá většina modelů stacionaritu slabou. Stacionární časová řada má pak v každém okamžiku stejný rozptyl, střední hodnotu a také kovarianční strukturu. Obecně lze říci, že nestacionární je časová řada v momentě, kdy v jejím průběhu pozorujeme trend. Stacionarizování pak vlastně znamená zbavení se daného trendu.

Problémem, který je třeba při analýze více časových řad řešit a souvisí s existencí trendu v časových řadách, je také tzv. *zdánlivá korelace*. Ta spočívá v tom, že i když 2 časové řady spolu nemají vůbec nic společného a žádná korelace by u nich tak identifikována být neměla, v důsledku toho, že mají společný trend, se zdánlivě jeví jako korelované. Tato nesprávná korelace pak uměle navyšuje koeficienty determinace a zvyšuje pravděpodobnost přijetí či zamítnutí některých testů, jejichž výsledky jsou tak špatné. Jako řešení se doporučuje právě diferenciací časových řad. (Hušek, 2007)

Samotnou stacionaritu pak budeme zjišťovat pomocí grafu autokorelační funkce (ACF) a následně využijeme také 2 testů přítomnosti jednotkového kořene, a to rozšířený Dickey-Fullerův test (ADF test) a Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test (KPSS test). V případě zjištění nestacionární časové řady je ji třeba stacionarizovat, a to nejčastěji pomocí prvních diferencí. Vzhledem k výše zmíněnému postupu tedy ve finále budeme mít logaritmické diference čtvrtletních hodnot jak časové řady HDP, tak akciových indexů. Logaritmické diference pak představují logaritmy tzv. koeficientů růstu a lze díky tomu dále charakterizovat variabilitu dané řady. (Arlt a Arltová, 2009)

Existuje však i přístup, který nám umožňuje vyhnout se použití diferencí při stacionarizování časové řady. Pokud totiž časovou řadu diferencujeme, ztrácíme tím také část informací v původní řadě obsažených. Alternativním přístupem je tzv. kointegrace časových řad. Tento přístup je založený na myšlence, že pokud máme nestacionární časové řady, existuje nějaká jejich lineární kombinace, která ve výsledku již stacionární je. Pro většinu časových řad tato varianta není možná, ale pro ekonomické a finanční časové řady jí lze dosáhnout. (Cipra, 2013)

### 3.2.1 Vybrané akciové indexy

Jak již bylo zmíněno na jednotlivých akciových trzích zemí G8 byly vybrány hlavní akciové indexy těchto trhů.

Jako zástupce amerického akciového trhu byl zvolen již zmíněný index Standard & Poor's 500. Historie tohoto indexu sahá do roku 1943, kdy jej začala poprvé

společnost Standard & Poor's vykazovat. Již z názvu indexu můžeme vyvodit, že se jedná o index složený z 500 titulů, které jsou vybírány na základě jejich tržní hodnoty a celkového objemu obchodů. Navíc musí být společnosti zastoupené v tomto indexu tzv. férové ke svým akcionářům. Nevyplácení dividend tak v tomto případě znamená, že v indexu nebudou zastoupeny. Index se navíc nezaměřuje jen na tituly obchodované na New York Stock Exchange (NYSE), ale rovněž na tituly z American Stock Exchange (AMEX) či NASDAQ. (Svoboda, Heussinger a Röhl, 2006)

Japonsko pak zastupuje index Nikkei 225. Ten je složen z 225 titulů, které se obchodují na Tokyo Stock Exchange (TSE). Jedná se o index, který byl poprvé představen v roce 1950 a v současné době je na tokijské burze počítán každých 15 vteřin od otevření burzy až po její uzavření. Tituly v indexu jsou revidovány na roční bázi vždy v říjnu daného roku. Výběr je realizován na základě 2 kritérií, a to likvidity a rovnováhy sektoru. (Nikkei Inc., 2016)

Německým akciovým indexem je pak DAX. Zahrnuje 30 největších německých společností obchodovaných na frankfurtské burze (Frankfurt Stock Exchange, FWB), které jsou do indexu vybírány dle jejich tržní kapitalizace a objemu burzovních obchodů. Těchto 30 zařazených společností pak představuje okolo 80 % tržní kapitalizace. Nejvíce jsou zde zastoupeny technologické společnosti z cca 30 %. Index byl poprvé zveřejněn v roce 1987 a do dnešního dne se stal jedním z nejsledovanějších evropských akciových indexů. (Deutsche Börse Group, 2016; Svoboda, Heussinger a Röhl, 2006)

Na londýnské burze (London Stock Exchange, LSE) se pak obchoduje index FTSE 100, který je zástupcem britského akciového trhu. Skládá se z titulů 100 největších společností zalistovaných právě na LSE. Kromě tohoto indexu je vykazován také FTSE 250, FTSE 350 a také FTSE SmallCap a FTSE All-Share, který zahrnuje všechny dříve zmíněné. Index vznikl roku 1984. Tituly, které jsou obchodovány na LSE, jsou dle své velikosti a tržní kapitalizace umísťovány do skupin, ze kterých následně komise vybírá ty, které by mohly být zařazeny do indexu a nahradit tak některý z již zařazených titulů. (The Share Centre Limited, 2017)

Zástupcem italského akciového trhu je FTSE MIB, který zahrnuje 40 akcií obchodovaných právě na italské burze (Borsa Italiana, Bit). Jedná se o akcie vysoce likvidních italských společností. Index je vážený a dnes pokrývá cca 80 % domácí tržní kapitalizace. Akcie jsou do indexu vybírány z nepřeberného množství titulů zalistovaných na Bit dle velikosti tržní kapitalizace a likvidity akcie. Index je revidován na čtvrtletní bázi vždy v březnu, červnu, září a prosinci, a to vždy na konci třetího pátku v těchto měsících. (LSE Group Plc., 2016)

Na pařížské burze, která nese název Euronext Paris, se od roku 1991 obchoduje index s názvem Dow Jones EURO STOXX 50. Jedná se o index složený z 50 tzv. blue chip akcií z 11 zemí Evropy (Rakousko, Belgie, Finsko, Francie, Německo, Irsko, Itálie, Nizozemí, Lucembursko, Portugalsko a Španělsko), které mají největší tržní kapitalizaci. Největší zastoupení má v indexu bezesporu sektor finanční, který tvoří téměř 30 %. Index je využíván jako podklad v široké škále investičních produktů, jako jsou různé burzovně obchodované fondy, futures, opce a strukturované produkty. Je revidován na čtvrtletní bázi nejen z hlediska zařazených titulů, ale



také jejich vah. Od tohoto základního indexu jsou pak odvozeny také indexy pro jednotlivé země jako je EURO STOXX 50 subindex Francie, EURO STOXX 50 subindex Itálie a EURO STOXX 50 subindex Španělska. (Svoboda, Heussinger a Röhl, 2006; STOXX Ltd., 2017)

Na Euronext Paris se také obchoduje CAC 40, hlavní francouzský akciový index. Jedná se o index volně obchodovaných akcií, který je vážený tržní kapitalizací jednotlivých titulů zařazených do indexu. V indexu je zahrnuto 40 nejaktivněji obchodovaných akcií největších francouzských společností a jeho tržní kapitalizace tak činí okolo 68 % všech zalistovaných společností, jejichž tituly jsou zahrnuty v indexu CAC All share. Největší zastoupení (necelých 12 %) pak mají společnosti ze sektoru ropy a plynu. Index je sestavován dle ceny, čistého a hrubého výnosu v EUR. Rovněž slouží jako podklad pro strukturované produkty, fondy, burzovně obchodované fondy, opce a futures. (Euronext N. V., 2016)

Ruský akciový trh je reprezentován indexem RTSI, který je obchodován na Moscow Exchange a spolu s indexem MICEX tvoří nejdůležitější ruské indexy. Jedná se o vážený index sestavený z 50 nejlikvidnějších ruských akcií emitovaných největšími dynamicky se rozvíjejícími ruskými společnostmi. Index byl poprvé představen v roce 1995 a je denominovaný v USD. Na čtvrtletní bázi jsou pak vydávány tzv. čekací listy, na kterých jsou zařazeny tituly, které mohou být zařazeny do indexu při jeho příštím revidování. O tom, zda bude titul opravdu do indexu zařazen, rozhoduje komise složená z předních analytiků ruského finančního trhu. (Moscow Exchange, 2017)

Kanadský index S&P/TSX 60 představuje 60 akcií hlavních kanadských společností působících ve vedoucích ekonomických odvětvích. Tyto společnosti jsou charakterizovány velkou tržní kapitalizací. Součástí indexu se pak mohou stát pouze ty akciové tituly, které jsou již součástí S&P/TSX Composite index. Největší procento titulů je pak v indexu zastoupeno ze sektoru finančního, a to cca 40 %. (TSX Inc., 2017)

### 3.3 Metodika

V první fázi budou data zpracována tak, jak bylo uvedeno v předchozí kapitole. Následně již bude zahájeno samotné testování. V první fázi je také třeba odhalit, zda se vůbec mezi námi sledovanými proměnnými nějaký vztah vyskytuje, k tomu využijeme korelační analýzu, která se zabývá především silou vztahu mezi proměnnými. Následně pak již pomocí sestaveného VAR modelu lze testovat směr působení daného vztahu prostřednictvím Grangerovy kauzality.

#### 3.3.1 Korelační analýza

Jednou z významných oblastí zkoumání časových řad je to, zda vývoj jedné časové řady souvisí s vývojem jiné časové řady nebo, zda mezi nimi existuje nějaká příčinná souvislost. Závislost mezi jevy lze pak rozlišovat na pevnou a volnou. Zatímco *pevná závislost* odpovídá pravděpodobnosti 1, tedy že nastoupení jednoho jevu automaticky podmiňuje nastoupení jevu druhého, *volná závislost* odpovídá již

pravděpodobnosti menší než jedna, ale větší než nula, a lze tedy říci, že nástup jednoho jevu v tomto případě zvyšuje pravděpodobnost nástupu jevu druhého. Specifickým případem volné závislosti je pak *závislost statistická*, která definuje jevy jako kvantitativní statistické znaky. V praxi se pak nejčastěji setkáváme právě se závislostmi volnými. (Hindls, Hronová a Seger, 2003)

Ke zkoumání závislostí se pak využívá regresní a korelační analýza. Zatímco regresní analýza se zabývá pouze jednosměrnými závislostmi, kdy v modelu vždy vystupuje jedna závisle proměnná (vysvětlovaná) a i několik nezávisle proměnných (vysvětlujících), korelační analýza se zabývá vzájemnými závislostmi mezi jevy a jak už jsme si řekli, je zaměřena spíše na zkoumání síly závislosti mezi proměnnými. Využití kauzality v ekonomii je poměrně časté, setkáváme se s ní jak v mikroekonomii, tak v makroekonomii. Působí však kauzální vztahy, které známe z teoretických koncepcí, skutečně v takovém směru, ve kterém jsou popisovány? Tady záleží, ke kterému názorovému proudu ekonomie se přikloníme, protože kolik existuje proudů ekonomie, tolik je i názorů na určité kauzální vztahy mezi proměnnými. (Gujarati, 2003; Korda, 2007)

K posouzení závislosti mezi akciovými indexy a HDP bude využito párového korelačního koeficientu. Tento korelační koeficient měří sílu závislosti mezi dvěma proměnnými a nabývá hodnot  $<-1;1>$ , přičemž  $-1$  indikuje perfektní negativní korelaci a  $1$  poté dokonalou pozitivní korelaci. Obě hraniční hodnoty pak indikují tzv. perfektní korelaci. (Gujarati, 2003)

### 3.3.2 Grangerova kauzalita

K testování Grangerovy kauzality bude v této práci využito vektorového autoregresního modelu (VAR modelu). VAR modely se zabývají analýzou mnohorozměrných časových řad, které vznikají sloučením 2 a více jednorozměrných časových řad a které splňují podmínku stacionarity. Jedná se ve své podstatě o zobecnění jednorozměrného autoregresního modelu. VAR modely jsou využívány ke zkoumání vzájemných závislostí bez nutnosti využití strukturních dynamických modelů simultánních rovnic, které jsou poměrně složité. Zjednodušení bylo ve VAR modelech dosaženo například v oblasti volby exogenních a endogenních proměnných, která je u modelů simultánních rovnic vyžadována. VAR modely totiž předpokládají u všech proměnných pouze endogenitu. Kromě testování Grangerovy kauzality se modely VAR využívají zejména k predikcím či k impulse response analýze. (Hušek, 2007)

S konstrukcí VAR modelů však souvisí také některé problémy. Jedním z nich je i otázka volby řádu modelu, tedy počet zpoždění. Předpoklad stacionarity sám o sobě problémem není, nicméně dosažení stacionarity prvními diferencemi již problémy přináší, a to zejména proto, že diferencemi nám z dané časové řady uniká část informací o jejich vzájemném vztahu. Dále se setkáváme také s problémem určité přílišné techničnosti modelu nebo se situací, kdy i přes nízký řád modelu je v něm obsaženo velké množství rovnic. (Cipra, 2013)

Kauzalita jako taková pak představuje situaci, kdy existence jednoho jevu podmiňuje existenci jevu druhého. Realita je však často jiná a v praxi se tak setkáme se

složitější strukturou vztahů mezi veličinami, kdy existenci jednoho jevu podmiňuje více než pouhý jeden jiný jev. Samotné testování **Grangerovy kauzality** je postaveno na jednoduché myšlence, se kterou přišel C. W. J. Granger v roce 1969. Grangerova kauzalita nastává, jestliže využití minulých hodnot jedné proměnné vylepšuje předpovědi současných hodnot proměnné druhé. (Hindls, Hronová a Seger, 2003; Artl a Artlová, 2009)

Hlavním předpokladem Grangerovy kauzality, který vychází z předpokladů samotných VAR modelů, je již zmíněná stacionarita časových řad. Té bylo v časových řadách využitých v diplomové práci dosaženo použitím prvních diferencí. Z důvodu lepší interpretovatelnosti dosažených výsledků byly původní časové řady ještě před jejich diferencováním i logaritmovány a dostali jsme tak logaritmické diference čtvrtletních hodnot zkoumaných časových řad.

Tato diplomová práce zkoumá směr kauzálního vztahu mezi akciovými indexy a HDP, přičemž předpokládá jednosměrný kauzální vztah ve směru od akciového indexu k HDP ( $I \Rightarrow HDP$ ). Není však vyloučeno, že bude prokázán vztah opačný, tedy ve směru od HDP k akciovému indexu ( $HDP \Rightarrow I$ ). Kromě toho můžeme také objevit kauzalitu obousměrnou ( $I \Leftrightarrow HDP$ ) nebo také žádnou. Vzhledem k tomu, že máme 2 proměnné, bude se v našem případě jednat o dvojstrannou kauzalitu. Grangerův test kauzality pak zahrnuje odhadnutí následující dvojice regresních rovnic:

$$HDP_t = \sum_{i=1}^n \alpha_i I_{t-i} + \sum_{j=1}^n \beta_j HDP_{t-j} + u_{1t}, \quad (5)$$

$$I_t = \sum_{i=1}^n \lambda_i I_{t-i} + \sum_{j=1}^n \delta_j HDP_{t-j} + u_{2t}. \quad (6)$$

Jak bylo uvedeno výše, z důvodu nestacionarity časových řad a také z důvodu lepší interpretovatelnosti výsledků, upravíme rovnice (5) a (6) do tvaru s využitím logaritmických diferencí čtvrtletních hodnot daných proměnných. Předpoklad stacionárních časových řad existuje z důvodu jejich nezávislosti na čase. Tím vlastně říkáme, že kauzalita existuje v tomto časovém okamžiku. U nestacionárních časových řad se totiž může existence kauzality v čase měnit. Úprava proměnných pak bude vypadat takto:

$$HDP_t(l_d) = (\ln HDP_t - \ln HDP_{t-1}) * 100, \quad (7)$$

$$I_t(l_d) = (\ln I_t - \ln I_{t-1}) * 100. \quad (8)$$

Následně dosadíme tyto údaje zpět do původních rovnic (5) a (6), které nyní budou mít tuto podobu:

$$\text{HDP}_t(\text{Id}) = \sum_{i=1}^n \alpha_i I_{t-i}(\text{Id}) + \sum_{j=1}^n \beta_j \text{HDP}_{t-j}(\text{Id}) + u_{1t}, \quad (9)$$

$$I_t(\text{Id}) = \sum_{i=1}^n \lambda_i I_{t-i}(\text{Id}) + \sum_{j=1}^n \delta_j \text{HDP}_{t-j}(\text{Id}) + u_{2t}. \quad (10)$$

Dostáváme tak finální podobu testovaných regresních rovnic. Jejich předpokladem je, že chybové členy  $u_{1t}$  a  $u_{2t}$  jsou nekorelované. Tyto rovnice tvoří tzv. *jednoduchý kauzální model*. To, zda lze model takto označit, závisí zejména na dvou kritériích, a to na rychlosti, se kterou informace plynou danou ekonomikou, a také na frekvenci použitých dat. Opačným případem je pak *model okamžité kauzality*. V tomto modelu současné hodnoty jedné proměnné pomáhají predikovat současné hodnoty jiné proměnné.

Výsledky Grangerova testu kauzality jsou pak interpretovány následujícím způsobem:

- Pokud je suma odhadnutých koeficientů zpožděného I z rovnice (9) statisticky různá od 0 (tedy  $\sum \alpha_i \neq 0$ ) a suma odhadnutých koeficientů zpožděného HDP z rovnice (10) není statisticky různá od 0 (tedy  $\sum \delta_j = 0$ ), potom hovoříme o *jednosměrné kauzalitě* ve směru od akciového indexu k HDP ( $I \Rightarrow \text{HDP}$ ).
- Pokud suma odhadnutých koeficientů zpožděného I z rovnice (9) není statisticky různá od 0 (tedy  $\sum \alpha_i = 0$ ) a suma odhadnutých koeficientů zpožděného HDP z rovnice (10) je statisticky různá od 0 (tedy  $\sum \delta_j \neq 0$ ), potom hovoříme o *jednosměrné kauzalitě* ve směru od HDP k akciovému indexu ( $\text{HDP} \Rightarrow I$ ).
- Pokud jsou v obou rovnicích (9) a (10) sumy odhadnutých koeficientů zpožděného HDP a I statisticky různé od 0 (tedy  $\sum \alpha_i \neq 0$  a  $\sum \delta_j \neq 0$ ), potom hovoříme o *obousměrné kauzalitě* mezi HDP a akciovým indexem ( $\text{HDP} \Leftrightarrow I$ ).
- A konečně pokud v obou rovnicích (9) a (10) sumy odhadnutých koeficientů zpožděného HDP a I nejsou statisticky různé od 0 (tedy  $\sum \alpha_i = 0$  a  $\sum \delta_j = 0$ ), potom můžeme říct, že mezi danými proměnnými je *nezávislost* ve smyslu Grangerovy kauzality.

Je jasné, že budoucnost nemůže předpovídat minulost. Pokud tedy má I působit na HDP ve smyslu Grangerovy kauzality, potom by změny v I měly předcházet změnám v HDP. Následně pokud do regrese HDP s ostatními proměnnými přidáme minulé nebo zpožděné hodnoty I, a ty nesou informace, které významně přispívají k lepší predikci HDP a nebyly dosud obsaženy v jiných proměnných modelu, lze tvrdit, že I působí na HDP ve smyslu Grangerovy kauzality. Obdobně lze interpretovat i kauzalitu opačnou. (Granger, 1969; Gujarati, 2003)

Postup testování Grangerovy kauzality pak standardně probíhá následujícím způsobem (Gujarati, 2003):

1. Nejprve se v regresní rovnici odhadne model pro HDP, do kterého přidáme všechna zpožděná pozorování HDP a další možné proměnné s výjimkou I.

Z této rovnice získáme regresní sumu čtverců (proměnlivost vysvětlenou daným regresním modelem)  $RSS_R$ .

2. Následně do regrese přidáme také zpožděné hodnoty  $I$ . Z této rovnice získáme další regresní sumu čtverců  $RSS_{UR}$ .
3. Nulová hypotéza Grangerova testu je pak taková, že zpožděné hodnoty proměnné  $I$  do modelu nepatří, tedy  $H_0: \Sigma \alpha_i = 0$ .
4. K testování nulové hypotézy využijeme  $F$  test, který má následující podobu:

$$F = \frac{(RSS_R - RSS_{UR}) / m}{RSS_{UR} / (n - k)} \quad (11)$$

Koeficient  $m$  představuje počet zpoždění proměnné  $I$  a  $k$  je počet parametrů odhadnutých v rovnici z bodu 1. Daná testová statistika má  $F$  rozdělení se stupni volnosti  $m$  a  $(n-k)$ .

5. Pokud vypočítaná  $F$  statistika bude přesahovat její kritickou hodnotu na zvolené hladině významnosti, nulovou hypotézu zamítneme a můžeme říct, že zpožděné hodnoty  $I$  opravdu do rovnice patří a zlepšují tak predikce HDP.
6. Následně postup opakujeme pro testování opačného směru působení kauzality.

S pojetím Grangerova testu kauzality však vyvstávají některé problémy. Například Korda (2007) si klade otázku, zda je postačitelé, že kauzalita je indikována již v případě tzv. volné závislosti, tedy když pravděpodobnost nástupu jednoho jevu je přítomností druhého jevu pouze zvyšována, nikoliv podmiňována. I Sørensen (2005) hovoří o tom, že Grangerova kauzalita zase takovou kauzalitou není. Jediné, co podle něj Grangerova kauzalita dělá je, že zjišťuje, zda se jeden jev stal před druhým, který následně pomáhá predikovat. Také zmiňuje problém spojený s výběrem frekvence dat. Zatímco příliš dlouhá frekvence může vést k tomu, že vztah odhalen být nemusí, příliš krátká (např. měsíční) naopak může způsobit velmi vysoké hodnoty chyb, které pramení z očištění dat o sezónnost, která se v tomto typu řad vyskytuje. Stejný názor zastává i Artl a Artlová (2009), kteří sice tvrdí, že Grangerova kauzalita filozofickému pojetí kauzality neodpovídá, nicméně jiný pohled na tento pojem je potřebný, aby bylo vůbec možno jej nějak ekonometricky uchopit a testovat. Také se přiklání k tvrzení, že záleží na frekvenci dat, neboť jiné výsledky můžeme dostat pro data měsíční a jiná pro data čtvrtletní či roční.

## 4 Vlastní práce

Vlastní práce je rozdělena na 3 části. V první části je popsána počáteční úprava časových řad, která se týká zejména jejich stacionarizace a výběru zlomu časových řad, kterého bude využito ke zkoumání vlivu finanční krize na vztah mezi proměnnými. V další části je provedena korelační analýza, která se zaměřuje na směr a sílu vztahu mezi proměnnými. Také slouží k rozhodnutí o počtu zvolených zpoždění v modelu VAR. Toho je poté využito v poslední části vlastní práce, která zkoumá již samotnou Grangerovu kauzalitu. Předpokladem práce je, že kauzální vztah bude indikován ve směru od akciových indexů k HDP.

Pro účely diplomové práce si ještě před započítáním úpravy dat definujeme zkratky, které budou užívány po celou dobu práce ve všech analýzách v rámci softwaru Gretl a programu MS Excel.

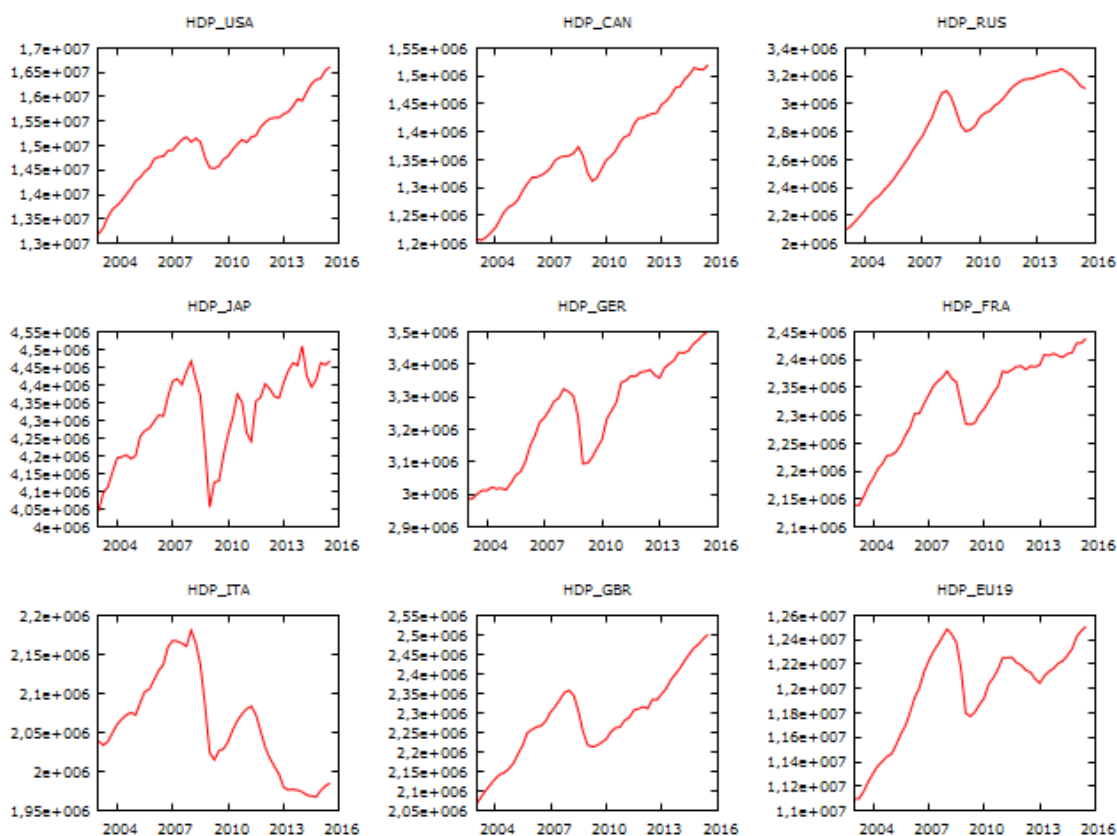
Tab. 2 Definice zkratk pro jednotlivé HDP a akciové indexy

<b>HDP</b>	
<b>Zkratka</b>	<b>Význam</b>
HDP_CAN	HDP Kanady
HDP_EU19	HDP Evropské unie (resp. eurozóny)
HDP_FRA	HDP Francie
HDP_GBR	HDP Velké Británie
HDP_GER	HDP Německa
HDP_ITA	HDP Itálie
HDP_JAP	HDP Japonska
HDP_RUS	HDP Ruska
HDP_USA	HDP USA
<b>Akciové indexy</b>	
<b>Zkratka</b>	<b>Význam</b>
SPTSX60	kanadský akciový index S&P/TSX 60
DJEUROSTOXX50	akciový index eurozóny Dow Jones EURO STOXX 50
CAC40	francouzský akciový index CAC 40
FTSE100	britský akciový index FTSE 100
DAX	německý akciový index DAX
FTSEMIB	italský akciový index FTSE MIB
NIKKEI225	japonský akciový index Nikkei 225
RTSI	ruský akciový index RTSI
SP500	akciový index USA S&P 500

## 4.1 Počáteční úprava časových řad

Před jakoukoliv úpravou prvotních dat bylo třeba si dané časové řady zobrazit a provést rozbor jejich průběhu.

Z grafů časových řad čtvrtletních hodnot HDP států G8, které můžeme vidět na obrázku 2, lze vyčíst, že všechny mají rostoucí trend s výjimkou HDP Itálie, jejíž trend je v první části rostoucí, nicméně v druhé části se mění na trend klesající. Tím, že jsme identifikovali trend, lze již předběžně říci, že časové řady budou s největší pravděpodobností nestacionární. Sezónnost však v časových řadách nepozorujeme z důvodu jejich očištění již u zdroje dat. Pro lepší interpretaci také budeme časové řady logaritmovat, což je pochopitelné zejména z hodnot, které můžeme pozorovat na vertikální ose všech grafů. Tyto hodnoty jsou poměrně vysoké a bude tak jednodušší, pokud budou vyjádřeny v logaritmech, které pro nízké hodnoty odpovídají relativním změnám a po vynásobení 100 pak změnám procentním.

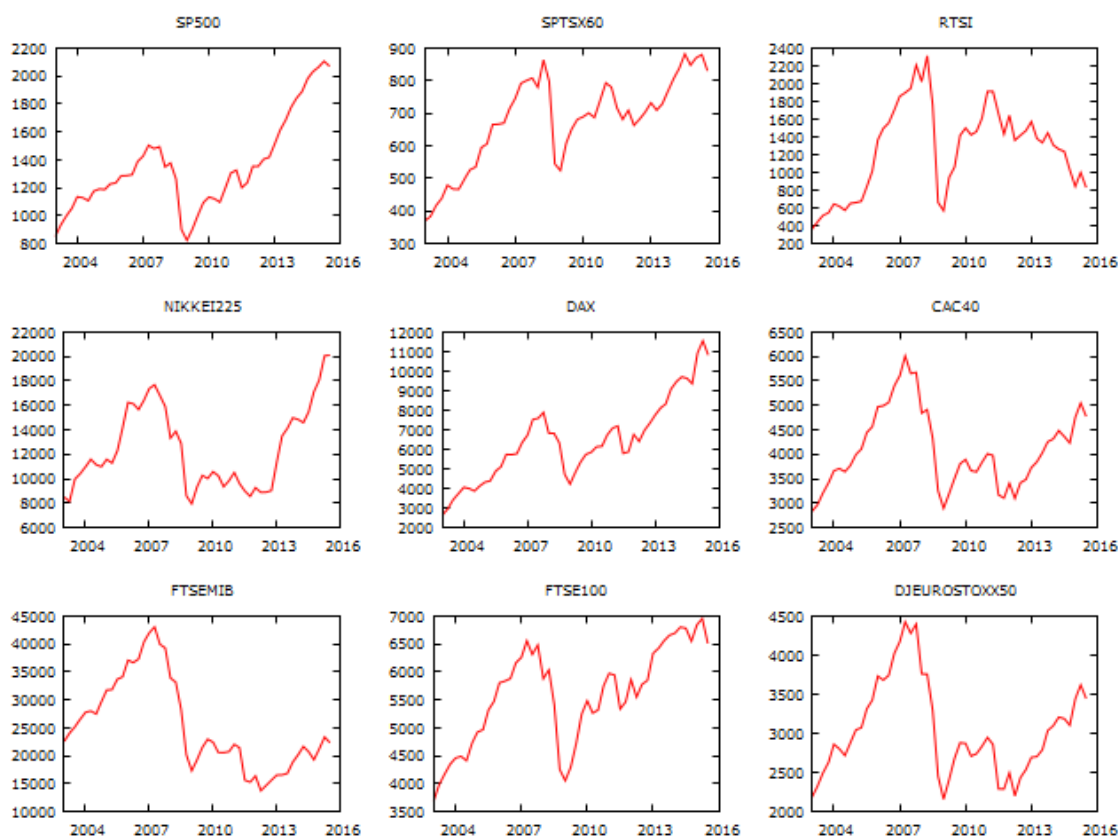


Obr. 2 Vývoj HDP zemí G8 v období 1Q:2003 — 3Q:2015

Zdroj: Výstup programu Gretl.

Na grafech čtvrtletních hodnot akciových indexů, které jsou zobrazeny na obrázku 3, lze opět pozorovat trend. Ať již rostoucí nebo klesající. Tudíž lze opět usuzovat, že dané časové řady budou vykazovat nestacionaritu. Opět budeme časové řady logaritmovat a v závislosti na výsledcích testu stacionarity také diferencovat,

čímž dostaneme logaritmické diference daných časových řad. Stejný postup pak bude realizován také pro časové řady HDP. V obou skupinách časových řad můžeme také pozorovat zlomy v jejich průběhu, které jsou poměrně výrazné. Již v předchozí kapitole jsme si řekli, že tento zlom očekáváme buď v posledním čtvrtletí roku 2008, nebo v prvním čtvrtletí roku 2009. Testováním této hypotézy se budeme zabývat později.



Obr. 3 Vývoj akciových indexů zemí G8 v období 1Q:2003 — 3Q:2015  
Zdroj: Výstup programu Gretl.

V prvním kroku byly časové řady akciových indexů sezónně očištěny pomocí doplňkové funkce X-12-ARIMA programu Gretl. Následně byly obě skupiny časových řad podrobeny testům jednotkového kořene ke zjištění jejich (ne)stacionarity. Nejprve byla (ne)stacionarita zjišťována z grafů autokorelační funkce (ACF). Dle těchto grafů, které jsou součástí přílohy A (grafy funkce ACF pro HDP) a B (grafy funkce ACF pro akciové indexy), lze usuzovat na nestacionaritu časových řad. Tuto domněnku jsme si posléze potvrdili také prostřednictvím již zmíněných testů jednotkového kořene (ADF a KPSS), jejichž hypotézy i výsledky jsou obsaženy v příloze C. Za hlavní ukazatel (ne)stacionarity je zde považován ADF test. KPSS test pak slouží jako doplňkový test v případě, že jsou výsledky ADF testu nejednoznačné. V rámci ADF testu byla stacionarita testována ve 3 verzích, a to jak bez konstanty, s konstantou i s konstantou a trendem, a to na 5% hladině významnosti.



KPSS test pak byl testován na 1%, 5% a 10% hladině významnosti. Výsledky ADF testu pak jasně ukazují, že sezónně očištěné časové řady jak HDP, tak akciových indexů jsou nestacionární ve všech 3 verzích tohoto testu. Výjimkou jsou výsledky ADF testu s konstantou a trendem pro HDP Německa, kdy indikuje stacionaritu. Ale pokud se podíváme na výsledky KPSS testu, tak ten nás jasně odkazuje na nestacionaritu dané časové řady.

Následně byly všechny časové řady převedeny na logaritmické diference a byly znovu testovány na přítomnost jednotkového kořene. Výsledky těchto testů jsou součástí přílohy D. Všechny časové řady byly po tomto zásahu stacionární až na časovou řadu ruského HDP, u kterého by muselo být využito i druhých diferencí, aby byla daná časová řada označena jako stacionární. Z důvodu vzájemné srovnatelnosti výsledků jednotlivých testů byla ale tato řada ponechána jako nestacionární s vědomím možného vychýlení výsledků. Zároveň však byly zjišťovány výsledky i pro druhé logaritmické diference ruského HDP i indexu RTSI, které jsou následně konfrontovány s výsledky prvních logaritmických diferencí těchto proměnných. V případě časové řady HDP EU19 je pak jedna verze ADF testu (s konstantou a trendem) také nestacionární, nicméně pokud se podíváme na KPSS test, tak ten nám na všech úrovních hladiny významnosti tvrdí, že je časová řada již stacionární, a proto zde značíme stacionaritu. Zobrazili jsme si také grafy funkce ACF, a to jak pro logaritmické diference všech HDP, tak i akciových indexů. Tyto grafy jsou součástí příloh E a F.

Dále bylo také třeba rozhodnout, ve kterém čtvrtletí, kterého roku budou data rozdělena za účelem zkoumání, zda došlo po krizi v roce 2008 ke změně charakteru vztahu mezi akciovými indexy a HDP zemí G8. O zlomu bylo rozhodnuto prostřednictvím jednoduché regresní analýzy, kdy byly do regrese přidány jako závisle proměnná jednotlivé původní časové řady HDP a akciových indexů a jako nezávisle proměnná pouze čas. Na takovéto jednoduché regresi pak byl proveden QLR test, a to na 5% hladině významnosti. Výsledky pro jednotlivé časové řady jsou součástí přílohy G. Následně byl vybrán zlom, který se v časových řadách nejvíce opakoval. Z výsledků tak vyplynulo, že zlomem bude 4. čtvrtletí roku 2008. Testování Grangerovy kauzality tedy bude probíhat jak na celkových datech z období 1Q:2003 – 3Q:2015, tak na jednotlivých dílčích obdobích, a to 1Q:2003 – 3Q:2008 a 4Q:2008 – 3Q:2015.

## 4.2 Korelační analýza

V další části textu se bude práce věnovat korelační analýze mezi vybranými proměnnými. Vzájemná závislost bude zkoumána nejen na celém zkoumaném období, ale také na dílčích celcích, které byly definovány v předcházející kapitole. Síla korelace pak bude vyhodnocena na základě tabulky 3.

Tab. 3 Interpretace hodnot korelačního koeficientu

Hodnota	Interpretace
<0,9;1,0	velmi silná pozitivní korelace
<0,7;0,9	silná pozitivní korelace
<0,5;0,7	středně silná pozitivní korelace
<0,3;0,5	slabá pozitivní korelace
(-0,3;0,3)	nepatrná korelace
(-0,5;-0,3>	slabá negativní korelace
(-0,7;-0,5>	středně silná negativní korelace
(-0,9;-0,7>	silná negativní korelace
(-1,0;-0,9>	velmi silná negativní korelace

Zdroj: Mukaka, 2012.

Vzhledem k tomu, že jako nejpravděpodobnější se jeví zpoždění kauzální závislosti mezi akciovými indexy a HDP o 3–6 měsíců (tj. 1–2 čtvrtletí), jak uvádí např. Hladík (2012), a které bylo také potvrzeno v několika studiích zpracovaných pro potřeby této práce (Krchnivá, 2016; MPRA, 2007; Choudhry, Papadimitriou a Shabi, 2016), bylo toto zpoždění zvoleno také v rámci VAR modelu využitého pro následné testování Grangerovy kauzality v této diplomové práci. Proto byly také hodnoty párového korelačního koeficientu, který indikuje sílu závislosti mezi danými proměnnými, zjištěny nejen pro nezpožděné hodnoty logaritmických diferencí akciových indexů a HDP, ale také pro tato maximální 2 zpoždění daných proměnných. Zpoždění jsou v následujících tabulkách vzájemné korelace popsána jako  $t$  (žádné zpoždění),  $t-1$  (zpoždění o 1 čtvrtletí) resp.  $t-2$  (zpoždění o 2 čtvrtletí) u zvolené proměnné – hrubý domácí produkt (HDP) nebo akciových index (I). U každého státu je v korelační matici zvýrazněna ta hodnota, která je nejvyšší vzhledem k různým kombinacím zpoždění daných proměnných.

#### 4.2.1 Korelační matice pro celé sledované období

Jak je vidět v korelační matici v tabulce 4, maximální hodnota korelačního koeficientu byla zaznamenána u vztahu mezi nezpožděným HDP Kanady a zpožděnými hodnotami indexu S&P/TSX 60 o 1 čtvrtletí. Tuto hodnotu lze pak interpretovat jako středně silnou pozitivní závislost. Pokud se podíváme obecně na nezpožděné hodnoty obou proměnných, můžeme pozorovat závislost v kategorii slabá pozitivní korelace a středně silná pozitivní korelace s nejvyšší dosaženou hodnotou 0,6505 (USA) a nejnižší 0,3053 (Kanada). Do modelu VAR, kterým budeme testovat Grangerovu kauzalitu, pak bylo u 6 zemí indikováno jako nejvhodnější zpoždění akciových indexů o 1 čtvrtletí při nezpožděných hodnotách HDP. Naopak zpožděné hodnoty HDP vykazují u většiny zemí jen velmi nízké hodnoty korelace, popisované jako nepatrná korelace.

Tab. 4 Korelační koeficienty logaritmických diferencí časových řad čtvrtletního HDP a akciových indexů pro období 1Q:2003 – 3Q:2015; 5% oboustranná kritická hodnota = 0,2845 pro  $n=48$

	<b>HDP_CAN SPTSX60</b>	<b>HDP_EU19 DJEUROSTOXX50</b>	<b>HDP_FRA CAC40</b>	<b>HDP_GBR FTSE100</b>	<b>HDP_GER DAX</b>
HDP(t-2), I(t)	-0,1709	-0,1396	-0,1255	0,0277	-0,1416
HDP(t-1), I(t)	-0,1780	0,1269	0,2213	0,3503	0,0626
HDP(t), I(t)	0,3053	0,5030	0,5097	<b>0,5456</b>	0,4209
HDP(t), I(t-1)	<b>0,6817</b>	<b>0,6319</b>	<b>0,5400</b>	0,5181	<b>0,6214</b>
HDP(t), I(t-2)	0,4569	0,4121	0,3286	0,4244	0,2435
	<b>HDP_ITA FTSEMIB</b>	<b>HDP_JAP NIKKEI225</b>	<b>HDP_RUS RTSI</b>	<b>HDP_USA SP500</b>	
HDP(t-2), I(t)	-0,0892	-0,0184	-0,0960	-0,0674	
HDP(t-1), I(t)	0,2428	0,1549	0,1696	0,2025	
HDP(t), I(t)	0,5057	<b>0,3988</b>	0,4507	<b>0,6505</b>	
HDP(t), I(t-1)	<b>0,5981</b>	0,3973	<b>0,6009</b>	0,4676	
HDP(t), I(t-2)	0,3727	0,0868	0,4719	0,3156	

Zdroj: Výstup softwaru Gretl, zpracováno v MS Excel.

Je třeba se podívat také na výsledky pro čtvrtletní hodnoty druhých logaritmických diferencí ruského HDP a k němu přiřazeného indexu RTSI. Až použití druhých diferencí nám totiž zajistilo stacionaritu časové řady ruského HDP. Musíme tak porovnat výsledky obou úprav a vyhodnotit, zda se výsledky rozcházejí a je zde tak přítomna nepravá korelace, nebo zda jsou si výsledky podobné a nepravá korelace se v časové řadě nevyskytuje. Pokud výsledky v tabulce 5 porovnáme s výsledky pro Rusko v tabulce 4, ve které je využito pouze prvních logaritmických diferencí, zjistíme, že u obou úprav bylo nejvyšší hodnoty korelačního koeficientu dosaženo pro nezpožděné hodnoty ruského HDP a zpožděného indexu RTSI o 1 čtvrtletí. Hodnoty v tabulce 5 jsou však podstatně nižší, a zatímco v tabulce 5 indikujeme pouze slabou pozitivní korelaci, v tabulce 4 dosahujeme i středně silné pozitivní korelace. Co se týká korelačního koeficientu nezpožděných hodnot jak HDP, tak RTSI, můžeme vidět, že v tabulce s prvními diferencemi indikujeme pouze nepatrnou korelaci, zatímco v tabulce s druhými diferencemi slabou pozitivní korelaci.

Tab. 5 Korelační koeficienty druhých logaritmických diferencí časové řady čtvrtletního HDP Ruska a indexu RTSI pro období 1Q:2003 – 3Q:2015; 5% oboustranná kritická hodnota = 0,2876 pro  $n=47$

	<b>HDP_RUS RTSI</b>
HDP(t-2), I(t)	-0,0954
HDP(t-1), I(t)	-0,0466
HDP(t), I(t)	0,1859
HDP(t), I(t-1)	<b>0,4706</b>
HDP(t), I(t-2)	0,0358

Zdroj: Výstup softwaru Gretl, zpracováno v MS Excel.

#### 4.2.2 Korelační matice pro období předkrizové

Následně byla korelační matice sestavena pro období 1Q:2003 – 3Q:2008, tedy období tzv. předkrizové. Tato matice, která je zobrazena v tabulce 6, již nabývá podstatně odlišných hodnot. Co je naprosto zásadní změnou, je nepřítomnost statisticky významné, ať už pozitivní nebo negativní, korelace v případě Kanady. Nejvyšší hodnotou, kterou v případě Kanady najdeme, je hodnota 0,2394 a to v případě nezpožděného HDP a zpožděné hodnoty kanadského indexu S&P/TSX 60 o 1 čtvrtletí. V matici se nám však poprvé objevuje také silná pozitivní korelace, a to v případě nezpožděných hodnot francouzského HDP a zpožděného indexu CAC 40 o 1 čtvrtletí. Co se týká obecně nezpožděných hodnot jak HDP, tak akciových indexů, tak zde pozorujeme nepatrnou korelaci, slabou pozitivní korelaci a v jednom případě (USA) i středně silnou pozitivní korelaci. Nicméně hodnoty, které jsou zde dosahovány, jsou podstatně nižší než v předchozí tabulce, která pokrývala celé sledované období. Doporučení ohledně volby vhodného zpoždění do modelu VAR však nelze jednoznačně určit. Výsledky jsou velmi rozdílné od druhého zpoždění HDP a nezpožděných hodnot indexu Nikkei 225 pro Japonsko až po druhé zpoždění indexu Dow Jones EURO STOXX 50 a nezpožděných hodnot HDP eurozóny. Převažujícími se však jeví zpoždění akciových indexů, a to buď o 1 čtvrtletí, nebo 2 čtvrtletí, a proto by bylo vhodné volit právě je.

Tab. 6 Korelační koeficienty logaritmických diferencí časových řad čtvrtletního HDP a akciových indexů pro období 1Q:2003 – 3Q:2008; 5% oboustranná kritická hodnota = 0,4438 pro  $n=20$

	<b>HDP_CAN SPTSX60</b>	<b>HDP_EU19 DJEUROSTOXX50</b>	<b>HDP_FRA CAC40</b>	<b>HDP_GBR FTSE100</b>	<b>HDP_GER DAX</b>
HDP(t-2), I(t)	0,0054	0,1246	0,0094	0,0377	0,0560
HDP(t-1), I(t)	0,0871	0,3908	0,3502	0,4220	0,1768
HDP(t), I(t)	0,2272	0,4934	0,3246	0,4941	0,2597
HDP(t), I(t-1)	<b>0,2394</b>	0,5800	<b>0,7156</b>	0,4079	<b>0,3784</b>
HDP(t), I(t-2)	0,1671	<b>0,6060</b>	0,4659	<b>0,6156</b>	0,2178
	<b>HDP_ITA FTSEMIB</b>	<b>HDP_JAP NIKKEI225</b>	<b>HDP_RUS RTSI</b>	<b>HDP_USA SP500</b>	
HDP(t-2), I(t)	0,0122	<b>0,4250</b>	-0,1440	0,4884	
HDP(t-1), I(t)	<b>0,5380</b>	0,2126	0,2350	0,0701	
HDP(t), I(t)	0,4462	0,0371	<b>0,3981</b>	<b>0,6935</b>	
HDP(t), I(t-1)	0,5341	0,4052	0,1090	0,2102	
HDP(t), I(t-2)	0,5181	0,3191	0,3431	0,5265	

Zdroj: Výstup softwaru Gretl, zpracováno v MS Excel.

Opět se musíme podívat u Ruska jak na výsledky pro první logaritmické diference, tak pro druhé logaritmické diference. Tentokrát nás korelační matice reprezentovaná tabulkou 7 odkazuje na zpoždění HDP, a to celkem výrazně. Při využití zpoždění ruského HDP o 2 čtvrtletí a při nezpoždění indexu RTSI dosahuje korelační koeficient hodnoty 0,6262 a indikuje tak středně silnou pozitivní korelaci mezi proměnnými oproti matici s využitím pouze prvních diferencí, kdy nás matice odkazovala spíše na použití zpoždění indexu RTSI než HDP. Tady tak oproti výsledkům pro celé sledované období můžeme zaznamenat rozdílnost při využití prvních diferencí a druhých diferencí, a to zcela opačnou.

Tab. 7 Korelační koeficienty druhých logaritmických diferencí časových řad čtvrtletního HDP Ruska a indexu RTSI pro období 1Q:2003 – 3Q:2008; 5% oboustranná kritická hodnota = 0,4555 pro  $n=19$

	HDP_RUS RTSI
HDP(t-2), I(t)	0,6262
HDP(t-1), I(t)	0,3164
HDP(t), I(t)	0,0974
HDP(t), I(t-1)	0,0485
HDP(t), I(t-2)	0,1142

Zdroj: Výstup softwaru Gretl, zpracováno v MS Excel.

### 4.2.3 Korelační matice pro období pokrízové

Pokud se podíváme na korelační matici pro akciové indexy a HDP v pokrízovém období tedy 4Q:2008 – 3Q:2015, která je zobrazena v tabulce 8, lze u všech případů pro nezpožděné hodnoty jak HDP, tak akciových indexů, indikovat vyšší koeficient korelace než v období předkrízovém. Výjimku tvoří pouze USA, kde korelační koeficient nepatrně poklesl, ale stále se řadí do sekce středně silné pozitivní korelace. U zpožděných hodnot lze pak pozorovat markantně odlišné výsledky zejména pro Kanadu, kde se při nezpožděných hodnotách HDP a zpoždění indexu S&P/TSX 60 o 1 čtvrtletí dostáváme na hodnotu korelačního koeficientu 0,7236 (silná pozitivní korelace), přičemž v předkrízovém období jsme ve stejném případě dosáhli pouze hodnoty 0,2394 (nepatrná korelace). Výraznější změnu lze indikovat také v případě Francie, kdy jsme v předkrízovém období zaznamenali při nezpožděných hodnotách HDP a zpoždění indexu CAC 40 o 1 čtvrtletí hodnotu korelačního koeficientu 0,7156 (silná pozitivní korelace) a v pokrízovém období již jeho hodnota dosahuje pouze 0,4706 (slabá pozitivní korelace). V této korelační matici také poprvé indikujeme silnější negativní závislost, a to v případě nezpožděných hodnot RTSI a zpožděných hodnot ruského HDP o 2 čtvrtletí, kdy hodnota korelačního koeficientu dosahuje -0,3319 (slabá negativní korelace). Co se týká volby zpoždění do modelu VAR tak na rozdíl od předchozí korelační matice nás tato mnohem více směřuje k využití zpoždění akciových indexů o 1 čtvrtletí.

Pokud porovnáme korelační matici pokrízového období a celého zkoumaného období nalezneme zde prakticky totožná doporučení ohledně volby zpoždění do modelu VAR s tím rozdílem, že pro celé období jsou hodnoty korelačního koeficientu jen o něco menší než v období pokrízovém. Výjimkou je pouze Francie, kde je nejvyšších hodnot korelačního koeficientu v případě pokrízového období dosaženo při využití nezpožděného HDP a zpožděného indexu CAC 40 o 1 čtvrtletí, ale v případě korelační matice pro celé sledované období je nejvyšší hodnoty dosaženo při nezpožděných hodnotách obou proměnných.

Tab. 8 Korelační koeficienty logaritmických diferencí časových řad čtvrtletního HDP a akciových indexů pro období 4Q:2008 – 3Q:2015; 5% oboustranná kritická hodnota = 0,3739 pro  $n=28$

	<b>HDP_CAN SPTSX60</b>	<b>HDP_EU19 DJEUROSTOXX50</b>	<b>HDP_FRA CAC40</b>	<b>HDP_GBR FTSE100</b>	<b>HDP_GER DAX</b>
HDP(t-2), I(t)	-0,2428	-0,2400	-0,2132	0,0044	-0,1981
HDP(t-1), I(t)	-0,2689	0,0617	0,1713	0,3333	0,0297
HDP(t), I(t)	0,2828	0,5181	<b>0,5766</b>	<b>0,5751</b>	0,4526
HDP(t), I(t-1)	<b>0,7236</b>	<b>0,6349</b>	0,4706	0,5650	<b>0,6694</b>
HDP(t), I(t-2)	0,4654	0,3317	0,2433	0,3478	0,2263
	<b>HDP_ITA FTSEMIB</b>	<b>HDP_JAP NIKKEI225</b>	<b>HDP_RUS RTSI</b>	<b>HDP_USA SP500</b>	
HDP(t-2), I(t)	-0,1601	-0,0844	-0,3319	-0,1740	
HDP(t-1), I(t)	0,1770	0,1529	0,0229	0,2533	
HDP(t), I(t)	0,5300	<b>0,4860</b>	0,4267	<b>0,6689</b>	
HDP(t), I(t-1)	<b>0,6063</b>	0,4033	<b>0,6768</b>	0,5301	
HDP(t), I(t-2)	0,2949	0,0233	0,4158	0,2632	

Zdroj: Výstup softwaru Gretl, zpracováno v MS Excel.

Tabulka 9 pak reprezentuje výsledky při využití druhých logaritmických diferencí ruského HDP a indexu RTSI. V porovnání s užitím prvních logaritmických diferencí lze říci, že oba způsoby úpravy časových řad nás odkazují na využití zpoždění o 1 čtvrtletí. V obou případech je totiž nejvyšších hodnot dosaženo při nezpožděném HDP a zpoždění RTSI o 1 čtvrtletí. Co se týká výsledků čistého kauzálního vztahu mezi proměnnými, tedy bez zpoždění, tak zde vidíme, že první diference nám indikují slabou pozitivní závislost, zatímco druhé diference závislost jen nepatrnou.

Tab. 9 Korelační koeficienty druhých logaritmických diferencí časových řad čtvrtletního HDP Ruska a indexu RTSI pro období 4Q:2008 – 3Q:2015; 5% oboustranná kritická hodnota = 0,3739 pro  $n=28$

	<b>HDP_RUS RTSI</b>
HDP(t-2), I(t)	0,2970
HDP(t-1), I(t)	<b>0,5149</b>
HDP(t), I(t)	0,2208
HDP(t), I(t-1)	<b>0,6165</b>
HDP(t), I(t-2)	0,0143

Zdroj: Výstup softwaru Gretl, zpracováno v MS Excel.

### 4.3 Grangerova kauzalita

Směr kauzální závislosti mezi akciovými indexy a HDP byl v práci testován v softwaru Gretl pomocí VAR modelů. Pro jejich použití však bylo třeba nejprve zvolit optimální řád zpoždění. Již v rámci korelační analýzy jsme si ukázali sílu vzájemné závislosti při různých zpožděných hodnotách HDP nebo akciových indexů. V Gretlu lze pak pro testování volby vhodného řádu zpoždění využít jeho speciální funkci k tomu určenou, a to „VAR výběr zpožděných proměnných“. Tato funkce volí nejvhodnější řád zpoždění dle informačních kritérií – Akaikeho (AIC), Schwarzova (Bayesovského; BIC) a Hannanova-Quinnova (HQC), přičemž hledá jejich nejnižší hodnotu. Nicméně ani tato kritéria nejsou bezchybná, zatímco AIC výsledky nadhodnocuje, BIC je naopak podhodnocuje. Proto se jako nejvhodnější k rozhodování o počtu zpoždění jeví HQC. Vhodný řád zpoždění byl zjišťován nejen pro celé sledované období, ale také pro stanovené dílčí části. (Hušek a Formánek, 2014)

V příloze H najdeme výsledky nejvhodnějšího řádu zpoždění pro časové řady za celé sledované období. Jak již bylo řečeno, rozhodovat se budeme primárně na základě HQC. To nám ve většině případů říká, že máme využít zpoždění o 1 čtvrtletí s výjimkou obou variant pro Rusko (první i druhé logaritmické diference) a Francie, kde je odkaz spíše na využití zpoždění o 2 čtvrtletí.

V příloze I a J pak najdeme výsledky pro námi zvolená dílčí období. V případě předkrizového období jsou výsledky, které jsou součástí přílohy I, vcelku vyrovnané. Zpoždění o 1 čtvrtletí bychom měli využít v případě Kanady, eurozóny, Německa, USA a Ruska (první logaritmické diference), zatímco zpoždění o 2 čtvrtletí u Francie, Velké Británie, Itálie, Japonska a Ruska (druhé logaritmické diference). Za zmínku stojí právě rozdílnost výsledků pro obě varianty úpravy dat pro Rusko.

Příloha J se pak týká již období pokrizového. Tady se výsledky víceméně shodují s těmi pro celé sledované období. Výjimkou je pouze Velká Británie, kde nám test v pokrizovém období doporučuje volit spíše zpoždění o 2 čtvrtletí. Většinově zde ale opět převládá odkaz na využití zpoždění o 1 čtvrtletí s výjimkou již zmiňované Velké Británie, Francie a opět obou variant pro Rusko, kde nás výsledky odkazují spíše na využití zpoždění o 2 čtvrtletí.



Volba vhodného řádu zpoždění byla pro práci důležitá při hodnocení výsledků Grangerovy kauzality s využitím VAR modelů. Na základě nich pak bylo rozhodnuto, která varianta modelu (zpoždění o 1 nebo 2 čtvrtletí) je vhodnější jako indikátor skutečného vztahu mezi proměnnými. Výsledky samotné Grangerovy kauzality pak byly získány pomocí již zmíněných VAR modelů ze softwaru Gretl, a to konkrétně pomocí F-testu, který byl charakterizován rovnicí (11). Všechny testy Grangerovy kauzality byly provedeny na 5% hladině významnosti, přičemž nulová a alternativní hypotéza testu jsou uvedeny v tabulce 10. Pro větší přehlednost jsou jednotlivé výsledky v tabulkách označeny ANO/NE. Hvězdička v jednotlivých řádcích pak indikuje výsledky při tom zpoždění, které bylo pro dané proměnné doporučeno funkcí „VAR výběr zpožděných proměnných“.

Tab. 10 Hypotézy Grangerova testu kauzality

Hypotéza	Interpretace	Označení
$H_0$	HDP/akciový index nepůsobí ve smyslu Grangerovy kauzality na akciový index/HDP daného státu.	NE
$H_1$	HDP/akciový index působí ve smyslu Grangerovy kauzality na akciový index/HDP daného státu.	ANO

#### 4.3.1 Grangerova kauzalita pro celé sledované období

Jak můžeme vidět v tabulce 11, kauzální vztah ve směru od akciového indexu k HDP byl prokázán u většiny států s výjimkou Velké Británie. Pro některé státy byl identifikován také směr od HDP k akciovým indexům, a to v případě využití zpoždění o 2 čtvrtletí u Velké Británie a Ruska. Pokud se však podíváme na výsledky s přihlédnutím ke vhodnému řádu zpoždění pro daný stát, tak lze konstatovat, že u všech, s výjimkou již zmiňované Velké Británie, bylo indikováno, že akciové indexy působí ve smyslu Grangerovy kauzality na HDP těchto států. V jednom případě se zde pak objevuje i závislost obousměrná, a to v případě prvních logaritmických diferencí ruského HDP a indexu RTSI. Nicméně pokud se podíváme na výsledky druhých diferencí, tak nalezneme shodu pouze v případě směru od indexu RTSI k ruskému HDP. Protože jsme si v kapitole věnované úpravě dat řekli, že časová řada ruského HDP byla stacionární až při využití druhých logaritmických diferencí, lze na základě toho usuzovat, že jako jediný možný výsledek se jeví právě jednosměrná kauzalita ve směru od RTSI k ruskému HDP. Výsledek prvních diferencí, poukazující na vztah od ruského HDP k indexu RTSI může být zatížen v důsledku neodstraněné nestracionarity zdánlivou závislostí, a tudíž nemusí být správný. Směr od HDP k akciovému indexu byl pak ve smyslu Grangerovy kauzality identifikován také v případě Velké Británie, a to při využití zpoždění o 2 čtvrtletí, nicméně protože tento výsledek neodpovídá vhodnému řádu zpoždění, nelze jej označit jako zcela průkazný.

Tab. 11 Výsledky Grangerovy kauzality pro období 1Q:2003 – 3Q:2015

Směr působení kauzality	Zpoždění			
	1 čtvrtletí		2 čtvrtletí	
HDP_CAN ⇒ SPTSX60	0,0505	NE*	0,8326	NE
SPTSX60 ⇒ HDP_CAN	<0,0000	ANO*	0,0001	ANO
HDP_EU19 ⇒ DJEUROSTOXX50	0,8935	NE*	0,2831	NE
DJEUROSTOXX50 ⇒ HDP_EU19	0,0008	ANO*	0,0080	ANO
HDP_FRA ⇒ CAC40	0,6080	NE	0,1686	NE*
CAC40 ⇒ HDP_FRA	0,0059	ANO	0,0260	ANO*
HDP_GBR ⇒ FTSE100	0,1081	NE*	0,0172	ANO
FTSE100 ⇒ HDP_GBR	0,1706	NE*	0,3368	NE
HDP_GER ⇒ DAX	0,6388	NE*	0,6177	NE
DAX ⇒ HDP_GER	0,0001	ANO*	0,0005	ANO
HDP_ITA ⇒ FTSEMIB	0,5586	NE*	0,0605	NE
FTSEMIB ⇒ HDP_ITA	0,0036	ANO*	0,0347	ANO
HDP_JAP ⇒ NIKKEI225	0,6797	NE*	0,8336	NE
NIKKEI225 ⇒ HDP_JAP	0,0234	ANO*	0,0657	NE
HDP_USA ⇒ SP500	0,7323	NE*	0,9538	NE
SP500 ⇒ HDP_USA	0,0468	ANO*	0,1927	NE
HDP_RUS ⇒ RTSI	0,6728	NE	0,0003	ANO*
RTSI ⇒ HDP_RUS	0,0006	ANO	0,0452	ANO*
HDP_RUS ⇒ RTSI (2. log. dif.)	0,8806	NE	0,0919	NE*
RTSI ⇒ HDP_RUS (2. log. dif.)	0,0027	ANO	0,0175	ANO*

Zdroj: Výstup softwaru Gretl, zpracováno v MS Excel.

#### 4.3.2 Grangerova kauzalita pro období předkrizové

Pro předkrizové období ilustruje výsledky Grangerova testu kauzality tabulka 12. Jak můžeme vidět prokázání jakékoliv kauzality je v tomto případě velmi obtížné, a pokud se nějaká objevuje, tak se jedná vesměs o směr od akciových indexů k HDP (eurozóna, Francie, Itálie, Japonsko) s výjimkou druhých logaritmických diferencí Ruska, které odkazují na směr od ruského HDP k indexu RTSI při využití zpoždění o 2 čtvrtletí. Shodný směr působení jako v případě druhých logaritmických diferencí Ruska byl také indikován v případě Velké Británie a Itálie s tím rozdílem, že jsou oba realizovány při zpoždění o 1 čtvrtletí. Co se Itálie týká, tak by se nám zde měla vyskytovat obousměrná Grangerova kauzalita, a to právě v případě využití zpoždění o 1 čtvrtletí, nicméně pokud se podíváme na výsledky z pohledu optimální volby řádu zpoždění, tak v případě Itálie je jediným průkazným působením to, ve směru od indexu FTSE MIB k italskému HDP při využití zpoždění o 2 čtvrtletí. Pokud se podíváme i na ostatní pozorované vztahy z hlediska vhodné volby zpoždění, tak zde rozhodně převládá zpoždění o 2 čtvrtletí, ve kterém je potvrzena většina kauzálních vztahů. Výjimku tvoří eurozóna, kde byla již zmíněná jednosměrná

kauzalita potvrzena při využití zpoždění pouze o 1 čtvrtletí. Výsledky pro Rusko se nám ale pro jednotlivé úpravy časových řad rozcházejí a jediné, co můžeme s jistotou potvrdit je, že ani jedna úprava neprokazuje, že index RTSI působí ve smyslu Grangerovy kauzality na ruské HDP. Potvrzené směry kauzálních vztahů z tabulky 12 (bez ohledu na řád zpoždění) pak kopírují výsledky pro celé sledované období, které jsme mohli pozorovat v tabulce 11.

Tab. 12 Výsledky Grangerovy kauzality pro období 1Q:2003 – 3Q:2008

Směr působení kauzality	Zpoždění			
	1 čtvrtletí		2 čtvrtletí	
HDP_CAN ⇒ SPTSX60	0,9485	NE*	0,4186	NE
SPTSX60 ⇒ HDP_CAN	0,5512	NE*	0,7282	NE
HDP_EU19 ⇒ DJEUROSTOXX50	0,2945	NE*	0,8975	NE
DJEUROSTOXX50 ⇒ HDP_EU19	0,0031	ANO*	0,0078	ANO
HDP_FRA ⇒ CAC40	0,3587	NE	0,2639	NE*
CAC40 ⇒ HDP_FRA	0,0004	ANO	0,0004	ANO*
HDP_GBR ⇒ FTSE100	0,0392	ANO	0,7588	NE*
FTSE100 ⇒ HDP_GBR	0,0784	NE	0,0548	NE*
HDP_GER ⇒ DAX	0,7673	NE*	0,9160	NE
DAX ⇒ HDP_GER	0,1011	NE*	0,2579	NE
HDP_ITA ⇒ FTSEMIB	0,0335	ANO	0,3794	NE*
FTSEMIB ⇒ HDP_ITA	0,0188	ANO	0,0129	ANO*
HDP_JAP ⇒ NIKKEI225	0,1189	NE	0,2115	NE*
NIKKEI225 ⇒ HDP_JAP	0,0567	NE	0,0286	ANO*
HDP_USA ⇒ SP500	0,6644	NE*	0,3991	NE
SP500 ⇒ HDP_USA	0,1830	NE*	0,3418	NE
HDP_RUS ⇒ RTSI	0,4474	NE*	0,7698	NE
RTSI ⇒ HDP_RUS	0,1484	NE*	0,6762	NE
HDP_RUS ⇒ RTSI (2. log. dif.)	0,9571	NE	0,0309	ANO*
RTSI ⇒ HDP_RUS (2. log. dif.)	0,2972	NE	0,5809	NE*

Zdroj: Výstup softwaru Gretl, zpracováno v MS Excel.

### 4.3.3 Grangerova kauzalita pro období pokrízové

Jako poslední bylo provedeno testování Grangerovy kauzality pro pokrízové období. Výsledky zobrazuje tabulka 13. V tomto případě můžeme opět říci, že ve většině případů, kdy lze nějakou Grangerovu kauzalitu identifikovat, působí index daného státu ve smyslu Grangerovy kauzality na příslušné HDP. Jedná se o případ Kanady, eurozóny, Německa, Ruska (první i druhé logaritmické diference). S výjimkou eurozóny jsou tyto vztahy pozorovány pro obě varianty zpoždění (u eurozóny pouze s využitím zpoždění o 1 čtvrtletí). Všechny tyto vztahy lze pak potvrdit také s přihlédnutím k optimální volbě řádu zpoždění, a to konkrétně při využití zpoždě-

ní o 1 čtvrtletí, pouze s výjimkou v podobě obou úprav časových řad pro Rusko, u kterého se jako optimální jeví využití zpoždění o 2 čtvrtletí. V případě Ruska nás navíc výsledky navádí také pro potvrzení, že při využití prvních logaritmických diferencí působí ve smyslu Grangerovy kauzality také HDP Ruska na index RTSI, a to při využití zpoždění právě o 2 čtvrtletí. Nicméně vzhledem k tomu, že stacionární je časová řada ruského HDP až s využitím druhých logaritmických diferencí, které nás při daném zpoždění odkazují pouze na směr od akciového indexu RTSI k ruskému HDP, nelze této kauzalitě věřit, a proto lze za směrodatné považovat pouze výsledky shodné pro obě úpravy časových řad, tudíž již zmíněný směr od indexu RTSI k ruskému HDP.

Tab. 13 Výsledky Grangerovy kauzality pro období 4Q:2008 – 3Q:2015

Směr působení kauzality	Zpoždění			
	1 čtvrtletí		2 čtvrtletí	
HDP_CAN ⇒ SPTSX60	0,0561	NE*	0,9728	NE
SPTSX60 ⇒ HDP_CAN	0,0000	ANO*	0,0007	ANO
HDP_EU19 ⇒ DJEUROSTOXX50	0,5450	NE*	0,5600	NE
DJEUROSTOXX50 ⇒ HDP_EU19	0,0147	ANO*	0,0777	NE
HDP_FRA ⇒ CAC40	0,9481	NE	0,4826	NE*
CAC40 ⇒ HDP_FRA	0,1949	NE	0,3715	NE*
HDP_GBR ⇒ FTSE100	0,5809	NE	0,2923	NE*
FTSE100 ⇒ HDP_GBR	0,3682	NE	0,5807	NE*
HDP_GER ⇒ DAX	0,6610	NE*	0,7169	NE
DAX ⇒ HDP_GER	0,0014	ANO*	0,0069	ANO
HDP_ITA ⇒ FTSEMIB	0,9718	NE*	0,2086	NE
FTSEMIB ⇒ HDP_ITA	0,0658	NE*	0,3262	NE
HDP_JAP ⇒ NIKKEI225	0,7817	NE*	0,9832	NE
NIKKEI225 ⇒ HDP_JAP	0,1007	NE*	0,1919	NE
HDP_USA ⇒ SP500	0,9159	NE*	0,6488	NE
SP500 ⇒ HDP_USA	0,1266	NE*	0,3452	NE
HDP_RUS ⇒ RTSI	0,6549	NE	0,0019	ANO*
RTSI ⇒ HDP_RUS	0,0007	ANO	0,0485	ANO*
HDP_RUS ⇒ RTSI (2. log. dif.)	0,6738	NE	0,1864	NE*
RTSI ⇒ HDP_RUS (2. log. dif.)	0,0024	ANO	0,0163	ANO*

Zdroj: Výstup softwaru Gretl, zpracováno v MS Excel.

#### 4.3.4 Srovnání výsledků období předkrizového a pokrizového

Nyní se podívejme na hodnocení rozdílnosti výsledků předkrizového a pokrizového období, a to zatím bez ohledu na vhodný řád zpoždění. Situace, kdy se negativní vztah předkrizového období změnil v pozitivní v období pokrizovém, můžeme nalézt v případě Kanady, kde se výsledek změnil z negativního v obou

směrech působení na pozitivní, ve směru od S&P/TSX 60 ke kanadskému HDP, a to při využití zpoždění jak o 1, tak 2 čtvrtletí. Stejný vývoj můžeme pozorovat také pro index DAX a německé HDP.

V opačném směru, tedy v předkrizovém období potvrzení vztahu a v pokrizovém jeho zamítnutí, se pohybují výsledky například pro Francii. Zde bylo v předkrizovém období identifikováno působení ve smyslu Grangerovy kauzality ve směru od indexu CAC 40 k francouzskému HDP při zpoždění jak o 1, tak 2 čtvrtletí, ale v období pokrizovém byl již v obou případech tento vztah zamítnut. V případě Itálie byla v předkrizovém období při využití zpoždění o 1 čtvrtletí indikována obousměrná Grangerova kauzalita, v období pokrizovém však již při daném zpoždění nepozorujeme Grangerovu kauzalitu ani v jednom ze směrů. V předkrizovém období bylo také v případě Itálie identifikováno působení od indexu FTSE MIB k italskému HDP při zpoždění o 2 čtvrtletí, nicméně i tento vztah se již v pokrizovém období zcela vytrácí. Podobně jsou na tom také výsledky pro Velkou Británii, kde bylo jediné významnější působení ve smyslu Grangerovy kauzality pozorováno v předkrizovém období při využití zpoždění o 1 čtvrtletí, a to ve směru od HDP k indexu FTSE 100, ale v období pokrizovém je i tento vztah zcela ztracen.

Co se týká Ruska, tak zde jsme při využití prvních logaritmických diferencí v předkrizovém období vztah neodhalili ani v jednom ze směrů, v období pokrizovém se nám však již vztahy objevují. Ve směru od indexu RTSI k ruskému HDP bylo působení ve smyslu Grangerovy kauzality identifikováno jak pro zpoždění o 1, tak 2 čtvrtletí, ale v případě zpoždění o 2 čtvrtletí bylo odhaleno působení také ve směru od ruského HDP k indexu RTSI, tedy obousměrná kauzalita. Pokud se však podíváme na výsledky při využití druhých logaritmických diferencí, tak v předkrizovém období zde bylo působení ve smyslu Grangerovy kauzality pozorováno pouze při využití zpoždění o 2 čtvrtletí ve směru od ruského HDP k indexu RTSI, v pokrizovém období se ale výsledky při využití zpoždění jak o 1, tak 2 čtvrtletí shodují na zcela jiném směru a indikují působení od indexu RTSI k ruskému HDP. Abychom však mohli z těchto výsledků vyvodit nějaký závěr, je třeba se podívat, kdy se využití prvních a druhých logaritmických diferencí shoduje a tím nám indikuje, že výsledky pro první logaritmické diference nejsou ovlivněny tím, že ruské HDP ještě při této úpravě časové řady nebylo stacionární. V předkrizovém období lze pouze s jistotou říci, že při využití zpoždění o 1 čtvrtletí není pozorováno žádné působení ve smyslu Grangerovy kauzality a při využití zpoždění o 2 čtvrtletí pak není toto působení pozorováno ve směru od indexu RTSI k ruskému HDP. Co se týká období pokrizového, tak lze potvrdit, že při využití zpoždění o 1 i 2 čtvrtletí je identifikováno působení ve smyslu Grangerovy kauzality ve směru od akciového indexu RTSI k ruskému HDP.

Pokud nyní přihlídneme k výsledkům, které jsou optimální vzhledem k výběru zpoždění, tak tady byly stejné výsledky pro předkrizové i pokrizové období pozorovány pro eurozónu, Velkou Británii a USA. V případě posledních dvou zmiňovaných byly oba výsledky negativní. Nebylo tedy odhaleno působení ve smyslu Grangerovy kauzality ani v jednom ze směrů. Rozdíl byl pouze v optimální volbě zpoždění, protože zatímco pro Velkou Británii bylo jako optimální zvoleno

zpoždění o 2 čtvrtletí, pro USA o 1 čtvrtletí. Co se týká eurozóny, tak tady bylo při zpoždění o 1 čtvrtletí identifikováno působení ve smyslu Grangerovy kauzality od indexu Dow Jones EURO STOXX 50 k HDP eurozóny. Ve zbylých výsledcích má mírnou převahu situace, kdy v předkrizovém období Grangerova kauzalita potvrzena byla a v pokrizovém ji již nepozorujeme. Konkrétně se jedná o státy Francie, Japonsko, Itálie a Rusko (druhé logaritmické diference). V případě prvních tří zmíněných bylo v předkrizovém období odhaleno působení od indexu daného státu k jeho HDP. V pokrizovém období se však tento vztah vytratil. Zatímco u Francie bylo v obou obdobích jako ideální zpoždění zvoleno zpoždění o 2 čtvrtletí, u zbylých 2 států bylo v předkrizovém období označeno za ideální zpoždění o 2 čtvrtletí, zatímco v pokrizovém už pouze o 1 čtvrtletí. Co se týká Ruska (druhé logaritmické diference), tak tam došlo k výměně výsledků z jednotlivých období. Zatímco v předkrizovém období byla Grangerova kauzalita identifikována ve směru od ruského HDP k indexu RTSI v pokrizovém období je tomu již naopak, a to v obou případech při využití zpoždění o 2 čtvrtletí. U ostatních států došlo vždy k situaci, kdy v předkrizovém období Grangerova kauzalita pozorována nebyla, ale v pokrizovém již ano. Jedná se o státy Kanada, Německo a Rusko (první logaritmické diference). V případě Kanady a Německa bylo pak působení ve smyslu Grangerovy kauzality identifikováno ve směru od akciových indexů daných států (S&P/TSX 60, DAX) k HDP daných států, a to při využití zpoždění o 1 čtvrtletí. V případě Ruska pak bylo v předkrizovém období působení ve smyslu Grangerovy kauzality v jakémkoliv směru vyloučeno, a to při optimálním využití zpoždění o 1 čtvrtletí, zatímco v pokrizovém období již bylo v obou směrech identifikováno a bylo tak dosaženo obousměrné kauzality, a to při využití zpoždění o 2 čtvrtletí. Nicméně musíme v tomto případě opět přihlédnout k výše zmíněné potřebné shodě výsledků z obou variant úpravy dat, a tím pádem lze pouze potvrdit, že v pokrizovém období, kde se jako optimální jeví zpoždění o 2 čtvrtletí, působí ve smyslu Grangerovy kauzality akciový index RTSI na ruské HDP.

#### 4.3.5 Výsledky podpurných testů

Vzhledem k tomu, že jedním z již zmíněných předpokladů Grangerovy kauzality je sériová nezávislost, bylo třeba otestovat rezidua rovnic všech VAR modelů na tuto skutečnost. Test byl proveden v prvním kroku pomocí Portmanteau statistiky na 5% hladině významnosti, stejně jako všechny následné testy modelů VAR. Výsledky pro celé sledované období, předkrizové období a pokrizové období jsou součástí přílohy K.

Pro celé sledované období byla v mnoha modelech identifikována sériová autokorelace reziduí. Pro problémové časové řady byly následně vyhotoveny z obou rovnic i vzájemné korelogramy reziduí. Na základě těchto korelogramů bylo zjištěno, že v daných časových řadách hraje velmi významnou roli zlom, který byl posléze rozpoznán, a na jehož základě byly časové řady rozděleny na 2 dílčí úseky. Vliv tohoto zlomu je pak tak silný, že dané časové řady vykazují sériovou korelaci reziduí. Tím bylo také potvrzeno, že rozdělení časových řad na 2 samostatné úseky bylo správné.

V tabulce, která se věnuje již samostatně pouze období předkrizovému, hodnoty nabývají podstatně jiných hodnot, a problém zde byl prostřednictvím testu sériové korelace odhalen pouze ve 2 případech, a to v případě využití zpoždění o 2 čtvrtletí pro Itálii a zpoždění o 1 čtvrtletí pro Japonsko. V těchto případech byly opět vyhotoveny vzájemné korelogramy reziduí a na základě nich bylo vyhodnoceno, že ani v případě Itálie, ani Japonska zde sériová korelace identifikována není, což můžeme pozorovat na korelogramech v příloze N.

Výsledky sériové korelace v pokrizovém období byly velmi podobné těm z období předkrizového. Opět zde ve 2 případech test odhalil přítomnost sériové korelace, a to konkrétně v případě využití zpoždění o 2 čtvrtletí v případě Velké Británie a také Ruska (první logaritmické diference). I v tomto případě byly vyhotoveny vzájemné korelogramy reziduí. Zde již problém pozorován byl a můžeme ho vidět na korelogramech v příloze O. Nicméně se zřejmě jedná opět o vliv nějakého jiného menšího zlomu v těchto časových řadách, který způsobuje, že se zde vyskytuje sériová korelace. Tato domněnka pak byla potvrzena také provedením QLR testu na časových řadách daných států pro pokrizové období. V případě Velké Británie vyšel zlom u časové řady britského HDP v 1. čtvrtletí roku 2013, u FTSE 100 potom v 3. čtvrtletí roku 2011. Pro Rusko (první logaritmické diference) pak byl zlom detekován v případě ruského HDP v 1. čtvrtletí roku 2014 a u indexu RTSI potom stejně jako v případě FTSE 100 v 3. čtvrtletí roku 2013.

Dále byly dané VAR modely testovány na přítomnost heteroskedasticity, a to pomocí ARCH testu, jehož výsledky jsou součástí přílohy L. Zde vyšly výsledky velmi podobné těm při testování sériové korelace. Je to logické, neboť tento test je stejně jako test sériové korelace ovlivněn, při testování podmíněné homoskedasticity pro celé sledované období, zlomem, který se zde nachází a v důsledku kterého byly dané časové řady následně rozděleny na 2 dílčí období. Navíc je tady ještě jeden důvod, proč dané řady vykazují podmíněnou heteroskedasticitu, a tím důvodem je rozkolísání jejich hodnot v počátcích finanční krize a následné zklidnění v období pokrizovém. To můžeme také potvrdit, neboť při testování podmíněné homoskedasticity, zvláště pro předkrizové období a pokrizové období, se již vyskytuje pouze výjimečně. Přítomnost podmíněné heteroskedasticity by však na výsledky VAR modelů neměla mít větší vliv.

Posledním podpůrným testem, který byl proveden pro vytvořené VAR modely, byl test normality. Ta je testována pomocí Doornik-Hansenova testu vícerozměrné normality a její výsledky jsou součástí přílohy M. Na základě výsledků můžeme konstatovat, že rezidua víceméně nemají ani v celém sledovaném období ani v období pokrizovém normální rozdělení, období předkrizové je na tom o něco málo lépe, tady převládá normální rozdělení reziduí. Nicméně to, že rezidua nemají normální charakter, může negativně ovlivnit výsledky některých testů. To, co by se nám mohlo zdát jako nevýznamné, významné být může a naopak. Abychom odhadli tento vliv na výsledky, je třeba se podívat u daných časových řad na hodnoty F-testů modelů a t-testy proměnných v nich použitých, a to zejména na modely při zpoždění, které bylo funkcí „VAR výběr zpožděných proměnných“ označeno jako nejvhodnější. Ve většině případů byl ve vybraných VAR modelech vždy problém

s druhou rovnicí, tedy s rovnicí, dle které bylo rozhodováno o působení ve smyslu Grangerovy kauzality ve směru od HDP k danému akciovému indexu. U první rovnice, která se zabývala vztahem ve směru od indexu k HDP, byl problém objeven jen výjimečně. Lze tedy konstatovat, že u modelů, kde byly F-testy a t-testy ovlivněny, mohlo zároveň dojít také k ovlivnění i ostatních výsledků.

#### **4.4 Srovnání výsledků korelační analýzy a Grangerovy kauzality**

V následující kapitole budou porovnány výsledky, které jsme očekávali na základě korelační analýzy a kterých bylo dosaženo pomocí testování Grangerovy kauzality prostřednictvím VAR modelů. U výsledků Grangerovy kauzality se budeme vždy dívat na výsledky, které jsou optimální z hlediska volby zpoždění na základě funkce „VAR výběr zpožděných proměnných.“

##### **4.4.1 Srovnání výsledků pro celé sledované období**

Pokud se podíváme na výsledky korelační analýzy a Grangerovy kauzality pro celé sledované období, tak zde nalezneme jak výsledky, které se zcela shodují, tak i ty, které se zcela rozcházejí. Státy, u kterých bylo dosaženo v rámci těchto dvou přístupů shodných výsledků, jsou Kanada, eurozóna, Německo a Itálie. U těchto států bylo nejvyšších hodnot korelačního koeficientu dosaženo při nezpožděných hodnotách HDP a zpožděných hodnotách daných akciových indexů o 1 čtvrtletí a stejně bylo působení ve smyslu Grangerovy kauzality pozorováno ve směru od akciových indexů k HDP daného státu při využití zpoždění o 1 čtvrtletí. Všechny hodnoty získaných korelačních koeficientů se navíc pohybovaly v rozmezí 0,5–0,7, které značí středně silnou pozitivní korelaci.

Dále se zde objevují státy, u kterých je výrok o shodě či neshodě výsledků obou přístupů těžko stanovitelný. Jedná se o Velkou Británii a Japonsko. V případě Velké Británie bylo nejvyšší hodnoty korelačního koeficientu (0,5456) dosaženo při nezpožděných hodnotách obou proměnných. Výsledky Grangerovy kauzality, pak na rozdíl od korelační analýzy odkazovaly na zpoždění o 1 čtvrtletí a neodhalily ani v jednom ze směrů žádný vztah. Z toho tedy lze usuzovat buď, že jako nejlepší se opravdu jeví nezpožděné hodnoty obou proměnných a tudíž, že se britské HDP a index FTSE 100 pohybují vždy stejným směrem, nebo pokud se podíváme na hodnotu korelačního koeficientu pro zpožděný index FTSE 100 při nezpožděných hodnotách HDP tak zjistíme, že jeho hodnota je 2. nejvyšší (0,5181), a tím pádem by správným výsledkem mohl být i ten, který byl vykázan v rámci Grangerova testu kauzality. Více pravděpodobná je přitom druhá varianta. U Japonska bylo v rámci korelační analýzy také dosaženo nejvyšší hodnoty korelačního koeficientu (0,3988) při nezpožděných hodnotách obou proměnných. V případě Grangerovy kauzality nám pak vyšlo jako významné působení ve směru od akciového indexu Nikkei 225 k japonskému HDP, a to při využití zpoždění o 1 čtvrtletí. Vzhledem k tomu, že korelační koeficient byl v případě zpožděné hodnoty akciového indexu o 1 čtvrtletí a nezpožděné hodnoty HDP jen nepatrně nižší



(0,3973) než pro nejlepší variantu při nezpožděných hodnotách obou proměnných, tak i v tomto případě lze říci, že výsledky jsou shodné.

U ostatních států již výrok o shodě použít nelze. U Francie bylo nejvyšší hodnoty korelačního koeficientu dosaženo při nezpožděných hodnotách HDP a zpoždění indexu CAC 40, a to o 1 čtvrtletí. Grangerova kauzalita pak sice zachovala směr a odkazovala nás tak na působení ve směru od akciového indexu k francouzskému HDP, ale již při využití zpoždění o 2 čtvrtletí. Tento případ ale v rámci korelační analýzy dosahoval až třetí nejvyšší hodnoty korelačního koeficientu, stále však nad hranicí nepatrné korelace. Stejně na tom bylo i Rusko (druhé logaritmické difference) s tím rozdílem, že tady byla tatáž varianta korelačního koeficientu na úrovni označené jako nepatrná korelace. Výsledky druhé možné varianty úpravy dat pro Rusko (prvních logaritmické difference) také odkazovaly dle korelační analýzy na nezpožděné hodnoty ruského HDP a zpoždění indexu RTSI o 1 čtvrtletí, ale v rámci Grangerovy kauzality bylo působení odhaleno při využití zpoždění až o 2 čtvrtletí, a to navíc v obou směrech, tedy i od zpožděných hodnot ruského HDP k indexu RTSI. Pokud se ale pro uvedené situace podíváme na korelační koeficienty, zjistíme, že pro zpožděné hodnoty RTSI o 2 čtvrtletí sice ještě korelační koeficient dosahuje 2. nejvyšší hodnoty, ale pro to samé zpoždění ze strany ruského HDP se dostáváme až do záporných hodnot nepatrné korelace. V případě USA pak shodu zamítáme proto, že nejvyšší hodnoty korelačního koeficientu bylo dosaženo při nezpožděných hodnotách obou proměnných, a to při středně silné pozitivní korelaci, ale Grangerův test kauzality odhalil působení ve směru od indexu S&P 500 k HDP USA při využití zpoždění o 1 čtvrtletí. Pokud se však podíváme na tuto situaci z hlediska hodnoty daného korelačního koeficientu, tak se dostáváme do oblasti pouze slabé pozitivní korelace.

#### 4.4.2 Srovnání výsledků pro období předkrizové

V předkrizovém období se objevuje pouze jediná situace, kde můžeme s jistotou říci, že se výsledky korelační analýzy a Grangerova testu kauzality shodují, a to v případě Ruska (druhé logaritmické difference). Korelační analýza a stejně tak i Grangerova kauzalita identifikovaly jako nejvhodnější zpoždění o 2 čtvrtletí, a to ve směru od ruského HDP k indexu RTSI.

Vyskytuje se zde však mnoho situací, kdy při přihlédnutí k některým okolnostem lze o shodě obou přístupů usuzovat. Jedná se například o výsledky pro eurozónu. Korelační koeficient nás sice odkazuje na zpoždění indexu Dow Jones EURO STOXX 50 o 2 čtvrtletí při nezpožděné hodnotě HDP, ale Grangerův test kauzality nás směřuje pouze ke zpoždění o 1 čtvrtletí, i když ve stejném směru. Pokud se však podíváme na hodnotu korelačního koeficientu při zpoždění indexu o 1 čtvrtletí, tak zjistíme, že rozdíl mezi jeho hodnotou a hodnotou nejvyšší je velmi malý, a tudíž zde lze usuzovat o shodě korelační analýzy s Grangerovým testem kauzality. Výsledky pro Itálii jsou na tom se závěry velmi podobně. Nejvyšší hodnoty korelačního koeficientu bylo dosaženo pro situaci nezpožděného indexu FTSE MIB a zpožděné hodnoty italského HDP o 1 čtvrtletí (0,5380), Grangerův test kauzality však identifikoval vztah ve směru od FTSE MIB k HDP, a to při zpoždění o 2 čtvrtle-

tí. Pokud se však pro tuto situaci podíváme na hodnotu korelačního koeficientu, zjistíme, že dosahuje hodnoty velmi blízké té nejvyšší (0,5181). Proto zde lze opět usuzovat o shodě s Grangerovým testem kauzality. V případě Velké Británie nás korelační koeficient odkazuje stejným směrem jako v případě eurozóny, tedy k zpožděnému indexu FTSE 100 o 2 čtvrtletí při nezpožděném HDP, ale Grangerův test kauzality, který rovněž jako nejvhodnější využívá zpoždění o 2 čtvrtletí, neidentifikoval působení ani v jednom ze směrů. Při bližším pohledu na výsledky Grangerova testu kauzality však zjistíme, že ve směru od indexu FTSE 100 k britskému HDP při využití zpoždění o 2 čtvrtletí se výsledek testu pohybuje nepatrně nad hranicí 0,05, konkrétně na hodnotě 0,0548. To nás opět navádí k myšlence, že by se zde pravděpodobně o tento vztah jednat mohlo.

Pro Kanadu, USA a Rusko (první logaritmické difference) jsou vyvozené výsledky velmi podobné. U Kanady se oba přístupy shodují na využití zpoždění o 1 čtvrtletí. Ale zatímco korelační koeficient dosahuje nejvyšší hodnoty při zpožděných hodnotách indexu S&P/TSX 60 a nezpožděných hodnotách kanadského HDP, Grangerova kauzalita neodhalila působení ani v jednom ze směrů. Pokud se ale podíváme na hodnoty korelačních koeficientů pro jednotlivé varianty, dosahují všechny nepatrné korelace a rozdíl mezi nezpožděnými hodnotami obou proměnných a variantou s nejvyšší hodnotou koeficientu je velmi malý. Z toho lze usuzovat, že by zde možná žádné zpoždění být nemělo, což podporuje i fakt, že i při využití zpoždění o 2 čtvrtletí nebylo identifikováno žádné působení ve smyslu Grangerovy kauzality. USA jsou na tom s výsledky velmi podobně s tím rozdílem, že tady nás korelační koeficient rovnou odkazuje na nezpožděné hodnoty obou proměnných, kde je dosahováno nejvyšší úrovně korelačního koeficientu, stejně tak i u Ruska (první logaritmické difference).

S negativním výsledkem o shodě výsledků korelační analýzy a Grangerovy kauzality se v tomto období setkáme u Francie, kde by dle korelačního koeficientu (0,7156) mělo být využito zpoždění indexu CAC 40 o 1 čtvrtletí při nezpožděných hodnotách francouzského HDP, ale Grangerův test kauzality nám říká, že zpoždění by mělo být o 2 čtvrtletí ve stejném směru. Tady však o shodě rozhodnout nemůžeme z toho důvodu, že korelační koeficient pro zpoždění o 2 čtvrtletí je mnohem nižší (0,4659) a přesouváme se tak ze silné pozitivní korelace do slabé pozitivní korelace. Stejně tak v případě Německa o shodě nelze hovořit, protože zatímco korelační koeficient odkazuje se svou hodnotou na využití zpoždění indexu DAX o 1 čtvrtletí při nezpožděné hodnotě německého HDP, Grangerův test kauzality indikoval, že při tomto zpoždění zde žádný vzájemný vztah není. Pro Japonsko musíme shodu výsledků také zamítnout, neboť oba výsledky sice odkazují na využití zpoždění o 2 čtvrtletí, ale ve zcela opačném směru. Korelační koeficient se přiklání ke zpoždění HDP, zatímco Grangerův test kauzality k indexu. Přihlédnutí ke korelačnímu koeficientu nám v tomto případě nepomůže, protože i zde pozorujeme rozdílné výsledky.

### 4.4.3 Srovnání výsledků pro období pokrízové

Výsledky korelační analýzy a Grangerovy kauzality jsou pro pokrízové období již mnohem více podobné a ve 3 případech dokonce shodné. Jedná se o Kanadu, eurozónu a Německo. Ve všech třech případech bylo nejvyšší hodnoty korelačního koeficientu dosaženo pro zpoždění indexu daného státu o 1 čtvrtletí a nezpožděných hodnot k němu patřícího HDP a zároveň bylo Grangerovou kauzalitou identifikováno působení ve směru od akciového indexu k HDP při již zmíněném zpoždění o 1 čtvrtletí.

V případě Francie a Velké Británie se výsledky také víceméně shodují, ale tady už rozhodnutí o shodě není tak jednoznačné. U obou zemí dosáhl korelační koeficient nejvyšších hodnot při nezpožděných hodnotách HDP i indexů. Při testování Grangerovy kauzality pak nebylo při optimálním zpoždění o 2 čtvrtletí odhaleno působení ani v jednom směru, a to ani v případě zpoždění pouze o 1 čtvrtletí. Druhým nejvyšším korelačním koeficientem v obou maticích byly zpožděné hodnoty indexů o 1 čtvrtletí při nezpožděných hodnotách HDP, ale tyto se nepotvrdily v rámci testování Grangerovy kauzality. Proto se jako optimální jeví možnost, že zde žádné zpoždění potřebné není a spíše se tak potvrzují výsledky korelační analýzy. Podobné výsledky pak vyplynuly i z porovnání korelační analýzy a Grangerovy kauzality pro Japonsko a USA s tím rozdílem, že tady bylo jako optimální pro Grangerovu kauzalitu stanoveno zpoždění o 1 čtvrtletí. Závěry jsou však stejné. Je možné, že zde není potřeba žádné zpoždění a pohyby akciových indexů i HDP jsou stejné a mění se pouze v závislosti na čase. U Itálie jsou opět závěry stejné, ale výsledky poněkud jiné. Nejvyšší hodnoty korelačního koeficientu bylo dosaženo pro zpoždění indexu FTSE MIB o 1 čtvrtletí a nezpožděných hodnotách italského HDP, Grangerova kauzalita pak také pracovala se zpožděním o 1 čtvrtletí, ale neodhalila zde žádné významné působení v kterémkoliv směru. To nebylo odhaleno ani v případě zpoždění o 2 čtvrtletí. Vzhledem k tomu, že hodnota korelačního koeficientu se při nezpožděných hodnotách obou proměnných pohybuje na úrovni velmi blízké hodnotě nejvyšší, opět je zde možnost, že zde žádné zpoždění být nemá.

Pro Rusko (první logaritmické diference) by dle korelačního koeficientu mělo být nejlepších výsledků dosaženo při nezpožděných hodnotách ruského HDP a zpožděného indexu RTSI o 1 čtvrtletí. Grangerův test však odhalil kauzalitu obousměrnou, a to dokonce až při využití zpoždění o 2 čtvrtletí. Korelační koeficienty jsou však v tomto případě velmi nízké a co se týká jiných znaků, které by mohly naznačovat shodu výsledků korelační analýzy a Grangerovy kauzality, tak ty zde také nenalzáme. Proto musíme v tomto případě shodu výsledků obou přístupů zcela odmítnout. Co se týká úpravy časových řad v podobě druhých logaritmických diferencí pro Rusko, tak zde bylo jako optimální stanoveno pro Grangerův test kauzality zpoždění o 2 čtvrtletí. Při tomto zpoždění zde bylo odhaleno působení ve smyslu Grangerovy kauzality od indexu RTSI k ruskému HDP. Hodnota korelačního koeficientu pak sice byla nejvyšší při zpoždění indexu RTSI, ale pouze o 1 čtvrtletí. Směr se tedy shoduje. Pokud se podíváme na to, jaké významnější korelace se pro tuto úpravu vyskytují v korelační matici, tak zjistíme, že se už jedná

pouze o situaci nezpožděných hodnot indexu RTSI a zpožděných hodnot ruského HDP o 1 čtvrtletí, kde se pohybujeme v pásmu středně silné pozitivní korelace. V ostatních případech lze pozorovat již pouze nepatrné korelace. Ale pokud se podíváme na výsledky Grangerova testu kauzality pro zpoždění pouze o 1 čtvrtletí, můžeme tady také pozorovat významné působení ve směru od indexu RTSI k ruskému HDP. Je tedy možné, že by bylo lepší využít zpoždění o 1 čtvrtletí, což je ale v rozporu s výsledky funkce „VAR výběr zpožděných proměnných,“ která nás, jak již bylo řečeno, odkazovala na zpoždění o 2 čtvrtletí.

## 5 Diskuze a závěr

Výsledky této diplomové práce se přiklánějí k závěrům práce Binswagera (2000, 2003), který odhalil přerušení kauzálního vztahu mezi akciovými indexy a HDP v USA po nástupu boomu z 80. a 90. let 20. století. V případě států G7, na kterých chtěl toto tvrzení dokázat i pro ostatní nejvyspělejší státy světa, se však výsledky s diplomovou prací rozcházejí. Pro Japonsko, Kanadu a USA, kde Binswanger konstatoval přerušení vztahu, tato práce totiž odhalila v celém sledovaném období přítomnost kauzálního vztahu ve směru od akciového indexu k HDP. Pro ostatní státy, kde podle něj k přerušení vztahu nedošlo, platí, že s výjimkou Velké Británie toto tvrzení podporuje i tato diplomová práce.

S prací Čalina (2015) se výsledky této diplomové práce také rozcházejí. Ten vztah mezi akciovými trhy a HDP popírá pro Francii a Itálii, což je v rozporu s výsledky této práce, ale naopak jej potvrzuje pro Německo v souladu s výsledky této práce v rámci celého sledovaného období.

Plíhal (2016) rovněž vztah mezi německým akciovým indexem DAX a průmyslovou produkcí (jako alternativou HDP) potvrzuje. Ale zatímco Plíhal volil zpoždění 15 měsíců, tato diplomová práce vztah identifikovala při zpoždění pouze o 1 čtvrtletí, tj. 3 měsíce. Rozdíl v délce zpoždění může být dán právě využitím průmyslové produkce místo HDP nebo také rozdílností frekvence zkoumaných dat. Zatímco Plíhal využíval měsíční data, tato práce pracovala s daty čtvrtletními.

Německu spolu s USA, Japonskem a eurozónou se pak ve své práci věnovala také Krchnivá (2016), jejíž výsledky můžeme s našimi porovnávat opět na úrovni celého sledovaného období. Pro všechny zmíněné státy s výjimkou USA se pak výsledky shodují s touto diplomovou prací v tom, že akciové indexy daného státu působí na jeho HDP, a to i při stejném zpoždění o 1 čtvrtletí. Pro USA identifikovala Krchnivá také směr od HDP k indexu DJIA, ale ten už nebyl v této práci potvrzen. Stejných výsledků ve smyslu směru vztahu mezi proměnnými jako Krchnivá dospěla ve své práci věnující se USA také Roxana (2015), i když pomocí jiného přístupu ke zkoumání daného vztahu.

S výsledky celého sledovaného období lze porovnat také práci Kajurové a Rozmahela (2016), kteří se zaměřili výhradně na státy eurozóny a odhalili jak v dlouhém, tak krátkém období vztah od ekonomického růstu k akciovému trhu, což ale nepotvrzuje tato diplomová práce, která odhalila vztah přesně opačný, a to ve směru od akciového indexu Dow Jones EURO STOXX 50 k HDP eurozóny. Zde mohou být zdrojem odlišností výsledků rozdílné metody, které byly použity.

To, že v této diplomové práci nebyla odhalena žádná kauzalita v případě Velké Británie a pouze v jednom případě u USA, může souviset s tvrzením práce Choudhryho, Papadimitrioua a Shabiho (2016), kteří odhalili těsný lineární vztah mezi USA a Velkou Británií v rámci jejich vícerozměrné analýzy. Kromě toho se zabývali i jednorozměrnou lineární analýzou mezi volatilitou akciového trhu a hospodářským cyklem, kterou pro účely porovnání s výsledky této práce můžeme opět ztotožnit s celým sledovaným obdobím. Výsledky pro Kanadu a USA v jejich práci odhalily obousměrnou kauzalitu, ale tato diplomová práce potvrzuje

pouze směr od akciového indexu k HDP. V případě Japonska pak odhalily směr od hospodářského cyklu k volatilitě akciového trhu, zatímco tato práce ve směru zcela opačném. Pro Velkou Británii pak byla identifikována kauzalita obousměrná, zatímco tato diplomová práce neodhalila kauzalitu ani v jednom ze směrů.

Co se týká výsledků pro období předkrizové, tak např. Čalin (2016), jehož výsledky zde již prezentovány byly v souvislosti s celým sledovaným obdobím, rozdělil rovněž data na období předkrizové a pokrizové a zlom identifikoval ve stejném bodě jako tato diplomová práce, a to ve 3. čtvrtletí 2008, konkrétně v září tohoto roku. V těchto dílčích obdobích opět zamítl jakýkoliv vztah mezi akciovým trhem a HDP, a to i v případě Německa, kde jej při testování celého sledované období potvrzoval. Tato diplomová práce však některé vztahy potvrzuje, a to v předkrizovém období pro Francii a Itálii a v pokrizovém pro již zmíněné Německo, a to vždy ve směru od akciového indexu k HDP.

Duca (2007) naopak vztah mezi akciovým indexem a k němu patřícímu HDP potvrzuje pro všechny jím zkoumané státy (USA, Japonsko, Velká Británie, Francie) s výjimkou Německa ve směru od akciového indexu k HDP. Vzhledem k tomu, že zkoumal poměrně dlouhou časovou řadu od roku 1950 do roku 2005, lze se v této diplomové práci identifikovat jedině s výsledky pro předkrizové období. V tom případě se výsledky rozcházejí pro Francii a Japonsko, což může být způsobeno právě volenou délkou časové řady. V čem se práce shodují, je, že ani v jednom ze států nenalezly kauzalitu ve směru od HDP k akciovým indexům.

Pokud se podíváme na výsledky pro Německo u některých dalších autorů, tak například Adamopoulos (2010) odhalil, na rozdíl od jiných zde uvedených autorů, kauzalitu ve směru od akciového trhu k ekonomickému růstu. Opět můžeme vzhledem k jeho zvolené délce časové řady porovnávat pouze s předkrizovým obdobím této diplomové práce, kde nebyla pro Německo odhalena kauzalita ani v jednom ze směrů. Adamopoulos navíc volil zpoždění 3 roky, zatímco tato práce pracuje se zpožděním maximálně 2 čtvrtletí, tj. půl roku, což může být právě příčinou rozdílnost výsledků s touto diplomovou prací.

Pozitivní výsledky ve směru vztahu od akciového trhu k ekonomickému růstu u Francie a Velké Británie ve své práci prezentuje Boubakari a Jin (2010). Zatímco v případě Francie se výsledek ztotožňuje s touto diplomovou prací pro období předkrizové, které je s prací Boubakariho a Jina srovnatelné, u Velké Británie tomu již tak není. V obou případech využila tato diplomová práce pak zpoždění o 2 čtvrtletí, zatímco Boubakari a Jin použili zpoždění o čtvrtletí 3.

Choudhry, Papadimitriou a Shabi (2016), jejichž výsledky byly uvedeny již v souvislosti s celým sledovaným obdobím, od tohoto období rovněž oddělili období předkrizové, které následně zkoumali zvlášť a které pro ně představovala data do června 2007. Pro toto období se jejich výsledky s touto diplomovou prací odlišují ještě více než pro celé sledované období. V případě Kanady, Velké Británie a USA nebyla v této diplomové práci identifikována kauzalita ani v jednom ze směrů, ale v jejich práci byla v případě prvních dvou zmíněných identifikována kauzalita obousměrná a v případě USA poté pouze jednosměrná, a to od volatility akciového trhu k hospodářskému cyklu. Naopak tato diplomová práce odhalila v případě

Japonska kauzalitu ve směru od akciového indexu k HDP, zatímco jejich práce neodhalila kauzalitu žádnou. Je však třeba také znovu dodat, že ve své práci pracovali se zpožděním v rozsahu od 1-12 měsíců. Rozdílnost výsledků tak může být nejen ve zvoleném zpoždění, ale také v délce sledovaného období, které je v případě jejich práce, jak již bylo zmíněno, mnohem delší.

Výsledky pouze pro USA nám poskytuje práce od Forestiho (2006), která nám je umožňuje porovnávat s výsledky této diplomové práce pro předkrizové období. Ve své práci tak Foresti odhalil obousměrnou kauzalitu, a to při zpoždění o 2 čtvrtletí, což výsledky této práce nepotvrzují, a to ani pro zpoždění o 1 čtvrtletí.

Hlavní hypotézou této diplomové práce bylo, že akciové indexy předbíhají vývoj HDP dané země. Tato hypotéza byla potvrzena při využití Grangerova testu kauzality a optimálního zpoždění pro Kanadu, eurozónu, Německo, Itálii, Japonsko a USA při zpoždění o 1 čtvrtletí, Francii a Rusko při zpoždění o 2 čtvrtletí, a to při zkoumání celého sledovaného období, tedy 1Q:2003 – 3Q:2015. Dále pro eurozónu při zpoždění o 1 čtvrtletí, Francii, Itálii a Japonsko při zpoždění o 2 čtvrtletí v předkrizovém období, tedy 1Q:2003 – 3Q:2008, a nakonec pro Kanadu, eurozónu a Německo při zpoždění o 1 čtvrtletí a Rusko při zpoždění o 2 čtvrtletí v pokrizovém období, tedy 4Q:2008 – 3Q:2015. Obousměrná kauzalita nebyla potvrzena ani v jednom případě, totéž platí pro směr od HDP k akciovým indexům.

Dále můžeme pozorovat, že zatímco v případě testování dat celého sledovaného období byla kauzalita prokázána v 8 z 9 případů, jedinou výjimku tvoří výsledky pro Velkou Británii, v předkrizovém období už pouze ve 4 z 9 případů, stejně tak v období pokrizovém. Jediným státem, u kterého ani v jednom z testovaných období nebyla kauzalita ve směru od akciového indexu k HDP zaznamenána, je již zmiňovaná Velká Británie. Převažujícím zpožděním je pak ve všech zkoumaných obdobích zpoždění o 1 čtvrtletí. Zpoždění o 2 čtvrtletí nalezneme jen v 6 případech, zatímco o 1 čtvrtletí v 10 případech.

Vliv krize na vztah mezi proměnnými pak lze popsat následovně: na vztah mezi akciovými indexy a HDP neměla krize vliv v případě eurozóny, vztah se však v pokrizovém období oproti předkrizovému ztrácí v případě Francie, Itálie a Japonska. Naopak se objevuje v případě Kanady, Německa a Ruska, kde v předkrizovém období nebyl identifikován. Pokud se však podíváme na obě období a státy, pro které byla kauzalita pozorována, tak seznam těchto států odpovídá těm, kde bylo působení ve smyslu Grangerovy kauzality identifikováno v celém sledovaném období. Jedinou výjimku tvoří USA, kde sice při zkoumání celého sledovaného období kauzalita odhalena byla, ale v dílčích obdobích už nikoliv.

Závěrem je třeba říci, že to, zda je kauzalita prokázána či nikoliv velmi závisí na frekvenci zkoumaných dat, kde se mnoho autorů přiklání k tomu, že by se mělo jednat o data čtvrtletní, dále na výběru ukazatele, který reprezentuje ekonomickou aktivitu dané země, ať už se jedná o HDP, index průmyslové produkce, či některý z alternativních ukazatelů, a také na délce zkoumané časové řady. Všechny tyto veličiny mají vliv na to, v jakém směru je kauzalita prokázána a zda vůbec prokázána je. Najít jejich ideální kombinaci je pak předmětem mnoha diskuzí.

## 6 Literatura

- ARLT, JOSEF A MARKÉTA ARLTOVÁ, 2003. *Finanční časové řady: [vlastnosti, metody modelování, příklady a aplikace]*. Praha: Grada. ISBN 80-247-0330-0.
- ARLT, JOSEF A MARKÉTA ARLTOVÁ, 2009. *Ekonomické časové řady*. Praha: Professional Publishing. ISBN 978-80-86946-85-6.
- CIPRA, TOMÁŠ, 2013. *Finanční ekonometrie*. 2., upr. vyd. Praha: Ekopress. ISBN 978-80-86929-93-4.
- FISCHER, JAN, 2005. *Problémy měření HDP*. In: Měříme správně HDP?. Praha: CEP - Centrum pro ekonomiku a politiku, s. 11-20. ISBN 80-86547-42-6.
- GUJARATI, DAMODAR N, 2003. *Basic econometrics*. 4th ed. Boston: McGraw Hill, c2003. ISBN 0-07-112342-3.
- HARTMAN, ONDŘEJ, 2013. *Začínáme na burze: jak uspět při obchodování na finančních trzích – akcie, komodity a forex*. Brno: BizBooks. ISBN 978-80-265-0033-9.
- HINDLS, RICHARD, STANISLAVA HRONOVÁ A JAN SEGER, 2003. *Statistika pro ekonomy*. 3. vyd. Praha: Professional Publishing. ISBN 80-86419-34-7.
- HLADÍK, RENÉ, 2012. *Trhy cenných papírů: (akcie a dluhopisy)*. 3., opr. a dopl. vyd. Ústí n. L. [i. e. nad Labem]: Reneco. ISBN 978-80-86563-40-4.
- HRONOVÁ, STANISLAVA A RICHARD HINDLS, 2000. *Národní účetnictví: koncept a analýzy*. V Praze: C. H. Beck. Beckovy ekonomické učebnice. ISBN 80-7179-235-7.
- HRONOVÁ, STANISLAVA, 2009. *Národní účetnictví: nástroj popisu globální ekonomiky*. V Praze: C. H. Beck. Beckova edice ekonomie. ISBN 978-80-7400-153-6.
- HUŠEK, ROMAN, 2007. *Ekonometrická analýza*. Praha: Oeconomica. ISBN 978-80-245-1300-3.
- JÍLEK, JOSEF, 2009. *Akciové trhy a investování*. Praha: Grada. Finanční trhy a instituce. ISBN 978-80-247-2963-3.
- JUREČKA, VÁCLAV, 2013. *Makroekonomie*. 2., aktualiz. vyd. Praha: Grada. Expert (Grada). ISBN 978-80-247-4386-8.
- KLÍMA, JAN, 2006. *Makroekonomie*. Praha: Alfa Publishing. ISBN 80-865-7529-2.
- LIŠKA, VÁCLAV A JAN GAZDA, 2004. *Kapitálové trhy a kolektivní investování*. Praha: Professional Publishing. ISBN 80-86419-63-0.
- MRKVIČKA, JOSEF A JIŘÍ STROUHAL, 2009. *Manažerské finance*. Praha: Institut certifikace účetních. Vzdělávání účetních v ČR (Institut certifikace účetních). ISBN 978-80-86716-62-6.
- PAVLÁT, VLADISLAV, 2003. *Kapitálové trhy*. Praha: Professional Publishing, 2003. ISBN 80-86419-33-9.
- PAVLÁT, VLADISLAV, 2013. *Globální finanční trhy*. Praha: Vysoká škola finanční a správní. ISBN 978-80-7408-076-0.



- POLOUČEK, STANISLAV, 2009. *Peníze, banky, finanční trhy*. V Praze: C. H. Beck. Beckovy ekonomické učebnice. ISBN 978-80-7400-152-9.
- SALACHOVÁ, BOHUMILA, 2014. *Obchodní korporace a jejich přeměny: (právní, účetní a daňové aspekty)*. Ostrava: Key Publishing. Monografie (Key Publishing). ISBN 978-80-7418-220-4.
- SAMUELSON, PAUL ANTHONY A WILLIAM D. NORDHAUS, 2007. *Ekonomie: 18. vydání*. Přeložil Martin GREGOR. Praha: NS Svoboda. ISBN 978-80-205-0590-3.
- SIEGEL, JEREMY J, 2011. *Investice do akcií: běh na dlouhou trať*. Praha: Grada. Finance (Grada). ISBN 978-80-247-3860-4.
- SVOBODA, MARTIN, WERNER H. HEUSSINGER A CHRISTIAN W. RÖHL, 2006. *Asset guide: [přůvodce finančními indexy]*. Brno: Computer Press. ISBN 80-251-1284-5.
- REJNUŠ, OLDŘICH, 2014. *Finanční trhy*. 4., aktualiz. a rozš. vyd. Praha: Grada. Partners. ISBN 978-80-247-3671-6.
- TREGLER, KAREL, 2005. *Oceňování akciových trhů: metody měření správnosti ocenění*. Praha: C. H. Beck. C. H. Beck pro praxi. ISBN 80-7179-439-2.
- VESELÁ, JITKA, 2011. *Investování na kapitálových trzích*. 2., aktualiz. vyd. Praha: Wolters Kluwer Česká republika. ISBN 978-80-7357-647-9.
- Zákon č. 90/2012 Sb. o obchodních společnostech a družstvech (zákon o obchodních korporacích).

## Studie

- ADAMOPOULOS, ANTONIOS, 2010. *Stock Market and Economic Growth: An Empirical Analysis for Germany*. Business and Economics Journal [online]. [cit. 2017-02-20]. Dostupné z: [http://astonjournals.com/manuscripts/Vol2010/BEJ-1\\_Vol2010.pdf](http://astonjournals.com/manuscripts/Vol2010/BEJ-1_Vol2010.pdf)
- BINSWANGER, MATHIAS, 2000. *Stock returns and real activity: is there still a connection?* Applied Financial Economics [online]. 2000, 10(4), 379-387 [cit. 2017-02-20]. DOI: 10.1080/09603100050031507. ISSN 0960-3107. Dostupné z: <http://www.tandfonline.com/doi/abs/10.1080/09603100050031507>
- BINSWANGER, MATHIAS, 2003. *Stock returns and real activity in the G-7 countries: did the relationship change during the 1980s?* The Quarterly Review of Economics and Finance, 2003, 44(2), 237-252. Dostupné z: [http://www.mathias-binswanger.ch/inhalt/Artikel\\_in\\_Fachzeitschriften/quarterlyreview.pdf](http://www.mathias-binswanger.ch/inhalt/Artikel_in_Fachzeitschriften/quarterlyreview.pdf)
- BOUBAKARI, AKE A DEHUAN JIN, 2010. *The Role of Stock Market Development in Economic Growth: Evidence from Some Euronext Countries*. International Journal of Financial Research [online]. 2010, 1(1) [cit. 2017-02-21]. DOI: 10.5430/ijfr.v1n1p14. ISSN 1923-4031. Dostupné z: <http://www.sciedu.ca/journal/index.php/ijfr/article/download/70/32>
- ČÁLIN, ADRIAN CANTEMIR, 2015. *Connection of European Economic Growth with the Dynamics of Volatility of Stock Market Returns*. Financial Studies [online].

- 2015, 19(1), 53-66 [cit. 2017-03-01]. ISSN 20666071. Dostupné z: [ftp://www.ipe.ro/RePEc/vls/vls\\_pdf/vol19i1p53-66.pdf](ftp://www.ipe.ro/RePEc/vls/vls_pdf/vol19i1p53-66.pdf)
- CHOUDHRY, TAUFIQ, FOTIOS I. PAPANIMITRIOU A SAROSH SHABI, 2016. *Stock market volatility and business cycle: Evidence from linear and nonlinear causality tests*. Journal of Banking and Finance [online]. 2016, 66, 89-101 [cit. 2017-03-01]. DOI: 10.1016/j.jbankfin.2016.02.005. ISSN 03784266.
- DUCA GEVIT, 2007. *The relationship between the stock market and the economy: Experience from international financial markets*. Bank of Valletta review, 2007, No. 36. Dostupné z: <https://www.bov.com/documents/bov-review-36-paper-1>
- FORESTI, PASQUALE, 2007. *Testing for Granger causality between stock prices and economic growth*. MPRA Paper [online]. 2007(2962) [cit. 2017-02-28]. Dostupné z: <http://mpra.ub.uni-muenchen.de/2962>
- GRANGER, C. W. J., 1969. *Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods*. Econometrica [online]. 1969, 37(3), 424-438 [cit. 2017-03-25]. DOI: 10.2307/1912791. ISSN 00129682. Dostupné z: <http://www.jstor.org/stable/1912791?origin=crossref>
- MSCI INC., 2010. *Is There a Link Between GDP Growth and Equity Returns?* MSCI Barra Research Pa-per [online]. 2010(18) [cit. 2017-02-20]. Dostupné z: <https://www.msci.com/documents/10199/a134c5d5-dca0-420d-875d-06adb948f578>
- KAJUROVÁ, VERONIKA A PETR ROZMAHEL, 2016. *Stock Market Development and Economic Growth: Evidence from the European Union*. Acta Universitatis Agriculturae et Silviculturae Mendelianae Brunensis [online]. 2016, 64(6), 1927-1936 [cit. 2017-02-28]. DOI: 10.11118/actaun201664061927. ISSN 1211-8516. Dostupné z: <https://acta.mendelu.cz/64/6/1927/>
- KRCHNIVÁ, KATEŘINA, 2016. *Do Stock Markets Have Any Impact on Real Economic Activity?* Acta Universitatis Agriculturae et Silviculturae Mendelianae Brunensis [online]. 2016, 64(1), 283-290 [cit. 2017-02-22]. DOI: 10.11118/actaun201664010283. ISSN 1211-8516. Dostupné z: <https://acta.mendelu.cz/64/1/0283/>
- PLÍHAL, TOMÁŠ, 2016. *Granger Causality between Stock Market and Macroeconomic Indicators: Evidence from Germany*. Acta Universitatis Agriculturae et Silviculturae Mendelianae Brunensis [online]. 2016, 64(6), 2101-2108 [cit. 2017-02-28]. DOI: 10.11118/actaun201664062101. ISSN 1211-8516. Dostupné z: <https://acta.mendelu.cz/64/6/2101/>
- ROXANA, IOAN, 2015. *THE CO-MOVEMENT CONNECTION BETWEEN THE GDP AND THE MAIN STOCK MARKET INDEX. THE CASES OF USA AND ROMANIA*. Annals of 'Constantin Brancusi' University of Targu-Jiu. Economy Series [online]. 2015, (6), 186-192 [cit. 2017-03-01]. ISSN 18447007. Dostupné z: [http://www.utgjiu.ro/revista/ec/pdf/2015-06/25\\_Ioan%20Roxana.pdf](http://www.utgjiu.ro/revista/ec/pdf/2015-06/25_Ioan%20Roxana.pdf)

ZALGIRYTE, LINA, ANDRIUS GUZAVICIUS A VIDAS TAMULIS, 2014. *Stock Market and Economic Growth in the U.S.: Evidence from Stock Market Sector Indices*. Engineering Economics [online]. 2014, 25(1) [cit. 2017-02-21]. DOI: 10.5755/j01.ee.25.1.1985. ISBN 10.5755/j01.ee.25.1.1985. ISSN 2029-5839. Dostupné z: <http://www.inzeko.ktu.lt/index.php/EE/article/view/1985>

### Elektronické zdroje

DEUTSCHE BÖRSE GROUP, 2016. *The Dax Index World*. DAX-Indices.com [online]. [cit. 2017-03-13]. Dostupné z: [http://www.dax-indices.com/EN/MediaLibrary/Document/dax\\_index\\_world.pdf](http://www.dax-indices.com/EN/MediaLibrary/Document/dax_index_world.pdf)

EURONEXT N.V., 2016. *CAC 40®*. CAC 40: Euronext [online]. [cit. 2017-03-14]. Dostupné z: [https://www.euronext.com/sites/www.euronext.com/files/cac\\_40\\_20161230.pdf](https://www.euronext.com/sites/www.euronext.com/files/cac_40_20161230.pdf)

HUŠEK, ROMAN A TOMÁŠ FORMÁNEK, 2014. *Alternativní specifikace, odhad a identifikace vektorových autoregresí*. Acta Oeconomica Pragensia [online]. 2014(4), 52-72 [cit. 2017-04-09]. DOI: 10.18267/j.aop.446. ISSN 0572-3043. Dostupné z: <http://www.vse.cz/aop/446>

KORDA, JAN, 2007. *Kauzalita jako metodologický problém ekonomie*. E-Logos: Electronic Journal for Philosophy [online]. 2007, 14 [cit. 2017-03-25]. Dostupné z: <http://nb.vse.cz/kfil/elogos/science/korda2007.pdf>

LSE GROUP PLC, 2016. *FTSE metodologia*. In: Borsa Italiana [online]. [cit. 2017-03-14]. Dostupné z: [http://www.borsaitaliana.it/azioni/tutti-gli-indici/metodologiadicalcolo/ftse.en\\_pdf.htm](http://www.borsaitaliana.it/azioni/tutti-gli-indici/metodologiadicalcolo/ftse.en_pdf.htm)

MOSCOW EXCHANGE, 2017. *Indices: Moscow Exchange*. In: Borsa Italiana [online]. [cit. 2017-03-14]. Dostupné z: <http://moex.com/en/index/RTSI>

MUSÍLEK, PETR, 2008. *Příčiny globální finanční krize a selhání regulace*. Český finanční a účetní časopis [online]. 2008, 3(4), 6-20 [cit. 2017-03-20]. ISSN 1802-2200. Dostupné z: [http://cfuc.vse.cz/media/2008/cfuc\\_2008-4\\_020.pdf](http://cfuc.vse.cz/media/2008/cfuc_2008-4_020.pdf)

NIKKEI INC, 2016. *Nikkei Stock Average (Nikkei 225)*. Nikkei Indexes [online]. [cit. 2017-03-13]. Dostupné z: [http://indexes.nikkei.co.jp/nkave/archives/file/nikkei\\_stock\\_average\\_factsheet\\_en.pdf](http://indexes.nikkei.co.jp/nkave/archives/file/nikkei_stock_average_factsheet_en.pdf)

OECD, 2017b. *OECD Better Life Index* [online]. [cit. 2017-03-07]. Dostupné z: <http://www.oecdbetterlifeindex.org/>

SØRENSEN, Bent E., 2005. *Granger Causality*. ECONOMICS [online]. 2005, 7395 [cit. 2017-03-27]. Dostupné z: [http://www.uh.edu/~bsorensen/gra\\_caus.pdf](http://www.uh.edu/~bsorensen/gra_caus.pdf)

STOXX LTD., 2017. *EURO STOXX 50®*. In: STOXX Digital: STOXX Ltd. [online]. [cit. 2017-03-14]. Dostupné z: <https://www.stoxx.com/index-details?symbol= SX5E>

- TARANENKO, OLGA, 2008. *Systémy vlastnické kontroly společností*. Ekonomika a management [online]. 2008, 2008(2) [cit. 2017-03-22]. Dostupné z: <https://www.vse.cz/polek/download.php?lang=cz&jnl=eam&pdf=23.pdf>
- TSX INC., 2017. *TMX Indices*. In: The Stock Market, Canadian Stock Exchange: TMXmoney [online]. [cit. 2017-03-15]. Dostupné z: <http://web.tmxmoney.com/indices.php?section=tsx&index=^TX60#indexInfo>
- THE SHARE CENTRE LIMITED, 2017. *The FTSE 100: What does it all mean?* In: The Share Centre [online]. [cit. 2017-03-13]. Dostupné z: <https://www.share.com/new-to-investing/the-ftse-100-what-does-it-all-mean/>
- UNITED NATIONS, 2016. *Human Development Reports* In: Human Development Reports: United Nations Development Programme [online]. [cit. 2017-03-07]. Dostupné z: <http://hdr.undp.org/en/indicators/137506#>

### Zdroje dat

- INVESTING.COM, 2017. *S&P/TSX 60 Historical Rates* [online]. [cit. 2017-03-22]. Dostupné z: <https://www.investing.com/indices/s-p-tsx-60-historical-data>
- MUKAKA, M. M., 2012. *Statistics Corner: A guide to appropriate use of Correlation coefficient in medical research*. Malawi Medical Journal [online]. 2012, 24(3), 69-71 [cit. 2017-03-31]. Dostupné z: <https://www.ncbi.nlm.nih.gov/pmc/articles/PMC3576830/pdf/MMJ2403-0069.pdf>
- OECD, 2017a. *Quarterly National Accounts* [online]. [cit. 2017-03-14]. Dostupné z: <http://stats.oecd.org/index.aspx?queryid=26674>
- YAHOO FINANCE, 2017a. *N225 Historical Prices: Nikkei 225 Stock* [online]. [cit. 2017-03-22]. Dostupné z: <http://finance.yahoo.com/quote/%5EN225/history?ltr=1>
- YAHOO FINANCE, 2017b. *FCHI Historical Prices: CAC 40 Stock* [online]. [cit. 2017-03-22]. Dostupné z: <http://finance.yahoo.com/quote/%5EFCHI/history?ltr=1>
- YAHOO FINANCE, 2017c. *FTSE Historical Prices: FTSE 100 Index Stock* [online]. [cit. 2017-03-22]. Dostupné z: <http://finance.yahoo.com/q/hp?s=%5EFTSE+Historical+Prices>
- YAHOO FINANCE, 2017d. *FTSEMIB.MI Historical Prices: FTSE MIB Stock* [online]. [cit. 2017-03-22]. Dostupné z: <http://finance.yahoo.com/q/hp?s=FTSEMIB.MI+Historical+Prices>
- YAHOO FINANCE, 2017e. *GDAXI Historical Prices: DAX Stock* [online]. [cit. 2017-03-22]. Dostupné z: <http://finance.yahoo.com/quote/%5EGDAXI/history?ltr=1>
- YAHOO FINANCE, 2017f. *GSPC Historical Prices: S&P 500 Stock* [online]. [cit. 2017-03-22]. Dostupné z: <https://finance.yahoo.com/quote/%5EGSPC/history?p=%5EGSPC>

- 
- YAHOO FINANCE, 2017g. *RTS.RS Historical Prices: RTSI Stock* [online]. [cit. 2017-03-22]. Dostupné z: <http://finance.yahoo.com/quote/RTS.RS/history?ltr=1>
- YAHOO FINANCE, 2017h. *STOXX50E Historical Prices: ESTX50 EUR P Stock* [online]. [cit. 2017-03-22]. Dostupné z: <http://finance.yahoo.com/quote/%5ESTOXX50E/history?ltr=1>

## **7 Seznam obrázků**

- Obr. 1 Členění finančních trhů dle dalších kritérií**  
Zdroj: překresleno dle Poloučka, 2009. **19**
- Obr. 2 Vývoj HDP zemí G8 v období 1Q:2003 — 3Q:2015**  
Zdroj: Výstup programu Gretl. **47**
- Obr. 3 Vývoj akciových indexů zemí G8 v období 1Q:2003 — 3Q:2015**  
Zdroj: Výstup programu Gretl. **48**

## 8 Seznam tabulek

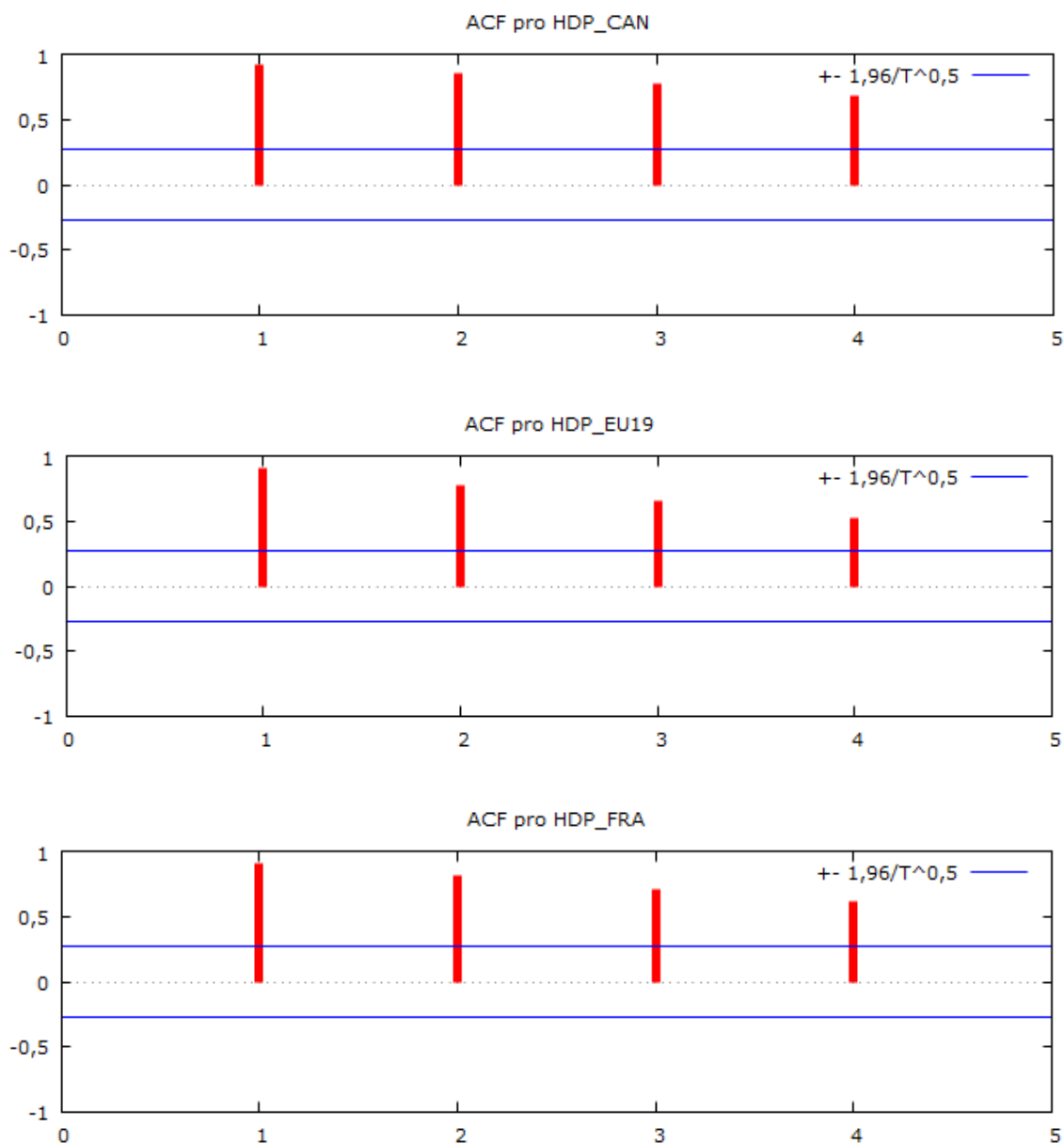
<b>Tab. 1</b>	<b>Výsledky jednorozměrné lineární a nelineární kauzality mezi volatilitou akciového trhu a hospodářským cyklem</b>	<b>35</b>
<b>Tab. 2</b>	<b>Definice zkratk pro jednotlivé HDP a akciové indexy</b>	<b>46</b>
<b>Tab. 3</b>	<b>Interpretace hodnot korelačního koeficientu</b>	<b>50</b>
<b>Tab. 4</b>	<b>Korelační koeficienty logaritmických diferencí časových řad čtvrtletního HDP a akciových indexů pro období 1Q:2003 – 3Q:2015; 5% oboustranná kritická hodnota = 0,2845 pro n=48</b>	<b>51</b>
<b>Tab. 5</b>	<b>Korelační koeficienty druhých logaritmických diferencí časové řady čtvrtletního HDP Ruska a indexu RTSI pro období 1Q:2003 – 3Q:2015; 5% oboustranná kritická hodnota = 0,2876 pro n=47</b>	<b>52</b>
<b>Tab. 6</b>	<b>Korelační koeficienty logaritmických diferencí časových řad čtvrtletního HDP a akciových indexů pro období 1Q:2003 – 3Q:2008; 5% oboustranná kritická hodnota = 0,4438 pro n=20</b>	<b>53</b>
<b>Tab. 7</b>	<b>Korelační koeficienty druhých logaritmických diferencí časových řad čtvrtletního HDP Ruska a indexu RTSI pro období 1Q:2003 – 3Q:2008; 5% oboustranná kritická hodnota = 0,4555 pro n=19</b>	<b>54</b>
<b>Tab. 8</b>	<b>Korelační koeficienty logaritmických diferencí časových řad čtvrtletního HDP a akciových indexů pro období 4Q:2008 – 3Q:2015; 5% oboustranná kritická hodnota = 0,3739 pro n=28</b>	<b>55</b>
<b>Tab. 9</b>	<b>Korelační koeficienty druhých logaritmických diferencí časových řad čtvrtletního HDP Ruska a indexu RTSI pro období 4Q:2008 – 3Q:2015; 5% oboustranná kritická hodnota = 0,3739 pro n=28</b>	<b>56</b>
<b>Tab. 10</b>	<b>Hypotézy Grangerova testu kauzality</b>	<b>57</b>
<b>Tab. 11</b>	<b>Výsledky Grangerovy kauzality pro období 1Q:2003 – 3Q:2015</b>	<b>58</b>

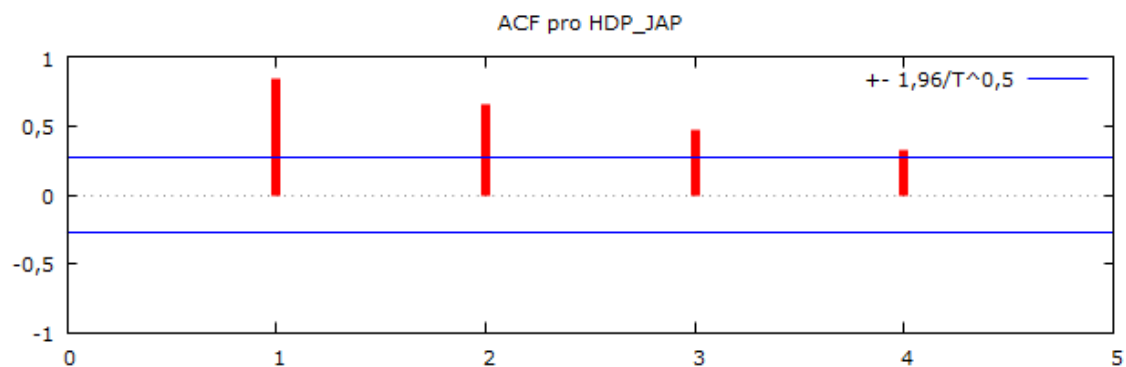
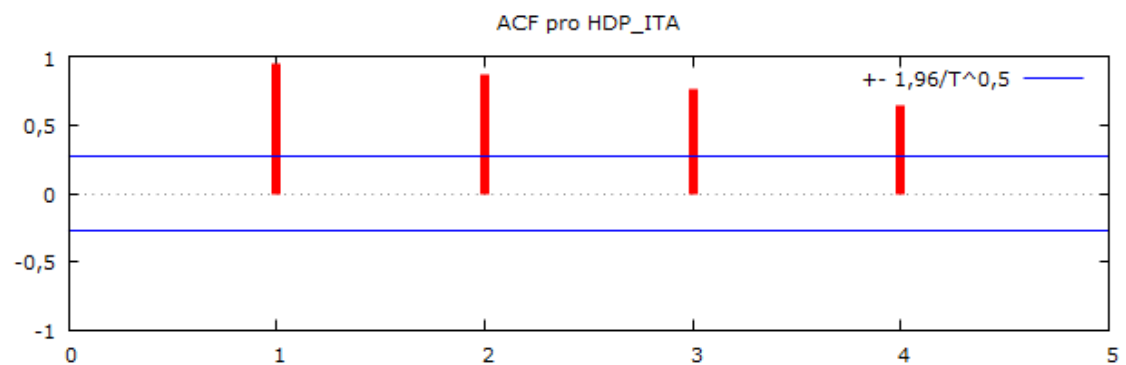
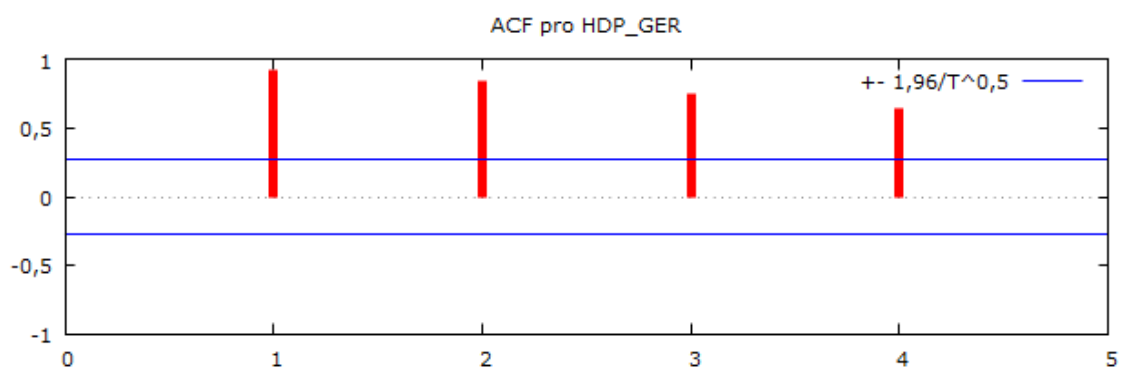
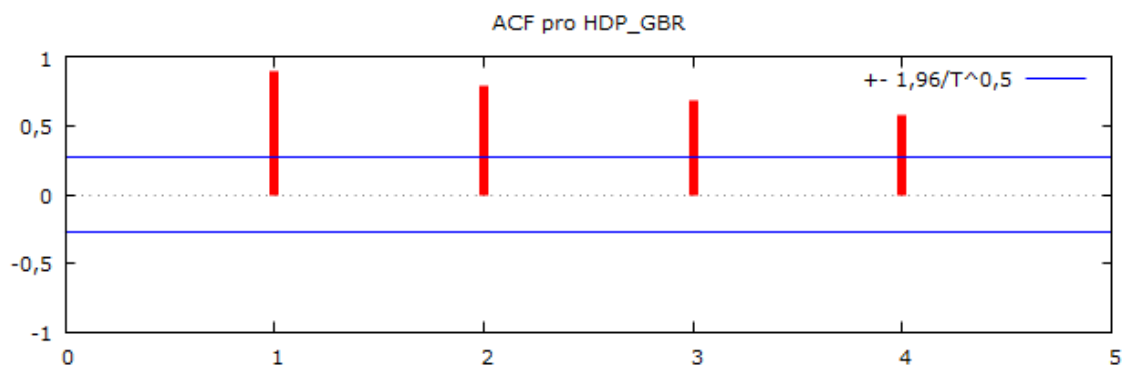
<b>Tab. 12</b>	<b>Výsledky Grangerovy kauzality pro období 1Q:2003 – 3Q:2008</b>	<b>59</b>
<b>Tab. 13</b>	<b>Výsledky Grangerovy kauzality pro období 4Q:2008 – 3Q:2015</b>	<b>60</b>

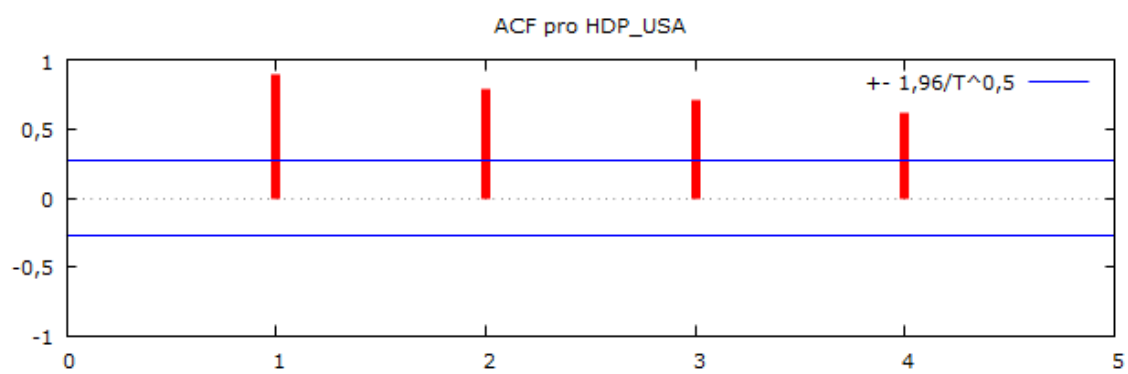
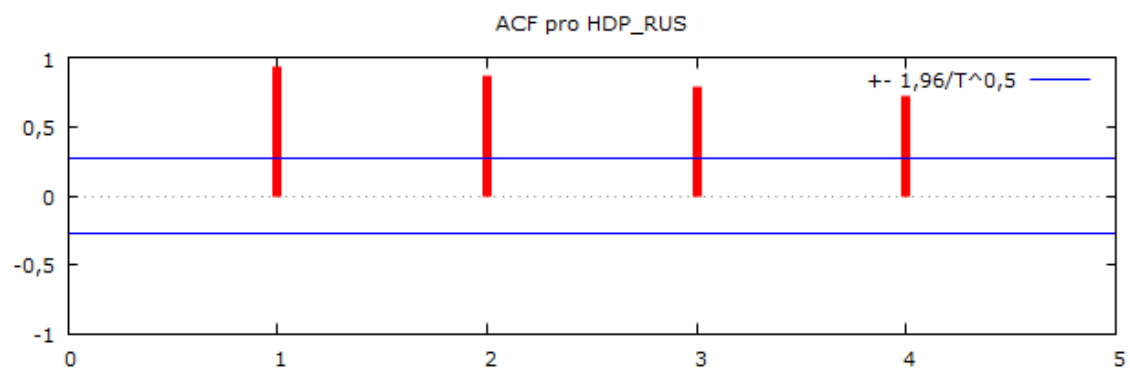


# **Přílohy**

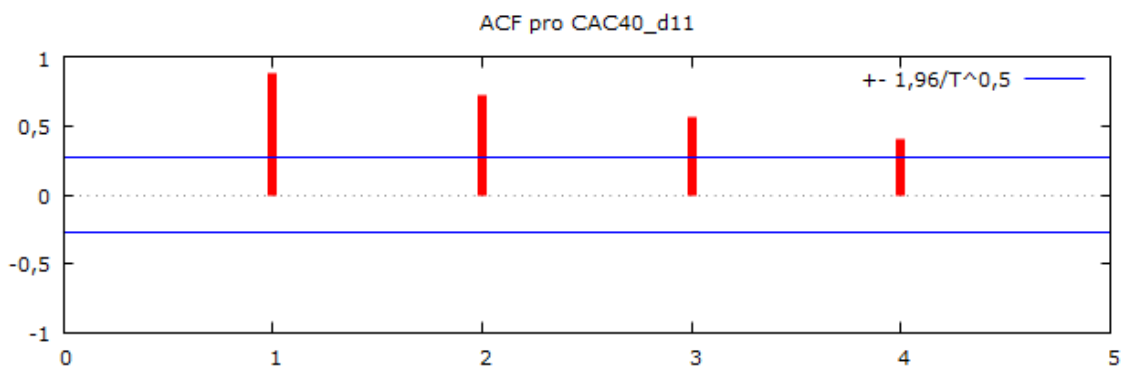
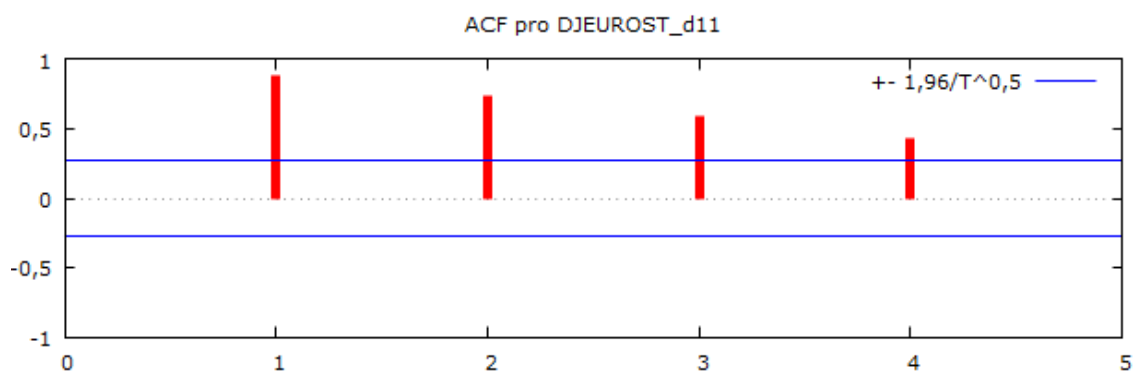
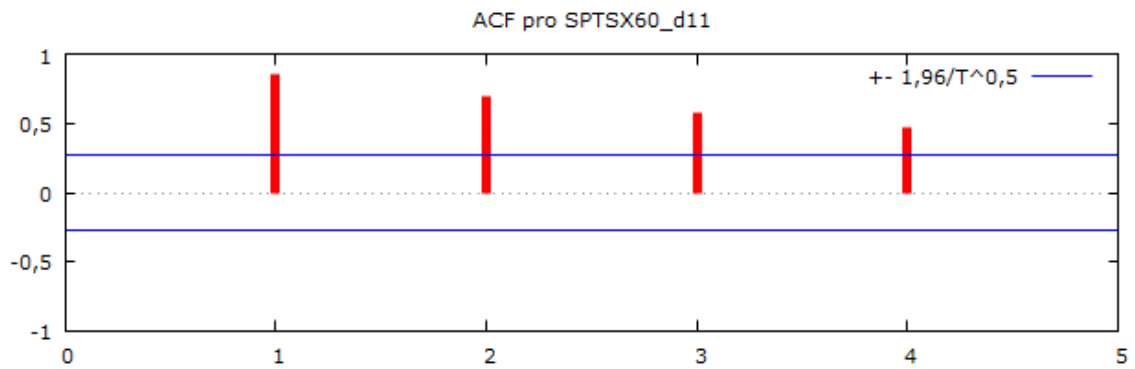
## A Grafy funkce ACF pro sezónně očištěné časové řady HDP států G8

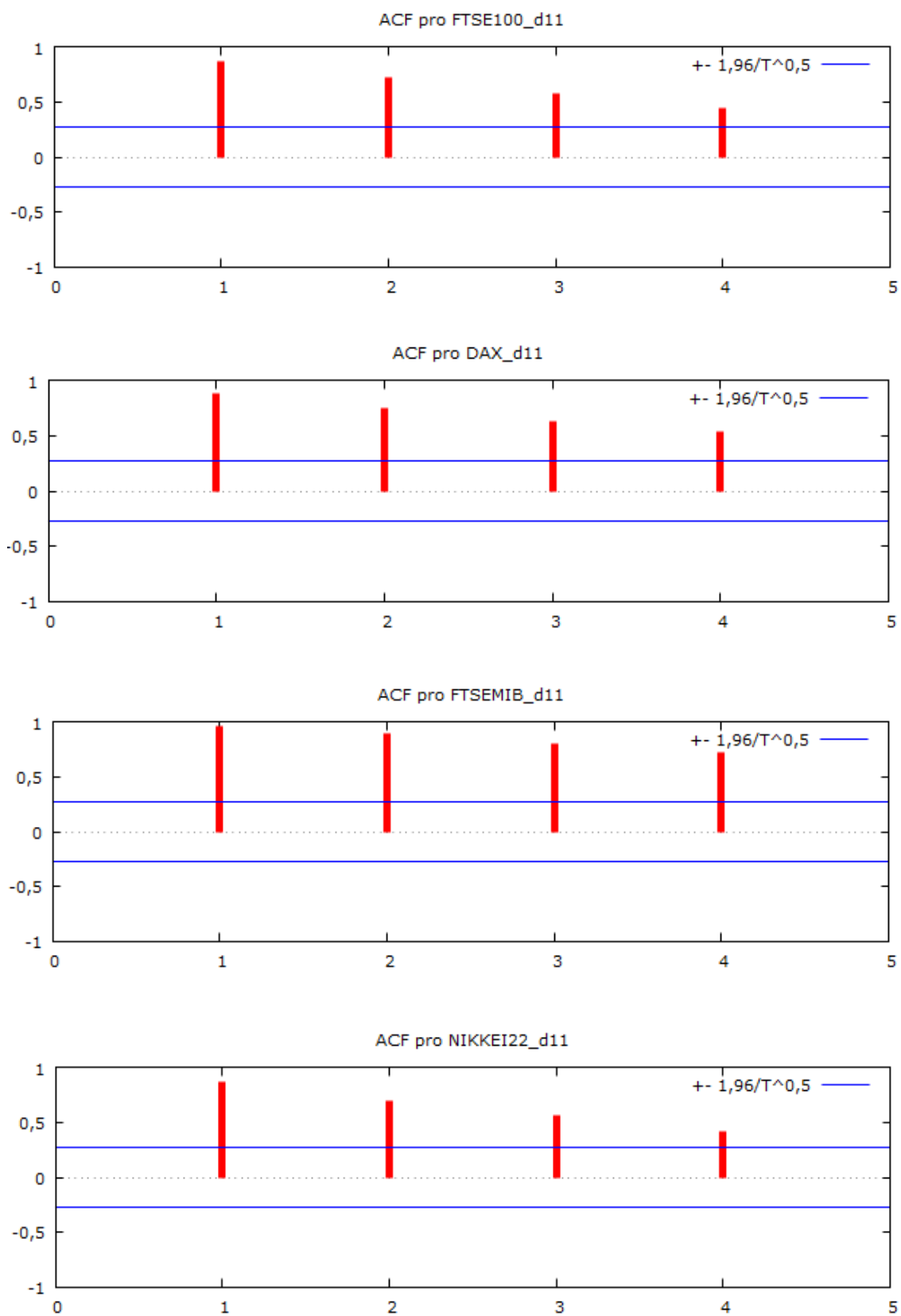


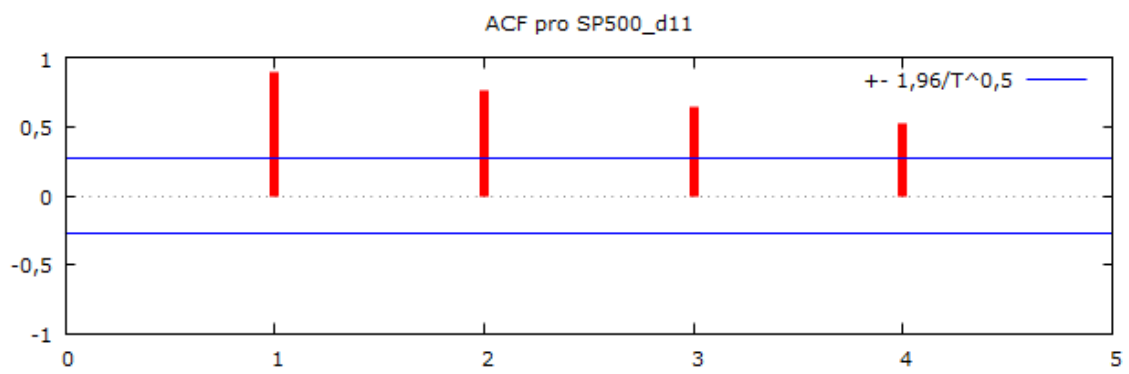
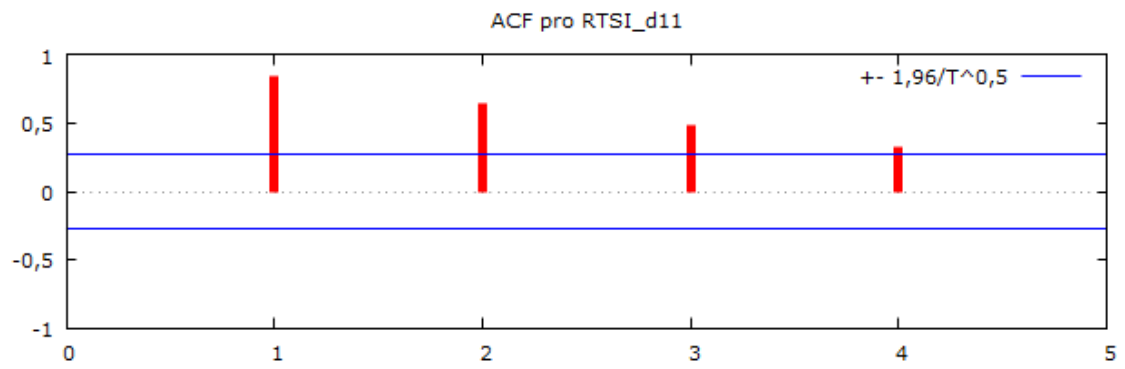




## B Grafy funkce ACF pro sezónně očištěné časové řady akciových indexů států G8







## C Výsledky testů jednotkového kořene sezónně očištěných časových řad akciových indexů a HDP

	ADF test		KPSS test	
	Interpretace	Označení	Interpretace	Označení
H <sub>0</sub>	Nestacionarita	NE	Stacionarita	ANO
H <sub>1</sub>	Stacionarita	ANO	Nestacionarita	NE

Země	Proměnná	ADF test					
		bez konstanty		s konstantou		s konstantou a trendem	
USA	HDP	0,9961	NE	0,7895	NE	0,5417	NE
	SP500	0,9150	NE	0,8447	NE	0,7976	NE
GBR	HDP	0,9861	NE	0,8687	NE	0,6376	NE
	FTSE100	0,8218	NE	0,2385	NE	0,3567	NE
CAN	HDP	0,9993	NE	0,8751	NE	0,2466	NE
	SPTSX50	0,8996	NE	0,2829	NE	0,4575	NE
ITA	HDP	0,5625	NE	0,3249	NE	0,0871	NE
	FTSEMIB	0,4762	NE	0,5657	NE	0,5436	NE
GER	HDP	0,9552	NE	0,6920	NE	0,0384	ANO
	DAX	0,9891	NE	0,8764	NE	0,6275	NE
FRA	HDP	0,9442	NE	0,4238	NE	0,0810	NE
	CAC40	0,7412	NE	0,2261	NE	0,5191	NE
RUS	HDP	0,9606	NE	0,2204	NE	0,8456	NE
	RTSI	0,4753	NE	0,1070	NE	0,4549	NE
EU19	HDP	0,9166	NE	0,1300	NE	0,1433	NE
	DJEUROSTOXX50	0,7019	NE	0,2520	NE	0,5263	NE
JAP	HDP	0,8591	NE	0,1507	NE	0,1283	NE
	NIKKEI225	0,8509	NE	0,5884	NE	0,8470	NE



Země	Proměnná	KPSS test			
		Hladina významnosti	1 %	5 %	10 %
		t-statistika/Krit. hodn.	0.725	0.462	0.351
USA	HDP	1.0027	NE	NE	NE
	SP500	0.6577	ANO	NE	NE
GBR	HDP	0.8623	NE	NE	NE
	FTSE100	0.6165	ANO	NE	NE
CAN	HDP	1.0579	NE	NE	NE
	SPTSX50	0.7412	NE	NE	NE
ITA	HDP	0.5960	ANO	NE	NE
	FTSEMIB	0.5900	ANO	NE	NE
GER	HDP	0.9778	NE	NE	NE
	DAX	0.8781	NE	NE	NE
FRA	HDP	0.9559	NE	NE	NE
	CAC40	0.1189	ANO	ANO	ANO
RUS	HDP	0.9850	NE	NE	NE
	RTSI	0.2985	ANO	ANO	ANO
EU19	HDP	0.7034	ANO	NE	NE
	DJEUROSTOXX50	0.1481	ANO	ANO	ANO
JAP	HDP	0.6162	ANO	NE	NE
	NIKKEI225	0.1669	ANO	ANO	ANO

## D Výsledky testů jednotkového kořene časových řad logaritmických diferencí akciových indexů a HDP

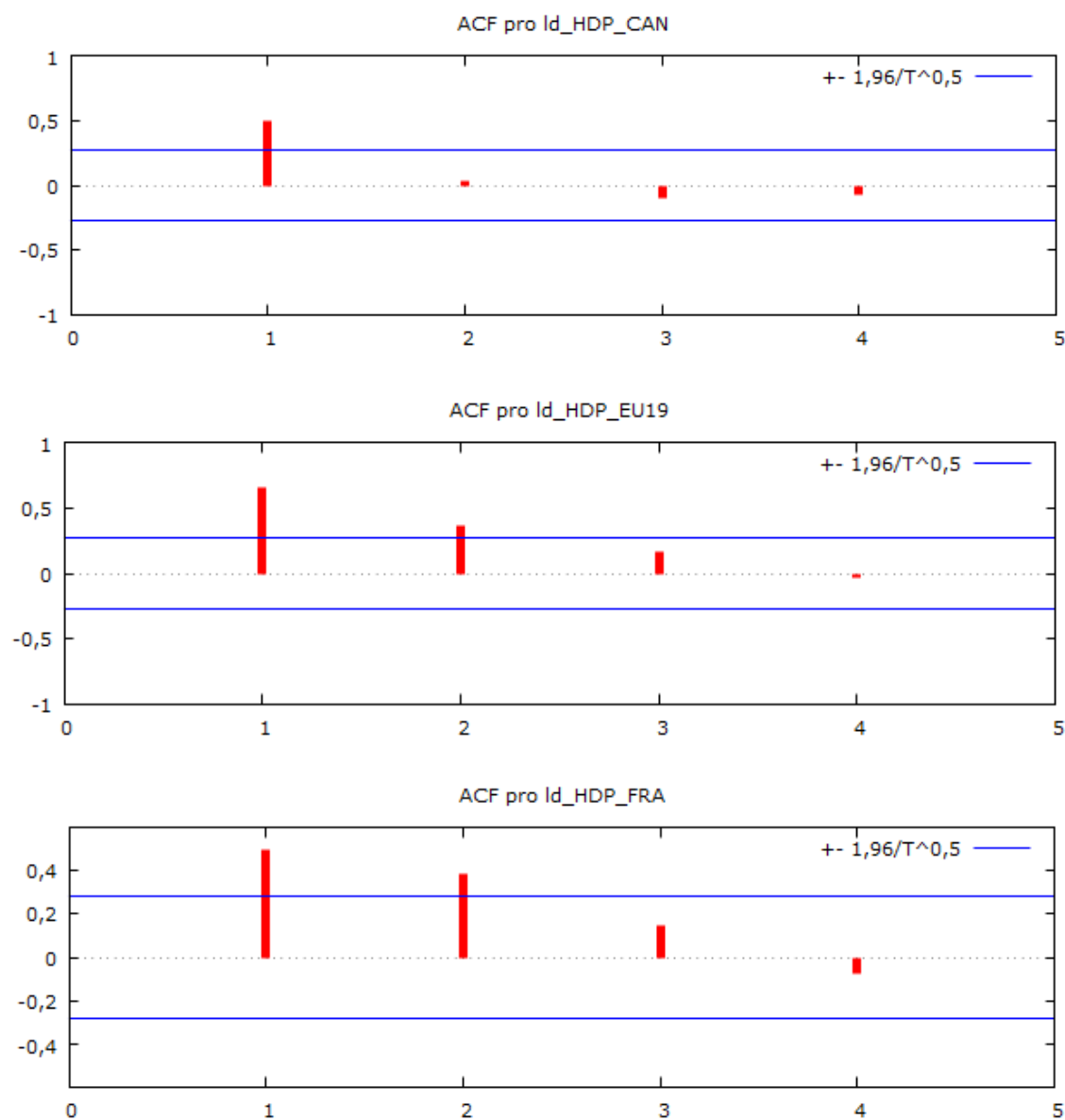
	ADF test		KPSS test	
	Interpretace	Označení	Interpretace	Označení
H <sub>0</sub>	Nestacionarita	NE	Stacionarita	ANO
H <sub>1</sub>	Stacionarita	ANO	Nestacionarita	NE

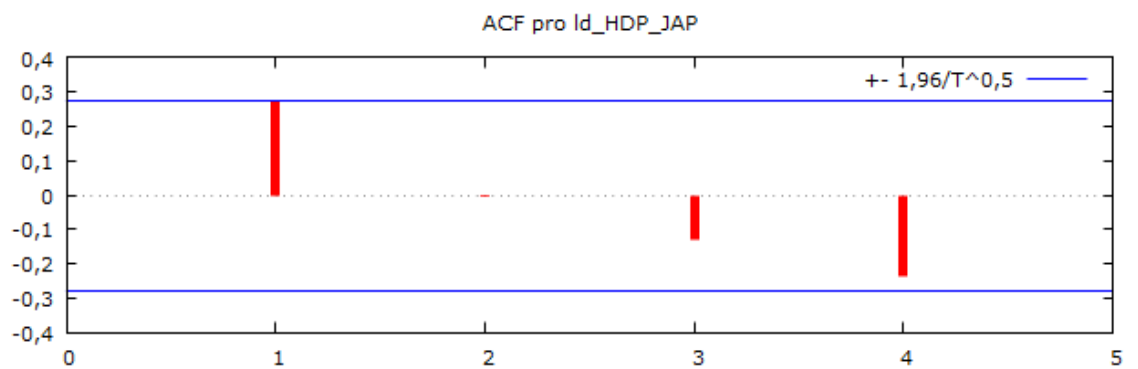
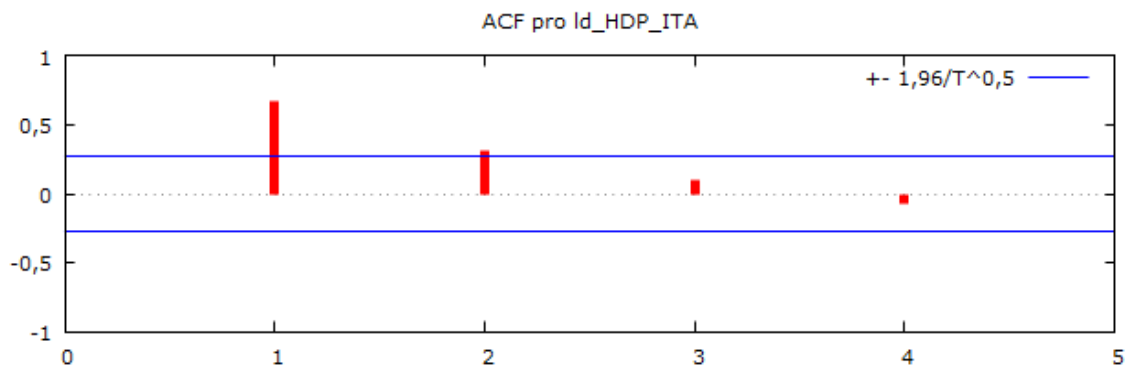
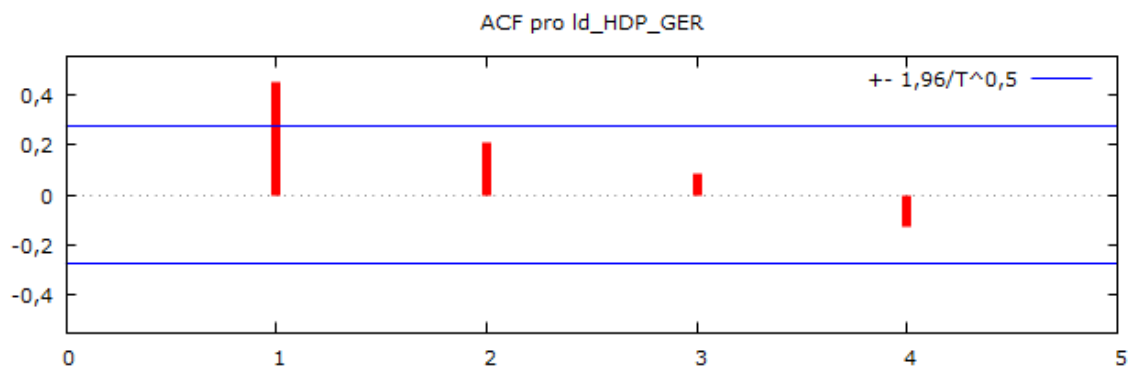
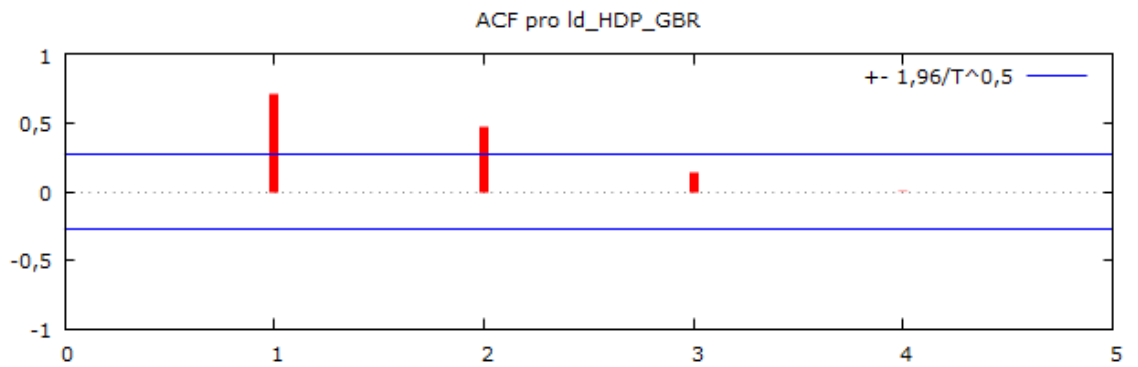
Země	Proměnná	ADF test					
		Bez konstanty		S konstantou		S konstantou a trendem	
USA	HDP	0,0012	ANO	0,0016	ANO	0,0091	ANO
	SP500	<0,0000	ANO	<0,0000	ANO	0,0003	ANO
GBR	HDP	0,0263	ANO	0,0044	ANO	0,0271	ANO
	FTSE100	<0,0000	ANO	0,0001	ANO	0,0010	ANO
CAN	HDP	0,0035	ANO	0,0001	ANO	0,0011	ANO
	SPTSX50	<0,0000	ANO	<0,0000	ANO	<0,0000	ANO
ITA	HDP	0,0005	ANO	0,0088	ANO	0,0372	ANO
	FTSEMIB	<0,0000	ANO	0,0002	ANO	0,0014	ANO
GER	HDP	0,0002	ANO	0,0017	ANO	0,0099	ANO
	DAX	<0,0000	ANO	0,0001	ANO	0,0004	ANO
FRA	HDP	0,0126	ANO	0,0029	ANO	0,0095	ANO
	CAC40	<0,0000	ANO	0,0001	ANO	0,0007	ANO
RUS	HDP 1. diference	0,1362	NE	0,5970	NE	0,5984	NE
	HDP 2. diference	0,0003	ANO	<0,0000	ANO	<0,0000	ANO
	RTSI	<0,0000	ANO	<0,0000	ANO	<0,0000	ANO
EU19	HDP	0,0042	ANO	0,0302	ANO	0,1004	NE
	DJEUROSTOXX50	<0,0000	ANO	0,0001	ANO	0,0005	ANO
JAP	HDP	<0,0000	ANO	0,0001	ANO	0,0006	ANO
	NIKKEI225	0,0031	ANO	0,0346	ANO	0,0002	ANO

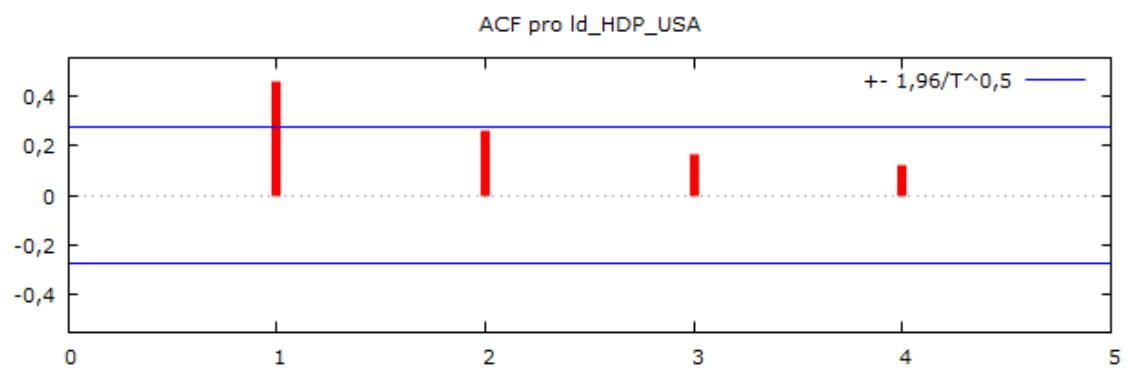
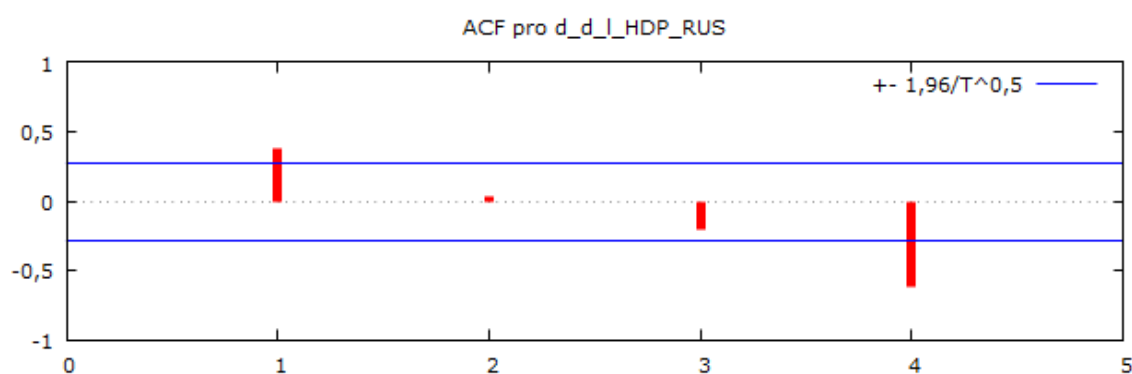
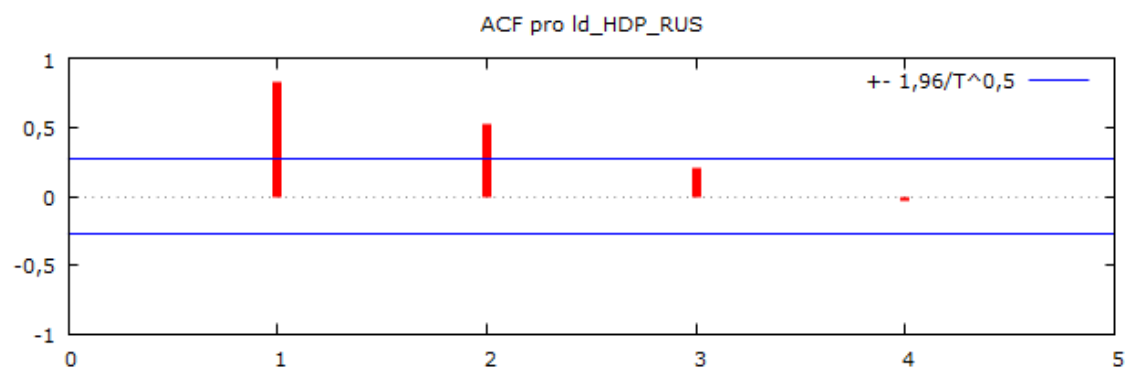
Výsledky testů jednotkového kořene časových řad logaritmických diferencí akciových indexů a HDP91

Země	Proměnná	KPSS test			
		Hladina významnosti	1 %	5 %	10 %
		t-statistika/krit. hodn.	0.724	0.462	0.351
USA	HDP	0.1798	ANO	ANO	ANO
	SP500	0.1092	ANO	ANO	ANO
GBR	HDP	0.1280	ANO	ANO	ANO
	FTSE100	0.1336	ANO	ANO	ANO
CAN	HDP	0.0850	ANO	ANO	ANO
	SPTSX50	0.2293	ANO	ANO	ANO
ITA	HDP	0.1722	ANO	ANO	ANO
	FTSEMIB	0.1528	ANO	ANO	ANO
GER	HDP	0.0453	ANO	ANO	ANO
	DAX	0.1488	ANO	ANO	ANO
FRA	HDP	0.1795	ANO	ANO	ANO
	CAC40	0.1442	ANO	ANO	ANO
RUS	HDP 1. diference	0.4343	ANO	ANO	NE
	HDP 2. diference	0,0468	ANO	ANO	ANO
	RTSI	0.3271	ANO	ANO	ANO
EU19	HDP	0.1441	ANO	ANO	ANO
	DJEUROSTOXX50	0.1443	ANO	ANO	ANO
JAP	HDP	0.0869	ANO	ANO	ANO
	NIKKEI225	0.1590	ANO	ANO	ANO

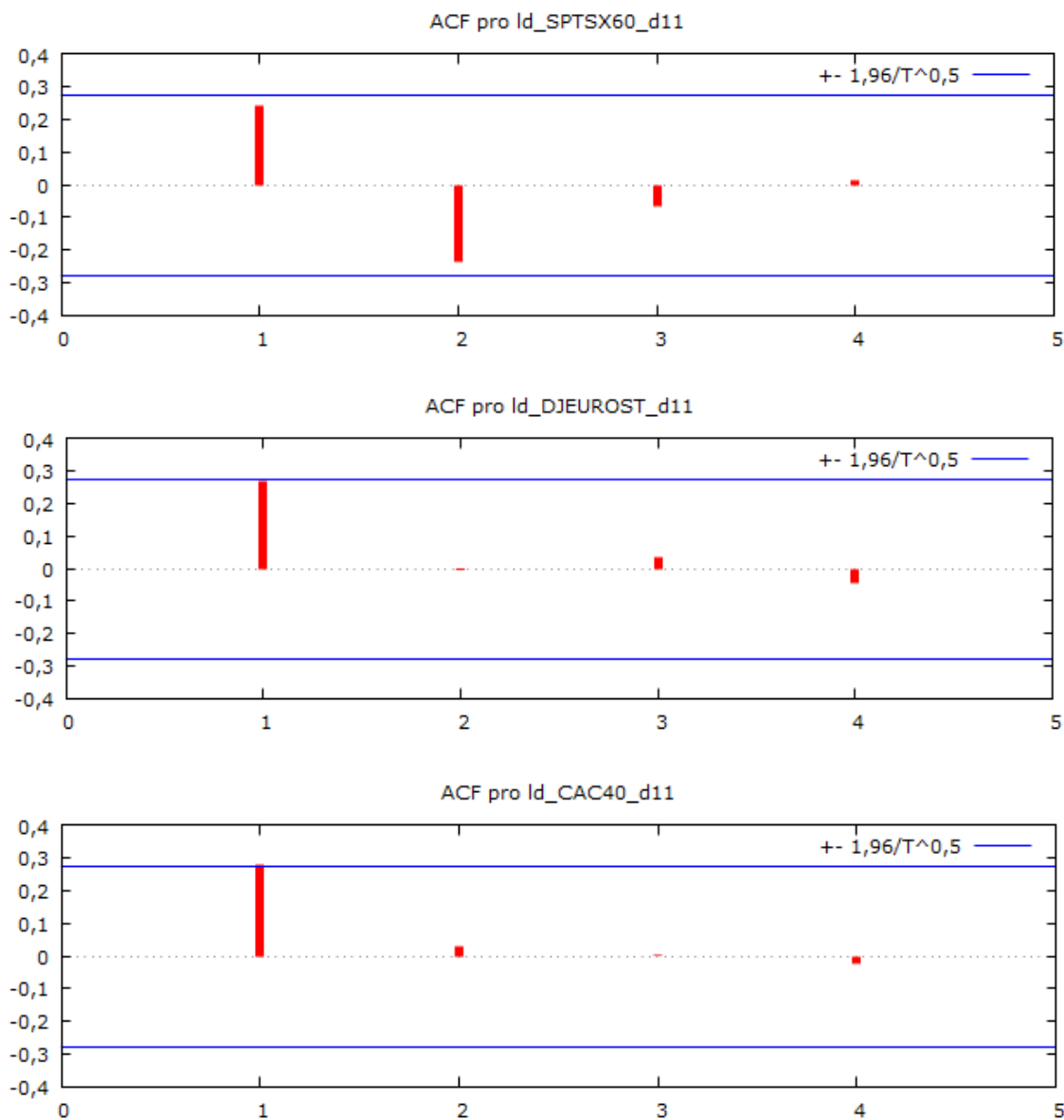
## E Grafy funkce ACF pro časové řady logaritmických diferencí hodnot HDP států G8



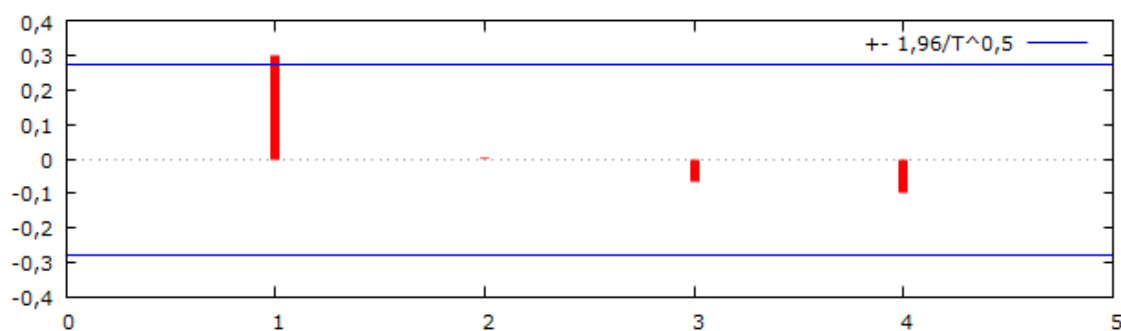




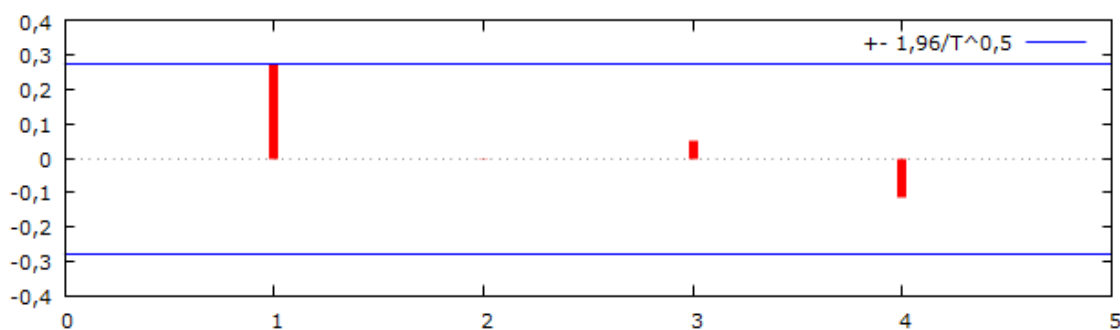
## F Grafy funkce ACF pro časové řady logaritmických diferencí hodnot akciových indexů států G8



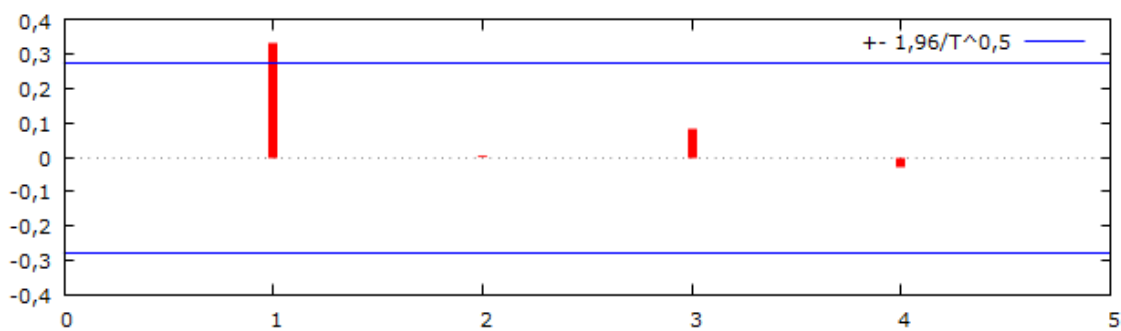
ACF pro Id\_FTSE100\_d11



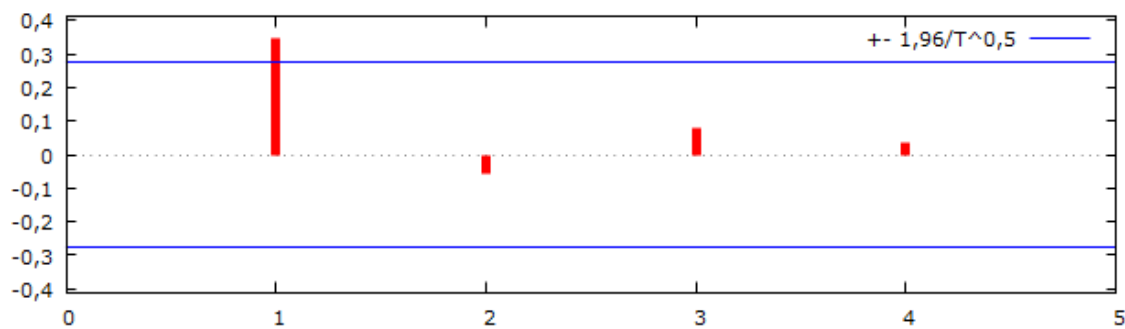
ACF pro Id\_DAX\_d11



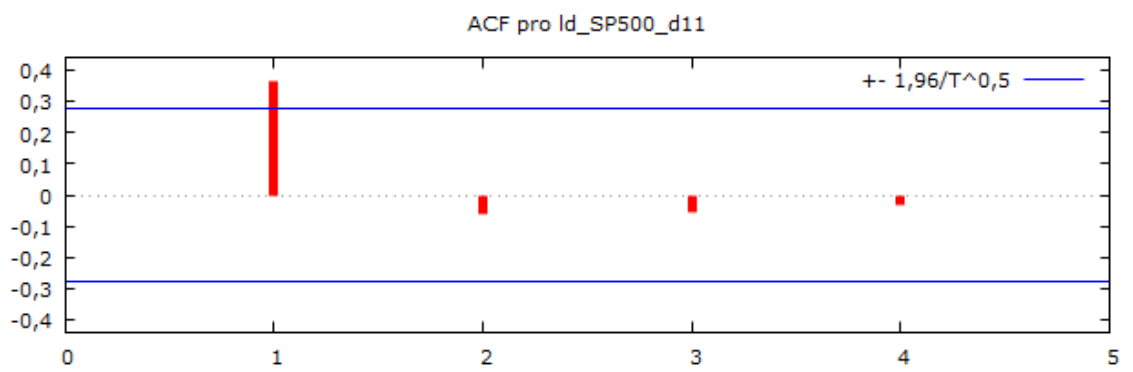
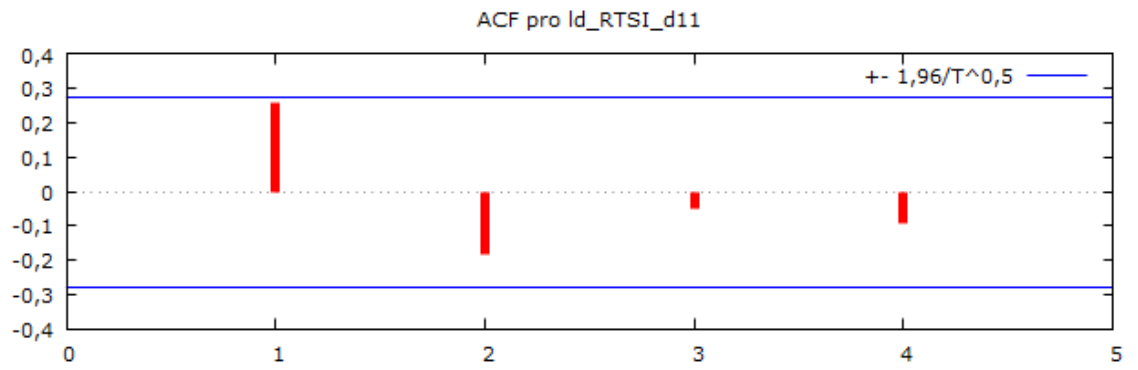
ACF pro Id\_FTSEMIB\_d11



ACF pro Id\_NIKKEI22\_d11







## G Výsledky QLR testu na zlom v časových řadách HDP a akciových indexů

Země	Proměnná	QLR test
USA	HDP	2008 4Q
	SP500	2008 4Q
GBR	HDP	2008 4Q
	FTSE100	2008 3Q
CAN	HDP	2009 1Q
	SPTSX50	2008 4Q
ITA	HDP	2008 4Q
	FTSEMIB	2008 3Q
GER	HDP	2009 1Q
	DAX	2008 4Q
FRA	HDP	2008 4Q
	CAC40	2008 3Q
RUS	HDP	2008 4Q
	RTSI	2008 3Q
EU19	HDP	2008 4Q
	DJEUROSTOXX50	2008 3Q
JAP	HDP	2008 4Q
	IKKEI225	2008 4Q

## H VAR výběr zpožděných proměnných pro období 1Q:2003 – 3Q:2015

VAR výběr zpožděných proměnných	
Označení	Interpretace
ANO	Nejnižší hodnota daného informačního kritéria
NE	Vyšší hodnota daného informačního kritéria

	HDP_CAN SPTSX60			HDP_EU19 DJEUROSTOXX50		
<b>Zpoždění/Inform. kritérium</b>	AIC	BIC	HQC	AIC	BIC	HQC
1 čtvrtletí	ANO	ANO	ANO	ANO	ANO	ANO
2 čtvrtletí	NE	NE	NE	NE	NE	NE
	HDP_FRA CAC40			HDP_GBR FTSE100		
<b>Zpoždění/Inform. kritérium</b>	AIC	BIC	HQC	AIC	BIC	HQC
1 čtvrtletí	NE	ANO	NE	NE	ANO	ANO
2 čtvrtletí	ANO	NE	ANO	ANO	NE	NE
	HDP_GER DAX			HDP_ITA FTSEMIB		
<b>Zpoždění/Inform. kritérium</b>	AIC	BIC	HQC	AIC	BIC	HQC
1 čtvrtletí	ANO	ANO	ANO	ANO	ANO	ANO
2 čtvrtletí	NE	NE	NE	NE	NE	NE
	HDP_JAP NIKKEI225			HDP_USA SP500		
<b>Zpoždění/Inform. kritérium</b>	AIC	BIC	HQC	AIC	BIC	HQC
1 čtvrtletí	ANO	ANO	ANO	NE	ANO	ANO
2 čtvrtletí	NE	NE	NE	ANO	NE	NE
	HDP_RUS RTSI			HDP_RUS RTSI - 2. log. dif.		
<b>Zpoždění/Inform. kritérium</b>	AIC	BIC	HQC	AIC	BIC	HQC
1 čtvrtletí	NE	NE	NE	NE	NE	NE
2 čtvrtletí	ANO	ANO	ANO	ANO	ANO	ANO

# I VAR výběr zpožděných proměnných pro období 1Q:2003 – 3Q:2008

VAR výběr zpožděných proměnných	
Označení	Interpretace
ANO	Nejnižší hodnota daného informačního kritéria
NE	Vyšší hodnota daného informačního kritéria

	HDP_CAN SPTSX60			HDP_EU19 DJEUROSTOXX50		
Zpoždění/Inform. kritérium	AIC	BIC	HQC	AIC	BIC	HQC
1 čtvrtletí	NE	ANO	ANO	NE	ANO	ANO
2 čtvrtletí	ANO	NE	NE	ANO	NE	NE
	HDP_FRA CAC40			HDP_GBR FTSE100		
Zpoždění/Inform. kritérium	AIC	BIC	HQC	AIC	BIC	HQC
1 čtvrtletí	NE	NE	NE	NE	ANO	NE
2 čtvrtletí	ANO	ANO	ANO	ANO	NE	ANO
	HDP_GER DAX			HDP_ITA FTSEMIB		
Zpoždění/Inform. kritérium	AIC	BIC	HQC	AIC	BIC	HQC
1 čtvrtletí	ANO	ANO	ANO	NE	NE	NE
2 čtvrtletí	NE	NE	NE	ANO	ANO	ANO
	HDP_JAP NIKKEI225			HDP_USA SP500		
Zpoždění/Inform. kritérium	AIC	BIC	HQC	AIC	BIC	HQC
1 čtvrtletí	NE	ANO	NE	NE	ANO	ANO
2 čtvrtletí	ANO	NE	ANO	ANO	NE	NE
	HDP_RUS RTSI			HDP_RUS RTSI - 2. log. dif.		
Zpoždění/Inform. kritérium	AIC	BIC	HQC	AIC	BIC	HQC
1 čtvrtletí	NE	ANO	ANO	NE	ANO	NE
2 čtvrtletí	ANO	NE	NE	ANO	NE	ANO

## J VAR výběr zpožděných proměnných pro období 4Q:2008 – 3Q:2015

VAR výběr zpožděných proměnných	
Označení	Interpretace
ANO	Nejnižší hodnota daného informačního kritéria
NE	Vyšší hodnota daného informačního kritéria

	HDP_CAN SPTSX60			HDP_EU19 DJEUROSTOXX50		
<b>Zpoždění/Inform. kritérium</b>	AIC	BIC	HQC	AIC	BIC	HQC
1 čtvrtletí	ANO	ANO	ANO	ANO	ANO	ANO
2 čtvrtletí	NE	NE	NE	NE	NE	NE
	HDP_FRA CAC40			HDP_GBR FTSE100		
<b>Zpoždění/Inform. kritérium</b>	AIC	BIC	HQC	AIC	BIC	HQC
1 čtvrtletí	NE	ANO	NE	NE	ANO	NE
2 čtvrtletí	ANO	NE	ANO	ANO	NE	ANO
	HDP_GER DAX			HDP_ITA FTSEMIB		
<b>Zpoždění/Inform. kritérium</b>	AIC	BIC	HQC	AIC	BIC	HQC
1 čtvrtletí	ANO	ANO	ANO	ANO	ANO	ANO
2 čtvrtletí	NE	NE	NE	NE	NE	NE
	HDP_JAP NIKKEI225			HDP_USA SP500		
<b>Zpoždění/Inform. kritérium</b>	AIC	BIC	HQC	AIC	BIC	HQC
1 čtvrtletí	ANO	ANO	ANO	ANO	ANO	ANO
2 čtvrtletí	NE	NE	NE	NE	NE	NE
	HDP_RUS RTSI			HDP_RUS RTSI - 2. log. dif.		
<b>Zpoždění/Inform. kritérium</b>	AIC	BIC	HQC	AIC	BIC	HQC
1 čtvrtletí	NE	NE	NE	NE	NE	NE
2 čtvrtletí	ANO	ANO	ANO	ANO	ANO	ANO

## K Test sériové korelace reziduí modelů VAR

Portmanteau test		
Hypotéza	Interpretace	Označení
$H_0$	Není přítomna sériová autokorelace reziduí.	NE
$H_1$	Je přítomna sériová autokorelace reziduí.	ANO

1Q:2003 – 3Q:2015				
Portmanteau test				
Proměnné/Zpoždění	1 čtvrtletí		2 čtvrtletí	
HDP_CAN $\Leftrightarrow$ SPTSX60	0,3884	NE	0,5073	NE
HDP_EU19 $\Leftrightarrow$ DJEUROSTOXX50	0,2417	NE	0,3349	NE
HDP_FRA $\Leftrightarrow$ CAC40	0,0307	ANO	0,0571	NE
HDP_GBR $\Leftrightarrow$ FTSE100	0,0129	ANO	0,0056	ANO
HDP_GER $\Leftrightarrow$ DAX	0,1258	NE	0,0757	NE
HDP_ITA $\Leftrightarrow$ FTSEMIB	0,0303	ANO	0,0332	ANO
HDP_JAP $\Leftrightarrow$ NIKKEI225	0,0356	ANO	0,0386	ANO
HDP_USA $\Leftrightarrow$ SP500	0,0447	ANO	0,1132	NE
HDP_RUS $\Leftrightarrow$ RTSI	0,0057	ANO	0,0008	ANO
HDP_RUS $\Leftrightarrow$ RTSI (2. log. dif.)	0,0107	ANO	0,0035	ANO

1Q:2003 – 3Q:2008				
Portmanteau test				
Proměnné/Zpoždění	1 čtvrtletí		2 čtvrtletí	
HDP_CAN $\Leftrightarrow$ SPTSX60	0,2523	NE	0,0967	NE
HDP_EU19 $\Leftrightarrow$ DJEUROSTOXX50	0,4008	NE	0,1602	NE
HDP_FRA $\Leftrightarrow$ CAC40	0,1762	NE	0,3669	NE
HDP_GBR $\Leftrightarrow$ FTSE100	0,4925	NE	0,6052	NE
HDP_GER $\Leftrightarrow$ DAX	0,0915	NE	0,1341	NE
HDP_ITA $\Leftrightarrow$ FTSEMIB	0,1361	NE	0,0369	ANO
HDP_JAP $\Leftrightarrow$ NIKKEI225	0,0481	ANO	0,0932	NE
HDP_USA $\Leftrightarrow$ SP500	0,4898	NE	0,2009	NE
HDP_RUS $\Leftrightarrow$ RTSI	0,3295	NE	0,0902	NE
HDP_RUS $\Leftrightarrow$ RTSI (2. log. dif.)	0,4728	NE	0,1016	NE

<b>4Q:2008 – 3Q:2015</b>				
<b>Portmanteau test</b>				
<b>Proměnné/Zpoždění</b>	<b>1 čtvrtletí</b>		<b>2 čtvrtletí</b>	
HDP_CAN ⇔ SPTSX60	0,9742	NE	0,9941	NE
HDP_EU19 ⇔ DJEUROSTOXX50	0,8102	NE	0,8159	NE
HDP_FRA ⇔ CAC40	0,432	NE	0,5207	NE
HDP_GBR ⇔ FTSE100	0,1102	NE	0,0086	ANO
HDP_GER ⇔ DAX	0,6967	NE	0,6028	NE
HDP_ITA ⇔ FTSEMIB	0,3013	NE	0,1129	NE
HDP_JAP ⇔ NIKKEI225	0,6651	NE	0,6366	NE
HDP_USA ⇔ SP500	0,5751	NE	0,5155	NE
HDP_RUS ⇔ RTSI	0,5748	NE	0,0182	ANO
HDP_RUS ⇔ RTSI (2. log. dif.)	0,2619	NE	0,0747	NE

## L Test podmíněné homoskedasticity modelů VAR

ARCH test		
Hypotéza	Interpretace	Označení
H <sub>0</sub>	Podmíněná homoskedasticita	ANO
H <sub>1</sub>	Podmíněná heteroskedasticita	NE

1Q:2003 – 3Q:2015				
ARCH test				
Směr působení/Zpoždění	1 čtvrtletí		2 čtvrtletí	
HDP_CAN ⇒ SPTSX60	0,9927	ANO	0,9830	ANO
SPTSX60 ⇒ HDP_CAN	0,6806	ANO	0,7803	ANO
HDP_EU19 ⇒ DJEUROSTOXX50	0,2376	ANO	0,3946	ANO
DJEUROSTOXX50 ⇒ HDP_EU19	0,0016	NE	0,0018	NE
HDP_FRA ⇒ CAC40	0,2157	ANO	0,5881	ANO
CAC40 ⇒ HDP_FRA	0,6846	ANO	0,1553	ANO
HDP_GBR ⇒ FTSE100	0,0174	NE	0,2429	ANO
FTSE100 ⇒ HDP_GBR	0,0179	NE	0,0215	NE
HDP_GER ⇒ DAX	0,6941	ANO	0,8403	ANO
DAX ⇒ HDP_GER	0,0226	NE	0,0649	ANO
HDP_ITA ⇒ FTSEMIB	0,6253	ANO	0,7314	ANO
FTSEMIB ⇒ HDP_ITA	0,0239	NE	0,0730	ANO
HDP_JAP ⇒ NIKKEI225	0,4109	ANO	0,6200	ANO
NIKKEI225 ⇒ HDP_JAP	0,0465	NE	0,0887	ANO
HDP_USA ⇒ SP500	0,9713	ANO	0,9543	ANO
SP500 ⇒ HDP_USA	0,7782	ANO	0,8935	ANO
HDP_RUS ⇒ RTSI	0,1845	ANO	0,6344	ANO
RTSI ⇒ HDP_RUS	0,0070	NE	0,4717	ANO
HDP_RUS ⇒ RTSI (2. log. dif.)	0,0010	NE	0,0354	NE
RTSI ⇒ HDP_RUS (2. log dif.)	0,0380	NE	0,0786	ANO



<b>1Q:2003 – 3Q:2008</b>				
<b>ARCH test</b>				
<b>Směr působení/Zpoždění</b>	<b>1 čtvrtletí</b>		<b>2 čtvrtletí</b>	
HDP_CAN ⇒ SPTSX60	0,8024	ANO	0,8071	ANO
SPTSX60 ⇒ HDP_CAN	0,2128	ANO	0,0327	NE
HDP_EU19 ⇒ DJEUROSTOXX50	0,8108	ANO	0,4360	ANO
DJEUROSTOXX50 ⇒ HDP_EU19	0,2129	ANO	0,8668	ANO
HDP_FRA ⇒ CAC40	0,6636	ANO	0,7924	ANO
CAC40 ⇒ HDP_FRA	0,3078	ANO	0,2197	ANO
HDP_GBR ⇒ FTSE100	0,7404	ANO	0,6163	ANO
FTSE100 ⇒ HDP_GBR	0,6770	ANO	0,9184	ANO
HDP_GER ⇒ DAX	0,5636	ANO	0,7136	ANO
DAX ⇒ HDP_GER	0,9863	ANO	0,9140	ANO
HDP_ITA ⇒ FTSEMIB	0,7512	ANO	0,2410	ANO
FTSEMIB ⇒ HDP_ITA	0,6304	ANO	0,7250	ANO
HDP_JAP ⇒ NIKKEI225	0,8973	ANO	0,6888	ANO
NIKKEI225 ⇒ HDP_JAP	0,8423	ANO	0,7208	ANO
HDP_USA ⇒ SP500	0,4304	ANO	0,1819	ANO
SP500 ⇒ HDP_USA	0,2155	ANO	0,2308	ANO
HDP_RUS ⇒ RTSI	0,0826	ANO	0,5131	ANO
RTSI ⇒ HDP_RUS	0,0232	NE	0,3104	ANO
HDP_RUS ⇒ RTSI (2. log. dif.)	0,9636	ANO	0,2378	ANO
RTSI ⇒ HDP_RUS (2. log dif.)	0,0944	ANO	0,2371	ANO

<b>4Q:2008 – 3Q:2015</b>				
<b>ARCH test</b>				
<b>Směr působení/Zpoždění</b>	<b>1 čtvrtletí</b>		<b>2 čtvrtletí</b>	
HDP_CAN ⇒ SPTSX60	0,7499	ANO	0,6411	ANO
SPTSX60 ⇒ HDP_CAN	0,6649	ANO	0,3598	ANO
HDP_EU19 ⇒ DJEUROSTOXX50	0,4239	ANO	0,5005	ANO
DJEUROSTOXX50 ⇒ HDP_EU19	0,1956	ANO	0,2732	ANO
HDP_FRA ⇒ CAC40	0,6495	ANO	0,7149	ANO
CAC40 ⇒ HDP_FRA	0,8148	ANO	0,7642	ANO
HDP_GBR ⇒ FTSE100	0,6056	ANO	0,5911	ANO
FTSE100 ⇒ HDP_GBR	0,0246	NE	0,0804	ANO
HDP_GER ⇒ DAX	0,9569	ANO	0,8163	ANO
DAX ⇒ HDP_GER	0,7825	ANO	0,7342	ANO
HDP_ITA ⇒ FTSEMIB	0,7445	ANO	0,7736	ANO
FTSEMIB ⇒ HDP_ITA	0,1211	ANO	0,1396	ANO
HDP_JAP ⇒ NIKKEI225	0,8350	ANO	0,7879	ANO
NIKKEI225 ⇒ HDP_JAP	0,3519	ANO	0,2379	ANO
HDP_USA ⇒ SP500	0,8937	ANO	0,8008	ANO
SP500 ⇒ HDP_USA	0,5526	ANO	0,5642	ANO
HDP_RUS ⇒ RTSI	0,1059	ANO	0,6375	ANO
RTSI ⇒ HDP_RUS	0,4830	ANO	0,8551	ANO
HDP_RUS ⇒ RTSI (2. log. dif.)	0,2191	ANO	0,3293	ANO
RTSI ⇒ HDP_RUS (2. log dif.)	0,9701	ANO	0,9925	ANO

## M Test normality modelů VAR

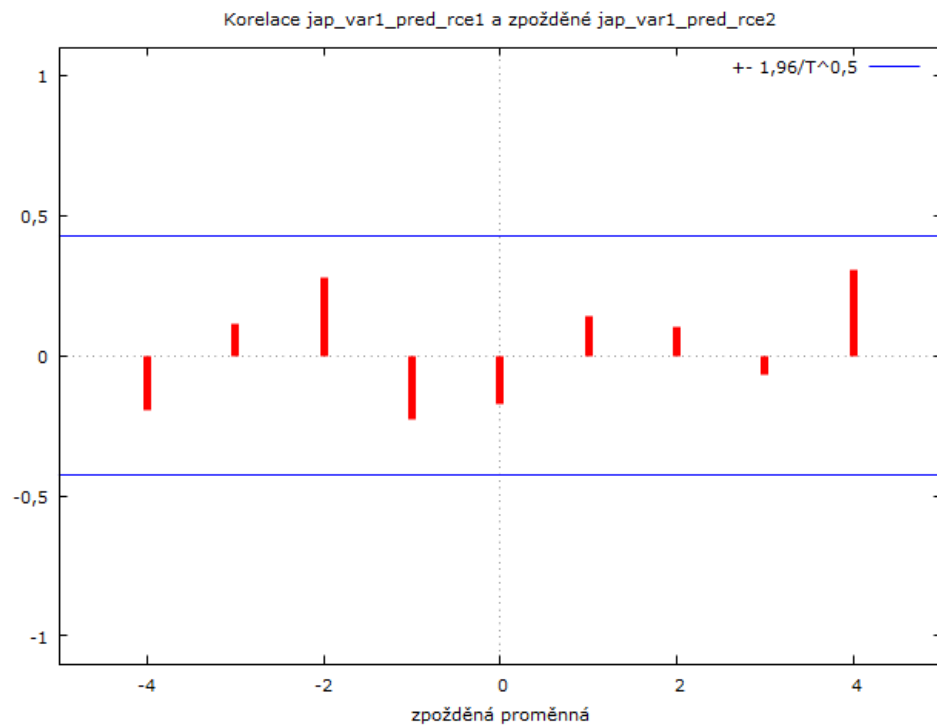
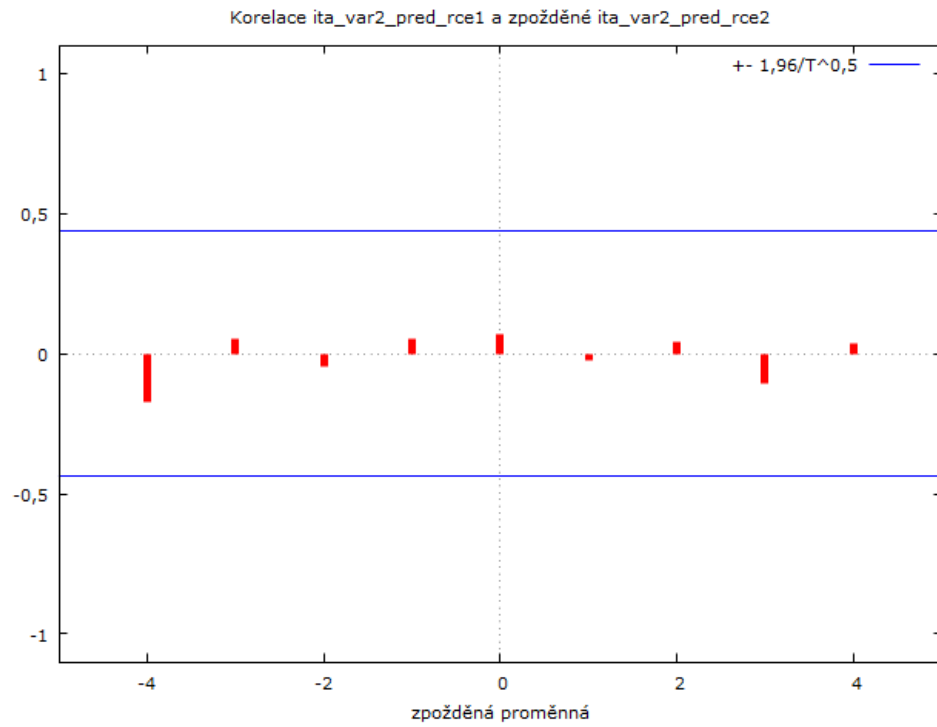
Doornik-Hansenův test		
Hypotéza	Interpretace	Označení
$H_0$	Rezidua jsou normálně rozdělena.	ANO
$H_1$	Rezidua nejsou normálně rozdělena.	NE

1Q:2003 – 3Q:2015				
Doornik-Hansenův test				
Proměnné/Zpoždění	1 čtvrtletí		2 čtvrtletí	
HDP_CAN $\Leftrightarrow$ SPTSX60	0,0000	NE	0,0000	NE
HDP_EU19 $\Leftrightarrow$ DJEUROSTOXX50	0,0000	NE	0,0000	NE
HDP_FRA $\Leftrightarrow$ CAC40	0,0461	NE	0,0751	ANO
HDP_GBR $\Leftrightarrow$ FTSE100	0,0290	NE	0,1900	ANO
HDP_GER $\Leftrightarrow$ DAX	0,0000	NE	0,0001	NE
HDP_ITA $\Leftrightarrow$ FTSEMIB	0,0013	NE	0,0002	NE
HDP_JAP $\Leftrightarrow$ NIKKEI225	0,0006	NE	0,0035	NE
HDP_USA $\Leftrightarrow$ SP500	0,0000	NE	0,0000	NE
HDP_RUS $\Leftrightarrow$ RTSI	0,0000	NE	0,0305	NE
HDP_RUS $\Leftrightarrow$ RTSI (2. log. dif.)	0,0000	NE	0,1255	ANO

1Q:2003 – 3Q:2008				
Doornik-Hansenův test				
Proměnné/Zpoždění	1 čtvrtletí		2 čtvrtletí	
HDP_CAN $\Leftrightarrow$ SPTSX60	0,5544	ANO	0,6487	ANO
HDP_EU19 $\Leftrightarrow$ DJEUROSTOXX50	0,0135	NE	0,0050	NE
HDP_FRA $\Leftrightarrow$ CAC40	0,0325	NE	0,1328	ANO
HDP_GBR $\Leftrightarrow$ FTSE100	0,0062	NE	0,0181	NE
HDP_GER $\Leftrightarrow$ DAX	0,0752	ANO	0,1341	ANO
HDP_ITA $\Leftrightarrow$ FTSEMIB	0,2629	ANO	0,3827	ANO
HDP_JAP $\Leftrightarrow$ NIKKEI225	0,0071	NE	0,2292	ANO
HDP_USA $\Leftrightarrow$ SP500	0,7454	ANO	0,4201	ANO
HDP_RUS $\Leftrightarrow$ RTSI	0,1689	ANO	0,2181	ANO
HDP_RUS $\Leftrightarrow$ RTSI (2. log. dif.)	0,3652	ANO	0,7979	ANO

<b>4Q:2008 – 3Q:2015</b>				
<b>Doornik-Hansenův test</b>				
<b>Proměnné/Zpoždění</b>	<b>1 čtvrtletí</b>		<b>2 čtvrtletí</b>	
HDP_CAN ⇔ SPTSX60	0,0000	NE	0,0003	NE
HDP_EU19 ⇔ DJEUROSTOXX50	0,0351	NE	0,0382	NE
HDP_FRA ⇔ CAC40	0,5501	ANO	0,2300	ANO
HDP_GBR ⇔ FTSE100	0,3611	ANO	0,7989	ANO
HDP_GER ⇔ DAX	0,0038	NE	0,0042	NE
HDP_ITA ⇔ FTSEMIB	0,0122	NE	0,0162	NE
HDP_JAP ⇔ NIKKEI225	0,0227	NE	0,0115	NE
HDP_USA ⇔ SP500	0,0028	NE	0,0011	NE
HDP_RUS ⇔ RTSI	0,0143	NE	0,7860	ANO
HDP_RUS ⇔ RTSI (2. log. dif.)	0,0272	NE	0,8189	ANO

## N Korelogramy modelů VAR nepostižených sériovou korelací



## O Korelogramy modelů VAR postižených sériovou korelací

