

Akciový trh jako indikátor vývoje hrubého domácího produktu

Bakalářská práce

Vedoucí práce:

Mgr. Veronika Blašková, Ph.D.

Daniel Křenek

Brno 2016

Rád bych poděkoval své vedoucí bakalářské práce Mgr. Veronice Blaškové, Ph.D. za cenné rady, věcné připomínky a vstřícnost při konzultacích, které mi pomohly tuhle práci zkompletovat. Děkuji také Michalu Putnovi ze společnosti Patria Online, a. s. za poskytnutí potřebných dat.

Čestné prohlášení

Prohlašuji, že jsem tuto práci: **Akciový trh jako indikátor vývoje hrubého domácího produktu**

vypracoval 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, 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 23. května 2016

Abstract

Křenek, D. Stock market as indicator of development gross domestic product. Bachelor thesis. Brno: Mendel university in Brno, 2016.

The bachelor thesis deals with the analysis of an influence of stock market development on gross domestic product of chosen countries in 2000–2015. In the theoretical part is described current situation of stock indices and activity of world stock exchanges. Further, findings related to main object and issues of regression analysis, which including issue of time series also, are mentioned. The key part of the thesis is focused on finding out an influence of stock market development on gross domestic product in case of predictive indicator by regression analysis.

Keywords

Stock market, gross domestic product, predictive indicator, regression analysis.

Abstrakt

Křenek, D. Akciový trh jako indikátor vývoje hrubého domácího produktu. Bakalářská práce. Brno: Mendelova univerzita v Brně, 2016.

Bakalářská práce se zabývá analýzou vlivu vývoje akciového trhu na hrubý domácí produkt vybraných zemí světa v letech 2000–2015. V teoretické části je uvedena současná situace akciových indexů a působení světových burz. Dále jsou zde zmíněny stěžejní poznatky vztahující se k hlavnímu cíli práce. V další části práce je předložena problematika regresní analýzy, která je spojena s problematikou časových řad. Zásadní část práce je zaměřena na zjištění vlivu vývoje akciového trhu na hrubý domácí produkt ve smyslu předstihového ukazatele pomocí regresní analýzy.

Klíčová slova

Akciový trh, hrubý domácí produkt, předstihový indikátor, regresní analýza.

Obsah

1	Úvod	11
2	Cíl práce	13
3	Literární rešerše	14
3.1	Charakteristika akciového indexu	14
3.2	Významné světové burzovní firmy a burzy	14
3.2.1	Deutsche Börse AG	15
3.2.2	DAX Index	15
3.2.3	London Stock Exchange Group Plc.	15
3.2.4	FTSE 100	15
3.2.5	Burza cenných papírů Praha a. s.	15
3.2.6	PX Index.....	16
3.2.7	NYSE Euronext	16
3.2.8	Index Dow Jones Industrial Average	17
3.2.9	The NASDAQ OMX Group, Inc.	17
3.2.10	The NASDAQ Composite Index.....	17
3.3	Velká hospodářská krize	17
3.4	Reálný výstup ekonomiky a akciové kursy	18
4	Materiál a metodika	23
4.1	Časové řady.....	23
4.1.1	Finanční časové řady	23
4.2	Regresní analýza	23
4.2.1	Funkční formy	24
4.2.2	Verifikace ekonometrického modelu	25
4.2.3	Statistická verifikace a ekonometrická verifikace.....	25
4.3	Analýza časových řad.....	26
4.4	Modelování časových řad - specifické problémy.....	27
4.4.1	Multikolinearita	27

4.4.2	Autokorelace	27
4.4.3	Zdánlivá korelace	28
4.4.4	Opožděná korelace	28
5	Vlastní práce	29
5.1	Specifikace modelů	29
5.1.1	Model č. 1 (Česká republika vs. PX)	31
5.1.2	Model č. 2 (Německo vs. DAX)	33
5.1.3	Model č. 3 (USA vs. DIJA)	34
5.1.4	Model č. 4 (USA vs. NASDAQ)	35
5.1.5	Model č. 5 (Velká Británie vs. FTSE 100).....	36
5.2	Ekonometrická verifikace modelů	38
6	Závěr a diskuse	43
7	Literatura	45
8	Seznam obrázků	47
9	Seznam tabulek	48
	Vstupní data	51

1 Úvod

V dnešním světě globalizace a moderních technologií dochází k neustálému zjednodušování a ke snaze zvýšit efektivnost všech činností. Z finančního sektoru takovým příkladem mohou být bezhotovostní platby, uzavírané obchody s cennými papíry nebo nabídky produktů bank. Všechny uvedené oblasti jsou zajímavé jak z hlediska vývoje, tak i z hlediska působení na své okolí. Obchody s cennými papíry zejména akciové trhy dostávají díky výše uvedeným faktorům neuvěřitelné možnosti. Objemy obchodů na pražské burze cenných papírů (burzovních obchodů v podobě akcií), které proběhly dne 29. 1. 2016, činí 956,102 mil. Kč (PSE, 2016).

Akciový trh můžeme charakterizovat jako místo, kde se u akcií setkává nabídka s poptávkou. V České republice, podle Jílka (2009), je možné obchodovat přímo na přepážce Centrálního depozitáře cenných papírů. Jedná se o dohodu mezi nakupujícím a prodávajícím. Celý obchod se odehrává bez zprostředkovatele a Centrální depozitář cenných papírů plní pouze evidenční funkci podle zákona o podnikání na kapitálovém trhu. Dalším místem k obchodování jsou organizované mimoburzovní trhy. Na takovém místě nemusejí být všechny veřejně obchodovatelné cenné papíry přijaty. Mohou být upravovány hodiny provozu obchodního systému. Celkový dohled zde není tak silný, ale musí disponovat příslušnou licencí a respektovat zákony dané země. V České republice jako organizovaný mimoburzovní trh působil až do roku 2008 RM-Systém (Rejnuš, 2012). Posledním a nejvýznamnějším místem k obchodování jsou burzy. Burza funguje jako organizátor trhu a obdobně jako organizovaný mimoburzovní trh musí být držitelem opravňující licence. Typické pro ni je, že k uzavření obchodu dochází přes zprostředkovatele. Zprostředkovatel je licencovaný obchodník s cennými papíry a od investora mu je poskytnuta peněžní odměna za poskytnutou službu. Proto dochází k prodražení celé transakce. V České republice lze takové obchody uzavřít přes Burzu cenných papírů Praha (Jílek, 2009).

Vzhledem ke stálému vývoji akciového trhu a jeho proměnlivosti se nabízí otázka k posouzení jeho vlivu na reálnou ekonomiku. Motivací ke zpracování této práce byla zvědavost a skutečnost, že danou problematikou se zabývá jen málo odborné literatury.

Práce je rozdělena do tří hlavních částí, literární rešerše, materiál a metodika a vlastní práce. V první části práce je uvedena současná situace na akciových trzích popisující, jak vznikají akciové indexy a jaké akciové indexy jsou v dnešní době používány. Dále je zde popsán soudobý stav významných burz ve světě. Hlavně jsou vylíčeny burzy, které se vztahují k pozorovaným trhům a jejich důležité akciové indexy. V poslední části literární rešerše je kriticky zhodnocena literatura týkající se vztahu mezi akciovými kursy a reálným výstupem ekonomiky. Materiál a metodika obsahuje základní principy jednoduché regresní analýzy s následnou ekonomickou, statistickou a ekonometrickou verifikací. Tahle část zahrnuje i charakteristiku časových řad popřípadě finančních časových řad a jejich analýzu. Jsou zde rozebrány typické problémy, se kterými se můžeme při modelování časových řad setkat. Vlastní práce ve svém počátku podporuje hlavní cíl práce nejprve pomocí

grafického východiska a následně sestavuje modely pro Českou republiku, Německo, USA a Velkou Británii. Modely budou verifikovány a případně identifikované problémy, které mohou při modelování nastat, budou okomentovány s dalším možným řešením.

2 Cíl práce

Hlavním cílem je pomocí regresní analýzy ukázat, zda vývoj akciového trhu působí jako indikátor vývoje hrubého domácího produktu, tedy jestli lze na základě minulých událostí, například propadu akciových burz s následným poklesem hrubého domácího produktu (krize v roce 2008), dokázat mezi sledovanými veličinami fundamentální vztah. Analyzovány budou akciové trhy a výkony ekonomik České republiky, Německa, USA a Velké Británie v období od roku 2000 až do roku 2015 (u Německa do roku 2013). V souvislosti s regresní analýzou je pracováno s hrubým domácím produktem a akciovým indexem jako nejlépe popisující veličinou výkonu akciového trhu.

Podmíněným cílem je identifikace a řešení případných problémů při modelování.

Sekundárním cílem je následná predikce hrubého domácího produktu při zdárném závěru pro Českou republiku.

3 Literární rešerše

3.1 Charakteristika akciového indexu

Akciový index znázorňuje statistickou veličinu, která zobrazuje změny v portfoliu cenných papírů. Nejčastěji se jedná o vážený aritmetický průměr zahrnující dané cenné papíry. Můžeme tedy říci, že jde o ukazatel agregující vybrané akcie a jejich tržní ceny. K určení vah jednotlivých složek zahrnutých do akciového indexu lze dospět třemi způsoby.

- Metodou tržní kapitalizace – té společnosti, která má nejvyšší tržní kapitalizaci bude přidělena i nejvyšší váha (pokud např. společnost A bude mít tržní kapitalizaci 20 mld. EUR a společnost B bude mít tržní kapitalizaci 40 mld. EUR, pak bude mít společnost B dvojnásobně větší váhu v akciovém indexu). Dojde tedy k vytvoření určitého vlivu na celkový trh. Uvedenou metodu zastupují indexy jako NASDAQ Composite Index, FTSE v Londýně, nebo český PX Index.
- Metodou cenového vážení – jednotlivým komponentám tvořící bázi indexu je přiřazena váha podle jejich aktuální tržní ceny. Nezáleží zde na tržní kapitalizaci, a proto akcie s lepším výkonem vykazují růst váhy. Na druhou stranu dochází ke snižování vah akcií, jejichž hodnota klesá. Vhodnými příklady užívající této metody jsou DJ Industrial Average Index a Nikkei 225 Index v Japonsku.
- Metodou stejné váhy – každá společnost zastoupená v indexu má stejnou váhu. Může zde dojít k negativnímu vlivu na společnost dosahující dobré výsledky společností, která dosahuje slabších výkonů. V praxi se takhle sestavený index používá u společností podobně kapitálově velkých a i výkonnostně shodných.

Na kapitálovém trhu plní akciové indexy různé funkce. Jednou z hlavních funkcí je funkce informační, která popisuje dynamiku trhu. Dále je možné na základě porovnávání více indexů zhodnocovat alternativní investice a vyčíslit náklady ušlé příležitosti. Staly se také nástrojem pro obchodování, neboť jsou zastupovány cennými papíry pro konkrétní index. (Chovancová, 2006)

3.2 Významné světové burzovní firmy a burzy

Za nejvýznamnější světové burzovní firmy a burzy lze považovat podle Musílka (2011) NYSE Euronext, The NASDAQ OMX Group, Inc., Tokyo Stock Exchange Group, Inc., London Stock Exchange Group Plc., Deutsche Börse AG a Shanghai Stock Exchange. V rámci práce je vhodné vystihnout ty, které se vztahují k pozorovaným trhům.

3.2.1 Deutsche Börse AG

Deutsche Börse AG jako holdingová společnost sídlí ve Frankfurtu nad Mohanem. V roce 2009 se vyznačovala jako největší burzovní firmou na světě z hlediska tržní kapitalizace. Dnes je organizováno obchodování s cennými papíry v Německu prostřednictvím sedmi burz, Frankfurt, Düsseldorf, Mnichov, Hamburg, Stuttgart, Berlín, Hannover. Frankfurtská burza patří do skupiny holdingové společnosti Deutsche Börse AG a je nejdůležitější burzou v Německu, neboť se zde odehrává přes 95 % burzovních obchodů. Důležitým segmentem frankfurtské burzy je index DAX, který obsahuje nejvíce likvidní tituly. (Musílek, 2011)

3.2.2 DAX Index

Konstituenti indexu jsou Adidas, Allianz, BASF, Bayer AG, Beierdorf AG, BMW, Commerzbank, Continental AG, Daimler, Deutsche Bank, Deutsche Borse, Deutsche Post, Deutsche Telekom, E. ON, Fresenius Medi, HeidelbergCement, Henkel KGaA Preferred Stock, Infineon Technol, K S, Linde AG, Lufthansa, Merck KGaA, Munich Re, RWE, SAP AG, Siemens AG, ThyssenKrupp, Wolkswagen Preferred Stock. (Patria.cz, 2016)

3.2.3 London Stock Exchange Group Plc.

London Stock Exchange Group Plc. je korporace, která vznikla v roce 2007 fúzí londýnské a italské burzy. Její hlavní sídlo je v Londýně. Obchody mohou být uzavřeny prostřednictvím několika elektronických systémů. Z nichž největší význam má například systém SEATS. Systém byl založen v říjnu 1997 pro akcie obsažené v akciovém indexu FTSE. (Musílek, 2011)

Londýnská burza jakožto součást London Stock Exchange Group Plc. vybírá z ostatních rodinných indexů do indexu FTSE 100 ty největší společnosti sídlící ve Velké Británii. (londonstockexchange.com, 2016)

3.2.4 FTSE 100

Bázi tvoří 100 společností mající největší tržní kapitalizaci. Za příklady společností lze uvést Aberdeen Asset, ABF, Admiral Group, ARM Holdings Aviva, British American, British Land, BT Group, Bunzl, Capita Group, EasyJet, Experian, GKN Holdings, Glencore, Hikma Pharma, HSBC, IAG, Intertek Group, Rolls Royce, Tesco. (Patria.cz, 2016)

3.2.5 Burza cenných papírů Praha a. s.

Burza cenných papírů Praha je největším organizátorem trhu cenných papírů v České republice. Protože je členem Federace evropských burz a americkou Komisí pro cenné papíry a burzy ohodnocena jako burza bezpečná pro investory je zajímavá pro domácí investory i pro zahraniční. Hlavní index pražské burzy je index PX. (PSE, 2016)

3.2.6 PX Index

Bázi indexu tvoří AAA AUTO, CETV, ČEZ, ERSTE BANK, FORTUNA, KOMERČNÍ BANKA, NWR, O2 C. R., PEGAS NONWOVENS, PHILIP MORRIS ČR, UNIPETROL, VIG. (Patria.cz, 2016)



Obr. 1 Vývoj indexu PX ve srovnání s vývojem akcií ERSTE BANK v období od 29. 2. 2002 do 14. 2. 2016

Zdroj: Patria.cz, 2016

Na obrázku je možné vidět vývoj indexu PX, který je tvořen metodou tržní kapitalizace, v souvislosti s vývojem akcií ERSTE BANK podle PSE (2016) jako největším zastupitelem redukované tržní kapitalizace v indexu (cca. 37 026 771 303 CZK).

3.2.7 NYSE Euronext

NYSE Euronext jako korporace sídlící v New Yorku byla zaregistrována v roce 2007 v americkém státě Delaware. Pod NYSE Euronext spadá New York Stock Exchange (NYSE, newyorksá burza), která sídlí na Wall Street v New York City. Odvětví cenných papírů patří v USA mezi nejvíce regulované odvětví. K celkové regulaci dochází prostřednictvím čtyř stupňů. Základ pomyslné pyramidy dohledu tvoří investiční firmy, které by měly mít k dispozici kvalifikované pracovníky dodržující základní pravidla a etické kodexy. Druhým stupněm jsou samoregulační organizace. Kupříkladu NYSE vytvořila elektronické monitorovací systémy, nebo nezávislou a neziskovou společnost NYSE Regulation, Inc., aby nad ní prováděla dohled. Dalším stupněm je Komise pro cenné papíry a burzy. Komise slouží jako orgán dohlížející na dodržování zákonů a v neposlední řadě uděluje tresty při jejich porušení. Na vrcholku celé pyramidy je Kongres USA, jehož hlavní činností je schvalování zákonů a jmenování členů Komise pro cenné papíry a burzy. Nejznámějším indexem NYSE je Index Dow Jones Industrial Average. (Musílek, 2011)

3.2.8 Index Dow Jones Industrial Average

Bázi indexu zde tvoří 30 amerických momentálně největších společností 3M, American Express, Apple Computer, Boeing, Caterpillar, Cisco Systems, Coca Cola, E I du Pont, Exxon Mobil, General Electric, Goldman Sachs, Home Depot, Chevron, IBM, Intel, Johnson&Johnson, JPMorgan Chase, McDonald's, Meck, Microsoft, NIKE, Pfizer, Procter & Gamble, Travlrs, United Tech, UnitedHealth Grp, Verzion Comms, Visa, Wal-Mart, Walt Disney Co. (Patria.cz, 2016)

3.2.9 The NASDAQ OMX Group, Inc.

The NASDAQ OMX Group, Inc., vznikl v roce 2008 fúzí mezi americkou společností NASDAQ a skandinávskou korporací OMX. Stejně jako NYSE Euronext je zaregistrována ve státě Daleware s centrálou v New Yorku. Nyní pokrývá americký trh i skandinávský trh. Americký trh je pokryt větví NASDAQ, která se přeměnila na The NASDAQ Stock Market, Inc.. (Musílek, 2011)

Všechny zalistované typy akcií v The NASDAQ Stock Market. Inc. jsou součástí indexu The NASDAQ Composite Index, který je složen metodou tržní kapitalizace. (business.nasdaq.com, 2016)

3.2.10 The NASDAQ Composite Index

Za příklady společností tvořící bázi lze uvést Adobe Sys., Amazon com Inc., Apple Computer, eBay Inc., Electronic Arts, Facebook, Intel, Microsoft, NetApp, Netflix Inc., Nvidia, NXP Semiconducto, Symatec, Yahoo, Vertex Pharma, Verisk Analytics. (Patria.cz, 2016)

3.3 Velká hospodářská krize

Historické zkušenosti poukazují na vlastnost akciových kursů, které mohou působit jako jakýsi barometr ekonomického vývoje. Neboť nejprve pokles akciového indexu překročující určitou mez, může nastartovat spirálu směřující ke krizi ekonomiky. Pakliže vnitřní hodnota trhu poklesne na základě úpadku akciového indexu, dojde k dalším poklesům akcií. (Kohout, 2010)

S takovou souvislostí je obecně známá událost, která nastala 24. října 1929, Černý čtvrtek. Toho dne byly kursy akcií na newyorské burze obchodovány na stabilní úrovni. Odlišností od jiných dnů mohlo být, že obchodování probíhalo v obrovském měřítku. Z ničeho nic se průběh obchodování obrátil a začali převyšovat prodejní příkazy. Nikdo neví, proč přesně došlo k takovému vývoji. S největší pravděpodobností zde nedošlo k zadávání prodejních příkazů v rámci šířící se paniky, ale z důvodů nucených prodejů. Obchodníci totiž vyčerpali své úvěrové účty a nezbylo jim už nic jiného. Taková událost spolu s platební neschopností pak měla na svědomí Velkou hospodářskou krizi ve 30. letech. (Kohout, 2010)

Selhání systému zde bylo způsobeno nezdravým bankovním systémem. Doka-
zuje to krach bank na začátku 30. let, který byl vyčíslen na několik desítek tisíc
bankovních institucí. (Kohout, 2010)

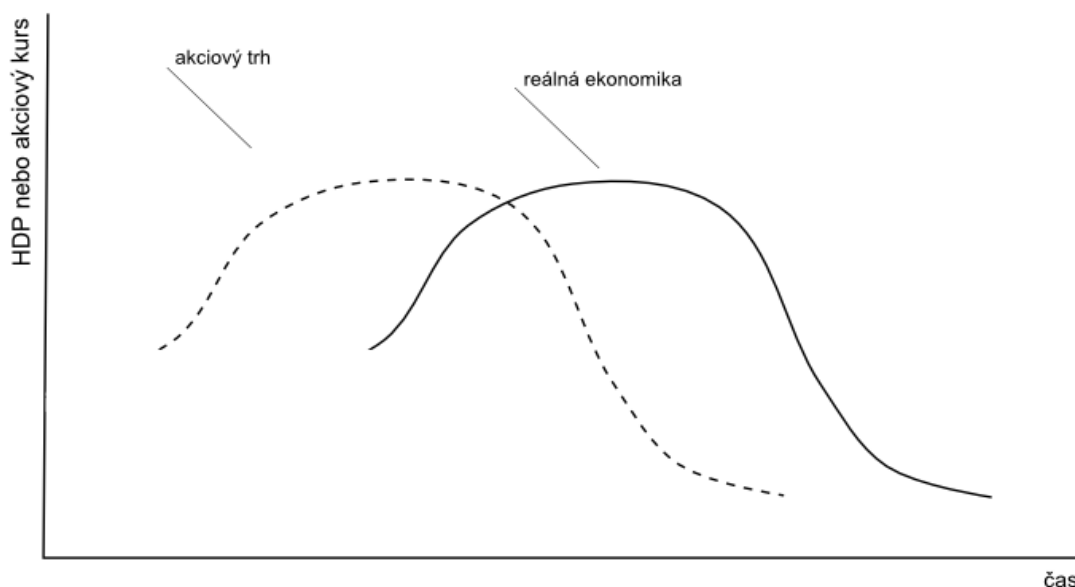
3.4 Reálný výstup ekonomiky a akciové kursy

Akciové kursy kolísají dlouhodobě kolem základního trendu. Výstup ekonomiky
jako makroekonomická veličina vykazuje dlouhodobě rostoucí trend, neboť
v dnešní době dochází ke stálému zlepšování životní úrovně. V rámci fundamentál-
ní analýzy autor uvádí výstup reálné ekonomiky jako jednu z vysvětlujících veličin
(dále uvádí fiskální politiku, peněžní nabídku, úrokové sazby, inflaci, mezinárodní
pohyb kapitálu a ekonomické a politické šoky). Vzhledem k rostoucímu trendu vý-
stupu ekonomiky je možné tvrdit, že dlouhodobý trend vývoje akcií je také rostou-
cí. Existuje zde tedy velmi těsný vztah mezi vývojem akciových kursů a vývojem
ekonomiky. Pro podporu uvedené teze provedl korelační analýzu zkoumající vzá-
jemnou závislost mezi hrubým domácím produktem a akciovými kursy, kterou
popisuje tabulka níže.

Tab. 1 Korelační koeficienty hrubého domácího produktu a akciových kursů (1967-1996)
Zdroj: Musílek, 1999

Trh	Korelační koeficient
USA	0,897399
Velká Británie	0,938361
Japonsko	0,899020
Německo	0,855074
Švýcarsko	0,824824
Belgie	0,829624
Rakousko	0,850840
Česká Republika	-0,531100

Silná pozitivní korelace statisticky významná byla zjištěna u vyspělých zemí
světa. V České republice pak statisticky významná negativní korelace, kterou si
autor vysvětluje jako příčinu špatné vypovídací schopnosti českých akciových in-
dexů a krátkého sledovaného období. Dále poukazuje na to, že ve střednědobém
hospodářském cyklu zjištěný pevný vztah mezi veličinami není ustálený a dochází
zde dokonce k předbíhání ekonomického vývoje akciovými kursy. (Musílek, 1999)



Obr. 2 Vztah mezi akciovým trhem a vývojem reálné ekonomiky
Zdroj: Musílek, 1999

Z teoretického hlediska je možné předbíhání vysvětlit třemi úvahami.

1. Investoři neberou v úvahu aktuální stav trhu, nýbrž se snaží předpovídat budoucí vývoj ekonomiky.
2. Indikátory, které investoři sledují, jako jsou zisk a marže předbíhají reálný výstup ekonomiky.
3. Spotřebitelské a podnikatelské chování je ovlivněno změnami odehrávající se na akciových trzích a tím dochází k ovlivnění následného reálného vývoje ekonomiky. (Musílek, 2011)

Také Chovancová (2006), se shoduje s myšlenkou, že dochází ke střednědobému předbíhání vývoje akcií před vývojem ekonomiky. Příčinu dává hlavně chování investorů na trhu. Investoři se na akciovém trhu rozhodují na základě prognózy budoucího vývoje. Dokážou rozpoznat, kdy dojde k recesi nebo k přehřátí ekonomiky. Jejich chování pak může ovlivnit masové rozhodování a prohloubit případnou recesi.

Bystrý investor totiž rozšiřuje svoje portfolio podhodnocenými akciemi. Jestliže je odvětví v recesi, pak budoucnost není malována růžově a analytici šíří myšlenku o konci vesmíru. Většina investorů dostává záchvat paniky a prodávají. V době konjunktury pak ti předvídaví postupně prodávají a očekávají nasycení. Nevšímaví investoři v tomhle období nakupují a těší se z iluze nabytého bohatství. (kurzy.cz, 2016)

Vývoj cenných papírů hlavně pak akcií se oproti hrubému domácímu produktu může pohybovat v jiné úrovňové hladině, neboli může mít jiné tempo růstu. Může hlavně převyšovat v dlouhodobém horizontu rychlost hospodářského vývoje. Za

příklad autor zmiňuje americkou ekonomiku a kapitálový trh v období 1959–1996. Hrubý domácí produkt se za sledované období ztrojnásobil, zatímco reálné akciové výnosy vzrostly osmkrát. Ve sledovaném období 1870–1996 (dlouhodobé) vzrostl hrubý domácí produkt 200krát a reálná hodnota akciového trhu 2 500krát. (Kohout, 2010)

Petr Musílek (2011) dokonce předkládá, že akciové kursy předbíhají vývoj ekonomiky rozdílně v návaznosti na stupni recese nebo expanze. Celou hypotézu vysvětlil na základě analýzy, kterou provedl Seigel (1998).

Tab. 2 Recese a výnosová míra DJIA po roce 1948
Zdroj: Seigel (1998), Tregler (2001)

Recese	Vrchol DJIA (1)	Vrchol hosp. cyklu (2)	Počet měsíců mezi (1) a (2)	Pokles DJIA mezi (1) a (2)	Počet měsíců mezi 8% poklesem indexu a (2)
1948-1949	5/48	11/48	6	-8,74 %	0
1953-1954	12/52	7/53	7	-3,91 %	neklesl pod 8 %
1957-1958	7/57	8/57	1	-5,05 %	-1
1960-1961	12/59	3/60	4	-8,28 %	0
1970	11/68	12/69	13	-12,19 %	10
1973-1975	12/72	11/73	11	-16,20 %	7
1980	1/80	1/80	0	0,00 %	-2
1981-1982	11/80	7/81	8	-4,08 %	-1
1990-1991	7/90	7/90	0	0,00 %	-3
Průměr			5,6	-6,49 %	1,3
Směrodatná odchylka			4,4	5,10	4,4

Analýza se týká zachycení stavu hospodářského cyklu a výnosové míry Dow Jones Industrial Average indexu po roce 1948. Z uvedených poznatků uvedl schopnost akciového trhu prognózovat vzestup s náskokem o 1,3 měsíce (s náskokem o 5,6 měsíce nebral-li by stanovené kritérium – 8% pokles jako začátek recese v úvahu). Se stejným kritériem opačného směru pak předstihl akciový trh zotavení ekonomiky o 3 měsíce (o 5,1 měsíc bez braného kritéria).

Tab. 3 Expanze a výnosová míra DJIA po roce 1948
Zdroj: Seigel (1998), Tregler (2001)

Recese	Vrchol DJIA (1)	Vrchol hosp. cyklu (2)	Počet měsíců mezi (1) a (2)	Pokles DJIA mezi (1) a (2)	Počet měsíců mezi 8% poklesem indexu a (2)
1948-1949	5/49	10/49	5	15,59 %	3
1953-1954	8/53	5/54	9	29,13	5
1957-1958	12/57	4/58	4	10,27 %	1
1960-1961	10/60	2/61	4	21,25 %	2
1970	6/70	11/70	5	21,86 %	3
1973-1975	9/74	3/75	6	35,60 %	5
1980	3/80	7/80	4	22,60 %	2
1981-1982	7/82	9/82	4	33,13 %	3
1990-1991	10/90	3/91	5	25,28 %	3
Průměr			5,1	23,86 %	3
Směrodatná odchylka			1,73	8,59 %	1,41

Uvedený závěr se shoduje s tvrzením v publikaci, která vznikla z důvodu nedostatku jiných podobných zdrojů jak na domácím trhu tak i na zahraničním. Byla schválena v edičním programu Ekonomické university v Bratislavě. Autoři v práci uvádějí, že akciový trh by měl předbíhat reálnou ekonomiku o 3 až 6 měsíců. Důležitou poznámkou je dokázání prostřednictvím dynamických regresních modelů časových řad, Grangerova kauzality. Hlavní myšlenkou je vysvětlení proměnné y jako lineární funkce její vlastních minulých hodnot a i hodnot proměnné druhé tedy proměnné x . (Eduard Baumöhl, Štefan Lyócsa, Tomáš Výrost, 2011)

V diplomové práci (Krchnívá, 2013) je právě pomocí Grangerovy kauzality představena významnost akciových indexů ve smyslu předstihového ukazatele ekonomiky. Ve svých výsledcích uvádí šest případů s prokázáním vlivem akciového trhu. Dokonce vypořádala opačný jednostranný vliv americké ekonomiky, která podle ní předbíhá události akciových trhů o tři měsíce.

O uvedenou problematiku se dále zajímal Fama (1990), který prováděl empirické testování akciového trhu v USA. Zjistil vzájemnou závislost mezi očekávanou mírou výnosů a budoucím vývojem reálné ekonomiky. Sledování prováděl v letech 1953 až 1987. Objasnil zde také některé snížené vypovídací schopnosti určitých pozorovaných jevů z důvodu možné kolinearity.

Kohout (2010) však upozorňuje na to, že nelze počítat s tím, že by akciové trhy měly kopírovat vývoj hrubého domácího produktu, i když v sobě výkon ekonomiky obsahuje podnikové zisky. Uvedené tvrzení ozřejmuje na grafu vykreslující souvislosti změn HDP a následné reálné výnosy amerického akciového indexu, kde poukazuje na neexistující krátkodobou závislost. Vzhledem k tomu, že se zaměřuje hlavně na investiční strategii tak považuje krátkodobé výkyvy za zanedbatelné. A i k dlouhodobému horizontu nepřistupuje optimisticky a nepředpokládá, že by dlouhodobé výnosy byly přímo úměrné dlouhodobým ekonomickým trendům. Ve

své publikaci se však nevyjadřuje k vlastnosti akciových trhů předbíhat reálný výkon ekonomiky. Ale na druhou stranu nepochybuje o kladném fundamentálním vztahu mezi růstem hospodářství a růstem akcií. Existenci takového vztahu přikládá hlavně faktu, že nikde na světě nenajdeme (kromě například Islandu) takovou ekonomiku, která by prosperovala a zároveň neměla rozvinutý kapitálový trh.

4 Materiál a metodika

4.1 Časové řady

V práci je zacházeno s daty akciových indexů a hrubého domácího produktu. Tyto hodnoty jsou s časem postupně generovány a jsou nazývány časovou řadou.

Můžeme je chápat jako posloupnost, která je uspořádaná z časového hlediska od minulosti k přítomnosti, tedy chronologicky. Data jsou zároveň věcně a prostorově srovnatelná. U tohoto typu dat nás zajímá vývoj v minulosti a možné ekonomické závěry do budoucnosti na základě minulých pozorování. (Hindls, 2007)

Časové řady lze členit hlavně kvůli obsahu sledovaných ukazatelů, protože mohou vykazovat specifické statistické vlastnosti, které si vyžadují odlišné prostředky zkoumání. Základní členění je podle rozhodného časového hlediska (intervalové, okamžikové), podle periodicity (dlouhodobé-roční, krátkodobé-čtvrtletní, měsíční, týdenní), podle druhu sledovaných ukazatelů (prvotní, odvozené), podle způsobu vyjádření (naturální jednotky, peněžní ukazatelé). (Hindls, 2007)

Například hrubý domácí produkt jako ekonomická časová řada je v práci sledován za jednotlivá čtvrtletí. Lze tedy říci, že je prvotní krátkodobou intervalovou časovou řadou vyjádřenou v peněžních jednotkách.

4.1.1 Finanční časové řady

Přidáme-li přídavné jméno finanční k pojmu časové řady, dostaneme diferencovaný přístup k určité skupině časových řad.

Taková skupina vzniká na dluhopisových, akciových a devizových trzích, kde se obchoduje s cennými papíry a finančními prostředky v různých měnách. Základní informace, kterou trh vykazuje, je cena. Zaznamenávané ceny v dané časové frekvenci pak tvoří časovou řadu. Jako finanční časové řady jsou označovány i řady od nich odvozené nebo zaznamenávající jejich vývoj. (Artl, Artlová, 2003)

Od jiných ekonomických časových řad se liší hlavně specifickými vlastnostmi a tvarovými odlišnostmi, které jsou způsobeny mikrostrukturou finančních trhů. Charakteristickým rysem je vysoká časová frekvence jednotlivých hodnot. Obvykle se setkáváme s denním zaznamenáváním hodnot. (Artl, Artlová, 2003)

V návaznosti na práci finanční časovou řadu tvoří pozorování akciových indexů.

4.2 Regresní analýza

Regresní analýza je nejpoužívanější a nejdůležitější metodou v ekonometrii. Slouží k vysvětlení změn hodnot jedné proměnné (y) prostřednictvím hodnot proměnných jiných (x_1, x_2, \dots, x_k), tedy kvantitativně popisuje vztah mezi ekonomickými a finančními veličinami. Vztah je zachycen formálně pomocí regresní rovnice.

Lineární regresní model lze zapsat

$$y_t = \beta_1 + \beta_2 x_{t2} + \beta_3 x_{t3} + \dots + \beta_k x_{tk} + \varepsilon_t, \text{ kde } t = 1, \dots, T, \quad (1)$$

kde y_t je vysvětlovaná proměnná (někdy nazývaná i jako závislá proměnná, regresand, efekt) v čase t

$x_{t1}, x_{t2}, \dots, x_{tk}$ jsou hodnoty vysvětlujících proměnných (též nazývány jako nezávislé proměnné, regresory, příčiny) v čase t

$\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k$ jsou neznámé parametry modelu

ε_t je reziduální složka modelu (chybový člen).

Vysvětlující proměnná x_{11} se do modelu nezapisuje, protože její hodnota je stále rovna jedné. Slouží k zachycení parametru β_1 tzv. absolutního členu. Parametry rovnice β_2, \dots, β_k lze interpretovat, tak že, jestliže se zvýší hodnota vysvětlující proměnné x_i o jednu jednotku za jinak neměnných podmínek, můžeme zaznamenat změnu vysvětlované proměnné y o hodnotu β_i . Vzhledem k tomu, že jde o lineární regresní model je model lineární v parametrech.

Neznámé parametry v modelu jsou odhadnuty pomocí metody nejmenších čtverců (OLS = Ordinary Least Squares), díky které jsou nalezeny takové odhady parametrů, co způsobují minimalizaci součtu čtverců odchylek vypočtených hodnot od hodnot naměřených (minimalizace součtu čtverců reziduí).

Reziduální složka vyjadřuje vlivy, které působí na vysvětlovanou proměnnou, ale nejsou v modelu zachyceny. V modelu může odrážet také chyby měření, těžko zaznamennatelné jevy, nebo nepředvídatelné události. V oblasti ekonomiky a financí se nejčastěji můžeme setkat například s turbulencemi na burzách, teroristickými útoky, výpadky energetických a počítačových sítí i nedostatečnou kvantifikací lidského chování. (Cipra, 2008)

4.2.1 Funkční formy

Ke zdárnému zjištění vztahu mezi veličinami je důležité zvolit správnou funkční formu. Nejčastěji využívané a základní formy jsou lineární v parametrech. Ty pak mohou být podle jejich průběhu lineární v proměnných např. rovnice (2) nebo nelineární v proměnných např. rovnice (3).

Lineární forma,
$$y = \beta_1 + \beta_2 x_1 + \varepsilon, \quad (2)$$

polynomická forma,
$$y = \beta_1 + \beta_2 x_1 + \beta_3 x_1^2 + \varepsilon, \quad (3)$$

reciproká forma,
$$y = \beta_1 + \frac{\beta_2}{x_1} + \varepsilon. \quad (4)$$

Uvedené formy se vztahují k vysvětlení pomocí jednoho regresoru. Mohou být modifikovány přidáním dalšího regresoru nebo například přidáním dalšího řádu

polynomu. Další, v praxi často užívané, jsou logaritmicko-lineární, lineárně-logaritmické a dvojité logaritmické funkční formy.

Rovnice, které jsou nelineární v parametrech lze také využít. Často je možné je i linearizovat vhodnou úpravou, i když většina z nich takto upravit nejde např. rovnice (5).

$$\text{Logistický model,} \quad y = \frac{\alpha}{1 + e^{-\beta_1 - \beta_2 x}} + \varepsilon. \quad (5)$$

(Adamec, Střelec, Hampel, 2013)

4.2.2 Verifikace ekonometrického modelu

Verifikace ekonometrického modelu je nedílnou součástí celého procesu. Skládá se ze tří částí. První část je ekonomická verifikace, kde je ověřeno, zda se model shoduje s ekonomickou teorií daného tématu a zda koeficienty vykazují očekávaná znaménka. Další částí je statistická verifikace, která posuzuje statistické charakteristiky odhadnutých parametrů, ale i celého modelu. Poslední částí je ekonometrická verifikace zkoumajíc, zda jsou splněny určité předpoklady, na kterých staví metody získání odhadů a statistické testy. Pouze při jejich splnění pak můžeme považovat model za správný a vhodný k použití. (Adamec, Střelec, Hampel, 2013)

Výše uvedené předpoklady se nazývají klasické předpoklady regresního modelu a zahrnují uvedená pravidla:

- I. *„Regresní model je lineární v parametrech, je správně specifikován a má aditivně připojený chybový člen.*
- II. *Chybový člen má nulovou střední hodnotu.*
- III. *Všechny vysvětlující proměnné jsou nekorelované s chybovým členem.*
- IV. *Pozorování chybového členu jsou nekorelovaná se sebou samými, tj. v chybovém členu se nevyskytuje sériová korelace.*
- V. *Chybový člen má konstantní rozptyl, tj. v chybovém členu se nevyskytuje heteroskedasticita.*
- VI. *Žádná vysvětlující proměnná není perfektní lineární kombinací jiné vysvětlující proměnné, tj. v modelu není perfektní multikolinearita.*
- VII. *Chybový člen má normální rozdělení.“* (Adamec, Střelec, Hampel, 2013)

4.2.3 Statistická verifikace a ekonometrická verifikace

Ke statistické verifikaci se nejčastěji používají *t-testy*, *F-testy*, nebo *koeficient determinace* (poměr sum čtverců vysvětlujících k celkové sumě čtverců) a *střední chyby*. U testů je nejprve zvolena nulová hypotéza H_0 a alternativní hypotéza H_1 . Je určena hladina významnosti, na které bude test probíhat a odvíjí se od ní spolu se stupni volnosti kritická hodnota (kritický obor). Následně budeme usilovat o zamítnutí nebo nezamítnutí nulové hypotézy na základě vypočteného testovacího kritéria (příslušný vzorec) z naměřených dat, u kterého je očekávané rozdělení podle vybraného testu. Jestliže vypočtené testovací kritérium je větší než kritická

hodnota, můžeme vyslovit závěr o zamítnutí nulové hypotézy H_0 . Alternativní vyhodnocení testu je pomocí tzv. *p-hodnoty*, která zastupuje pravděpodobnost výskytu extrémnější hodnoty testovací statistiky, vzhledem k hypotéze H_1 , a proto dochází k zamítnutí H_0 , jestliže je hodnota menší než určená hladina významnosti (nejčastěji 5 % \rightarrow 0,05).

Formulace uvedených testů je následující:

- *t-test*, testuje statistickou významnost regresních parametru β_i ,
 - H_0 : parametr β_i je statisticky nevýznamný ($\beta_i=0$),
 - H_1 : parametr β_i je statisticky významný ($\beta_i\neq 0$);
- *F-test*, testuje statistickou významnost regresního modelu,
 - H_0 : model není statisticky významný,
 - H_1 : model je statisticky významný.

Jak již bylo zmíněno, tak v ekonometrické verifikaci ověřujeme přednesené předpoklady a lze je ověřit například pomocí testů:

- *RESET test nebo LM test*, testuje správnou specifikaci modelu,
 - H_0 : model je správně specifikován,
 - H_1 : model není správně specifikován;
- *Whiteův test*, testuje, zda má chybový člen konstantní rozptyl,
 - H_0 : homoskedasticita,
 - H_1 : heteroskedasticita;
- *Shapiro-Wilkův test*, testuje normalitu chybového členu,
 - H_0 : normalita,
 - H_1 : nemá normální rozdělení;
- *Durbinův-Watsonův test*, testuje sériovou korelaci 1. řádu v chybovém členu,
 - H_0 : autokorelace se nevyskytuje,
 - H_1 : autokorelace se vyskytuje;
- *Ljungův-Boxův test*, testuje sériovou korelaci prvního nebo vyššího řádu chybového členu,
 - H_0 : autokorelace se nevyskytuje,
 - H_1 : autokorelace se vyskytuje. (Adamec, Střelec, Hampel, 2013)

4.3 Analýza časových řad

Vzhledem k tomu, že v práci jsou porovnávány dvě časové řady, je důležité objasnit časovou řadu i z hlediska její formy. Na časovou řadu můžeme nahlížet jako na jednorozměrný model.

$$y_t = f(t, \varepsilon_t), \text{ kde } t = 1, 2, \dots, n \quad (6)$$

kde proměnná t je nazývána jako proměnná časová (ε_t je náhodná složka v čase t). Nejčastěji se přistupuje k popisu modelu pomocí tzv. klasického modelu. U takového modelu se průběh časové řady rozloží na čtyři složky.

$$y_t = T_t + S_t + C_t + \varepsilon_t \quad (7)$$

kde T_t je trendová složka, která popisuje hlavní tendenci dlouhodobého vývoje.

S_t je sezonní složka a popisuje odchylky od trendové složky, které se pravidelně opakují.

C_t je složka cyklická popisující dlouhodobé kolísání okolo trendu, kde délka jedné vlny je zpravidla delší než jeden rok. Model je rozložený aditivním způsobem. Lze se setkat i se způsobem multiplikativním. Ke každé složce se následně přistupuje individuálně a použijí se vhodné metody pro modelování. Pro trendovou složku se nejčastěji používá například odhad parametrů pomocí OLS.

K modelu (8) lze přistupovat i pomocí Boxovy-Jenkinsovy metodologie nebo pomocí spektrální analýzy, jež zkoumají spíše věcně významné složky časové řady na základě kterých, by pak byla časová řada vysvětlena. Dalším způsobem jak analyzovat časovou řadu je prostřednictvím lineárních dynamických modelů, kde proměnná y_t je vysvětlena svými zpožděnými hodnotami a jinými vysvětlujícími činiteli. (Hindls, 2007)

4.4 Modelování časových řad - specifické problémy

4.4.1 Multikolinearita

S multikolinearitou se můžeme setkat, pokud je v modelu obsaženo více regresorů. Jedná se o vzájemnou závislost dvou nebo více regresorů, která způsobuje vyšší vysvětlení nezávislé proměnné, než ve skutečnosti je. Příčinou u finančních časových řad je především společná trendová složka. I opačný směr trendové složky pak způsobuje multikolinearitu. Za příklad perfektní multikolinearity lze uvést použitý regresor x_2 jako $x_3 = 500x_2$. Její negativní vliv spočívá především ve vysokém koeficientu determinace a tak model vypadá jako vhodný. Odhadnuté parametry jsou nevýznamné a mají široké intervaly spolehlivosti. Navíc vlivy jednotlivých regresorů na regresand nejdou spolehlivě rozlišit. (Cipra, 2008)

4.4.2 Autokorelace

Dalším specifickým problémem je autokorelace reziduí a dochází tak k porušení čtvrtého předpokladu. Jedná se o závislost reziduální složky se svými zpožděnými hodnotami a budoucími hodnotami. Důvodem vzniku uvedeného problému je buď, že v modelu chybí regresor časové řady, která vykazuje autokorelaci, a proto se autokorelace objeví v chybové složce. Nebo model není dostatečně dynamicky specifikován a měli by být do modelu zařazeny vysvětlované/vysvětlující zpožděné

proměnné. Příčinou může být také použití lineární aproximace ve funkcionálním regresním vztahu, který je nelineární. Autokorelace nezpůsobuje vychýlení v odhadech parametrů, pokud se nejedná o tzv. nečistou autokorelaci, která je zapříčiněna chybějící proměnnou. Způsobuje však větší rozptyl rozdělení parametrů, díky kterému OLS odhad ztrácí schopnost být nejlepším možným odhadem. K detekci autokorelace slouží testy (*Durbinův-Watsonův*) nebo grafické vyhodnocení jako ACF (graf autokorelační funkce) či PACF. V praxi se setkáváme s reziduální složkou, u které jsou rezidua pozitivně či negativně korelovaná. *Cochranova-Orcuttova metoda* je pak jedna z cest jak autokorelovanost řešit. (Cipra, 2008)

4.4.3 Zdánlivá korelace

Ke zdánlivé korelaci může docházet, pokud mezi proměnnými bude existovat společná trendová složka, která způsobí silnou závislost. Nebo pokud u dvou zkoumaných proměnných bude ke zdánlivé korelaci přispívat třetí proměnná, se kterou budou zkoumané proměnné souviset. Při zkoumání časových řad s takto společnou trendovou složkou se doporučuje zkoumat závislost odchylek od vyrovnávajícího trendu. Zde je důležité zvolit správný vyrovnávající trend, neboť by koeficient korelace byl stále zkreslený. Jestliže bude zvolen vyrovnávající trend špatně, zůstanou v odchylkách závislosti poukazující na autokorelaci. (Hindls, 2007)

Tuhle nepravou závislost lze diagnostikovat na základě větší hodnoty *koeficientu determinace* oproti *Durbin-Watsonovi* statistiky. (Adamec, Střelec, Hampel, 2013)

4.4.4 Opožděná korelace

U časových řad se také často setkáváme s působením jednoho jevu na jiný jev, ale až po uplynutí určité doby. Intenzitu působení pak musíme zkoumat stejnými metodami s tím rozdílem, že posuneme jednu časovou řadu. V tomhle případě časovou řadu závislé proměnné například do období $i+1$, $i+2$, ..., kde i je rok. (Hindls, 2007)

5 Vlastní práce

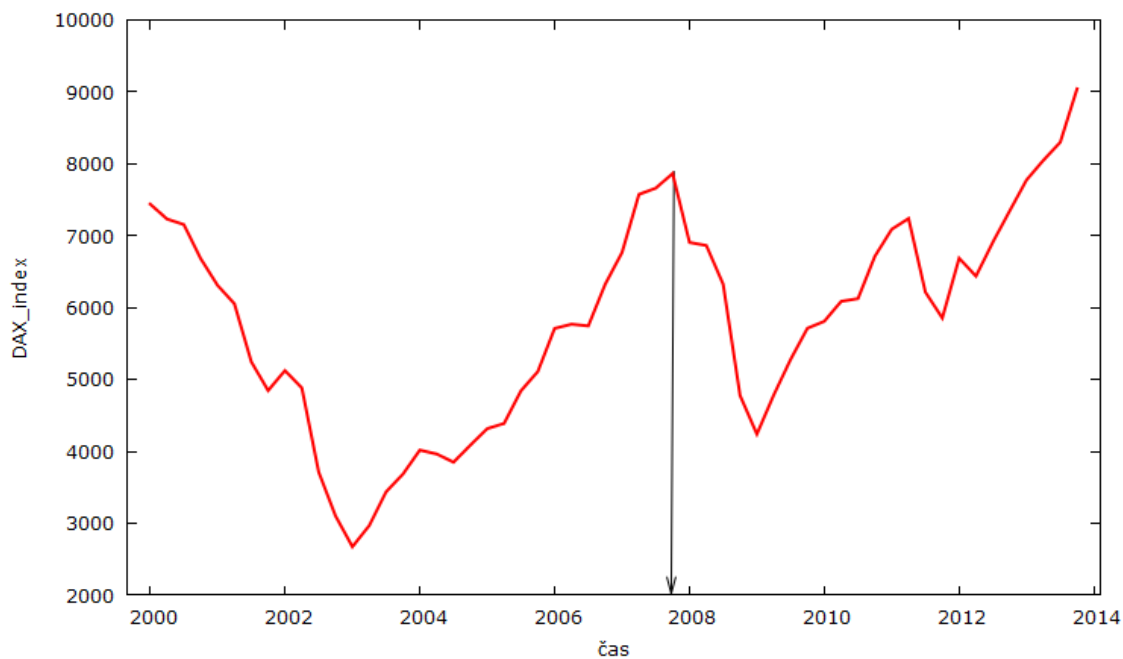
Následující část se zabývá hledáním závislosti pomocí regresní analýzy mezi hrubým domácím produktem a vývojem akciového indexu v souvislosti s jeho vlastností předstihového ukazatele. Závislost je zkoumaná pro Českou republiku (PX index), Velkou Británii (FTSE 100 index), USA (DIJA index a NASDAQ index) a Německo (DAX index). Data hrubého domácího produktu jsou sezóně očištěny a jsou vyjádřeny v domácí měně ve čtvrtletní frekvenci. Záznamy akciových indexů jsou počítány jako čtvrtletní průměry z denních uzavíracích hodnot. Délka období, za které jsou data sledovány je od roku 2000 až do roku 2015 (u Německa do roku 2013). Následně jsou uvedena vzhledem k jejich rozsahu v příloze. K práci byl použit volně dostupný statistický systém Gretl a tabulkový procesor Microsoft Excel.

5.1 Specifikace modelů,

V rámci regresní analýzy zvolíme proměnné, které budou vysvětlovány a proměnné, které je budou vysvětlovat tzv. vysvětlující proměnné. Protože je zkoumána závislost v pěti zemích a šesti indexů, dospějeme k šesti modelům.

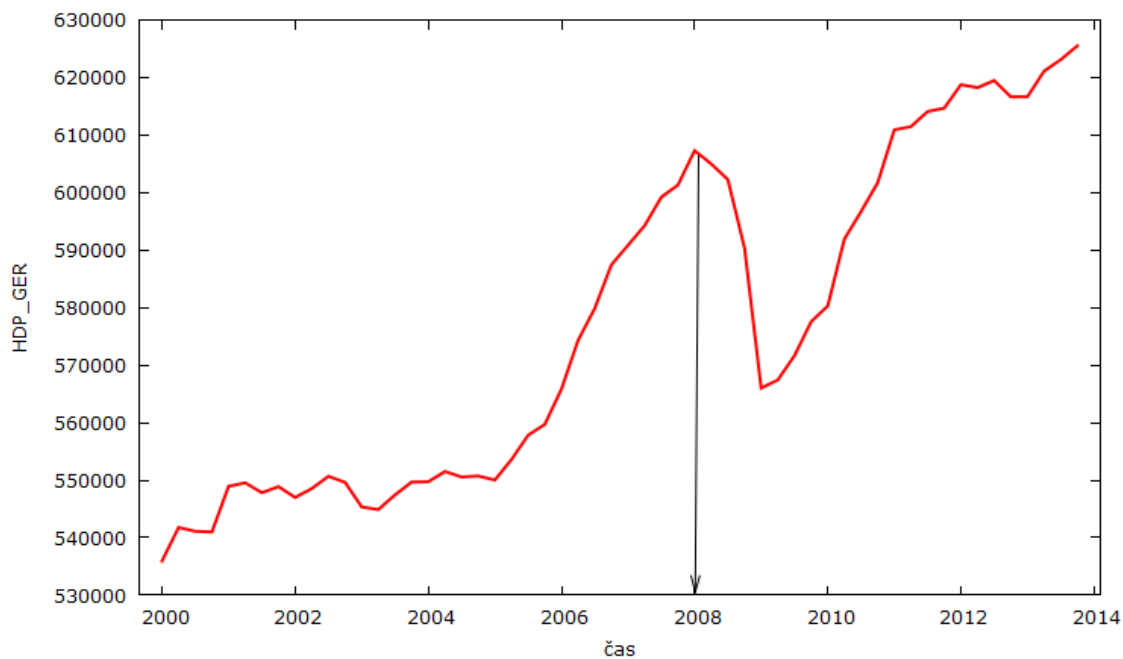
- 1. Model
 - vysvětlovaná proměnná: HDP České republiky v mil. korun českých
 - vysvětlující proměnná: vývoj indexu PX
- 2. Model
 - vysvětlovaná proměnná: HDP Německa v mil. eur
 - vysvětlující proměnná: vývoj indexu DAX
- 3. Model
 - vysvětlovaná proměnná: HDP USA v mld. amerických dolarů
 - vysvětlující proměnná: vývoj indexu DIJA
- 4. Model
 - vysvětlovaná proměnná: HDP USA v mld. amerických dolarů
 - vysvětlující proměnná: vývoj indexu NASDAQ
- 5. Model
 - vysvětlovaná proměnná: HDP Velké Británie v mil. liber šterlinků
 - vysvětlující proměnná: vývoj indexu FTSE 100

Nejprve je vhodné si ověřit ekonomickou teorii, tedy zda lze vycházet z nastudované literatury. K tomu poslouží vytvořené grafy v programu Gretl. Grafy popisují vývoj hrubého domácího produktu v Německu a vývoj německého indexu DAX.



Obr. 3 Vývoj indexu DAX v období 2000–2013

Zde je vidět, že u grafu na obrázku číslo tři dochází k úpadku v rámci krize v roce 2008 ještě dříve, než na obrázku číslo čtyři.



Obr. 4 Vývoj HDP Německa v období 2000–2013

Na obrázku číslo čtyři dojde k úpadku se zpožděním v roce 2008.

Na první pohled se jeví, že nemůžeme vyvrátit ekonomickou teorii, na které staví základy této práce a nic nebrání k dalšímu postupu.

5.1.1 Model č. 1 (Česká republika vs. PX)

Nyní pomocí metody OLS v softwaru Gretl odhadneme parametry modelu a rozhodneme se pro funkční formu modelu, která se bude jevit jako nejvíce vhodná.

Tab. 4 Údaje pro zvolení funkční formy modelu č. 1

Funkční forma	Koeficient determinace	Akaikovo kritérium	Schwarzovo kritérium	Hannan-Quinnovo kritérium
Lineární	0,359726	1692,848	1697,166	1694,549
Kvadratická	0,633857	1659,081	1665,557	1661,632
Inverzní	0,564798	1668,139	1672,457	1669,840
Lin-log	0,493028	1677,908	1682,226	1679,609

Koeficient determinace popisuje, jak model vysvětluje závislou proměnnou, a proto je zde nejvhodnější kvadratická funkční forma, která vysvětluje asi 63 % variability. Lze se rozhodnout i na základě kritérií (Akaikovo, Schwarzovo, Hannah-Quinnovo) ve snaze minimalizovat jejich hodnoty.

Tab. 5 OLS kvadratické funkční formy modelu č. 1

Kvadratická f.f.	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	174576	76670,9	2,277	0,0263 **
x	1283,28	155,643	8,245	1,67e-011 ***
x ²	-0,494157	0,0731218	-6,758	6,03e-09 ***
F(2, 61)	52,80069			
P-hodnota (F)	4,91e-14			

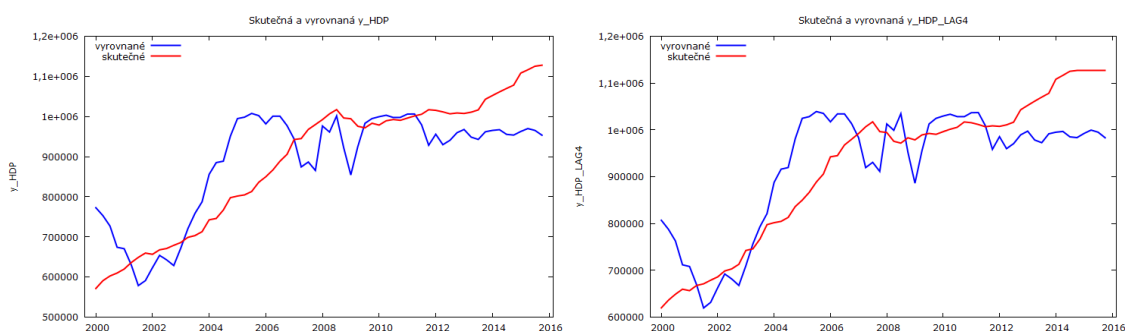
Odhad koeficientů modelu je proveden metodou nejmenších čtverců a zahrnuje parametry β_1 , β_2 , β_3 . Jednotlivé parametry modelu jsou podrobeny *t-testu*, který lze vyhodnotit na základě t-podílu nebo příslušných p-hodnot. Parametr β_1 má p-hodnotu (0,0263) menší než je zvolená hladina rizika (5 % \rightarrow 0,05), a proto nezamítáme hypotézu H_1 o jeho statistické významnosti. Statisticky významné jsou i parametry β_2 , β_3 s p-hodnotami $1,67 \cdot 10^{-11}$, $6,03 \cdot 10^{-9}$. V rámci další statistické verifikace zkoumáme, zda je model celkově statisticky průkazný a to pomocí *F-testu*, u kterého nezamítáme hypotézu H_1 o celkové průkaznosti modelu na stavené hladině významnosti s p-hodnotou $4,9 \cdot 10^{-4}$. V neposlední řadě je vhodné porovnat koeficient determinace 0,633857 s adjustovaným koeficientem determinace 0,621852 a konstatovat na základě podobných hodnot, že nedošlo ke zlepšení pouze v důsledku přidání dalších vysvětlujících proměnných. Nyní můžeme zkoumat, zda je hrubý

domácí produkt vysvětlen pomocí vývoje PX indexu v předstihu. To znamená, že budeme vycházet z myšlenky opožděné korelace, kdy vliv vysvětlující proměnné působí na vysvětlovanou proměnnou se zpožděním. V našem případě totiž předpokládáme, že vysvětlující proměnná působí na vysvětlovanou proměnnou v předstihu, a proto musíme zvolit pro zkoumání intenzity působení vhodné posunutí. Posunutí je vždy zvoleno pro vysvětlovanou proměnnou, hrubý domácí produkt, který je zpožděn o jedno, dvě, tři a čtyři čtvrtletí a je sledována změna koeficientu determinace.

Tab. 6 Zpoždění hrubého domácího produktu České republiky

	Nezpožděno	O 1 čtvrtletí	O 2 čtvrtletí	O 3 čtvrtletí	O 4 čtvrtletí
Koeficient determinace	0,633857	0,646779	0,660577	0,671091	0,683146

Zde je vidět, že model při zpoždění hrubého domácího produktu lépe vysvětluje pomocí indexu PX. Ke zlepšení asi o 2 % dojde, pokud je HDP zpožděn o jedno čtvrtletí. Navýšení o 3 % nastane při zpoždění o dvě čtvrtletí. Ve zpoždění o tři čtvrtletí vysvětluje model lépe o 4 % a v následujícím zpoždění o 5 %. Uvedené se shoduje i s ekonomickou teorií, která uvádí, že akciové trhy by měly předbíhat reálnou ekonomiku o tři až pět měsíců. V našem případě dochází k předcházení vývoje přibližně o tři až devět měsíců.



Obr. 5 Skutečné a vyrovnané hodnoty modelem č. 1, skutečné a vyrovnané hodnoty modelem se zpožděným HDP ČR o 4 čtvrtletí

Na uvedeném srovnání grafů je vidět, že vyrovnané hodnoty HDP modelem č. 1 popisují skutečný HDP České republiky hůře oproti vyrovnaným hodnotám HDP modelem se zpožděnými hodnotami. Ve výsledku se podařilo prokázat, že v tomto případě vývoj indexu PX opravdu předchází vývoj hrubého domácího produktu České republiky.

5.1.2 Model č. 2 (Německo vs. DAX)

Tab. 7 Údaje pro zvolení funkční formy modelu č. 2

Funkční forma	Koeficient determinace	Akaikovo kritérium	Schwarzovo kritérium	Hannan-Quinnovo kritérium
Lineární	0,457409	1278,176	1282,227	1279,747
Kvadratická	0,459466	1279,964	1286,040	1282,319
Inverzní	0,390956	1284,646	1288,697	1286,217
Lin-log	0,435636	1280,380	1284,430	1281,950
Kubická	0,438834	1280,061	1284,112	1281,632

V modelu číslo dvě je vybraná lineární funkční forma, i když koeficient determinace kvadratické funkční formy dosahuje nejvyšší hodnoty. U ní však nejsou parametry modelu významné a nemohl by být úspěšně statisticky verifikován. Zkoumaná byla i kubická forma ve tvaru $y = \beta_1 + \beta_2 x_1^3$. U které parametry vyšly statisticky významné, ale koeficient determinace nižší. Nejvíce vhodnou funkční formou se jeví lineární, která popisuje asi 46 % variability vývoje HDP v Německu.

Tab. 8 OLS lineární funkční formy modelu č. 2

Kvadratická f.f.	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	501453	11589,2	43,27	1,34e-043 ***
x	13,0490	1,93404	6,747	1,06e-08 ***
F(1, 54)	45,52244			
P-hodnota (F)	1,06e-08			

Odhadnuté parametry pro lineární funkční formu jsou statisticky významné. Parametr β_1 (úroňová konstanta) má p-hodnotu $1,34 \cdot 10^{-43}$ a parametr β_2 má p-hodnotu $1,06 \cdot 10^{-8}$ na základě, kterých opět nezamítáme hypotézu H_1 o jejich nenulových hodnotách (statistické významnosti), protože jsou menší než 0,05 (zvolená hladina významnosti). Model je i celkově statisticky významný, neboť p-hodnota *F-testu* je $1,06 \cdot 10^{-8}$ a je také menší, než hladina významnosti, na které je test prováděn. Koeficient determinace 0,457409 ve srovnání s adjustovaným koeficientem determinace 0,447361 nevykazuje zahrnutí nadbytečné proměnné do modelu.

Tab. 9 Zpoždění hrubého domácího produktu Německa

	Nezpožděno	0 1 čtvrtletí	0 2 čtvrtletí	0 3 čtvrtletí	0 4 čtvrtletí
Koeficient determinace	0,457409	0,488643	0,466292	0,421535	0,364270

Ve snaze dokázat zda i vývoj indexu DAX předchází vývoji HDP Německa, jsou formovány modely se zpožděným HDP a jsou porovnávány jejich koeficienty determinace. Model se zpožděnými hodnotami o jedno čtvrtletí vysvětluje lépe o 3 %. Jestliže je HDP zpožděn o čtvrtletí dvě koeficient determinace se sníží o 2 %, ale stále vysvětluje variabilitu lépe, než model, u kterého hodnoty HDP zpožděné nejsou. Variabilitu vysvětluje lépe zhruba o 1 %. Hodnoty zpožděné o tři čtvrtletí už nevysvětlují lépe, ale dojde ke zhoršení koeficientu determinace asi o 3 % oproti modelu s nezpožděnými hodnotami. U zpoždění o čtvrtletí čtyři se zhorší schopnost modelu vysvětlit HDP Německa prostřednictvím vývoje DAX indexu oproti modelu s nezpožděným HDP (model č. 1) o 9 %.

V tomhle případě je vidět, že vývoj indexu DAX předbíhá vývoj HDP v Německu asi o 3 měsíce a vysvětluje jeho proměnlivost 48 %.

5.1.3 Model č. 3 (USA vs. DIJA)

Tab. 10 Údaje pro zvolení funkční formy modelu č. 3

Funkční forma	Koeficient determinace	Akaikovo kritérium	Schwarzovo kritérium	Hannan-Quinnovo kritérium
Lineární	0,599892	1100,312	1104,599	1101,998
Kvadratická	0,597675	1100,661	1104,947	1102,346
Inverzní	0,535774	1109,676	1113,963	1111,362
Lin-log	0,579674	1103,418	1107,704	1105,104

Model č. 3 vysvětluje HDP USA prostřednictvím indexu DIJA. Při porovnávání koeficientu determinace a zvolených kritérií vychází nejlépe lineární funkční forma, která vysvětluje 59,9 % vysvětlované proměnné.

Tab. 11 OLS lineární funkční formy modelu č. 3

Kvadratická f.f.	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	5736,23	882,553	6,500	1,67e-08 ***
x	0,701260	0,0733275	9,563	9,56e-014 ***
F(1, 61)	91,45867			
P-hodnota (F)	9,56e-14			

Model č. 3 obsahuje parametr β_1 a parametr β_2 . U parametru β_1 je p-hodnota na základě *t-testu* $1,67 \cdot 10^{-8}$ a p-hodnota parametru β_2 $9,56 \cdot 10^{-14}$, a proto se nezamítá hypotéza H_1 na zvolené hladině rizika 5 % o jejich statistické významnosti. I na základě *F-testu* s p-hodnotou $9,56 \cdot 10^{-14}$ můžeme mluvit s 5 % rizikem o celkové statistické průkaznosti modelu. Srovnání koeficientu determinace 0,599892 s ad-

justovaným koeficientem determinace 0,593332 poukazuje i v tomhle případě na vhodné vytčnění modelu.

Tab. 12 Zpoždění hrubého domácího produktu USA a)

	Nezpožděno	O 1 čtvrtletí	O 2 čtvrtletí	O 3 čtvrtletí	O 4 čtvrtletí
Koeficient determinace	0,599892	0,606082	0,601440	0,589417	0,572130

Další zkoumání popisuje, zda dojde ke zlepšení vysvětlující schopnosti DIJA indexu vystihnout HDP USA zpožděním jeho hodnot oproti modelu č. 3, u kterého hodnoty HDP zpožděné nejsou. Při zpoždění o jedno čtvrtletí indikuje koeficient determinace zlepšení o ani ne 1 %. Zpoždění o dvě čtvrtletí zhorší koeficient determinace o 5 desetin procenta oproti zpoždění o čtvrtletí jedno. Zpoždění o tři nebo o čtyři čtvrtletí pak způsobí zhoršení koeficientu determinace pod úroveň vysvětlení modelu č. 3 s nezpožděným HDP.

Hrubý domácí produkt USA tedy vysvětluje index DIJA 60 %. Na základě získaných výsledku buď můžeme konstatovat, že HDP USA předbíhá vývoj indexu DIJA o 3 až 6 měsíců, ale musí být poukázáno na ani ne jedno procentní zlepšení při snaze identifikovat předbíhání vývoje. Nebo lze jen dospět k závěru, že se podařilo nedokázat opak, kdy by při zpoždění HDP USA došlo rovnou ke zhoršení koeficientu determinace a nebyl by zde žádný znak, který by předbíhání signalizoval.

5.1.4 Model č. 4 (USA vs. NASDAQ)

Tab. 13 Údaje pro zvolení funkční formy modelu č. 4

Funkční forma	Koeficient determinace	Akaikovo kritérium	Schwarzovo kritérium	Hannan-Quinnovo kritérium
Lineární	0,335792	1132,245	1136,531	1133,930
Kvadratická	0,304088	1135,182	1139,468	1136,868
Inverzní	0,352557	1130,634	1134,920	1132,320
Lin-log	0,356899	1130,210	1134,496	1131,896

V rámci hledání závislosti mezi hrubým domácím produktem USA a vývojem indexu NASDAQ dosahuje lin-log funkční forma nejvyššího koeficientu determinace a popisuje proměnlivost HDP 35 %. Model nevysvětluje HDP USA ani z poloviny, a proto například jeho využití k modelování reálných situací nebude vhodné. Vzhledem k tomu, že na trhu USA figuruje jiný podstatný akciový index DIJA, je možné, že je HDP USA spíše ovlivňován indexem DIJA. Pro ověření zda akciový index působí ve smyslu předstihového ukazatele HDP, lze i tento model č. 4 zahrnout do testování. Funkční forma modelu je zvolena lin-log, která popisuje nejvíce variabilitu HDP.

Tab. 14 OLS lin-log formy modelu č. 4

Lin-log f.f.	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	-17755,1	5460,57	-3,252	0,0019 ***
x	4060,06	697,806	5,818	2,36e-07 ***
F(1, 61)	33,85292			
P-hodnota (F)	2,36e-07			

Model č. 4 zahrnuje parametr β_1 a parametr β_2 . U parametru β_1 je záporná hodnota - 17755,1 (mld. USD), která z ekonomického hlediska nedává smysl, neboť hrubý domácí produkt nedosahuje záporných hodnot. Protože však NASDAQ Composite Index dosáhl minimální hodnoty 54 bodů v říjnu v roce 1974, lze tuto zápornou hodnotu tolerovat. P-hodnota parametru β_1 je v rámci *t-testu* 0,0019 a je prokázána jeho statistická významnost. Hypotézu H_1 o statistické významnosti nezamítáme ani u parametru β_2 s p-hodnotou $2,36 \cdot 10^{-7}$. Model je celkově statisticky průkazný, neboť provedený *F-test* prokazuje pomocí p-hodnoty $2,36 \cdot 10^{-7}$ nezamítnutí alternativní hypotézy H_1 na 5% hladině významnosti.

Tab. 15 Zpoždění hrubého domácího produktu USA b)

	Nezpožděno	0 1 čtvrtletí	0 2 čtvrtletí	0 3 čtvrtletí	0 4 čtvrtletí
Koeficient determinace	0,356899	0,362528	0,358254	0,348988	0,334323

Při zpoždění HDP USA o jedno čtvrtletí vysvětluje vývoj NASDAQ indexu variabilitu lépe o necelé jedno procento. Při zpoždění o dvě čtvrtletí klesne vysvětlující schopnost oproti prvnímu čtvrtletí o čtyři desetiny procenta. Jestliže je HDP zpožděn o tři a čtyři čtvrtletí dojde k poklesu koeficientu determinace pod úroveň koeficientu determinace modelu č. 4 nezpožděného HDP.

Vzhledem k tomu, že ke zhoršení vysvětlení HDP USA indexem NASDAQ došlo v posunutí o tři a čtyři čtvrtletí, lze uvést předbíhání vývoje HDP indexem o 3 až 6 měsíců. Nebo jako v předchozím případě na základě pouze necelého zlepšení vysvětlení variability o 1 %, můžeme pouze tvrdit nevyvrácení hypotézy, že je akciový trh předstihovým indikátorem HDP.

5.1.5 Model č. 5 (Velká Británie vs. FTSE 100)

Tab. 16 Údaje pro zvolení funkční formy modelu č. 5

Funkční forma	Koeficient determinace	Akaikovo kritérium	Schwarzovo kritérium	Hannan-Quinnovo kritérium
Lineární	0,229232	1481,481	1485,798	1483,182
Kvadratická	0,238095	1480,740	1485,058	1482,441

Inverzní	0,206138	1483,370	1487,688	1485,071
Lin-log	0,218483	1482,367	1486,685	1484,068

U modelu č. 5 zahrnující jako vysvětlující proměnnou vývoj index FTSE 100 a vysvětlovanou proměnnou HDP Velké Británie je zvolena kvadratická funkční forma, která vysvětluje 23 % variability vysvětlované proměnné. Model vzhledem k nízké vysvětlující schopnosti nelze považovat za nástroj, který by mohl být užitečný. Ale stejně jako v případě u modelu č. 4 je možné zkoumat, zda dojde ke zlepšení při zpoždění HDP.

Tab. 17 OLS kvadratické funkční formy modelu č. 5

Kvadratická f.f.	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	351714	11302,8	31,12	1,51e-039 ***
x^2	0,00150366	0,000341608	4,402	4,31e-05 ***
F(1, 62)	19,37499			
P-hodnota (F)	0,000043			

Odhady pomocí metody OLS tvoří parametr β_1 a parametr β_2 , u kterých p-hodnota $1,51 \cdot 10^{-39}$ pro β_1 a $4,31 \cdot 10^{-5}$ pro parametr β_2 prokazuje v rámci *t-testu* jejich statistickou významnost. Statistickou významnost celého modelu prokazuje i vyhodnocení *F-testu* s p-hodnotou 0,000043, díky které je nezamítnuta alternativní hypotéza H_1 . Koeficient determinace 0,238095 se přibližně shoduje s adjustovaným koeficientem determinace 0,225806, a proto model není přefitován.

Tab. 18 Zpoždění hrubého domácího produktu Velké Británie

	Nezpožděno	O 1 čtvrtletí	O 2 čtvrtletí	O 3 čtvrtletí	O 4 čtvrtletí
Koeficient determinace	0,238095	0,252844	0,240793	0,242007	0,224188

Koeficient determinace se při zpoždění HDP o jedno čtvrtletí zvýší o 1,5 %. Při zpoždění o dvě čtvrtletí dojde k poklesu vysvětlení o 1 %, ale oproti modelu regrese s nezpožděným HDP je variabilita vysvětlena lépe o dvě desetiny procenta. Stejnou hodnotu má koeficient determinace u modelu se zpožděným HDP o tři čtvrtletí jako koeficient determinace u modelu se zpožděnými hodnotami HDP o dvě čtvrtletí. Zpožděním o čtyři čtvrtletí klesne koeficient determinace o 1 % oproti regresi s nezpožděným HDP.

I přes nízkou schopnost vysvětlení HDP Velké Británie pomocí vývoje akciového indexu FTSE 100 se jeví na základě změn hodnot koeficientu determinace předstihová charakteristika jako u předchozích modelů asi o 3 až 6 měsíců.

5.2 Ekonometrická verifikace modelů

Tab. 19 Ekonometrické testy modelů

	Reset test	Whiteův test	Chí-kvadrát test	koeficient autokorelace	D-W statistika
Model č.1	$4,51 \cdot 10^{-5}$	0,290	0,034	0,922	0,131
Model č.2	0,87	0,037	0,005	0,872	0,099
Model č.3	0,021	0,003	0,767	0,921	0,078
Model č.4	0,914	0,052	0,000	0,886	0,046
Model č.5	0,24	0,078	0,000	0,931	0,041

V rámci ekonometrických modelů je důležité provést následné testy v softwaru Gretl, které ověřují předpoklady pro lineární regresní model.

U modelu č. 1 byl proveden *Reset test*, který zkoumá správnou specifikaci modelu. P-hodnota *Reset testu* (druhých a třetích mocnin) je $4,51 \cdot 10^{-5}$, na základě které zamítáme hypotézu H_1 o správné specifikaci. Takový výsledek může nasvědčovat tomu, že HDP ČR je ovlivňován i jinými proměnnými, než pouze indexem PX, např. vládními výdaji. *Whiteův test* testuje, zda má chybový člen konstantní rozptyl. P-hodnota 0,29 nezamítá hypotézu H_0 o konstantním rozptylu. Normalita reziduí je ověřena pomocí *Chí-kvadrát testu*. Zde zamítáme hypotézu H_0 s p-hodnotou 0,034 o normálním rozdělení chybového členu. Vysoký koeficient autokorelace a nízká hodnota D-W (*Durbin-Watsonové*) statistiky signalizuje pozitivní závislost chybového členu se svými zpožděnými hodnotami.

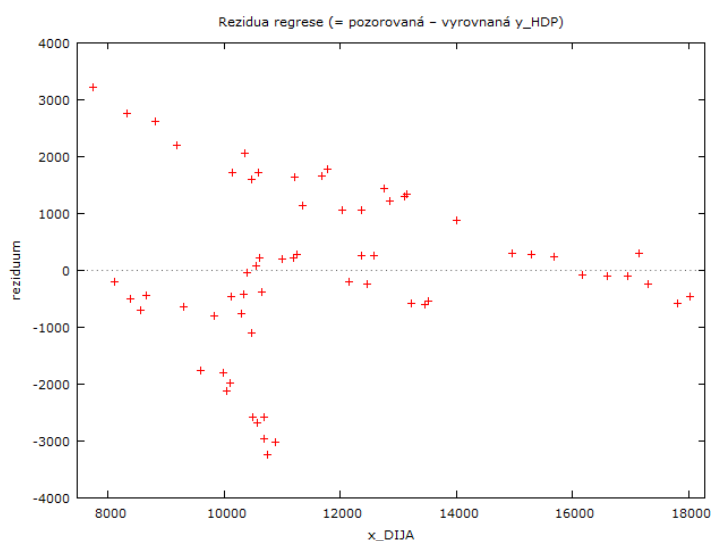
Reset test u modelu č. 2 s p-hodnotou 0,87 nezamítá hypotézu H_0 o správné specifikaci modelu na zvolené hladině významnosti. Ale je zde prokázána heteroskedasticita pomocí p-hodnoty 0,037, kterou vygeneroval *Whiteův test*. Přítomnost heteroskedasticity je závažný problém, neboť způsobuje neplatnost odhadů rozptylů regresních parametrů a jejich intervalů spolehlivosti, které vedou k neplatnosti testů o jejich statistické významnosti. Takový model pak poskytuje nespolehlivé prognózy. *Chí-kvadrát test* dokazuje s p-hodnotou 0,005, že chybový člen nemá normální rozdělení. Nízká hodnota D-W statistiky 0,099 ukazuje přítomnost autokorelace, která je vyjádřena koeficientem autokorelace 0,872.

Model č. 3 není správně specifikován a vyskytuje se v něm heteroskedasticita. Ale chybový člen má normální rozdělení, kde *Chí-kvadrát test* nezamítá hypotézu H_0 s p-hodnotou 0,767. Je zde přítomna autokorelace, kde koeficient autokorelace 0,921 a D-W statistika 0,078 nám říkají o silné pozitivní závislosti.

Model č. 4 je správně specifikován, *Reset test* má p-hodnotu 0,914. Na základě *Whiteova testu* s p-hodnotou 0,052, vyhodnotíme model č. 4 jako model, který je nepostížen heteroskedasticitou, protože p-hodnota je větší než hladina zvoleného rizika 0,05. Normalita reziduí zde není přítomna, protože *Chí-kvadrát test* dosahuje p-hodnoty 0,000 (velmi malé hodnoty), a proto dojde k zamítnutí hypotézy H_0 o normálním rozdělení. I zde je přítomna autokorelace s autokorelačním koeficientem 0,886 a D-W statistikou 0,046.

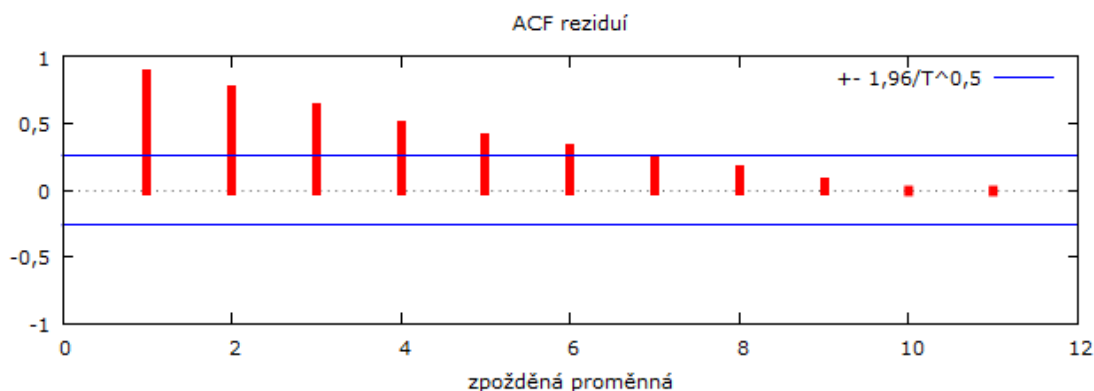
U modelu č. 5 *Reset test* vyhodnocuje model jako model, který je správně specifikován, neboť na základě p-hodnoty 0,24 nezamítáme hypotézu H_0 o jeho správné specifikaci. Na základě p-hodnoty 0,078 *Whiteova testu* nezamítáme hypotézu H_0 o přítomnosti homoskedasticity. Stejně jako u modelu č. 4 nemá i v tomto modelu chybový člen normální rozdělení, protože *Chí-kvadrát test* vykazuje p-hodnotu 0,000 (velmi malou). Jako u předchozích modelů se zde vyskytuje autokorelace. Autokorelační koeficient je 0,931 a D-W statistika 0,041.

Modely, u kterých je diagnostikována heteroskedasticita nelze použít k následným prognózám v žádném případě. Heteroskedasticitu lze řešit např. pomocí metody vážených nejmenších čtverců nebo pomocí předefinování proměnných. U modelu č. 2 byla vyzkoušena transformace HDP na obyvatele a logaritmická transformace, která vedla k nezdárnému konci. Logaritmická transformace HDP Německa a logaritmická transformace indexu DAX (log-log funkční forma) dosahuje ve *Whiteově tetu* p-hodnoty 0,053 díky které lze nezamítnout hypotézu H_0 o homoskedasticitě. V takovém modelu je snížen koeficient determinace na 0,432 a výsledky ostatních testů jsou shodné jako výsledky uvedené v tabulce. U modelu č. 3 se heteroskedasticita vhodnou transformací odstranit nepovedla.



Obr. 6 Vypočtená rezidua proti proměnné x_{DIJA} u modelu č. 3

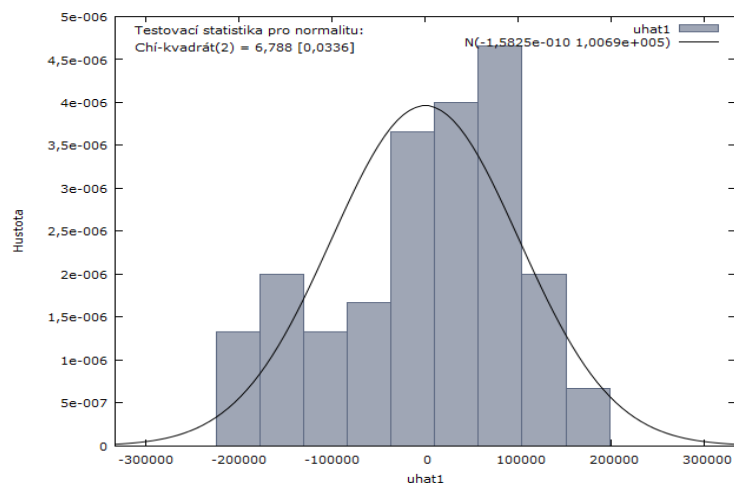
Z grafu reziduí vs. x_DIJA u modelu č. 3 a z výsledku *Reset testu* spíše vyplývá, že problém je způsoben buď střídáním období s vysokou variabilitou s obdobími s nižší variabilitou (charakteristické pro vysokofrekvenční finanční časové řady) nebo opomenutou proměnnou. Právě opomenutá proměnná může způsobovat autokorelaci, která je přítomna ve všech modelech. Taková opomenutá proměnná je například ve formě zpožděné vysvětlované nebo vysvětlující proměnné, která by měla být do modelu zahrnuta, tak aby byly modely dostatečně dynamicky specifikovány. Jedná se o obvyklý problém při pracování s časovými řadami. Pomocí lineárních dynamických modelů pak lze dosáhnout dostatečné specifikace. Dalším faktorem, který přispívá k problému autokorelace, je fakt, že v modelu může chybět další regresor časové řady vykazující autokorelaci, díky kterému se autokorelace vyskytne v chybovém členu. Uvedený závěr výskytu autokorelace lze vyhodnotit i prostřednictvím ACF grafů. Pro ukázkou je uveden ACF graf modelu č. 2, který je upraven na log-log formu a napovídá o použití Boxovy-Jenkinsovy metodologie.



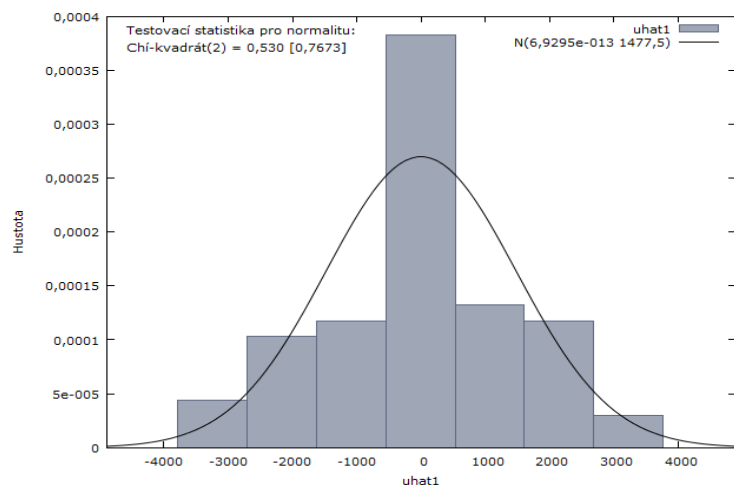
Obr. 7 ACF graf modelu č. 2

Ve všech modelech kromě modelu č. 3 je prokázána nenormalita chybového členu. Rezidua nemají normální rozdělení. Porušení normality lze zobrazit i pomocí grafu reziduí. Následně je k porovnání zobrazen graf reziduí pro model č. 1, u kterého se vyskytuje nenormální rozdělení chybového členu. U modelu č. 3 se naopak vyskytuje normalita chybového členu. Podle mého uvážení se normalita chybového členu u modelu č. 3 vyskytuje z existenčních důvodů daného předpokladu, i když v ostatních případech se normalita chybového členu nevyskytuje.

Vzhledem k tomu, že finanční data nemají normální rozdělení, které je způsobeno velkou hustotou dat a v našem případě se jedná o vývoj akciových indexů, u kterého se normální rozdělení také nevyskytuje, lze očekávat porušení předpokladu normality. Při modelování jednoduché lineární regrese se dále předpokládá asymetrické pravděpodobnostní rozdělení tzn., že vysvětlovaná veličina má být náhodná a vysvětlující veličina má být nenáhodná. Jelikož je pracováno s vývojem akciového indexu jako vysvětlující veličinou, která je také náhodnou veličinou, dochází k porušení uvedeného předpokladu, který přispívá k problému.



Obr. 8 Graf normality reziduí modelu č. 1



Obr. 9 Graf normality reziduí modelu č. 3

Na obrázku č. 8 je ukázáno nenormální rozdělení chybového členu vztahující se k modelu č. 1. Naproti tomu obrázek č. 9 popisuje normální rozdělení chybového členu modelu č. 3.

V poslední řadě je důležité zjistit, zda vysoké fity modelů nejsou způsobeny pouze zdánlivou korelací. Je zde totiž velká pravděpodobnost, že společný trend obou časových řad takové narušení způsobit může.

Tab. 20 Test zdánlivé korelace

	Koeficient determinace	Znaménko	D-W statistika
Model č. 1	0,633857	>	0,131497
Model č. 2 ¹	0,432434	>	0,089898
Model č. 3	0,599892	>	0,078231
Model č. 4	0,356899	>	0,046418
Model č. 5	0,238095	>	0,041353

V tabulce jsou porovnány koeficienty determinace modelů s Durbin-Watsonovou statistikou. Ve všech případech je koeficient determinace větší než D-W statistika. Takový závěr identifikuje zdánlivou korelaci. U všech modelů je koeficient determinace ovlivněn společnou trendovou složkou, která například způsobuje u modelu č. 1 šedesátiprocentní vysvětlení modelem. Přítomná zdánlivá korelace je součástí modelování tohoto typu dat. K uvedenému problému lze přistupovat pomocí dekompozičního přístupu, kdy by se nejprve vymodelovala trendová složka a od níž by se pak vypočítané odchylky podrobily následné analýze. Zde by byly zkoumány pouze náhodné výkyvy. Trendová složka by však ve většině případů obsahovala tolik modelovaných zlomů, že by se už nejednalo o trendovou složku. Proto se i zde jeví jako vhodnější varianta výše zmíněna Boxova-Jenkinsova metodologie.

¹ Pracováno s log-log formou zbavenou heteroskedasticity.

6 Závěr a diskuse

Hlavním cílem bylo dokázat pomocí regresní analýzy, zda vývoj akciového trhu působí jako indikátor hrubého domácího produktu. Aby uvedený soud bylo možné dokázat, byly analyzovány akciové trhy a výkony ekonomik České republiky, Německa, USA a Velké Británie v období od roku 2000 až do roku 2015.

V rámci regresní analýzy bylo pracováno s příslušnými akciovými indexy, které charakterizují vývoj akciového trhu v daných zemích.

Provedená jednoduchá regresní analýza popisuje situaci prostřednictvím modelů, které jsou následně verifikovány. Model České republiky vysvětluje vývoj HDP indexem PX šedesáti třemi procenty. Model Německa zbavený heteroskedasticity vysvětluje vývoj HDP indexem DAX čtyřiceti třemi procenty. První model USA vysvětluje vývoj HDP indexem DIJA padesáti devíti procenty a druhý model vysvětluje vývoj HDP indexem NASDAQ třiceti pěti procenty. Zde se jeví vhodnější použití vysvětlování pomocí indexu DIJA, nebo se nabízí možnost vytvoření vícenásobného regresního modelu. U modelu Velké Británie je vysvětlen HDP indexem FTSE 100 dvaceti pěti procenty. Vzhledem k tomu, že je HDP vysvětlen nad padesát procent pouze ve dvou případech (Česká republika, USA) a u všech modelů je prokázána zdánlivá korelace, kdy opravdová závislost by měla být zkoumaná mezi daty očištěných i o trendovou složku, nelze tedy uvedené modely považovat za elegantní nástroj k následnému spolehlivému použití. Podobnou myšlenku uvádí i Kohout (2010), který dokazuje, že po očištění trendové složky zůstanou pouze náhodné výkyvy veličin, které spolu neprokazují žádnou závislost. Zároveň byly modely testované, zda splňují klasické regresní předpoklady. U čtyř modelů z pěti byl porušen předpoklad normálního rozdělení chybového členu. Protože finanční data nemají normální rozdělení, jedná se o tzv. husté řady a časové řady HDP obsahují dlouhodobě rostoucí trend, je tohle porušení akceptovatelné a normalita chybového členu u modelu č. 3 pouze poukazuje na existenci daného předpokladu. Dalším porušeným předpokladem je předpoklad homoskedasticity. Na základě Whiteova testu byla diagnostikována heteroskedasticita u dvou modelů z pěti. Vzhledem k jejím nepříznivým důsledkům je vhodné takový jev odstranit. U modelu č. 2 se povedlo pomocí logaritmické transformace heteroskedasticity zbavit. U modelu č. 3 pak lze doporučit použití například vážené metody nejmenších čtverců pro její odstranění, protože se jedná s největší pravděpodobností o podmíněnou heteroskedasticitu, která je charakteristická pro vysokofrekvenční časové řady. U dvou modelů z pěti byla na základě Reset testu zamítnuta hypotéza o jejich správné specifikaci a u všech modelů je prokázána autokorelace, která je pro finanční časové řady také charakteristická. Taková situace naznačuje využití spíše Boxovy-Jenkinsovy metodologie, u které je předpokládáno s náhodnou složkou tvořenou korelovanými náhodnými veličinami.

U České republiky se povedlo dokázat, že akciový index PX předbíhá vývoj HDP. Stejného výsledku bylo zjištěno i u indexu DAX, který předbíhá vývoj HDP Německa. Uvedené poznatky jsou krásně vidět i na grafickém srovnání. V USA nedošlo ke zlepšení ani o jedno procento při snaze analyzovat vývoj HDP na základě

vývoje indexu DIJA a i indexu NASDAQ jako předstihového ukazatele. Na druhou stranu nedošlo ani k okamžitému znatelnému zhoršení, a proto v tomhle případě nedochází k vyvrácení hlavního cíle práce. U Velké Británie se povedla dokázat vlastnost předstihového ukazatele HDP indexu FTSE 100. Ve třech případech z pěti se prokázalo, že akciový index skutečně předchází vývoji HDP. Ve zbývajících dvou nelze jednoznačně rozhodnout. Podle Krchnivé (2013), má americká ekonomika opačný vliv a předbíhá události akciových trhů o tři měsíce. Právě proto se v USA neprokázalo, že by index DIJA nebo index NASDAQ předbíhaly vývoj HDP. USA má totiž specifickou ekonomiku oproti Evropě. Obecně lze tedy říct, že akciový trh je „barometrem“ hrubého domácího produktu alespoň pro Evropu. Poznatku, že akciový trh předbíhá reálnému výstupu ekonomiky, pak mohou využít manažeři firem ve středně dlouhém a krátkodobém plánování.

Vzhledem k výše uvedené problematice zdánlivé korelace a výsledkům ekonometrické verifikace a znatelně malým koeficientům determinace, které poukazují na mnoho faktorů, jež by mohly HDP zemí ovlivnit, avšak ve vztahu k hlavnímu cíli práce jsou užitečné, nebyl naplněn sekundární cíl práce, následná predikce pro Českou republiku.

Vytvoření takového modelu, který by popisoval dokonale vývoj HDP, a bylo by možné podle něho sestavovat prognózy o jeho budoucím vývoji a tím vyřešit mnoho dnešních globálních problémů, je nadlidský výkon. Můžeme si zde i uvědomit, že prognózy sestavované ekonomy nebo obchodníky s cennými papíry, nejsou procházkou růžovou zahradou, jsou mnohdy kritizovány za jejich nenaplnění, ale jsou nedílnou součástí jejich efektivního chování.

7 Literatura

Literatura a práce

- ADAMEC, VÁCLAV, LUBOŠ STŘELEČEK A DAVID HAMPEL. *Ekonometrie I: učební text*. Vyd. 1. Brno: Mendelova univerzita v Brně, 2013. ISBN 978-80-7375-703-8.
- ARLT, JOSEF A MARKÉTA ARLTOVÁ. *Finanční časové řady: [vlastnosti, metody modelování, příklady a aplikace]*. 1. vyd. Praha: Grada, 2003. ISBN 80-247-0330-0.
- BAUMÖHL, EDUARD, ŠTEFAN LYÓCSA A TOMÁŠ VÝROST. *Fundamentálna analýza akciových trhov*. 1. vyd. Košice: ELFA, 2011. ISBN 978-80-8086-191-6.
- CHOVANCOVÁ, BOŽENA. *Finančný trh: nástroje, transakcie, inštitúcie*. 1. vyd. v Iura Edition. Bratislava: Iura Edition, 2006. ISBN 80-8078-089-7.
- CIPRA, TOMÁŠ. *Finanční ekonometrie*. 1. vyd. Praha: Ekopress, 2008. ISBN 978-80-86929-43-9.
- FAMA, E. F. Stock Returns, Expected Returns, and Real Activity. *The Journal of Finance*. 1990, **45**(4), 1089-1108. ISSN 0022-1082.
- HINDLS, RICHARD. *Statistika pro ekonomy*. 8. vyd. Praha: Professional Publishing, 2007. ISBN 978-80-86946-43-6.
- JÍLEK, JOSEF. *Finanční trhy a investování*. 1. vyd. Praha: Grada, 2009. ISBN 978-80-247-1653-4.
- KOHOUT, PAVEL. *Investiční strategie pro třetí tisíciletí*. 6., přeprac. vyd. Praha: Grada, 2010. ISBN 978-80-247-3315-9.
- KRCHNIVÁ, KATEŘINA. *Studie provázanosti akciových trhů a jejich vliv na vývoj HDP vybraných států*. Brno, 2013. Diplomová práce. Mendelova univerzita v Brně. Fakulta provozně ekonomická. Vedoucí práce Luboš STŘELEČEK.
- MUSÍLEK, PETR. *Trhy cenných papírů*. 2., aktualiz. a rozš. vyd. Praha: Ekopress, 2011. ISBN 978-80-86929-70-5.
- MUSÍLEK, PETR. *Finanční trhy a investiční bankovníctví*. Praha: ETC Publishing, 1999. ISBN 80-86006-78-6.
- REJNUŠ, OLDŘICH. *Peněžní ekonomie: (finanční trhy)*. 6., aktualiz. vyd. Brno: Akademické nakladatelství CERM, 2012. ISBN 978-80-214-4415-7.
- SIEGEL, JEREMY J. *Stocks for the long run: the definitive guide to financial market returns and long-term investment strategies*. 2nd ed. New York: McGraw-Hill, c1998. ISBN 00-705-8043-X.
- TREGLER, KAREL. *Vliv globálních a odvětvových faktorů na tržní ceny akcií v zahraničí a ČR*. Praha, 2001. Diplomová práce. Vysoká škola ekonomická v Praze. Fakulta financí a učeníctví. Vedoucí práce Jitka VESELÁ.

Internetové zdroje

- Business.nasdaq.com. *Nasdaq* [online]. [cit. 2016-04-03]. Dostupné z: <http://business.nasdaq.com/>
- Kurzy.cz. *Kurzy měn, akcie, komodity, online zpravodajství* [online]. [cit. 2016-04-03]. Dostupné z: <http://www.kurzy.cz/>
- Londonstockexchange.com. *Londonstockexchange* [online]. [cit. 2016-04-03]. Dostupné z: <http://www.londonstockexchange.com/home/homepage.htm>
- Patria.cz. *Patria* [online]. [cit. 2016-04-03]. Dostupné z: <http://www.patria.cz/>
- PSE. *Burza cenných papírů Praha* [online]. [cit. 2016-04-03]. Dostupné z: <http://www.pse.cz/>

Zdroje dat

- HDP ČR. *Český statistický úřad* [online]. [cit. 2016-04-03]. Dostupné z: <https://www.czso.cz/>
- HDP GB. *OECD Statistics* [online]. [cit. 2016-04-03]. Dostupné z: <http://stats.oecd.org/>
- HDP GER, USA. *FRED, Federal Reserve Bank of St. Louis* [online]. [cit. 2016-04-03]. Dostupné z: <https://research.stlouisfed.org/>
- Historie indexů. *Patria* [online]. [cit. 2016-04-03]. Dostupné z: <http://www.patria.cz/akcie/historie.html>

8 Seznam obrázků

Obr. 1	Vývoj indexu PX ve srovnání s vývojem akcií ERSTE BANK v období od 29. 2. 2002 do 14. 2. 2016 Zdroj: Patria.cz, 2016	16
Obr. 2	Vztah mezi akciovým trhem a vývojem reálné ekonomiky Zdroj: Musílek, 1999	19
Obr. 3	Vývoj indexu DAX v období 2000–2013	30
Obr. 4	Vývoj HDP Německa v období 2000–2013	30
Obr. 5	Skutečné a vyrovnané hodnoty modelem č. 1, skutečné a vyrovnané hodnoty modelem se zpožděným HDP ČR o 4 čtvrtletí	32
Obr. 6	Vypočtená rezidua proti proměnné x_{DIJA} u modelu č. 3	39
Obr. 7	ACF graf modelu č. 2	40
Obr. 8	Graf normality reziduí modelu č. 1	41
Obr. 9	Graf normality reziduí modelu č. 3	41

9 Seznam tabulek

Tab. 1	Korelační koeficienty hrubého domácího produktu a akciových kursů (1967-1996) Zdroj: Musílek, 1999	18
Tab. 2	Recese a výnosová míra DJIA po roce 1948 Zdroj: Seigel (1998), Tregler (2001)	20
Tab. 3	Expanze a výnosová míra DJIA po roce 1948 Zdroj: Seigel (1998), Tregler (2001)	21
Tab. 4	Údaje pro zvolení funkční formy modelu č. 1	31
Tab. 5	OLS kvadratické funkční formy modelu č. 1	31
Tab. 6	Zpoždění hrubého domácího produktu České republiky	32
Tab. 7	Údaje pro zvolení funkční formy modelu č. 2	33
Tab. 8	OLS lineární funkční formy modelu č. 2	33
Tab. 9	Zpoždění hrubého domácího produktu Německa	33
Tab. 10	Údaje pro zvolení funkční formy modelu č. 3	34
Tab. 11	OLS lineární funkční formy modelu č. 3	34
Tab. 12	Zpoždění hrubého domácího produktu USA a)	35
Tab. 13	Údaje pro zvolení funkční formy modelu č. 4	35
Tab. 14	OLS lin-log formy modelu č. 4	36
Tab. 15	Zpoždění hrubého domácího produktu USA b)	36
Tab. 16	Údaje pro zvolení funkční formy modelu č. 5	36
Tab. 17	OLS kvadratické funkční formy modelu č. 5	37
Tab. 18	Zpoždění hrubého domácího produktu Velké Británie	37
Tab. 19	Ekonometrické testy modelů	38
Tab. 20	Test zdánlivé korelace	42
Tab. 21	Vstupní data: HDP	51

Tab. 22	Vstupní data: vývoj akciových indexů
----------------	---

53

Přílohy

Vstupní data

Tab. 21 Vstupní data: HDP

Období	HDP CZ (mil. CZK)	HDP GER (mil. EUR)	HDP USA (mld. USD)	HDP GB (mil. GBP)
2000_Q1	571478	535927	10031	341636
2000_Q2	590890	541767	10278	344025
2000_Q3	602669	541099	10357	345374
2000_Q4	609988	540988	10472	346576
2001_Q1	619911	548926	10508	350471
2001_Q2	636152	549538	10638	353126
2001_Q3	649020	547814	10640	355392
2001_Q4	659817	548871	10701	356616
2002_Q1	656649	546994	10834	358033
2002_Q2	667777	548551	10935	360932
2002_Q3	671214	550664	11037	364371
2002_Q4	678930	549608	11104	367574
2003_Q1	686052	545326	11230	370170
2003_Q2	698819	544881	11371	373540
2003_Q3	703280	547439	11625	376432
2003_Q4	712908	549663	11817	379180
2004_Q1	742548	549719	11988	381745
2004_Q2	745969	551498	12181	383795
2004_Q3	766873	550553	12368	384640
2004_Q4	797680	550720	12562	386451
2005_Q1	801803	550025	12814	389097
2005_Q2	804621	553584	12974	393287
2005_Q3	812979	557810	13205	397286
2005_Q4	836029	559701	13382	403005
2006_Q1	849858	565845	13649	404477
2006_Q2	866639	574298	13800	405652
2006_Q3	888474	579859	13909	406173
2006_Q4	905619	587423	14066	408500
2007_Q1	942475	590856	14233	412446
2007_Q2	944958	594248	14422	414937
2007_Q3	967722	599198	14570	418107
2007_Q4	979860	601311	14685	421331
2008_Q1	992201	607303	14668	422382
2008_Q2	1 006545	604967	14813	420031
2008_Q3	1 017149	602242	14843	412965

2008_Q4	996253	590342	14550	403661
2009_Q1	994345	566012	14384	397326
2009_Q2	975568	567403	14340	396514
2009_Q3	971660	571629	14384	397125
2009_Q4	983076	577524	14567	398528
2010_Q1	978591	580290	14681	400001
2010_Q2	989260	591913	14889	403217
2010_Q3	992352	596695	15058	405186
2010_Q4	990404	601700	15230	405570
2011_Q1	996088	610918	15238	408601
2011_Q2	1001320	611474	15461	409994
2011_Q3	1005537	614087	15587	413292
2011_Q4	1016843	614699	15785	413921
2012_Q1	1015246	618759	15974	414835
2012_Q2	1011465	618258	16122	414099
2012_Q3	1006608	619481	16228	418255
2012_Q4	1008603	616645	16297	418024
2013_Q1	1007387	616673	16441	420779
2013_Q2	1010719	621122	16527	423282
2013_Q3	1016394	623124	16728	427197
2013_Q4	1042759	625515	16958	429922
2014_Q1	1052103		16984	432660
2014_Q2	1061206		17270	436128
2014_Q3	1069844		17522	438985
2014_Q4	1077986		17616	441939
2015_Q1	1108029		17649	443786
2015_Q2	1116277		17914	446446
2015_Q3	1125021		18060	448329
2015_Q4	1127644			450485

Tab. 22 Vstupní data: vývoj akciových indexů

Období	PX	DAX	DIJA	NASDAQ	FTSE 100
2000_Q1	609	7440	10746	4433	6396
2000_Q2	580	7232	10695	3744	6329
2000_Q3	545	7155	10892	3937	6462
2000_Q4	477	6680	10580	3035	6302
2001_Q1	472	6309	10495	2357	6002
2001_Q2	424	6053	10686	2078	5800
2001_Q3	367	5246	10037	1876	5282
2001_Q4	380	4846	9599	1820	5158
2002_Q1	417	5123	10106	1881	5190
2002_Q2	452	4882	9987	1663	5053
2002_Q3	439	3712	8560	1319	4176
2002_Q4	443	3102	8387	1341	4012
2003_Q1	475	2673	8122	1351	3687
2003_Q2	536	2967	8668	1517	3992
2003_Q3	588	3436	9307	1763	4164
2003_Q4	631	3684	9821	1930	4338
2004_Q1	744	4017	10480	2039	4453
2004_Q2	800	3963	10290	1984	4483
2004_Q3	808	3849	10130	1871	4432
2004_Q4	959	4086	10346	2046	4711
2005_Q1	1136	4316	10647	2053	4931
2005_Q2	1161	4388	10387	2010	4950
2005_Q3	1313	4842	10546	2151	5299
2005_Q4	1405	5108	10608	2177	5422
2006_Q1	1529	5711	11006	2290	5825
2006_Q2	1417	5769	11187	2238	5843
2006_Q3	1418	5745	11260	2137	5868
2006_Q4	1547	6325	12158	2388	6146
2007_Q1	1658	6767	12461	2443	6265
2007_Q2	1818	7575	13215	2551	6537
2007_Q3	1794	7661	13461	2602	6360
2007_Q4	1835	7865	13526	2706	6455
2008_Q1	1550	6906	12375	2330	5873
2008_Q2	1605	6864	12579	2432	5997
2008_Q3	1411	6324	11354	2303	5378
2008_Q4	882	4776	8823	1608	4254
2009_Q1	741	4240	7736	1481	4025
2009_Q2	891	4784	8324	1728	4264

2009_Q3	1074	5279	9188	1975	4693
2009_Q4	1136	5713	10148	2155	5231
2010_Q1	1169	5809	10467	2280	5430
2010_Q2	1202	6087	10597	2351	5356
2010_Q3	1160	6125	10361	2228	5306
2010_Q4	1159	6713	11217	2528	5757
2011_Q1	1239	7090	12031	2740	5944
2011_Q2	1243	7239	12366	2765	5905
2011_Q3	1058	6215	11678	2614	5477
2011_Q4	898	5855	11784	2601	5427
2012_Q1	974	6686	12855	2911	5824
2012_Q2	901	6437	12761	2928	5551
2012_Q3	930	6910	13102	3023	5744
2012_Q4	986	7345	13141	3001	5843
2013_Q1	1014	7775	14004	3177	6304
2013_Q2	952	8049	14968	3368	6442
2013_Q3	936	8299	15287	3630	6531
2013_Q4	994	9044	15673	3940	6606
2014_Q1	1006		16173	4212	6680
2014_Q2	1011		16592	4186	6764
2014_Q3	973		16948	4482	6761
2014_Q4	968		17303	4589	6525
2015_Q1	996		17808	4827	6797
2015_Q2	1022		18019	5031	6920
2015_Q3	1006		17138	4946	6419
2015_Q4	967				6272