

Vliv makroekonomických faktorů na hodnotu indexu PX

Diplomová práce

Vedoucí práce:

Ing. Jakub Šácha, Ph.D.

Bc. Jiří Kohoutek

Brno 2015

Na tomto místě bych rád poděkoval vedoucímu diplomové práce
Ing. Jakubu Šáchovi, Ph.D. za cenné rady a jeho čas strávený odborným vedením při
psaní této diplomové práce.

Čestné prohlášení

Prohlašuji, že jsem tuto práci: **Vliv makroekonomických faktorů na hodnotu indexu PX** 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 11. května 2015

Abstract

Kohoutek, J. Influence of macroeconomics factors on index PX. Diploma thesis. Brno: Mendel University, 2015.

Aim of the thesis is theoretically and empirically explain the influence of macroeconomic factors on the value of the index PX. For the analysis are used selected macroeconomic indicators and indexes of other exchanges. The time period of this data is from 2000 to 2013. The design is the least squares method and analysis of time series according to Box- Jenkins methodology. Part of this work is familiar with working on a similar theme other authors. In conclusion, results are evaluated and outlined the possibility of both the value of the index PX predict the future.

Keywords

Stock index, PX index, regression analysis, time series analysis, OLS, Box Jenkins.

Abstrakt

Kohoutek, J. Vliv makroekonomických faktorů na hodnotu indexu PX. Diplomová práce. Brno: Mendelova univerzita v Brně, 2015.

Cíl diplomové práce je teoreticky a empiricky vysvětlit vliv makroekonomických faktorů na hodnotu indexu PX. Pro analýzu jsou použity vybrané makroekonomické ukazatele a indexy dalších burz. Časové období těchto dat je od roku 2000 do roku 2013. Provedena je metoda nejmenších čtverců i analýza časové řady dle Box-Jenkinsovy metodologie. Součástí práce je obeznámení s pracemi na podobné téma jiných autorů. V závěru práce jsou zhodnoceny výsledky a nastíněna možnost jak hodnotu indexu PX predikovat do budoucnosti.

Klíčová slova

Burzovní indexy, index PX, regresní analýza, analýza časové řady, metoda nejmenších čtverců, Box Jenkins.

Obsah

1	Úvod a cíl práce	12
1.1	Úvod.....	12
1.2	Cíl práce.....	13
2	Literární přehled	14
2.1	Index PX.....	14
2.1.1	Burza cenných papírů Praha, a.s. (BCPP).....	14
2.1.2	Index PX a Index PX-TR.....	14
2.1.3	Kritéria způsobilosti.....	15
2.1.1	Výpočet indexu.....	16
2.1.2	Faktory pro výpočet.....	17
2.1.3	Historické báze indexu.....	18
2.1.4	Současné báze indexu.....	20
2.1.5	Vývoj indexu.....	21
2.2	Makroekonomické faktory.....	21
2.2.1	Hrubý domácí produkt.....	21
2.2.2	Nezaměstnanost.....	23
2.2.3	Kurz CZK/EUR.....	24
2.2.4	Inflace.....	25
2.2.5	Daň z příjmů právnických osob.....	25
2.2.6	Diskontní sazba ČNB.....	26
2.3	Zahraniční burzy.....	27
2.3.1	NYSE.....	27
2.3.2	DAX.....	28
2.3.3	FTSE.....	29
2.4	Řešené práce na dané téma.....	30
3	Metodika a data použitá v analýze	33
3.1	Metodologie ekonometrické modelování.....	33
3.1.1	Klasický lineární regresní model.....	33

3.1.1	Předpoklady klasický lineárního regresního modelu	34
3.1.2	Testování klasických předpokladů	34
3.1.3	Metoda nejmenších čtverců.....	35
3.1.4	Gaussův-Markovův teorém.....	35
3.2	Analýza časových řad.....	35
3.2.1	Stacionarita x nestacionarita	36
3.2.2	Box-Jenkins metodologie.....	36
3.3	Data použitá na ekonometrickou analýzu	37
3.3.1	Index PX	37
3.3.2	Hrubý domácí produkt.....	37
3.3.3	Nezaměstnanost.....	37
3.3.4	Míra inflace	38
3.3.5	Daň z příjmů právnických osob	38
3.3.6	Kurz CZK/EUR	38
3.3.7	Diskontní sazba ČNB	38
3.3.8	Hodnota indexu NYSE Composite.....	38
3.3.9	Hodnota indexu GDAXI.....	38
3.3.10	Hodnota indexu FTSE	39
4	Výsledky	40
4.1	Popis a prognózy ohledně proměnných v modelu	40
4.2	Model vysvětlený metodou nejmenších čtverců	41
4.2.1	Základní model.....	41
4.2.2	Model 1 (odebrání HDP, EUR, DIS).....	44
4.2.3	Model 2 (odebrání FTS)	46
4.2.4	Model 3 (odebrání DPP)	48
4.2.5	Model 4 (model 1 bez DAX, FTS, DPP).....	51
4.2.6	Porovnání, vybrání správného modelu.....	52
4.3	Využití specifické metody na časové řady	54
4.3.1	Testování stacionarity.....	54
4.3.2	Vybrání správného modelu	54
4.3.3	Základní model AR(2).....	55

4.3.4	Model AR(2) 1 (bez DPP a HDP).....	58
4.3.5	Model AR (2) 2 (bez FTS, NEZ, DIS)	59
4.3.6	Model AR(2) 3.....	61
5	Diskuse a závěr	64
6	Literatura	68
7	Seznam obrázků	71
8	Seznam tabulek	72

1 Úvod a cíl práce

1.1 Úvod

Burzovní indexy jsou vnímány jako významné finanční a ekonomické ukazatele vyobrazující situaci jako celek burzovním trhu.

Výhoda investic do burzovních indexů má oproti investici do specifických cenných papírů obchodovatelných na daném trhu jednu velkou výhodu. Touto výhodou je právě zjednodušení celého procesu v podobě nákupu všech akcií, který daný index obsahuje. Index zpravidla obsahuje akcie největších, nejlikvidnějších a nejprestižnějších společností, které bývají na dané burze obchodovány. Pro investora je sledování indexu jakožto jednoho čísla pohodlnější, než sledování jednotlivých kurzů daných akcií.

Další použití indexů můžeme spatřit jako zjednodušenou orientaci pro vývoj trhu, pokles či růst indexu.

Při pohledu do historie byl prvním indexem Dow Jones Industrial, akciový index vytvořený Charlesem Dowem již v roce 1896. Během dvou století se báze indexu několikrát změnila, mezi současnými 30 americkými společnostmi se nachází i společnost General Electric, který je v bázi od samého počátku.

Při pátrání po první burze musíme do historie ještě dál. Prvopočátek označení burza můžeme vypátrat v Bruggách, kde ve 14. Století se před domem belgických obchodníků mající v rodinném erbu tři měšce (latinské slovo bursa znamená kožený měšec) shromažďovali kupci z Florencie, Benátek a dalších měst a uzavírali zde své obchody. První burzovní instituci můžeme nalézt v roce 1531 od Brugg v nedalekých Antverpách, kde byly obchodovány směnky, ale i zlaté či stříbrné mince. V Antverpách se konala i první emise obligací, a to vypadá městem.

Další významný rok pro burzovníctví nastal v roce 1631. V Amsterdamu, který v té době byl znám jako finanční centrum Evropy, byla založena burza cenných papírů s pevnými pravidly obchodování i otevírací dobou. Během 18. století došlo k založení dalších významných burz, např. v Berlíně roku 1739, v Londýně 1745 nebo třeba v New Yorku 1792.

Rostoucí význam světových finančních center jako například výše zmíněný Londýn nebo New York zapříčinil změnu burz v těchto městech na burzy mezinárodní. Kapitál mířil do USA a burzovní obchodování, stejně jako ceny akcií rostly. Tento rostoucí trend byl zlomen v říjnu roku 1929, kdy došlo ke krachu New Yorkské burzy. Tento zlom byl náhlý a nečekaný, nastala světová krize poklesla průmyslovou produkci a zaměstnanosti až o třetinu, v USA dokonce o skoro polovinu.

V 70. a 80. letech dochází k rozvoji výpočetní techniky, a tento rozvoj velmi zasáhl svět burzovního obchodování. Použitím počítačů a elektronických systémů dochází ke změně zadávání příkazů.

Přetrvávající globalizace světové ekonomiky a rozvoj IT znamená další velké změny pro svět burz. Růst burz pokračoval do září 2001, kdy po útoku na Světové obchodní centrum vyvolaly paniku na akciových trzích. Pomalé oživení ekonomiky z roku 2003, kdy velmi nízké úrokové míry a investiční pobídky vlád vedla v dlou-

hodobou pro-růstovou politiku která i za pomoci deregulace finančních trhů, nástupu nových a komplexních finančních nástrojů, sociálních programů podpory bydlení umožnilo radikálně zvýšit dostupnost hypotečního financování. Vše vyústilo spekulací bublinou v roce 2007. Rok 2008 se tak nesl v duchu finanční a bankovní krize v propojeném ekonomickém světě. Vstup do 21. století byl pro akciový trh poklesový, spekulací krize se po té z roku 1929 zapisuje jako druhá nejhorší ekonomická krize.

1.2 Cíl práce

Cílem této práce je nalézt a identifikovat souvislosti mezi makroekonomickými faktory a hodnotou indexu Burzy cenných papírů Praha, indexu PX. Bude proto vytvořen regresní model, ve kterém vysvětlující proměnné budou hodnoty HDP ČR, inflace, nezaměstnanost, kurz CZK/EUR, hodnota diskontního faktoru, míry zdanění právnických osob, dále pak i hodnoty tří světových burz. Cílem regresního modelu bude najít vlivné faktory ať pozitivní nebo negativní, které na daný index působí. Součástí této práce bude i přijetí nebo zamítnutí hypotéz o podstatném vlivu jednotlivých faktorů.

První sestavený model bude využito modelu nejmenších čtverců, druhý model bude sestaven na základě Box-Jenkins metodologii. Práce by mohla posloužit pro predikci budoucího vývoje na základě změn faktorů zastoupených v regresi.

2 Literární přehled

Tato kapitola bude věnována vymezení základním pojmům vyskytujícím se v této práci. Hlavní pozornost bude soustředěna na index PX, jeho vývoj, hodnoty, součásti báze indexu a systém výpočtu.

Další část bude patřit zkoumaným faktorům, které budou součástí regresního modelu. Tyto faktory jsou zejména makroekonomické, ale jak již bylo řečeno dříve, zkoumány budou i tři světové burzy, které také budou detailněji popsány.

2.1 Index PX

2.1.1 Burza cenných papírů Praha, a.s. (BCPP)

Burza cenných papírů Praha, a.s. (BCPP), je největší a zároveň i nejstarším organizátorem trhu s cennými papíry v České republice.

První počátky by se daly nalézt v roce 1871, kdy existovala pražská komoditní a akciová burza. Druhá světová válka a komunistický režim způsobily padesátiletou pauzu a znovu byla burza otevřena v roce 1993.

Samotné obchodování na burze probíhá prostřednictvím licencovaných obchodníků s cennými papíry, kteří jsou zároveň i členy burzy. Tito obchodníci jsou především významné banky nebo makléřské firmy (BH Securities a.s., CYRRUS a.s., Česká spořitelna a.s., Československá obchodní banka, a.s., a mnoho dalších finančních subjektů podnikajících v ČR). V případě zájmu obchodovat na BCPP, musí běžný investor oslovit právě tyto členy. Jen ti mají oprávnění na burze uzavírat burzovní obchody. Ze zákona o podnikání na kapitálovém trhu má toto oprávnění i Česká národní banka a Česká republika, která podniká prostřednictvím Ministerstva financí.

BCPP je součástí skupiny CEE Stock Exchange Group (CEESEG). Do této skupiny dále patří tři střeoevropské burzy cenných papírů – Burza cenných papírů Vídeň (Wiener Börse), Burza cenných papírů Budapešť (Budapesti Értéktőzsde) a Burza cenných papírů Lublaň (Ljubljanska borza). V září roku 2009 tato skupina vstoupila na mezinárodní burzovní scénu a dnes je největší skupinou burz ve střední a východní Evropě. (pse.cz, 2015)

2.1.2 Index PX a Index PX-TR

Index PX je oficiální cenovým indexem Burzy cenných papírů Praha, a.s.

První výpočet indexu PX se uskutečnil dne 20. března 2006, kdy se stal nástupcem indexů PX-50 a indexu PX-D. Hodnota indexu PX byla převzata z historických hodnot nejstaršího indexu PX 50 a spojitě na ně navázala. Výpočet indexu PX50 byl ustanoven ve shodě s metodologií International Finance Corporation (IFC), která je doporučena pro sestavení indexů na vznikajících trzích.

Výchozím dnem pro výpočet indexu byl 5. duben 1994. Pro index byla sestavena báze obsahující 50 emisí a výchozí hodnota indexu PX50 byla nastavena na

1000,0 bodu. Od prosince roku 2001 byl počet bazických emisí variabilní. Jelikož je index PX cenovým indexem, nezapočítávají se v jeho výpočtu dividendové výnosy.

Oficiálním dividendovým indexem Burzy cenných papírů Praha, a.s. je index PX-TR. Pro tento index byl první výpočet proveden 20. 3. 2006, a jeho výchozí hodnota a báze tohoto indexu byla shodná s aktuální hodnotou a bází indexu PX. Jak již bylo psáno, jedná se o dividendový index, to znamená, že oproti indexu PX se v indexu PX-TR budou započítávat dividendové výnosy. (pse.cz, 2015)

2.1.3 Kritéria způsobilosti

Obecně můžeme tvrdit, že index PX obsahuje pouze emise akcií, které jsou aktivně obchodované. U těchto akcií se z dlouhodobého hlediska očekává růst a pravidelná výplata dividend.

Tyto akcie můžeme označit termínem „blue chips“. Takovéto akcie jsou například akciemi firem IBM, Microsoft nebo například český ČEZ.

Nezpůsobilé akcie jsou:

- Akciové emise investičních fondů a emise podílových listů podílových fondů,
- Emise holdingových společností, vzešlé z transformace investičních fondů;
- Preferenční akcie (mohou být uznány za způsobilé ve výjimečných případech),
- Akciové deriváty.

Existují případy, kdy emise cenných papírů společnosti nemohou být zahrnuty do indexu. Tyto případy jsou:

- pokud soud přijme rozhodnutí o úpadku společnosti či o zamítnutí insolvenčního návrhu pro nedostatečný majetek společnosti nebo pokud příslušný zahraniční orgán přijme rozhodnutí se stejnými nebo podobnými právními účinky ve vztahu ke společnosti;
- pokud je přijato rozhodnutí o zrušení společnosti s likvidací,
- pokud je obchodování s těmito cennými papíry na Burze dlouhodobě pozastaveno.

Kritéria pro zařazení

Způsobilé akciové emise, lze zahrnout do báze indexu PX, pokud však vyhovují těmto požadavkům:

- Tržní kapitalizace a objem obchodů;
Tržní kapitalizace emise k rozhodnému datu musí být větší než 0,5 mld. Kč. Limit pro minimální tržní kapitalizaci je stanoven Komisí pro správu burzovních indexů.

Další případ je když průměrný denní objem obchodů emise (bez registrovaných OTC obchodů) přesáhne v rozhodném období 2 mil. Kč. Při výpočtu průměrného objemu se uvažují pouze burzovní dny rozhodného období, ve kterých byla emise registrovaná k obchodování na Burze. Minimální hodnotu

průměrného denního objemu stanovuje Komise pro správu burzovních indexů. Rozhodným obdobím se rozumí období šesti měsíců předcházejících rozhodnému datu.

Rozhodným datem pro výpočet tržních kapitalizací a průměrného denního objemu je poslední burzovní den v měsících únor, květen, srpen a listopad.

- Počet obchodních dnů;

Emise byla zobchodována alespoň v 90 % burzovních dnů uskutečněných v rozhodném období, v nichž byla přijata k obchodování na Burze.

Emise byla k rozhodnému datu obchodována alespoň v 10 burzovních dnech včetně podmíněného obchodování.

Rozhodným obdobím se rozumí období šesti měsíců předcházejících rozhodnému datu. Pokud je emise obchodována na Burze kratší dobu než 6 kalendářních měsíců, avšak více než 10 dní, bude poměr počítán ode dne zahájení obchodování (včetně podmíněného). Rozhodným datem je poslední burzovní den měsíce únor, květen, srpen a listopad.

- Kritéria pro vyřazení;

Pokud některá z bazických emisí indexu ve dvou po sobě následujících rozhodných datech nesplňuje kritéria pro zařazení, bude z indexu vyřazena.

Za výjimečných okolností lze emisi z báze indexu PX vyloučit bez náhrady a to i mimo dny určené pro pravidelnou aktualizaci báze. V tomto případě dochází ke dni vyřazení k úpravě koeficientu zřetězení. Ostatní redukční faktory se mění pouze v případě, kdy kapitálové změny způsobí posun ve váze nejvýše zastoupené bazické emise indexu o více než 5 %. Burza se snaží předvídat okolnosti, které by mohly mít negativní vliv na složení báze indexu, jako jsou fúze, převzetí, návrhy na úpadek či dlouhodobější pozastavení obchodování, a snaží se během čtvrtletních revizí indexu vyloučit bazické emise, kterých se tyto problémy týkají. Cílem je udržet stabilitu indexu a zamezit mimořádným změnám mimo dny vymezené pro pravidelné aktualizace. (pse.cz, 2015)

2.1.1 Výpočet indexu

Samotný index PX je vypočítáván v reálném čase během obchodních hodin Pražské burzy.

Otevírací hodnota indexu PX je stanovena hned na začátku obchodování při první změně kurzu jakékoliv obsažené emise akcií z báze indexu PX.

Uzavírací hodnota je stanovena při poslední změně kurzu jakékoliv emise, která je zařazená v indexu PX.

Vzorec pro výpočet indexu PX vypadá následovně:

$$PX(t) = Base Value \times \frac{\sum_{i=1}^{N(t)} q_i \cdot p_i(t) \times FF_i \times RF_i}{Start\ cap.} \times AF(t)$$

Vysvětlení proměnných ve vzorci je následující:

Base value = výchozí hodnota indexu (1000)

Start cap. = počáteční kapitalizace, která je rovna tržní kapitalizaci indexu ke dni zahájení výpočtů (5. 4. 1994), hodnota 379 786 853 620 Kč

AF (t) = koeficient zřetězení v čase t (zohlednění změn provedené v bázi indexu)

qi = počet cenných papírů i-té bazické emise indexu uplatněný ve výpočtu indexu v čase t

pi (t) = kurz i-té emise indexu v čase t

FFi = free float faktor (podíl volně obchodovaných akcií)

RFi = redukční faktor

N (t) označuje počet bazických emisí v indexu v čase t

V případě, že je obchodování s některou akcií obsaženou v indexu dočasně pozastaveno, použije se pro výpočet její poslední platný kurz.

Pro výpočet se využívají následující přesnosti faktorů:

- Koeficient zřetězení: 15 desetinných míst;
- Počet cenných papírů v emisi: jednotky;
- Free float faktor: 2 desetinná místa;
- Redukční faktor: 2 desetinná místa;
- Zveřejňovaná hodnota indexu: 2 desetinná místa. (pse.cz, 2015)

2.1.2 Faktory pro výpočet

V minulé kapitole byly pro výpočet indexu PX ve vzorci různé faktory, které teď budou lehce vysvětleny.

„**Koeficient zřetězení** umožňuje srovnávání indexu v různých časech, zachovává kontinuitu a zabraňuje skokům v indexu.“

Redukční faktor zabraňuje tomu, aby podíl tržní kapitalizace některé z emisí nacházející se v bázi na celkové tržní kapitalizaci celé báze přesáhl k rozhodnému dni stanovenou maximální váhu.

Redukční faktor se pohybuje v intervalu od 0,01 do 1,00 a má vždy dvě desetinná místa.

Jeho obvyklá hodnota většinou je 1,00. Pokud váha některé z bazických emisí indexu přesahuje ke čtvrtletnímu rozhodnému dni maximální stanovenou váhu,

její redukční faktor bude omezen. Omezení je tak velké, aby se váha daného cenného papíru co nejvíce blížila stanovené maximální váze, ale aby tuto hodnotu již nepřesahovala.

Redukční faktor tak bude přepočítán v případě, že váha bazické emise ke čtvrtletnímu rozhodnému dni překračuje práh nebo v případě, kdy redukční faktor dané již byl nižší než 1,00 a váha se ke čtvrtletnímu rozhodnému dni nachází pod max. stanovenou váhou.

Obecně platí, že Komise pro správu burzovních indexů přezkoumává redukční faktory emisí každé čtvrtletí. V případě mimořádné úpravy indexu mezi pravidelnými čtvrtletními aktualizacemi (např. při vyřazení akcie obsažené v indexu, kapitálových změnách) může být redukční faktor přepočítán tak, aby byla zajištěna reprezentativnost indexu.

V případě kapitálových změn, které vyžadují úpravu mezi pravidelnými čtvrtletními aktualizacemi, je redukční faktor přepočítán, pokud tyto kapitálové změny způsobí posun ve váze nejvýše zastoupené bazické emise indexu alespoň o 5 %.

- Maximální váha emise

Maximální tržní kapitalizace bazických emisí od jednoho emitenta nesmí po úpravě o FF faktor překročit hodnotu 20 % na celkové, o FF faktor upravené, tržní kapitalizaci indexu PX pro následující případy:

- k rozhodným dnům pravidelné čtvrtletní aktualizace (poslední burzovní den v únoru, květnu, srpnu a listopadu),
- ke dnům, kdy učiněno rozhodnutí o mimořádném vyřazení emise z indexu,
- v případě speciální operace spočívající ve fúzi některé z bazických emisí.

Dojde-li k překročení limitu pro tržní kapitalizaci, bývá redukční faktor přepočítán.

Free float faktor představuje podíl přijatých cenných papírů k obchodování na celkovém počtu cenných papírů, které jsou skutečně v oběhu a jsou dostatečně likvidní (tj. akcie očištěné o akcie držené ve velkých objemech). Free float se vyjadřuje následujícími váhovými faktory:

0,10 – 0,20 – 0,30 – 0,40 – 0,50 – 0,60 – 0,70 – 0,80 – 0,90 – 1,00

Pro výpočet se používá nejbližší hodnota, která překračuje stanovený free float.

Faktory vstupující do výpočtu (tj. FF faktor, redukční faktor a počet akcií v emisi) jsou aktualizovány Komisí pro správu burzovních indexů každé čtvrtletí (březen, červen, září a prosinec) na začátku příslušného měsíce. (pse.cz, 2015)

2.1.3 Historické báze indexu

V rámci indexu PX patřily do báze akcie následujících firem:

- ORCO (ISIN: LU0122624777) - do 19.9.2014
- Tatry Mountain Resorts (ISIN: SK1120010287) - do 20.6.2014
- AAA Auto (ISIN: NL0006033375) - do 23.6.2013

-
- KITD (ISIN: US4824702009) - do 26.10.2012
 - ECM (ISIN: LU0259919230) - vyřazeno od 20.6.2011
 - Zentiva (ISIN: NL0000405173) - vyřazeno od 28.4.2009

Index PX50 obsahoval větší bázi firem. Ve výčtu jsou vypsány firmy, které tvořily bázi indexu v minulosti a v současnosti již nejsou členem báze PX:

- Severočeské doly (ISIN: CZ0005102350) - vyřazeno od 2.1.2006
- SČ energetika (ISIN: CZ0005078055) - vyřazeno od 2.1.2006
- STČ energetická (ISIN: CZ0005078253) - vyřazeno od 2.1.2006
- SSŽ (ISIN: CS0005022854) - vyřazeno od 2.1.2006
- Paramo (ISIN: CZ0005091355) - vyřazeno od 2.1.2006
- Česká pojišťovna (ISIN: CZ0008002755) - vyřazeno v roce 2005
- České Radiokomunikace (ISIN: CZ0009054607) - vyřazeno v roce 2005
- SM energetika (ISIN: CZ0005078352) - vyřazeno v roce 2005
- Sokolovská uhelná (ISIN: CZ0005103952) - vyřazeno v roce 2005
- Kablo Elektro (ISIN: CS0005034156) - vyřazeno v roce 2004
- PVT (ISIN: CS0008416251) - vyřazeno v roce 2004
- Nová huť (ISIN: CZ0005098251) - vyřazeno v roce 2004
- Živnostenská banka (ISIN: CZ0008002557) - vyřazeno v roce 2003
- Kablo Kladno - vyřazeno v roce 2003
- Slezan Frýdek-Místek - vyřazeno v roce 2003
- ŽĎAS (ISIN: CS0005031152) - vyřazeno v roce 2003
- Metrostav (ISIN: CZ0005006502) - vyřazeno v roce 2003
- Česká zbrojovka (ISIN: CS0005029156) - vyřazeno v roce 2003
- Finop holding (ISIN: CZ0008418001) - vyřazeno v roce 2003
- Jihomoravská energetika (ISIN: CZ0005077958) - vyřazeno v roce 2003
- Jihomoravská plynárenská (ISIN: CZ0005078956) - vyřazeno v roce 2003
- Moravské naftové doly (ISIN: CS0008449658) - vyřazeno v roce 2003
- OKD (ISIN: CZ000510065) - vyřazeno v roce 2003
- Pražské služby (ISIN: CZ0009055158) - vyřazeno v roce 2003
- Severomoravská plynárenská (ISIN: CZ0005084459) - vyřazeno v roce 2003
- Spolchemie (ISIN: CZ0005092858) - vyřazeno v roce 2003
- ŽS Brno (ISIN: S0005028554) - vyřazeno v roce 2003
- Aliachem (ISIN: CZ0005112607) - vyřazeno v roce 2002

- Česká spořitelna (ISIN:CZ0008023801) - vyřazeno v roce 2002
- JČ energetika (ISIN:CZ0005077057) - vyřazeno v roce 2002
- Metalimex (ISIN:CS0008412458) - vyřazeno v roce 2002
- Pražská energetika (ISIN:CZ0005078154) - vyřazeno v roce 2002
- Pražská teplotárenská (ISIN:CS0008439659) - vyřazeno v roce 2002
- SM energetika (ISIN:CZ0005078352) - vyřazeno v roce 2002
- Spolana (ISIN:CS0008424958) - vyřazeno v roce 2002
- SSŽ (ISIN:CS0005022854) - vyřazeno v roce 2002
- Stock Plzeň (ISIN:CS0008418554) - vyřazeno v roce 2002
- Třinecké železárny (ISIN:CS0005010552) - vyřazeno v roce 2002
- VČ energetika (ISIN:CZ0005076950) - vyřazeno v roce 2002
- ZČ energetika (ISIN:CZ0005077354) - vyřazeno v roce 2002
- ČS. plavba labská (ISIN:CS0008203550) - vyřazeno v roce 2001
- Chlučan. ker. záv. (ISIN: CS0008443958) - vyřazeno v roce 2001
- Jihoč. plynárenská (ISIN: CZ0005078857) - vyřazeno v roce 2001
- Lafarge cement (ISIN: CZ0008418951) - vyřazeno v roce 2001
- United Energy (ISIN: CS0008458659) - vyřazeno v roce 2001
- Zápč. plynárenská (ISIN: CZ0005078758) - vyřazeno v roce 2001
- ZVVZ (ISIN: CZ0005081653) - vyřazeno v roce 2001

2.1.4 Současné báze indexu

Současná báze indexu PX byla ustanovena a je platná od 9. 10. 2014. Její složení vypadá následovně:

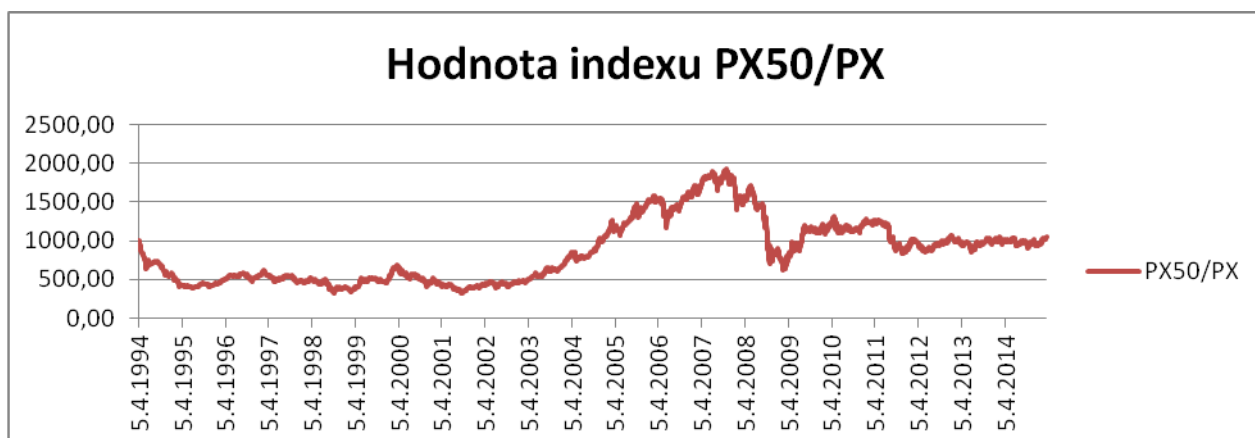
- Erste Group Bank
- ČEZ
- Komerční banka
- VIG
- O2 C.R.
- Stock
- Unipetrol
- Philip Morris ČR
- Pegas Nonwovens
- CETV
- Fortuna

- PLG
- NWR

2.1.5 Vývoj indexu

Vývoj hodnoty indexu PX50 a z něj vycházející index PX byl vytvořen z denních závěrečných hodnot indexů od počátku jeho zavedení.

Historický graf indexu PX50/50 vypadá následovně:



Obr. 1 Graf vývoje hodnoty indexu PX50/PX od založení

2.2 Makroekonomické faktory

2.2.1 Hrubý domácí produkt

Hrubý domácí produkt je jedním z nejpoužívanějších makroekonomických agregátů.

Jurečka ve své knize uvádí:

„Hrubý domácí produkt je součtem peněžních hodnot finálních výrobků a služeb, vyprodukovaných během jednoho roku výrobními faktory alokovanými v dané zemi.“

Rozeznáváme dva základní typy HDP - nominální nebo reálný HDP.

V případě nominálního HDP, který se počítá z běžných cen, tj. v cenách, které existují na trhu v časovém období, za které je HDP počítáno.

Oproti tomu reálný HDP je počítáno ve stálých cenách, tj. cenách, které jsou očištěné od změn.

K výpočtu HDP můžeme využít jednu ze tří používaných metod:

- Výdajová metoda,
- Důchodová metoda,
- Metoda založená na sumarizaci hodnot přidaných zpracováním;

Výdajová metoda měří HDP nepřímo, v rámci této metody sečteme výdaje domácností, investice firem, vládní výdaje a takzvaný čistý export – rozdíl mezi exportem a importem. Rovnici pro tento výpočet můžeme napsat takto:

$$\text{hrubý domácí produkt} = C + I + G + NX$$

Důchodová neboli příjmová metoda měří HDP pomocí důchodů/příjmů ekonomických subjektů, které plynou z vlastnictví výrobních faktorů, jež se podílely na tvorbě HDP. Jedná se o:

- mzdy,
- úroky,
- zisky,
- renty,
- příjmy ze samozaměstnání;

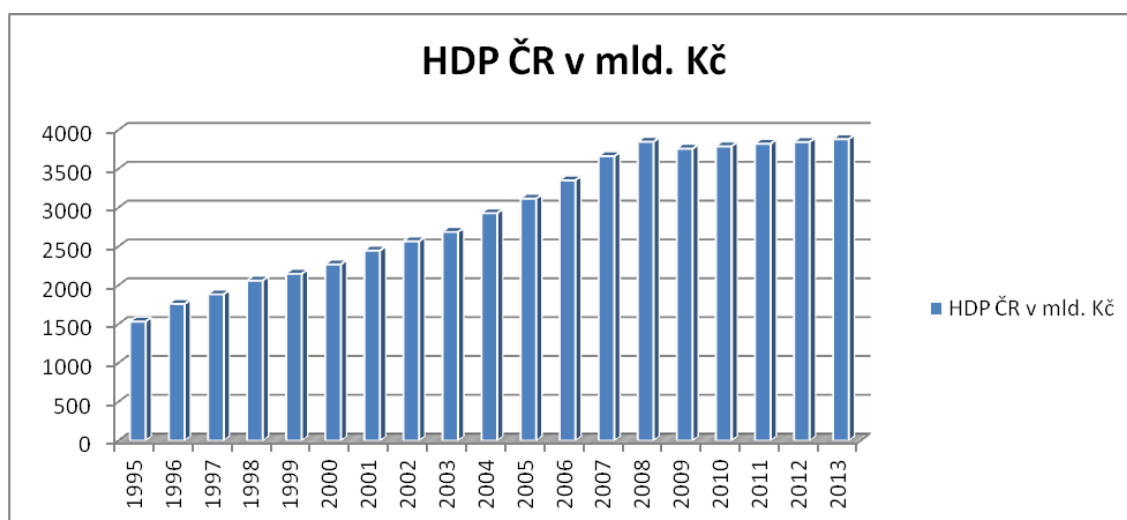
Součtem těchto důchodů nám utvoří takzvaný čistý pracovní důchod, ke kterému je nutné připočítat nepřímé daně a amortizaci, k finálnímu výsledku, tudíž k HDP.

Poslední varianta, metoda založená na sumarizaci hodnot přidaných zpracováním je vlastně metoda na základě „přidané hodnoty“.

Přidaná hodnota je hodnota, kterou výrobci postupně v rámci výrobního procesu přidávají svou prací k hodnotě nakupované suroviny, polotovaru nebo služeb. Toto přidávání přidané hodnoty končí z ekonomického pohledu v okamžiku, kdy se produkt/polotovar/slужba dostane k finálnímu zákazníkovi. (Jurečka, 2010)

V této práci bude hrubý domácí produkt tvořen výdajovou metodou s běžnými cenami.

Graf HDP ČR se nalézá na tomto grafu:



Obr. 2 Graf hrubého domácího produktu ČR v letech 1999-2013

2.2.2 Nezaměstnanost

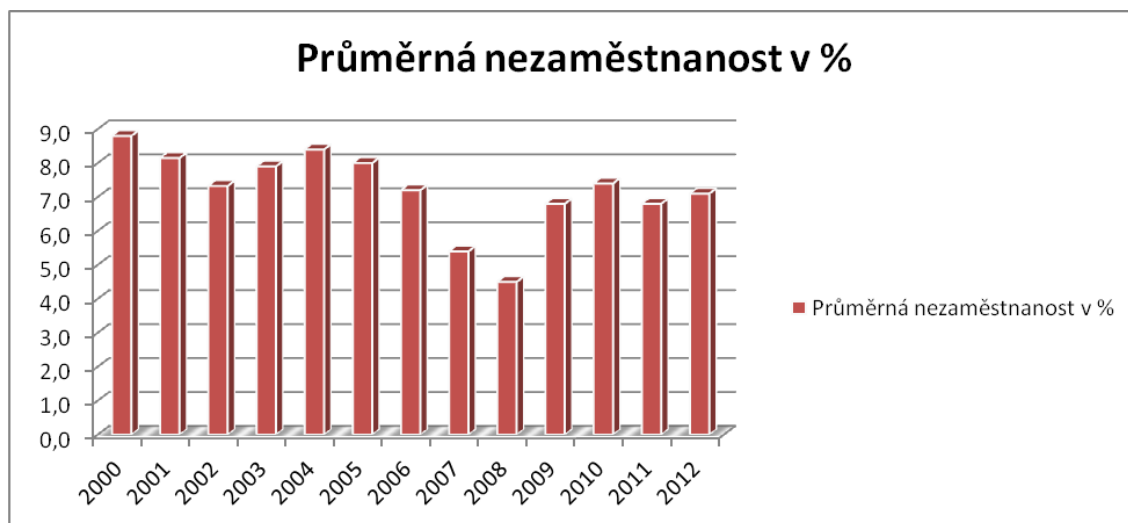
Kvantifikace počtu nezaměstnaných probíhá v několika krocích.

Pro výpočet se používá obyvatelstvo v produktivním věku (věk, od ukončené školní docházky do odchodu do penze). Dále z této množiny jsou vyčleněni právě ti, kteří nemají zaměstnání, ale aktivně si je hledají. Spolu se zaměstnanými tvoří ekonomicky aktivní obyvatelstvo.

Samotnou míru nezaměstnanosti nejčastěji kvantifikujeme jako podíl počtu nezaměstnaných k ekonomicky aktivním. Tato míra se vyjadřuje v procentech.

V České republice existují dva odlišné ukazatele míry nezaměstnanosti. Jsou jimi **registrovaná míra nezaměstnanosti**, kterou zpracovává Ministerstvo práce a sociálních věcí ČR. Druhý ukazatel, **obecná míra nezaměstnanosti**, vychází z dat zpracovaných Českým statistickým úřadem. (Jurečka, 2010)

V rámci této práce budou používána data z obecné míry nezaměstnanosti.



Obr. 3 Průměrná roční nezaměstnanost v ČR v letech 2000-2012

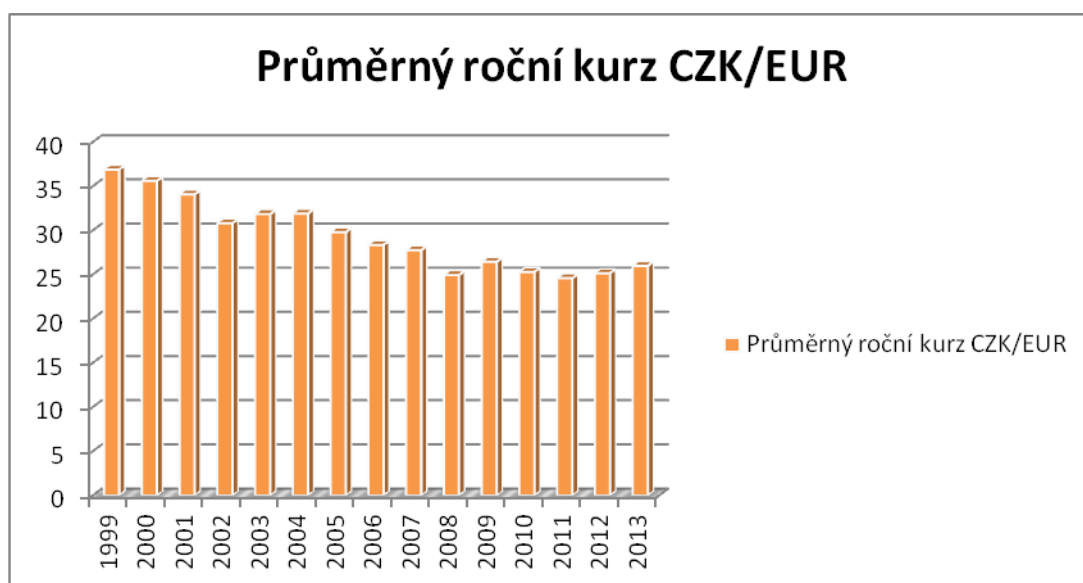
2.2.3 Kurz CZK/EUR

Dalším faktorem k posouzení je kurz české koruny a Eura. Jedná se vlastně o směnu „peníze za peníze“, můžeme tedy tuto směnu posoudit cenovým pohledem z obou stran.

Tato cena, směnný poměr dvou měn, se označuje jako měnový kurz. Stejně jako u HDP a dalších veličin můžeme rozeznávat nominální a reálné vyjádření. Jurečka ve své knize uvádí, že „nominální měnový kurz (E) představuje cenu jedné měny vyjádřené v jednotkách měny druhé.“

V této práci se bude vyskytovat přímé kótování, to znamená, že na prvním místě bude vyjádřena číselně domácí měna (česká koruna) a druhou jednotkovou měnou bude měna zahraniční (euro). (Jurečka, 2010)

V této práci jsou analyzovány čtvrtletní data, proto z denních průměrných hodnot vytvořeny hodnoty průměrně čtvrtletní. Kurzy byly přebírány ze stránek www.kurzy.cz.



Obr. 4 Graf průměrného ročního kurzu CZK/EUR v letech 1999-2013

2.2.4 Inflace

Inflaci můžeme zpravidla vysvětlit a je také tak většinou vysvětlována, jako zvyšování cenové hladiny, která má za následek snižování kupní síly peněz.

Nejedná se tedy o růst cen jednotlivých druhů výrobků či služeb ale růst obecné cenové hladiny v dané ekonomice.

Pro výpočet inflace se používají cenové indexy. Nejznámější a nejvíce používané jsou index spotřebitelských cen (CPI) a implicitní cenový deflátor (IPD).

Míru inflace vyjádříme pomocí následujícího vzorce, kde CPI, můžeme nahradit IPD pro stejné období:

$$\frac{CPI_t - CPI_{t-1}}{CPI_{t-1}} \times 100$$

Míra inflace vyjádřená přírůstkem **průměrného ročního indexu** spotřebitelských cen vyjadřuje procentní změnu průměrné cenové hladiny za 12 posledních měsíců proti průměru 12 předchozích měsíců.

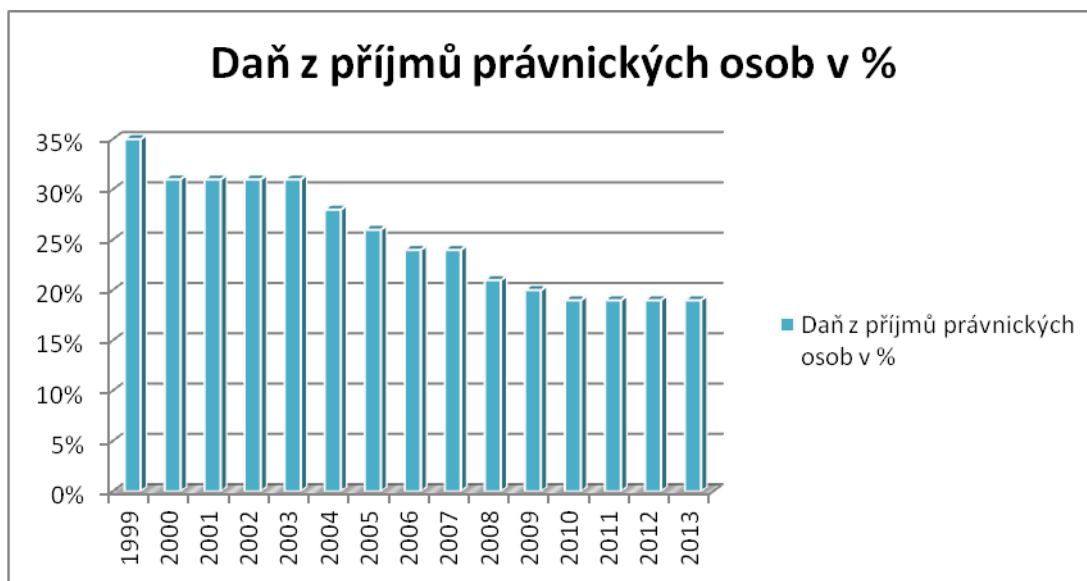
Tato míra inflace je vhodná při úpravách nebo posuzování průměrných veličin. Bere se v úvahu zejména při propočtech reálných mezd, důchodů apod. (Jurečka, 2010)

2.2.5 Daň z příjmů právnických osob

Daň z příjmů právnických osob je určena zákonem o daních z příjmů č. 586/1992 Sb., o daních z příjmů.

Dle zákona poplatníkem daně jsou právnické osoby, organizační složky státu, podílové fondy podle zákona upravující investiční společnosti a investiční fondy, podfondy akciových společností s proměnným základním kapitálem podle zákona upravující investiční společnosti a investiční fondy, fondy penzijní společnosti, svěřenecké fondy podle občanského zákoníku a jednotky, které jsou podle právního řádu státu, dle kterého jsou založeny nebo řízeny poplatníkem. (Zakonyprolidi, 2015)

Vývoj a hodnoty daně z příjmů právnických osob je v následujícím grafu:



Obr. 5 Graf vývoje velikosti daně z příjmů právnických osob v letech 1999-2013

2.2.6 Diskontní sazba ČNB

Diskontní sazba ČNB je velmi důležitým faktorem v ekonomice. Vezmeme si příklad, kdy komerční banka potřebuje pro svoji činnost více peněžních prostředků.

Důvod pro tuto potřebu může být například pro vytvoření dostačujících rezerv nebo pro zvětšení úvěrové politiky. Jako možnost k opatření většího množství peněžních prostředků se nabízí možnost výpůjčky na mezibankovním trhu nebo u centrální banky. Právě podmínky, při kterých dojde k půjčce peněz, jsou podmínky diskontní politiky ČNB. Úrokovou míru, při které dochází k půjčení peněz, ze strany centrální banky označujeme termínem diskontní sazba. (Jurečka, 2010)

Při expanzivní politice centrální banky se diskontní sazba snižuje, při restriktivní politice diskontní sazba roste.

V uplynulých letech se sazba diskontní sazby ČNB měnila, hodnoty této sazby je možné vidět v grafu:



Obr. 6 Graf diskontní sazby v letech 1990-2012

2.3 Zahraniční burzy

2.3.1 NYSE

New York Stock Exchange (NYSE) je největší burza akcií a tržních derivátů na světě, v tržní hodnotě kótovaných akcií by cena z února 2015 přesáhla 16,6 trilionu amerických dolarů.

Průměrná hodnota denně obchodovaných akcií v roce 2013 byla přibližně 169 bilionu amerických dolarů. Burza byla založena v roce 1817, dnes ji můžeme najít na Wall Street 11 v Dolním Manhattanu v New Yorku. Reprezentačními indexy burzy jsou NYSE Composite a Dow Jones Industrial Average.

V rámci této práce bude k porovnání sloužit NYSE Composite, jehož historický graf vypadá takto:



Obr. 7 Historický graf NYSE Composite

Zdroj: Yahoo

2.3.2 DAX

Deutscher Aktienindex (DAX) je hlavním reprezentačním indexem Frankfurtské burzy – Frankfurter Wertpapierbörse.

Tento index v sobě obsahuje 30 velkých německých společností. Základní hodnota indexu byla určena 30. ledna 1987 a touto hodnotou byl 1000. Mezi bázezi bychom našli prestižní značky (Adidas, Allianz, BMW, Deutsche Bank, Deutsche Lufthansa, Siemens či Volkswagen Group).

Na grafu lze vidět historické hodnoty indexu GDAXI:



Obr. 8
Historický graf GDAXI
Zdroj: Yahoo

2.3.3 FTSE

Plný název třetího posledního zkoumaného indexu je Financial Times Stock Exchange 100 (FTSE).

Bázi je tvořena 100 společnostmi s nejvyšší tržní kapitalizací sídlící ve Velké Británii, jejíž akcie jsou obchodovány na londýnské burze (London Stock Exchange). Společnosti, které jsou zahrnuty v tomto indexu, tvoří asi 80% celkového britského akciového trhu.

Index byl vytvořen 3. ledna 1984 a byla mu také přiřknuta hodnota 1000.

Na grafu lze vidět historické hodnoty indexu FTSE:



Obr. 9 Historický graf FTSE
Zdroj: Yahoo

2.4 Řešené práce na dané téma

Problematikou hodnoty indexu PX se zabývá velké množství prací a výzkumů. Pro doplnění této práce budou citovány dvě práce, které také řeší vliv faktorů na hodnotu indexu PX, avšak využívají k tomuto výzkumu pouze jednofaktorový model.

Diplomová práce Bc. Roberta Peška s názvem *Vztah a souvislost mezi vývojem makroekonomických ukazatelů v ČR a vývojem na kapitálovém trhu v ČR* napsanou v roce 2007 byly zkoumány čtvrtletní hodnoty index PX 50 v letech 2000-2005. Tyto hodnoty byly postaveny do porovnání s makroekonomickými veličinami:

- Reálný výstup ekonomiky,
- zdanění,
- deficit státního rozpočtu,
- peněžní nabídka,
- úrokové sazby,
- inflace,
- mezinárodní pohyb kapitálu,
- vývoj na světových trzích,
- ekonomické šoky.

V práci byly pro jednotlivé faktory dány ke srovnání grafy obou časových řad, k nimž přibyl koeficient korelace, na jehož základě bylo vytvořeno výsledné hodnocení.

Koeficient korelace pro HDP vůči Index PX50 byl 0,82, tudíž se jednalo o vysoký stupeň přímé lineární statistické závislosti.

Koeficient korelace pro zdanění (DPP0) vůči Index PX50 byl -0,95, tudíž se jednalo o vysoký stupeň lineární statistické závislosti, avšak nepřímé.

Další proměnná, která se vyskytuje i v této práci je inflace. Pro ni byla hodnota korelačního koeficientu -0,22, která popisuje nízký stupeň nepřímé lineární závislosti mezi inflací a indexem.

Vývoj na světových trzích zde byl zastoupen porovnáním s třemi burzami. Americký index Standard and Poor's, londýnský FTSE 100 a německý DAX30. Tato práce také obsahuje indexy FTSE a DAX, proto budou dále napsány jejich koeficienty korelace. Hodnota korelace pro FTSE 100 byla 0,08, což vypovídá o velmi malé lineární závislosti. Pro DAX vychází koeficient -0,02, což vypovídá o ještě menší závislosti mezi DAX a indexem PX 50 než u londýnského FTSE.

Výsledkem této práce tedy nalezení tří významných determinantů, přičemž dva jsou zkoumány i v této práci – HDP a zdanění. Závislost mezi evropskými burzami zde byla identifikována jako velmi malá.

Musíme však vzít v potaz použití čtvrtletních dat v letech 2000-2005. Výsledkem tedy je menší počet pozorování. Další diference je v použití jednofaktorového modelu, namísto vícefaktorového modelu, který bude použit v této práci.

Druhá práce zkoumající vliv faktorů na hodnotu indexu je bakalářská práce Ladislava Rychetského z roku 2013. Název této práce je *Dopady změn vybraných makroekonomických faktorů na vývoj akciových trhů v České a Slovenské republice*.

Tato práce zkoumá regresní analýzou vliv makroekonomických faktorů, vybírá nejhodnější typ závislosti mezi indexem a faktory. Jedná se o jednofaktorovou analýzu mezi indexem PX a těmito faktory:

- hrubý domácí produkt,
- úroková míra,
- inflace,
- nezaměstnanost,
- státní rozpočet,
- indikátory globální analýzy.

Pro zkoumání vlivu byly vybrány čtvrtletní data z let 2006-2010.

Pro tuto práci jsou zajímavé výsledky regrese pro HDP, úrokovou míru, inflaci a nezaměstnanost.

Model zkoumající regresi mezi HDP a indexem PX měl výslednou rovnici:

$$Y = 2210 - 0,0247 X$$

p-hodnota 0,183501 však tento model popisuje jako statisticky nevýznamný, stejně popisuje proměnnou HDP jako statisticky nevýznamnou.

Pro model popisující závislost mezi úrokovými sazbami a indexem byla použita inverzní funkční forma:

$$Y = 1679 - 133,047 \frac{1}{X}$$

Statistická významnost modelu popisuje p-hodnota o velikosti 0,00000352, ukazuje tedy úrokové sazby jako významný faktor.

Pro model obsahující inflaci byla vybrána kvadratická funkční forma:

$$Y = 652 + 737 X - 151 X_2$$

Pro tento model p-hodnota F-testu je 0,0345 a prokazuje inflaci jako významný faktor pro index PX.

Poslední zkoumaný faktor nacházející se i v této práci je nezaměstnanost:

$$Y = 2267 - 131,5 X$$

Lineární regresní model s p-hodnotou 0,003880 ukazuje také významnost nezaměstnanosti jako významného faktoru.

Pro výsledky této práce je jako v minulém případě pro porovnání výsledků odlišnost v počtu měření, vybrané časové periody měření, a nakonec v samostatné jednodušší regresi spočívající pouze v jednofaktorovém modelu. I přes tyto odlišnosti je však potřeba tyto výsledky zahrnout do analýzy zkoumané časové řady, protože mohou potvrdit možné závěry.

3 Metodika a data použitá v analýze

Vysvětlení ekonomických jevů či situací je vždy podloženo příslušnou ekonomickou teorií. Samotná věda ekonometrie, by se dala popsat například takto: ekonometrie může být definována jako sociální věda, která používá nástroje ekonomické teorie, matematiky a statistiky k analyzování a ověření ekonomických jevů.

Existuje více pohledů jak nahlížet na metodologii ekonometrie, v rámci této práce bude popsána a aplikována klasická neboli tradiční metodologie, která dominuje v empirických výzkumech v ekonomii, ale i v sociálních nebo behaviorálních výzkumech.

3.1 Metodologie ekonometrické modelování

Tradiční ekonometrická metodologie obsahuje 8 bodů, které vypadají následovně:

1. Stanovení hypotéz
2. Specifikace matematického modelu
3. Specifikace statistického nebo ekonometrického modelu
4. Sehnání a popsání dat
5. Odhad, návrh znamének parametrů ekonometrického modelu
6. Testování hypotéz
7. Předpověď, predikce
8. Použití modelu v praxi

3.1.1 Klasický lineární regresní model

Klasický regresní model popisuje vztahy mezi závislou proměnnými nezávislými, která v modelu může být jedna nebo více. Tento model je využitelný pro popsání průřezových dat stejně jako pro popis časových řad. Model můžeme zapsat v následující formě:

$$Y = \beta_1 + \beta_2 X_1 + \beta_3 X_2 + u$$

Popis rovnice je následující:

Y – vysvětlovaná (závislá) proměnná,
 X_i – vysvětlující proměnná pro $i = 1, 2, 3, \dots, k$,
 β_1 – absolutní člen modelu,
 β_2 – druhý regresní koeficient či parametr,
 u – náhodná složka.

Klasický regresní model můžeme zapsat i za pomoci maticového vyjádření, který vytváří soustavu rovnic. Vypadá takto:

$$y = X\beta + u,$$

$$\begin{bmatrix} Y_1 \\ Y_2 \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ Y_n \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & x_{11} & x_{21} & \cdot & \cdot & \cdot & x_{k1} \\ 1 & x_{12} & x_{22} & \cdot & \cdot & \cdot & x_{k2} \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ 1 & x_{1n} & x_{2n} & \cdot & \cdot & \cdot & x_{kn} \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} \beta_0 \\ \beta_1 \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \beta_k \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_1 \\ u_2 \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ u_n \end{bmatrix}$$

3.1.1 Předpoklady klasický lineárního regresního modelu

Chybně sestavený model může vést k zavádějícím, zkresleným či špatným závěrům. Pro verifikaci klasického lineárního regresního modelu existují předpoklady, které pokud jsou splněny, potvrzují, že model je správně specifikován. Jsou to tyto předpoklady:

- Regresní model je lineární v parametrech, je správně specifikován a má aditivně připojený chybový člen.
- Chybový člen má nulovou střední hodnotu.
- Všechny vysvětlující proměnné jsou nekorelované s chybovým členem.
- Pozorování chybového členu jsou nekorelované se sebou samými.
- Chybový člen má konstantní rozptyl.
- Žádná vysvětlující proměnná není perfektní kombinací jiné vysvětlující proměnné.
- Chybový člen má normální rozdělení. (Hušek, 1999)

3.1.2 Testování klasických předpokladů

V této kapitole budou popsány testy pro klasické předpoklady.

Sestavením modelu se snažíme dostat do modelu všechny důležité proměnné a pro model zvolit správnou funkční formu. Test správně specifikovaného můžeme využít informačních kritérií Akakeiho (AIC), Schwarzovo (BIC, SIC) a Hannanovo-Quinnovo (HQC). V rámci těchto kritérií porovnáváme hodnoty kritérií pro jednotlivé modely, nejlepší modely mají tyto hodnoty nejmenší.

Další možností je provedení testů RESET nebo test nelinearity. Nulová hypotéza pro tento test vypadá takto:

H_0 : model je správně specifikován.

Tato hypotéza se zamítá na 5% hladině významnosti při p -hodnotě $< 0,05$.

Další možnost je hodnota adjustovaného koeficientu determinace, čím více % je modelem vysvětleno, tím je daný model lépe specifikován.

Předpoklad o nulové střední hodnotě nebývá často porušen v případech, kdy model zahrnuje úroňová (absolutní) konstanta. Testování můžeme provést t-testem o střední hodnotě či při pohledu na graf reziduí.

Předpoklad o nekorelované vysvětlující proměnné s chybovým členem provádíme kontrolou v korelační matici. Pokud se v korelační matici objevují hodnoty větší, než 0,95 bývá tento předpoklad porušen.

Problém se sériovou korelací bývá testován pomocí Durbin-Watsonové statistiky.

Pozorování chybového členu jsou nekorelovaná se sebou samými. Pokud tento předpoklad je porušen nachází se v modelu heteroskedasticita. Testování probíhá za pomoci dvojice testů: Whiteův test a Brausch-Pagan, kdy nulová hypotéza zní H_0 : chybový člen je homoskedasticitní, což znamená, že má konstantní rozptyl.

Šestý předpoklad a případná multikolinalita znamená, že vysvětlující proměnné jsou vyjádřitelné jako perfektní kombinace jiné proměnné nebo dokonce více proměnných. Testování provádíme za pomoci VIF hodnot (variance of inflation factors). Pokud je hodnota VIF pro danou proměnnou vyšší než 10, jedná se o multikolinearovanou proměnnou, která by neměla být v daném modelu zúčastněná.

Poslední předpoklad hovoří o normálním rozdělení chybového členu. Na tento předpoklad používáme test normality (Chí-kvadrát test), u něhož nulová hypotéza zní H_0 : chybový má normální rozdělení. Stejně jako v předchozích případech je nulová hypotéza zamítnuta při p-hodnotě $< 0,05$.

3.1.3 Metoda nejmenších čtverců

V práci bude použita metoda nejmenších čtverců. Jedná se o metodu odhadu parametrů ekonometrického modelu, při které je součet čtverců odchylek pozorovaných hodnot co nejmenší. Co nejmenší součet čtverců odchylek je způsoben minimalizací součtů čtverců odchylek pozorovaných hodnot od hodnot, které jsou vypočítané.

3.1.4 Gaussův-Markovův teorém

Pokud má daný model splněné požadavky uvedené v bodě 3.1.1., tak dle Gaussovy-Markovovy věty je odhadovaná funkce nejmenších čtverců nejmenší možná. Tím můžeme rozumět model za nejlepší možný.

3.2 Analýza časových řad

Časovou řadu můžeme chápat jako posloupnost věcně a prostorově srovnatelných pozorování (dat), které jsou jednoznačně uspořádána z hlediska času ve směru minulost-přítomnost (Hindls, 2007).

Následnou analýzou časové řady myslíme množinu metod, které slouží k popisu této řady a případně k předpovědi její budoucí chování.

3.2.1 Stacionarita x nestacionarita

Stacionarita či nestacionarita je velmi důležitým parametrem při analýze časových řad.

Stacionární řadu nazveme stacionární právě tehdy, pokud pravděpodobnost rozdělení u daného modelu je v čase neměnné. Stacionaritu dělíme na striktní a slabou.

Striktní (silná, kompletní) stacionarita předpokládá pravděpodobnostní chování daného stochastického procesu jako časově invariantní (Artl, 2003). Oproti tomu slabá stacionarita předpokládá neměnný průměr a neměnný rozptyl zatímco kovariační a korelační funkce závisí pouze na časové vzdálenosti náhodných veličin.

Řadu nazveme nestacionární, má-li v čase měnící se střední hodnotu, nebo v čase měnící rozptyl procesu.

Posouzení nad stacionaritou či nestacionaritou dané řady lze provést pomocí následujících možností:

- Tvar grafu časové řady,
- tvar autokorelační funkce (ACF),
- tvar parciální autokorelační funkce (PACF),
- test jednotkového kořene (Dickey-Fuller, KPSS),
- histogram;

Dickey-Fuller test je jedním z nejpoužívanějších testů pro testování jednotkového kořene. Nulová hypotéza tohoto testu je $H_0: \delta = 1$, a proces je nestacionární. Alternativní hypotéza $H_1: \delta < 1$, a proces je stacionární bez jednotkového kořene.

Jako druhý test jednotkového kořene můžeme využít KPSS, který má oproti testu Dickey-Fullera obrácené hypotézy – nulová hypotéza hovoří o stacionaritě procesu.

3.2.2 Box-Jenkins metodologie

Jednou z metod modelování časové řady je za možnost za pomoci Box-Jenkinsovy metodologie, která ukazuje na náhodnou složku, která může být tvořena korelovanými náhodnými veličinami, jako základní prvek konstrukce modelu časové řady. Hlavním postupem celé metodologie je tedy korelační analýza méně či více závislých pozorování, které jsou uspořádané do tvaru časové osy.

Jednotlivé varianty modelů v Box-Jenkinsově metodologii dělíme:

- Model klouzavých součtů – MA
- Autoregresní modely – AR
- Kombinace MA a AR modelů – ARMA

Proces klouzavých součtů (průměrů) MA je stacionární proces, kde je současná hodnota časové řady vysvětlena jako lineární kombinace současné a minulé hodnoty náhodné veličiny.

Autoregresní model AR je stacionární proces, kde je současná hodnota časové řady vysvětlena jako lineární kombinace minulých hodnot stejné časové řady.

Modely ARMA jako kombinace modelů klouzavých součtů a autoregresních modelů jsou definovány na předpokladu, že zkoumaná časová řada je stacionární.

Předpokladem pro použití Jenkinsovy metodologie je delší časová řada o alespoň 40 pozorováních a slabá stacionarita.

3.3 Data použitá na ekonometrickou analýzu

Pro vytvoření modelu bylo potřeba získat spoustu dat z různých zdrojů a modifikovat je pro potřeby modelu.

Hodnota indexu se mění na denní bázi, stejně jako kurzy měn. Pro sjednocení časového hlediska došlo u všech proměnných k propočtu na roční periodu. U každého člena regresního modelu budou potřebné úpravy rozepsány. Zkoumané období bude vymezeno kalendářními lety 2000 – 2013.

Celkově do modelu vstupuje 9 různých proměnných – Hodnota PX, HDP, průměrná nezaměstnanost, průměrná inflace, směnný kurz CZK/EUR, daň z příjmů právnických osob, diskontní sazba ČNB, hodnota NYSE Composite, hodnota GDAXI a hodnota FTSE.

3.3.1 Index PX

Index PX je vysvětlovanou proměnou celého modelu. V modelu je nazvána PX a data byly pořízena z oficiálních stránek Burzy cenných papírů Praha. Hodnoty indexu PX50 zde budou uvedeny pod stejným indexem svého nástupce.

Než byly přidány do modelu, z denních zavíracích hodnot se vytvořil jednoduchý aritmetický čtvrtletní průměr, který byl přiřazen k jednotlivým kvartálům v období 2000-2013.

3.3.2 Hrubý domácí produkt

Hrubý domácí produkt pro Českou republiku v letech 2000-2013 byl získán z internetových stránek www.kurzy.cz. Jedná se o HDP v běžných cenách získané výdajovou metodou.

Tyto data nebylo potřeba nijak upravovat, jedná se o čtvrtletní průměry udávané v milionech Kč. V modelu je tato proměnná nazvána HDP.

3.3.3 Nezaměstnanost

Míra nezaměstnanosti v České republice ve zkoumaných letech byla také čerpána z internetových stránek www.kurzy.cz. Ze stránek byly převzaty měsíční procentu-

ální vyjádření, které bylo aritmetickým průměrem převedeno na čtvrtletní periodu. V modelu se proměnná vyskytuje jako NEZ.

3.3.4 Míra inflace

Údaje pro míru inflace pro dané období bylo nabyto ze stránek Českého statistického úřadu.

Jelikož je tato míra vyjádřena přírůstkem ročního indexu spotřebitelských cen, jsou tyto hodnoty aritmeticky zprůměrovány na daná zkoumaná čtvrtletí. Název proměnné je INF.

3.3.5 Daň z příjmů právnických osob

Daň z příjmů právnických osob je další proměnná v modelu.

Hodnota daně je vázána na kalendářní rok, proto nebylo obtížné tyto hodnoty rozepsat i pro dané čtvrtletí. Název proměnné je DPP.

3.3.6 Kurz CZK/EUR

Pro kurz CZK/EUR byla potřeba větší péče než v předchozím případě.

Jelikož i směnné kurzy jsou stejně jako hodnoty indexů měnicí se takřka denně, bylo potřeba vytvořit čtvrtletní průměry pro využití v modelu. Kurzy byly získány z internetové stránky www.kurzy.cz, která tyto hodnoty sbírá z oficiálních stránek ČNB. Tyto vytvořené čtvrtletní průměry byly připojeny k příslušným obdobím. Název v modelu EUR.

3.3.7 Diskontní sazba ČNB

Pro výpočet diskontní sazby pro dané kalendářní roky se musel vytvořit přepočít.

Sazba se měnila během let někdy i několikrát za rok, proto byl použit geometrický průměr, který bere v potaz všechny části čtvrtletní, kdy byla sazba menší či vyšší. Data byla čerpána z oficiálních stránek České národní banky. V modelu nalezneme tuto sazbu pojmenovanou jako DIS.

3.3.8 Hodnota indexu NYSE Composite

Hodnotu indexu NYSE Composite bylo potřeba změnit z denních hodnot na hodnotu roční.

Pro tento přepočít byly použity historické data ze stránek statistické databáze Quandl. Pro výpočet byly použity upravené závěrečné hodnoty, které byly přepočítány do čtvrtletního aritmetického průměru a dány do modelu. Název proměnné je NYA.

3.3.9 Hodnota indexu GDAXI

Hodnotu indexu GDAXI bylo potřeba změnit z denních hodnot na hodnotu roční.

Pro tento přepoččet byly použity historické data ze stránek statistické databáze Quandl. Byl aplikován stejný postup jako u indexu NYSE Composite. Název proměnné je DAX.

3.3.10 Hodnota indexu FTSE

Hodnotu indexu FTSE bylo potřeba změnit z denních hodnot na hodnotu roční.

Pro tento přepoččet byly použity historické data ze stránek statistické databáze Quandl. Byl aplikován stejný postup jako u indexu NYSE Composite nebo GDAXI. Název proměnné je FTSE.

4 Výsledky

Tato kapitola obsahuje výsledky dvou možných přístupů na analýzu dat zaměřující se na hodnotu indexu PX dle vlivu makroekonomických faktorů. Nejprve bude vytvořen model, který bude brát data jako průřezová a bude aplikována metoda nejmenších čtverců. V druhé polovině budou data interpretována jako časová řada a bude využit autoregresní model AR.

4.1 Popis a prognózy ohledně proměnných v modelu

Do modelu, jak bylo vysvětleno v minulé kapitole, vstupuje 10 proměnných. V základním modelu budou tedy všechny tyto proměnné: *PX*, *HDP*, *NEZ*, *INF*, *EUR*, *NYA*, *DAX*, *FTS*, *DPP*, *DIS*.

PX je závislá proměnná.

Hodnota *HDP* (*HDP*) by měla mít pozitivní vliv na velikost indexu. Báze indexu *PX* je tvořena akcemi firem, které podnikají v ČR. Dá se tedy předpokládat, že růst peněžní hodnoty vytvořených statků a služeb by v rámci domácího trhu mohl pozitivně ovlivňovat i samotný index *PX*.

U nezaměstnanosti (*NEZ*) je situace opačná. Zvyšující se nezaměstnaností klesá množství vyrobených statků a služeb. Ekonomická situace obyvatelstva klesá, tím i ekonomická situace celé země a ekonomiky. Očekávaný vliv je tedy záporný.

U inflace (*INF*) není tak jasné vymezení negativního či pozitivního vlivu. Nízká inflace může mít příznivý vliv na ekonomiku, při níž ceny pozvolna rostou a tím se vytváří motivy pro možné rozšíření produkce a nabídky práce. Ekonomický subjekt v případě, že si chce zachovat stávající reálný důchod při rostoucí cenové hladině, musí zvýšit kvantitu nebo kvalitu své ekonomické činnosti. V tomto duchu by se dala nízká inflace vidět jako pozitivní faktor. V případech, kdy se mluví o „pádívé“ nebo dokonce hyperinflaci je inflace jasně brána jako negativní ekonomický jev. Vliv tedy budeme vnímat jako negativní.

Růst inflace nepatří obecně na akciovém trhu mezi pozitivní jevy, roste tak celková nejistota v ekonomice, která negativně ovlivňuje celou ekonomiku. (Nývtová, Režnáková, 2007)

Kurz CZK/EUR (*EUR*) bude mít spíše negativní vliv na zkoumaný index. Kurz akcií v bázi je v českých korunách, při posílení kurzu CZK/EUR by akcie v bázi měli vyšší hodnotu. Z této myšlenky můžeme usuzovat negativní vliv.

Hodnota indexu *NYA* (*NYA*) by měla mít pozitivní vliv na index *PX*. Ekonomiky jsou dnes celosvětově propojeny, americká ani česká ekonomika nepatří do svých izolovaných světů. Očekává se tedy pozitivní vliv.

U indexů *DAX* (*DAX*) a *FTS* (*FTS*) existují stejné poznatky jako u burzy *NYA*. Očekáváme tedy pozitivní vliv.

Zdanění právnických osob (*DPP*) je další proměnná s negativním vlivem. Zvyšující se míra zdanění odvrací podnikatele od podnikání a tím pádem menší ekonomickou činnost dané země. Firmy obsažené v indexu by při velké míře zdanění zvážily podnikatelské činnosti v dané zemi.

Velikost diskontních měr (*DIS*) bereme jako proměnnou s negativním vlivem. Nižší velikosti podporují investice a zvyšují de facto míru zisku. Vysoká míra sazby negativně ovlivní půjčky a investice, proto očekáváme negativní vliv.

4.2 Model vysvětlený metodou nejmenších čtverců

4.2.1 Základní model

Jak bylo řečeno výše, v základním modelu se vyskytuje všech 10 proměnných. V programu Gretl bylo využito analýzy na základě metody nejmenších čtverců. Výsledky p-hodnot jednotlivých proměnných byly následující:

Tab. 1 Základní model

proměnná	koeficient	směr. Chyba	t-podíl	p-hodnota	hodnocení
const	1480,33	1624,88	0,911	0,367	
HDP	-0,486253	1,13468	-0,4285	0,6703	
NEZ	-198,919	53,8729	-3,692	0,0006	***
INF	-75,3477	25,7612	-2,925	0,0053	***
EUR	51,8738	31,3281	1,656	0,1046	
NYA	0,209882	0,0691655	3,034	0,004	***
DAX	-0,38587	0,072064	-5,355	2,65E-06	***
FTS	0,501676	0,153875	3,26	0,0021	***
DPP	-82,0926	32,8207	-2,501	0,016	**
DIS	14,592	64,3838	0,2266	0,8217	

Zdroj: Práce v programu Gretl

V tabulce si všímáme hlavně počtu hvězdiček v posledním sloupci. Jedná se o jakési zhodnocení p-hodnoty. V modelu vidíme 5 proměnných, které se pohybují pod 1% hladinou významnosti. Proměnné HDP, EUR a DIS jsou pro model statisticky nevýznamné. Při pohledu na koeficient jsou u proměnných HDP a DAX opačné znaménka než jsme očekávali.

Pro další popis modelu se podíváme na kvalitativní statistiky základního modelu:

Tab. 2 Kvalitativní statistika základního modelu

Název	Hodnota
Koeficient determinace	0,850551
Adjustovaný koeficient determinace	0,821311
F (9,46)	29,08867
P-hodnota (F)	4,16E-16
Akaikovo kritérium	745,3613
Schwarzovo kritérium	765,6148
Hannan-Quinnovo kritérium	753,2135

Zdroj: Práce v programu Gretl

Koeficient determinace popisuje kolik procent modelu je vysvětleno. V tomto případě se jedná o 85%.

P-hodnota je menší než α (0,05) a nulovou hypotézu o statistické nevýznamnosti modelu zamítáme. Model je statisticky významný.

Další tabulka nám poskytne pohled na ekonometrickou verifikaci:

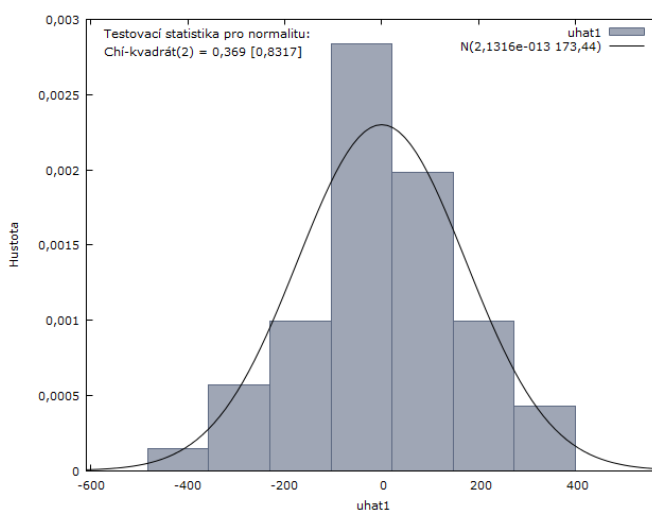
Tab. 3 Ekonometrická verifikace základního modelu

Název	p-hodnota
RESET	0,877121
Whiteův test	0,40885
BP test	0,943755
Test normality	0,831721
Test nonlinearity (logaritmy)	1,87977e-007
DW test	6,17E-11

Zdroj: Práce v programu Gretl

Jednotlivé p-hodnoty pro základní model vykazují správnou specifikaci modelu (RESET test), neexistenci heteroskedasticity (Whiteův test, BP test), normální rozdělení normálního členu (Test normality) a nejsou ani problémy s autokorelací (DW test).

Graf normality reziduí pro základní model vypadá takto:



Obr. 10 Histogram reziduí základního modelu

Zdroj: Práce v programu Gretl

Chí-kvadrát test:

p-hodnota 0,8317, nulová hypotéza nezamítnuta, chybový člen má normální rozdělení.

Další verifikaci provedeme pro potřeby zkoumání multikolinearity:

Tab. 4 Testování multikolinearity základního modelu

Proměnná	Hodnota VIF
HDP	53,476
NEZ	7,163
INF	2,505
EUR	22,755
NYA	14,731
DAX	21,256
FTS	28,022
DPP	49,813
DIS	17,214

Zdroj: Práce v programu Gretl

Hodnoty vyšší než 10 jsou možné problémy s multikolinearitou. V případě základního modelu jsou hodnoty VIF velmi vysoké, proto tento model není vhodný a bude muset dojít k jeho upravení, a to odebrání některých proměnných.

Odebrány budou statisticky nevýznamné proměnné z první tabulky, tedy HDP, EUR a DIS.

4.2.2 Model 1 (odebrání HDP, EUR, DIS)

Jak bylo napsáno výše, model 1 vznikl odebráním proměnných HDP, EUR a DIS z modelu. Opět byl využit program Gretl a výsledky jsou v následující tabulce:

Tab. 5 Model 1

proměnná	koeficient	směr. Chyba	t-podíl	p-hodnota	hodnocení
const	1097,9	342,025	3,21	0,0023	***
NEZ	-169,764	32,6576	-5,198	3,91E-06	***
INF	-64,0973	21,1327	-3,033	0,0039	***
NYA	0,148037	0,0450906	3,283	0,0019	***
DAX	-0,36285	0,0671475	-5,404	1,91E-06	***
FTS	0,580708	0,132422	4,385	6,13E-05	***
DPP	-34,7267	8,25896	-4,205	1,00E-04	***

Zdroj: Práce v programu Gretl

Proměnné jsou z možnosti hodnocení počtu hvězdiček velmi významné, žádná proměnná není pod 0,05 hladinou významnosti. Oproti předpokladům je pořád proměnná DAX negativním faktorem.

Model ověříme dle kvalitativních statistik:

Tab. 6 Kvalitativní statistika modelu 1

Název	Hodnota
Koeficient determinace	0,83821
Adjustovaný koeficient determinace	0,818399
F (6,49)	42,31043
P-hodnota (F)	1,00E-17
Akaikovo kritérium	743,8045
Schwarzovo kritérium	757,982
Hannan-Quinnovo kritérium	749,3011

Zdroj: Práce v programu Gretl

Velikost koeficientu determinace, i adjustovaného koeficientu determinace oproti základnímu modelu lehce klesla, pořád však je vysvětleno 83%. Pozitivní změnu však můžeme vypočítat na snížení všech tří hodnotících kritérií.

Dle velikosti p-hodnoty opět zamítáme hypotézu o statistické nevýznamnosti modelu, model je i teď statisticky významný.

Ekonometrická verifikace modelu 1 se nalzá v této tabulce:

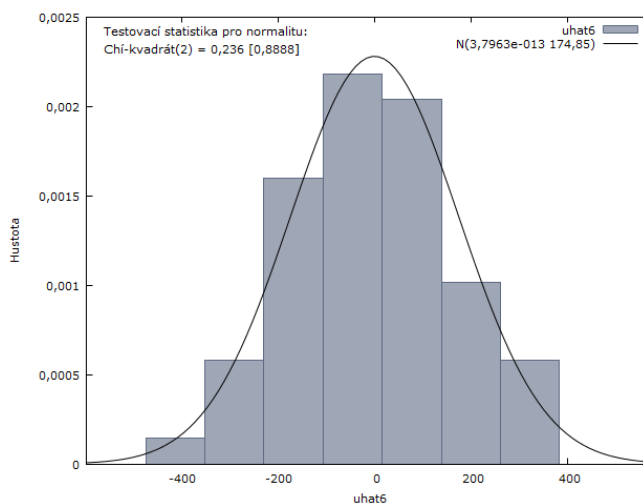
Tab. 7 Ekonometrická verifikace modelu 1

Název	Hodnota
RESET	0,151652
Whiteův test	0,68544
BP test	0,938623
Test normality	0,888831
Test nonlinearity (logaritmy)	1,02938e-007
DW test	8,54E-12

Zdroj: Práce v programu Gretl

Jednotlivé p-hodnoty pro model 1 stejně jako v základním modelu vykazují správnou specifikaci modelu (RESET test), neexistenci heteroskedasticity (Whiteův test, BP test), normální rozdělení normálního členu (test normality) a nejsou ani problémy s autokorelací (DW test).

Graf normality reziduí pro model 1 vypadá takto:



Obr. 11 Histogram reziduí modelu 1

Zdroj: Práce v programu Gretl

Chí-kvadrát test:

p-hodnota 0,8888, nulová hypotéza nezamítnuta, chybový člen má normální rozdělení.

Další verifikaci provedeme pro potřeby zkoumání multikolinearity:

Tab. 8 Testování multikolinality modelu 1

Proměnná	Hodnota
NEZ	2,59
INF	1,658
NYA	6,16
DAX	18,159
FTS	20,42
DPP	3,104

Zdroj: Práce v programu Gretl

Z tabulky je patrné, že i tento model trápí problém s multikolinearitou. Hraniční hodnoty byly přesáhnuty u proměnných DAX a FTS.

Dostáváme se tedy k další úpravě modelu. Nabízí se možnost odebrat DAX, nebo odebrat FTS jakožto proměnnou s největší multikolinearitou. Provedeny budou obě možnosti.

4.2.3 Model 2 (odebrání FTS)

Opět bylo použito počítačového programu Gretl, a metody nejmenších čtverců. Po odebrání proměnné FTS, je model 2 vymezen těmito hodnotami:

Tab. 9 Model 2

proměnná	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	hodnocení
const	1025,47	399,076	2,57	0,0132	**
NEZ	-124,563	36,1995	-3,441	0,0012	***
INF	-54,5714	24,5557	-2,222	0,0308	**
NYA	0,26082	0,043265	6,028	1,98E-07	***
DAX	-0,10412	0,037453	-2,78	0,0076	***
DPP	-13,1243	7,74378	-1,695	0,0963	*

Zdroj: Práce v programu Gretl

Po odebrání FTS z modelu se změnilo „hodnocení“ jednotlivých proměnných. Měříme-li na 5% hladině významnosti, měli bychom z modelu vyloučit DPP, která by již nebyla statisticky významná.

Kvalitativní statistiky modelu 2:

Tab. 10 Kvalitativní statistika modelu 2

Název	Hodnota
Koeficient determinace	0,774714
Adjustovaný koeficient determinace	0,752185
F (5,50)	34,38803
P-hodnota (F)	4,62E-15
Akaikovo kritérium	760,3447
Schwarzovo kritérium	772,4968
Hannan-Quinnovo kritérium	765,056

Zdroj: Práce v programu Gretl

Po odebrání proměnné FTS opět došlo k poklesu koeficientů determinace. Jako v minulých případech zamítáme nulovou hypotézu o nevýznamnosti modelu. Rostoucí Akaikova, Schwarzova a Hannan-Quinnova jsou dalšími kritéria, které značí sníženou kvalitu modelu.

I pro tento model je zkoumána ekonometrická verifikace:

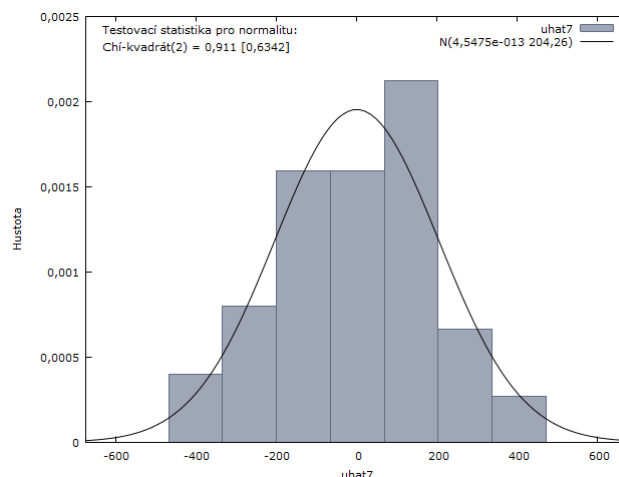
Tab. 11 Ekonometrická verifikace modelu 2

Název	Hodnota
RESET	0,063547
Whiteův test	0,023671
BP test	0,232669
Test normality	0,888831
Test nonlinearity (logaritmy)	7,08115e-009

Zdroj: Práce v programu Gretl

Hodnota RESET testu není tak velká jako v předchozích modelech, avšak model je pořád dle alternativní hypotézy považován za správně specifikovaný. U Whiteova testu heteroskedasticity musíme přijmout nulovou hypotézu o přítomnosti heteroskedasticity.

Graf normality reziduí pro model 2 vypadá následovně:



Obr. 12 Histogram reziduí modelu 2
Zdroj: Práce v programu Gretl

Chí-kvadrát test:

p-hodnota 0,6342, nulová hypotéza nezamítnuta, chybový člen má normální rozdělení.

Pro kontrolu multikolinality provedeme testování za pomoci hodnot VIF:

Tab. 12 Testování multikolinality modelu 2

Proměnná	Hodnota
NEZ	2,332
INF	1,641
NYA	4,156
DAX	4,14
DPP	2

Zdroj: Práce v programu Gretl

Žádná hodnota proměnné nepřesáhla hodnotu 10, model tedy neobsahuje multikolinalitu.

Dle ekonometrické analýzy modelu trpěl model 2 heteroskedasticitou a ani RESET test nedopadl v porovnání s předchozími modely lépe. Opět provedeme odebrání proměnné, v tomto případě proměnnou DPP.

4.2.4 Model 3 (odebrání DPP)

Model 3 vychází z modelu 2 a chybí v něm, jak je uvedeno v názvu podkapitoly proměnná DPP. Výsledky pro tento model jsou uvedeny v následující tabulce:

Tab. 13 Model 3

proměnná	koeficient	směr. Chyba	t-podíl	p-hodnota	hodnocení
const	892,006	398,346	2,239	0,0295	**
NEZ	-156,831	31,3481	-5,003	7,08E-06	***
INF	-68,7555	23,5055	-2,925	0,0051	***
NYA	0,251122	0,043665	5,751	5,02E-07	***
DAX	-0,07792	0,034733	-2,243	0,0292	**

Zdroj: Práce v programu Gretl

Vezmeme-li opět 5% hladinu významnosti, všechny proměnné tuto hranici splňují a jsou tedy průkazné.

Opět následují kvalitativní hodnocení modelu:

Tab. 14 Kvalitativní statistika modelu 3

Název	Hodnota
Koeficient determinace	0,761772
Adjustovaný koeficient determinace	0,743087
F (4,51)	40,77012
P-hodnota (F)	2,65E-15
Akaikovo kritérium	761,4727
Schwarzovo kritérium	771,5995
Hannan-Quinnovo kritérium	765,3988

Zdroj: Práce v programu Gretl

Pohledem na hodnotící kritéria vidíme následující změny:

Akaikovo kritérium se lehce zvýšilo, Schwarzovo kritérium lehce snížilo, nepatrná změna proběhla u HQ kritéria, kde došlo k velmi malému zvýšení. Model je opět statisticky významný.

Ekonometrické hodnocení modelu 3:

Tab. 15 Ekonometrické hodnocení modelu 3

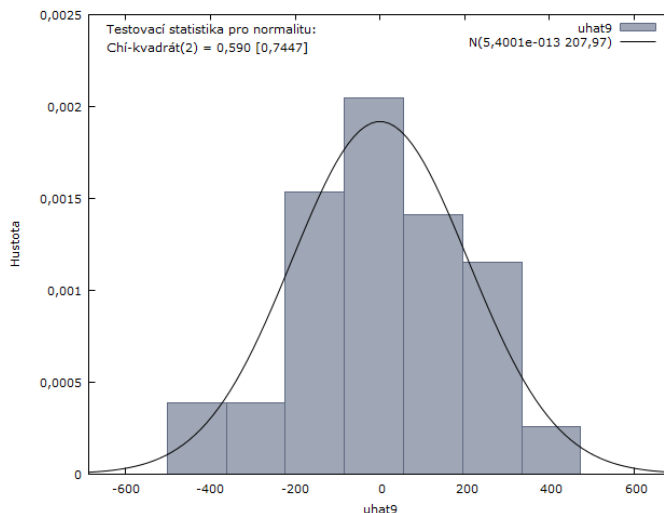
Název	Hodnota
RESET	0,966183
Whiteův test	4,73E-03
BP test	0,236024
Test normality	0,888831
Test nonlinearity (logaritmy)	9,2341e-007

Zdroj: Práce v programu Gretl

Hodnota RESET testu je oproti minulému modelu 2 vyšší, model je tedy opět správně specifikován a tato specifikace není na pomezí zamítnutí. Whiteův test

opět poukázal na heteroskedasticitu, ovšem opět při BP testu je výskyt heteroskedasticity zamítnut.

Rezidua mají opět normální rozdělení, což ukáže ji následující histogram:



Obr. 13 Histogram reziduí modelu 3

Zdroj: Práce v programu Gretl

Chí-kvadrát test:

p-hodnota 0,7447, nulová hypotéza nezamítnuta, chybový člen má normální rozdělení.

Model zkontrolujeme i z pohledu multikolinarality:

Tab. 16 Testování multikolinarality modelu 3

Proměnná	Hodnota
NEZ	1,687
INF	1,45
NYA	4,083
DAX	3,434

Zdroj: Práce v programu Gretl

Ani v modelu 3 již nehrozí problémy s multikolinalitou.

Jak bylo řečeno u modelu 1, otestujeme model bez proměnné DAX, který měl také problém s multikolinalitou, a jehož konstanta není úplně v prognóze, kterou jsme měli na začátku modelování. Pro tento model bude vynechán mezikrok, při kterém byly z modelu odebrány proměnné DPP a FTS, jejichž p-hodnota měla hodnotu 0,57 respektive 0,54 a byly by tedy statisticky nevýznamné.

4.2.5 Model 4 (model 1 bez DAX, FTS, DPP)

Odebráním tří proměnných vzniká model 4, jehož výsledky jsou k vidění v této tabulce:

Tab. 17 Model 4

proměnná	koeficient	směr. Chyba	t-podíl	p-hodnota	hodnocení
const	1260,76	376,659	3,347	0,0015	***
NEZ	-180,146	30,7007	-5,868	3,11E-07	***
INF	-87,3115	22,8394	-3,823	0,0004	***
NYA	0,169509	0,025069	6,762	1,19E-08	***

Zdroj: Práce v programu Gretl

Grafické hodnocení a p-hodnoty menší než 0,01 u všech proměnných znamenají statistickou významnost pro všechny zúčastněné proměnné.

Tab. 18 Kvalitativní statistika modelu 4

Koeficient determinace	0,738262
Adjustovaný koeficient determinace	0,723162
F(3,52)	48,89077
P-hodnota(F)	3,69E-15
Akaikovo kritérium	764,7431
Schwarzovo kritérium	772,8445
Hannan-Quinnovo kritérium	767,884

Zdroj: Práce v programu Gretl

Model je opět statisticky významný, hodnotící kritéria jsou vyšší než v předchozích modelech.

Ekonometrický pohled na model 4:

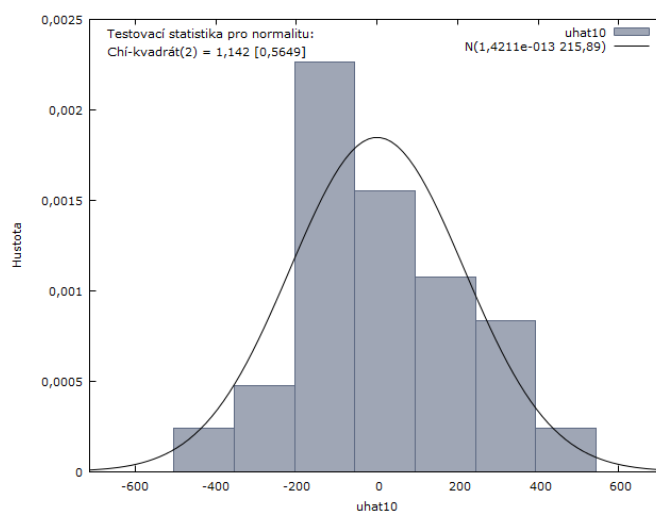
Tab. 19 Ekonometrické statistiky modelu 4

Název	Hodnota
RESET	0,017834
Whiteův test	9,22E-03
BP test	0,139072
Test normality	0,564923
Test nelinearity (logaritmy)	0,0210306

Zdroj: Práce v programu Gretl

Model 4 není správně specifikován, nulová hypotéza o správně specifikaci je zamítnuta. Stejně jako v modelu 2 a 3 Whiteův test poukázal na heteroskedasticitu, kterou však BP test vyvrací.

Graf normality reziduí pro model 4:



Obr. 14 Histogram reziduí modelu 4
Zdroj: Práce v programu Gretl

Chí-kvadrát test:

p-hodnota 0,5649, nulová hypotéza nezamítnuta, chybový člen má normální rozdělení.

Testování multikolinerality:

Tab. 20 Testování multikolinerality modelu 4

Proměnná	Hodnota
NEZ	1,501
INF	1,271
NYA	1,249

Zdroj: Práce v programu Gretl

Ani v tomto případě již problémy s multikolinerality nenastávají.

4.2.6 Porovnání, vybrání správného modelu

Porovnání a vybrání správného modelu vybereme z následujících modelů:

- Základní model,
- Model 1,
- Model 2,
- Model 3;

Model 4 kvůli špatné specifikaci nebude v možnostech. Porovnáme jednotlivé kvalitativní statistiky modelů:

Tab. 21 Porovnání výsledných modelů

Název	Základní	Model 1	Model 2	Model 3
Koeficient determinace	0,850551	0,83821	0,774714	0,761772
Adj. koeficient determinace	0,821311	0,818399	0,752185	0,743087
F	29,08867	42,31043	34,38803	40,77012
P-hodnota(F)	4,16E-16	1,00E-17	4,62E-15	2,65E-15
Akaikovo kritérium	745,3613	743,8045	760,3447	761,4727
Schwarzovo kritérium	765,6148	757,982	772,4968	771,5995
Hannan-Quinnovo kritérium	753,2135	749,3011	765,056	765,3988

Zdroj: Práce v programu Gretl

Při porovnávání jednotlivých modelů hodnotíme velikosti adjustovaných koeficientů determinace, které by měly být co nejvyšší ale i trojici hodnotících kritérií, které mají být co nejmenší. Rozhodování o správném modelu je ovlivněno i RESET testy, i grafickým hodnocení proměnných v modelech. Nejvyšší hodnotu adjustovaného koeficientu determinace má model základní, nejnižší hodnotící kritéria zase model 2. Oba tyto modely však trápí problémy s multikolinalitou. Kvůli tomuto faktu se lépe jeví jako nejvíce vhodný model Model 3, který obsahuje proměnné NEZ, INF, NYA a DAX.

Problém Modelu 3 však vězí v možné heteroskedasticitě dle Whiteova testu. Pro jistotu a odebrání tohoto možného problému použijeme na model 3 váženou metodu nejmenších čtverců.

Model bude mít po upravení následující podobu:

$$\text{Hodnota indexu PX} = 873,779 - 142,185\text{NEZ} - 63,5094\text{INF} + 0,281758\text{NYA} - 0,126687\text{DAX}$$

V rovnici se u nezaměstnanosti projevil negativní vliv, jak bylo popsáno výše. Každé procento nezaměstnanosti sníží hodnotu PX o 142,185. Stejně znaménko vlivu se ukázal i u inflace kde byl tento jev opět očekávaný. Každé procento inflace sníží hodnotu indexu o 63,5094. Kladná hodnota u NYA značí pozitivní vliv, jak bylo také predikováno. Změna je 0,281758 o každý bod indexu NYA. Záporná hodnota u Frankfurtské burzy je oproti prognózám opačná než se předpokládalo. Každý bod indexu DAX sníží hodnotu indexu PX o 0,126687. Ostatní proměnné, které byly v základním modelu, avšak ne v modelu 3 nebyly natolik významné, aby ovlivnily hodnotu indexu PX.

4.3 Využití specifické metody na časové řady

4.3.1 Testování stacionarity

Na začátku využití specifického modelu pro časovou řadu je otestování jednotkového kořene u všech proměnných daného modelu. Pokud by byl nalezen jednotkový kořen, řada by byla nestacionární a bylo by potřeba řadu stacionarizovat. Tento test byl proveden v programu Gretl, za pomoci Engle-Grangerova testu. Výsledky a nulová hypotéza je uvedena v tabulce:

Tab. 22 Testování jednotkového kořene

Engle-Grangerův test		
nulová hypotéza $\alpha = 1$		
Proměnná	testovací statistika	p-hodnota
PX	-1,27483	0,6351
HDP	-1,46724	0,5426
NEZ	-1,73662	0,4076
INF	-1,53144	0,5104
EUR	-2,0242	0,2759
NYA	-1,01313	0,7426
DAX	-0,025452	0,8768
FTS	-1,40443	0,5736
DPP	-0,680031	0,843
DIS	-2,21445	0,2036

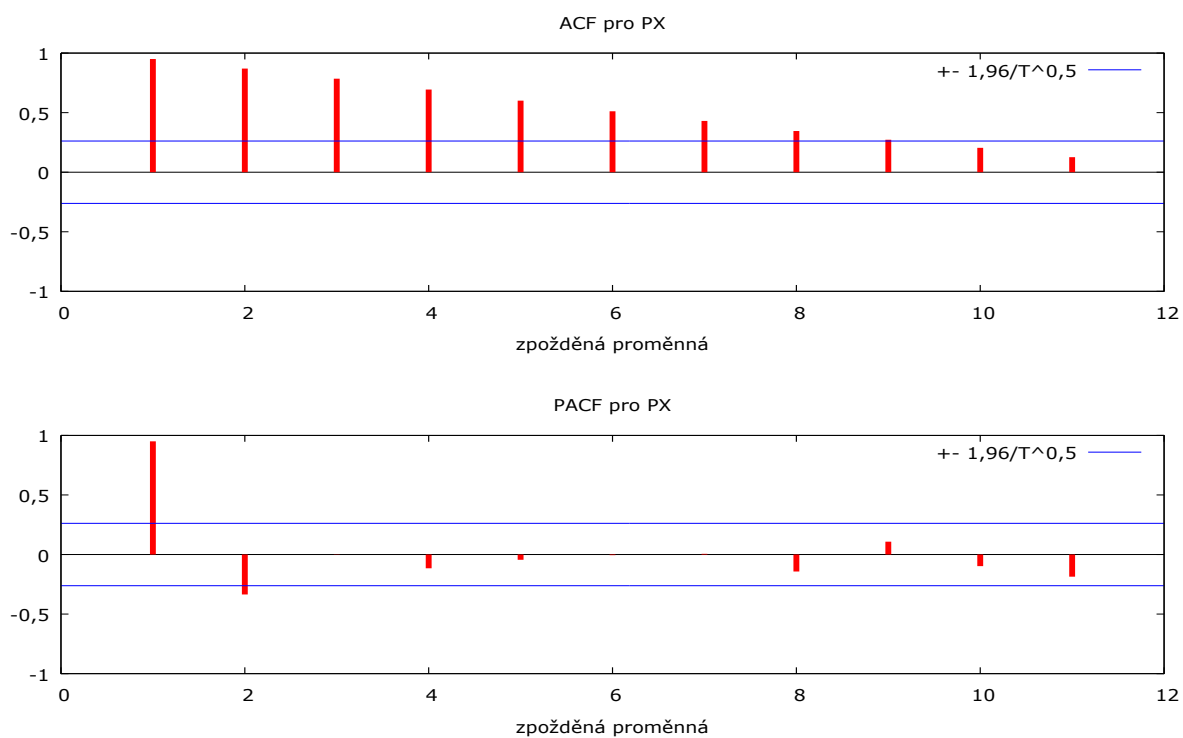
Zdroj: Práce v programu Gretl

U všech proměnných došlo k zamítnutí nulové hypotézy o jednotkovém kořenu, proto považujeme řadu za stacionární.

4.3.2 Vybrání správného modelu

Pokud máme řadu stacionární je potřeba vybrat vhodný model pro analýzu časové řady. Tento výběr proběhne pomocí histogramu hlavní proměnné PX a zkoumání hodnot ACF a PACF.

Histogram pro proměnnou PX byl vytvořen v programu Gretl pro maximální hodnotu zpoždění 11, a vypadá následovně:



Obr. 15 ACF a PACF graf pro PX

Zdroj: Práce v programu Gretl

Histogram pro ACF vykazuje exponenciální pokles a prvních devět hodnot je průkazných. Histogram PACF ukazuje oscilační tendenci, kde první a druhá hodnota jsou průkazné. Proces PX můžeme tedy identifikovat jako proces AR (2).

4.3.3 Základní model AR(2)

Po identifikaci procesu jako AR(2) byl programem Gretl základní model AR(2). Výsledky pro základní model vypadají následovně:

Tab. 23 Základní model AR(2)

Proměnná	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	hodnocení
const	-3234,25	3062,38	-1,056	0,2967	
HDP	0,188234	0,540519	0,3482	0,7293	
NEZ	-26,5755	30,5341	-0,8704	0,3888	
INF	-46,9895	16,4367	-2,859	0,0065	***
EUR	-44,9675	15,4359	-2,913	0,0056	***
NYA	0,09382	0,0332342	2,823	0,0071	***
DAX	0,060996	0,0457382	1,334	0,1892	
FTS	0,036267	0,0844875	0,4293	0,6698	
DPP	-4,77474	16,6138	-0,2874	0,7752	
DIS	-28,8585	40,1343	-0,719	0,4759	
u_2	0,993615	0,00278277	357,1	8,13E-78	***

Zdroj: Práce v programu Gretl

Nejvyšší p-hodnota se nachází u proměnné DPP, která by měla být z modelu vyloučena. Oproti modelu vytvořeným modelem nejmenších čtverců je hodnota DAX pro hodnotu PX pozitivní a hodnota EUR negativní.

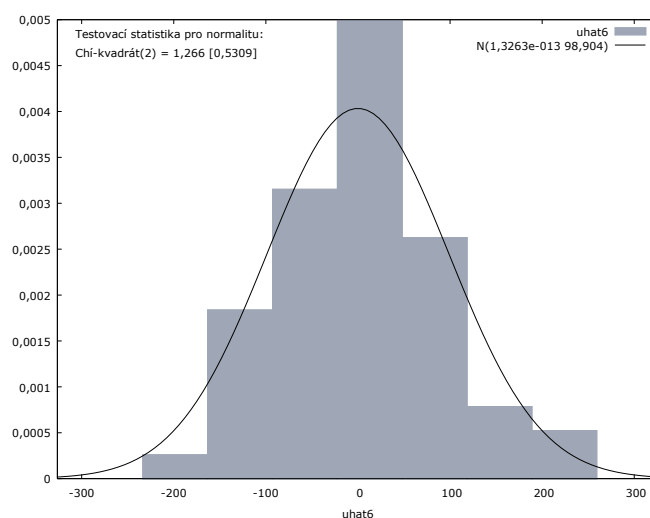
Pro základní model AR(2) jsou k dispozici i kvalitativní hodnoty modelu:

Tab. 24 Kvalitativní statistika základního modelu AR(2)

Koeficient determinace	0,956294
Adjustovaný koeficient determinace	0,947355
F(9, 44)	18,5865
P-hodnota(F)	2,83E-12
rho (koeficient autokorelace)	0,630295
Durbin-Watsonova statistika	0,729111

Zdroj: Práce v programu Gretl

Histogram reziduí pro základní model AR(2):



Obr. 16 Histogram reziduí základního AR(2) modelu

Zdroj: Práce v programu Gretl

Chí-kvadrát test:

p-hodnota 0,5209, nulová hypotéza nezamítnuta, chybový člen má normální rozdělení.

Jako poslední hodnocení modelu je potřeba zkontrolovat multikolinearitu:

Tab. 25 Testování multikolinerality základního modelu AR(2)

Proměnná	Hodnota
HDP	49,262
NEZ	6,5
INF	2,778
EUR	19,638
NYA	14,57
DAX	21,791
FTS	27,68
DPP	48,954
DIS	14,545

Zdroj: Práce v programu Gretl

Hodnoty vyšší než 10 značí problém s možnou multikolineratiou. Hodnoty u proměnných HDP a DPP jsou velmi významné, dále jsou možné problémy u EUR, NYA, DAX, FTS a DIS.

Jelikož model z několika důvodů nevyhovuje a nemůže být považován za nejlepší možný je potřeba tento model upravit. Z modelu na základě p-hodnoty a multikolinerity bude odstraněn DPP a HDP.

4.3.4 Model AR(2) 1 (bez DPP a HDP)

Odstraněním DPP a HDP ze základního modelu byly získány následující hodnoty:

Tab. 26 Model AR(2) 1

proměnná	koeficient	směr. Chyba	t-podíl	p-hodnota	hodnocení
const	-2922,1	2825,83	-1,034	0,3065	
NEZ	-26,7851	28,9831	-0,9242	0,3602	
INF	-46,3452	15,8185	-2,93	0,0053	***
EUR	-45,8597	14,9634	-3,065	0,0036	***
NYA	0,096054	0,029542	3,251	0,0022	***
DAX	0,060961	0,044271	1,377	0,1752	
FTS	0,032491	0,077721	0,418	0,6779	
DIS	-26,6892	38,9793	-0,6847	0,497	
u_2	0,994407	0,002939	338,3	9,10E-80	***

Zdroj: Práce v programu Gretl

Model AR(2) 1 má opět statisticky nevýznamné proměnné. Nejvyšší hodnota je 0,6779 u proměnné FTS a nabízí se její odstranění z modelu. Vyšší p-hodnoty jsou i u proměnných DIS, NEZ.

Kvalitativní statistiky pro Model AR(2) 1 je následující:

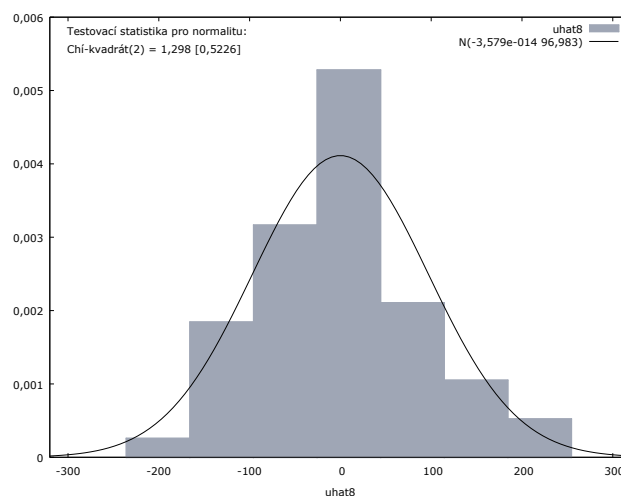
Tab. 27 Kvalitativní statistika modelu AR(2) 1

Koeficient determinace	0,955717
Adjustovaný koeficient determinace	0,948978
F(7, 46)	24,84584
P-hodnota(F)	1,23E-13
rho (koeficient autokorelace)	0,653728
Durbin-Watsonova statistika	0,681836

Zdroj: Práce v programu Gretl

Oproti základnímu modelu došlo k malému navýšení hodnoty adjustovaného koeficientu determinace a navýšila se i F statistika.

Histogram reziduí pro AR(1) 1 je následující:



Obr. 17 Histogram reziduí AR(2) modelu 2
Zdroj: Práce v programu Gretl

Chí-kvadrát test:

p-hodnota 0,5228, nulová hypotéza nezamítnuta, chybový člen má normální rozdělení.

Opět proběhlo testování multikolinality:

Tab. 28 Testování multikolinality modelu AR(2) 1

proměnná	hodnota
NEZ	5,14
INF	2,504
EUR	11,625
NYA	9,482
DAX	16,408
FTS	23,881
DIS	10,125

Zdroj: Práce v programu Gretl

Oproti základnímu modelu došlo u všech proměnných ke snížení hodnot. Hodnota u FTS je velmi vysoká proto je zde opět možný problém s multikolinalitou. Další proměnné EUR, DAX, DIS budou pod důsledným pozorováním i v příští přestavbě modelu.

Pro další úpravu modelu vynecháme proměnné FTS, NEZ a DIS.

4.3.5 Model AR (2) 2 (bez FTS, NEZ, DIS)

Odebrání tří proměnných bylo provedeno v postupných krocích, pro rychlejší postup k finálnímu modelu bylo toto odebrání provedeno naráz. Model AR (2) 2 je tedy následující:

Tab. 29 Model AR(2) 2

proměnná	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	hodnocení
const	-6224,65	5103,76	-1,22	0,2284	
INF	-48,5518	12,2275	-3,971	0,0002	***
EUR	-50,858	13,5711	-3,748	0,0005	***
NYA	0,096445	0,026304	3,667	0,0006	***
DAX	0,071776	0,0269	2,668	0,0103	**
u_2	0,997363	0,001651	604,1	1,54E-96	***

Zdroj: Práce v programu Gretl

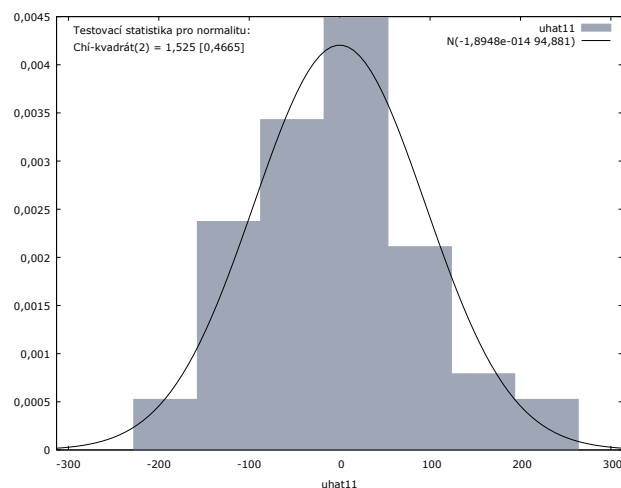
Všechny proměnné v modelu vyjma konstanty jsou statisticky významné.
Kvalitativní hodnocení modelu AR (2) 2:

Tab. 30 Kvalitativní statistika modelu AR(2) 2

Koeficient determinace	0,955616
Adjustovaný koeficient determinace	0,951993
F(4, 49)	45,38411
P-hodnota(F)	6,76E-16
rho (koeficient autokorelace)	0,686492
Durbin-Watsonova statistika	0,626171

Zdroj: Práce v programu Gretl

Testování normálního rozdělení reziduí:



Obr. 18 Histogram reziduí AR(2) modelu 2

Zdroj: Práce v programu Gretl

Chí-kvadrát test:

p-hodnota 0,4655, nulová hypotéza nezamítnuta, chybový člen má normální rozdělení.

Tab. 31 Test multikolinality modelu AR(2) 2

proměnná	hodnota
INF	1,087
EUR	1,363
NYA	4,004
DAX	4,099

Zdroj: Práce v programu Gretl

Vidíme, že tento model již netrpí multikolinalitou. Finální úpravu modelu provedeme odebráním konstanty.

4.3.6 Model AR(2) 3

Finální podoba modelu byla vytvořena odebráním konstanty a vypadá následovně:

Tab. 32 Model AR(2) 3

proměnná	koeficient	směr. Chyba	t-podíl	p-hodnota	hodnocení
INF	-48,4519	12,1887	-3,975	0,0002	***
EUR	-50,2856	13,6108	-3,695	0,0005	***
NYA	0,095739	0,025758	3,717	0,0005	***
DAX	0,071192	0,026801	2,656	0,0106	**
u_2	0,988188	0,008415	117,4	9,95E-63	***

Zdroj: Práce v programu Gretl

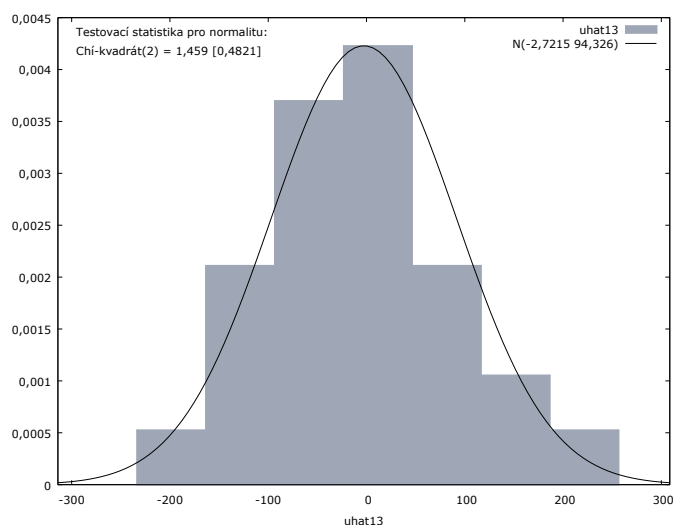
Všechny proměnné v modelu jsou statisticky významné. Další tabulka se zabývá kvantitativní statistikou modelu AR(2) 3:

Tab. 33 Kvantitativní statistika modelu AR(2) 3

Koeficient determinace	0,954647
Adjustovaný koeficient determinace	0,951926
F(4, 50)	45,1784
P-hodnota(F)	5,14E-16
rho (koeficient autokorelace)	0,692549
Durbin-Watsonova statistika	0,614259

Zdroj: Práce v programu Gretl

Detailní pohled na rozdělení reziduí poskytne následující histogram:



Obr. 19 Histogram reziduí AR(2) modelu 3

Zdroj: Práce v programu Gretl

Chí-kvadrát test:

p-hodnota 0,4821, nulová hypotéza nezamítnuta, chybový člen má normální rozdělení.

Tab. 34 Test multikolinality modelu AR(2) 3

proměnná	hodnota
INF	1,087
EUR	1,363
NYA	4,004
DAX	4,099

Zdroj: Práce v programu Gretl

Při kontrole hodnot VIF opět nebyl detekován problém s možnou multikolinalitou.

Model AR (2) 3 můžeme definovat jako finální, žádná další možnost úprav se již nenabízí.

Hodnota PX dle modelu AR(2) je pod vlivem inflace, kurzu CZK/EUR, hodnot NYA a DAX a zpožděných 2 hodnot proměnné PX.

$$\text{Hodnota indexu PX} = - 48,4519\text{INF} - 50,2856\text{EUR} + 0,0957387\text{NYA} + 0,0711915 \text{ DAX} + 0,988188u_2$$

V rovnici se u inflace projevil negativní vliv. Každé procento inflace sníží hodnotu PX o 48,4519. U kurzu CZK/EUR je stejné znaménko vlivu, které nebylo očekáváno. Každá koruna ve změně kurzu sníží hodnotu indexu o 50,2856. Kladná hodnota u NYA značí pozitivní vliv, jak bylo se ukázalo jak v metodě nejmenších čtverců. Změna je však menší, 0,0957387 za každý bod indexu NYA. Pro index DAX platí

pozitivní změna, jak bylo předpovídání a tento pozitivní vliv je v rozporu s metodou nejmenších čtverců. Hodnota indexu PX se každou změnou o bod u indexu DAX změní o 0,0711915. Současná hodnota PX je pod vlivem svých 2 zpožděných minulých hodnot. Z rovnice vyplývá, že celých 0,988188 hodnoty minulé je součástí hodnoty současné. Ostatní proměnné, které byly v základním modelu, avšak ne v modelu 3 nebyly natolik významné, aby ovlivnily hodnotu indexu PX.

5 Diskuse a závěr

Cílem této diplomové práce bylo teoreticky i numericky ověřit vliv makroekonomických i jiných faktorů na hodnotu indexu PX. Pro co nejlepší a nepřesnější odhad byl tento vliv testován vícerozměrným regresním modelem. Pro tento model bylo potřeba přetransformovat některá data do srovnatelné podoby. Denní hodnoty indexů předělat do čtvrtletního průměru, stejně tak kurz České koruny k Euro. Pro sazbu diskontní sazby bylo potřeba váženým geometrickým průměrem rozpočítat na dané čtvrtletí. V daném modelu bylo zkoumáno 54 pozorování pro 10 proměnných. Čtvrtletní hodnoty v letech 2000-2013 byly zkoumány pro index PX (vysvětlovaná proměnná), HDP, inflaci, nezaměstnanost, kurz CZK/EUR, velikost daně právnických osob, velikost diskontní sazby, hodnota indexu NYA, DAX, FTS. Z prvního modelu, kde byla využita metoda nejmenších čtverců, bylo dosaženo finálního modelu, obsahující čtyři hlavní vlivné faktory. Rovnice, popisující vysvětlovanou proměnnou má tvar:

$$\text{Hodnota indexu PX} = 873,779 - 142,185\text{NEZ} - 63,5094\text{INF} + 0,281758\text{NYA} - 0,126687 \text{ DAX}$$

Koeficient determinace tohoto modelu je 0,761772, modelem je tedy vysvětleno 76% variability zkoumané hodnoty. Jako největší vlivný faktor na hodnotu indexu dle tohoto modelu je nezaměstnanost. Vidět nezaměstnanost jako vlivný faktor na hodnotu burzovního indexu je vysvětlitelné. Vysoká nezaměstnanost značí ekonomické problémy dané země. Klesá množství nabízených i poptávaných produktů a služeb. Tyto problémy musí zákonitě přejít i na burzovní obchodování, kde negativně ovlivní burzovní index.

Negativní vliv na hodnotu indexu má i inflace. Negativní vliv inflace je spíše očekávaný, podobně se můžeme dívat na tuto proměnnou jako na vlivný faktor. Potvrzení této hypotézy může být výzkum provedený ČP Investem. Dle jejich výzkumu akcie, potažmo indexy rostou a výše růstu závisí na míře inflace. Akciím se nejlépe daří, pokud je inflace nízká, je stabilní a nejlépe když inflace je do 2%. Dojde-li k překročení hranice inflace 5 nebo 6%, výnosy klesají a zaostávají za inflací. V následující tabulce je vidět pozorování burzovního indexu Dow Jones v závislosti na míře inflace:

Míra inflace	Počet pozorování	Průměrný výnos	Průměrná inflace	Volatilita výnosů	Šance na ztrátu	Průměrné zhodnocení v dobrých letech	Průměrné zhodnocení ve špatných letech
záporná	16	3,52 %	-3,5 %	27,32 %	50 %	23,46 %	-16,42 %
0-2 %	29	9,56 %	1,1 %	24,51 %	38 %	22,59 %	-11,75 %
2-4 %	33	6,84 %	2,9 %	20,07 %	36 %	19,10 %	-10,53 %
4-6 %	13	9,41 %	4,8 %	17,16 %	23 %	15,91 %	-12,27 %
nad 6 %	20	6,06 %	10,7 %	17,71 %	30 %	15,56 %	-16,11 %

Zdroj: ČP Invest

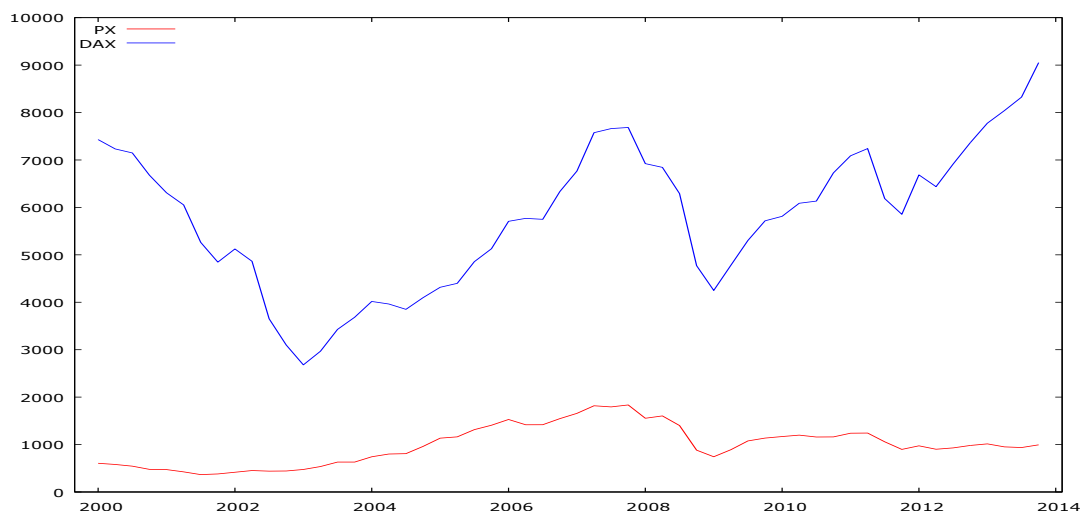
Obr. 20 Dow Jones a míra inflace

Zdroj:<http://www.penize.cz/akcie/195535-jak-porazit-inflaci-akcie-nepomohou!>

Tuto analýzu můžeme tedy brát jako potvrzení hodnoty inflace jako jednoho z vlivných faktorů pro určení budoucích burzovního indexu.

Pozitivní je vliv hodnoty New Yorkské burzy. Tento vliv můžeme vzít jako propojení národních ekonomik do světové fúze, kdy negativní vlivy stejně jako ty pozitivní ovlivní ne jen původce této situace. Hypotéza, že New Yorkská burza ovlivňuje tu Pražskou, se tedy ukázala jako pravdivá, tuto hypotézu tedy nezamítneme.

Překvapením je negativní vliv hodnoty Frankfurtské burzy. Vliv indexu DAX je v modelu nejmenších čtverců záporný, zatímco v modelu AR(2) pozitivní. Pro větší objasnění vlivu DAX na PX vytvoříme graf, který obě časové řady dá do srovnání:



Obr. 21 Časové řady PX/DAX
Zdroj: Práce v programu Gretl

Z grafu nejde jednoznačně vyčíst vliv DAX na PX. Odlišný dopad krize z roku 2001 znamenal velký pád indexu DAX, zatímco index PX nebyl tak zasažen. Domnívám se, že tento negativní vliv nastal z důvodu pouze 54 pozorování, během kterých došlo ke dvěma krizím.

Druhý model využil Box-Jenkins metodologii. Při kontrole ACF a PACF histogramu bylo vyhodnoceno využití AR(2) jako nejlepší vhodné. Kontrola Engle-Grangerovým testem jednotkové kořeny neodhalila, a proto nebylo třeba ke stacionarizaci řady a došlo přímo na tvorbu modelu.

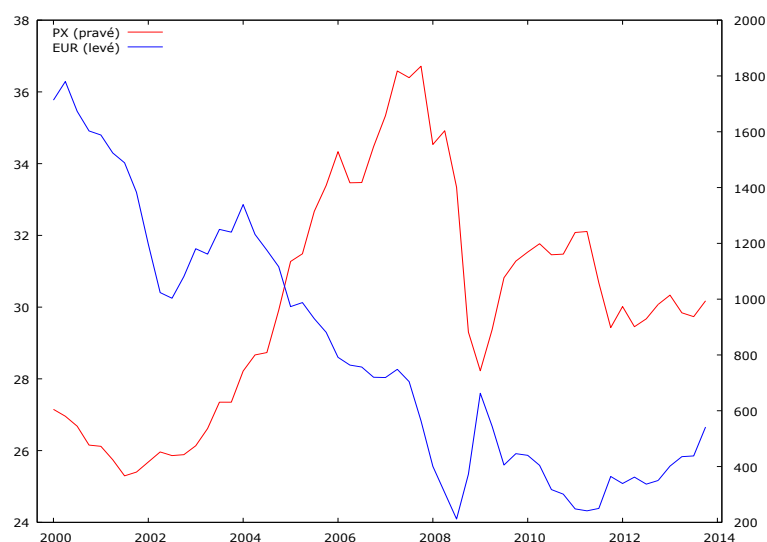
Finální model obsahuje 5 proměnných – inflaci, kurz CZK/EUR, hodnotu NYA, DAX a historickou hodnotu indexu PX zpožděnou o 2 časové zpoždění. Rovnice finálního modelu je následující:

$$\text{Hodnota indexu PX} = -48,4519\text{INF} - 50,2856\text{EUR} + 0,0957387\text{NYA} + 0,0711915\text{DAX} + 0,988188u_2$$

Hodnota indexu je zde pod negativním vlivem inflace, kurzu České koruny na Euro, pozitivní vliv na index má New Yorský index a index Frankfurtské burzy DAX. Jako poslední vliv je právě zpožděná hodnota indexu PX.

Vliv inflace a indexu NYA byl vysvětlen pro model vycházející z metody nejmenších čtverců.

Vliv kurzu CZK/EUR je v tomto modelu nastíněn jako největší faktor.



Obr. 22 Časové řady PX/EUR

Zdroj: Práce v programu Gretl

Při pohledu na grafy PX (modrý) a kurzu CZK/EUR (červený) je vidět spíše negativní efekt na hodnotu PX. V letech 2004-2006 je vidět posílení České koruny a tím pádem snížení kurzu i růst indexu PX. V době hypoteční krize došlo k oslabení Eura, tak i indexu PX. Negativní vliv byl před tvorbou modelu předpovídán.

Současná hodnota indexu PX vychází z téměř 99% z dvou posledních historických hodnot stejného indexu. Nejedná se tedy o model náhodné procházky.

Při porovnání obou modelů jsou pouze dvě proměnné zastoupeny v obou případech. Negativní vliv inflace a pozitivní vliv hodnoty New Yorkské burzy se objevuje jak v metodě nejmenších čtverců, tak v modelu AR(2).

V obou modelech se objevila i hodnota NYA. V obou případech se jedná o pozitivní vliv. Bylo očekáváno, že stejné propojení bude nastávat i u Londýnské burzy. Ta se však ani v jednom modelu nedostala do finální struktury. Mohli bychom namítat, že odstranění z modelu nejmenších čtverců bylo na základě multikolinerality, a ne na základě nestatické průkaznosti proměnné. V druhém případě však došlo na základě vyšší p-hodnoty než 0,05. Proto tedy hypotézu o vlivu FTS na PX zamítáme.

Tato práce se pokusila naznačit možné souvislosti makroekonomických i jiných faktorů na hodnotu indexu PX. Jelikož byly vybrány jenom některé faktory, u kterých došlo k průměrováním datům a kvůli neexistenci větších databází bylo provedeno pouze 54 měření. Pro detailní analýzu by bylo jistě potřeba více faktorů a více pozorování, které bohužel nejsou k dispozici. Práce však ukázala alespoň lehce propojenost trhu burzovních indexů v rámci ekonomiky dané země, tak burzovních indexů v okolí. I tak se domnívám, že práce může nabídnout teorii, dle které se může hodnota burzovního indexu PX v budoucnosti pohybovat.

6 Literatura

- 2P. A. Samuelson, T. C. Koopmans, and J. R. N. Stone, "Report of the Evaluative Committee for Econometrica," *Econometrica*, vol. 22, no. 2, April 1954, pp. 141–146
- ARLT, J. – ARLTOVÁ, M. *Finanční časové řady*. 1. vyd. Praha: Grada, 2003. 220 s. ISBN 80-247-0330-0.
- GUJARATI, D N. – PORTER, D C. *Basic econometrics*. 5. vyd. Boston: McGraw-Hill Irwin, 2009. 922 s. ISBN 978-007-127625-2.
- HDP 2015, vývoj hdp v ČR. Kurzy.cz: HDP 2015, vývoj hdp v ČR [online]. 2015 [cit. 2015-04-25]. Dostupné z: <http://www.kurzy.cz/makroekonomika/hdp/?G=3&A=2&page=2>
- HINDLS a kolektiv. *Statistika pro ekonomy*. 8. vyd. Praha: Professional Publishing, 2007, 415 s. ISBN 978-80-86946-43-6.
- HUŠEK, Roman. *Ekonometrická analýza*. Vyd. 1. Praha: Oeconomica, 2007, 367 s. ISBN 978-80-245-1300-3.
- Inflace. ČESKY STATISTICKÝ URAD. Inflace - druhy, definice, tabulky [online]. 2015 [cit. 2015-04-25]. Dostupné z: https://www.czso.cz/csu/czso/mira_inflace
- Jak porazit inflaci? Akcie nepomohou!. TOMÁŠEK, Milan. Penize.cz [online]. 2011 [cit. 2015-04-25]. Dostupné z: <http://www.penize.cz/akcie/195535-jak-porazit-inflaci-akcie-nepomohou!>
- Jak se vyvíjela diskontní sazba ČNB? [online]. 2015 [cit. 2015-04-25]. Dostupné z: https://www.cnb.cz/cs/faq/jak_se_vyvijela_diskontni_sazba_cnb.html
- JUREČKA, V. *Makroekonomie*. Praha: Grada Publising, a.s., 2010. 336 s. ISBN 978-80-247-3258-9.
- Kurzy devizového trhu – měsíční průměry. ČNB. Česká národní banka [online]. 2015 [cit. 2015-04-25]. Dostupné z: https://www.cnb.cz/cs/financni_trhy/devizovy_trh/kurzy_devizoveho_trhu/prumerne_mena.jsp?mena=EUR

Nezaměstnanost v ČR, vývoj, rok 2015. Kurzy.cz [online]. 2015 [cit. 2015-04-26]. Dostupné z: <http://www.kurzy.cz/makroekonomika/nezamestnanost/?G=4&A=2&page=2>

NÝVLTOVÁ, R. – REŽŇÁKOVÁ, M. *Mezinárodní kapitálové trhy : zdroj financování*. 1. vyd. Praha: Grada Publishing, 2007. 222 s. Finanční trhy a instituce. ISBN 978-80-247-1922-1.

PEŠEK, Robert. Vztah a souvislost mezi vývojem makroekonomických ukazatelů v ČR a vývojem na kapitálovém trhu v ČR. České Budějovice, 2007. Diplomová práce.

PRAGUE STOCK EXCHANGE. Index PX: Burzovní indexy [online]. 2015 [cit. 2015-04-25]. Dostupné z: <https://www.pse.cz/dokument.aspx?k=Burzovni-Indexy>

Prague Stock Exchange: Profil společnosti. PRAGUE STOCK EXCHANGE. Profil společnosti [online]. 2015 [cit. 2015-04-25]. Dostupné z: <https://www.pse.cz/dokument.aspx?k=Profil-Burzy>

Předpis č. 586/1992 Sb.: Zákon České národní rady o daních z příjmů. 2015. Zákonyprolidi [online]. [cit. 2015-05-10]. Dostupné z: <http://www.zakonyprolidi.cz/cs/1992-586>

QUANDL. NYSE Composite Index [online]. 2015 [cit. 2015-04-26]. Dostupné z: https://www.quandl.com/data/YAHOO/INDEX_NYA-NYSE-Composite-Index

QUANDL. FTSE [online]. 2015 [cit. 2015-04-26]. Dostupné z: https://www.quandl.com/data/YAHOO/HK_4337-FTSE-Index

QUANDL. DAX [online]. 2015 [cit. 2015-04-26]. Dostupné z: https://www.quandl.com/data/YAHOO/INDEX_GDAXI-DAX-Index-Germany

RYCHETSKÝ, Ladislav. Dopady změn vybraných makroekonomických faktorů na vývoj akciových trhů v České a Slovenské republice. Brno, 2013. Diplomová práce.

Vývoj sazby daně z příjmů právnických osob. Účetní kavárna [online]. 2015 [cit. 2015-04-26]. Dostupné z: <http://www.ucetnikavarna.cz/uzitecne-tabulky/vyvoj-sazby-dane-z-prijmu-pravnickych-osob/>

7 Seznam obrázků

Obr. 1	Graf vývoje hodnoty indexu PX50/PX od založení	21
Obr. 2	Graf hrubého domácího produktu ČR v letech 1999-2013	23
Obr. 3	Průměrná roční nezaměstnanost v ČR v letech 1999-2012	24
Obr. 4	Graf průměrného ročního kurzu CZK/EUR v letech 1999-2013	25
Obr. 5	Graf vývoje velikosti daně z příjmů právnických osob v letech 1999-2013	26
Obr. 6	Graf diskontní sazby v letech 1990-2012	27
Obr. 7	Historický graf NYSE Composite	28
Obr. 8	Historický graf GDAXI	29
Obr. 9	Historický graf FTSE	30
Obr. 10	Histogram reziduí základního modelu	43
Obr. 11	Histogram reziduí modelu 1	45
Obr. 12	Histogram reziduí modelu 2	48
Obr. 13	Histogram reziduí modelu 3	50
Obr. 14	Histogram reziduí modelu 4	52
Obr. 15	ACF a PACF graf pro PX	55
Obr. 16	Histogram reziduí základního AR(2) modelu	57
Obr. 17	Histogram reziduí AR(2) modelu 2	59
Obr. 18	Histogram reziduí AR(2) modelu 2	60
Obr. 19	Histogram reziduí AR(2) modelu 3	62
Obr. 20	Dow Jones a míra inflace	65
Obr. 21	Časové řady PX/DAX	66
Obr. 22	Časové řady PX/EUR	67

8 Seznam tabulek

Tab. 1	Základní model	41
Tab. 2	Kvalitativní statistika základního modelu	42
Tab. 3	Ekonometrická verifikace základního modelu	42
Tab. 4	Testování multikolinerality základního modelu	43
Tab. 5	Model 1	44
Tab. 6	Kvalitativní statistika modelu 1	44
Tab. 7	Ekonometrická verifikace modelu 1	45
Tab. 8	Testování multikolinerality modelu 1	46
Tab. 9	Model 2	46
Tab. 10	Kvalitativní statistika modelu 2	47
Tab. 11	Ekonometrická verifikace modelu 2	47
Tab. 12	Testování multikolinerality modelu 2	48
Tab. 13	Model 3	49
Tab. 14	Kvalitativní statistika modelu modelu 3	49
Tab. 15	Ekonometrické hodnocení modelu 3	49
Tab. 16	Testování multikolinerality modelu 3	50
Tab. 17	Model 4	51
Tab. 18	Kvalitativní statistika modelu4	51
Tab. 19	Ekonometrické statistiky modelu 4	51
Tab. 20	Testování multikolinerality modelu 4	52
Tab. 21	Porovnání výsledných modelů	53
Tab. 22	Testování jednotkového kořene	54
Tab. 23	Základní model AR(2)	56

Tab. 24	Kvalitativní statistika základního modelu AR(2)	56
Tab. 25	Testování multikolinerality základního modelu AR(2)	57
Tab. 26	Model AR(2) 1	58
Tab. 27	Kvalitativní statistika modelu AR(2) 1	58
Tab. 28	Testování multikolinerality modelu AR(2) 1	59
Tab. 29	Model AR(2) 2	60
Tab. 30	Kvalitativní statistika modelu AR(2) 2	60
Tab. 31	Test multikolinerality modelu AR(2) 2	61
Tab. 32	Model AR(2) 3	61
Tab. 33	Kvantitativní statistika modelu AR(2) 3	61
Tab. 34	Test multikolinerality modelu AR(2) 3	62

Přílohy

Data využitá v modelech:

Rok_kva	PX	HDP	NEZ	INF	EUR	NYA	DAX	FTS	DPP	DIS
20001	604,99	504,5	9,2	2,2	35,77	6568,81	7429,41	6408,68	31	5
20002	580,36	558,7	9	2,5	36,29	6824,67	7232,75	6234,34	31	5
20003	544,59	557,8	8,6	3,1	35,46	7003,42	7148,68	6460,6	31	5
20004	476,95	568,2	8,4	3,8	34,91	6832,94	6679,21	6295,57	31	5
20011	472,44	540,5	8,3	4,0	34,8	6693,91	6308,77	6008,34	31	4,59
20012	424,38	598,8	8,2	4,2	34,3	6564,81	6052,62	5801,88	31	4
20013	366,61	599,3	8,2	4,6	34,02	6693,91	5262,32	5279,46	31	4,09
20014	380,2	614	7,9	4,7	33,2	6640,82	4845,91	5159,25	31	4,08
20021	416,26	536,7	7,5	4,6	31,76	6263,64	5123,98	5191,75	31	3,39
20022	452,3	630,1	7,2	4,2	30,41	6034,72	4863,85	5059,26	31	2,89
20023	439,25	621	7,3	3,1	30,25	6177,3	3651,47	4156,5	31	2,21
20024	442,52	636,6	7,3	2,1	30,85	6027,9	3098,9	4004,44	31	1,83
20031	474,53	598,4	7,4	1,1	31,63	4842,83	2679,58	3695,7	31	1,58
20032	536,2	660,4	7,7	0,3	31,48	5277	2967,14	3988,49	31	1,48
20033	630,75	650,8	8	0,1	32,17	5631,52	3428,28	4163,76	31	1,08
20034	630,6	667,5	8,2	0,1	32,09	6043,01	3683,84	4345,41	31	1
20041	742,36	650,4	8,4	0,5	32,86	6599,69	4017,26	4453,85	31	1
20042	800,11	715,2	8,4	1,2	32,03	6508,94	3963,33	4482,18	28	1,02
20043	808,55	712,1	8,3	2,0	31,59	6447,88	3851,02	4436,99	28	1,34
20044	960,5	737	8,3	2,7	31,13	6896,1	4096,26	4715,01	28	1,5
20051	1135,07	695,2	8,1	2,7	30,01	7193,34	4315,73	4927,62	28	1,33
20052	1162,61	759,4	8	2,5	30,13	7138,58	4399,11	4955,65	26	0,83
20053	1314,77	753,5	7,9	2,1	29,68	7486,97	4855,42	5310,54	26	0,75
20054	1407,52	775,8	7,9	1,9	29,3	7582,07	5128,58	5436,42	26	1
20061	1528,59	749,7	7,7	2,1	28,6	8080,79	5706,73	5819,7	26	1
20062	1417,06	812,2	7,3	2,4	28,38	8224,33	5769,1	5851	24	1
20063	1417,99	819,7	7,1	2,7	28,33	8262,34	5748,55	5869,44	24	1,18
20064	1546,55	840,8	6,6	2,6	28,05	8858,66	6333,63	6147,09	24	1,5
20071	1657,45	832,5	5,9	2,3	28,04	9194,7	6766,08	6265,1	24	1,5
20072	1817,95	890,1	5,5	2,1	28,27	9762,89	7575,31	6534,52	24	1,58
20073	1793,73	895,6	5,2	2,0	27,92	9723,78	7661,34	6359,73	24	2,01
20074	1834,89	917,3	4,9	2,5	26,83	9912,12	7684,7	6455,83	24	2,33
20081	1554,45	876,9	4,6	3,9	25,56	8997,07	6923,11	5878,39	21	2,95
20082	1603,58	935,9	4,4	5,0	24,83	9199,63	6843,93	5988,45	21	2,75
20083	1401,05	935,1	4,3	6,1	24,09	8228,44	6291,61	5356,78	21	2,88
20084	881,87	941	4,5	6,5	25,34	5743,58	4771,53	4258,87	21	1,97
20091	743,16	875,9	5,7	5,4	27,6	5078,58	4249,55	4040,25	20	0,94
20092	890,81	918,1	6,6	4,1	26,68	5718,29	4778,88	4256,43	20	0,69

20093	1076,76	908,8	7,4	2,6	25,6	6474,1	5302,74	4717,63	20	0,35
20094	1136,39	925,3	7,5	1,3	25,92	7077,69	5717,09	5241,5	20	0,25
20101	1168,74	905	7,8	0,8	25,87	7199,11	5812,39	5430,75	19	0,25
20102	1198,68	914,7	7,4	0,6	25,59	7124,59	6087,69	5368,44	19	0,25
20103	1159,01	925,4	7,2	0,9	24,91	6961,45	6132,86	5316,33	19	0,25
20104	1161,34	921,7	7	1,4	24,79	7645,7	6727,43	5770,31	19	0,25
20111	1239,02	924,5	7	1,7	24,38	8242,9	7087,98	5944,69	19	0,25
20112	1242,47	932,7	6,9	1,8	24,32	8325,3	7240,21	5914,52	19	0,25
20113	1058,39	957,8	6,7	1,9	24,39	7560,39	6185,54	5458,06	19	0,25
20114	897,96	961,1	6,6	1,9	25,28	7334,96	5854,88	5431,74	19	0,25
20121	973,53	957	6,9	2,2	25,08	7997,59	6685,81	5818,08	19	0,25
20122	901,15	951,7	6,9	2,7	25,26	7765,53	6437,34	5549,07	19	0,25
20123	929,55	956,4	7,1	3,1	25,07	8010,92	6914,23	5744,93	19	0,25
20124	980,99	957,4	7,3	3,3	25,17	8262,77	7362,4	5846,93	19	0,07
20131	1014,44	953,9	8,0	3,0	25,57	8896,27	7775,13	6295,46	19	0,05
20132	951,09	964,2	7,5	2,5	25,83	9246,84	8040,91	6442,33	19	0,05
20133	937,27	962,3	7,6	2,0	25,85	9529,87	8325,62	6529,6	19	0,05
20134	993,9	993	7,8	1,5	26,66	10022,84	9051,98	6614,9	19	0,05