

Odhad potenciálního produktu a produkční medzery v České republice a na Slovensku

Bakalářská práce

Vedúci práce:

Doc. Ing. Václav Adamec, Ph.D.

Autor práce:

Peter Kolárik

Brno 2015

Týmto by som sa chcel poďakovať pánovi doc. Ing. Václavovi Adamcovi, Ph.D., vedúcemu bakalárskej práce, za jeho cenné rady a pripomienky pri riešení tejto práce.

Čestné prehlásenie

Prehlasujem, že som túto prácu: **Odhad potenciálneho produktu a produkčnej medzery v Českej republike a na Slovensku**

vypracoval samostatne a všetky použité pramene a informácie sú uvedené v zozname použitej literatúry. Súhlasím, aby moja práca bola zverejnená v súlade s § 47b zákona č. 111/1998 Sb., o vysokých školách v znení neskorších predpisov, a v súlade s platnou *Smernicou o zverejňovaní vysokoškolských záverečných prác*.

Som si vedomý, že sa na moju prácu vzťahuje zákon č. 121/2000 Sb., autorský zákon, a že Mendelova univerzita v Brne má právo na uzavretie licenčnej zmluvy a užití tejto práce ako školského diela podľa § 60 odst. 1 Autorského zákona.

Ďalej sa zaväzujem, že pred spísaním licenčnej zmluvy o využití diela inou osobou (subjektom) si vyžiadam písomné stanovisko univerzity o tom, že predmetná licenčná zmluva nie je v rozpore s oprávnenými záujmami univerzity, a zaväzujem sa uhradiť prípadný príspevok na úhradu nákladov spojených so vznikom diela, a to až do ich skutočnej výšky.

V Brne dňa 22. mája 2015

Abstract

Kolárik, P. *Estimation of potential output and output gap in the Czech Republic and the Slovak Republic*. Bachelor thesis. Brno: Mendel University, 2015.

This thesis has two goals. The first goal is to estimate potential output and output gap in the Czech Republic and the Slovak Republic by using Hodrick-Prescott filter. The second goal deals with dependence of stock markets, represented by stock indices, and real output, represented by Gross Domestic Product in the Czech Republic and the Slovak Republic by using correlation analysis and Granger causality test.

Keywords

Potential output, output gap, Hodrick-Prescott filter, Gross Domestic Product (GDP), stock market, stock indices, correlation coefficient, Granger causality test

Abstrakt

Kolárik, P. *Odhad potenciálneho produktu a produkčnej medzery v Českej republike a na Slovensku*. Bakalárska práca. Brno: Mendelova univerzita v Brne, 2015.

Táto práca má dva ciele. Prvým cieľom je odhadnúť potenciálny produkt a produkčnú medzeru v Českej republike a na Slovensku, použitím Hodrick-Prescottovho filtra. Druhý cieľ sa zaoberá závislosťou akciových trhov, ktorých vývoj je daný akciovými indexmi a reálnym výstupom ekonomiky, ktorý je daný hrubým domácim produktom, v Českej republike a na Slovensku, použitím korelačnej analýzy a Grangerovho testu kauzality.

Kľúčové slová

Potenciálny produkt, produkčná medzera, Hodrick-Prescottov filter, hrubý domáci produkt (HDP), akciový trh, akciový index, korelačný koeficient, Grangerov test kauzality

Obsah

| | | |
|----------|--|-----------|
| 1 | Úvod a cieľ práce | 15 |
| 1.1 | Úvod..... | 15 |
| 1.2 | Cieľ práce..... | 16 |
| 2 | Literárny prehľad | 17 |
| 2.1 | Hospodársky cyklus | 17 |
| 2.2 | Príčiny vzniku hospodárskeho cyklu..... | 17 |
| 2.3 | Fázy hospodárskeho cyklu | 18 |
| 2.4 | Dĺžka hospodárskeho cyklu | 19 |
| 2.5 | Synchrónnosť hospodárskych cyklov | 19 |
| 2.6 | Metódy odhadu potenciálneho produktu a produkčnej medzery..... | 20 |
| 2.7 | Hrubý domáci produkt..... | 21 |
| 2.8 | Burza cenných papierov | 21 |
| 2.9 | Pražská a Bratislavská burza cenných papierov..... | 22 |
| 2.10 | Akciový burzový index..... | 23 |
| 2.11 | Najznámejšie svetové indexy..... | 24 |
| 2.12 | Vzťah medzi akciovým trhom a ekonomikou | 24 |
| 3 | Materiál a metodika práce | 26 |
| 3.1 | Regresná analýza..... | 26 |
| 3.2 | Časový rad..... | 27 |
| 3.3 | Dáta..... | 28 |
| 3.3.1 | Odstránenie sezónnych výkyvov..... | 28 |
| 3.3.2 | Prvé logaritmické diferencie..... | 28 |
| 3.3.3 | Relatívne zmeny | 29 |
| 3.4 | Hodrick-Prescottov filter..... | 29 |
| 3.5 | Priebeh hospodárskych cyklov | 30 |
| 3.6 | Korelačná analýza | 30 |
| 3.6.1 | Korelačný koeficient | 31 |
| 3.6.2 | Test významnosti korelačného koeficientu | 31 |

| | | |
|----------|---|-----------|
| 3.7 | Vektorový autoregresný model | 32 |
| 3.8 | Grangerova kauzalita | 32 |
| 4 | Výsledky a diskusia | 34 |
| 4.1 | Overenie hypotézy synchronnosti hospodárskeho cyklu medzi ČR a SR... | 34 |
| 4.1.1 | Identifikácia hospodárskeho cyklu..... | 34 |
| 4.1.2 | Podobnosť hospodárskych cyklov..... | 36 |
| 4.1.3 | Korelačná analýza | 37 |
| 4.1.4 | VAR model a testovanie Grangerovej kauzality | 39 |
| 4.2 | Overenie hypotézy role burzového indexu ako predstihového indikátora vývoja HDP v ČR a SR | 42 |
| 4.2.1 | Vývoj HDP a akciových indexov..... | 42 |
| 4.2.2 | Závislosť HDP a akciového indexu..... | 44 |
| 4.2.3 | Korelačná analýza | 44 |
| 4.2.4 | VAR model a testovanie Grangerovej kauzality | 47 |
| 5 | Záver | 53 |
| 6 | Literatúra | 55 |
| A | Obrázkové prílohy | 60 |
| B | Tabuľkové prílohy | 65 |

Zoznam obrázkov

| | | |
|---------|--|----|
| Obr. 1 | Hospodársky cyklus Zdroj: Dugasová, Frendáková (2011) | 19 |
| Obr. 2 | Vzťah medzi vývojom akciového trhu a vývojom reálnej ekonomiky Zdroj: Musílek (1997) | 25 |
| Obr. 3 | Vývoj produkčnej medzery v ČR v relatívnom vyjadrení (aplikovaný HP filter na HDP ČR) Zdroj: vlastné výpočty | 34 |
| Obr. 4 | Vývoj produkčnej medzery v SR v relatívnom vyjadrení (aplikovaný HP filter na HDP SR) Zdroj: vlastné výpočty | 35 |
| Obr. 5 | Vývoj HDP ČR a SR prostredníctvom produkčnej medzery v relatívnom vyjadrení Zdroj: vlastné výpočty | 36 |
| Obr. 6 | Prvé logaritmické diferencie HDP ČR a SR za obdobie Q2:1997 - Q4:2014 Zdroj: vlastné výpočty | 37 |
| Obr. 7 | Vývoj HDP ČR a SR v relatívnom vyjadrení za obdobie Q2:1997 - Q4:2014 Zdroj: vlastné výpočty | 42 |
| Obr. 8 | Vývoj indexov PX a SAX v relatívnom vyjadrení za obdobie Q2:1997 - Q4:2014 Zdroj: vlastné výpočty | 43 |
| Obr. 9 | Vývoj HDP ČR a PX v relatívnom vyjadrení za obdobie Q2:1997 - Q4:2014 Zdroj: vlastné výpočty | 43 |
| Obr. 10 | Vzájomný vývoj HDP SR a SAX v relatívnom vyjadrení za obdobie Q2:1997 - Q4:2014 Zdroj: vlastné výpočty | 44 |
| Obr. 11 | Vzájomný korelogram HDP ČR a oneskoreného HDP SR (FOD) | 60 |
| Obr. 12 | Vzájomný korelogram HDP ČR a oneskoreného HDP SR pred vstupom do EU (FOD) | 60 |
| Obr. 13 | Vzájomný korelogram HDP ČR a oneskoreného HDP SR po vstupe do EU (FOD) | 61 |
| Obr. 14 | Vzájomný korelogram PX a oneskoreného HDP ČR (rel. vyjadrenie) | 61 |
| Obr. 15 | Vzájomný korelogram PX a oneskoreného HDP pred vstupom do EU (rel. vyjadrenie) | 62 |

| | | |
|----------------|---|-----------|
| Obr. 16 | Vzájomný korelogram PX a oneskoreného HDP ČR po vstupe do EU (rel. vyjadrenie) | 62 |
| Obr. 17 | Vzájomný korelogram SAX a oneskoreného HDP SR (rel. vyjadrenie) | 63 |
| Obr. 18 | Vzájomný korelogram SAX a oneskoreného HDP SR pred vstupom do EU (rel. vyjadrenie) | 63 |
| Obr. 19 | Vzájomný korelogram SAX a oneskoreného HDP SR po vstupe do EU (rel. vyjadrenie) | 64 |

Zoznam tabuliek

| | | |
|---------|---|----|
| Tab. 1 | Fázy hospodárskeho cyklu ČR (HDP) | 35 |
| Tab. 2 | Fázy hospodárskeho cyklu SR (HDP) | 36 |
| Tab. 3 | Korelačný koeficient za obdobie Q2:1997 – Q4:2014 s oneskorením HDP SR o 1 štvrťrok | 37 |
| Tab. 4 | Korelačný koeficient za obdobie Q2:1997 – Q2:2004 s oneskorením HDP SR o 2 štvrťroky | 38 |
| Tab. 5 | Korelačný koeficient za obdobie Q3:2004 – Q4:2014 s oneskorením HDP SR o 1 štvrťrok | 38 |
| Tab. 6 | Informačné kritéria VAR modelu | 39 |
| Tab. 7 | Hodnoty VAR (1) modelu pre prvú rovnicu | 40 |
| Tab. 8 | Hodnoty VAR (1) modelu pre druhú rovnicu | 40 |
| Tab. 9 | Testy VAR modelu | 41 |
| Tab. 10 | Korelačný koeficient HDP ČR a PX za obdobie Q2:1997 – Q4:2014 s oneskorením HDP ČR o 3 štvrťroky | 44 |
| Tab. 11 | Korelačný koeficient HDP ČR a PX za obdobie Q2:1997 – Q2:2004 s oneskorením HDP ČR o 4 štvrťroky | 45 |
| Tab. 12 | Korelačný koeficient HDP ČR a PX za obdobie Q3:2004 – Q4:2014 s oneskorením HDP ČR o 3 štvrťroky | 45 |
| Tab. 13 | Korelačný koeficient HDP SR a SAX za obdobie Q2:1997 – Q4:2014 s oneskorením HDP SR o 1 štvrťrok | 45 |
| Tab. 14 | Korelačný koeficient HDP SR a SAX za obdobie Q2:1997 – Q2:2004 s oneskorením HDP SR o 4 štvrťroky | 46 |
| Tab. 15 | Korelačný koeficient HDP SR a SAX za obdobie Q3:2004 – Q4:2014 s oneskorením HDP SR o 1 štvrťrok | 46 |
| Tab. 16 | Informačné kritéria VAR modelu pre ČR | 48 |
| Tab. 17 | Parametre VAR modelu pre ČR za obdobie Q2:1997 – Q4:2014 (rovnica 1) | 48 |

| | | |
|----------------|--|-----------|
| Tab. 18 | Parametre VAR modelu pre ČR za obdobie Q2:1997 – Q4:2014 (rovnica 2) | 49 |
| Tab. 19 | Testy VAR modelu pre ČR | 50 |
| Tab. 20 | Informačné kritéria VAR modelu pre SR | 50 |
| Tab. 21 | Parametre VAR modelu pre SR za obdobie Q2:1997 – Q4:2014 (rovnica 1) | 51 |
| Tab. 22 | Parametre VAR modelu pre SR za obdobie Q2:1997 – Q4:2014 (rovnica 2) | 51 |
| Tab. 23 | Testy VAR modelu pre SR | 52 |
| Tab. 24 | Štvrt'ročné HDP hodnoty ČR a SR (sezónne očistené, v mil. domácej meny) | 65 |
| Tab. 25 | Štvrt'ročné hodnoty PX a SAX | 66 |

1 Úvod a cieľ práce

1.1 Úvod

Analýza a zhodnotenie vývoja ekonomiky, teda identifikácia hospodárskeho cyklu, je jedným z hlavných predmetov sledovania ekonomickej výkonnosti každej krajiny. Pre súčasné zhodnotenie ekonomického stavu krajiny, používa veľa centrálnych bánk potenciálny produkt a produkčnú medzeru, na základe ktorej centrálna banka takisto riadia svoju monetárnu politiku s cieľom udržať makroekonomické premenné na prirodzenej úrovni. Produkčná medzera môže slúžiť takisto pre výpočet sezónne očisteného rozpočtového deficitu. (Kloudová, 2013)

Pod pojmom potenciálny produkt rozumieme nemerateľnú veličinu, ktorá je definovaná ako maximálny objem produkcie pri zapojení výrobných faktorov, práce a kapitálu, pri danom stave technologického pokroku, pri ktorom v ekonomike nevzniká vnútorná nerovnováha vyjadrená infláciou, ani vonkajšia nerovnováha (deficit bežného účtu platobnej bilancie). (Inštitút finančnej politiky, 2009) Produkčnú medzeru je potom možné chápať ako rozdiel medzi aktuálnym (reálnym HDP) a potenciálnym výstupom. Tento rozdiel môže nadobúdať kladných hodnôt, čo znamená, že v ekonomike prevyšuje dopyt, alebo záporných hodnôt, čo signalizuje prebytok kapacity. (Blašková, 2006)

Produkčná medzera taktiež slúži pre predpokladaný vývoj inflačných tlakov v ekonomike. Ak sa jedná o kladnú hodnotu, bude to stimulovať inflačné tlaky a inflácia bude rásť. Naopak, ak sa bude jednáť o zápornú hodnotu, v ekonomike budú prevládať deflačné tlaky a inflácia bude klesať. (Kloudová, 2013)

Zvyšovaním inflácie a inflačných tlakov vzniká v ekonomike tzv. inflačná medzera a naopak, znižovaním inflácie čiže zvyšovaním deflácie vzniká v ekonomike deflačná medzera. Podľa súčasného stavu ekonomiky riadi vláda fiškálnu politiku. Ak sa ekonomika nachádza v deflačnej medzere, zahajuje vláda tzv. expanzívnu fiškálnu politiku, ktorá je sprevádzaná napríklad zvýšením štátnych výdajov. Naopak, ak sa ekonomika nachádza v inflačnej medzere, snaží sa vláda utlmiť ekonomický výstup. Zahajuje tak reštriktívnu fiškálnu politiku, ktorá je sprevádzaná napríklad znížením vládnych výdajov. (Jurečka, 2010)

Dôvodom identifikácie hospodárskych cyklov v týchto dvoch krajinách je fakt, že tieto krajiny majú bohatú spoločnú históriu. Po prvej svetovej vojne Česká republika a Slovensko tvorili jeden celok, federáciu známu pod názvom Československo. V roku 2004 sa spoločne stali členmi Európskej únie. V súčasnosti tvoria dve separátne, susediace krajiny.

1.2 Cieľ práce

Táto práca má dva hlavné ciele. Prvým z nich je odhadnúť potenciálny produkt a produkčnú medzeru v Českej a Slovenskej republike a identifikovať hospodársky cyklus. Druhým cieľom je overiť hypotézu, že burzové indexy BCP v oboch krajinách odrážajú hospodársky rast a korelujú s ekonomickým cyklom.

Jednotlivé ciele:

1. cieľ: odhadnúť potenciálny produkt a produkčnú medzeru v Českej republike a na Slovensku pomocou Hodrick-Prescottovho filtra a následne identifikovať hospodársky cyklus

2. cieľ: overiť hypotézu, že burzové indexy BCP v oboch krajinách odrážajú hospodársky rast a korelujú s ekonomickým cyklom

2 Literárny prehľad

2.1 Hospodársky cyklus

Blašková (2006) definuje hospodársky cyklus ako striedanie fáze expanzie a recesie. Reálny produkt teda osciluje okolo určitej potenciálnej úrovne. Priebeh a dĺžka cyklu nie sú pravidelné, a sú rozdielne vo vrcholoch a dnách. Za uzavretý hospodársky cyklus považuje obdobie medzi dvomi expanziami alebo recesiami.

K tejto definícií hospodárskeho cyklu sa prikláňa taktiež Jurečka (2010), ktorý navyše dodáva, že kolísanie agregátneho výstupu okolo svojho dlhodobého vývojového trendu je viac-menej krátkodobé.

Kolísaním reálneho výstupu sa zaoberá aj Holman (2011), ktorý používa pre tento ekonomický jav výraz ekonomické výkyvy. Tvrdí, že ich treba rozlišovať na **štrukturálne výkyvy** a **cyklické výkyvy**. Štrukturálne sú zapríčinené neustále meniacimi sa preferenciami spotrebiteľov, meniacou sa vzácnosťou ekonomických zdrojov a takisto objavom nových technológií. Inak povedané, štrukturálne výkyvy sú vyvolané buď expanziou niektorých odvetví alebo naopak zúžením iných odvetví. Preto takisto niekedy hovoríme o štrukturálnej nezamestnanosti. Druhý typ tvoria **cyklické výkyvy**, pre ktoré je charakteristický všeobecný pokles a následne všeobecný rast výroby a zamestnanosti v takmer všetkých odvetviach.

Ekonomické výkyvy, čiže kolísanie ekonomického výstupu okolo svojho potenciálneho produktu, bolo takisto predmetom štúdia Urbana (2011), ktorý nazýva hospodársky cyklus aj ako konjunktúrny cyklus. Definuje schopnosť ekonomiky odporovať týmto cyklickým výkyvom ako ekonomickú stabilitu.

2.2 Príčiny vzniku hospodárskeho cyklu

Na vysvetlenie príčiny vzniku ekonomických výkyvov existuje mnoho názorov a teórií. Teóriou, ktorá by plne vysvetľovala tento ekonomický jav, sa zaoberali ekonómovia dlhé roky. (Urban, 2011)

V súčasnosti sa príčinami vzniku ekonomických výkyvov zaoberá napríklad Fuchs a Tuleja (2003). Podľa nich je možné tieto príčiny klasifikovať z rôznych hľadísk, pokiaľ nás však zaujíma chovanie hospodárskeho systému ako celku a mechanizmus jeho fungovania, je významné rozdeliť tieto príčiny na **exogénne** a **endogénne**.

Medzi exogénne príčiny radia **výkyvy v možnostiach využívania inovácií, politické príčiny**, kam patrí spájanie hospodárskych cyklov s volebnými, vplyv politických kríz na hospodárstvo, vplyv vojen. Ďalej do exogénnych príčin zaraďujú **nedostatočnú informovanosť** tržných subjektov a predovšetkým **hospodársku politiku vlády**.

Do endogénnych príčin zaraďujú **nestabilitu investičných výdajov**, ktorá je spôsobená zmenami v očakávaní vývoja budúcich výnosov.

Mnoho teórií o príčinách vzniku ekonomických výkyvov je založených na kombinácií exogénnych a endogénnych vplyvov. Podľa Fuchs a Tuleja (2003) sa väčšina ekonómov zhoduje na tom, že významnú rolu v kolísaní ekonomického výstupu má práve kolísanie investičných aktivít.

Príčinám vzniku hospodárskych cyklov sa venuje aj Holman (2011), ktorý rozdeľuje teórie hospodárskeho cyklu na **monetárne** a **reálne**. Tieto teórie sa navzájom nevyklučujú. Hospodársky cyklus môže mať aj príčiny monetárne aj reálne.

Monetárne teórie vysvetľujú vznik ekonomických výkyvov v zmenách peňažnej zásoby, ktoré spôsobujú ekonomike tzv. dopytové šoky. Reálne teórie hovoria, že príčinou sú reálne sily ako napríklad inovačné vlny, ku ktorým sa prikláňa takisto Schumpeter (1939).

Keynes (1936) videl hospodárske cykly ako striedavé vlny investičného pesimizmu a optimizmu.

2.3 Fázy hospodárskeho cyklu

Podľa Jurečky (2010) je hospodársky cyklus akýsi kolobeh, v ktorom sa vystriedajú určité fázy. Tieto fázy tvoria: **expánzia** (oživenie), **vrchol** (konjunktúra, prosperita), **kontrakcia** (recesia, kríza) a **dno** (sedlo, depresia). Jednotlivé fázy sú graficky znázornené nižšie na obr. 1.

O pojmoch expánzia a recesia celkovej ekonomickej aktivity hovoria aj Kadeřábková a Žďárek (2006), ktorí dodávajú, že tieto opakované fázy sú ohraničené bodmi zvratu. Inak povedané vrcholy a sedlá ekonomického cyklu. Definujú expánziu ako obdobie od sedla po vrchol a recesiou od vrcholu po sedlo ekonomickej aktivity.

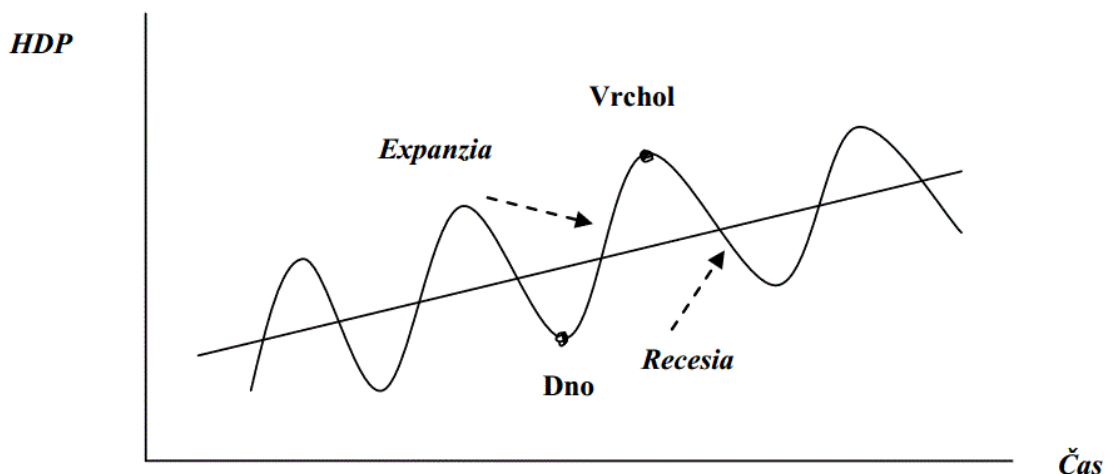
Fázu vrchol pomenováva Urban (2011) aj ako fázu **vrcholiacej konjunktúry**, o ktorej hovorí, že je to fáza s najvyššou ekonomickou aktivitou. Podniky plne využívajú svoje kapacity, nezamestnaní ľudia nemajú problém nájsť prácu,... Toto všetko spravidla vedie k rastu cien, ktoré vedie ekonomiku do stavu prehriatia. Tento stav ekonomiky predznamenáva nástup ďalšej fázy.

Nasledujúcu fázu označuje ako fázu **poklesu**. Spotrebiteľia a firmy začínajú v tejto fáze znižovať svoje výdaje. Podniky obmedzujú nákupy surovín, prijímanie nových pracovníkov a takisto investície do kapitálu. V tejto časti ekonomického cyklu nastáva pokles dopytu aj výroby, čo je spojené so skracovaním pracovnej doby, či prepúšťaním pracovníkov. V tomto období zisky firiem klesajú.

Fázu dno definuje ako fázu **recesie**, kde pokračuje pokles produkcie zbožia a služieb. Úroveň výroby klesá na výrazne nízku úroveň, ktorá neodpovedá výrobnej kapacite ekonomiky, zvyšuje sa nezamestnanosť, zanikajú podniky. Prejavuje sa pokles miery inflácie (dezinflácia) alebo pokles cenovej hladiny (deflácia). Silnú a dlhodobú recesiou označuje aj ako depresiu alebo krízu, ktorá má takisto pozitívny vplyv na firemnú sféru, pretože slabé a nevykonné podniky zanikajú a efektívne podniky sa môžu rozvíjať.

Po recesii nastáva obdobie, ktoré nazýva fázou **vzostupu**. V tomto období sa ekonomika začína zotavovať a postupne sa dostávať do vzostupnej fázy. Zvyšuje sa

dôvera podnikov a spotrebiteľov v ďalší vývoj ekonomiky, čo je spojené so zvyšovaním výdajov. Firmy investujú do výrobných kapacít, vytvárajú sa nové pracovné miesta, čím klesá nezamestnanosť. Následne expanduje výroba a spotreba.



Obr. 1 Hospodársky cyklus
Zdroj: Dugasová, Frenďáková (2011)

2.4 Dĺžka hospodárskeho cyklu

Blašková (2006) považuje za uzavretý hospodársky cyklus časové obdobie medzi dvomi expanziami alebo recesiami. Toto časové obdobie nazýva dĺžka hospodárskeho cyklu. Podľa toho koľko dané časové obdobie trvá, rozdeľuje Czesaný (2006) hospodárske cykly na **krátkodobé cykly** (Kitchingové), ktoré trvajú 3 až 5 rokov. Sú vyvolané pohybom zásob. Ďalej sú to **strednodobé cykly** (Juglarové). Trvajú 7 až 11 rokov a súvisia s reprodukciou strojov. **Dlhodobé cykly** (Kuznetsovové), ktoré trvajú 15 až 25 rokov a sú spojené s rastom populácie a zdrojmi pracovných síl. **Dlhodobé cykly** (Kondratejové), ktoré trvajú 55 až 60 rokov. Sú vyvolané technologickými inováciami, ktoré dostávajú ekonomiku na kvalitatívne vyššiu technologickú základňu.

2.5 Synchronnosť hospodárskych cyklov

Synchronnosť hospodárskych cyklov a podobnosť šokov, ktoré sa vymedzujú v rámci tzv. novodobého pojatia teórie optimálnych menových oblastí, sú v súčasnosti považované za dominantné kritéria pre vstup do Európskej menovej únie. Táto novodobá teória popisuje, že dlhodobá synchronnosť hospodárskych cyklov znižuje pravdepodobnosť výskytu šokov, ktoré by boli vo vzťahu ku skúmaným zemiám asymetrické. Pri synchronných hospodárskych cykloch tiež upadá význam vlastných menových politík jednotlivých zemí a zároveň stúpa pravdepodobnosť efektívneho fungovania menovej únie v rámci synchronizovaných zemí s jednou centrálnou bankou. (Rozmahel, 2006)

Autori Frankel a Rose (1997) sa zaoberajú synchronnosťou hospodárskych cyklov krajín, ktorá podľa nich súvisí so vzájomným obchodom medzi vybranými krajinami. Skúmaním dát 20 priemyselných krajín objavili silný pozitívny vzťah medzi intenzitou vzájomného obchodu a synchronnosťou hospodárskych cyklov.

O synchronnosti hospodárskych cyklov, konkrétne o jej meraní, píše Benčík (2011). Ako najjednoduchší spôsob skúmania synchronizácie označuje zbavenie trendu ukazovateľa aktivity (napríklad HDP) a výpočet párových korelácií, krížových korelácií alebo Spearmanových korelačných koeficientov. Benčík (2011) cituje aj iných autorov, ktorí takto postupovali napríklad Artis a Zhang (1995), Fidrmuc a Korhonen (2003) a iní. Benčík (2011) vo svojej práci takisto spomína, že väčšina štúdií sa zhoduje v tom, že hospodársky cyklus európskych krajín sa zosynchronizoval. Ako ďalší spôsob merania synchronnosti uvádza pomocou vlniek (wavelets). Benčík (2011) cituje autorov ako Aguiar-Conraria a Soares (2009), ktorí tento spôsob používajú. Cituje aj Kapplera a kol. (2008), ktorí počítajú koherenciu, fázový posun a dynamické korelácie. Identifikovali tak zaostávanie hospodárskeho cyklu Grécka a Fínska oproti eurozóne po zavedení eura.

Ako alternatívny spôsob merania synchronnosti hospodárskych cyklov uvádzajú Rozmahel a Najman (2010) meranie indexu cyklickej zhody. Táto metóda na rozdiel od tradičných techník, ktoré sú založené prevažne na korelačnej analýze, vyžaduje identifikáciu skúmaného hospodárskeho cyklu, jeho bodov zvratu a jednotlivých fáz.

2.6 Metódy odhadu potenciálneho produktu a produkčnej medzery

Existujú rôzne metódy pre odhad produkčnej medzery. Týmito metódami sa zaoberajú Zimková a Barochovský (2007), ktorí ich rozdeľujú na **štatistické**, **štruktúrálné** a **kombinované**. Takisto sa metódam odhadu produkčnej medzery venuje Kloudová (2013), ktorá ich rozdeľuje do štyroch skupín a to na **jednorozmerné**, **viacrozmerné**, **štruktúrálné** a **metóda priameho merania cyklu** zo získaných dát.

Zimková a Barochovský (2007) zaraďujú do štatistických metód napríklad metódu odhadu pomocou deterministického lineárneho a kvadratického trendu. Táto metóda funguje na princípe rozdelenia výstupu na deterministický trend a cyklickú zložku, ktorá vyjadruje produkčnú medzeru. Do tejto skupiny taktiež zaraďujú metódu pomocou Hodrick-Prescottovho filtra, ktorý očisťuje sledovaný rad od trendu. Rozloží časový rad na zložku rastu a narastajúcu cyklickú zložku. Táto metóda spočíva v minimalizovaní variancie cyklickej zložky.

Druhú skupinu tvoria štruktúrálné metódy, ktoré rozširujú skúmané premenné najčastejšie o produktivitu práce a kapitál. Podľa Zimkovej a Barochovského (2007) do tejto skupiny patrí odhad pomocou **produkčnej funkcie**, z ktorých najčastejšie používaná je Cobb-Douglasova produkčná funkcia. Kloudová (2013) u produkčnej funkcie predpokladá, že agregovaná produkčná funkcia popisuje ponukovú stranu

ekonomiky a produkt je vyjadrený vstupnými faktormi ako kapitál, práca a technológia. Tvrdí, že výhodou tejto metódy odhadu je možnosť skúmania závislosti trendu od vstupných faktorov v produkčnej funkcii. Ako nevýhodu uvádza samotné vstupné dáta, pretože celková produktivita faktorov je nemerateľná veličina. Zimková a Barochovský (2007) pridávajú k štrukturálnym metódam aj tzv. štrukturálne VAR (Vector autoregression) modely, ktoré sú vhodné pre krátkodobé odhady. Na rozdiel od štatistických metód nevychylujú začiatkové a koncové body.

Tretiu skupinu podľa Zimkovej a Barochovského (2007) tvoria kombinované metódy, ktoré sú kombináciou výhod štatistických a štrukturálnych metód. Využívajú štatistické údaje o výstupe a ďalšie premenné, ktoré súvisia s produkčnou medzerou. Zaradujú sem napríklad multipremenný Hodrick-Prescottov filter a modely s nemerateľnými stavmi.

2.7 Hrubý domáci produkt

Podľa Brčáka a kol. (2014) hrubý domáci produkt (HDP) vyjadruje hodnotu finálnej produkcie vytvorenej v určitom časovom období výrobnými faktormi pôsobiacimi na určitom území, bez ohľadu na to, kto tieto faktory vlastní. Finálna produkcia predstavuje produkty a služby, ktoré boli predané koncovému užívateľovi.

Tuleja a kol. (2012) uvádzajú, že aby bol statok, či služba zahrnutá do hodnoty hrubého domáceho produktu, musí spĺňať určité podmienky. Prvou podmienkou je, že statok, či služba musia byť **vyrobené v bežnom období**. To znamená, že do HDP bežného obdobia nezahrnujeme produkciu predchádzajúceho obdobia. Ako ďalšiu podmienku uvádzajú, že statky a služby musia byť **určené ku konečnému užívaniu**. Musí sa teda jednať o finálny produkt. Poslednou podmienkou je **ocenenie tržnými cenami**. Táto podmienka vyjadruje, že do hrubého domáceho produktu sú započítané iba statky a služby, ktoré prešli trhom.

O podmienke ocenenia produkcie v tržných cenách hovorí aj Jurečka (2010). Vo svojej knihe opisuje, že sčítat všetky rozdielne výrobky a služby v ich naturálnej podobe nie je možné. Sčítat však hodnoty pomocou cien, ktoré sú vyjadrené v peniazoch, už možné je.

Hřebík (2010) uvádza, že hrubý domáci produkt predstavuje súčet výdajov všetkých tržných subjektov podieľajúcich sa na finálnej produkcii v danej ekonomike. Vo štvorsektorovej ekonomike do finálnej produkcie zaraduje výdaje domácností na spotrebu, investičné výdaje, vládne výdaje na nákup statkov a čistý export.

Husár (2012) dodáva, že ekonomická teória pripísala hrubému domácemu produktu dve významné funkcie. Prvou z nich je miera výkonnosti ekonomiky a druhou miera rovnováhy.

2.8 Burza cenných papierov

Hladík (2012) definuje burzu cenných papierov ako organizovaný trh s cennými papiermi, ktorý funguje buď na princípe zhromaždenia ľudí na určitom mieste alebo

elektronickom princípe, podľa platných pravidiel a burzových predpisov. Taktiež nazýva burzu cenných papierov ako burzu efektovú alebo hodnotovú.

O burze efektivej hovorí Dědič (1992), ktorý popri nej spomína aj burzu komoditnú. Rozdeľuje tak burzu z hľadiska predmetu obchodovania, teda podľa zbožia, ktoré sa na danej burze obchoduje, na dva druhy. V prvom prípade ide o zbožie **ideálne**, tzv. **efekty**, kam zahrnuje práve cenné papiere, devízy a niekedy aj zlato. Vzhľadom na to, čo sa na efektivej burze obchoduje ju ďalej rozdeľuje na burzu cenných papierov a devízovú burzu. V druhom prípade ide o zbožie, ktoré má podobu **hmotných predmetov** alebo **služieb**, taktiež nazývané **komodity**.

Burzu cenných papierov opisuje vo svojej knihe aj Rejnuš (2010), ktorý ju definuje ako samostatný, ekonomický, organizačný a technický systém, pôsobiaci v rámci kapitálového trhu. Jedná sa o vysoko organizované sekundárne trhy, na ktorých sa obchodujú už predtým vydané, verejne obchodovateľné cenné papiere.

Rejnuš (2010) takisto tvrdí, že burzy je dôležité rozdeľovať aj z hľadiska časového vysporiadania uzavretých obchodov. Rozdeľuje tak burzy na **promptné** (spotové) a **termínové**. Pre spotové burzy platí, že časové vysporiadanie uzavretých obchodov je pomerne krátke. Jedná sa o niekoľko dní. Na termínových burzách, kde sa uzatvárajú termínové obchody platí, že časové vysporiadanie obchodov je pomerne dlhé. Tieto burzy sa nazývajú takisto derivátové.

Na burze sa stretávajú dve strany ponuka a dopyt. Podľa Hladíka (2012) stranu ponuky tvoria emitenti cenných papierov a stranu dopytu investori. Transakcie medzi týmito stranami zabezpečuje sprostredkovateľ. Obchodovať na burze môžu len osoby, ktoré majú na to oprávnenie. Rejnuš (2010) nazýva toto oprávnenie licenciou, ktorá má určitý rozsah. Z hľadiska tohto rozsahu delí obchodníkov na burze na brokerské spoločnosti a dealerské spoločnosti. Hladík (2012) k týmto dvom obchodníkom dodáva ešte banky, ktoré obchodujú na svoj vlastný účet alebo pre klientov. Brokerské spoločnosti obchodujú pod svojim menom na cudzí účet za províziu poplatok a dealerské spoločnosti obchodujú pod vlastným menom a na vlastný účet.

2.9 Pražská a Bratislavská burza cenných papierov

Ako uvádza Jílek (2009) vo svojej knihe, Pražská burza cenných papierov vznikla dňa 24. novembra 1992. Je založená na členskom princípe, čo znamená, že môžu na nej obchodovať iba jej členovia, teda akcionári burzy. Potenciálni investori musia obchodovať prostredníctvom niektorého z členov. Zo zákona sa môžu obchodovania zúčastniť ČNB a ministerstvo financií. Členovia musia spĺňať po celú svoju dobu členstva obecné podmienky členstva. Medzi prvé tri spoločnosti s najväčšou tržnou kapitalizáciou sa radia spoločnosti ČEZ, ERNSTE GROUP BANK a KOMERČNÍ BANKA. Oficiálnym akciovým indexom Burzy cenných papierov Praha je **Index PX**. Je to nástupca indexov PX 50 a PX-D. Prevzal historické hodnoty najstaršieho indexu PX 50. Jeho prvý výpočet prebehol dňa 20. marca 2006, kedy sa začal používať. (Burza cenných papierov Praha, 2015)

Podľa Národnej banky Slovenska (2015), Bratislavská burza vznikla dňa 15. marca 1991. V súčasnosti je to jediný regulátor organizovaného trhu s cennými papiermi, ktorý je rozdelený na trh kótovaných cenných papierov a regulovaný voľný trh. Je taktiež založená na členskom princípe. Oficiálnym akciovým indexom je **Slovenský akciový index – SAX**. Vznikol dňa 14. septembra 1993. Jedná sa o kapitálovo vážený index, ktorý odráža celkovú zmenu majetku spojenú s investovaním do akcií zaradených do hodnoty indexu. (Burza cenných papierov Bratislava, 2015)

2.10 Akciový burzový index

Hladík (2012) definuje burzový index ako ukazateľ, ktorý slúži na sledovanie celkovej tendencie na trhu cenných papierov. Ide o súhrnný ukazateľ založený na váženom priemere cien vybraných akcií, pričom váhou môžu byť napríklad **tržné kapitalizácie** danej akcie na celkovej tržnej hodnote všetkých firiem. Ďalšími váhami môžu byť **ceny akcií** alebo každá akcia môže mať **rovnakú váhu**.

O burzových indexoch píše takisto Rejnuš (2010), ktorý dodáva, že indexy zhrňujú vývoj daných cenných papierov do jedného čísla. Tieto čísla vypovedajú o aktuálnom stave burzy a takisto o jej vývojových tendenciách. Stali sa tak významnými ukazateľmi pre investorov, ktorí posudzujú výnosnosť svojich investícií. Taktiež slúžia ako predmet samotného burzového obchodovania.

Burzové indexy je možné deliť z rôznych hľadísk. Rejnuš (2010) ich v prvom rade rozdeľuje podľa spôsobu posudzovania vplyvu daných akciových titulov na hodnotu indexu. Prvou skupinou sú **hodnotovo vážené indexy** a druhou **cenovo vážené indexy**. Ako som spomenul predtým, Hladík (2012) v tomto prípade hovorí o váhach.

Rejnuš (2010) tvrdí o hodnotovo vážených indexoch, že pozostávajú z emisií akcií, ktoré majú váhu nie len podľa aktuálnej výšky svojho kurzu ale aj podľa počtu kusov, ktoré zahrnujú. Znamená to, že veľké spoločnosti majú väčší vplyv na hodnotu indexu. Takýmto indexom je napríklad Standard & Poor's 500 (S&P 500). U cenovo vážených indexoch platí, že váhy jednotlivých akcií sú dané ich aktuálnym kurzom. Vyplýva z toho, že takéto indexy sú citlivejšie na zmenu kurzu spoločností, ktoré majú vysoké kurzy. Do tejto skupiny patrí napríklad Dow Jones Industrial Average (DJIA).

V druhom rade delí Rejnuš (2010) burzové indexy podľa toho, či sú do hodnoty indexu započítané aj dividendy. Tento fakt je podľa neho významný jak z hľadiska okamžitej hodnoty indexu, tak aj z hľadiska jeho budúceho vývoja. Rozdeľuje ich tak na **indexy s nezapočítavanými dividendami**, pre ktoré je charakteristické, že po výpláte dividendy, kedy klesne kurz danej akcie, poklesne aj hodnota indexu. Druhú skupinu tvoria **indexy so započítavanými dividendami** do hodnoty indexu. Takéto indexy zahŕňajú do svojej hodnoty aj vyplácané dividendy príslušných akcií, čo spôsobuje, že vyplácanie dividend nespôsobuje pokles hodnoty indexu. Z dlhodobého hľadiska takéto indexy vykazujú vyšší rast.

Vzhľadom na delenia, ktoré opisuje Rejnuš (2010) patrí akciový index SAX, podľa portálu Burza cenných papierov v Bratislave, medzi cenovo vážené indexy so

započítavanými dividendovými príjmami. Burza cenných papírů Praha zaraďuje index PX medzi cenovo vážené indexy s nezapočítavanými dividendami.

2.11 Najznámejšie svetové indexy

Svetovo známymi indexmi sa vo svojom príspevku zaoberá Valter (2006), ktorý ako prvý spomína index **Dow Jones Industrial Average (DJIA)**. Ide o americký najstarší a zároveň najznámejší index. Do tohto indexu patrí celkom tridsať akciových titulov veľkých, vysoko likvidných a veľmi dobre fungujúcich spoločností, ktoré sú najlepšími predstaviteľmi americkej ekonomiky. Akcie obsiahnuté v DJIA sa taktiež nazývajú blue chips. Jedná sa o cenovo vážený index, ktorý vznikol v roku 1896.

Ako druhý najznámejší uvádza **Standard & Poor's 500 (S&P 500)**. Tento index je považovaný za štandardné meradlo výkonnosti amerického akciového trhu. Od DJIA sa líši tým, že akcie tohto indexu sú vážené trhovou kapitalizáciou príslušných firiem. Jedná sa teda o hodnotovo vážený index, ktorý sa dostal na trh v rokoch 1941 – 1943.

Medzi známe indexy v Ázii zaraďuje **Tokyo Stock Price Index (TOPIX)**. Jedná sa o japonský index, ktorý odráža vývoj akcií kótovaných na Tokijskej burze cenných papierov. Rejnuš (2010) dodáva, že sa jedná o akcie obchodované v "prvej sekcii" (first section). Na trh sa dostal v roku 1969. Jedná sa o hodnotovo vážený index.

Valter (2006) hovorí aj o európskych indexoch, kde ako prvý spomína **Nemecký index DAX**. Zahrňuje akcie tridsiatich najväčších spoločností Nemecka, ktoré sú kótované na Frankfurtskej burze cenných papierov. Na burzu sa dostal v roku 1959. Rejnuš (2010) tvrdí, že ide o tzv. index celkového výnosu, ktorý započítava aj vyplácané dividendy akcionárom.

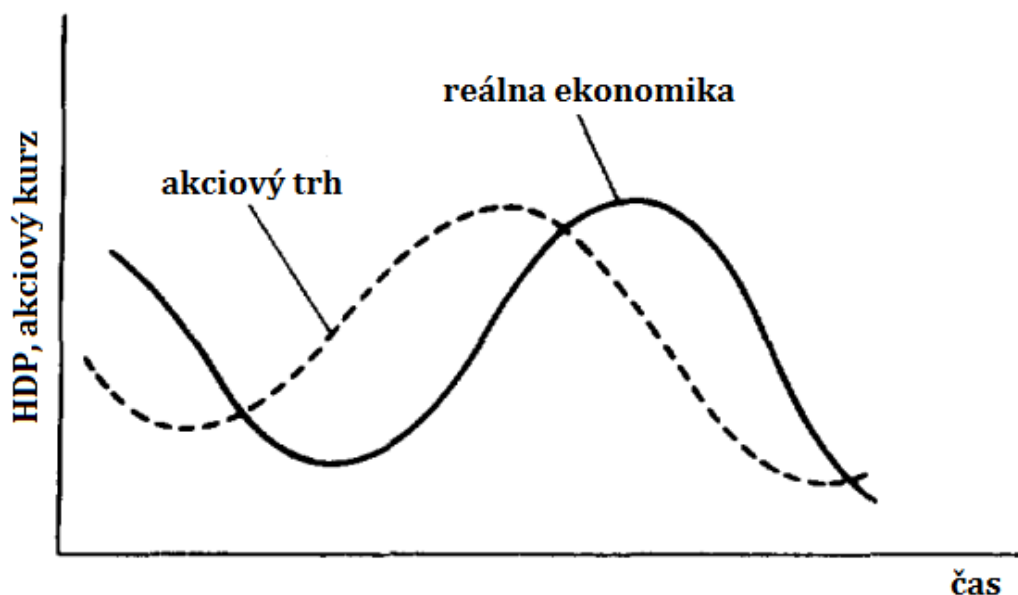
2.12 Vzťah medzi akciovým trhom a ekonomikou

Vzťahom medzi akciovým trhom a vývojom ekonomiky sa zaoberá Pearce (1983). Označuje vývoj cien akcií ako spoľahlivý vedúci indikátor ekonomickej aktivity. Tvrdí, že ceny akcií môžu signalizovať budúci vývoj ekonomiky alebo mať dokonca priamy vplyv na ekonomickú aktivitu. Dôvodom, prečo je to tak je fakt, že ceny akcií stúpajú vtedy, keď sa očakávajú vyššie budúce príjmy spoločností. Ceny akcií tak klesnú ak spoločnosti znížia svoje krátkodobé očakávania budúcich ziskov kvôli možnému ekonomickému poklesu. Akcie by tak poklesli skôr ako príjmy spoločností a celkovo ekonomická aktivita.

K tomuto názoru sa prikláňajú aj autori Levine a Zervos (1998), ktorí považujú konkrétne likviditu akciových trhov za výrazne pozitívne korelovanú so súčasným a budúcim tempom rastu ekonomiky. Preto označujú likviditu akciových trhov za silný, predpovedajúci indikátor reálneho výstupu.

O závislosti akciových trhov a ekonomiky píše takisto Revenda (2012). Ten však berie do úvahy strednodobý a dlhodobý horizont. Tvrdí, že v dlhodobom hori-

zonte kopírujú akciové kurzy vývoj ekonomickej aktivity. V strednodobom horizonte je to však naopak. Akciové kurzy podľa neho predbiehajú vývoj ekonomiky o niekoľko mesiacov. Z tohto dôvodu zaraďuje vývoj akciových indexov medzi vedúce indikátory, pomocou ktorých sa analytici snažia predpovedať vývoj celkovej ekonomiky. Toto tvrdenie môžeme vidieť graficky znázornené na obrázku nižšie.



Obr. 2 Vzťah medzi vývojom akciového trhu a vývojom reálnej ekonomiky
Zdroj: Musílek (1997)

Ďalším autorom zaoberajúcim sa vzťahom ekonomiky a akciových trhov je Fama (1981), ktorý sa venoval konkrétne vzťahu inflácie a akciových výnosov. Poukázal na negatívny vzťah medzi týmito veličinami. Ako dôvody uvádza negatívny vzťah medzi infláciou a reálnym výstupom a pozitívny vzťah medzi akciovými výnosmi a výstupom ekonomiky.

Takisto Kohout (2010) sa zaoberá vzťahom ekonomiky a akciových trhov. Vo svojej knihe popisuje negatívny vzťah medzi úrokovou mierou a cenami akcií. Je to dané tým, že hodnota akcií sa spája s tým, ako kapitálový trh odhaduje celkovú sumu budúcich dividend, pričom platí, že hodnota budúcich dividend sa znižuje ak rastie úroková miera a naopak.

Ďalším aspektom ekonomiky je fiškálna politika vlády a jej daňové zaťaženie podnikov, ktorá môže mať pozitívny alebo negatívny vplyv na akciové trhy. Korporačná daň znižuje zisky a tým znižuje schopnosť firiem vyplácať dividendy a ďalej sa rozvíjať, čo má za následok pokles akciového kurzu a naopak. (Revenda, 2012)

Revenda (2012) takisto hovorí o vzťahu peňažnej ponuky a akciového trhu. Ak centrálna banka zvýši ponuku peňazí, investori dodatočné finančné prostriedky investujú na finančných trhoch, aj na akciových trhoch, čo má za následok vzostup kurzu akcií. Priamy vplyv peňazí na akciové kurzy sa označuje ako efekt likvidity.

3 Materiál a metodika práce

V úvode tejto práce je vysvetlené, aký význam má odhad potenciálneho produktu a produkčnej medzery vzhľadom na identifikáciu hospodárskeho cyklu. Následne sú opísané ciele, ktorými sa táto práca zaoberá. Celkovo má dva ciele. Prvým z nich je odhadnúť potenciálny produkt a produkčnú medzeru a identifikovať tak hospodársky cyklus v Českej republike a na Slovensku. Druhým cieľom je overiť hypotézu, že burzové indexy Českej (PX) a Slovenskej (SAX) burzy cenných papierov odrážajú ekonomický rast a korelujú s ekonomickým cyklom. Ďalšiu časť tvorí literárny prehľad, kde hodnotím literatúru, týkajúcu sa danej problematiky. Nasleduje materiál a metodika práce. V tejto časti sú opísané dáta a metódy, ktoré sú v tejto práci použité. V praktickej časti sú prevedené jednotlivé analýzy a výpočty, ktorých hlavné zhrnutie je uvedené v závere.

3.1 Regresná analýza

Cipra (2013) označuje regresnú analýzu ako najdôležitejší ekonometrický nástroj, ktorý slúži pre kvantitatívny popis vzťahu medzi ekonomickými a finančnými veličinami označovanými ako premenné. Úlohou regresie je vysvetliť zmeny hodnôt jednej premennej, zmenami hodnôt iných premenných. V rámci regresnej analýzy pracujeme s **vysvetľovanou premennou** (závisle premenná, regresand, efekt), ktorá sa obvykle značí y a **vysvetľujúcimi premennými** (nezávisle premenné, regresory, príčiny), ktoré sa označujú x_1, x_2, \dots, x_k .

Pecáková (2011) dodáva, že cieľom regresnej analýzy je takisto nájsť vhodný stochastický model pre tento vzťah (závislosť) medzi premennými, ktorý bude použiteľný predovšetkým pre prevádzanie úsudkov o hodnotách premenných, ktoré vystupujú v modeloch ako vysvetľované. Teoretickú regresnú funkciu (η) je možné chápať ako model rôznych stredných hodnôt vysvetľovanej premennej pri systematických zmenách vysvetľujúcich premenných. Na vysvetľovanú premennú pôsobí takisto mnoho neuvažovaných vplyvov, ktoré sú súhrnne označené za stochastickú (náhodnú, rušivú) zložku (ε). V najjednoduchšom prípade jednej vysvetľovanej premennej je možné zapísať regresný model takto

$$Y = \eta + \varepsilon.$$

Konkrétnu podobu modelu udáva použitý typ regresnej funkcie. Ak sa jedná o celkom lineárny model, jeho regresná funkcia má nasledovný tvar

$$\eta = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \dots + \beta_k X_k,$$

kde β_0 je absolútny člen a $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k$ sú parametre (regresné koeficienty), ktoré vyjadrujú očakávanú zmenu Y pri jednotkovej zmene odpovedajúcej vysvetľujúcej premennej za podmienky ostatných fixných premenných. Najznámejším postupom

pre riešenie problému modelovania závislosti medzi veličinami, prevedený na odhad parametrov regresnej funkcie, je **metóda najmenších štvorcov**. Je založená na minimalizácii reziduálneho súčtu štvorcov.

Regresné modely sa rozdeľujú z rôznych hľadísk. Jedným z nich je napríklad počet vysvetľujúcich premenných v modeli. Gujarati a Porter (2009) tak rozdeľujú regresné modely na **jednoduché** (dvoj-premenné), v ktorých sa pozoruje závislosť jednej vysvetľovanej premennej na jednej vysvetľujúcej premennej. Ako príklad udávajú výdaje na spotrebu v závislosti na reálnom príjme. Druhú skupinu tvoria **viacnásobné regresné modely**, v ktorých sa pozoruje závislosť vysvetľovanej premennej na viacerých vysvetľujúcich premenných.

Hindls (2007) uvádza, že existuje niekoľko prípadov lineárnych regresných funkcií. Medzi prakticky najčastejšie používané patrí: priamková regresia, parabolická regresia, polynomičná regresia p -teho stupňa, hyperbolická regresia p -teho stupňa, logaritmická regresia a exponenciálna regresia.

3.2 Časový rad

Zapletal (2000) definuje časový rad ako postupnosť vecne a priestorovo zrovnateľných pozorovaní (dát), ktoré sú jednoznačne usporiadané z hľadiska času od minulosti po prítomnosť. Analýzou časových radov sa rozumie súbor metód, ktoré slúžia k popisu týchto dynamických systémov. Časové rady ekonomických ukazateľov sa členia určitým spôsobom. Nejde iba o definičné vymedzenie druhov časových radov ale takisto o vyjadrenie odlišnosti vo vecnom vymedzení sledovaných ukazateľov.

Podľa povahy sledovaného ukazateľa, rozdeľuje Souček (2006) časové rady na **okamžikové časové rady** a **intervalové časové rady**. U okamžikových časových radoch sa hodnoty ukazateľa vzťahujú k určitému časovému okamžiku, vyjadrujú stav ukazateľa v určitých časových bodoch. Hodnoty okamžikového ukazateľa v časovom rade predstavujú postupnosť hodnôt zistených k rovnako vzdialeným časovým okamžikom. K takýmto časovým radom uvádza Hindls (2007) ako príklad indexy priemyselnej produkcie. Táto štúdia sa zaoberá akciovými indexmi, ktoré patria do okamžikových časových radov. O intervalových časových radoch Souček (2006) tvrdí, že pracujú s hodnotami ukazateľa, ktorý zahrnuje rozsah sledovaného javu za určitý časový úsek. Veľkosť daného ukazateľa preto závisí na dĺžke časového intervalu (deň, mesiac, rok, ...). U týchto časových radoch Hindls (2007) udáva ako príklad HDP sledované ročne.

Hindls (2007) rozdeľuje časové rady aj z hľadiska periodicity, s akou sú údaje sledované. Odlišuje tak časové rady **ročné** (dlhodobé) a **krátkodobé**, ktoré predstavujú štvrťročné, mesačné, týždenné a iné periódy. Ďalšie delenie uvádza podľa druhu sledovaného ukazateľa a to na časové rady **primárnych** (prvotných) ukazateľov a **sekundárnych** (odvodených) charakteristík. Ako posledné delenie uvádza podľa spôsobu vyjadrenia údajov a to na časové rady **naturálnych** ukazateľov (jedná sa o vyjadrenie v naturálnych jednotkách) a časové rady **peňažných** ukazateľov.

Ako tvrdí Hindls (2007), odlišnosť v obsahu sledovaných ukazateľov je často krát sprevádzaná špecifickými štatistickými vlastnosťami. Dôsledkom toho je potrebné voliť diferencovane aj prostriedky analýzy slúžiace k porozumeniu mechanizmu, ktorým je vývoj sledovaného javu tvorený.

3.3 Dáta

Prvá úloha pracuje s HDP dátami. Zdrojom českého HDP je Český štatistický úrad (2015) a slovenského HDP je Slovenský štatistický úrad (2015). Jedná sa o štvrtročné údaje od roku 1997 – 2014 (Q1:1997 – Q4:2014). Dané HDP hodnoty oboch zemí sú vyjadrené v stálych cenách roku 2010, pričom české hodnoty sú v miliónoch Kč a slovenské hodnoty v miliónoch eur. V prípade českého HDP sa jedná o sezónne očistené hodnoty. Slovenské HDP hodnoty sú sezónne neočistené. Aby bolo možné ďalej pracovať s týmito hodnotami je potrebné ich sezónne očistiť. Obe časové rady sú v tejto úlohe transformované na prvé logaritmické diferencie.

K tejto úlohe sa vzťahuje použitie štatistickej metódy s využitím Hodrick-Prescottovho filtra. Takisto sa aplikuje korelačná analýza a zostrojí vektorový autoregresný model (VAR) s čím súvisí aj test Grangerovej kauzality.

Druhá úloha pracuje s hodnotami indexov PX a SAX a štvrtročnými hodnotami HDP, ktoré boli takisto použité v prvej úlohe. Následne sa hodnoty HDP vyjadria v relatívnom vyjadrení, teda v percentách, kde dané percentá vyjadrujú zmenu medzi jednotlivými štvrtročnými obdobiami. Pre tento účel sa využije program Excel. V prípade PX a SAX dát sa jedná o denné hodnoty, ktoré sa transformujú na priemerné štvrtročné hodnoty, aby časové obdobie sledovaných veličín bolo totožné. Takisto je potrebné vyjadriť tieto hodnoty v relatívnom vyjadrení. Jedná sa o dáta od roku 1997 až 2014. Zdrojom dát SAX je internetová databáza Burza cenných papierov v Bratislave (2015) a zdrojom PX je internetová databáza Burza cenných papírů Praha (2015).

K tejto úlohe sa vzťahuje, rovnako ako v prvej úlohe, aplikácia korelačnej analýzy a zostrojenie VAR modelu a s tým súvisiaci aj test Grangerovej kauzality.

3.3.1 Odstránenie sezónnych výkyvov

Ako uvádzajú Huček a Doliak (2014), časové rady je možné očistiť od sezónnych vplyvov niekoľkými spôsobmi. Tie najjednoduchšie metódy odstránia okrem sezónnych vplyvov aj volatilitu. Namiesto sezónne očisteného radu sa tak získa iba trend. Sofistikovanejšie metódy sú založené na odhade ARIMA modelov, z ktorých najznámejšie sú X12-ARIMA a Tramo/Seats.

Táto práca pre očistenie časového radu od sezónnych výkyvov používa metódu Tramo/Seats, aplikovanú v programe Gretl.

3.3.2 Prvé logaritmické diferencie

Podľa Arlt a Arltová (2007) sa niektoré ekonomické časové rady logaritmicky transformujú. Dôvodom môže byť napríklad exponenciálne sa vyvíjajúci trend, ktorý sa

logaritmickou transformáciou linearizuje. Touto transformáciou sa súčasne časová rada stabilizuje z hľadiska variability. Následne sa lineárny trend odstráni prvými diferenciami. Rovnaký postup je použitý aj pri prvej úlohe, kde sa hodnoty HDP ČR a SR transformujú na prvé logaritmické diferencie.

3.3.3 Relatívne zmeny

V rámci druhej úlohy je pre odstránenie trendovej zložky z časových radov použité relatívne vyjadrenie zmien medzi jednotlivými štvrtročnými obdobiami. HDP hodnoty sa transformovali podľa vzorca

$$\% \Delta HDP_t = \frac{HDP_t - HDP_{t-1}}{HDP_{t-1}} * 100 .$$

Priemerné štvrtročné hodnoty akciových indexov boli takisto transformované na relatívne zmeny podľa vzorca

$$\% \Delta I_t = \frac{I_t - I_{t-1}}{I_{t-1}} * 100 .$$

3.4 Hodrick-Prescottov filter

M. de Jong a Sakarya (2013) definujú Hodrick-Prescottov (HP) filter ako štandardnú techniku využívanú v makroekonómii, ktorá oddeľuje dlhodobý trend a krátkodobé fluktuácie. Slaný (2003) označuje krátkodobé fluktuácie ako cyklickú zložku. Potom je možné zapísať rozklad časovej rady nasledovne

$$Y_t = T_t + C_t ,$$

kde T_t je trendová zložka (potenciálny produkt) a C_t je cyklická zložka (produkčná medzera).

Autori Hodrick a Prescott (1997) potvrdzujú, že HP filter je založený na myšlienke rozkladu časovej rady na trendovú zložku a cyklickú zložku. Výpočet HP filtra definujú nasledujúcim zápisom

$$\min_{\{g_t\}_{t=1}^T} \sum_{t=1}^T (y_t - g_t)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} [(g_{t+1} - g_t) - (g_t - g_{t-1})]^2 ,$$

kde y_t je časový rad, g_t je trendová zložka, T je počet období a λ je parameter vyhladenia, ktorý je jedným z negatívnych stránok HP filtra. Problémom je stanovenie jeho hodnoty. Hodrick a Prescott (1997) stanovujú pre ekonomiku USA hodnoty parametru $\lambda = 100$ pre ročné údaje a $\lambda = 1600$ pre štvrtročné údaje. Problém však je, že tieto hodnoty nemusia vyhovovať každej ekonomike. Naopak výhodou HP filtra je zase jeho nenáročnosť na vstupné dáta.

3.5 Priebeh hospodárskych cyklov

K zisteniu priebehu oboch hospodárskych cyklov bude potrebné definovať body zvratu a jednotlivé fázy v čase sledovaného obdobia.

Cyklická zložka je v tejto práci identifikovaná pomocou HP filtra. Jednotlivé fázy a body zvratu budú definované podľa pravidiel Canovy (1998), kde pre vrchol v čase t platí, že po dvoch po sebe nasledujúcich nárastoch cyklickej zložky c nasleduje pokles. Teda musí platiť

$$c_{t+1} < c_t > c_{t-1} > c_{t-2},$$

kde c_t je hodnota cyklickej zložky v čase t , c_{t-1} a c_{t-2} predstavujú hodnoty cyklickej zložky dvoch predchádzajúcich období a c_{t+1} je hodnota cyklickej zložky nasledujúceho obdobia. Pre dno platí, že po dvoch po sebe nasledujúcich poklesoch nasleduje nárast cyklickej zložky a teda musí platiť

$$c_{t+1} > c_t < c_{t-1} < c_{t-2}.$$

So splnením prvej podmienky musí byť splnená aj druhá podmienka, ktorá hovorí, že pre identifikáciu vrcholu musí platiť

$$c_t > 0 \text{ a } c_{t-1} > 0 \text{ alebo } c_{t+1} > 0 \text{ a } c_t > 0$$

a pre dno musí platiť

$$c_t < 0 \text{ a } c_{t-1} < 0 \text{ alebo } c_{t+1} < 0 \text{ a } c_t < 0.$$

Táto podmienka definuje pretnutie trendu vo fáze recesie a kontrakcie. Ďalšou požiadavkou je minimálna dĺžka fázy cyklu 6 mesiacov a minimálna dĺžka celého hospodárskeho cyklu 15 mesiacov. (Rozmahel a Najman, 2010)

3.6 Korelačná analýza

O korelácií časových radov je možné uvažovať ako o existencii lineárnej závislosti medzi viacerými časovými radmi, ktoré by vysvetľovali zmeny a úkazy jedného časového radu pomocou zmien druhého časového radu, prípadne viacej časových radov. Pri zisťovaní korelácií medzi dvomi alebo viacerými časovými radmi, nestačí skúmať iba celkovú vývojovú tendenciu alebo sezónne kolísanie, pretože tieto faktory môžu mať podobný alebo až zhodný priebeh. Je potrebné skúmať takisto náhodnú zložku. Ak medzi náhodnými zložkami existuje nejaká závislosť, môžeme predpokladať, že existuje príčinná závislosť aj medzi časovými radmi. (Zapletal, 2000)

Klímek (2001) rozdeľuje koreláciu na **klamlivú** a **oneskorenú**. Klamlivá korelácia spočíva v tom, že niekedy je možné nájsť silnú závislosť medzi premennými hneď v prvom rade, kedy v skutočnosti medzi premennými závislosť skoro alebo vôbec nie je. Oneskorenú koreláciu definuje ako závislosť, ktorá sa neprejavuje v rovnakých obdobiach ale často až po uplynutí určitej doby.

Závislosť medzi pozorovanými veličinami môžeme vyjadriť pomocou **korelačného koeficientu**. (Hindls, 2007)

3.6.1 Korelačný koeficient

Hindls (2007) označuje korelačný koeficient ako bezrozmerné číslo r_{yx} a jeho hodnota udáva silu lineárnej závislosti medzi skúmanými premennými. Vypočíta sa pomocou vzorca

$$r_{yx} = r_{xy} = \frac{S_{xy}}{\sqrt{S_x^2 S_y^2}},$$

kde S_{xy} je kovariancia, S_x^2 je rozptyl hodnôt veličiny x a S_y^2 je rozptyl hodnôt veličiny y.

Hodnota korelačného koeficientu môže nadobudnúť hodnôt od -1 po +1. Ak sa koeficient rovná +1, existuje medzi premennými priama funkčná lineárna závislosť a ak sa rovná -1, tak nepriama funkčná lineárna závislosť. Ak sa koeficient korelácie rovná 0, značí to, že medzi premennými nie je lineárna závislosť, čiže sú lineárne nezávislé (nekorelované). Hodnota koeficientu blížiac sa k 0 nemusí signalizovať slabú závislosť. Dané premenné môžu byť závislé napríklad nelineárne. Ak korelačný koeficient, ktorý dosahuje vysokých hodnôt, má byť významný, je potrebné dbať na výsledok testu významnosti.

3.6.2 Test významnosti korelačného koeficientu

Nenulová hodnota korelačného koeficientu nemusí znamenať lineárny vzťah medzi premennými. Je potrebné otestovať významnosť tohto koeficientu.

Pre testovanie významnosti korelačného koeficientu sa používa napríklad t-test. Obecné sa overuje hypotéza, že koeficient korelácie je nulový ($H_0 : \rho_{YX} = 0$), čo predstavuje lineárnu nezávislosť medzi veličinami Y a X. Alternatívna hypotéza je, že koeficient nie je rovný 0 ($H_1 : \rho_{YX} \neq 0$). Testovou štatistikou je

$$T = \frac{r_{yx} \sqrt{n-2}}{\sqrt{1-r_{yx}^2}} \sim t(n-2),$$

kde r_{yx} je korelačný koeficient a n je rozsah súboru. Obojstranný kritický obor t-testu má tvar

$$W = \left(-\infty; t_{\frac{\alpha}{2}}(n-2)\right) \cup \left(t_{1-\frac{\alpha}{2}}(n-2); \infty\right).$$

V prípade, že testová štatistika spadá do kritického oboru, tak zamietame nulovú hypotézu o lineárnej nezávislosti veličín Y a X . Znamená to teda, že korelačný koeficient je štatisticky významný. Ak testová štatistika nespadá do kritického oboru, tak nulovú hypotézu nezamietame a korelačný koeficient môže byť nevýznamný. V takom prípade ho považujeme za nulový. (Hindls, 2007)

3.7 Vektorový autoregresný model

Vektorový autoregresný model (VAR), ktorý definuje Hušek (1999), slúži k skúmaniu dynamických vzťahov niekoľkých časových radov ekonomických veličín, medzi ktorými môže existovať vzájomná závislosť. Pre VAR model je charakteristické, že premenné vo všetkých skúmaných časových radoch sú **náhodné** a **simultánne závislé**, čo znamená, že majú endogénny charakter. Takisto známa maximálna dĺžka oneskorenia týchto premenných je rovnaká. V modeli sa nachádza toľko premenných, koľko má daný VAR model rovníc, exogénne premenné sa neberú do úvahy.

VAR model v podstate predstavuje sústavu zdanlivo nezávislých lineárnych rovníc s identickými vysvetľujúcimi premennými. Najjednoduchším je tzv. **VAR model prvého radu** alebo tiež VAR(1) model. Pozostáva z dvoch rovníc. Hušek (1999) ako príklad uvádza model časových radov premenných dôchodku (X_t) a ponuky peňazí (Y_t), o ktorých predpokladá, že sú endogénneho typu. V konečnom bode úprav má VAR model prvého radu s premennými dôchodok (X_t) a ponuka peňazí (Y_t) nasledovný tvar:

$$\begin{aligned} X_t &= \beta_{11} + \beta_{12}X_{t-1} + \beta_{13}Y_{t-1} + v_X \\ Y_t &= \beta_{21} + \beta_{22}Y_{t-1} + \beta_{23}X_{t-1} + v_Y, \end{aligned}$$

kde X_t a Y_t sú endogénne premenné, X_{t-1} a Y_{t-1} sú oneskorené endogénne premenné, β_{11} a β_{21} sú konštanty a v_X a v_Y sú chybové členy.

Hušek (1999) uvádza kroky, ktoré charakterizujú zostavenie VAR modelu. Prvým krokom je transformácia dát na stacionárne časové rady. Tento krok umožňuje aplikovať pri konštrukcii, odhade a testovaní VAR modelu techniky, vyvinuté pre modely časových radov jednej premennej. Druhým krokom je voľba premenných a maximálna dĺžka oneskorenia. Posledný krok predstavuje odhad samotného VAR modelu a následne kontrola jeho vhodnosti.

3.8 Grangerova kauzalita

O Grangerovej kauzalite píše Hušek (1999), ktorý tvrdí, že v ekonometrii sa o nej hovorí, ak bežné a rôzne oneskorené hodnoty, napr. premenné X_t , vysvetľujú v regresiách významnou mierou závislosť Y_t na oneskorených hodnotách Y_t a X_t . U Grange-

rovej kauzality sa nejedná o zistenie existencie príčinnej závislosti. Podstatou testovania tejto kauzality je overenie, či zmeny určitej premennej predchádzajú zmenám inej premennej. Testovanie Grangerovej kauzality je založené na princípe VAR modelov. Testujú sa nasledovné hypotézy:

H_0 : premenná X neovplyvňuje premennú Y

H_1 : premenná X ovplyvňuje premennú Y

Ak sa pri časových radoch o dvoch premenných Y a X , testuje nulová hypotéza, že premenná X neovplyvňuje Y , vychádza sa najskôr z lineárnej regresie Y_t na oneskorených hodnotách Y a na zhodne oneskorených hodnotách X . Jedná sa o tzv. **neobmedzenú regresiu**, ktorú je možné zapísať nasledovne:

$$Y_t = \sum_{r=1}^p a_r Y_{t-r} + \sum_{r=1}^p \beta_r X_{t-r} + u_t .$$

Ak by sa $\beta_r = 0$ ($r = 1, 2, \dots, p$), premenná X_t nevyhovuje predpokladu Grangerovej kauzality a teda platí nulová hypotéza, že premenná X neovplyvňuje Y . Takisto sa vyjadří lineárna závislosť Y_t iba na ich hodnotách oneskorených maximálne o rovnaký počet období p :

$$Y_t = \sum_{r=1}^p a_r Y_{t-r} + u_t .$$

Jedná sa o **obmedzenú regresiu**, pri ktorej platí nulová hypotéza.

K overeniu štatistickej významnosti oneskorených hodnôt v regresii je možné využiť F-test. Ak sa zistí, že niektoré parametre β_r sa významne líšia od 0, zamietajú sa nulová hypotéza, že X neovplyvňuje Y v pojmách Grangerovej kauzality. V ďalšom kroku testujeme rovnakým spôsobom nulovú hypotézu, že Y neovplyvňuje X . (Hušek, 1999)

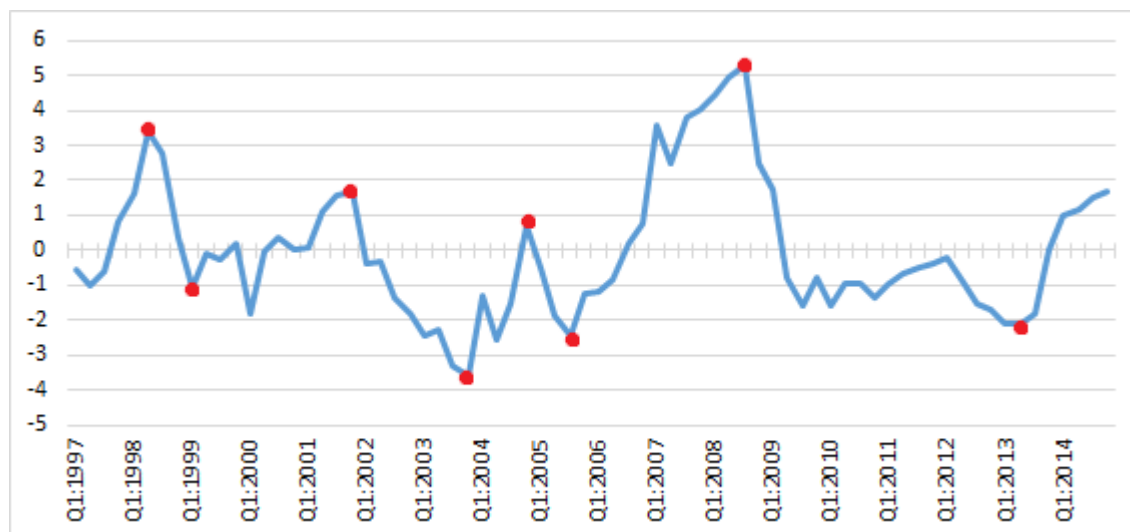
4 Výsledky a diskusia

Nasledujúca časť práce obsahuje rôzne analýzy a výpočty, ktorých zhrnutie je uvedené v závere práce. Ako už predtým bolo spomenuté, táto štúdia má dva ciele. Prvým cieľom je odhadnúť potenciálny produkt a produkčnú medzeru a identifikovať hospodársky cyklus v Českej a Slovenskej republike pomocou HP filtra.

4.1 Overenie hypotézy synchronnosti hospodárskeho cyklu medzi ČR a SR

4.1.1 Identifikácia hospodárskeho cyklu

Obrázok č. 3 zobrazuje vývoj hospodárskeho cyklu **Českej republiky** prostredníctvom vývoja produkčnej medzery od roku 1997 až 2014. V grafe sú takisto zaznačené sedlá a vrcholy podľa pravidiel Canovy (1998).



Obr. 3 Vývoj produkčnej medzery v ČR v relatívnom vyjadrení (aplikovaný HP filter na HDP ČR)
Zdroj: vlastné výpočty

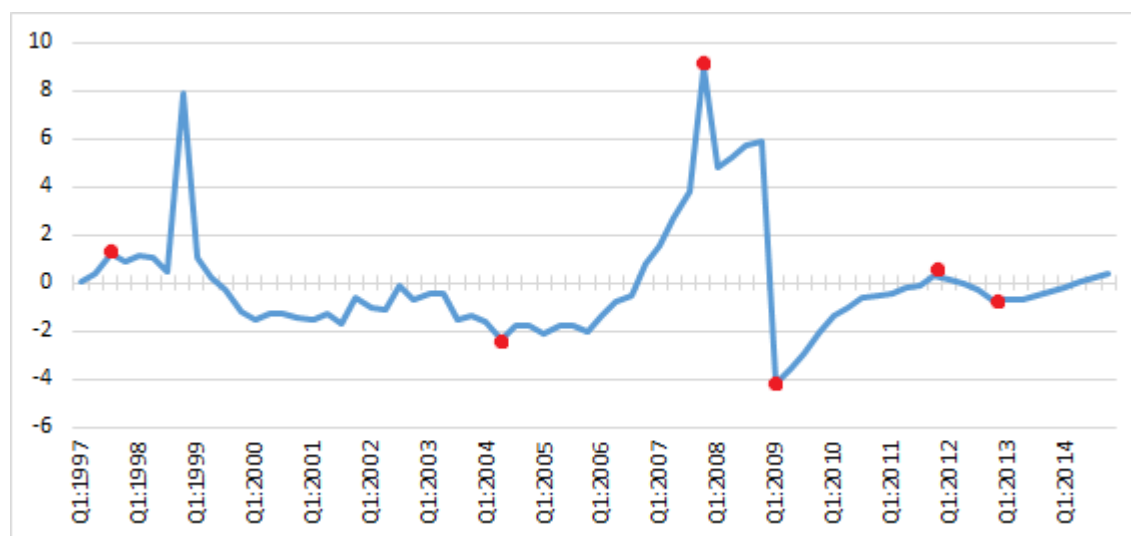
V tejto práci tvorí začiatok hospodárskeho cyklu fáza kontrakcie. Na obrázku č.3 je vidieť, že podľa pravidiel Canovy (1998), sa v ekonomickom vývoji ČR od roku 1997 až 2014 vyskytli tri úplné a dva neúplné hospodárske cykly. V tabuľke č. 1 sú časovo vymedzené fázy úplných a neúplných cyklov.

Tab. 1 Fázy hospodárskeho cyklu ČR (HDP)

| Kontrakcia | | Počet štvrťrokov | Expanzia | | Počet štvrťrokov | Dĺžka cyklu |
|------------|---------|------------------|----------|---------|------------------|-------------|
| začiatok | koniec | | začiatok | koniec | | |
| - | - | - | - | Q2:1998 | - | - |
| Q3:1998 | Q1:1999 | 3 | Q2:1999 | Q4:2001 | 11 | 14 |
| Q1:2002 | Q4:2003 | 8 | Q1:2004 | Q4:2004 | 4 | 12 |
| Q1:2005 | Q3:2005 | 3 | Q4:2005 | Q3:2008 | 12 | 15 |
| Q4:2008 | Q2:2013 | 19 | Q3:2013 | - | - | - |

Sledované obdobie Q1:1997 až Q4:2014 sa začína neúplným hospodárskym cyklom v podobe expanzie, ktorá končí v období Q2:1998. Prvý úplný cyklus sa začal v období Q3:1998 a skončil v Q4:2001, trval celkom 14 štvrťrokov. Nasledujúci úplný cyklus trval 12 štvrťrokov, začal v období Q1:2002 a skončil v Q4:2004. Tretí úplný cyklus o dĺžke 15 štvrťrokov začal v období Q1:2005 a skončil v Q3:2008. Po tomto období nasleduje druhý neúplný hospodársky cyklus, z ktorého je možné identifikovať len celú fázu kontrakcie. Pre neprítomnosť ďalších HDP dát nie je možné identifikovať koniec expanzie.

Na obrázku č.4 je zobrazený ekonomický vývoj **Slovenskej republiky** prostredníctvom vývoja produkčnej medzery od roku 1997 až 2014. Takisto sú zaznačené sedlá a vrcholy podľa pravidiel Canovy (1998).



Obr. 4 Vývoj produkčnej medzery v SR v relatívnom vyjadrení (aplikovaný HP filter na HDP SR)
Zdroj: vlastné výpočty

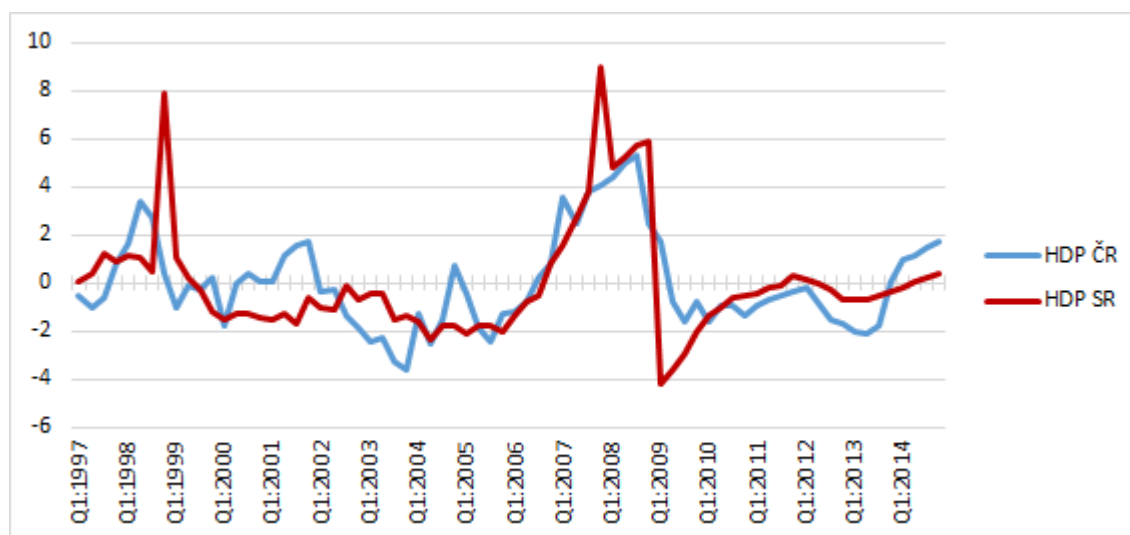
Z obrázku č. 4 vyplýva, že v časovom období od roku 1997 až 2014, sa v ekonomickom vývoji SR vyskytli dva úplné a dva neúplné hospodárske cykly. V tabuľke č. 2 sú časovo vymedzené fázy úplných a neúplných cyklov.

Tab. 2 Fázy hospodárskeho cyklu SR (HDP)

| Kontrakcia | | Počet štvrt'rokov | Expanzia | | Počet štvrt'rokov | Dĺžka cyklu |
|------------|---------|----------------------|----------|---------|----------------------|----------------|
| začiatok | koniec | | začiatok | koniec | | |
| - | - | - | - | Q3:1997 | - | - |
| Q4:1997 | Q2:2004 | 27 | Q3:2004 | Q4:2007 | 14 | 41 |
| Q1:2008 | Q1:2009 | 5 | Q2:2009 | Q4:2011 | 11 | 16 |
| Q1:2012 | Q1:2013 | 5 | Q2:2013 | - | - | - |

Sledované obdobie Q1:1997 až Q4:2014 sa začína neúplným hospodárskym cyklom v podobe expanzie, ktorá končí v období Q3:1997. Prvý úplný cyklus sa začal v období Q4:1997 a skončil v Q4:2007, trval celkom 41 štvrt'rokov. Druhý úplný cyklus trval 16 štvrt'rokov, začal v období Q1:2008 a skončil v Q4:2011. Po tomto období nasleduje druhý neúplný hospodársky cyklus, z ktorého je možné identifikovať len celú fázu kontrakcie. Pre neprítomnosť ďalších HDP dát nie je možné identifikovať koniec expanzie.

Spoločný vývoj HDP ČR a SR v období od roku 1997 až 2014 zobrazuje obrázok č. 5.



Obr. 5 Vývoj HDP ČR a SR prostredníctvom produkčnej medzery v relatívnom vyjadrení

Zdroj: vlastné výpočty

4.1.2 Podobnosť hospodárskych cyklov

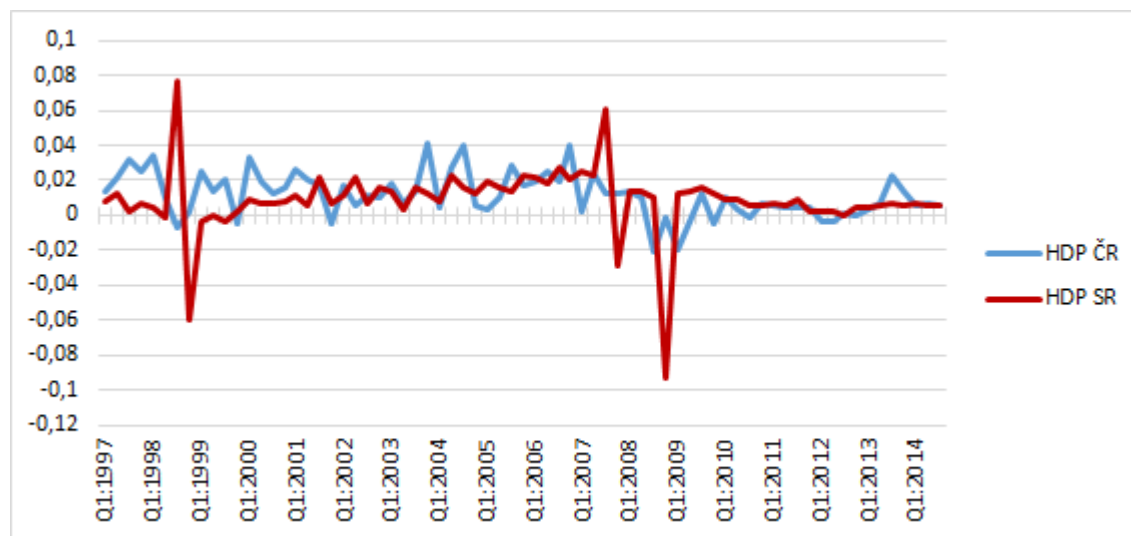
Podobnosť hospodárskych cyklov je v tejto práci testovaná pomocou korelačnej analýzy. Použijú sa HDP dáta ČR a SR, ktoré sú transformované na prvé logaritmické diferencie a otestuje sa sila závislosti medzi týmito veličinami. Ďalšou metódou testovania ich závislosti je aplikácia VAR modelu zostrojeného z prvých logaritmických diferencií s čím súvisí aj testovanie Grangerovej kauzality.

Testuje sa takisto závislosť vývoja medzi HDP ČR a SR v časovom období pred vstupom týchto krajín do EU (Q1:1997 – Q2:2004) a v období po vstupe do EU

(Q3:2004 – Q4:2014). Časové rady HDP sa tak rozdelia na dve časti v Q2:2004, pretože práve v tomto období vstúpili ČR a SR do EU.

Prvé logaritmické diferencie HDP ČR a SR

Transformácia HDP dát na prvé logaritmické diferencie zapríčinila stratu prvej hodnoty. Z toho dôvodu obrázok č. 6 zobrazuje vzájomný vývoj HDP ČR a SR prostredníctvom prvých logaritmických diferencií od Q2:1997 po Q4:2014.



Obr. 6 Prvé logaritmické diferencie HDP ČR a SR za obdobie Q2:1997 – Q4:2014

Zdroj: vlastné výpočty

4.1.3 Korelačná analýza

Na dané dáta bola následne aplikovaná korelačná analýza. Zo vzájomného korelogramu na obrázku č. 11 v prílohách, je zrejmé, že korelačný koeficient nadobúda významnosti pri oneskorení slovenského HDP o 1 štvrťrok.

Tab. 3 Korelačný koeficient za obdobie Q2:1997 – Q4:2014 s oneskorením HDP SR o 1 štvrťrok

| korelačný koeficient | t-štatistika | p-hodnota |
|----------------------|--------------|-----------|
| 0,325 | 2,832 | 0,0061 |

Obrázok č.12, ktorý predstavuje vzájomný korelogram HDP ČR a oneskoreného HDP SR za obdobie Q2:1997 – Q2:2004, nezobrazuje žiadnu štatisticky významnú závislosť medzi týmito veličinami. Najvyššej nevýznamnej závislosti sa dosahuje pri oneskorení slovenského HDP o 2 štvrťroky.

Tab. 4 Korelačný koeficient za obdobie Q2:1997 – Q2:2004 s oneskorením HDP SR o 2 štvrtroky

| korelačný koeficient | t-štatistika | p-hodnota |
|----------------------|--------------|-----------|
| 0,254 | 1,315 | 0,2005 |

Nevýznamnú závislosť medzi HDP ČR a SR v období pred vstupom týchto krajín do EU potvrdzuje takisto p-hodnota najvyššej dosiahnutej korelácie, ktorá je väčšia ako 0,05, čím sa nezamieta nulová hypotéza o nevýznamnosti korelačného koeficientu. Je teda možné považovať závislý vývoj HDP týchto krajín v období pred ich vstupom do EU (Q2:1997 – Q4:2004) za štatisticky nevýznamný.

Vzájomný korelogram na obrázku č. 13 v prílohách, ktorý zobrazuje HDP ČR a oneskoreného HDP SR po vstupe týchto krajín do EU (Q3:2004 – Q4:2014), ukazuje, že najvýznamnejšiu pozitívnu závislosť dosahujú dané veličiny pri oneskorení slovenského HDP o 1 štvrtrok.

Tab. 5 Korelačný koeficient za obdobie Q3:2004 – Q4:2014 s oneskorením HDP SR o 1 štvrtrok

| korelačný koeficient | t-štatistika | p-hodnota |
|----------------------|--------------|-----------|
| 0,490 | 3,553 | 0,0010 |

Vzhľadom na obdobie pred vstupom ČR a SR do EU, kedy závislosť vývoja HDP týchto krajín bola štatisticky nevýznamná, ako ukazuje korelogram na obrázku č. 12 v prílohách, začali tieto veličiny, po vstupe SR a ČR do EU, vykazovať významnú pozitívnu závislosť. Tento jav je pravdepodobne zapríčinený zosynchronizovaním vývoja ekonomík týchto krajín po vstupe do EU.

Testovanie významnosti korelačného koeficientu

Za obdobie Q2:1997 – Q4:2014 preukazuje korelačný koeficient pozitívnu závislosť medzi týmito premennými. Testovaním významnosti korelačného koeficientu sa overí, či skutočne medzi nimi existuje lineárna závislosť. Testované hypotézy sú nasledovné:

$$H_0 : \rho_{YX} = 0 \text{ a } H_1 : \rho_{YX} \neq 0 .$$

Testová štatistika vyšla v tomto prípade $t = 2,832$. Kritický obor je $(-\infty; -1,995) \cup (1,995; \infty)$. Testová štatistika spadá do kritického oboru ($2,832 > 1,995$), čo znamená, že na hladine významnosti $\alpha = 0,05$ zamietame nulovú hypotézu o nevýznamnosti korelačného koeficientu. Korelačný koeficient je teda možné považovať za štatisticky významný a medzi HDP ČR a SR existuje lineárna závislosť.

Za obdobie Q2:1997 – Q2:2004 nepreukazuje korelačný koeficient lineárnu závislosť medzi týmito premennými. Dokazuje to aj test významnosti. Testovacia štatistika má v tomto prípade hodnotu 1,315 a kritický obor je $(-\infty; -2,06) \cup (2,06; \infty)$. Testová štatistika nespadá do kritického oboru, čím sa nezamieta nulová hypotéza o nevýznamnosti korelačného koeficientu.

Za obdobie Q3:2004 – Q4:2014 preukazuje korelačný koeficient štatisticky významnú závislosť. Tento fakt potvrdzuje aj test významnosti, kde testová štatistika je 3,553 a kritický obor je $(-\infty; -2,021) \cup (2,021; \infty)$. Testová štatistika spadá do kritického oboru, tým pádom sa zamieta nulová hypotéza o nevýznamnosti korelačného koeficientu.

Z korelogramu, na obrázku č. 11 v prílohách, je vidno určitý predstih vo vývoji HDP ČR pred HDP SR. Podľa korelačnej analýzy by vývoj HDP SR mal nasledovať vývoj HDP ČR s oneskorením 1 štvrťrok. Je teda možné uvažovať o príčinnej závislosti vo vývoji HDP ČR a SR už na základe korelačnej analýzy. Tieto výsledky sú v tejto štúdií overené takisto VAR modelom, prostredníctvom ktorého sa testuje Grangerova kauzalita.

4.1.4 VAR model a testovanie Grangerovej kauzality

Ako už bolo predtým spomenuté VAR model je zostrojený z prvých logaritmických diferencií HDP ČR a SR. Ešte predtým ako sú určené premenné je potrebné zistiť, či sú dané dáta stacionárne. Stacionaritu dát zabezpečila transformácia dát na logaritmické diferencie, kedy dochádza k strate jednotkového koreňa. Ďalším krokom je určenie veľkosti oneskorenia. Už zo vzájomného korelogramu na obr. 11 v prílohách, je pravdepodobné, že najvhodnejšia veľkosť oneskorenia bude 1 štvrťrok. Tento fakt potvrdzujú aj informačné kritéria v tabuľke č. 6, kde hviezdička označuje najmenšie hodnoty inf. kritérií a teda najvhodnejšiu veľkosť oneskorenia.

Tab. 6 Informačné kritéria VAR modelu

| Oneskorenie | Log vierohodnosti | P(LR) | AIC | BIC | HQC |
|-------------|-------------------|-------|----------|----------|----------|
| 1 | 373,715 | - | -10,977* | -10,779* | -10,898* |
| 2 | 375,947 | 0,347 | -10,924 | -10,595 | -10,794 |
| 3 | 376,531 | 0,884 | -10,822 | -10,361 | -10,640 |
| 4 | 377,943 | 0,588 | -10,745 | -10,152 | -10,510 |

Posledným krokom je odhad samotného VAR modelu, ktorý bude pozostávať z dvoch rovníc. Nasledujúce tabuľky č. 7 a 8 predstavujú základné parametre oboch rovníc VAR (1) modelu. Test Grangerovej kauzality, teda test, či existuje vzťah medzi dvomi veličinami, v ktorom by zmena jednej veličiny predchádzala zmene druhej veličiny, je vyhodnotený na základe p-hodnôt daných vysvetľujúcich premenných.

Tab. 7 Hodnoty VAR (1) modelu pre prvú rovnicu

| Rovnica 1: ld_CRHDP | | |
|-------------------------------------|-------------------|------------------|
| Premenná | koeficient | p-hodnota |
| konštanta | 0,008 | 0,001 *** |
| ld_CRHDP_1 | 0,273 | 0,022 ** |
| ld_SRHDP_1 | 0,095 | 0,212 |
| Ukazateľ | hodnota | |
| Koeficient determinácie | 0,105 | |
| Adjustovaný koeficient determinácie | 0,078 | |

V prvom prípade sa jedná o rovnicu, kde vysvetľovanou premennou je HDP ČR a vysvetľujúcimi premennými sú oneskorené hodnoty HDP ČR a SR.

Z tabuľky č. 7 vyplýva, že vývoj HDP v ČR je závislý na svojom predošlom vývoji o dĺžke 1 štvrtrok, pretože p-hodnota tejto premennej je menšia ako hladina významnosti $\alpha = 0,05$, čo značí štatistickú významnosť. P-hodnota oneskorenej premennej slovenského HDP je väčšia ako 0,05, čo indikuje štatistickú nevýznamnosť a teda fakt, že vývoj HDP SR nepredchádza vývoju HDP ČR s predstihom 1 štvrtrok.

Tab. 8 Hodnoty VAR (1) modelu pre druhú rovnicu

| Rovnica 2: ld_SRHDP | | |
|-------------------------------------|-------------------|------------------|
| Premenná | koeficient | p-hodnota |
| konštanta | 0,004 | 0,173 |
| ld_CRHDP_1 | 0,537 | 0,003 *** |
| ld_SRHDP_1 | -0,198 | 0,086 |
| Ukazateľ | hodnota | |
| Koeficient determinácie | 0,144 | |
| Adjustovaný koeficient determinácie | 0,119 | |

V druhom prípade je vysvetľovanou premennou HDP SR a vysvetľujúcimi premennými sú oneskorené HDP ČR a SR.

Z tabuľky č. 8 vyplýva, že vývoj HDP SR nie je závislý na svojom predošlom vývoji, pretože p-hodnota oneskorenej premennej slovenského HDP je väčšia ako 0,05, čo značí štatistickú nevýznamnosť. P-hodnota oneskoreného HDP ČR je však menšia ako 0,05. Znamená to, že táto premenná je štatisticky významná a teda môžeme povedať, že vývoj HDP SR nasleduje vývoj HDP ČR s oneskorením 1 štvrtrok.

Vhodnosť VAR modelu je v tejto práci posudzovaná na základe testov, ktorých p-hodnoty sú zobrazené v tabuľke č. 9.

Tab. 9 Testy VAR modelu

| Test | Hypotézy | p-hodnota | |
|------------------|--|-----------|-----------|
| | | Rovnica 1 | Rovnica 2 |
| Ljung-Boxov | H ₀ : nevyskytuje sa autokorelácia H ₁ : vyskytuje sa autokorelácia | 0,565 | 0,634 |
| ARCH | H ₀ : neprítomnosť ARCH efektu H ₁ : prítomnosť ARCH efektu | 0,970 | 0,903 |
| Doornik-Hansenov | H ₀ : normálne rozdelenie H ₁ : nie je normálne rozdelenie | 0,000 | |
| Portmanteov | H ₀ : viacrozmerný biely šum H ₁ : H ₀ neplatí | 0,993 | |

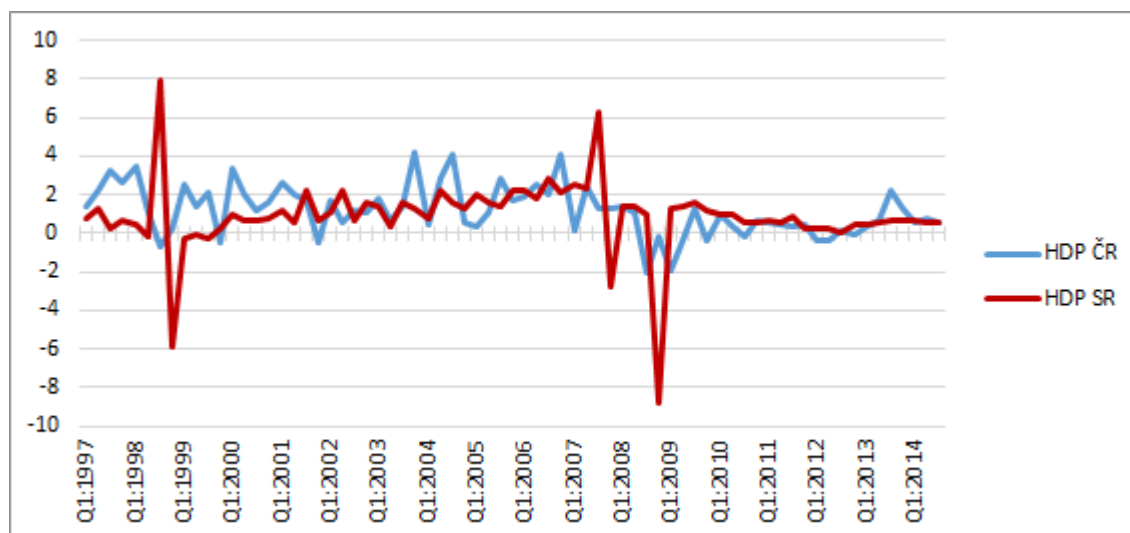
Vzhľadom na prvý Ljung-Boxov test a jeho p-hodnoty v oboch rovniciach, je možné tvrdiť, že daný VAR model nie je zasiahnutý autokoreláciou. Obidve p-hodnoty sú väčšie ako hladina významnosti $\alpha = 0,05$, čo znamená, že sa nezamieta nulová hypotéza o neprítomnosti autokorelácie. V prípade ARCH testu sa nezamieta nulová hypotéza o neprítomnosti ARCH efektu, pretože p-hodnoty vyšli väčšie ako 0,05. Znamená to, že rezíduá tvoria biely šum a v danom modeli sa nevyskytuje podmienená heteroskedasticita. Doornik-Hansenov test testuje normalitu chybového člena. P-hodnota vyšla menšia ako 0,05 a tým pádom sa zamieta nulová hypotéza o normálnom rozdelení. Viacrozmerný chybový člen teda nemá normálne rozdelenie. P-hodnota Portmanteovho testu je väčšia ako 0,05, čo potvrdzuje prítomnosť viacrozmerného bieleho šumu.

4.2 Overenie hypotézy role burzového indexu ako predstihového indikátora vývoja HDP v ČR a SR

Druhým cieľom tejto štúdie je overiť hypotézu, že burzový index BCP odráža hospodársky rast a koreluje s ekonomickým cyklom. Skúma sa teda závislosť medzi hospodárskym cyklom a akciovým indexom v Českej a Slovenskej republike. Ako už je skoršie uvedené v metodike práce, v rámci tejto úlohy sa používajú relatívne vyjadrenia HDP a akciového indexu PX a SAX, teda percentá predstavujúce tempo rastu medzi jednotlivými štvrtročnými obdobiami. Táto transformácia zapríčinila stratu prvej hodnoty Q1:1997, preto sa v tejto úlohe pracuje s hodnotami od Q2:1997 po Q4:2014. Celkový sledovaný súbor má teda 71 hodnôt ($T = 71$).

4.2.1 Vývoj HDP a akciových indexov

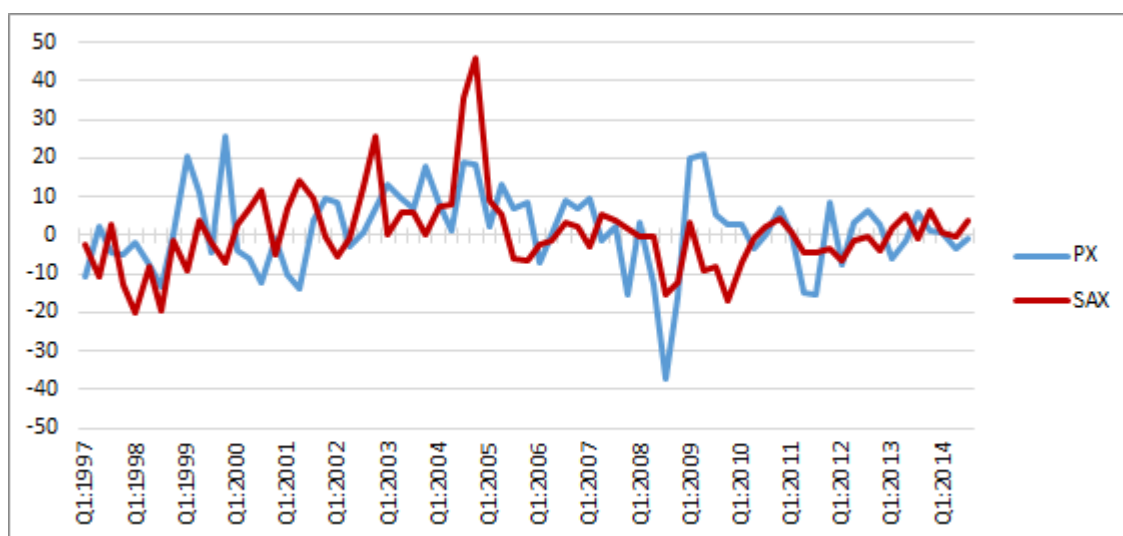
Obrázok č. 7 zobrazuje spoločný vývoj štvrtročného HDP ČR a SR v relatívnom vyjadrení od Q2:1997 až Q4:2014.



Obr. 7 Vývoj HDP ČR a SR v relatívnom vyjadrení za obdobie Q2:1997 - Q4:2014
Zdroj: vlastné výpočty

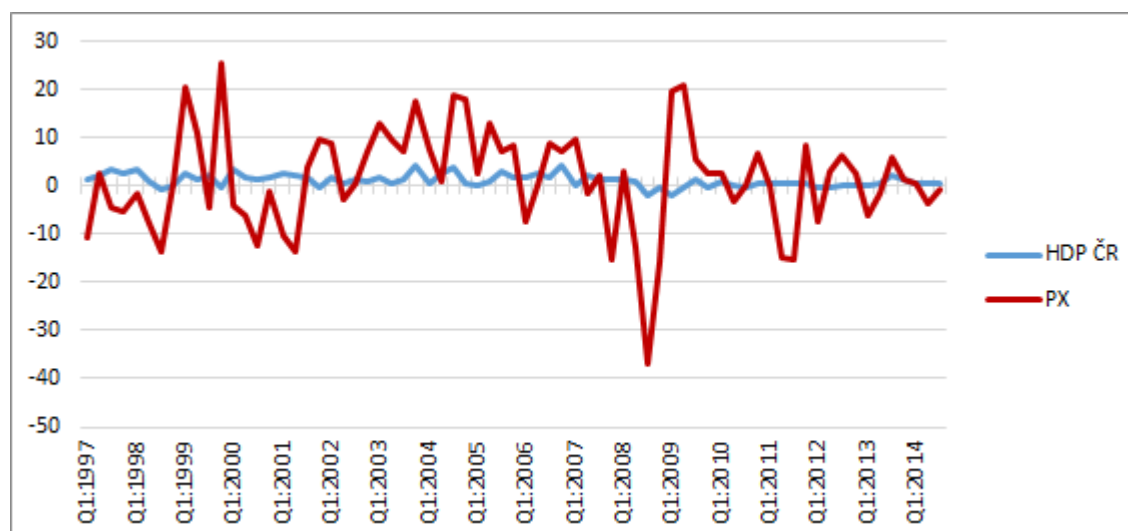
V danom grafe je možné pozorovať, že vývoj slovenského HDP dosahuje väčších výkyvov ako české HDP. Najväčších výkyvov dosahuje slovenské HDP na prelome rokov 1998 a 1999, takisto dochádza k veľkej volatilitate od roku 2007 až 2009, čo môže byť zapríčinené svetovou finančnou krízou.

Spoločný vývoj akciových indexov Pražskej (PX) a Bratislavskej (SAX) burzy cenných papierov je zobrazený na obrázku č.8. V danom grafe je vidno, že SAX index dosiahol svojho najväčšieho vychýlenia v druhej polovici roka 2004, čo môže byť zapríčinené vstupom Slovenskej republiky do EU. Index PX dosiahol najväčšieho vychýlenia v druhej polovici roka 2008, čo môže byť zapríčinené svetovou finančnou krízou.

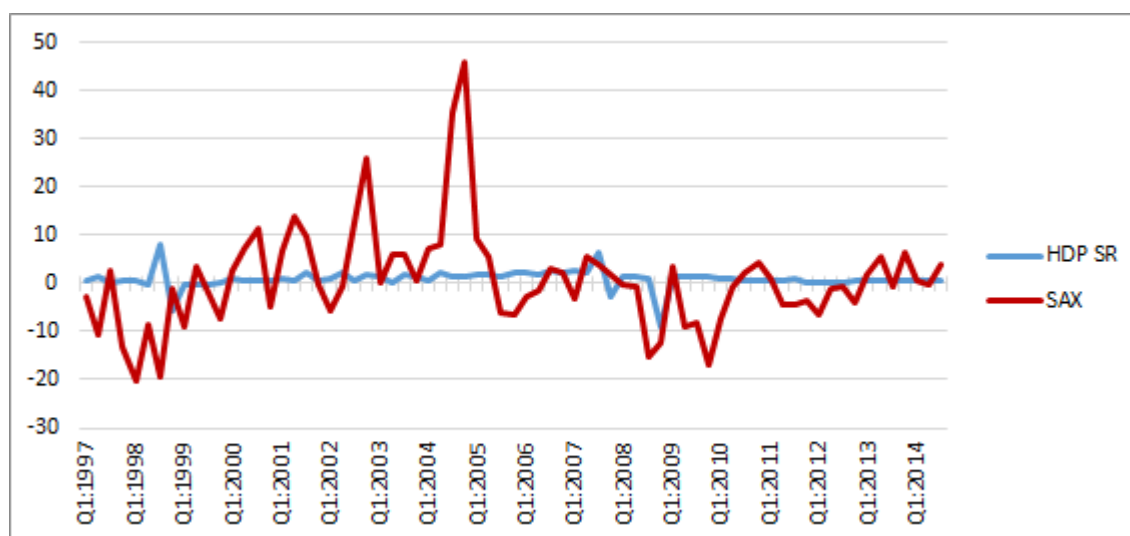


Obr. 8 Vývoj indexov PX a SAX v relatívnom vyjadrení za obdobie Q2:1997 - Q4:2014
Zdroj: vlastné výpočty

Na obrázkoch č. 9 a 10 je vidno vzájomný vývoj HDP a akciových indexov. V daných grafoch je možné pozorovať rozličnú veľkosť volatility HDP a akciového indexu. Zatiaľ čo HDP SR a ČR oscilujú okolo trendu prevažne v rozmedzí od -2% do +4% s ojedinelými väčšími výkyvmi, akciové indexy oscilujú okolo trendu v rozmedzí -20% až +20%.



Obr. 9 Vývoj HDP ČR a PX v relatívnom vyjadrení za obdobie Q2:1997 - Q4:2014
Zdroj: vlastné výpočty



Obr. 10 Vzájomný vývoj HDP SR a SAX v relatívnom vyjadrení za obdobie Q2:1997 - Q4:2014
Zdroj: vlastné výpočty

4.2.2 Závislosť HDP a akciového indexu

Sila závislosti medzi vývojom HDP a akciového indexu je testovaná korelačnou analýzou a VAR modelom. Korelačná analýza sa aplikuje na relatívne vyjadrenia hodnôt priemerného štvrťročného HDP a takisto priemerné štvrťročné hodnoty akciového indexu v relatívnom vyjadrení. Druhou metódou je zostrojenie VAR modelu a následne testovanie Grangerovej kauzality.

Takisto sa testuje vývoj závislosti medzi týmito veličinami oboch krajín pred ich vstupom do EU (Q2:1997 – Q2:2004) a po ich vstupe do EU (Q3:2004 – Q4:2014). Dané dáta sa teda rozdelia na dve časti v období Q2:2004, kedy obe krajiny vstúpili do EU.

4.2.3 Korelačná analýza

Česká republika

V prípade Českej republiky, obrázok č. 14 uvedený v prílohách, ktorý predstavuje vzájomný korelogram českého HDP a akciového indexu PX za obdobie Q2:1997 – Q4:2014, zobrazuje, že k významnej korelácii dochádza s oneskorením českého HDP o 3 štvrťročné obdobia.

Tab. 10 Korelačný koeficient HDP ČR a PX za obdobie Q2:1997 – Q4:2014 s oneskorením HDP ČR o 3 štvrťroky

| korelačný koeficient | t-štatistika | p-hodnota |
|----------------------|--------------|-----------|
| 0,251 | 2,102 | 0,039 |

Obrázok č. 15 v prílohách, prezentujúci vzájomný korelogram HDP ČR a PX za obdobie Q2:1997 – Q2:2004, nezobrazuje žiadnu významnú pozitívnu závislosť medzi sledovanými veličinami. Najvyššej pozitívnej, štatisticky nevýznamnej korelácie sa dosahuje s oneskorením HDP ČR o 4 štvrťroky.

Tab. 11 Korelačný koeficient HDP ČR a PX za obdobie Q2:1997 – Q2:2004 s oneskorením HDP ČR o 4 štvrťroky

| korelačný koeficient | t-štatistika | p-hodnota |
|----------------------|--------------|-----------|
| 0,140 | 0,676 | 0,506 |

Nevýznamnú závislosť medzi HDP ČR a indexom PX v období pred vstupom tejto krajiny do EU potvrdzuje aj p-hodnota, ktorá je väčšia ako 0,05, čím sa nezamieta nulová hypotéza o nevýznamnosti korelačného koeficientu. Je teda možné považovať závislosť vývoja HDP a PX v období pred vstupom do EU za štatisticky nevýznamnú.

Obrázok č. 16 v prílohách zobrazuje vzájomný korelogram HDP ČR a PX za obdobie Q3:2004 – Q4:2014. Z tohto korelogramu je možné vyčítať pozitívnu koreláciu s oneskorením HDP ČR o 3 štvrťročné obdobia.

Tab. 12 Korelačný koeficient HDP ČR a PX za obdobie Q3:2004 – Q4:2014 s oneskorením HDP ČR o 3 štvrťroky

| korelačný koeficient | t-štatistika | p-hodnota |
|----------------------|--------------|-----------|
| 0,438 | 3,081 | 0,004 |

Slovenská republika

V prípade Slovenskej republiky, podľa vzájomného korelogramu na obrázku č.17 v prílohách, dochádza k významnej korelácií slovenského HDP a indexu SAX s časovým oneskorením HDP o 1 štvrťrok.

Tab. 13 Korelačný koeficient HDP SR a SAX za obdobie Q2:1997 – Q4:2014 s oneskorením HDP SR o 1 štvrťrok

| korelačný koeficient | t-štatistika | p-hodnota |
|----------------------|--------------|-----------|
| 0,261 | 2,227 | 0,029 |

Obrázok č. 18 v prílohách predstavuje vzájomný korelogram slovenského HDP a akciového indexu SAX v časovom období pred vstupom SR do EU. Daný korelogram znázorňuje významnú pozitívnu závislosť vývoja slovenského HDP s oneskorením 4 štvrťroky oproti SAX.

Tab. 14 Korelačný koeficient HDP SR a SAX za obdobie Q2:1997 – Q2:2004 s oneskorením HDP SR o 4 štvrťroky

| korelačný koeficient | t-štatistika | p-hodnota |
|----------------------|--------------|-----------|
| 0,417 | 2,202 | 0,038 |

Na obrázku č. 19 v prílohách, ktorý predstavuje vzájomný korelogram slovenského HDP a akciového indexu SAX v časovom období po vstupe do EU, je možné sledovať, že medzi týmito dvomi veličinami neexistuje štatisticky významná korelácia. Najvyššej, štatisticky nevýznamnej závislosti sa dosahuje pri oneskorení slovenského HDP o 1 štvrťrok.

Tab. 15 Korelačný koeficient HDP SR a SAX za obdobie Q3:2004 – Q4:2014 s oneskorením HDP SR o 1 štvrťrok

| korelačný koeficient | t-štatistika | p-hodnota |
|----------------------|--------------|-----------|
| 0,261 | 1,713 | 0,095 |

Nevýznamnú závislosť medzi HDP SR a indexom SAX v období po vstupe SR do EU potvrdzuje aj p-hodnota, ktorá je väčšia ako 0,05, čím sa nezamieta nulová hypotéza o nevýznamnosti korelačného koeficientu. Je teda možné považovať závislosť vývoja HDP SR a SAX v období po vstupe do EU za štatisticky nevýznamnú. Podľa korelačnej analýzy existuje medzi týmito veličinami v období po vstupe SR do EU slabšia závislosť ako pred vstupom do EU.

Test významnosti korelačných koeficientov

Česká republika

V prípade Českej republiky sa pre obdobie od Q2:1997 – Q4:2014 štatisticky overí, či medzi HDP ČR a PX existuje lineárna závislosť ako indikuje hodnota korelačného koeficientu. Testované hypotézy:

$$H_0 : \rho_{YX} = 0 \text{ a } H_1 : \rho_{YX} \neq 0$$

T-štatistika korelačného koeficientu je 2,102 a kritický obor $(-\infty; -1,995) \cup (1,995; \infty)$. Testová štatistika spadá do kritického oboru ($2,102 > 1,995$) preto zamietame nulovú hypotézu o nevýznamnosti korelačného koeficientu. Medzi HDP ČR a PX existuje lineárna závislosť. V tomto prípade sa dá tvrdiť, že sa HDP ČR vyvíja s oneskorením o 3 štvrťroky podľa akciového indexu PX. Táto hypotéza je skúmaná neskoršie prostredníctvom VAR modelu a testovaním Grangerovej kauzality.

Za obdobie Q2:1997 – Q2:2004 nepreukazuje korelačný koeficient lineárnu závislosť medzi týmito premennými. Dokazuje to aj test významnosti. Testovacia štatistika má v tomto prípade hodnotu 0,676 a kritický obor je $(-\infty; -2,056) \cup (2,056; \infty)$. Testová štatistika nespadá do kritického oboru, čím sa nezamieta nulová hypotéza o nevýznamnosti korelačného koeficientu.

Za obdobie Q3:2004 – Q4:2014 preukazuje korelačný koeficient štatisticky významnú závislosť. Tento fakt potvrdzuje aj test významnosti, kde testová štatistika je 3,081 a kritický obor je $(-\infty; -2,021) \cup (2,021; \infty)$. Testová štatistika spadá do kritického oboru, tým pádom sa zamietajú nulová hypotéza o nevýznamnosti korelačného koeficientu.

Slovenská republika

V prípade Slovenskej republiky korelačný koeficient za obdobie Q2:1997 – Q4:2014 indikuje pozitívnu závislosť medzi HDP a akciovým indexom SAX. Prevedie sa test významnosti korelačného koeficientu, ktorý by mal potvrdiť štatisticky významnú závislosť medzi danými veličinami. Testované hypotézy:

$$H_0 : \rho_{YX} = 0 \text{ a } H_1 : \rho_{YX} \neq 0$$

T-štatistika korelačného koeficientu je 2,227 a kritický obor $(-\infty; -1,995;) \cup (1,995; \infty)$. Testová štatistika spadá do kritického oboru ($2,227 > 1,995$) preto zamietame nulovú hypotézu o nevýznamnosti korelačného koeficientu. Medzi HDP SR a akciovým indexom SAX existuje významná pozitívna závislosť pri vývoji HDP s oneskorením o 1 štvrtrok oproti akciovému indexu SAX. Daná hypotéza sa skúma neskoršie prostredníctvom VAR modelu a testovaním Grangerovej kauzality.

Za obdobie Q2:1997 – Q2:2004 preukazuje korelačný koeficient štatisticky významnú závislosť. Tento fakt potvrdzuje aj test významnosti, kde testová štatistika je 2,202 a kritický obor je $(-\infty; -2,056) \cup (2,056; \infty)$. Testová štatistika spadá do kritického oboru, tým pádom sa zamietajú nulová hypotéza o nevýznamnosti korelačného koeficientu.

Za obdobie Q3:2004 – Q4:2014 nepreukazuje korelačný koeficient lineárnu závislosť medzi týmito premennými. Dokazuje to aj test významnosti. Testovacia štatistika má v tomto prípade hodnotu 1,713 a kritický obor je $(-\infty; -2,021) \cup (2,021; \infty)$. Testová štatistika nespadá do kritického oboru, čím sa nezamietajú nulová hypotéza o nevýznamnosti korelačného koeficientu.

4.2.4 VAR model a testovanie Grangerovej kauzality

V tejto úlohe je takisto využitý VAR model, prostredníctvom ktorého sa testuje Grangerova kauzalita. Pomocou tohoto modelu sa zistí, či medzi HDP a akciovým indexom v oboch krajinách existuje príčinná závislosť, teda či sa HDP vyvíja s istým časovým oneskorením podľa akciového indexu alebo opačne. Zostroja sa celkom dva VAR modely. Prvý z nich je zostrojený z dát HDP ČR a akciového indexu PX v relatívnom vyjadrení a druhý z dát HDP SR a SAX takisto v relatívnom vyjadrení. Stacionarita dát je zabezpečená transformáciou týchto dát na relatívne vyjadrenie, kedy dochádza k strate jednotkového koreňa. Veľkosť oneskorenia je v každom modeli určená vzhľadom na informačné kritéria, vzájomný korelogram a testy vhodnosti modelu. Nakoniec sa zostroja modely, z ktorých každý pozostáva z dvoch rovníc.

Česká republika

Tabuľka č. 16 predstavuje informačné kritéria pre Českú republiku, podľa ktorých sa stanoví najvhodnejšie oneskorenie pre VAR model.

Tab. 16 Informačné kritéria VAR modelu pre ČR

| Oneskorenie | Log vierohodnosti | P(LR) | AIC | BIC | HQC |
|-------------|-------------------|-------|---------|---------|---------|
| 1 | -356,919 | - | 10,833 | 11,031* | 10,912 |
| 2 | -350,632 | 0,014 | 10,765 | 11,094 | 10,895* |
| 3 | -345,007 | 0,024 | 10,717* | 11,177 | 10,899 |
| 4 | -344,330 | 0,852 | 10,816 | 11,408 | 11,050 |

Vzhľadom na to, že každé informačné kritérium v tabuľke č. 16 označuje za najvhodnejšie iné oneskorenie a vzájomný korelogram na obr. č. 14 v prílohách zobrazuje významnú pozitívnu závislosť s oneskorením HDP ČR o 3 štvrtroky, bolo pre tento model vybrané oneskorenie o dĺžke 3 štvrtrokov. Keďže bolo zvolené oneskorenie 3, nejedná sa tým pádom o VAR model prvého radu, preto bude významnosť oneskorených premenných v modeli posudzovaná na základe F-testu.

Tab. 17 Parametre VAR modelu pre ČR za obdobie Q2:1997 – Q4:2014 (rovnica 1)

| Rovnica 1: CRHDPREL | | |
|-------------------------------------|-----------------------|-----------|
| Premenná | koeficient | p-hodnota |
| konštanta | 0,507 | 0,035 ** |
| CRHDPREL_1 | 0,109 | 0,376 |
| CRHDPREL_2 | 0,132 | 0,273 |
| CRHDPREL_3 | 0,213 | 0,091 |
| CRPXREL_1 | 0,033 | 0,038 ** |
| CRPXREL_2 | 0,000 | 0,977 |
| CRPXREL_3 | 0,021 | 0,151 |
| Ukazateľ | hodnota | |
| Koeficient determinácie | 0,227 | |
| Adjustovaný koeficient determinácie | 0,151 | |
| F-test | Testovacia štatistika | p-hodnota |
| Všetky oneskorené premenné CRHDPREL | 2,825 | 0,046 |
| Všetky oneskorené premenné CRPXREL | 2,431 | 0,074 |

V prvej rovnici je vysvetľovanou premennou HDP ČR a vysvetľujúcimi premennými sú oneskorené hodnoty HDP ČR a indexu PX.

Z tabuľky č. 17 vyplýva, že vývoj HDP ČR je závislý na svojom predošlom vývoji o dĺžke 1 - 3 štvrtrokov, pretože p-hodnota F-testu pre všetky oneskorené premenné HDP je menšia ako hladina významnosti $\alpha = 0,05$, čím sa zamietá nulová hypotéza, že premenná X neovplyvňuje Y. P-hodnota F-testu pre všetky oneskorené premenné PX je väčšia ako hladina významnosti $\alpha = 0,05$, čím sa nezamietá nulová hypotéza. Platí teda, že vývoj HDP neovplyvňuje vývoj akciového indexu PX s oneskorením o 1 - 3 štvrtroky.

Tab. 18 Parametre VAR modelu pre ČR za obdobie Q2:1997 - Q4:2014 (rovnica 2)

| Rovnica 2: CRPXREL | | |
|-------------------------------------|------------------------------|------------------|
| Premenná | koeficient | p-hodnota |
| konštanta | 1,64709 | 0,3844 |
| CRHDPREL_1 | 0,303182 | 0,7574 |
| CRHDPREL_2 | -2,88614 | 0,0038 *** |
| CRHDPREL_3 | 1,95897 | 0,0535 |
| CRPXREL_1 | 0,489276 | 0,0002 *** |
| CRPXREL_2 | -0,213580 | 0,0939 |
| CRPXREL_3 | 0,163531 | 0,1693 |
| Ukazateľ | hodnota | |
| Koeficient determinácie | 0,281953 | |
| Adjustovaný koeficient determinácie | 0,211326 | |
| F-test | Testovacia štatistika | p-hodnota |
| Všetky oneskorené premenné CRHDPREL | 3,6102 | 0,018 |
| Všetky oneskorené premenné CRPXREL | 5,5371 | 0,002 |

V druhej rovnici je vysvetľovanou premennou akciový index PX a vysvetľujúcimi premennými sú oneskorené hodnoty HDP ČR a indexu PX.

Z tabuľky č. 18 vyplýva, že vývoj indexu PX je závislý na svojom predošlom vývoji o dĺžke 1 - 3 štvrtroky, pretože p-hodnota F-testu pre všetky oneskorené premenné PX je menšia ako 0,05, čím sa zamietá nulová hypotéza, že premenná X neovplyvňuje Y. Takisto p-hodnota F-testu pre všetky oneskorené premenné HDP je menšia ako hladina významnosti $\alpha = 0,05$, čo značí, že vývoj PX ovplyvňuje vývoj HDP s oneskorením o 1 - 3 štvrtroky.

Vhodnosť tohto VAR modelu je posudzovaná na základe 4 testov. Ich p-hodnoty sú zobrazené v tabuľke č. 19.

Tab. 19 Testy VAR modelu pre ČR

| Test | Hypotézy | p-hodnota | |
|------------------|--|-----------|-----------|
| | | Rovnica 1 | Rovnica 2 |
| Ljung-Boxov | H ₀ : nevyskytuje sa autokorelácia H ₁ : vyskytuje sa autokorelácia | 0,732 | 0,947 |
| ARCH | H ₀ : neprítomnosť ARCH efektu H ₁ : prítomnosť ARCH efektu | 0,809 | 0,077 |
| Doornik-Hansenov | H ₀ : normálne rozdelenie H ₁ : nie je normálne rozdelenie | 0,5849 | |
| Portmanteov | H ₀ : viacrozmerný biely šum H ₁ : H ₀ neplatí | 0,523 | |

Ljung-Boxov test a jeho p-hodnoty v oboch rovniciach sú väčšie ako hladina významnosti $\alpha = 0,05$, čím sa nezamieta nulová hypotéza o neprítomnosti autokorelácie a daný VAR model teda nie je zasiahnutý autokoreláciou. ARCH test a jeho p-hodnoty, ktoré sú väčšie ako 0,05, indikujú neprítomnosť ARCH efektu v modeli. V danom modeli nie je prítomná podmienená heteroskedasticita. Doornik-Hansenov test testuje normalitu chybového člena. P-hodnota vyšla väčšia ako 0,05 a tým pádom sa nezamieta nulová hypotéza o normálnom rozdelení. Viacrozmerný chybový člen má teda normálne rozdelenie. Prítomnosť viacrozmerného bieleho šumu je potvrdená na základe p-hodnoty Portmanteovho testu, ktorá je väčšia ako 0,05, čím sa nezamieta nulová hypotéza.

Slovenská republika

V prípade Slovenskej republiky, tabuľka č. 20 zobrazuje informačné kritéria, ktoré označujú ako najvhodnejšie oneskorenie jeden štvrtrok, čo zobrazuje aj vzájomný korelogram na obrázku č. 17 v prílohách.

Tab. 20 Informačné kritéria VAR modelu pre SR

| Oneskorenie | Log vierohodnosti | P(LR) | AIC | BIC | HQC |
|-------------|-------------------|-------|---------|---------|---------|
| 1 | -376,909 | - | 11,430* | 11,628* | 11,508* |
| 2 | -376,173 | 0,832 | 11,528 | 11,857 | 11,658 |
| 3 | -374,650 | 0,550 | 11,601 | 12,062 | 11,784 |
| 4 | -371,940 | 0,247 | 11,640 | 12,232 | 11,874 |

Keďže je zvolené oneskorenie 1, jedná sa o VAR model prvého radu, kde bude významnosť oneskorených premenných posudzovaná na základe ich p-hodnôt.

Tab. 21 Parametre VAR modelu pre SR za obdobie Q2:1997 – Q4:2014 (rovnica 1)

| Rovnica 1: SRHDPREL | | |
|-------------------------------------|-------------------|------------------|
| Premenná | koeficient | p-hodnota |
| konštanta | 1,039 | 9,09e-05 *** |
| SRHDPREL_1 | -0,185 | 0,116 |
| SRSAXREL_1 | 0,052 | 0,021 ** |
| Ukazateľ | hodnota | |
| Koeficient determinácie | 0,102 | |
| Adjustovaný koeficient determinácie | 0,075 | |

V prvej rovnici je vysvetľovanou premennou HDP SR a vysvetľujúcimi premennými sú oneskorené hodnoty HDP SR a indexu SAX.

Z tabuľky č. 21 vyplýva, že vývoj HDP SR nie je závislý na svojom predošlom vývoji o dĺžke 1 štvrťrok, pretože p-hodnota tejto premennej je väčšia ako 0,05, čo značí štatistickú nevýznamnosť. P-hodnota oneskorenej premennej indexu SAX je menšia ako 0,05, čo značí štatistickú významnosť a teda fakt, že vývoju HDP SR predchádza vývoj akciového indexu SAX s predstihom 1 štvrťrok. Vývoj HDP SR je teda pozitívne závislý na vývoji akciového indexu SAX s oneskorením o 1 štvrťrok.

Tab. 22 Parametre VAR modelu pre SR za obdobie Q2:1997 – Q4:2014 (rovnica 2)

| Rovnica 2: SRSAXREL | | |
|-------------------------------------|-------------------|------------------|
| Premenná | koeficient | p-hodnota |
| konštanta | 0,033 | 0,978 |
| SRHDPREL_1 | 0,369 | 0,502 |
| SRSAXREL_1 | 0,539 | 1,59e-06 *** |
| Ukazateľ | hodnota | |
| Koeficient determinácie | 0,301 | |
| Adjustovaný koeficient determinácie | 0,281 | |

V druhej rovnici je vysvetľovanou premennou index SAX a vysvetľujúcimi premennými sú oneskorené hodnoty HDP SR a indexu SAX.

Z tabuľky č. 22 vyplýva, že vývoju indexu SAX nepredchádza vývoj HDP SR s predstihom 1 štvrťrok, pretože p-hodnota HDP SR je väčšia ako 0,05, čo značí štatistickú nevýznamnosť. P-hodnota oneskoreného SAX však nadobúda štatistickej významnosti, pretože jeho p-hodnota je menšia ako 0,05. Index SAX je teda závislý na svojom predošlom vývoji s oneskorením 1 štvrťrok.

Vhodnosť modelu je posudzovaná na základe nasledujúcich testov. Ich p-hodnoty sú zobrazené v tabuľke č. 23.

Tab. 23 Testy VAR modelu pre SR

| Test | Hypotézy | p-hodnota | |
|------------------|--|-----------|-----------|
| | | Rovnica 1 | Rovnica 2 |
| Ljung-Boxov | H ₀ : nevyskytuje sa autokorelácia H ₁ : vyskytuje sa autokorelácia | 0,891 | 0,918 |
| ARCH | H ₀ : neprítomnosť ARCH efektu H ₁ : prítomnosť ARCH efektu | 0,953 | 0,005 |
| Doornik-Hansenov | H ₀ : normálne rozdelenie H ₁ : nie je normálne rozdelenie | 0,0000 | |
| Portmanteov | H ₀ : viacrozmerný biely šum H ₁ : H ₀ neplatí | 0,720 | |

P-hodnoty Ljung-Boxovho testu v oboch rovniciach sú väčšie ako hladina významnosti $\alpha = 0,05$, čím sa nezamieta nulová hypotéza o neprítomnosti autokorelácie a daný VAR model teda nie je zasiahnutý autokoreláciou. P-hodnota ARCH testu prvej rovnice je väčšia ako 0,05, čo značí neprítomnosť ARCH efektu a teda neprítomnosť podmienenej heteroskedasticity. P-hodnota ARCH testu druhej rovnice je však menšia ako 0,05, čo indikuje prítomnosť podmienenej heteroskedasticity v druhej rovnici. Posledný Doornik-Hansenov test, ktorý testuje normalitu chybového člena indikuje na základe p-hodnoty, ktorá je menšia ako 0,05, že chybový člen nemá normálne rozdelenie. P-hodnota Portmanteovho testu, ktorá je väčšia ako 0,05, indikuje prítomnosť viacrozmerného bieleho šumu.

5 Záver

Táto práca mala dva ciele. Prvým cieľom bolo odhadnúť potenciálny produkt a produkčnú medzeru v Českej a Slovenskej republike a identifikovať hospodársky cyklus. Skúmaná bola takisto synchronnosť hospodárskeho vývoja týchto krajín.

Odhad potenciálneho produktu a produkčnej medzery bol skúmaný pomocou Hodrick-Prescottovho filtra, ktorý bol aplikovaný na štvrťročné, sezónne očistené HDP dáta oboch krajín, vyjadrených v stálych cenách roku 2010. Sledované obdobie bolo zvolené od Q1:1997 do Q4:2014.

V prípade Českej republiky sa v jej ekonomickom vývoji počas celého sledovaného obdobia vyskytli tri úplné a dva neúplné hospodárske cykly. Prvý úplný cyklus sa začal v období Q3:1998 a skončil v Q4:2001, trval celkom 14 štvrťrokov. Nasledujúci úplný cyklus trval 12 štvrťrokov, začal sa v období Q1:2002 a skončil v Q4:2004. Tretí úplný cyklus o dĺžke 15 štvrťrokov sa začal v období Q1:2005 a skončil v Q3:2008. Na konci roka 2014 sa ČR nachádzala nad svojim potenciálnym produktom, teda v inflačnej medzere.

V prípade Slovenskej republiky sa v jej ekonomickom vývoji počas celého sledovaného obdobia vyskytli dva úplné a dva neúplné hospodárske cykly. Prvý úplný cyklus sa začal v období Q4:1997 a skončil v Q4:2007, trval celkom 41 štvrťrokov. Druhý úplný cyklus trval 16 štvrťrokov, začal v období Q1:2008 a skončil v Q4:2011. Na konci roka 2014 sa SR nachádzala mierne nad svojim potenciálnym produktom, teda v inflačnej medzere.

Synchronnosť hospodárskeho vývoja krajín SR a ČR bol skúmaný na základe korelačnej analýzy a takisto pomocou VAR modelu a testovaním Grangerovej kauzality. Testovala sa synchronnosť počas celého sledovaného obdobia (Q2:1997 – Q4:2014), v období pred vstupom do EU (Q2:1997 – Q2:2004) a po vstupe týchto krajín do EU (Q3:2004 – Q4:2014). V tomto prípade sa použili štvrťročné HDP dáta transformované na prvé logaritmické diferencie. Korelačná analýza preukázala, že v období pred vstupom ČR a SR do EU, hospodársky vývoj týchto krajín nebol na sebe významne závislý jak v rovnakom období tak aj v oneskorenom období. Naopak v období po vstupe týchto krajín do EU, sa začala preukazovať medzi nimi pozitívna závislosť. Korelačná analýza preukázala medzi HDP ČR a SR pozitívnu závislosť pri oneskorení slovenského HDP o 1 štvrťrok. VAR model, zostrojený z prvých logaritmických diferencií HDP hodnôt, potvrdil pozitívnu závislosť medzi HDP ČR a SR. Test Grangerovej kauzality, zhodujúci sa s výsledkami korelačnej analýzy potvrdil, že hospodársky vývoj SR nasleduje vývoj ČR s oneskorením o 1 štvrťrok.

V tejto štúdií bol preukázaný pozitívne závislý vzťah vo vývoji slovenského a českého HDP. Bolo štatisticky dokázané, že slovenské HDP nasleduje vývoj Českého HDP s oneskorením o 1 štvrťrok. Vplyv slovenského HDP na vývoj českého HDP sa nepreukázal. Z daných poznatkov je teda možné predpovedať, na základe vývoja českého HDP, približný vývoj slovenského HDP s predstihom 1 štvrťrok.

Druhým cieľom bolo overiť hypotézu, že burzové indexy BCP v ČR a SR odrážajú hospodársky rast a korelujú s ekonomickým cyklom. Testoval sa vývoj HDP a burzového indexu v rámci celého sledovaného obdobia (Q2:1997 – Q4:2014), pred vstupom krajín do EU (Q2:1997 – Q2:2004) a po vstupe týchto krajín do EU (Q3:2004 – Q4:2014). Pracovalo sa s HDP hodnotami ako v prvej časti práce a takisto s priemernými štvrtročnými hodnotami burzových indexov ČR (PX) a SR (SAX). Sledované obdobie bolo zvolené od Q1:1997 do Q4:2014. Dané časové rady boli vyjadrené v percentách, kde tieto percentá vyjadrujú zmenu medzi jednotlivými štvrtročnými obdobiami. Na tieto dáta bola aplikovaná korelačná analýza a následne zostrojený VAR model a testovaná Grangerova kauzalita.

V prípade Českej republiky, korelačná analýza nepreukázala v období pred vstupom krajiny do EU štatisticky významnú závislosť medzi týmito veličinami jak v rovnakom období tak aj v oneskorenom období. V období po vstupe do EU korelačná analýza preukázala pozitívnu závislosť medzi indexom PX a HDP ČR pri oneskorení českého HDP o 3 štvrtroky. Následným zostrojením VAR modelu a testovaním Grangerovej kauzality sa potvrdila pozitívna závislosť medzi týmito veličinami. Grangerov test kauzality dodal, že vývoj HDP ČR nasleduje vývoj burzového indexu PX s oneskorením o 1-3 štvrtroky.

V prípade Slovenskej republiky nastala opačná situácia. Korelačná analýza preukázala štatisticky významnú pozitívnu závislosť vo vývoji HDP a burzového indexu SAX pred vstupom SR do EU a to konkrétne s oneskorením slovenského HDP o 4 štvrtroky. V období po vstupe do EU, korelačná analýza síce preukazuje pozitívnu závislosť avšak nie štatisticky významnú. Vstupom SR do EU teda pozitívna závislosť medzi týmito veličinami poklesla. Zostrojením VAR modelu v rámci celého sledovaného obdobia sa preukázala pozitívna závislosť vo vývoji HDP SR a burzovým indexom SAX. Test Grangerovej kauzality dodal, že vývoj HDP SR nasleduje vývoj indexu SAX s oneskorením o 1 štvrtrok.

V rámci tejto štúdie bolo štatisticky preukázané, že akciový index slúži ako predstihový indikátor vývoja HDP. Takisto bola potvrdená hypotéza, že akciový index koreluje s ekonomickým cyklom.

Skúmaním hypotézy role akciového indexu ako predstihového indikátora vývoja HDP sa zaoberal aj D.K. Pearce (1983). Tvrdí, že vývoj na akciovom trhu môže indikovať budúci vývoj HDP alebo ho aj priamo ovplyvniť. Zistil, že po väčšine prepádov akciových trhov v období po roku 1950, nasledoval prepád reálnej ekonomiky s oneskorením 2 – 4 štvrtroky. Tento jav sa mu podarilo preukázať aj v období expanzie, teda ak akciové trhy rástli, s oneskorením niekoľko mesiacov rástla aj ekonomika. Hypotézu role akciového indexu ako predstihového indikátora vývoja HDP potvrdzujú aj autori Levine a Zervos (1998) a Revenda (2012).

Na základe týchto poznatkov je teda možné predpovedať približný vývoj ekonomiky na základe vývoja akciových trhov a to s predstihom do 1 roka. Dĺžka predstihového obdobia závisí na veľkosti ekonomiky a teda na volatilitate ekonomickej aktivity.

6 Literatúra

- ARLT, Josef a Markéta ARLTOVÁ. *Ekonomické časové řady: [vlastnosti, metody modelování, příklady a aplikace]*. 1. vyd. Praha: Grada, 2007, 285 s. ISBN 978-80-247-1319-9.
- BENČÍK, Michal. *Synchronizácia hospodárskych cyklov krajín V4 a eurozóny*. In: [online]. Národná banka Slovenska, 2011 [cit. 2015-01-26]. ISSN 1337-5830. Dostupné z: www.nbs.sk/sk/publikacie/vyskumne-studie
- BLAŠKOVÁ, Veronika. *Metody odhadu produkční mezery*. In *Zborník príspevkov z medzinárodnej vedeckej konferencie Medzinárodné vedecké dni 2006*. Nitra: Slovenská poľnohospodárska univerzita v Nitre, 2006, s. 1326--1334. ISBN 80-8069-704-3.
- BRČÁK, Josef, Bohuslav SEKERKA a Dana STARÁ. *Makroekonomie - teorie a praxe*. Plzeň: Vydavatelství a nakladatelství Aleš Čeněk, 2014, 223 s. ISBN 978-80-7380-492-3.
- Burza cenných papírů Praha. [online]. 2015 [cit. 2015-01-29]. Dostupné z: www.bcpp.cz
- Burza cenných papierov v Bratislave. [online]. 2015 [cit. 2015-01-29]. Dostupné z: www.bsse.sk
- CANOVA, Fabio. *Detrending and Business Cycle Facts*. In: *Journal of Monetary Economics*, 1998, vol. 41, s. 475–512.
- CIPRA, Tomáš. *Finanční ekonometrie*. 2., upr. vyd. Praha: Ekopress, 2013, 538 s. ISBN 978-80-86929-93-4.
- CZESANÝ, Slavoj. *Hospodářský cyklus: teorie, monitorování, analýza, prognóza*. Praha: Linde, 2006, 199 s. ISBN 80-7201-576-1.
- ČSÚ. *Hrubý domácí produkt - Časové řady ukazatelů čtvrtletních účtů* [online]. [cit. 2015-02-07]. Dostupné z: https://www.czso.cz/csu/czso/hdp_cr
- DE JONG, Robert M. a Neslihan SAKARYA. *The Econometrics of the Hodrick-Prescott filter*. In: [online]. 2013 [cit. 2015-02-09]. Dostupné z: http://econ.ohio-state.edu/seminar/papers/131007_Sakarya.pdf
- DĚDIČ, Jan. *Burza cenných papírů a komoditní burza*. Praha: Prospektrum, 1992, 295 s. ISBN 80-85431-62-9.
- DUGASOVÁ, Barbora a Andrea FRENDAKOVÁ. *Hospodársky cyklus Slovenska s dôrazom na trh práce*. In: [online]. Technická univerzita v Košiciach, Ekonomická fakulta Katedra ekonomických teórií, 2011 [cit. 2015-01-22]. Dostupné z: http://www3.ekf.tuke.sk/mladivedci2011/herlany_zbornik2011/dugasova_barbora.pdf
- FAMA, E. F. *Stock Returns, Real Activity, Inflation, and Money*. In: *The American Economic Review*, 1981, vol. 71, no. 4, p. 545-565. ISSN 0022-8282.
- FRANKEL, Jeffrey A. a Andrew K. ROSE. *The Endogeneity of the Optimum Currency Area Criteria*. In: [online]. University of California, Berkely, 1997 [cit. 2015-01-26]. Dostupné z: <http://faculty.haas.berkeley.edu/arose/ocae.pdf>
- FUCHS, Kamil a Pavel TULEJA. *Makroekonomie I*. 1. vyd. Brno: Masarykova univerzita, 2003, 283 s. ISBN 80-210-3073-9.

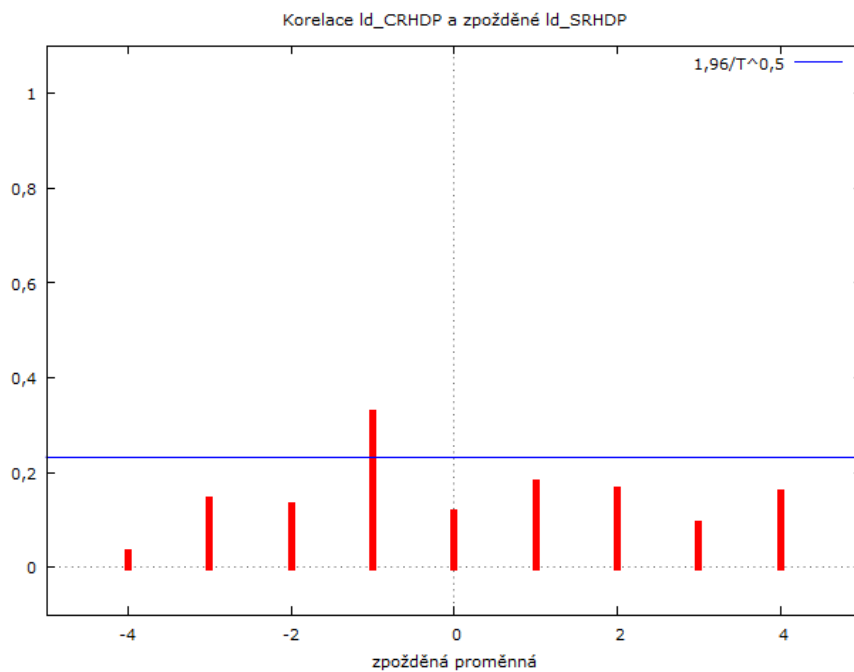
- GUJARATI, Damodar N. a Dawn C. PORTER. *Basic econometrics*. 5. vyd. Boston: McGraw-Hill, 2009, xx, 922 s. McGraw-Hill international editions. ISBN 978-007-127625-2.
- HINDLS, Richard. *Statistika pro ekonomy*. 8. vyd. Praha: Professional Publishing, 2007, 415 s. ISBN 978-80-86946-43-6.
- HLADÍK, René. *Trhy cenných papírů: (akcie a dluhopisy)*. 3., opr. a dopl. vyd. Ústí n. L. [i.e. nad Labem]: Reneco, 2012, 110 s. ISBN 978-80-86563-40-4.
- HODRICK, Robert J. a Edward C. PRESCOTT. *Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation*. In: *Journal of Money, Credit and Banking*[online]. 1997 [cit. 2015-02-11]. Dostupné z: <https://www0.gsb.columbia.edu/faculty/rhodrick/prescott-hodrick1997.pdf>
- HOLMAN, Robert. *Ekonomie*. 5. vyd. V Praze: C. H. Beck, 2011, xxii, 696 s. ISBN 978-80-7400-006-5.
- HŘEBÍK, František. *Obecná ekonomie*. 2., rozš. vyd. Plzeň: Vydavatelství a nakladatelství Aleš Čeněk, 2010, 237 s. ISBN 978-80-7380-249-3.
- HUČEK, Juraj a Michal DOLIAK. *Sezónne očisťovanie časových radov*. In: [online]. Národná banka Slovenska, 2014 [cit. 2015-02-09]. Dostupné z: http://www.nbs.sk/_img/Documents/_PUBLIK_NBS_FSR/Biatec/Rok2014/02-2014/03_biatic14-2_zhucek-doliak.pdf
- HUSÁR, Jaroslav. *Význam makroekonomických veličín pri identifikácii fungovania ekonomického systému*. In: [online]. Fakulta hospodárskej informatiky: EUBA Bratislava, 2012 [cit. 2015-02-26]. Dostupné z: <http://www.fhi.sk/files/katedry/kove/veda-vyskum/prace/2012/husar2012c.pdf>
- HUŠEK, Roman. *Ekonometrická analýza: [předmět a metody : simulační modely a techniky : ekonometrické prognózování]*. Vyd. 1. Praha: Ekopress, 1999, 303 s. ISBN 80-86119-19-x.
- Inštitút finančnej politiky. *Vplyv hospodárskej krízy na vývoj potenciálneho produktu*. In: [online]. 2009 [cit. 2015-01-15]. Dostupné z: <http://www.euroekonom.sk/download2/ekonomika-sr/Vplyv-hospodarskej-krizy-na-vyvoj-potencialneho-produktu.pdf>
- JÍLEK, Josef. *Akciové trhy a investování*. 1. vyd. Praha: Grada, 2009, 656 s. ISBN 978-80-247-2963-3.
- JUREČKA, Václav. *Makroekonomie*. 1. vyd. Praha: Grada, 2010, 332 s. ISBN 978-80-247-3258-9.
- KADERÁBKOVÁ, Anna a Václav ŽĎÁREK. *Makroekonomická analýza*. Vyd. 1. Praha: Vysoká škola ekonomie a managementu, 2006, 293 s. ISBN 80-86730-05-0.
- KEYNES, John Maynard. *The General Theory of Employment Interest and Money*. London: Macmillan and Co., 1936, 403 s.
- KLÍMEK, Petr. *Ekonometrie*. Vyd. 1. Zlín: Univerzita Tomáše Bati, 2001, 70 s. ISBN 80-7318-004-9.
- KLOUDOVÁ, Dana. *Modely nepozorovaných komponent pro odhad produkční mezery*. *Acta academica karviniensia*, 2013, s. 95-105. ISSN: 1212-415X.

- KOHOUT, Pavel. *Investiční strategie pro třetí tisíciletí*. 6., přeprac. vyd. Praha: Grada, 2010, 292 s. ISBN 978-80-247-3315-9.
- LEVINE, Ross a Sara ZERVOS. *Stock Markets, Banks, and Economic Growth*. In: *The American Economic Review* [online]. 1998 [cit. 2015-02-02]. Dostupné z: <http://www.worldbank.org/html/prddr/prdhome/pdffiles/wp1690.pdf>
- MUSÍLEK, Petr. *Změny makroekonomických veličin a akciové kurzy*. In: *Finance a úvěr* [online]. 1997 [cit. 2015-02-04]. Dostupné z: http://journal.fsv.cuni.cz/storage/190_199703pm.pdf
- Národní banka Slovenska. *Burza cenných papierov v Bratislave, a.s.* [online]. 2015 [cit. 2015-01-29]. Dostupné z: <http://www.nbs.sk/sk/dohlad-nad-financnym-trhom/dohlad-nad-trhom-cennych-papierov/burza-cennych-papierov/burza-cennych-papierov-v-bratislave-a-s>
- PEARCE, Douglas K. *Stock Prices and the Economy*. In: *Economic review* [online]. 1983 [cit. 2015-02-26]. Dostupné z: <http://www.kc.frb.org/PUBLICAT/ECONREV/econ-revarchive/1983/4q83pear.pdf>
- PECÁKOVÁ, Iva. *Statistika v terénních průzkumech*. 2., dopl. vyd. Praha: Professional Publishing, 2011, 236 s. ISBN 978-80-7431-039-3.
- REJNUŠ, Oldřich. *Finanční trhy*. 2., rozš. vyd. Ostrava: Key Publishing, 2010, 659 s. ISBN 978-80-7418-080-4.
- REVENDA, Zbyněk. *Peněžní ekonomie a bankovníctví*. 5., aktualiz. vyd. Praha: Management Press, 2012, 423 s. ISBN 978-80-7261-240-6.
- ROZMAHEL, Petr. *Metodologické aspekty posuzování připravenosti kandidátských zemí pro vstup do eurozóny z pohledu teorie optimálních měnových oblastí*. Brno, 2006. 154 s. Disertační práce. MZLU v Brně. Provozně ekonomická fakulta
- ROZMAHEL, Petr A Nikola NAJMAN. *Index shody hospodářského cyklu České republiky a vybraných zemí střední a východní Evropy s eurozónou*, *Acta univ. agric. et silvic. Mendel. Brun.*, LVIII, No. 6, 2010, s. 407–414. ISSN:1211-8516.
- SCHUMPETER, Joseph Alois. *Business Cycles: A Theoretical, Historical and Statistical Analysis of the Capitalist Process*. New York: Mc-Graw-Hill Book Company, 1939, 1095 s. ISBN 1578985560.
- SLANÝ, Antonín. *Makroekonomická analýza a hospodářská politika*. 1. vyd. Praha: C.H. Beck, 2003, xiii, 375 s. ISBN 80-7179-738-3.
- SOUČEK, Eduard. *Statistika pro ekonomy*. Vyd. 1. Praha: Vysoká škola ekonomie a managementu, 2006, 267 s. ISBN 80-86730-06-9.
- ŠÚSR. *STATdat* [online]. [cit. 2015-02-07]. Dostupné z: http://statdat.statistics.sk/cognosext/cgi-bin/cognos.cgi?b_action=xts.run&m=portal/cc.xts&gohome=
- TULEJA, Pavel, Pavel NEZVAL a Ingrid MAJEROVÁ. *Základy makroekonomie*. 2. vyd. Brno: BizBooks, 2012, 312 s. ISBN 978-80-265-0007-0.
- URBAN, Jan. *Teorie národního hospodářství*. 3., dopl. a rozš. vyd. Praha: Wolters Kluwer Česká republika, 2011, 559 s. ISBN 978-80-7357-579-3.

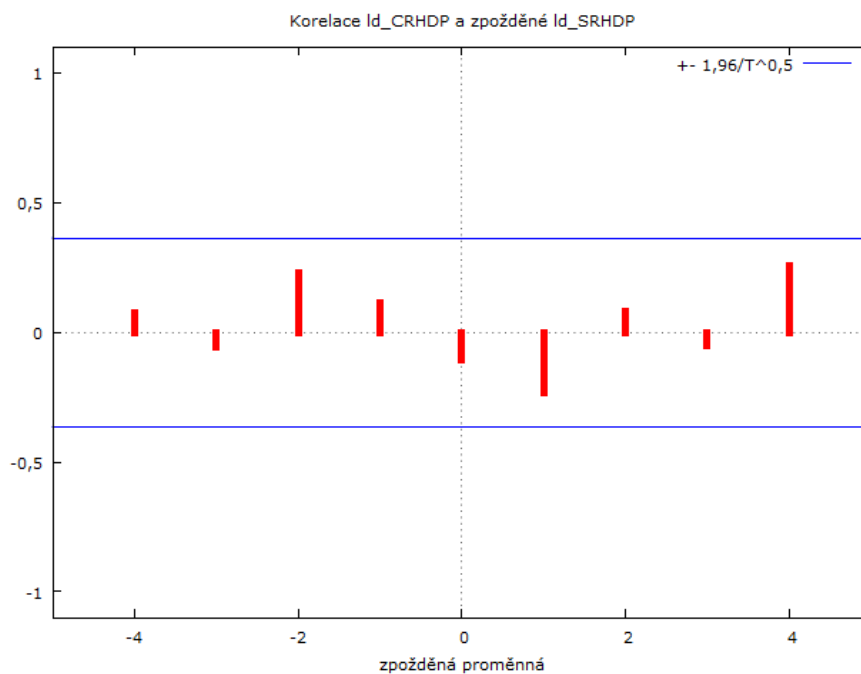
- VALTER, Ján. *Finančné trhy: Akciové indexy vo svete*. In: [online]. 2006 [cit. 2015-01-30]. ISSN 1336 - 5711. Dostupné z:<http://www.derivat.sk/index.php?PageID=546>
- ZAPLETAL, Josef. *Úvod do analýzy ekonomických časových řad*. Vyd. 1. Brno: PC-DIR Real, 2000, 112 s. ISBN 80-214-1719-6.
- ZIMKOVÁ, Emília a Jaroslav BAROCHOVSKÝ. *Odhad potenciálneho produktu a produkčnej medzery v slovenských podmienkach*, *Politická ekonomie*, č. 4, 2007, s. 473–489. ISSN 0032-3233.

Prílohy

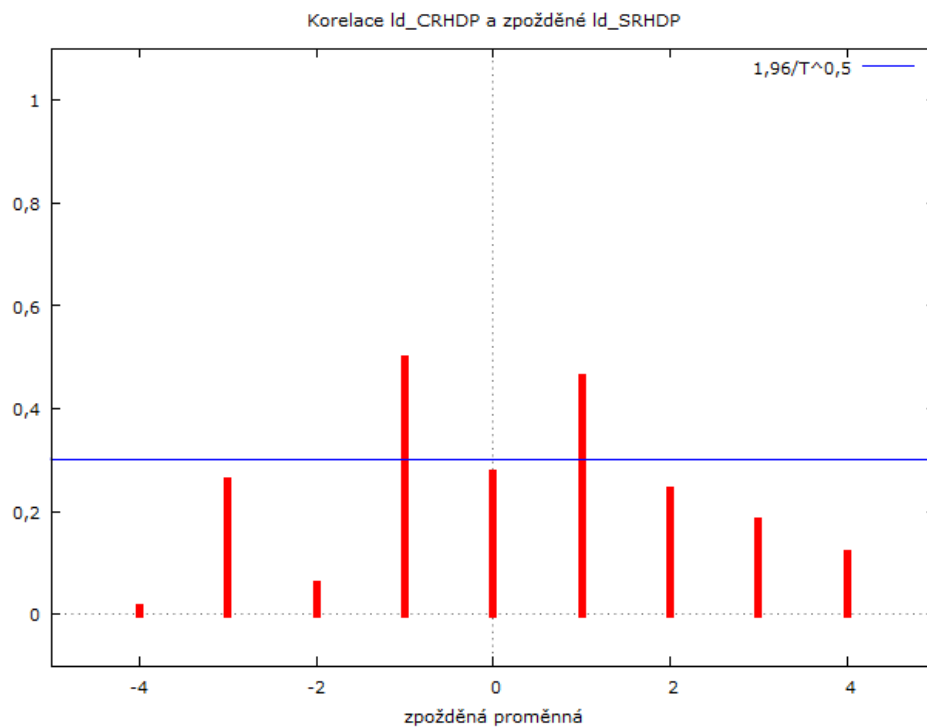
A Obrázkové prílohy



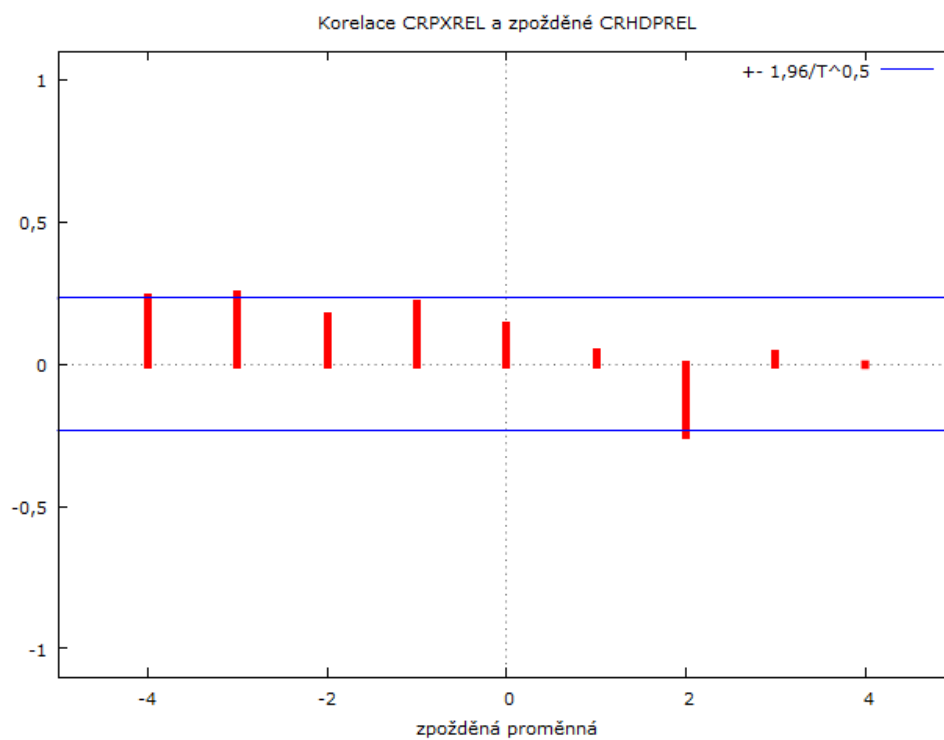
Obr. 11 Vzájemný korelogram HDP ČR a oneskoreného HDP SR (FOD)



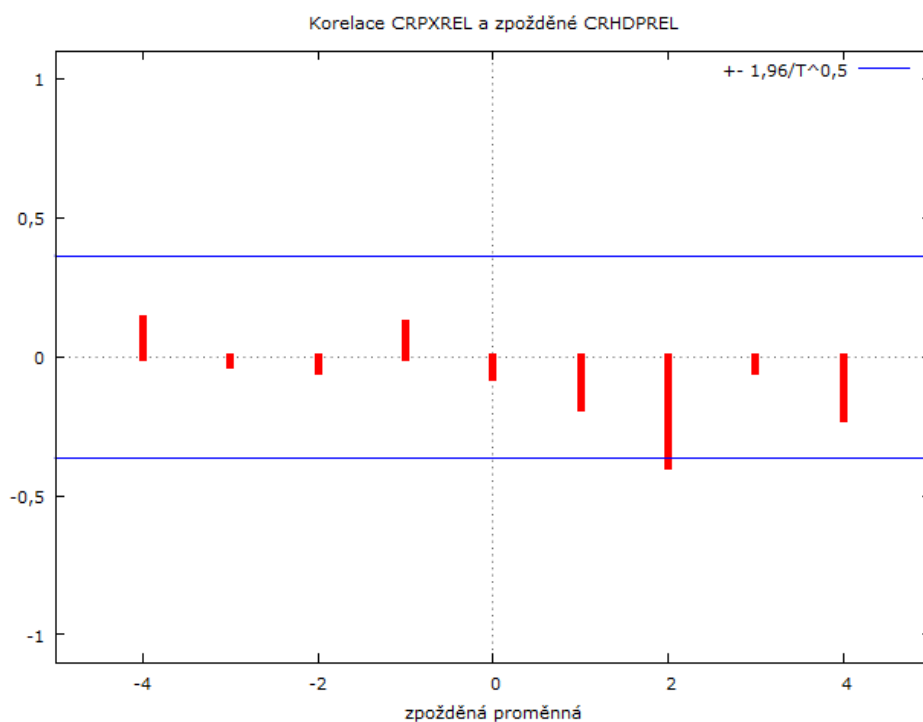
Obr. 12 Vzájemný korelogram HDP ČR a oneskoreného HDP SR pred vstupom do EU (FOD)



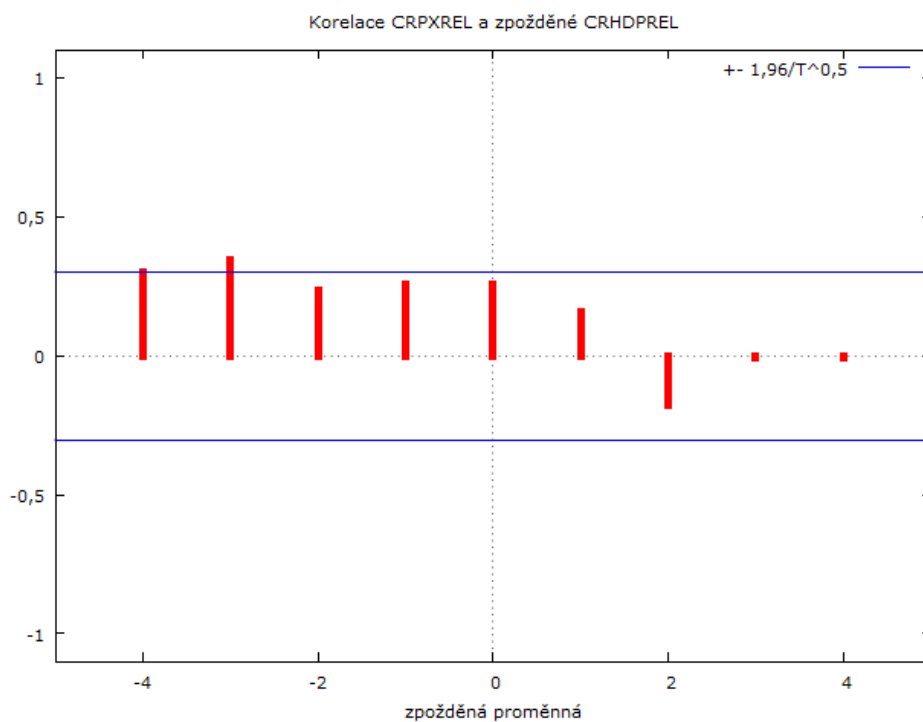
Obr. 13 Vzájomný korelogram HDP ČR a oneskoreného HDP SR po vstupe do EU (FOD)



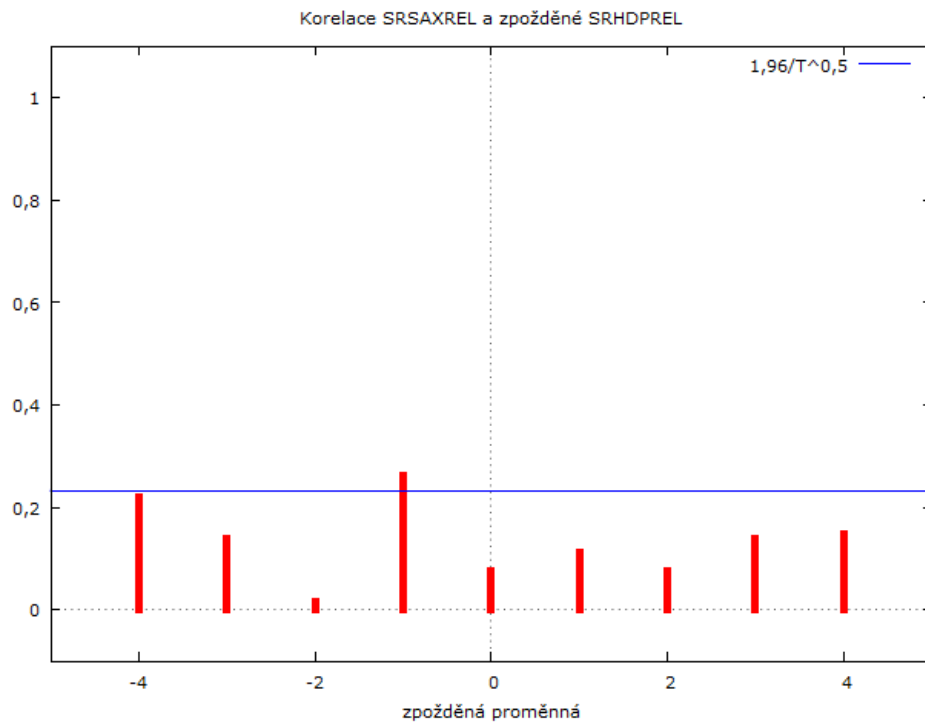
Obr. 14 Vzájomný korelogram PX a oneskoreného HDP ČR (rel. vyjadrenie)



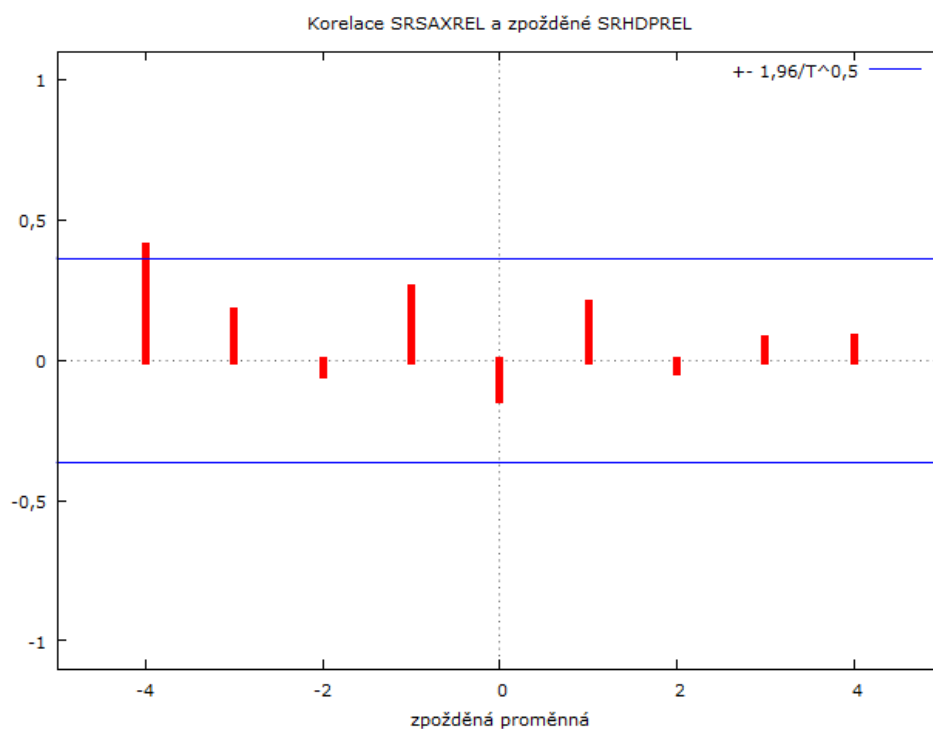
Obr. 15 Vzájomný korelogram PX a oneskoreného HDP pred vstupom do EU (rel. vyjadrenie)



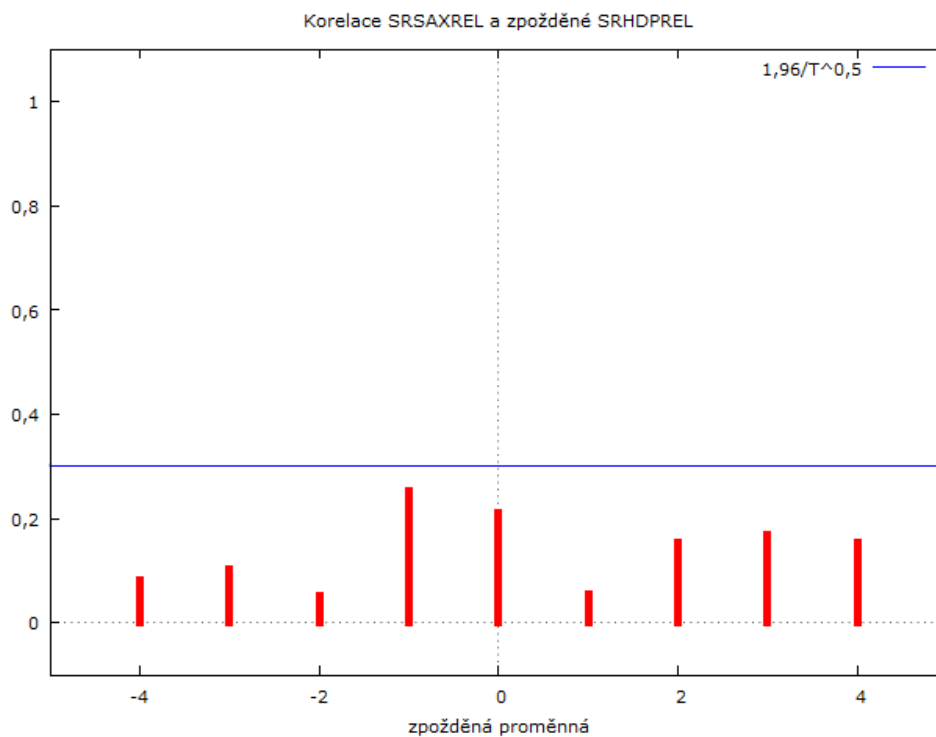
Obr. 16 Vzájomný korelogram PX a oneskoreného HDP ČR po vstupe do EU (rel. vyjadrenie)



Obr. 17 Vzájomný korelogram SAX a oneskoreného HDP SR (rel. vyjadrenie)



Obr. 18 Vzájomný korelogram SAX a oneskoreného HDP SR pred vstupom do EU (rel vyjadrenie)



Obr. 19 Vzájomný korelogram SAX a oneskoreného HDP SR po vstupe do EU (rel. vyjadrenie)

B Tabul'kové přílohy

Tab. 24 Štvr'tročné HDP hodnoty ČR a SR (sezónne očistené, v mil. domácej meny)

| Rok | Kvartál | HDP ČR | HDP SR | Rok | Kvartál | HDP ČR | HDP SR |
|------|---------|---------|----------|------|---------|-----------|----------|
| 1997 | Q1 | 473 681 | 9853,16 | 2006 | Q1 | 850 149 | 14019,32 |
| | Q2 | 480 187 | 9930,62 | | Q2 | 866 390 | 14326,29 |
| | Q3 | 490 772 | 10059,8 | | Q3 | 888 241 | 14589,32 |
| | Q4 | 506 736 | 10079,42 | | Q4 | 905 810 | 15001,61 |
| 1998 | Q1 | 519 893 | 10149,45 | 2007 | Q1 | 942 844 | 15318,79 |
| | Q2 | 537 868 | 10192,28 | | Q2 | 944 655 | 15701,65 |
| | Q3 | 543 469 | 10177,2 | | Q3 | 967 447 | 16069,76 |
| | Q4 | 539 571 | 10984,64 | | Q4 | 980 069 | 17072,66 |
| 1999 | Q1 | 540 670 | 10342,59 | 2008 | Q1 | 992 626 | 16592,91 |
| | Q2 | 554 615 | 10309,36 | | Q2 | 1 006 200 | 16819,16 |
| | Q3 | 562 451 | 10304,28 | | Q3 | 1 016 833 | 17048,54 |
| | Q4 | 574 166 | 10272,92 | | Q4 | 996 489 | 17214,46 |
| 2000 | Q1 | 571 393 | 10299,69 | 2009 | Q1 | 994 802 | 15694,28 |
| | Q2 | 590 903 | 10396,82 | | Q2 | 975 203 | 15893,06 |
| | Q3 | 602 684 | 10463,67 | | Q3 | 971 304 | 16106,75 |
| | Q4 | 610 045 | 10529,95 | | Q4 | 983 340 | 16358,93 |
| 2001 | Q1 | 619 854 | 10610,14 | 2010 | Q1 | 979 099 | 16556,69 |
| | Q2 | 636 138 | 10732,1 | | Q2 | 988 889 | 16715,59 |
| | Q3 | 649 004 | 10786,46 | | Q3 | 991 940 | 16873,83 |
| | Q4 | 659 904 | 11025,05 | | Q4 | 990 679 | 16972,59 |
| 2002 | Q1 | 656 647 | 11094,69 | 2011 | Q1 | 997 433 | 17073,13 |
| | Q2 | 667 730 | 11219,27 | | Q2 | 1 003 136 | 17194,68 |
| | Q3 | 671 156 | 11468,94 | | Q3 | 1 007 561 | 17292,91 |
| | Q4 | 679 037 | 11548,14 | | Q4 | 1 011 584 | 17442,7 |
| 2003 | Q1 | 686 121 | 11738,01 | 2012 | Q1 | 1 016 399 | 17483,19 |
| | Q2 | 698 728 | 11899,86 | | Q2 | 1 012 610 | 17528,12 |
| | Q3 | 703 174 | 11942,3 | | Q3 | 1 008 850 | 17565,95 |
| | Q4 | 713 036 | 12138,64 | | Q4 | 1 010 262 | 17573,16 |
| 2004 | Q1 | 742 692 | 12296,6 | 2013 | Q1 | 1 010 019 | 17646,16 |
| | Q2 | 745 818 | 12388,96 | | Q2 | 1 013 345 | 17724,06 |
| | Q3 | 766 714 | 12668,6 | | Q3 | 1 019 938 | 17819,98 |
| | Q4 | 797 846 | 12873,41 | | Q4 | 1 043 052 | 17930,94 |
| 2005 | Q1 | 802 024 | 13042,55 | 2014 | Q1 | 1 056 967 | 18039,96 |
| | Q2 | 804 417 | 13303,58 | | Q2 | 1 062 616 | 18157,46 |
| | Q3 | 812 782 | 13520,06 | | Q3 | 1 070 329 | 18264,97 |
| | Q4 | 836 209 | 13708,3 | | Q4 | 1 076 644 | 18372,83 |

Tab. 25 Štvrťročné hodnoty PX a SAX

| Rok | Kvartál | PX | SAX | Rok | Kvartál | PX | SAX |
|------|---------|----------|--------|------|---------|----------|--------|
| 1997 | Q1 | 576,902 | 195,76 | 2006 | Q1 | 1528,589 | 410,49 |
| | Q2 | 515,505 | 190,76 | | Q2 | 1417,056 | 399,99 |
| | Q3 | 528,264 | 170,61 | | Q3 | 1417,992 | 393,63 |
| | Q4 | 505,015 | 174,94 | | Q4 | 1546,545 | 406,43 |
| 1998 | Q1 | 478,868 | 152,12 | 2007 | Q1 | 1657,455 | 416,22 |
| | Q2 | 470,539 | 121,34 | | Q2 | 1817,950 | 403,38 |
| | Q3 | 434,465 | 111,17 | | Q3 | 1793,732 | 425,74 |
| | Q4 | 375,984 | 89,68 | | Q4 | 1834,889 | 442,30 |
| 1999 | Q1 | 377,287 | 88,54 | 2008 | Q1 | 1554,446 | 450,7 |
| | Q2 | 455,067 | 80,40 | | Q2 | 1603,284 | 450,1 |
| | Q3 | 505,370 | 83,33 | | Q3 | 1401,053 | 447,6 |
| | Q4 | 482,448 | 81,66 | | Q4 | 881,865 | 378,6 |
| 2000 | Q1 | 604,994 | 75,80 | 2009 | Q1 | 743,157 | 331,7 |
| | Q2 | 580,356 | 77,87 | | Q2 | 890,808 | 342,7 |
| | Q3 | 544,592 | 83,45 | | Q3 | 1076,756 | 311,2 |
| | Q4 | 476,947 | 93,04 | | Q4 | 1136,390 | 286,1 |
| 2001 | Q1 | 472,441 | 88,40 | 2010 | Q1 | 1168,465 | 238,1 |
| | Q2 | 424,382 | 94,54 | | Q2 | 1198,675 | 220,9 |
| | Q3 | 366,610 | 107,82 | | Q3 | 1159,013 | 219,4 |
| | Q4 | 380,198 | 118,23 | | Q4 | 1161,342 | 224,5 |
| 2002 | Q1 | 416,257 | 118,09 | 2011 | Q1 | 1239,019 | 234,1 |
| | Q2 | 452,303 | 111,34 | | Q2 | 1242,473 | 236,1 |
| | Q3 | 439,255 | 110,62 | | Q3 | 1058,390 | 226,0 |
| | Q4 | 442,520 | 124,70 | | Q4 | 897,956 | 215,9 |
| 2003 | Q1 | 474,365 | 156,93 | 2012 | Q1 | 973,528 | 208,1 |
| | Q2 | 536,195 | 157,09 | | Q2 | 901,155 | 194,8 |
| | Q3 | 588,427 | 166,24 | | Q3 | 929,549 | 192,6 |
| | Q4 | 630,598 | 175,91 | | Q4 | 987,938 | 191,5 |
| 2004 | Q1 | 742,759 | 176,57 | 2013 | Q1 | 1014,436 | 183,6 |
| | Q2 | 800,114 | 189,62 | | Q2 | 951,093 | 186,8 |
| | Q3 | 808,548 | 204,72 | | Q3 | 937,270 | 197,1 |
| | Q4 | 960,498 | 277,84 | | Q4 | 993,902 | 195,7 |
| 2005 | Q1 | 1135,071 | 405,07 | 2014 | Q1 | 1005,526 | 208,3 |
| | Q2 | 1162,608 | 442,43 | | Q2 | 1011,414 | 209,8 |
| | Q3 | 1314,767 | 466,99 | | Q3 | 973,822 | 208,9 |
| | Q4 | 1407,518 | 439,12 | | Q4 | 967,710 | 217,2 |