

České vysoké učení technické v Praze
Fakulta elektrotechnická

Katedra ekonomiky, manažerství a humanitních věd

ZADÁNÍ DIPLOMOVÉ PRÁCE

Student: Szlíz Csilla

Studijní program: elektrotechnika, energetika a management
Obor: ekonomika a řízení elektrotechniky

Název tématu: Využití lineárních regresních modelů pro krátkodobé prognózy vývoje investic do ČR

Pokyny pro vypracování:

- lineární regresní modely pro krátkodobé prognózování investic
- možnosti a metodika řešení včetně využití dostupného software
- chronologický vývoj přímých zahraničních investic do ČR za posledních 15 let
- závěry, přínosy a vlastní interpretace získaných výsledků

Seznam odborné literatury:

Podle pokynů vedoucího DP.

Vedoucí diplomové práce: Ing. Jiří Zmatlík, Ph.D. – ČVUT FEL, K 13116

Platnost zadání: do konce letního semestru akademického roku 2014/2015



Doc. Ing. Jaroslav Knápek, CSc.
vedoucí katedry


Prof. Ing. Pavel Ripka, CSc.
děkan

V Praze dne 8.11.2013

ČESKÉ VYSOKÉ UČENÍ TECHNICKÉ V PRAZE

FAKULTA ELEKTROTECHNICKÁ

KATEDRA EKONOMIKY, MANAŽERSTVÍ
A HUMANITNÍCH VĚD



Diplomová práce

Využití lineárních regresních modelů pro krátkodobé prognózy vývoje investic do ČR

Bc. Csilla Szlíz

Vedoucí práce: Ing. Jiří Zmatlík Ph.D

11. května 2014

Poděkování

Táto diplomová práca by nemohla vzniknúť bez podpory vedúceho práce Ing. Jiřího Zmatlíka Ph.D a RNDr. Vlasty Kašovej ktorých vzácne rady, predmetné, presné, cielené usmernenia viedli k úspešnému riešeniu problematiky. Popri hlbkej úcte im preto patrí úprimné poďakovanie.

Prohlášení

Prohlašuji, že jsem predloženou práci vypracoval samostatně a že jsem uvedl veškeré použité informační zdroje v souladu s Metodickým pokynem o etické přípravě vysokoškolských závěrečných prací.

Beru na vědomí, že se na moji práci vztahují práva a povinnosti vyplývající ze zákona č. 121/2000 Sb., autorského zákona, ve znění pozdějších předpisů, zejména skutečnost, že České vysoké učení technické v Praze má právo na uzavření licenční smlouvy o užití této práce jako školního díla podle § 60 odst. 1 autorského zákona.

V Praze dne 11. května 2014

.....

České vysoké učení technické v Praze
Fakulta elektrotechnická

© 2014 Csilla Szlíz. Všechna práva vyhrazena.

Tato práce vznikla jako školní dílo na Českém vysokém učení technickém v Praze, Fakultě elektrotechniky. Práce je chráněna právními předpisy a mezinárodními úmluvami o právu autorském a právech souvisejících s právem autorským. K jejímu užití, s výjimkou bezúplatných zákonných licencí, je nezbytný souhlas autora.

Odkaz na tuto práci

Csilla Szlíz. *Využití lineárních regresních modelů pro krátkodobé prognózy vývoje investic do ČR: Diplomová práce.* Praha: ČVUT v Praze, Fakulta elektrotechnická, 2014.

Abstract

This master's thesis deals with the subject of foreign direct investments in the Czech Republic. It discusses the structure and economical impact of the inflow of foreign direct investments, and analyses possible determinants that may affect the investment attractiveness of the country. Furthermore, the thesis contains statistical and econometrical analysis of the development of the stock of foreign direct investments through the years 1998 – 2012 and applies the results to short-term predictions of future values.

Keywords foreign direct investments, statistical analysis, econometric analysis, econometric model, time series, short-term forecast.

Abstrakt

Diplomová práca sa zaoberá priamymi zahraničnými investíciami v Českej republike. Pojednáva o štruktúru a ekonomických dopadoch prílevu priamych zahraničných investícií a o determinantoch ovplyvňujúcich investičnú atraktivitu krajiny. Ďalej sa práca zaoberá štatistickou a ekonometrickou analýzou vývoja stavu priamych zahraničných investícií v Českej republike za obdobie 1998 - 2012, a získané výsledky analýz následne využije ku krátkodobej prognóze budúceho vývoja.

Kľúčová slova priame zahranične investície, štatistická analýza, ekonometrická analýza, ekonometrický model, časové rady, krátkodobá prognóza.

Obsah

Úvod	13
Ciele práce	13
Prehľad diplomovej práce	13
1 Teória priamych zahraničných investícií	16
1.1 Základná definícia pojmov	16
1.2 Formy priamych zahraničných investícií	17
1.3 Dopady priamych zahraničných investícií	19
1.4 Determinanty ovplyvňujúce vývoj priamych zahraničných in- vestícií	21
1.5 Vývoj priamych zahraničných investícií v Českej republike . . .	28
2 Lineárne regresné modely časových rad	32
2.1 Dekompozícia časových radov	33
2.2 Štatistická analýza vývoja časových radov	34
2.3 Vyrovnávanie pomocou základných analytických funkcií	36
2.4 Vyrovnávanie pomocou k- transformácie	38
2.5 Vyrovnávanie pomocou špeciálnych funkcií	39
3 Lineárne regresné modely pre krátkodobú prognózu	43
3.1 Bodová predpoveď endogénnej premennej	43
3.2 Intervalová predpoveď endogénnej premennej	44
3.3 Testovanie kvality prognózy	44
4 Ekonometrické modelovanie	46
4.1 Špecifikácia modelu	47
4.2 Kvantifikácia modelu	47
4.3 Verifikácia modelu	48
4.4 Aplikácia modelu	55

5	Chronologický vývoj priamych zahraničných investícií v ČR	56
5.1	Vývoj trendu	56
5.2	Vývoj náhodnej zložky	65
6	Lineárne regresné modely pre krátkodobé prognózovanie PZI	68
6.1	Extrapolácia pomocou základných analytických funkcií	69
6.2	Extrapolácia pomocou špeciálnych analytických funkcií	73
6.3	Extrapolácia pomocou k- transformácie:	75
7	Ekonometrický model priamych zahraničných investícií	78
7.1	Korelačná analýza potenciálnych makroekonomických faktorov	78
7.2	Konštrukcia modelu I.	87
7.3	Konštrukcia modelu II.	88
7.4	Verifikácia modelu	89
7.5	Aplikácia modelu	92
	Záver	94
	Literatura	97
	A Zoznam použitých zkratok	98
	B Obsah priloženého CD	99

Seznam obrázků

1.1	Vývoj stavu PZI a podiel prílevu PZI za daný dok v mil. CZK . . .	28
1.2	Vývoj skladby stavu PZI v mil. CZK	29
1.3	Vývoj skladby prílevu PZI podľa krajín	30
1.4	Vývoj skladby PZI v spracovateľskom priemysle	30
1.5	Vývoj skladby PZI bez spracovateľského priemyslu	31
5.1	Vývoj prvej a druhej diferencie základneho časového radu PZI . . .	58
5.2	Vyrovnané hodnoty PZI lineárnym trendom	58
5.3	Vyrovnané hodnoty PZI kvadratickým trendom	59
5.4	Vyrovnané hodnoty PZI exponenciálnym trendom	59
5.5	Vyrovnané hodnoty PZI pomocou k- transformácie, $k= 1,5; 0,98$.	61
5.6	Vyrovnané hodnoty PZI pomocou k- transformácie, $k= 0,5; -0,5$.	61
5.7	Vyrovnané hodnoty PZI pomocou špeciálnych analytických funkcií	63
5.8	Vyrovnané hodnoty PZI pomocou špeciálnych analytických funkcií	64
5.9	Vývoj náhodnej zložky základných analytických funkciách	65
6.1	Extrapolácia PZI pomocou základných analytických funkcií	70
6.2	Extrapolácia PZI pomocou základných analytických funkcií	72
6.3	Extrapolácia PZI pomocou špeciálnych funkcií	74
6.4	Extrapolácia pomocou k-transformácie	76
7.1	Vývoj HDP na obyvateľa v Českej republike	80
7.2	Závislosť PZI od HDP na obyvateľa	80
7.3	Vývoj jednotkových nákladov práce v Českej republike	81
7.4	Závislosť PZI od jednotkových nákladov práce	82
7.5	Vývoj miery inflácie v Českej republike	83
7.6	Závislosť PZI od miere inflácie	83
7.7	Vývoj obecnej miery nezamestnanosti v Českej republike	84
7.8	Závislosť PZI od obecnej miery nezamestnanosti	85
7.9	Vývoj menového kurzu CZK/EUR	86
7.10	Závislosť PZI od menového kurzu CZK/EUR	86

7.11 Vývoj náhodnej zložky základných analytických funkcií	93
--	----

Seznam tabulek

5.1	Vývoj základných charakteristík časového radu	57
5.2	Miery kvality vyrovnania pomocou základných analytických funkcií	60
5.3	Miery kvality vyrovnania pomocou k- transformácie	61
5.4	Miery kvality vyrovnania pomocou špeciálnych analytických funkcií	63
5.5	Miery kvality vyrovnania pomocou špeciálnych analytických funkcií	64
5.6	Hodnoty Durbin-Watsonového testu	67
6.1	Extrapolácia PZI pomocou základných analytických funkcií	69
6.2	Miery kvality prognózy základných analytických funkcií	70
6.3	Extrapolácia PZI pomocou základných analytických funkcií	72
6.4	Miery kvality prognózy pomocou základných analytických funkcií	73
6.5	Extrapolácia PZI pomocou špeciálnych funkcií	74
6.6	Miery kvality prognózy špeciálnymi funkciami	75
6.7	Extrapolácia pomocou k-transformácie	76
6.8	Miery kvality prognózy využitím k- transformácie	77
7.1	Korelačná analýza makroekonomických ukazovateľov	79
7.2	Korelačná matica vysvetľujúcich premenných	87
7.3	Kvalita prognózy základných analytických funkcií bez odstránenia autokorelácie	88
7.4	Miery kvality vyrovnania pomocou viacnásobného modelu	89
7.5	Intervalový odhad regresných parametrov	90
7.6	Korelačná matica vysvetľujúcich premenných	90
7.7	Extrapolácia PZI využitím ekonometrického viacnásobného modelu	92
7.8	Vyrovnané hodnoty skráteného časového radu vrátane bodového a intervalových odhadov	93

Úvod

Diplomová práca sa zaoberá modelovaním vývoja stavu priamych zahraničných investícií v Českej republike za posledných 15 rokov. Vytvorí modely na krátkodobé prognózovanie budúceho vývoja priamych zahraničných investícií v Českej republike, ktoré využívajú nástroje regresnej analýzy.

Ciele práce

Ako hlavný cieľ, sme stanovili vytvorenie takého modelu, prípadne takých modelov, ktoré charakterizujú vývoj skutočných priamych zahraničných investícií v takej miere, aby model bol schopný kvalitne predikovať aj budúci vývoj skúmaného ukazovateľa. Tento hlavný cieľ sme dekomponovali na dva podciele. Prvým podcieľom je analýza vývoja priamych zahraničných investícií v závislosti od času a prognózovanie čistého časového radu a druhým podcieľom je, že sa pokúsime o analýzu vývoja priamych zahraničných investícií v závislosti od iných makroekonomických faktorov.

Prehľad diplomovej práce

Diplomovú prácu sme rozdelili do dvoch hlavných častí. Prvá časť je teoretická. Jedná sa o kapitoly 1-4, ktoré popisujú metodiky riešenia lineárnych regresných modelov vhodných pre modelovanie vývoja časových radov a ich prognózovanie. V druhej časti diplomovej práce, v kapitolách 5-7, aplikujeme v prvej časti získané teoretické znalosti na modelovanie vývoja stavu priamych zahraničných investícií v Českej republike za posledných 15 rokov a nakoniec sa pokúsime pomocou týchto modelov vytvoriť krátkodobú prognózu vývoja priamych zahraničných investícií.

Prvá kapitola sa zaoberá so všeobecnou teóriou priamych zahraničných investícií. Kapitola popisuje formy priamych zahraničných investícií, priblíži

čitateľovi možné pozitívne a negatívne dopady prítomnosti zahraničných investícií na ekonomiku hostiteľskej krajiny a prediskutuje potenciálne determinanty vplývajúce na investičnú atraktivitu hostiteľskej krajiny. K tomu, aby sme kapitolu mohli považovať za úplnú, sme zahrnuli do nej krátku analýzu vývoja stavu priamych zahraničných investícií v Českej republike z hľadiska štruktúry.

V druhej kapitole venujeme pozornosť teórii štatistickej analýzy. Táto kapitola popisuje teóriu časových radov a možnosti modelovania vývoja časových radov. Vysvetľuje zásady párovej regresie využitím základných analytických funkcií, k-transformácie a špeciálnych analytických funkcií s hladinou nasýtenia.

Tretia kapitola popisuje možnosti a metodiku prognózovania časového radu využitím lineárne regresných modelov, ktoré sú popísané v druhej kapitole. V praxi však nestačí iba budúce hodnoty odhadnúť, ale je potrebné aj overiť kvalitu prognózy, inými slovami: overiť či daný model predpovedá budúci vývoj s dostatočnou výpovednou hodnotou. Kapitola preto venuje tiež pozornosť metodike testovania charakteristík kvality prognózy.

Štvrtá kapitola sa zaoberá viacnásobnými lineárnymi regresnými modelmi. Popíšeme v nej postup pri tvorbe viacnásobného ekonometrického modelu od špecifikácie vysvetľujúcich premenných, cez verifikáciu vytvoreného modelu až k možnostiam aplikácie tohto modelu.

Piatou kapitolou začína analytická časť diplomovej práce. Využijeme teoretické znalosti z druhej kapitoly na skúmanie chronologického vývoja priamych zahraničných investícií v Českej republike za posledných 15 rokov. Cieľom kapitoly je skúmať, ako sú analytické funkcie, popísané v druhej kapitole, schopné modelovať vývoj priamych zahraničných investícií v Českej republike, prípadne takto získané modely interpretovať a výsledky porovnať.

V šiestej kapitole využijeme párové regresné modely z predchádzajúcej kapitoly k prognózovaniu budúceho vývoja priamych zahraničných investícií. Cieľom kapitoly je odhadnúť budúce hodnoty vývoja priamych zahraničných investícií a rozšíriť hodnoty s kvalitným intervalovým odhadom. Získané hodnoty následne otestujeme pomocou metodiky popísanej v tretej kapitole. Výsledky interpretujeme a porovnáme.

V siedmej kapitole využijeme teoretické znalosti získané z teoretickej časti o metodike tvorby ekonometrického modelu. Cieľom kapitoly je analyzovať potenciálne makroekonomické faktory vplývajúce na vývoj priamych zahraničných investícií v Českej republike, a pomocou týchto makroekonomických

ukazovateľov modelovať tento vývoj čo najkvalitnejšie. Cieľ budeme považovať za úspešne splnený v prípade, ak sa podarí vytvoriť štatisticky významný ekonometrický model, ktorý následne dosiahne kvalitné prognostické charakteristiky pri aplikácii tohto vytvoreného modelu.

Teória priamych zahraničných investícií

1.1 Základná definícia pojmov

Toky zahraničného kapitálu majú najčastejšie formu priamych zahraničných investícií, portfóliových investícií, pôžičiek a dlhodobých úverov. Najefektívnejšou formou zahraničného kapitálu sú priame zahraničné investície (ďalej len PZI), kde sa jedná o dlhodobé vlastníctvo akcií. V diplomovej práci budeme venovať pozornosť práve priamym zahraničným investíciám.

Priame zahraničné investície sú v Českej republike definované devízovým zákonom č. 219/1995 Sb. podľa §1 písmeno i) následovne (8)

„přímou zahraniční investicí rozumí takové vynaložení peněžních prostředků nebo jiných penězi ocenitelných majetkových práv a jiných majetkových hodnot, jehož účelem je založení, nabytí nebo rozšíření trvalých ekonomických vztahů investujícího tuzemce nebo tuzemců jako osob jednajících ve shodě na podnikání v zahraničí nebo investujícího cizozemce nebo cizozemců jako osob jednajících ve shodě na podnikání v tuzemsku.“

PZI sú teda investície do inej krajiny za účelom získania podielu na kmeňových akciách a rozhodovacích právomociach vo výške aspoň 10%.

PZI môžeme ďalej členiť na nasledujúce položky:

$$PZI = \text{základný kapitál} + \text{reinvestovaný zisk} + \text{ostatný kapitál}$$

Základný kapitál – vyjadruje vklad investora do základného kapitálu spoločnosti.

Reinvestovaný zisk – vyjadruje podiel priameho investora na hospodárskom výsledku firmy. Ďalej sa skladá zo zisku z bežného roku po zdanení a nerozdeleného zisku minulých období očisteného o straty z bežného a neuhradených strát z predchádzajúcich rokov a dividend.

Ostatný kapitál – v tomto prípade sa jedná o úverové vzťahy priameho investora vrátane cenných papierov a dodávateľských úverov medzi investorom a dcérskymi spoločnosťami či pobočkami.

1.2 Formy priamych zahraničných investícií

V tejto podkapitole budeme venovať pozornosť jednotlivým formám PZI. PZI môžeme deliť na základe nasledovných hľadísk:

- podľa stratégie vstupu,
- podľa miery kontroly investor,
- podľa spôsobu vstupu investície.

Ďelenie priamych zahraničných investícií podľa stratégie vstupu:

- *Trhovo orientované investície (market- seeking)*
Cieľom tohto motívu je zvýšiť podiel na trhu a znížiť náklady na zásobovanie trhu poprípadе nahradiť dovoz daného produktu. Takto motivované PZI sú typické pre sektor služieb.
- *Investície zamerané na zvýšenie efektívnosti (efficiency- seeking)*
Cieľom tohto motívu je optimalizácia výroby, zníženie výrobných nákladov a zvýšenie konkurencieschopnosti s výsledkom medzinárodnej špecializácie jednotlivých aktivít. Ďalším motívom tohto typu môže byť diverzifikácia rizika a produktov.
- *Zdrojovo orientované investície (Resource-seeking)*
Zdroje hľadajúca stratégia- zameriava sa na zaistenie dodávok strategických surovín. Tento motív je obzvlášť silný v oblasti ropného a ťažobného priemyslu. Investor hľadá zdroje, ktoré sú v materskej krajine nedostupné alebo veľmi drahé.

- *Investície orientované na strategické aktíva/schopnosti (Asset-seeking)*
Cieľom je získavanie špecifických aktív ako napríklad patent či obchodná značka. Motívom tohto typu je často získavanie vzdelanej pracovnej sily, prístup k výsledkom výskumu a vývoja. Tieto firmy sa popritom snažia zabrániť ostatným konkurenčným firmám vstup na trh.

Delenie PZI podľa miery kontroly investora:

- Podnik s menšinovým zahraničným podielom – 10% - 50% podiel,
- Podnik pod zahraničnou kontrolou – 50% a viac podielu zahraničného investora.

Delenie PZI podľa spôsobu vstupu investície môžeme deliť nasledovne:

- *Investície na zelenej lúke (greenfield)*
Jedná sa o investíciu do nových aktív v zahraničí. Dôsledkom tohto typu investovania sú nové priestory a vytváranie nových pracovných príležitostí na zahraničnom trhu práce. Väčšinou sa jedná o nadnárodné korporácie vstupujúce do rozvojových krajín s cieľom vytvárania nových tovární či obchodov. V tomto prípade je teda investor vo väčšine prípadov 100 percentným vlastníkom takto vytvoreného podniku. Rozvojové krajiny často lákajú nadnárodné firmy s poskytovaním daňových úľav či dotáciami. Hlavnou výhodou pre krajinu, používajúcu túto metódu je nielen vytváranie nových pracovných miest, ale aj prieliv nového know-how a technológií, ktoré zvyšujú ľudský kapitál danej krajiny.
- *Investície na hnedej lúke (brownfield)*
Jedná sa o nákup existujúceho obchodného či výrobného priestoru v zahraničí s účelom spustenia nových výrobných či služobných aktivít. Tento typ investícií nezahŕňa postavenia nových priestorov, ale využíva už existujúce a prestavia ich podľa vlastných potrieb. Dôvodom tohto typu investícií je väčšinou modernizácia výrobnéj linky alebo znovu sprevádzkovanie výroby.
- *Akvizície a fúzie (Aquisitions and merges)*
Jedná sa vyslovene len o zmenu majiteľa podniku avšak nie zmenu technologickú. Cieľom je väčšinou získanie konkurenčných výhod prebranej firmy, pričom inak pre investora by bola samotná investícia nákladnejšia než kapitálový vstup.
- *Spoločné podniky (joint ventures)*
Jedná sa o splynutie dvoch firiem cieľom vzájomného využitia technologických alebo iných znalostí akými sú znalosť miestneho trhu alebo distribučného kanálu. Domáca firma pri tom profituje z prielivu finančného kapitálu od investujúcej firmy, ktorá ponúkne nové strategické možnosti

domácej firme. V prípade joint venture sa teda jedná o výhodné spojenie pre obidve podniky.

1.3 Dopady priamych zahraničných investícií

V súčasnosti priame zahraničné investície hrajú významnú úlohu v ekonomike aj na národnej aj na medzinárodnej úrovni. Pozitívne efekty PZI na ekonomický rast sú najčastejším argumentom v rozvojových krajinách, keď vytvárajú rôzne stimuly v snahe prilákať zahraničných investorov do krajiny. Dopady PZI na ekonomický, sociálny a politický život hostiteľského štátu, kam smerujú investície, sú veľmi mnohotvárne a môžu mať aj kladné aj záporné prvky.

Medzi najviac cenené pozitíva, ktoré sú s príchodom PZI spojené môžeme zaradiť predovšetkým:

Príliv kapitálu – PZI prinášajú do ekonomiky hostiteľskej krajiny kapitál, ktorý tam obvykle nie je k dispozícii. Na rozdiel od ostatných zdrojov zahraničného kapitálu sú tieto prostriedky investované dlhodobo.

Príliv technológií – technológie hrajú veľkú rolu v ekonomickom raste krajiny. Nadnárodné spoločnosti prinášajú moderné technológie zakladajú výskumné pracoviská, podporujú technický pokrok a zvyšujú efektivitu výroby. V tomto prípade prílev PZI závisí aj od schopnosti krajiny nové technológie prijímať a zavádzať.

Prístup na zahraničné trhy – firmy, ktoré vlastnia zahraničné spoločnosti sa často orientujú na export a tým pádom investori pre svoju firmu otvárajú prístup na zahraničné trhy, na ktoré by sa domáce spoločnosti sami veľmi ťažko dostali.

Manažérske zručnosti – nadnárodné spoločnosti zamestnávajú vysoko kvalifikovaných odborníkov, čo sa pozitívne prejavuje v podobe prelievania týchto zručností a skúseností do všetkých dcérskych spoločností.

Ochrana životného prostredia – nadnárodné spoločnosti sú v čele vo svetovom vývoji technológií, ktoré sa snažia čo najmenej poškodzovať životné prostredie. Kvalitný environmentálny manažment a vyspelé technológie môžu pozdvihnúť celkovú kvalitu životného prostredia.

Pozitívne efekty na zamestnanosť – PZI zvyšujú zamestnanosť priamo vznikom nových výrobných zariadení, nepriamo stimulujú zamestnanosť v oblasti distribúcie. PZI pomáha udržať zamestnanosť reštrukturalizáciou spoločností v hostiteľskej krajine, ktoré sú v problémoch alebo pred zánikom.

1.3. Dopady priamych zahraničných investícií

Rozvoj ľudského kapitálu - Zahraničné investície so sebou prinášajú inovácie nielen vo výrobných zariadeniach, ale aj v procese výroby, procese riadenia, výskumu a vývoja, v predaji a vôbec v procese fungovania celej spoločnosti ako aj jej pracovníkov. Pre zavedenie a využívanie nových technologických procesov je potrebný ľudský kapitál, ktorý disponuje potrebnými vedomosťami a skúsenosťami pre využívanie nových technológií v procese výroby. Mnohokrát je potrebné na začiatku fungovania zahraničnej spoločnosti v hostiteľskej krajine uskutočniť mnohé školenia a vzdelávacie kurzy, aby pracovníci boli schopní vykonávať svoju prácu spôsobom odpovedajúcim predstavám investora.

Zlepšenie podnikateľského prostredia – zahraničné firmy značne prispievajú k lepšiemu podnikateľskému prostrediu a etiky.

Pozitívny vplyv na domáce spoločnosti – vstup nadnárodných spoločností na trh hostiteľskej krajiny, ktorý je spojený so zvýšenou investičnou aktivitou, môže dávať šancu uplatniť sa ďalším domácim spoločnostiam.

Medzi negatívne vplyvy spojené s priamymi zahraničnými investíciami, ktoré sa dotýkajú viacerých stránok ekonomiky hostiteľskej krajiny môžeme zaradiť:

Vytlačanie domácich firiem - vytlačanie domácich firiem z trhu môže patriť k sprievodným javom priamych zahraničných investícií. Dochádza k nemu ak firma, ktorú vlastní zahraničný investor sa zameriava na domáci trh a domáce firmy nie sú schopné konkurovať tejto firme. Avšak je to štandardný jav trhovej ekonomiky, v ktorej prostredníctvom realokácie zdrojov dochádza k vytlačaniu neefektívnych výrob. Rovnako zvyšovanie importu materiálu a polotovarov vedie k likvidácii domácich dodávateľov týchto komodít. V tomto prípade ostáva otázka, prečo domáci výrobcovia nie sú schopní ponúknuť konkurenčne schopnú alternatívu dovozu.

Repatriácia ziskov – zhoršenie platobnej bilancie. Zisk nezostáva v domácej krajine, kde by mohol byť reinvestovaný a pomôcť k ďalšiemu rozvoju ale je prevedený na zahraničné účty investorov.

Nadpriemerný nárast miezd - môže vo firmách so zahraničným vlastníctvom ovplyvniť aj iné domáce firmy, v ktorých produktivita práce rastie iba pomaly a zaostáva za rastom miezd. Výsledkom tohto javu je zníženie konkurencieschopnosti domácich firiem.

Nepriateľské prevzatie domácich firiem – Úmyselné investovanie do lokálnej firmy s cieľom zbaviť sa konkurencie a stlmiť alebo zrušiť výrobu konkurenčnej lokálnej firmy.

1.4. Determinanty ovplyvňujúce vývoj priamych zahraničných investícií

Zvýšenie miery nezamestnanosti – zvýšenie podielu kapitálovo náročného spôsobu výroby a zníženie podielu výroby na prácu môže mať negatívny dopad na mieru nezamestnanosti.

Výpadok daňových príjmov – môže byť spôsobené nielen daňovými prázdninami, ktoré ponúkajú investorom hostiteľské firmy, ale aj transferovými cenami, ktorými nadnárodné spoločnosti upravujú zisky v jednotlivých štátoch.

Duálna ekonomika – v prípade, keď vláda sa prílišne orientuje na priťahnutie zahraničných investorov a zabúda na rozvoj domácich firiem, tak môže vzniknúť duálna ekonomika, v ktorej firmy v zahraničnom vlastníctve prosperujú a domáce firmy stagnujú alebo upadajú.

Apresiasi meny - v dôsledku prílevu zahraničného kapitálu dochádza k apreciácii domácej meny, čo sa môže negatívne prejavovať rastom deficitu obchodnej bilancie.

Inflačné dopady - rast peňažnej zásoby súvisiaci s vysokým prílevom PZI môže mať inflačné dopady.

1.4 Determinanty ovplyvňujúce vývoj priamych zahraničných investícií

Zahranční investori pri svojich investičných rozhodnutiach hodnotia mnoho faktorov, ukazovateľov krajiny svojej potencionálnej investície. Podľa rôznych teórií dôležitými faktormi sú politická a ekonomická stabilita, kvalita legislatívneho prostredia, úrokové sadzby, daňová zťaženosť, blízkosť domácich a zahraničných trhov, dostupnosť a kvalita pracovných síl, geografická poloha, dopravná a komunikačná rozvinutosť, podnikateľská a znalostná infraštruktúra, cena práce, výrobné náklady, úroveň životného prostredia, kultúrne faktory krajiny atď.

Pri konečnej fáze výberu najvhodnejšej lokality pre investíciu, rozhodujúcu rolu hrajú regionálne resp. miestne charakteristiky faktorov. Ak má firma motiváciu k investovaniu v zahraničí, zvažuje rizikovosť a výhodnosť lokalít a podľa určitých parametrov sa rozhodne pre konkrétnu krajinu alebo lokalitu. Treba však poznamenať, že dôležitosť faktorov je pre každého investora odlišná a závisí od zámeru investora.

1.4. Determinanty ovplyvňujúce vývoj priamych zahraničných investícií

Z hľadiska výberu lokality investovania môžeme rozdeliť základné lokalizačné makro-faktory, ktoré určujú lokalizačné rozhodnutia nasledovne:

- **Pre krajinu:** politický a ekonomický systém, stabilita vlády, ekonomická stabilita, výmenný kurz meny, podnebie, exportné a importné podmienky, kultúra, dane a poplatky.
- **Pre región:** cena práce, prístupnosť surovín, dodávateľov a trhov, druhy a kvalita dopravy, infraštruktúra, pravidlá súvisiace so životným prostredím, podnebie, verejné služby.
- **Pre samosprávu:** lokálna autonómia, samosprávne inštitúcie, miera nezamestnanosti, pravidlá miestneho obchodovania, miestne dane, náklady na prenájom a výstavbu.
- **Pre polohu:** náklady pôdy, veľkosť územia, mestská segmentácia, faktor bezpečia, mestská doprava, spotrebiteľská základňa, dopravná vzdialenosť, verejné služby.

Determinanty prílivu priamych zahraničných investícií môžeme rozdeliť do dvoch veľkých skupín(2):

- *interné* - vychádzajú z vnútorných podmienok firmy, kam môžeme zaradiť faktory ako kultúra firmy, manažment a ich postoj k podnikaniu v zahraničí, schopnosť využiť príležitosť a nieť riziko, významné udalosti, ktoré môžu mať vplyv na zmeny postojov a pod.,
- *externé* – sem môžeme zaradiť napr. vysoké náklady na výrobu, vysokú cenu za prácu, nedostatok surovín v materskej krajine. V hostiteľskej krajine zas nízke pracovné sily, surovín, energie, úroveň infraštruktúry a pod.

Z hľadiska vecného obsahu externé determinanty možno rozdeliť do troch skupín: nákladové faktory, dopytové faktory a investičné prostredie.

Skupina nákladových faktorov:

Zahraničný investor hľadá hostiteľskú krajinu, kde nízkym nákladom produkcie a distribúcie získa vyšší zisk.

1.4. Determinanty ovplyvňujúce vývoj priamych zahraničných investícií

Medzi nákladové faktory patria napr.:

- úspora na lacných alebo v materskej krajine nedostupných surovinách,
- lacná pracovná sila, alebo lacná kvalitná pracovná sila, ukazovateľ jednotkových nákladov práce je považovaný za jeden z vrcholových doplnkových indikátorov ekonomiky, a ako taký je pomerne často využívaný (najmä zahraničnými inštitúciami) pri hodnotení hospodárskeho vývoja jednotlivých krajín.
- úspora prepravných nákladov, čo predstavuje rýchlejšiu a lacnejšiu distribúciu tovarov k spotrebiteľom,
- úspora ostatných nákladov, ako napr. náklady na vedu a výskum, telekomunikácie, reklamné náklady, ceny pozemkov, prenájom budov, náklady na iné služby,
- vládna politika hostiteľskej krajiny - vláda môže podporovať prílev kapitálu, napr. znížením daňového zaťaženia zahraničných investorov, opatreniami v colnej a dovoznej politike, daňovými prázdninami, možnosťou odpočítania straty zaznamenananej počas daňových prázdnin zo zisku, atď.

Skupina dopytových faktorov:

- veľkosť trhu a dynamika jeho rastu, prístup na regionálne a globálne trhy, preferencia spotrebiteľov v krajine, štruktúra trhu, prekonanie obchodných prekážok (napr. zvýšené dovozné clá, vysoké náklady pri vstupe na trh atď.).

Investičné prostredie je tvorené súhrnom právnych noriem, obmedzení a politických vzťahov v hostiteľskej krajine. Hlavnými prvkami investičného prostredia sú najmä:

- politická stabilita - je jedno z najdôležitejších kritérií pri rozhodovaní o umiestnení PZI,
- všeobecný postoj vlády a obyvateľstva k zahraničným investíciám,
- regulácia vlastníctva zahraničných firiem (v niektorých krajinách jestvujú predpisy o maximálnom možnom podiele zahraničnej firmy na vlastníctve pobočky),
- menová regulácia,
- daňová štruktúra,
- dostupnosť informácií o danej krajine.

1.4. Determinanty ovplyvňujúce vývoj priamych zahraničných investícií

Vytvorenie atraktívneho investičného prostredia je dlhodobý a zložitý proces pre krajiny. Potencionálny investor pri vstupe na zahraničný trh analyzuje hlavne:

- stav politického prostredia,
- makroekonomickú stabilitu,
- stav domácej pracovnej sily,
- stav infraštruktúry,
- daňový systém a investičné stimuly,
- výdavky na výskum, vývoj a vzdelávanie .

Politická stabilita - predstavuje fungujúcu parlamentnú demokraciu a tiež dodržiavanie ľudských práv a slobôd. Ďalším prvkom stavu politického prostredia je stav právneho prostredia v danej krajine. Zahŕňa nielen sústavu zákonov, ale aj ich dodržiavanie a vymáhateľnosť práva a fungovanie súdov. Ďalším faktorom politickej stability sú byrokratické procedúry. Skúmaná je miera byrokracie v danej krajine, rýchlosť a kvalita práce úradov, finančná a časová náročnosť založenia a likvidácie podnikateľského subjektu a iné. Miera korupcie je tiež kritériom pre investičné rozhodovanie. Korupcia je vnímaná ako jeden z najväčších spoločenských problémov a je prítomná aj pri privatizačných projektoch, na ktorých sa zúčastňujú zahraničné spoločnosti. Úroveň korupcie je meraná indexom vnímania korupcie, ktorý každý rok zostavuje organizácia Transparency International.

Makroekonomická stabilita - hospodárske a finančné krízy vo svete vedú zahraničných investorov k tomu, aby sa zaoberali dôkladnou analýzou ekonomického prostredia. Makroekonomické ukazovatele sú štatistické údaje vyjadrujúce aktuálny stav hospodárstva určitého štátu v závislosti na konkrétnej oblasti danej ekonomiky (priemysel, trh práce, obchodná bilancia atď.). V skutočnosti tieto štatistiky pomáhajú investorom sledovať pulz ekonomiky. Hrubý domáci produkt (ďalej len HDP) je najširším ukazovateľom stavu ekonomiky krajiny a predstavuje celkovú hodnotu všetkých tovarov a služieb vyprodukovaných danou krajinou v danom roku. HDP krajiny vypovedá o hospodárskej vyspelosti a od neho môžeme odvodiť aj mieru hospodárskeho blahobytu v danom štáte. Indikátor jednotkovej náklady práce dáva do súvislosti súhrnný produkčný výkon ekonomiky (HDP), produktivitu práce, mzdové a ďalšie náklady spojené s pracovnou silou a cenový vývoj, čím sprostredkováva súhrnný pohľad na kvalitu hospodárskeho rastu. Ďalším faktorom, ktorý pomáha analyzovať makroekonomickú stabilitu je inflácia. Inflácia zväčša označuje ekonomický jav, počas ktorého sa vyskytuje dlhšie trvajúci rast cenovej hladiny alebo zodpovedajúce zníženie kúpnej sily peňazí. Vysoká inflácia

spôsobuje ekonomickú nerovnováhu s negatívnymi dôsledkami na výrobu aj spotrebu, preto môže odrádzať investorov od investícií v danej krajine. Stav verejných financií nepatrí medzi najdôležitejšie faktory pri analýze investičného prostredia. Má skôr podporný charakter. Priaznivý stav verejných financií prispieva k makroekonomickej stabilite a podporuje menovú politiku v udržiavaní stabilných cien. Vysoký deficit verejných financií môže byť signálom budúcich hospodárskych problémov a svedčí o hospodárskej nevyrovnanosti štátu. Ďalším podporným faktorom pri hodnotení investičného prostredia je stav platobnej bilancie. Platobná bilancia predstavuje pomer medzi platbami prichádzajúcimi zo zahraničia a platbami odchádzajúcimi do zahraničia. Inými slovami, ukazuje celkové zahraničné operácie, obchodnú bilanciu, teda bilanciu medzi dovozom a vývozom a transferové platby. Ak prichádzajúce platby prekráčajú platby odchádzajúce, je platobná bilancia kladná. Prebytok je obľúbeným faktorom prognózy rastu hodnoty národnej meny. Stabilizácia ekonomiky (napr. plná zamestnanosť, riadenie inflácie a vyrovnaná platobná bilancia) je jedným z cieľov, čo sa vlády pokúšajú dosiahnuť.

Stav domácej pracovnej sily - rôzne nadnárodné spoločnosti, ktoré pôsobia vo svetovom hospodárstve, sú neustále pod tlakom konkurencie. To vedie k rozhodnutiam o nových investíciách, ktoré sú zamerané na zníženie výrobných nákladov. Najdôležitejšie sú energetické náklady, surovinové náklady a najmä náklady na pracovnú silu, ktoré sú dôležité v odvetviach náročných na prácu. Práve preto je stav pracovnej sily dôležitým ukazovateľom pre zahraničných investorov a je často rozhodujúcim faktorom pri výbere investičnej lokality. Na analýzu stavu domácej pracovnej sily možno sledovať faktory ako, veľkosť pracovnej sily a jej potenciál, cena práce, produktivita práce, kvalifikačná štruktúra pracovnej sily. Na analýzu stavu domácej pracovnej sily možno sledovať nasledujúce faktory ako, veľkosť pracovnej sily a jej potenciál, cena práce, produktivita práce, kvalifikačná štruktúra pracovnej sily.

Veľkosť pracovnej sily a jej potenciál je základným meradlom stavu domácej pracovnej sily. Dostupnosť pracovnej sily je dôležitým kritériom pri rozhodovaní o investovaní v zahraničí. Veľkosť pracovnej sily vychádza z počtu zamestnaných obyvateľov daného štátu a z počtu nezamestnaných obyvateľov. Požiadavky potenciálnych investorov na pracovnú silu závisia od typu projektu, ktorý chcú v krajine zrealizovať, preto investori analyzujú stav pracovnej sily podľa rôznych štruktúr ako napríklad. podľa demografickej (napr. vek, pohlavie), ekonomickej (napr. odvetvová štruktúra, profesná štruktúra), priestorovej (napr. vzdialenosť bydliska od pracoviska), sociálnej (napr. rodinný stav, skupinová identita) štruktúry.

Ďalším determinantom atraktívnosti investícií je nepochybne cena práce. Tá sa dá najlepšie vyjadriť pomocou mesačnej hrubej mzdy. Pri hodnotení ceny práce treba však opísať aj výšku dodatočných nákladov. Ide hlavne o odvody (nemocenské poistenie, dôchodkové poistenie, poistenie v nezamestnanosti atď.), ktoré môžu zvýšiť celkovú cenu práce. Lacná pracovná sila však nie je výhodou, pokiaľ je v danom štáte nízka produktivita práce. Všeobecne uznávaným pravidlom je, že rast reálnych miezd by nemal prekročiť rast produktivity práce.

Stav infraštruktúry - patrí taktiež medzi rozhodujúce kritéria pri hodnotení atraktívnosti investičného prostredia. Veľké medzinárodné podniky sa snažia využiť komparatívne výhody jednotlivých geografických lokalít a často rozkladajú výrobu do viacerých štátov prípadne kontinentov. Pozitívny stav infraštruktúry v hostiteľskej krajine spôsobuje pokles dopravných nákladov, komunikačných nákladov, môže znižovať čas dopravy, a umožňuje okamžitú celosvetovú komunikáciu. Infraštruktúra zahŕňa rad aspektov ako dopravná infraštruktúra, infraštruktúra informačnej a telekomunikačnej technológie a energetická infraštruktúra. Predovšetkým, dostupnosť diaľnic, železníc, letísk a prístavov je dôležitý aspekt voľby lokalizácie pre všetky typy PZI. Každá krajina, ktorá chce zvýšiť svoju konkurencieschopnosť musí zamerať svoje strategické, inovačné akcie na skvalitnenie infraštruktúry, lebo budovanie dopravnej a technickej infraštruktúry väčšinou pripadá na štát a verejnú sféru.

Daňový systém, investičné stimuly, výdavky na vedu a výskum a na vzdelávanie - tieto faktory nepatria medzi determinanty s najväčšou váhou pri rozhodovaní o investovaní kapitálu, ale pri vyrovnaných podmienkach jednotlivých krajín dokážu byť rozhodujúcim faktorom.

Daňový systém - v rámci daňového systému je pre zahraničných investorov dôležitá hlavne daň z príjmu právnických osôb. Nadnárodné podniky uprednostňujú krajiny s nižšou daňou, pretože zisky po zdanení sú v týchto krajinách logicky vyššie. Daňová reforma je jednou z najdôležitejších vládnych iniciatív hostiteľskej krajiny smerom k vytvoreniu vysoko konkurenčného a trhového prostredia. Daňový systém krajiny by mal byť konkurencieschopný hlavne kvôli jeho vysokému stupňu efektívnosti a transparentnosti.

Investičné stimuly – sú ďalším podporným faktorom atraktívnosti krajiny. Investičné stimuly môžeme definovať ako cielenú, peniazmi ocenenú výhodu pre investora, ktorá má ovplyvniť jeho rozhodnutie v prospech investovania v danej krajine. Stimuly môžeme rozdeliť na tieto základné kategórie:

- **nepriama** podpora fiškálnymi stimulmi – daňové prázdny, investičné daňové úľavy, nízka daň zo zisku, oslobodenie od dovozných ciel,

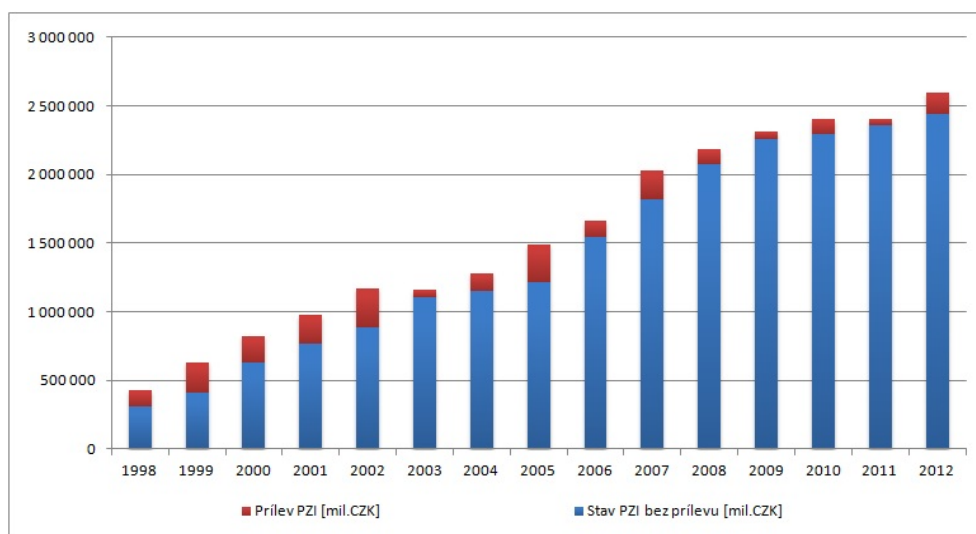
1.4. Determinanty ovplyvňujúce vývoj priamych zahraničných investícií

- **priama** podpora zahraničných investorov – priama finančná podpora na investičnú výstavbu, nákup technológií, výskum a vývoj, tvorba pracovných miest, rekvalifikácia pracovnej sily, zavedenie infraštruktúry, nákup pozemkov,
- **propagácia** hostiteľskej krajiny – vytváranie kladného imidžu krajiny, poskytovanie informácií, investičný poradenský servis pre budúcich aj súčasných investorov.

Výdavky na vedu, výskum a vzdelávanie – je ďalšou kategóriou na hodnotenie atraktívnosti štátov pre PZI. Investície zo smeru štátu do zlepšovania kvality ľudského kapitálu sú vo všeobecnosti považované za veľmi účinné a efektívne. Tieto investície však vyžadujú v štáte, kam smerujú, určité zázemia a to: miestne výskumné a vývojové strediská, inkubačné centrá a najmä vysokokvalifikovanú pracovnú silu. Výdavky na výskum, vedu a na vzdelanie sa určujú podielom týchto výdavkov na HDP. Krajiny podporujúce vedu, výskum a podporu vzdelávania sú pre potenciálnych investorov atraktívnejšie. Potenciál pre získanie PZI s vysokou pridanou hodnotou je tvorený predovšetkým kvalitnou sieťou vysokého školstva s previazanosťou na výskum a vedu.

1.5 Vývoj priamych zahraničných investícií v Českej republike

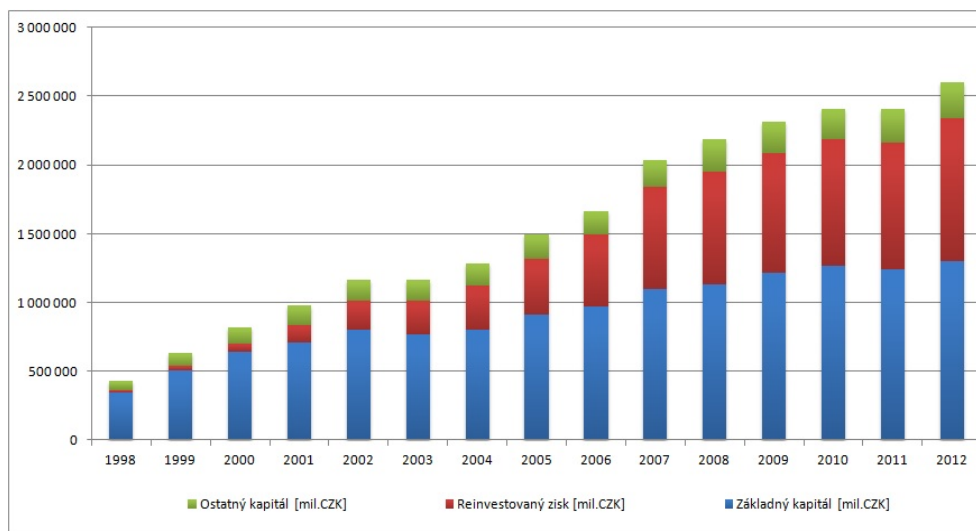
V tejto podkapitole budeme venovať pozornosť štruktúre priamych zahraničných investícií v ČR za posledných 15 let, presnejšie od roku 1998 do roku 2012. Štruktúru znázorníme z teritoriálneho a odvetvového hľadiska a budeme pracovať s dátami týkajúcimi sa stavu PZI v ČR ku dňu 31.12. danom roku. Časový vývoj stavu priamych zahraničných investícií je znázornený v nasledujúcom grafe č. 1.1, kde vidíme celkový stav priamych zahraničných investícií a z toho podiel prílevu za daný rok.



Obrázek 1.1: Vývoj stavu PZI a podiel prílevu PZI za daný dok v mil. CZK

Skladbu stavu PZI rozdelenú na základný kapitál, reinvestovaný zisk a ostatný kapitál sme znázornili na grafe č. 1.2.

1.5. Vývoj priamych zahraničných investícií v Českej republike

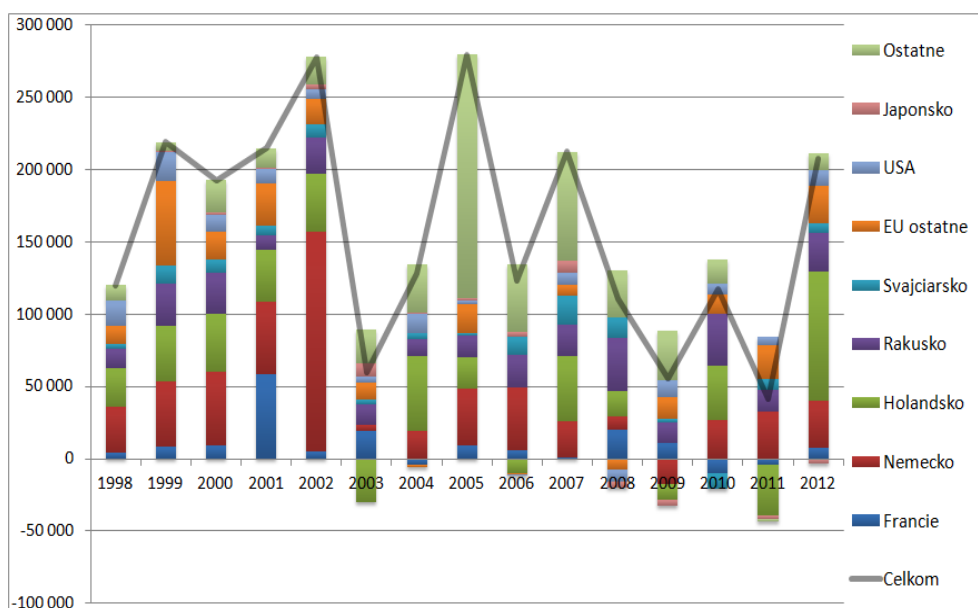


Obrázek 1.2: Vývoj skladby stavu PZI v mil. CZK

Z predchádzajúcich grafov č. 1.1 a 1.2 je zjavné, že stav priamych zahraničných investícií má vo všeobecnosti rastúci trend. Čo sa však týka trendu ročného prílevu PZI do ČR, ten má na prvý pohľad nevyspytateľné výkyvy vďaka meniacim sa ekonomickým faktorom v Českej republike. (Vid' graf č. 1.3) Napríklad do roku 2002 vidíme rastúci trend PZI spôsobený privatizačnými činnosťami, ktorý dosiahol svoj vrchol v roku 2002. V roku 2003 po skončení privatizácií, nastal náhly pokles prílevu priamych zahraničných investícií až o 79%. Ďalší pokles je viditeľný od roku 2008, spôsobený globálnou ekonomickou krízou trvajúcou až do roku 2011. V tomto období klesli PZI až o 81%. Od roku 2012 sa však znovu nastal výrazný rast oproti roku 2011, o 400%.

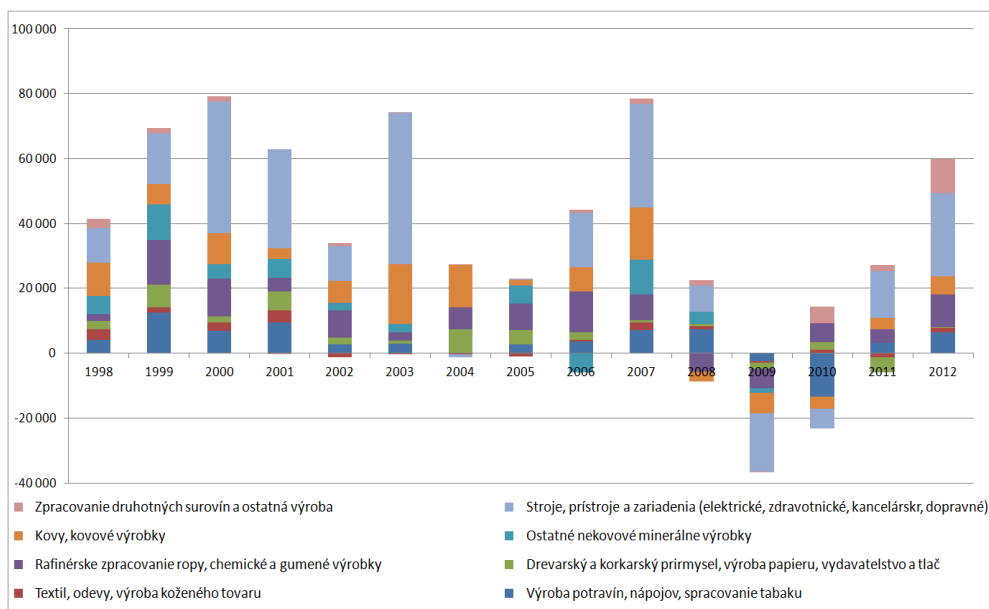
Prílev priamych zahraničných investícií v teritoriálnej štruktúre znázorňuje graf č. 1.3. Graf ukazuje objem prílevu z jednotlivých krajín. Hlavný podiel na PZI majú Nemecko s 23 percentným podielom, Holandsko s 15% podielom a Rakúsko s 13% podielom na prílevu PZI do ČR.

1.5. Vývoj priamych zahraničných investícií v Českej republike



Obrázek 1.3: Vývoj skladby prílevu PZI podľa krajín

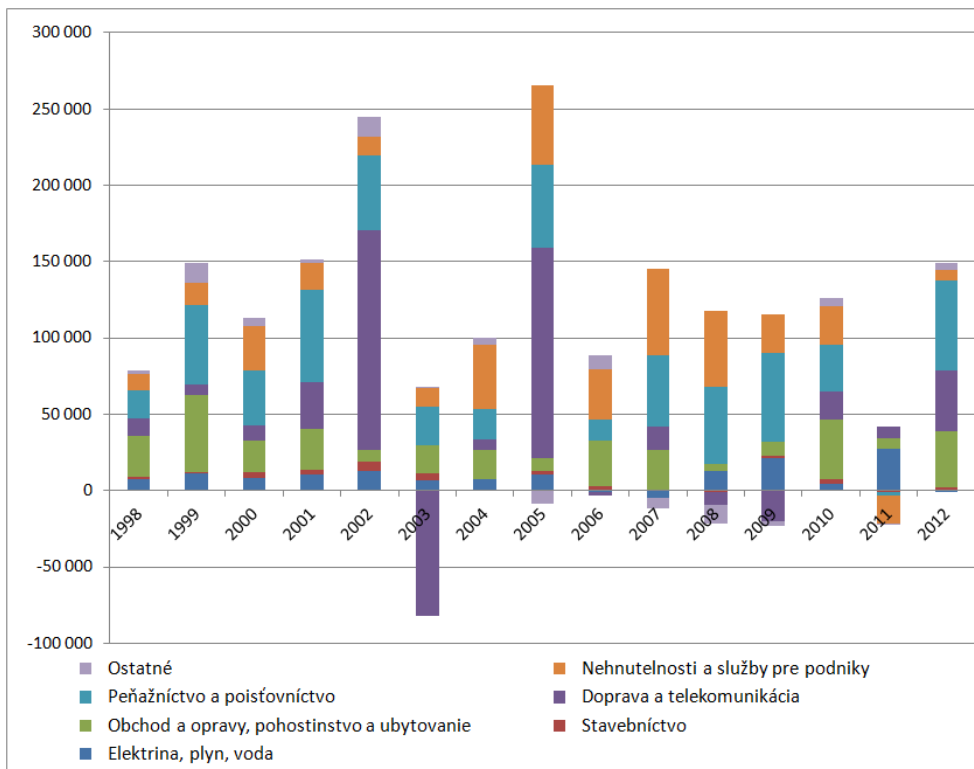
Odvetvová štruktúra PZI do ČR je znázornená na grafe č. 1.4 v spracovateľskom priemysle a na grafe č. 1.5 bez spracovateľského priemyslu.



Obrázek 1.4: Vývoj skladby PZI v spracovateľskom priemysle

1.5. Vývoj priamych zahraničných investícií v Českej republike

Z grafu č. 1.4 je zrejmé, že v spracovateľskom priemysle má najväčší podiel na príleve priamych zahraničných investícií výroba strojov a zariadení vo výške 35%. Nasledujú kovy a kovové výrobky vo výške 16% a rafinérsky spracovanie ropy s podielom 15%.



Obrázek 1.5: Vývoj skladby PZI bez spracovateľského priemyslu

Z grafu č. 1.5 je zrejmé, že v odvetvovej štruktúre bez spracovateľského priemyslu najväčšiu rolu v príleve PZI hrá peňažníctvo a poisťovníctvo s percentuálnym vyjadrením vo výške 32% . Nasledujú nehnuteľnosti a služby pre podniky vo výške 21% a obchod a opravy s podielom 18%.

Lineárne regresné modely časových rad

Časové rady predstavujú údaje usporiadané z časového hľadiska. Obvykle meria po sebe idúce časové dáta rozmiestnené v rovnakých časových intervaloch. Často sa využívajú v rôznych oblastiach ako napríklad v štatistike, v ekonometrii alebo v matematických financiách. V diplomovej práci sa zaoberáme štatistickou analýzou časových radov, ktorá kladie za cieľ porozumieť a štatisticky popísať vlastnosti vývoja časového radu priamych zahraničných investícií a na základe získaných informácií o časovom rade odhadnúť budúci vývoj hodnôt radu.

V praxi sa stretávame s rôznymi druhmi časových radov. Podľa obdobia ku ktorému sa údaje ťahujú delíme časové rady na intervalové a okamihové. Pod pojmom **intervalový časový rad** predstavujeme údaje, ktoré vznikajú postupnou sumarizáciou od začiatku až do konca daného intervalu, kým **okamihové časové rady** sa vzťahujú na časový okamih zistovania jeho hodnôt.

Podľa spôsobu spracovania časových radov rozlišujeme **extenzitné** a **intenzitné** časové rady. Extenzitný časový rad označuje časový rad, ktorý je tvorený absolútnymi hodnotami, kým intenzitné časové rady vyjadrujú pomerové a bezrozmerné hodnoty.

2.1 Dekompozícia časových radov

Časový rad sa skladá z trendovej, sezónnej, cyklickej a náhodnej zložky. Existujú dva typy dekompozícií vyjadrené vzťahmi č. 2.1 a 2.2

- Aditívna dekompozícia

$$y_t = T_t + S_t + C_t + E_t \quad (2.1)$$

Aditívna dekompozícia sa používa v prípade, keď všetky zložky sú uvedené v rovnakých jednotkách.

- Multiplikatívna dekompozícia

$$y_t = T_t * S_t * C_t * E_t \quad (2.2)$$

Multiplikatívna dekompozícia sa používa v prípade, keď len jedna zložka je tvorená extenzitnými hodnotami a ostatné zložky sú uvedené v relatívnych hodnotách voči trendu.

Trendová zložka T_t predstavuje dlhodobé zmeny v správaní sa časového radu, tzv. dlhodobý rast či pokles časového radu. Nejedná sa teda o krátkodobý rast alebo pokles, ale o zachytenie vývoja pomocou matematickej funkcie tendencie pohybu časového radu z dlhodobého hľadiska.

Sezónna zložka S_t predstavuje periodické zmeny v časovom rade v rámci jedného obdobia, obvykle zmeny v jednom kalendárnom roku. Najčastejšie sa sezónnosť sleduje každý štvrtrok. Z toho, že v priebehu viacerých rokov táto zložka môže zmeniť svoj charakter vyplýva, že táto zložka sa nemôže vyskytnúť v ročných časových radoch.

Cyklická zložka C_t predstavuje dlhodobé fluktuácie okolo trendu. Táto zložka sa môže vyskytnúť v rozmedzí viac rokov, takže pri skúmaní kratších intervalov (napr. 2 rokov) táto zložka vôbec nemusí byť rozoznateľná. V prípade ekonomických radov je cyklická zložka spojená so striedaním hospodárskych cyklov. Dokonca jeho charakter má tendenciu sa v čase meniť, preto je dosť obťažné ju pozorovať.

Náhodná zložka E_t predstavuje odchýlku skutočnosti od matematického modelu. Na rozdiel od prvých troch systematických zložiek táto nesystematická zložka je tvorená náhodnými výkyvmi v časovom rade. Sem patria všetky vplyvy, ktoré nie sme schopní systematicky popísať.

2.2 Štatistická analýza vývoja časových radov

Časové rady majú niekoľko elementárnych charakteristík. Tieto charakteristiky nám môžu pomôcť pri výbere vhodných analytických funkcií pre analýzu časových radov pomocou lineárnych regresných modelov. Tieto charakteristiky sú nasledovné:

- Absolútna diferenciacia:

$$d_t = y_t - y_{t-1} \quad (2.3)$$

Absolútna diferenciacia dáva odpoveď na to, o koľko vzrastá či klesá hodnota y v čase t oproti hodnote z predchádzajúceho obdobia.

- Tempo rastu:

$$T_{m_t} = \frac{y_t}{y_{t-1}} * 100 \quad (2.4)$$

Percentuálny rast či pokles hodnoty Y v čase t oproti hodnote z predchádzajúceho obdobia.

- Priemerné tempo rastu:

$$\bar{T} = \sqrt[n-1]{\frac{y_t}{y_1}} \quad (2.5)$$

Priemerné tempo rastu vyjadruje relatívnu zmenu premennej Y počas sledovaného obdobia časového radu.

Hlavnou úlohou analýzy časových radov je vystihnúť základnej tendencie ich vývoja, teda stanovenie ich trendu. Trend sa určuje pomocou vyrovnávaní časových radov. Vyrovnávanie časových radov pomocou trendových funkcií patrí k najčastejšie používaným metódam v prognostike, pomocou ktorých vieme vystihnúť vývojovú tendenciu budúcich hodnôt skúmaného javu. Pre analýzu a predikciu časových radov pomocou lineárnych regresných modelov (LRM) sa v praxi najčastejšie používajú základné analytické funkcie ako lineárna, parabolická a exponenciálna funkcia. Ďalej sa používa k -transformácia a špeciálne analytické funkcie využívajúce hladinu nasýtenia ako modifikovaná exponenciálna krivka, logistická krivka a Gompertzova krivka. Tieto funkcie sú lineárne v parametroch a pre odhad týchto parametrov sa používa metóda najmenších štvorcov. Cieľom tejto podkapitoly bude popísať jednotlivé vyššie uvedené metódy vyrovnávania.

Parametre používaných analytických funkcií, ako sme už pripomenuli odhadujeme pomocou metódy najmenších štvorcov. Odhad vychádza z dvoch nasledujúcich podmienok(MNŠ):

$$\sum_{t=1}^n (y_t - Y_t) = 0 \rightarrow \sum_{t=1}^n y_t = \sum_{t=1}^n Y_t \quad (2.6)$$

$$\sum_{t=1}^n (y_t - Y_t)^2 = \min \quad (2.7)$$

kde

y_t ... pozorované skutočné hodnoty závislej premennej v čase t

Y_t ... predstavujú vyrovnané hodnoty závislej premennej v čase t .

Predpoklady pre aplikáciu metódy najmenších štvorcov sú:

- Lineárny regresný model je lineárny v parametroch
- Vysvetľujúce premenné X_i nepredstavuje stochastickú veličinu, teda je to veličina fixná v parametroch.
- $E(\varepsilon) = 0$ Stredná hodnota náhodnej zložky je nulová, teda pravdepodobnostné rozdelenie náhodnej zložky by mala byť normálna s nulovou strednou hodnotou.
- $\sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \dots = \sigma_n^2$. Všetky nezávislé premenné majú rovnaký konečný rozptyl. Teno jav sa nazýva homoskedasticita alebo homogenita rozptylu.
- Náhodné zložky nie sú korelované, nie sú lineárne závislé. Porušenie tohto predpokladu vedie k autokorelácii.
- Počet pozorovaní n musí byť väčší než počet vysvetľujúcich premenných, teda v prípade jednoduchého regresného modelu je $n > 2$.
- Hodnosť matice X sa rovná súčtu stĺpcov k , teda je to počet vysvetľujúcich premenných. Tento predpoklad zaručuje lineárnu nezávislosť vysvetľujúcich premenných.

2.3 Vyrovnávanie pomocou základných analytických funkcií

2.3.1 Vyrovnávanie priamkou

$$Y_t = a + bx_t \quad (2.8)$$

kde

Y_t ... predstavujú vyrovnané hodnoty závislej premennej v dobe t ,
pre $t = 1, 2, \dots, n$

y_t ... predstavuje pozorované skutočné hodnoty závislej premennej v dobe t ,
pre $t = 1, 2, \dots, n$

c_t ... predstavuje časové hodnoty nezávislej premennej v dobe t ,
pre $t = 1, 2, \dots, n$

a, b ... sú odhadované parametre funkcie. Parameter a sa tiež nazýva úrovňová konštanta kým parameter b je regresným koeficientom.

Odhad parametrov priamky pomocou MNŠ

Vyššie sme už spomínali, že MNŠ vychádza z dvoch základných predpokladov. Prvý predpoklad je splnená vždy, ak existuje pri odhade nenulový absolútny člen a .

Druhý predpoklad sa splní nájdením takých parametrov a a b , kde funkcia $G(a, b)$ dosiahne svoj minimum.

$$G(a, b) = \sum_{t=1}^n (y_t - Y_t)^2 = \sum_{t=1}^n (y_t - a - bx_t)^2 = \min! \quad (2.9)$$

Toto minimum vždy existuje, veď funkcia súčtu štvorcov predstavuje pozitívne definovaný paraboloid, ktorý má vždy minimum.

Parciálne derivácie funkcie G predstavujú podmienky pre polohu minima:

$$\frac{\partial G}{\partial a} = -2 \sum_{t=1}^n (y_t - a - bx_t) = 0 \quad (2.10)$$

$$\frac{\partial G}{\partial b} = -2 \sum_{t=1}^n (y_t - a - bx_t)(x_t) = 0 \quad (2.11)$$

Tie vedú k sústave dvoch normálnych, lineárnych rovníc vzhľadom na a a b :

$$\sum y_t = na + b \sum x_t \quad (2.12)$$

$$\sum y_t x_t = a \sum x_t + b \sum x_t^2 \quad (2.13)$$

Zo systému dvoch lineárnych rovníc dostávame vzťahy pre odhadnuté parametre:

$$a = \frac{\sum y_t \sum x_t^2 - \sum x_t \sum y_t x_t}{n \sum x_t^2 - \sum x_t^2} \quad (2.14)$$

$$b = \frac{n \sum y_t \sum x_t - \sum y_t \sum x_t}{n \sum x_t^2 - \sum x_t^2} \quad (2.15)$$

2.3.2 Vyrovnávanie parabolou

$$Y_t = a + b_1 x_t + b_2 x_t^2 \quad (2.16)$$

Hľadáme parametre a , b , c tak, aby funkcia $G(a, b, c)$ pre nich dosahovala svoje minimum:

$$G(a, b) = \sum_{t=1}^n (y_t - Y_t)^2 = \sum_{t=1}^n (y_t - a - b_1 x_t - b_2 x_t^2)^2 = \min! \quad (2.17)$$

Sústava normálnych rovníc:

$$\sum y_t = na + b \sum x_t + b_2 \sum x_t^2 \quad (2.18)$$

$$\sum y_t x_t = a \sum x_t + b \sum x_t^2 + b_2 \sum x_t^3 \quad (2.19)$$

$$\sum y_t x_t^2 = a \sum x_t^2 + b \sum x_t^3 + b_2 \sum x_t^4 \quad (2.20)$$

Zo systému troch lineárnych rovníc dostávame vzťahy pre odhadnuté parametre:

$$a = \frac{\sum y_t \sum x_t^4 - \sum x_t^2 \sum y_t x_t^2}{n \sum x_t^4 - \sum x_t^2} \quad (2.21)$$

$$b = \frac{n \sum y_t \sum x_t^2 - \sum y_t \sum x_t^2}{n \sum x_t^4 - \sum x_t^2} \quad (2.22)$$

2.3.3 Vyrovnávanie exponenciálnou funkciou

$$Y_t = a + b^{x_t} \Rightarrow \log Y_t = \log a + x_t \log b \quad (2.23)$$

Pri vyrovnávaní exponenciálnou funkciou určujeme tempo rastu, teda stálosť relatívneho prírastku.

Hľadáme teda minimum funkcie $G(a,b)$:

$$G(a, b) = \sum_{t=1}^n (y_t - Y_t)^2 = \sum_{t=1}^n (\log y_t - \log a - \log b x_t)^2 = \min! \quad (2.24)$$

Sústava normálnych rovníc:

$$\sum \log y_t = n \log a + \log b \sum x_t \quad (2.25)$$

$$\sum x_t \log y_t = \log a \sum x_t + \log b \sum x_t^2 \quad (2.26)$$

Nás opäť privedie k odhadnutým parametrom:

$$\log a = \frac{\sum y_t}{n} \Rightarrow a = 10^{\frac{\sum y_t}{n}} \quad (2.27)$$

$$\log b = \frac{\sum x_t \log y_t}{\sum x_t^2} \Rightarrow b = 10^{\frac{\sum x_t \log y_t}{\sum x_t^2}} \quad (2.28)$$

2.4 Vyrovnávanie pomocou k- transformácie

Podstata transformačnej metódy spočíva v zavedení transformačnej konštanty k .

Použijeme transformačný vzorec:

$$z = \begin{cases} y^k & \text{pre } k \neq 0, \\ \log y & \text{pre } k = 0. \end{cases}$$

Riešime dvojparametrickú funkciu:

$$Y_t^k = Z_i = a + bX_i \Rightarrow Y_i = (a + bX_i)^{\frac{1}{k}} \quad (2.29)$$

Vhodná voľba transformačného koeficientu určuje charakter trendu časového radu:

- $k > 0$

Pri kladnom vývojovom trendu sa funkcia Y_i chová tak, že sa absolútne aj relatívne prírastky neustále znižujú, ale stále ostávajú kladné. Rad rastie pomalšie ako priamka.

- $0 < k < 1$

Pri kladnom vývojovom trendu sa funkcia Y_i chová tak, že absolútne prírastky sa neustále zvyšujú a relatívne prírastky (tempo rastu) klesajú. V tomto prípade rad rastie rýchlejšie ako priamka, ale pomalšie ako exponenciálna funkcia.

- $k < 0$

Pri kladnom vývojovom trende sa funkcia Y_i chová tak, že sa absolútne aj relatívne prírastky sa neustále zvyšujú, ale stále ostávajú kladné. Rad teda rastie rýchlejšie ako exponenciálna funkcia.

2.5 Vyrovnávanie pomocou špeciálnych funkcií

Často sa pri skúmaní ekonomických ukazovateľov stáva, že skúmaný ukazovateľ naznačuje rôzne tempá rastu v rôznych fázach vývoja ukazovateľa. V tomto prípade je vhodné používať špeciálne funkcie takzvaných S-kriviek akými sú logistická funkcia a Gompertzova krivka. Takisto v prípade týchto kriviek a krivky takzvanej modifikovanej exponenciály sme schopní odhadnúť hodnotu hladiny nasýtenia. Túto hodnotu môžeme získať buď náročným odhadovaním alebo využitím štatistických metód akým je Tintnerova metóda a metóda čiastkového súčtu. Práve s týmito dvomi metódami sa budeme zaoberať v nasledujúcich podkapitolách.

2.5.1 Tintnerova metóda odhadu hladiny nasýtenia

Tintnerova metóda odhadu hladiny nasýtenia je založená na korelácii medzi susednými hodnotami. Ku skúmaniu vzťahu susedných hodnôt využijeme metódu najmenších štvorcov nasledovne:

Predpokladáme lineárny vzťah medzi skúmanými a vyrovnanými hodnotami:

$$Z_t + 1 = q + bz_t \quad (2.30)$$

kde

Z_{t+1} ... sú vyrovnané hodnoty v čase $t+1$

z_t ... predstavujú skúmané hodnoty v čase t , pre $t = 1, 2, \dots, n$

q, b ... sú úrovňová konštanta a regresný koeficient.

Modifikovaná exponenciálna funkcia

$$Y_t = C \pm a * b^{x_t} \quad (2.31)$$

$$Z_t = Y_t - C = a * b^{x_t} \text{ omedzenie z dola} \quad (2.32)$$

respektive

$$Z_t = C - Y_t = a * b^{x_t} \text{ omedzenie z hora} \quad (2.33)$$

Tintnerov vzťah z modifikovanej exponenciály dostaneme po úprave nasledovne:

$$y_t + 1 = C \pm a * b^{x_t} = C(1 - b) + by_t \quad (2.34)$$

kde

$$q = C(1 - b) \Rightarrow C = \frac{q}{1 - b} \quad (2.35)$$

Gompertzova krivka s hornou C hladinou nasýtenia

$$Y_t = \frac{C}{a^{b^{x_t}}} \quad (2.36)$$

$$Z_t = \frac{C}{Y_t} = a^{b^{x_t}} \Rightarrow \log Z_t = \log(\log C - \log Y_t) = \log \log a + x_t \log b \quad (2.37)$$

Tintnerov vzťah z gompertzovej krivky dostaneme po úprave nasledovne:

$$\log y_t + 1 = \log C - b^{t+1} = \log C(1 - b) + b * \log y_t \quad (2.38)$$

kde

$$q = \log C(1 - b) \Rightarrow C = 10^{\frac{q}{1-b}} \quad (2.39)$$

Logistická krivka s hornou C hladinou nasýtenia

$$Y_t = \frac{C}{1 + a * b^{x_t}} \quad (2.40)$$

$$Z_t = \frac{C}{Y_t} = a * b^{x_t} \Rightarrow \log Z_t = \log a + x_t \log b \quad (2.41)$$

Tintnerov vzťah z logistickej krivky dostaneme po úprave nasledovne:

$$\frac{1}{y_t + 1} = \frac{1}{C} + \frac{a * b^{t+1}}{C} = \frac{1 - b}{C} + \frac{b}{y_t} \quad (2.42)$$

kde

$$q = \frac{1 - b}{C} \Rightarrow C = \frac{1 - b}{q} \quad (2.43)$$

2.5.2 Metóda čiastkových súčtov pre odhad hladiny nasýtenia

Oproti Tintnerovej metóde táto metóda neobmedzuje hodnotu C na to aby bol mimo intervalu skúmaných hodnôt. Postup riešení touto metódou je nasledujúci:

Vytvoria sa čiastkové súčty S_1, S_2, S_3 pre každú rovnakú tretinu časovej oblasti:

$$\begin{aligned} S_1 &= \sum_{t=n-3m+1}^{n-2m} y_t \\ S_2 &= \sum_{t=n-2m+1}^{n-m} y_t \\ S_3 &= \sum_{t=n-m+1}^n y_t \end{aligned} \quad (2.44)$$

kde $t = 1, 2, \dots, n$ a $m = \frac{n}{3}$.

Použitím týchto čiastkových súm vo vyššie uvedených metódach (modifikovaná exponenciálna funkcia, Gompertzova krivka, logistická krivka) dostaneme nasledujúce vzťahy:

Pre modifikovanú exponenciálnu funkciu

$$Y_t = C \pm a * b^{x_t} \quad (2.45)$$

kde parametre a , b , C dostaneme pomocou nasledujúcich vzťahov:

$$\begin{aligned} b &= \sqrt[m]{\frac{S_3 - S_2}{S_2 - S_1}} \\ a &= \frac{b - 1}{b * (b^m - 1)^2} * (S_2 - S_1) \\ C &= \frac{S_1 - ab^{\frac{b^m - 1}{b - 1}}}{m} \end{aligned} \quad (2.46)$$

Pre Gompertzovú krivku s C dolnou hladinou nasýtenia

$$Y_t = \frac{C}{a^{b^{x_t}}} \quad (2.47)$$

kde parametre a, b, C dostaneme pomocou nasledujúcich vzťahov:

$$b = \sqrt[m]{\frac{S_3 - S_2}{S_2 - S_1}}$$

$$a = 10^{\frac{b-1}{b*(b^m-1)^2}*(S_2-S_1)} \quad (2.48)$$

$$C = 10^{\frac{S_1 - ab^{\frac{b^m-1}{b-1}}}{m}}$$

Pre logistickú krivku s C hornou hladinou nasýtenia

$$Y_t = \frac{C}{1 + a * b^{x_t}} \quad (2.49)$$

kde parametre a, b, C dostaneme pomocou nasledujúcich vzťahov:

$$b = \sqrt[m]{\frac{S_3 - S_2}{S_2 - S_1}}$$

$$a = \frac{m(b-1)}{b(b^m-1)^2(b^m S_1 - S_2)} * (S_2 - S_1) \quad (2.50)$$

$$C = \frac{m + ab^{\frac{b^m-1}{b-1}}}{S_1}$$

Lineárne regresné modely pre krátkodobú prognózu

V tejto podkapitole sa budeme venovať predikcii lineárneho regresného modelu. Vysvetlíme si pojmy predikcie *ex post* a *ex ante* a načrtujeme postup riešenia bodových a intervalových predpovedí.

Pojem predikcia alebo prognóza znamená odhad budúcich hodnôt na základe znalosti minulých alebo prítomných hodnôt. Pojem predikcia **ex post** predstavuje predpoveď vysvetľovanej premennej za predpoklad znalosti všetkých hodnôt vysvetľujúcich aj vysvetľovaných premenných s istotou pre predikované obdobie. Jedná sa preto o takzvanú pseudopredpoveď, ktorá využíva skrátené časové rady pre predikciu *ex post* s účelom merania kvality prognózy. Kvalitu prognózy totiž nie sme schopní zistiť zo skutočnej prognózy budúcich hodnôt. Predikcia **ex ante** je podmienená predpoveď v klasickom slova zmyslu, čo znamená, že nepoznáme s istotou hodnoty vysvetľujúcich a vysvetľovaných premenných.

3.1 Bodová predpoveď endogénnej premennej

Pre jednoduchosť pri vysvetľovaní bodového odhadu budúcich hodnôt vývoja vysvetľovanej premennej vychádzame z párového regresného modelu

$$Y_i = a + b_1 x_i + \varepsilon_i \quad (3.1)$$

Po zistení regresných parametrov odhadovou metódou najmenších štvorcov využijeme nasledovný vzťah k odhadu budúcich hodnôt vysvetľovanej premennej.

$$\hat{Y}_{i+1}^P = a + b_1 x_i + 1 \quad (3.2)$$

kde

$\hat{Y}_{i+1}^P \dots$ značí vyrovnanú prognózovanú hodnotu v dobu $n+k$ pre n počet pozorovaní a k -tú dobu prognózy, $k = 1, 2, \dots m$.

3.2 Intervalová predpoveď endogénnej premennej

Bodový odhad vysvetlenej premennej sa dá rozšíriť na intervalový odhad na zvolenej hladine významnosti α . Interval predpovedi je potom daný nasledujúcim vzťahom:

$$\hat{Y}_{n+k}^P \pm \Delta_{n+k} \quad (3.3)$$

kde Δ_{n+k} pre dvojparametrovú funkciu je daná rovnicou č. 3.4.

$$\Delta_{n+k} = t_{1-\frac{\alpha}{2}; n-2} \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n y_i^2 - \frac{(\sum_{i=1}^n y_i)^2}{n}}{n-2}} \sqrt{1 + \frac{1}{n} + \frac{(n+k-\bar{x})^2}{\sum_{i=1}^n x_i^2 - n\bar{x}^2}} \quad (3.4)$$

Je zrejmé, že u vyššie popísaných bodových a intervalových predpovedí potrebujeme poznať budúci vývoj parametru vysvetľujúcej premennej, čo v prípade jednoduchých časových radov reprezentujú jednotlivé po sebe idúce obdobia a preto sme schopní prognózovať tieto hodnoty ľubovoľne dlhý časový úsek. Je nutné si však uvedomiť, že o kvalitnej prognóze je vhodné rozprávať len v prípade krátkodobej prognostiky. Čím budeme požadovať dlhšiu dobu predpovedi, tým budú hodnoty menej presné. Tieto metódy totiž pochopiteľne neberú ohľad na možný vývoj iných, v modeli neprítomných faktorov.

3.3 Testovanie kvality prognózy

Vhodnosť modelu k účelom prognózovania testujeme pomocou charakteristik miery kvality prognózy a pomocou Theilovho koeficientu nesúladu. K zisteniu týchto ukazovateľov potrebujeme použiť prognózu typu ex post, kde k odhadu regresných parametrov modelu použijeme skrátený časový rad. Jedine tak vieme potom porovnať rozdiely medzi predpovedanou a skutočnou hodnotou a vypočítať miery kvality prognózy.

Theilov koeficient nesúladu

$$T^2 = \frac{\sum_{t=n+1}^k (Y_t^P - y_t)^2}{\sum_{t=n+1}^k y_t^2} \Rightarrow T = \sqrt{T^2} * 100 \quad (3.5)$$

kde

$Y_t^P \dots$ prognózované hodnoty závislej premennej v čase $n+k$, kde $k = 1, 2, \dots m$
 $y_t \dots$ skutočné hodnoty závislej premennej v čase $n+k$, kde $k = 1, 2, \dots m$.

Theilov koeficient udáva percentuálnu chybu prognózy a výsledky tohto testu vyhodnotíme nasledovne:

- $T \leq 5\%$...chyba prognózy je malá, model považujeme za vhodný na prognózu
- $5\% < T \leq 10\%$...chyba prognózy je prijateľná, považujeme model za prijateľný na prognózovanie
- $10\% \leq T$...chyba prognózy je príliš vysoká, model považujeme za nevhodný k prognózovaniu

Ďalšie miery kvality prognózy

Neskreslená štandardná odchýlka rezíduí (RMSE) sa definuje nasledovne

$$RMSE = \sqrt{\frac{\sum_{t=n+1}^k (Y_t^P - y_t)^2}{n}} \quad (3.6)$$

Hodnotu RMSE získame odmocnením neskresleného rozptylu rezíduí (MSE) známy aj pod názvom priemerná štvorcová chyba. Hodnoty MSE a RMSE dávajú pri hodnotení dôraz na veľké odchýlky ich umocňovaním. Pochopiteľne považujeme za najvhodnejšie nízke hodnoty odchýlok.

Priemerná absolútna odchýlka rezíduí (MAE) sa definuje so vzťahom:

$$MPE = \frac{1}{n} \sum_{t=n+1}^k \frac{(Y_t^P - y_t)}{y_t} * 100 \quad (3.7)$$

Táto hodnota meria nadhodnotenie poprípade podhodnotenie prognózovaných hodnôt oproti skutočnosti. Naprognózované hodnoty sú nadhodnotené v prípade, že hodnota $MPE > 0$ v opačnom prípade hovoríme o podhodnotenie predpovedaných hodnôt.

Ekonometrické modelovanie

V tejto podkapitole budeme venovať pozornosť metodologickému postupu pri vytváraní ekonometrického modelu. Proces vytvorenia modelu sa skladá z nasledujúcich fáz:

1. Špecifikácia modelu
 - Formulácia modelu
2. Kvantifikácia modelu
 - Zber a analýza dát
 - Odhad parametrov modelu
3. Verifikácia modelu
4. Aplikácia modelu

V prvej fáze formulácie modelu sa stanovuje predmet skúmania a použité ekonomické veličiny, ktoré nasledujú ekonomické predpoklady modelu. V ďalšej fáze modelu nasleduje náročná etapa zberu a analýzy dát, kde po zbere dát analyzujeme charakteristiky daného časového radu. V tejto etape sa skúmajú ekonomické a štatistické závislosti medzi skúmanými a vysvetľujúcimi premennými. Po tejto etape sme pripravení konštruovať ekonometrický model pomocou analytických funkcií a odhadnúť tak parametre modelov. Po tejto fáze nasleduje etapa štatistickej a ekonometrickej verifikácie modelu, ktorá sa skladá z testovania štatistických významností modelu pomocou t -testu a F -testu, testovania vlastností odhadnutej náhodnej zložky. V prípade nevhodujúcich výsledkov verifikácie je treba sa vrátiť k predchádzajúcim etapám, opravovať model a vylepšovať kým kvalita odhadnutého modelu nie je dostatočná. V tom momente sme pripravení model použiť k ďalším analýzám, v našom prípade ku krátkodobému prognózovaniu závislej premennej.

4.1 Špecifikácia modelu

Špecifikácia modelu sa skladá z formulácie modelu. Pochopením súvislostí medzi skúmanou vysvetľovanou premennou a potenciálnymi vysvetľujúcimi premennými je relatívne náročný proces a vyžaduje hlboké odborné znalosti skúmanej tematiky.

4.2 Kvantifikácia modelu

K vytvoreniu ekonometrického modelu využijeme viacnásobný lineárny regresný model, kde závislú skúmanú premennú predstavuje časový rad priamych zahraničných investícií a nezávislé premenné budú makroekonomické determinanty ovplyvňujúce investičnú atraktivitu ČR. Potenciálne ukazovatele sme už v špecifikácii modelu identifikovali a v tejto fáze modelu sme pripravení skúmať vzťah medzi exogénnymi a endogénnou premennou modelu. Tento vzťah skúmame pomocou korelačného koeficientu. Korelačný koeficient nám naznačí intenzitu závislosti medzi exogennej a endogennej premennej, budeme preto hľadať hodnoty také, kde platí $r \rightarrow |\pm 1|$. Pojem korelačného koeficientu bude vysvetľovaný neskôr v tejto kapitole.

V ekonometrickom modelovaní sa často vyskytujú súvislosti, ktoré sa prejavujú po uplynutí dlhšej časovej doby, preto je rozumné skúmať závislosti nielen v čase t , ale využiť aj oneskorené hodnoty jednotlivých exogénnych vysvetľujúcich premenných, je teda na mieste model dynamizovať.

Súčastou kvantifikácie modelu je odhad regresných parametrov. Odhadujeme pomocou metódy najmenších štvorcov, definujúc najprv viacrozmerný lineárny vzťah

$$Y_i = a + b_1x_{i1} + b_2x_{i2} + \dots + b_kx_{ik} + \varepsilon_i \quad (4.1)$$

kde

Y_i ... predstavuje endogénnu závislú premennú, pre $i = 1, 2, \dots, n$ pozorovaní

X_{ij} ... sú nezávislé, vysvetľujúce premenné, pre $i = 1, 2, \dots, n$ pozorovaní

a $j = 1, 2, \dots, k$ počet vysvetľujúcich premenných.

a ... je úrovňová konštanta

b_j ... sú regresné koeficienty, pre $j = 1, 2, \dots, k$

ε_i ... predstavuje náhodné odchýlky od regresnej čiary pre $i = 1, 2, \dots, n$ pozorovaní

4.3 Verifikácia modelu

Verifikácia modelu slúži k overeniu významnosti modelu. V tejto podkapitole sa budeme zaoberať s meraním intenzity závislosti a metodikou testovania štatistickej významnosti parametrov a významnosti modelu. Ako sme už vyššie popísali, lineárne regresné modely majú predpoklady, ktoré musia byť splnené. Tieto predpoklady potrebujeme taktiež overiť a k tomu slúžia testy autokorelácie, multikolinearity a test heteroskedasticity.

4.3.1 Intenzity závislostí

Medzi intenzity závislostí patria rozklad rozptylu závislej premennej, totálny a parciálny korelačný koeficient a odhad reziduálneho rozptylu základného súboru.

Rozklad rozptylu závislej premennej:

$$s_y^2 = s_{(y-Y)}^2 + s_Y^2 \quad (4.2)$$

Rozptyl empirických hodnôt sa definuje so vzťahom:

$$s_y^2 = \frac{1}{n} \sum (y_i - \bar{y})^2 \quad (4.3)$$

Rozptyl vyrovnaných hodnôt sa definuje so vzťahom:

$$s_Y^2 = \frac{1}{n} \sum (Y_i - \bar{Y})^2 \quad (4.4)$$

Reziduálny rozptyl sa definuje so vzťahom:

$$s_{y-Y}^2 = \frac{1}{n} \sum (y_i - Y_i)^2 \quad (4.5)$$

Smerodajný reziduálna odchylka sa definuje so vzťahom

$$s_{y-Y} = \sqrt{\frac{1}{n} \sum (y_i - Y_i)^2} \quad (4.6)$$

Reziduálna absolútna odchýlka sa definuje so vzťahom:

$$s_{y-Y} = \frac{1}{n} \sum |y_i - Y_i| \quad (4.7)$$

O rozklade rozptylu je treba vedieť, že je vhodný v prípade, ak sa $s_{(y-Y)}^2$ blíži k 0 a tým pádom s_y^2 sa blíži k s_Y^2 .

Totálny korelačný koeficient:

Totálny korelačný koeficient meria intenzitu závislosti súčasne pôsobiacich všetkých vysvetľujúcich premenných, teda intenzitu závislosti okolo regresnej roviny alebo nadroviny ako celku. Totálny korelačný koeficient sa dá vyjadriť ako odmocnina z podielu rozptylu vyrovnaných hodnôt a rozptylu spozorovaných hodnôt závislej premennej. Tento vzťah vyjadruje rovnica:

$$r_{0.12\dots m} = \sqrt{\frac{\sum (y_i - \bar{y})^2}{\sum (y_i - \bar{y})^2}} = \sqrt{\frac{s_Y^2}{s_y^2}} \quad (4.8)$$

Parciálny korelačný koeficient:

Parciálny korelačný koeficient označuje párový korelačný koeficient očistených hodnôt, inými slovami charakterizuje tesnosť závislosti medzi dvomi vysvetľujúcimi premennými pri vylúčení vplyvu ostatných premenných.

$$r_{x_1 x_2} = \frac{\frac{1}{n} \sum (x_{1i} - \bar{x}_1)(x_{2i} - \bar{x}_2)}{\sqrt{\frac{\sum (x_{1i} - \bar{x}_1)^2}{n}} \sqrt{\frac{\sum (x_{2i} - \bar{x}_2)^2}{n}}} \quad (4.9)$$

Vlastnosti:

1. Korelačný koeficient leží vždy v intervale od -1 do 1 , ($-1 \leq r \leq 1$)
2. Korelačný koeficient má vždy rovnaké znamienko ako úrovňová konštanta β_0 . Kladná hodnota r označuje rastúcu regresnú rovnicu tzv. priamy vzťah medzi Y a X , kým záporná hodnota označuje nepriamy vzťah medzi Y a X .
3. V prípade, že sa $r = \pm 1$, všetky namerané hodnoty ležia na prognózovanej priamke, teda čím bližšie sa nachádza hodnota r k ± 1 , tým je vzťah medzi X a Y premennými silnejší.

Koeficient determinácie

1. $R^2 = r^2$
2. Koeficient determinácie sa nachádza v rozmedzí 0 až 1 a dodáva percentuálny vzťah medzi závislou premennou Y a nezávislou premennou X . Z toho vyplýva, že $1 - R^2$ určuje podiel rozptylu hodnôt Y_i , ktorý sa v súbore nachádza nezávisle od premennej X_i .

Odhad reziduálneho rozptylu základného súboru

Definuje sa vzťahom:

$$\sigma_r^2 = \frac{\sum (y_i - Y - i)^2}{n - p} \quad (4.10)$$

kde p označuje počet odhadnutých regresných parametrov pri n pozorovaniach. Tento ukazovateľ bude hrať rolu pri testovaní významnosti parciálnych regresných parametrov.

4.3.2 Test štatistickej významnosti odhadnutých regresných parametrov

Tento štatistický test overuje, či sú odhadnuté regresné parametre štatisticky významné v modeli, a tým pádom či daná nezávislá premenná štatisticky významne ovplyvňuje vývoj závislej premennej. Pri testovaní štatistickej významnosti regresných parametrov použijeme Studentovo t -rozdelenie s hladinou významnosti α . Uvažujeme teda nasledujúcu hypotézu:

$$H_0 : b_i = 0 \text{ (regresný koeficient nie je štatisticky významný).}$$

Oproti tejto nulovej hypotéze stojí alternatívna hypotéza:

$$H_A : b_i \neq 0 \text{ (regresný koeficient je štatisticky významný).}$$

Testovacia charakteristika je nasledujúca:

$$t_{test} = \frac{b_i}{\sqrt{s_{b_i}}} \quad (4.11)$$

kde testujeme na α hladine významnosti či platí vzťah $|t_{test}| \geq t_{1-\frac{\alpha}{2}}(n-p)$. V prípade, že tento vzťah platí, hypotézu H_0 zamietneme v prospech alternatívnej hypotézy H_A a môžeme tvrdiť, že na hladine významnosti α zmeny nezávislej premennej X_i spôsobujú zmeny v závislej premennej Y . V inom prípade prijmeme H_0 s tým, že nemôžeme predpokladať lineárnu závislosť medzi závislou a nezávislou premennou a túto premennú môžeme vynechať z modelu.

Rozptyl jednotlivých parametrov $s_{(b_i)}$ získame pomocou nasledujúceho vzťahu:

$$\sigma_r^2 (X^T X)^{-1} = \begin{bmatrix} S_a & \dots & \dots & \dots \\ & S_{b_1} & & \\ \vdots & & \ddots & \vdots \\ \vdots & & & S_{b_{i-1}} & \vdots \\ & \dots & \dots & & S_{b_i} \end{bmatrix}$$

Kde X je matica nezávislých premenných v n počte pozorovaní doplnená jednotkovým vektorom reprezentujúcim úrovnňovú konštantu α .

$$X = \begin{bmatrix} 1 & x_{11} & \dots & x_{1k} \\ 1 & x_{21} & & \vdots \\ 1 & \vdots & \ddots & \vdots \\ 1 & x_{n1} & \dots & x_{nk} \end{bmatrix}$$

4.3.3 Test štatistickej významnosti modelu

Testovanie štatistickej významnosti modelu spočíva v testovaní významnosti koeficientu determinácie, ktorá sa vyjadrí ako druhá mocnina totálneho korelačného koeficientu a označuje sa R^2 . Hypotézu testujeme pomocou Fisher–Snedecorovo F-rozdelenia na hladine významnosti α . Hypotézu skonštruujeme nasledovne:

$$H_0 : R^2 = 0 \text{ (koeficient determinácie nieje štatisticky významný).}$$

Oproti tejto nulovej hypotéze stojí alternatívna hypotéza:

$$H_A : R^2 \neq 0 \text{ (koeficient determinácie nieje štatisticky významný).}$$

Testovacia charakteristika je nasledujúca:

$$F_{test} = \frac{\frac{R^2}{k}}{\frac{1-R^2}{n-(k+1)}} \quad (4.12)$$

Testujeme na hladine významnosti α , že $F_{test} \geq F_{1-\alpha}(k, n - (k + 1))$.

V prípade, že tento vzťah platí, hypotézu H_0 zamietneme v prospech H_A a môžeme tým pádom považovať koeficient determinácie za štatisticky významný, čo znamená, že ekonometrický model je taktiež štatisticky významný.

4.3.4 Testy konzistentnosti modelu

V praxi sa často stáva, že pri konštrukcii lineárneho regresného modelu sa porušia niektoré predpoklady lineárnych regresných modelov. Tieto skutočnosti je treba otestovať a v prípade existencie nezahody s predpokladmi túto nezahodu odstrániť. Metódy testovania a odstránenia nekonzistenčnosti popíšeme v tejto podkapitole.

Test multikolinearity

Pojem multikolinearita vyjadruje porušenie siedmeho predpokladu lineárnych regresných modelov, ktorý tvrdí, že všetky vysvetľujúce premenné X_i sú navzájom lineárne nezávislé, čo znamená, že sa navzájom nekorelujú. K vylúčeniu multikolinearity slúži korelačná matica párových korelačných koeficientov.

$$\begin{matrix} X_1 \\ \vdots \\ X_k \end{matrix} \begin{pmatrix} X_1 & \dots & \dots & X_k \\ 1 & r_{12} & \dots & r_{1k} \\ r_{21} & 1 & \dots & r_{2k} \\ \vdots & \vdots & \dots & \vdots \\ r_{k1} & \dots & \dots & 1 \end{pmatrix}$$

kde $r_{x_i x_j}$ sú parciálne korelačné koeficienty vyjadrujúce intenzitu závislosti medzi dvojicami nezávislých premenných. V prípade že $\min(r_{0.12} \dots m; 0, 8) > r_{x_i x_j}$, môžeme vylúčiť multikolinearitu a považovať nezávislé premenné za vzájomne lineárne nezávislé. V prípade, že podmienka $\min(r_{0.12} \dots m; 0, 8) > r_{x_i x_j}$ neplatí pre jednu alebo viac vysvetľujúcich premenných, multikolinearitu odstránime pomocou vylúčenia nezávislej premennej, ktorá je príčinou multikolinearity.

Test homoskedasticity:

Pojem homoskedasticita vyjadruje 4. predpoklad lineárnych regresných modelov, čo predpokladá homogenitu rozptylu náhodných zložiek. V prípade, že sa tento predpoklad nesplní hovoríme o heteroskedasticite. Test homoskedasticity prevedieme pomocou Golfield- Quandtovho testu.

$$H_0 : \sigma_{u_1}^2 = \sigma_{u_2}^2 = \dots = \sigma_{u_n}^2 \text{ (náhodná zložka je homoskedastická)}$$

Oproti tejto nulovej hypotéze stojí alternatívna hypotéza:

$$H_A : \sigma_{u_1}^2 \neq \sigma_{u_2}^2 \neq \dots \neq \sigma_{u_n}^2 \text{ (náhodná zložka je heteroskedastická)}.$$

Testovacia charakteristika vyzerná nasledovne:

$$F_{test} = \frac{S_2}{S_1} \quad (4.13)$$

kde

$$S_1 = \sum_{i=1}^M u_i, S_2 = \sum_{i=2M+1}^n u_i$$

Hodnoty $u_i = (y_i - Y_i)^2$ usporiadame tak, aby platilo $u_1 < u_2 < \dots < u_n$ a hodnota M je zvolená tak, aby platila nerovnosť $\frac{n-M}{2} > k + 1, (n - M) \equiv 0 \pmod{2}$. Na α hladine významnosti testujeme či platí

$$F_{test} < F_{1-\alpha}(f_1, f_2), f_1 = f_2 = \frac{n-m}{2} - (k+1)$$

V prípade, že F_{test} je menší ako kritériálna hodnota, prijíame H_0 . V opačnom prípade tvrdíme, že v modeli je prítomná heteroskedasticita, ktorá je často pôsobená vynechávaním dôležitej vysvetľujúcej premennej. Heteroskedasticitu teda odstránime pomocou pridania jednej či viacerých nezávislých premenných.

Testy náhodnej zložky (autokorelácie)

Náhodné zložky modelu tvoria nevysvetliteľné výkyvy v modeli, ktoré nemajú systematický charakter. Inými slovami sa jedná o neistotu alebo chybu modelu, ktoré sa nedajú dopredu predvídať. Tieto náhodné zložky na základe predpokladov LRM by mali byť navzájom nekorelované. V prípade, že tento predpoklad neplatí, nastane jav autokorelácie. Náhodnú zložku je preto treba testovať a v prípade prítomnosti autokorelácie odstrániť. V tejto časti práce popíšeme metódy testovania autokorelácie pomocou znamienkového testu a testu Durbin- Watsonovej autokorelácie.

Znamienkový test:

$$H_0 : S = \frac{n-1}{2} \text{ (náhodná zložka je náhodne usporiadaná)}$$

Oproti tejto nulovej hypotéze stojí alternatívna hypotéza:

$$H_A : S \neq \frac{n-1}{2} \text{ (náhodná zložka nieje náhodne usporiadaná)}$$

kde S je počet prípadov pre ktoré platí nerovnosť $e_t > e_{t-1}$. V prípade teda, že náhodné zložky sú usporiadané v čase náhodne ich stredná hodnota sa rovná $E(S) = \frac{n-1}{2}$. Môžeme preto tvrdiť, že náhodné zložky sú naozaj náhodné, ak sa hodnota S blíži k hodnote $E(S)$. V opačnom prípade nastane autokorelácia, ktorá znamená závislosť náhodnej zložky v čase t na hodnotách náhodných zložiek v časoch $t-1, t-2, \dots, t-s$.

Testovacia charakteristika:

$$U_{test} = \frac{\sqrt{12}[S - \frac{1}{2}(n-1)]}{\sqrt{n+1}} \quad (4.14)$$

Pre stanovenie kritickej hodnoty použijeme normované normálne rozdelenie na hladine významnosti α . V prípade, že platí $-u_{1-\frac{\alpha}{2}} < U_{test} < u_{1-\frac{\alpha}{2}}$, nulová hypotéza H_0 sa prijíma a môžeme predpokladať, že náhodná zložka je skutočne náhodná. V inom prípade zamietame H_0 v prospechu H_A , čo naznačuje závislosť náhodnej zložky od náhodných zložiek z predchádzajúcich období. Je vhodné potvrdiť tvrdenie znamienkového testu ešte aj iným typom testu autokorelácie, keďže samotným znamienkový test je slabý.

Durbin-Watson test autokorelácie:

Tento test je jeden z najčastejšie používaných testov autokorelácie prvého rádu a je ďaleko silnejším testom než testy náhodnosti.

$$H_0 : r_1 = 0 \text{ (hodnoty náhodných zložiek sú nezávislé)}$$

Oproti tejto nulovej hypotéze stojí alternatívna hypotéza:

$$H_A : \text{hodnoty náhodných zložiek sú závislé. Prítomnosť autokorelácie } AR(1).$$

Durbin-Watson štatistiku definujeme podielom súčtu rozdielov susedných reziduí a reziduálneho súčtu štvorcov nasledovne:

$$D = \frac{\sum (e_t - e_{t-1})^2}{\sum e_t^2} \quad (4.15)$$

Hodnota D sa porovnáva s hodnotami dolnej D_D a hornej D_H hranice, ktorá sa stanovuje z Durbin-Watsonovej tabuľky na stanovenej hladine významnosti pre daný stupeň volnosti $n - k$, kde k označuje počet nezávislých premenných modelu. Výsledok testu vyhodnotíme nasledovne:

Pozitívna autokorelácia:

$D < D_D$... prítomnosť pozitívnej autokorelácie,

$D_D < D < D_H$... nejednoznačné výsledky testu,

$D_H < D$... prijímame nulovú hypotézu – reziduálne zložky nie sú sériovo korelované.

Negatívna autokorelácia:

$4 - D_D < D$... prítomnosť negatívnej autokorelácie

$4 - D_H < D < 4 - D_D$... nejednoznačné výsledky testu

$D < 4 - D_H$... prijímame nulovú hypotézu – reziduálne zložky nie sú sériovo korelované.

Odstránenie autokorelácie

K odstráneniu autokorelácie prvého a vyššieho rádu slúži iteračná metóda Cochrane – Orcutt. Pracujeme s klasickým lineárnym regresným modelom vyjadrená nasledujúcou rovnicou:

$$Y_t = a + b_1 x_{t1} + b_2 x_{t2} + \dots + b_k x_{tk} + \varepsilon_t \quad (4.16)$$

Vychádzame z predpokladu, že náhodné zložky sú autokorelované a jedná sa o $AR(1)$, teda autokoreláciu prvého rádu, kde môžeme potom modelovať náhodné zložky nasledovne:

$$e_t = \rho e_{t-1} + \omega \quad (4.17)$$

Na tento výraz aplikujeme metódu najmenších štvorcov, pomocou ktorého zistíme konzistentný odhad autoregresného koeficientu r v tvare:

$$r = \frac{\sum e_t e_{t-1}}{\sum e_t^2} \quad (4.18)$$

Transformujeme základný lineárny regresný model na tvar zobecnených diferencií a dostaneme nasledujúcu rovnicu:

$$Y_t - rY_{t-1} = a(1 - r) + b_1(x_{t1} - x_{t-1,1}) + b_2(x_{t2} - x_{t-1,2}) + \dots + b_k(x_{tk} - x_{t-1,k}) + e_t - re_{t-1} \quad (4.19)$$

Pre vyššie uvedenú rovnicu už platí zmiernenie autokorelácie, však z dôvodu, že regresný koeficient r má aproximovaný charakter oproti skutočnej hodnote ρ , autokorelácia vyššie uvedeným vzťahom sa nemusela nutne odstáť v prvej iterácii. V takomto prípade použijeme opakovane odhad metódy najmenších štvorcov, pomocou ktorého zistíme nový aproximovaný odhad regresného parametra r , ktorý opakovane dosadíme do transformovaného tvaru regresného modelu. Iteračný výpočet končí v momente, keď dve po sebe vypočítané hodnoty r sa líšia len o dopredu definovanú veľmi malú konštantu a tým sa dostaneme aproximačne dostatočne blízko k hodnote ρ .

4.4 Aplikácia modelu

Po pozitívnych výsledkoch verifikačných testov modelu môžeme ekonometrický model považovať za štatisticky významný a sme pripravený model aplikovať. Aplikácia ekonometrického modelu môže byť rôznorodá. Môže sa jednať o analýzu skúmaných javov alebo simuláciu pomocou ekonometrického modelu pre optimalizáciu riadenia. Pri skúmaní vývoja ekonomických alebo hospodárskych ukazateľov sa však najčastejšie sleduje odhad budúceho vývoja jednotlivých skúmaných javov, teda prognóza budúcich hodnôt závislej premennej. Metódy prognózovania sme popísali v tretej kapitole.

Chronologický vývoj priamych zahraničných investícií v ČR

V tejto kapitole sa budeme zaoberať analýzou časového radu priamych zahraničných investícií v Českej republike za posledných 15 rokov. Časový rad, ako sme už v teoretickej časti tejto práce písali, sa skladá z trendovej, sezónnej, cyklickej a náhodnej zložky. Trendovú zložku reprezentujú ročné dáta objemu stavu priamych zahraničných investícií ku koncu roku daného obdobia. Sezónna zložka sa v našom modeli nevyskytuje z toho dôvodu, že naše dáta obsahujú ročné údaje. Cyklickou zložkou sa taktiež zaoberať nemusíme, lebo pracujeme s relatívne krátkym časovým obdobím.

5.1 Vývoj trendu

K analýze vývoja trendu sa používajú základné analytické funkcie akými sú priamka, parabola a exponenciálna funkcia, alebo špeciálne funkcie ako modifikovaná exponenciálna krivka, Gompertzova či logistická krivka. K tomu, aby sme zistili ktorá funkcia nám vyrovná časový rad najkvalitnejšie, slúži prvá a druhá diferenciácia a tempo rastu základného skúmaného súboru. V prípade, že prvá diferenciácia vykazuje konštantný vývoj, znamená to prítomnosť lineárneho trendu a preto k vyrovňavaniu je vhodné použiť priamku. V prípade konštantného priebehu druhej diferenciácie využijeme logaritmickú funkciu a konštantné tempo rastu nám prezradí vhodnosť použitia exponenciálnej krivky.

K výpočtom v diplomovej práci sme využili software Microsoft Excel 2007, kde okrem základných funkcií sme využili aj analytický nástroj regresie, ktorý je súčasťou balíku analýza dát. Tento nástroj využíva princíp odhadu parametrov pomocou metódy najmenších štvorcov. Grafy znázornené v diplomovej práci boli takisto vytvorené pomocou tohto softwareu.

Hodnoty prvej diferencie, druhej diferencie a tempa rastu nájdeme v tabulke č.5.1 :

ti	yi	1. Dif.	2. dif.	Tempo rastu
1998	429 168	-	-	-
1999	631 505	202 337	-	1,47
2000	818 412	186 906	-15 431	1,30
2001	982 335	163 923	-22 983	1,20
2002	1 165 529	183 194	19 271	1,19
2003	1 161 784	-3 745	-186 940	1,00
2004	1 280 595	118 811	122 557	1,10
2005	1 491 564	210 969	92 158	1,16
2006	1 666 761	175 197	-35 773	1,12
2007	2 032 111	365 350	190 154	1,22
2008	2 189 455	157 344	-208 007	1,08
2009	2 311 197	121 742	-35 601	1,06
2010	2 409 581	98 383	-23 359	1,04
2011	2 404 151	-5 429	-103 813	1,00
2012	2 600 877	196 726	202 155	1,08

Tabulka 5.1: Vývoj základných charakteristík časového radu v mil.CZK

Nasledujúci graf č.5.1 ukazuje vývoj prvej a druhej diferencie v miliónoch CZK z tabuľky č. 5.1. Z grafu však nie je možné vyčítať konštantný vývoj prvej a druhej diferencie, a preto sa pokúsime v nasledujúcej podkapitole o porovnanie charakteristík všetkých troch možností modelovania priamych zahraničných investícií pomocou základných analytických funkcií.

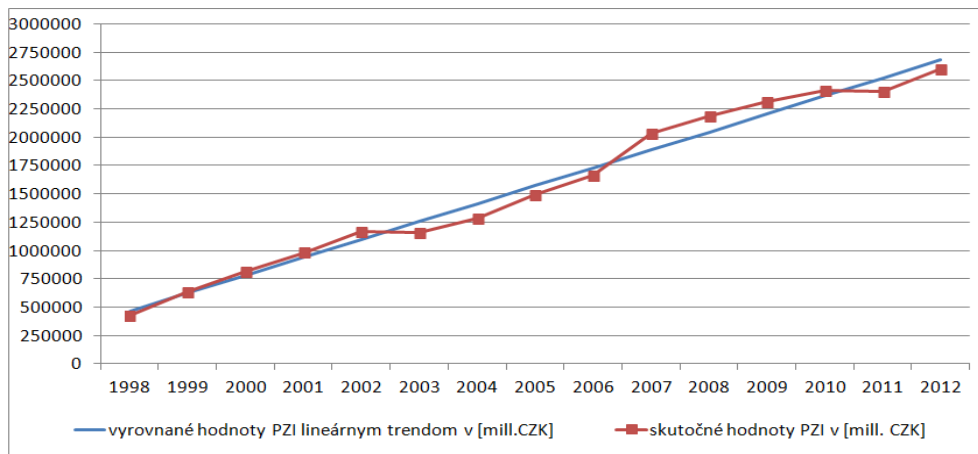


Obrázek 5.1: Vývoj prvej a druhej diferencie základneho časového radu PZI

5.1.1 Vyrovnávanie pomocou základných analytických funkcií

Model časového radu s lineárnym trendom je vyjadrená lineárnou súvislosťou:

$$Y_i = 305\,733 + 158\,241,9 * t_i \quad (5.1)$$

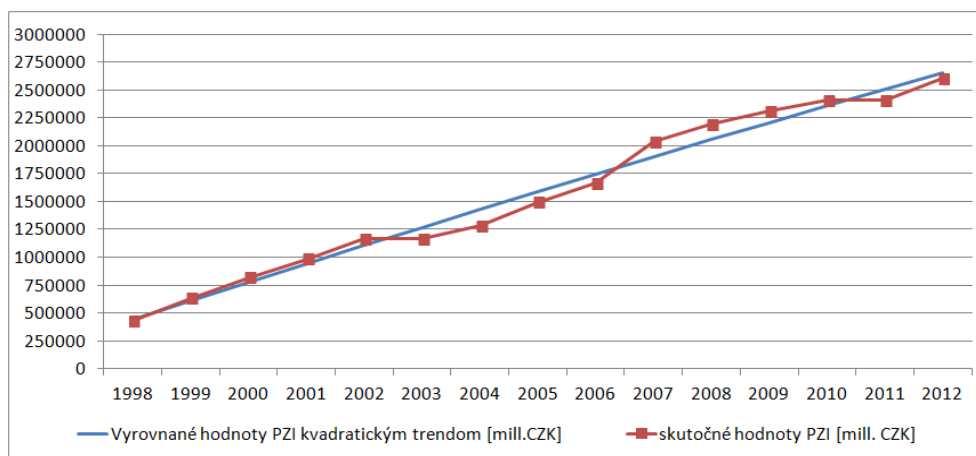


Obrázek 5.2: Vyrovnané hodnoty PZI lineárnym trendom

Graf č. 5.2 znázorňuje skutočné hodnoty a vyrovnané hodnoty pomocou priamky. Hodnoty grafu zvislej osy sú v miliónoch CZK. V rokoch 1998 až 2012; priame zahraničné investície rástli priemerne ročne o $b = 158242$ milión CZK.

Model časového radu s kvadratickým trendom vyjadruje súvislosť druhého stupňa:

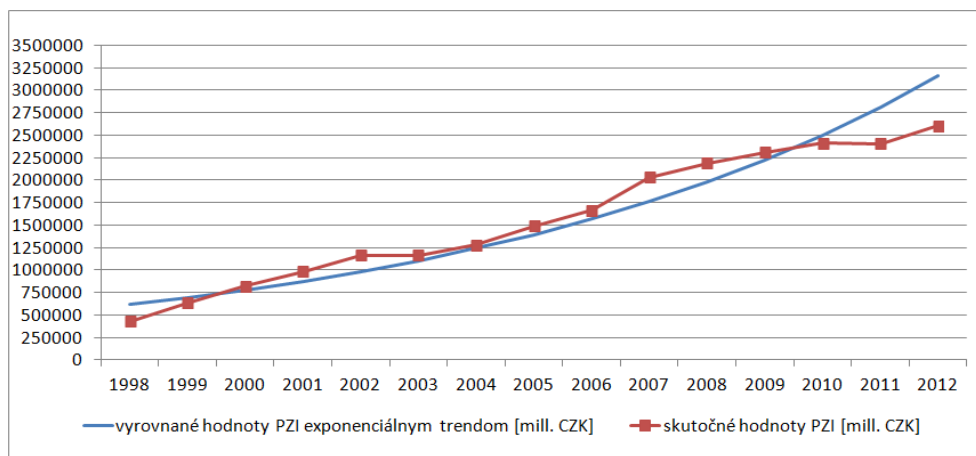
$$Y_i = 272\,797 + 169\,866 * t_i - 726,53 * t_i^2 \quad (5.2)$$



Obrázek 5.3: Vyrovnané hodnoty PZI kvadratickým trendom

Model časového radu s exponenciálnym trendom vyjadruje exponenciálna súvislosť:

$$Y_i = 547\,132,32 * 1,12399^{t_i} \quad (5.3)$$



Obrázek 5.4: Vyrovnané hodnoty PZI exponenciálnym trendom

Tabuľka č. 5.2 znázorňuje miery kvality vyrovnaní pomocou analytických funkcií.

	Priamka	Parabola	Exponenciálna funkcia
Korelačný koeficient	0,9915	0,9917	0,9639
Koeficient determinácie	0,9831	0,9834	0,9292
Reziduálna absolútna odchýlka	79 966	79 062	166 694
Smerodajná absolútna odchýlka	89 698	88 886	219 128

Tabuľka 5.2: Miery kvality vyrovnaní pomocou základných analytických funkcií

Podľa mier kvalít môžeme tvrdiť, že najlepšie vyrovnávacie charakteristiky sme dosiahli pomocou použitia kvadratickej funkčnej funkcie trendu, rozdiel je však tak malý medzi lineárnym a kvadratickým trendom, že je vhodné používať obidva trendy.

5.1.2 Vyrovnávanie pomocou k- transformácie

Pre vyrovnávanie časového radu k –transformáciou sme zvolili hodnotu tak, aby sme vyskúšali jednu hodnotu z každého možného intervalu k – transformácie. Pracovali sme teda s nasledujúcimi hodnotami: $k = 1,5; 0,5; -0,5$ a hodnotou $k = 0,98$, ktorá nám poskytla najkvalitnejšie vyrovnanie.

Pre $k = 1,5$:

$$Y_i = (-222\,222\,463 + 292\,301\,832 * t_i)^{\frac{1}{1.5}} \quad (5.4)$$

Pre $k = 0,5$:

$$Y_i = (686,3974 + 66,60026 * t_i)^{\frac{1}{0.5}} \quad (5.5)$$

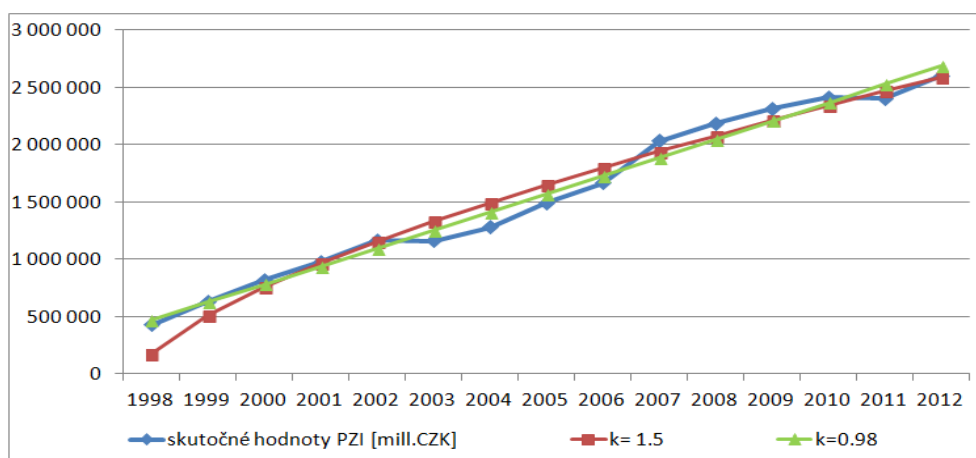
Pre $k = -0,5$:

$$Y_i = (0,001308 - 0,000053746 * t_i)^{\frac{1}{-0.5}} \quad (5.6)$$

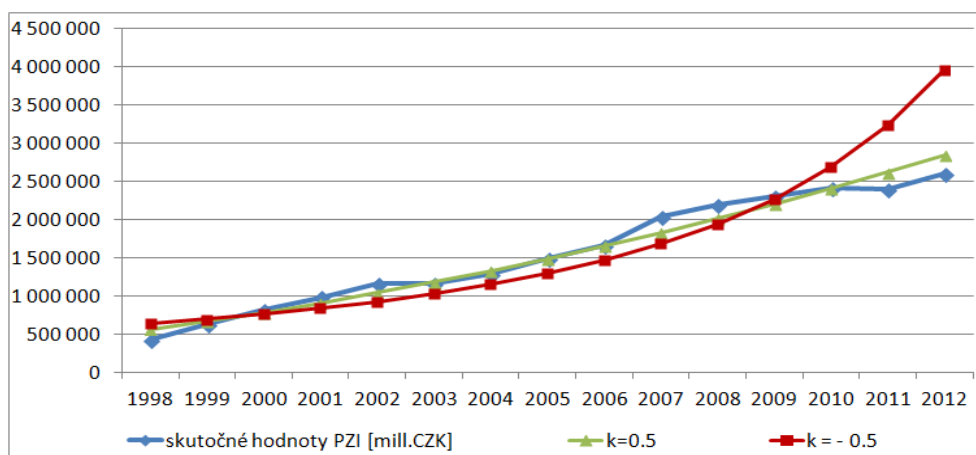
Pre $k = 0,98$:

$$Y_i = (245\,146 - 116\,745 * t_i)^{\frac{1}{0.98}} \quad (5.7)$$

5.1. Vývoj trendu



Obrázek 5.5: Vyrovnané hodnoty PZI pomocou k- transformácie, $k=1,5$; $0,98$



Obrázek 5.6: Vyrovnané hodnoty PZI pomocou k- transformácie, $k=0,5$; $-0,5$

	$k=1,5$	$k=0,5$	$k=-0,5$	$k=0,98$
Korelačný koeficient	0,98433	0,98428	0,91048	0,99151
Koeficient determinácie	0,96890	0,96880	0,82897	0,98308
Reziduálna absolútna odchýlka	106 233	95 708	298 556	80 204
Smerodajná absolútna odchýlka	126 933	124 730	451 764	90 025

Tabulka 5.3: Miery kvality vyrovnania pomocou k- transformácie

Podľa mier kvalít môžeme tvrdiť, že najlepšie vyrovňavacie charakteristiky sme dosiahli pomocou transformačnej konštanty $k = 0,98$. Táto konštanta už vyhovuje tomu, aby sme model ďalej aplikovali. Nastáva však otázka, či aplikácia tohto modelu je vôbec zmysluplná ak hodnoty kvality vyrovňania priamkou (ktorá je hraničným prípadom k-transformácie s konštantou $k = 1$) sú tak blízke k hodnotám využitia k-transformácie s transformačnou konštantou $k = 0,98$.

5.1.3 Vyrovnávanie pomocou špeciálnych analytických funkcií

V tejto podkapitole budeme venovať pozornosť špeciálnym analytickým funkciám, ktoré využívajú hladinu nasýtenia. Jedná sa o modifikovanú exponenciálnu krivku, Gompertzovú krivku a logistickú krivku. Hodnotu nasýtenia skúsime najprv odhadnúť pomocou Tintnerovej metódy, pritom si uvedomujeme, že úskalie tejto metódy by mohol byť prípad, keď odhadnutý parameter C , vypočítaný touto metódou nám padne do intervalu skúmaných hodnôt. V tomto prípade bude potreba zvoliť inú metódu odhadu parametru C .

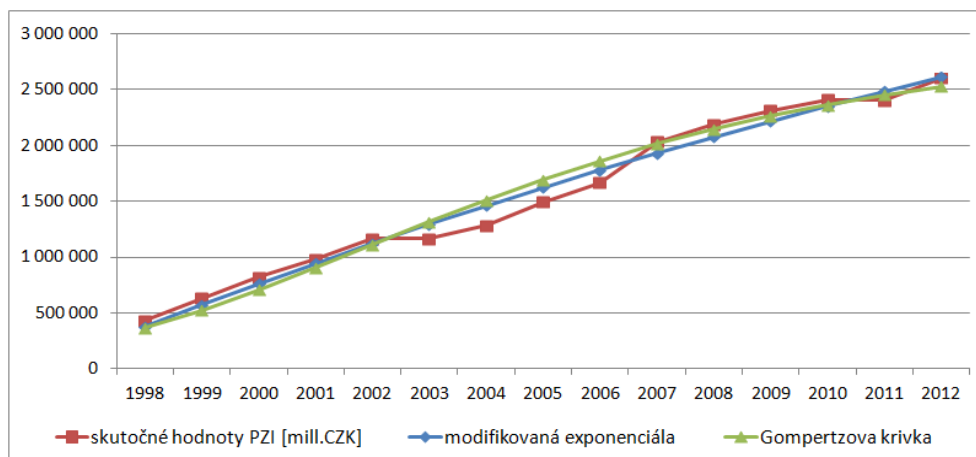
Odhad hladiny nasýtenia pomocou Tintnerovej metódy:

Vzťah pre modifikovanú exponenciálnu krivku je:

$$Y_i = 6\,475\,090 - 6\,299\,781 * 0,9679489^{t_i} \quad (5.8)$$

Vťah pre Gompertzovú krivku je:

$$Y_i = \frac{2\,914\,373}{12,331^{0,8257^{t_i}}} \quad (5.9)$$



Obrázek 5.7: Vyrovnané hodnoty PZI pomocou špeciálnych analytických funkcií - Tintnerová metóda odhadu

	modifikovaná exponenciálna krivka	Gompertzova krivka
Korelačný koeficient	0,99852	0,99783
Koeficient determinácie	0,99703	0,99566
Reziduálna absolútna odchýlka	84 310	97 454
Smerodajná absolútna odchýlka	94 804	116 841

Tabulka 5.4: Miery kvality vyrovnania pomocou špeciálnych analytických funkcií

Vyrovnávanie priamych zahraničných investícií pomocou špeciálnych analytických funkcií sa vyplatilo. Hodnota koeficientu determinácie dosiahla až 99,7% v prípade modifikovanej exponenciálnej krivky čo označuje vysokú kvalitu tohto modelu. Tak ako modifikovaná exponenciálna krivka tak aj Gompertzova krivka dosahuje veľmi podobné charakteristiky kvality vyrovnania ako základné analytické funkcie priamky a paraboly.

Tintnerovú metódu sa však aplikovať nepodarilo pri odhadnutí hodnoty C pre logistickú funkciu. Hodnota hladiny nasýtenia totiž padla do intervalu skúmaných hodnôt vysvetľovanej premennej. V ďalšej fáze preto skúsime odhadnúť parametre hladiny nasýtenia aj pomocou metódy čiastkových súčtov. Výhoda tejto metódy spočíva v tom, že hodnota parametra C nie je obmedzená na interval mimo skúmaných vysvetľovaných premenných.

Odhad hladiny nasýtenia pomocou metódy čiastkových súčtov:

Modifikovaná exponenciálna krivka v tomto prípade má tvar:

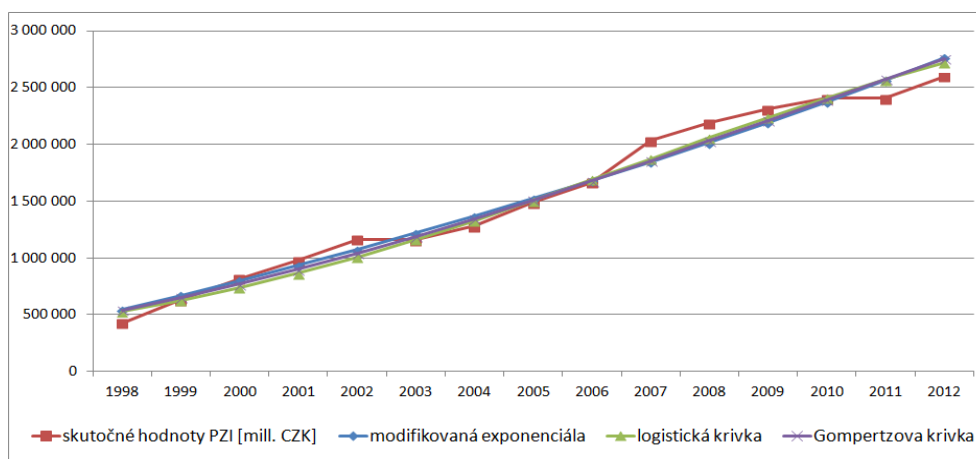
$$Y_i = -3\,038\,127 + 3\,462\,627 * 1,03499^{t_i} \quad (5.10)$$

Gompertzova krivka sa vyjadruje vzťahom:

$$Y_i = 6\,484\,735,8 * 0,06878^{0,9268^{t_i}} \quad (5.11)$$

Logistická funkcia nadobúda tvar:

$$Y_i = \frac{3\,640\,499}{1 + 7,2686 * 0,8257^{t_i}} \quad (5.12)$$



Obrázek 5.8: Vyrovnané hodnoty PZI pomocou špeciálnych analytických funkcií - Metóda čiastkových súčtov

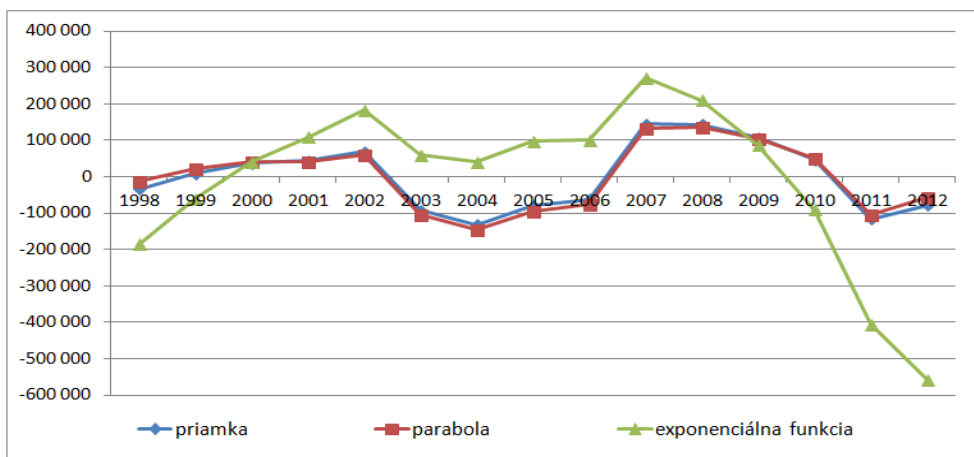
	modifikovaná exponenciálna funkcia	Gompertzova krivka	Logistická funkcia
Korelačný koeficient	0,99813	0,99819	0,99836
Koeficient determinácie	0,99627	0,99639	0,99672
Reziduálna absolútna odchýlka	88 751	85 799	79 396
Smerodajná absolútna odchýlka	106 284	104 177	98 981

Tabulka 5.5: Miery kvality vyrovnania pomocou špeciálnych analytických funkcií

Znova sme narazili na podobné hodnoty charakteristík kvality vyrovnaní ako v prípade analytických funkcií. Ukázalo sa, že aj pomocou logistickej funkcie sa dá kvalitne modelovať náš časový rad a očakávame preto dobré výsledky aj po aplikácii tohto modelu.

5.2 Vývoj náhodnej zložky

Náhodnú zložku budeme testovať na základných analytických funkciách odhadnutých v predchádzajúcej podkapitole. Otestujeme náhodnosť reziduálnej zložky po vyrovnaní pomocou priamky, paraboly a exponenciálnej funkcie. Graf náhodných zložiek vyzerá nasledovne



Obrázek 5.9: Vývoj náhodnej zložky základných analytických funkciách

Znamienkové testy náhodnosti reziduálnej zložky

Testujeme na hladine významnosti $\alpha = 5\%$ nezávislosť náhodných zložiek, čo znamená že použijeme kritický obor $u_{krit} = (-1,96, 1,96)$.

Znamienkový test priamky dáva hodnotu:

$$U = \frac{\sqrt{12}(8 - \frac{14-1}{2})}{\sqrt{14+1}} = 1,34 \quad (5.13)$$

$U = 1,34$ leží v kritickom obore, preto na hladine významnosti 5% príjmem nulovú hypotézu H_0 , na základe čoho tvrdíme, že postupnosť náhodnej zložky je ozajstne náhodne usporiadaná.

Znamienkový test paraboly dáva hodnotu:

$$U = \frac{\sqrt{12}(8 - \frac{14-1}{2})}{\sqrt{14+1}} = 1,34 \quad (5.14)$$

$U = 1,34$ leží v kritickom obore, preto na hladine významnosti 5% príjmem nulovú hypotézu H_0 , na základe čoho tvrdíme, že postupnosť náhodnej zložky je ozaštne náhodne usporiadaná.

Znamienkový test exponenciálnej rovnice dáva hodnotu:

$$U = \frac{\sqrt{12}(7 - \frac{14-1}{2})}{\sqrt{14+1}} = 1,44 \quad (5.15)$$

$U = 1,44$ leží v kritickom obore, preto na hladine významnosti 5% príjmem nulovú hypotézu H_0 , na základe čoho tvrdíme, že postupnosť náhodnej zložky je ozaštne náhodne usporiadaná.

Durbin-Watsonov test autokorelácie

Hranice pre $k = 1$: $D_D = 1,077$, $D_H = 1,361$

Hranice pre $k = 2$: $D_D = 0,946$, $D_H = 1,543$

Durbin- Watsonov test priamky dáva hodnotu:

$$D = \frac{110\ 362\ 575\ 190}{120\ 687\ 382\ 898} = 0,914450 \quad (5.16)$$

$D < D_D$, zamietneme preto nulovú hypotézu o náhodného charakteru reziduálnych zložiek v prospech alternatívnej hypotézy, že sa jedná o kladnú autokoreláciu prvého rádu.

Durbin- Watsonov test paraboly dáva hodnotu

$$D = \frac{108\ 373\ 623\ 264}{118\ 509\ 855\ 535} = 0,914469 \quad (5.17)$$

$D < D_{D(k=2)}$, zamietneme preto nulovú hypotézu o náhodného charakteru reziduálnych zložiek v prospech alternatívnej hypotézy, že sa jedná o kladnú autokoreláciu prvého rádu.

Durbin- Watsonov test exponenciálnej rovnice dáva hodnotu:

$$D = \frac{257\ 977\ 230\ 569}{720\ 256\ 621\ 225} = 0,358174 \quad (5.18)$$

$D < D_D$, zamietneme preto nulovú hypotézu o náhodného charakteru reziduálnych zložiek v prospech alternatívnej hypotézy, že sa jedná o kladnú autokoreláciu prvého rádu.

Hodnoty Durbin- Watsonovej štatistiky pre špeciálne funkcie s hladinou nasýtenia a k- transformácie sme shrnuli v nasledujúcej tabuľke:

k-transformácia				
k	0,98	1,5	0,5	-0,5
D	0,9145	0,5615	0,6168	0,2728

Špeciálne funkcie - využitím Tintnerovej metódy k odhadu hodnoty C		
	Modifikovaná exponenciálna funkcia	Gompertzova krivka
D	0,8017	0,6008

Špeciálne funkcie - využitím MČS k odhadu hodnoty C			
	Modifikovaná exponenciálna funkcia	Logistická krivka	Gompertzova krivka
D	0,7475	0,7721	0,8155

Tabuľka 5.6: Hodnoty Durbin-Watsonového testu pre špeciálne funkcie a k-transformáciu

Lineárne regresné modely pre krátkodobé prognózovanie PZI

Cieľom tejto kapitoly je odhadnúť budúci vývoj priamych zahraničných investícií. Budeme sa zaoberať bodovými a intervalovými odhadmi typu *ex post* a *ex ante*. V predchádzajúcej kapitole sme otestovali sériovú závislosť medzi reziduálnymi zložkami pomocou dvoch testov. Znamienkový test nám overil, že náhodné zložky sú skutočne náhodné, avšak Durbin- Watsonov test autokorelácie v rozpore so znamienkovým testom odhalil autokoreláciu prvého rádu. Je známe, že Durbin- Watsonov test autokorelácie je testom silnejším a exaktnejším, predsa len by sme radi overili rozdiel medzi prognózovanými hodnotami s klasickou extrapoláciou a hodnotami extrapolácie po odstránení autokorelácie. Začneme teda s bodovými a intervalovými odhadmi klasickej extrapolácie a v druhej časti kapitoly zrealizujeme extrapoláciu po odstránení autokorelácie. Budeme potom môcť porovnať kvality prognóz v oboch prípadoch.

V tejto kapitole sme okrem Microsoft Excel 2007 využili open source software názvom Gretl(11) . Funkcionovanie týchto dvoch software-ov sme testovali a porovnávali v priebehu celého procesu vytvárania analytickej časti práce, avšak výhody Gretl sa ukázali vo fáze prognózovania. Pomocou tohto softwareu sme riešili odstránenie autokorelácie využitím iteračnej metódy Cochrane – Orcutt a vypočet prognóz oneskorených časových rád a intervalových odhadov. Software Gretl v tejto oblasti poskytol užívateľsky privetivejšie rozhranie a intuitívnejšie ovládanie prognostických funkcií oproti MS Excelu.

6.1 Extrapolácia pomocou základných analytických funkcií

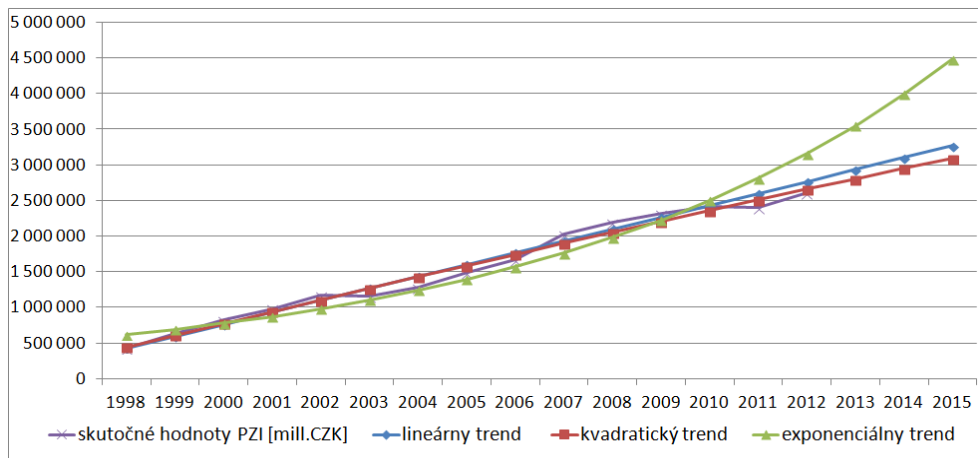
6.1.1 Bodové a intervalové odhady budúcich hodnôt vývoja PZI

	Skutočné hodnoty	Priamka	Parabola	Exponenciálna funkcia
2010	24 09581	2 431 797 (22 217)	2 206 573 (-51 304)	2 500 41 (90 836)
2011	240 4151	2 598 745 (194 593)	2 358 277 (-104 375)	2 810 447 (406 296)
2012	260 0877	2 765 692 (164 815)	2 508 527 (-56 447)	3 158 919 (558 042)
2013	-	2 932 639 $\pm$ 220 937	2 657 324 $\pm$ 1 566 211	3 550 598 $\pm$ 1 409 798
2014	-	3 099 587 $\pm$ 223 421	2 804 668 $\pm$ 1 880 483	3 990 843 $\pm$ 1 425 651
2015	-	3 266 534 $\pm$ 226 122	2 950 559 $\pm$ 2 235 349	4 485 674 $\pm$ 1 442 888

Tabuľka 6.1: Extrapolácia PZI pomocou základných analytických funkcií pred odstránením autokorelácie

Tabuľka č. 6.1 znázorňuje prognózované hodnoty skráteného časového radu na nasledujúce tri roky na hladine spoľahlivosti $\alpha = 5\%$. Kvôli prehľadnosti sme pridali stĺpec skutočných hodnôt a v zátvorkách sú uvedené rozdiely medzi prognózovanými a skutočnými hodnotami časového radu. Práve tento rozdiel nám už napovedá o kvalite prognózy. Je zrejmé, že aj keď priemerná chyba prognózy je najnižšia u paraboly, parabola podhodnocuje skutočné hodnoty časového radu. Na druhej strane exponenciálna funkcia dosahuje vysoké rozdiely, čo naznačuje taktiež slabú kvalitu prognózy. Z intervalových odhadov vidíme, že priamka nám dáva najpriaznivejšie intervaly, kým exponenciálna funkcia označuje príliš vysoké intervaly. Prognóza exponenciálnou funkciou preto stráca výpovednú hodnotu o predpovedi budúceho vývoja priamych zahraničných investícií. Prognózované bodové odhady časového radu môžeme vidieť na nasledujúcom grafe č. 6.1:

6.1. Extrapolácia pomocou základných analytických funkcií



Obrázek 6.1: Extrapolácia PZI pomocou základných analytických funkcií pred odstránením autokorelácie

Kvalita prognózy:

	Priamka	Parabola	Exponenciál
T [%]	5,32	5,32	16,25
RMSE	147 788	74 638	401 969
MAE	127 208	70 709	351 724
MPE [%]	1,02	-0,58	2,81

Tabuľka 6.2: Miery kvality prognózy základných analytických funkcií bez odstránenej autokorelácie

Tabuľka č. 6.2 obsahuje výsledky kvality prognózy. Prvý riadok predstavuje percentuálne hodnoty Theilovho koeficientu nesúladu pre predpoveď pomocou základných analytických funkcií. Hodnota Theilovho koeficientu pre priamku a parabolu sú v rozmedzí 5% a 10%, čo znamená, že chyba prognózy je prijateľná. Hodnota Theilovho koeficientu u exponenciálnej funkcie dosahuje vyššiu hodnotu ako horná hranica, model je preto nevhodný pre prognózovanie vývoja priamych zahraničných investícií.

RMSE označuje neskreslenú štandardnú odchýlku rezíduí. Táto hodnota dáva pri hodnotení dôraz na odchýlky ich umocňovaním. Za najvhodnejšie považujeme nízke hodnoty odchýlok, čo v prípade základných analytických funkcií v najvyššej miere splňa práve parabola. Rovnako interpretujeme aj hodnotu MAE, ktorá označuje priemernú absolútnu odchýlku rezíduí.

Ďalším ukazovateľom kvality prognózy je hodnota MPE, priemerná percentuálna odchýlka rezíduí. V prípade základných analytických funkcií vidíme nadhodnotenie skutočných hodnôt prognózovanými u priamky a u exponenciálnej funkcie, kým parabola mierne podhodnocuje skutočné hodnoty závislej premennej.

6.1.2 Bodový odhad po odstránení autokorelácie

V predchádzajúcej kapitole sme zistili prítomnosť autokorelácie náhodných zložiek. Pred samotnou prognózou preto potrebujeme autokoreláciu zmierniť. K odstráneniu autokorelácie sme využili Cochrane- Orcutt iteračnú metódu.

Pre priamku to znamená výsledný vzťah

$$Y_i = 360\,610 + 152\,466 * t_i \quad (6.1)$$

Testovacia hodnota Durbin- Watson testu sa rovná $D = 1,52$, ktorá je vyššia ako horná hranica $D_H = 1,543$. Nulovú hypotézu preto akceptujeme a považujeme autokoreláciu za odstránenú.

Pre parabolu dostávame vzťah

$$Y_i = 255\,105 + 177\,723 * t_i - 1\,297 * t_i^2 \quad (6.2)$$

Testovacia hodnota Durbin- Watson testu sa rovná $D = 1,545$, ktorá je vyššia ako horná hranica $D_H = 1,543$. Nulovú hypotézu preto akceptujeme a považujeme autokoreláciu za odstránenú.

Pre exponenciálnu funkciu máme vzťah

$$Y_i = 844\,248 * 1.0809^{t_i} \quad (6.3)$$

Testovacia hodnota Durbin- Watson testu sa rovná $D = 1,519$, ktorá je vyššia ako horná hranica $D_H = 1,543$. Nulovú hypotézu preto akceptujeme a považujeme autokoreláciu za odstránenú.

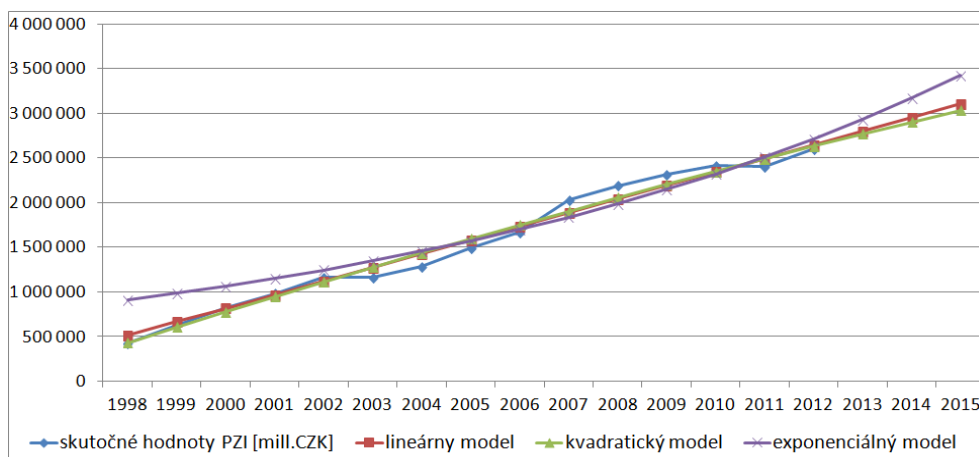
Tabuľka č. 6.3 ukazuje predpoveď vývoja priamych zahraničných investícií pomocou základných analytických funkcií priamky, paraboly a exponenciálnej funkcie. Pre lepší prehľad kvality prognózy sme znázornili aj hodnoty predikované ex post v rokoch $(n - 3, n)$, 2010 – 2012. Ex ante predikcia budúcich hodnôt a ich intervalové odhady s 95% spoľahlivosťou sú hodnoty od roku 2013 do 2015.

6.1. Extrapolácia pomocou základných analytických funkcií

	Skutočné hodnoty	Priamka	Parabola	Exponenciálna funkcia
2010	2 409 581	2 409 629 (48)	2 407 381 (-2 200)	2 425 593 (16 012)
2011	2 404 151	2 532 164(128 013) (128 013)	2 524 088 (119 937)	2 565 789(161 638) (161 638)
2012	2 600 877	2 597 243 (-3 634)	2 582 110 (-18 767)	2 543 644 (-57 233)
2013	-	2 774 204 ± 182 951	2 751 002± 191 917	2 858 992± 348 946
2014	-	2 938 216± 209 101	2 892 914± 219 415	3 121 569± 448 347
2015	-	3 097 072± 216 481	3 029 118± 227 193	3 394 517 ± 511 670

Tabuľka 6.3: Extrapolácia PZI pomocou základných analytických funkcií po odstránení autokorelácie

Už len z hodnôt z tabuľky č. 6.3, či už bodových alebo intervalových odhadov je zrejmé, že odstránenie autokorelácie vo vysokej miere prispelo k zlepšeniu prognostických charakteristík jednotlivých modelov. Grafické znázornenie bodových odhadov znázorníme na grafe č. 6.2:



Obrázek 6.2: Extrapolácia PZI pomocou základných analytických funkcií po odstránení autokorelácie

Kvalita prognózy:

	Priamka	Parabola	Exponenciálna funkcia
T [%]	2.99	2.83	4.02
RMSE	73 938	70 100	99 430
MAE	43 898	46 967	78 294
MPE [%]	0.364	0.387	0.639

Tabulka 6.4: Miery kvality prognózy pomocou základných analytických funkcií po odstránení autokorelácie

V tabuľke č. 6.4 sú uvedené jednotlivé miery kvality prognóz. S porovnaním s klasickou extrapoláciou sme získali až o 50% priaznivejšie výsledky. Všetky tri modely dávajú prijateľné výsledky odhadu budúceho vývoja, avšak za najkvalitnejšie považujeme odhady použitím priamky a paraboly. Odhadnuté hodnoty mierne nadhodnocujú skutočný stav priamych zahraničných investícií za posledné tri roky. Rozdiely sú však naozaj malé a intervaly spoľahlivosti dostatočne úzke na to, aby dal pozorovateľovi kvalitnú predstavu o možnostiach vývoja budúcich hodnôt.

6.2 Extrapolácia pomocou špeciálnych analytických funkcií

V predchádzajúcej podkapitole sme zistili, že bez odstránenia autokorelácie regresné modely pomocou základných analytických funkcií neboli vhodné k prognózovaniu. Preto v tejto podkapitole sa už budeme zaoberať len s odhadnutými funkciami po odstránení autokorelácie. Krivky špeciálnych funkcií vyzerajú nasledovne:

Modifikovaná exponenciálna funkcia má tvar:

$$Y_i = 12\,493\,077 - 12\,217\,997 * 0,986^{t_i} \quad (6.4)$$

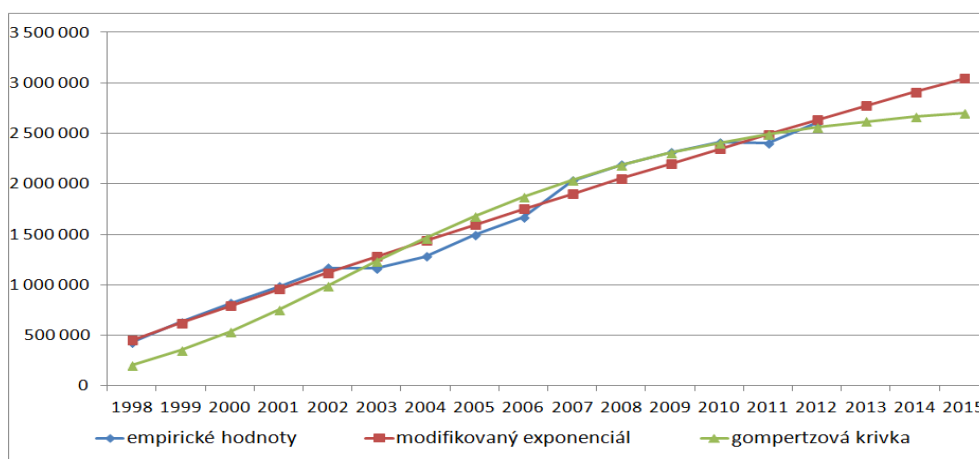
Testovacia hodnota Durbin- Watson testu je $D = 1,545$, ktorá je vyššia ako horná hranica $D_H = 1,361$, preto nulovú hypotézu akceptujeme s predpokladom odstránenej autokorelácie.

6.2. Extrapolácia pomocou špeciálnych analytických funkcií

Gompertzova krivka sa vyjadruje vzťahom:

$$Y_i = \frac{2\,847\,068}{27,825^{0,795t_i}} \quad (6.5)$$

Testovacia hodnota Durbin- Watson testu je $D = 1,822$, ktorá je vyššia ako horná hranica $D_H = 1,361$, preto nulovú hypotézu akceptujeme s predpokladom odstránenej autokorelácie.



Obrázek 6.3: Extrapolácia PZI pomocou špeciálnych funkcií

Bodové a intervalové odhady sú znázornené v nasledujúcej tabuľke č.6.5 a sú usporiadané rovnako ako v predchádzajúcej kapitole:

Rok	Skutočné hodnoty	Modifikovaná exponenciálna krivka	Gompertzova krivka
2010	2 409 581	2 344 621 (-64 960)	2 406 309 (-3 272)
2011	2 404 151	2 488 471 (84 320)	2 490 777 (86 626)
2012	2 600 877	2 60 283 (29 406)	2 560 029 (-40 848)
2013	-	2 770 084 ± 180 764	2 616 447 ± 55 169
2014	-	2 907 903 ± 193 951	2 662 178 ± 66 691
2015	-	3 043 769 ± 193 422	2 699 098 ± 62 524

Tabuľka 6.5: Extrapolácia PZI pomocou špeciálnych funkcií

Kvalita prognózy:

	Modifikovaná exponenciálna funkcia	Gompertzová krivka
T [%]	2,58	2,24
RMSE	63 756	55 327
MAE	59 562	43 582
MPE [%]	0,489	0,354

Tabulka 6.6: Miery kvality prognózy špeciálnymi funkciami

Po odstránení autokorelácie Gompertzova krivka nám dala prekvapivo dobré výsledky pri meraní kvality prognózy. Získali sme kvalitný interval predikovaných hodnôt, nízku hodnotu štandardných odchýliek rezíduí a priemer-
ných absolútnych odchýliek rezíduí. Tempo rastu predpovedaných hodnôt je
však veľmi nízka. Aj keď hodnoty skutočného časového radu taktiež vyka-
zovali za posledné štyri roky nižšie tempo rastu, sú stále na mieste pochybnosti
o vhodnosti modelu prognózovať dlhší časový vývoj priamych zahraničných
investícií.

6.3 Extrapolácia pomocou k- transformácie:

Vyrovnané hodnoty pomocou k- transformáciou sú dané nasledujúcimi
vzťahmi pre rôzne k.

Pre k= 1,5:

$$Y_i = (-457\,333\,000 + 312\,071\,000 * t_i)^{(\frac{1}{1.5})} \quad (6.6)$$

Testovacia hodnota Durbin- Watson testu je $D = 1,64$, ktorá je vyššia ako
horná hranica $D_H = 1,361$, preto nulovú hypotézu akceptujeme a považujeme
autokoreláciu za odstránenú

Pre k= 0,5:

$$Y_i = (814 + 354 * t_i)^{(\frac{1}{0.5})} \quad (6.7)$$

Testovacia hodnota Durbin- Watson testu je $D = 1,53$, ktorá je vyššia ako
horná hranica $D_H = 1,361$, preto nulovú hypotézu akceptujeme a považujeme
autokoreláciu za odstránenú.

Pre k= -0,5:

$$Y_i = (0.00104 - 0.000029 * t_i)^{(\frac{1}{-0.5})} \quad (6.8)$$

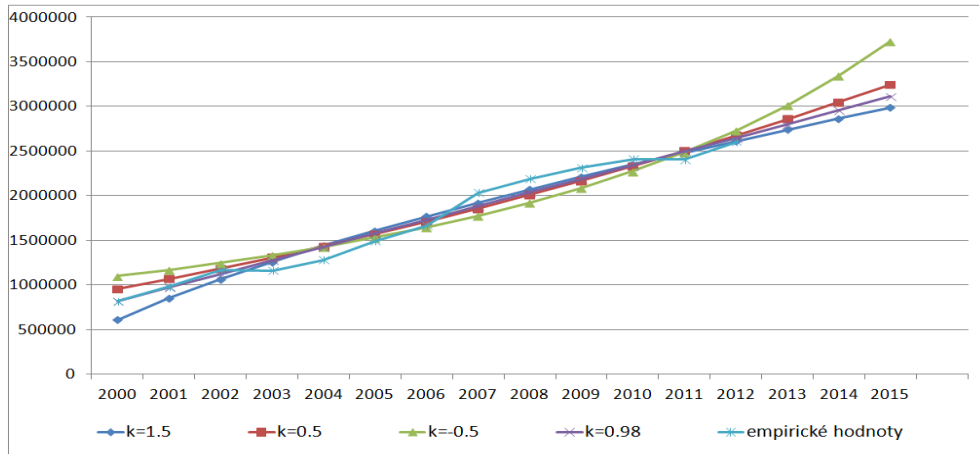
Testovacia hodnota Durbin- Watson testu je $D = 1,47$, ktorá je vyššia ako
horná hranica $D_H = 1,361$, preto nulovú hypotézu akceptujeme a považujeme
autokoreláciu za odstránenú

6.3. Extrapolácia pomocou k- transformácie:

Pre $k = 0,98$:

$$Y_i = (290\,982 + 111\,993 * t_i)^{\left(\frac{1}{0.98}\right)} \quad (6.9)$$

Testovacia hodnota Durbin- Watson testu je $D = 1,52$, ktorá je vyššia ako horná hranica $D_H = 1,361$, preto nulovú hypotézu akceptujeme a považujeme autokoreláciu za odstránenú



Obrázek 6.4: Extrapolácia pomocou k-transformácie

Rok	Skutočné hodnoty	K=1,5	K=0,5	K=-0,5	K=0,98
2010	2 409 581	2 408 851 (-730)	2 420 949 (11 369)	2 425 593 (16 638)	2 409 942 (362)
2011	2 404 151	2 519 099 (114 947)	2 550 409 (146 258)	2 565 789 (188 934)	2 532 945 (128 793)
2012	2 600 877	2 566 083 (-34 794)	2 616 921 (16 044)	2 543 644 (104 282)	2 645 223 (-2 384)
2013	-	2 732 8714 ± 146 224	2 812 195 ± 246 806	2 858 992 ± 424 712	2 776 140 ± 184 879
2014	-	2 860 047 ± 167 592	3 018 767 ± 297 273	3 121 569 ± 582 794	2 941 957 ± 211 559
2015	-	2 983 425 ± 172 429	3 224 574 ± 321 115	3 394 517 ± 713 999	3 102 606 ± 219 253

Tabulka 6.7: Extrapolácia pomocou k-transformácie

6.3. Extrapolácia pomocou k- transformácie:

Kvalita prognózy:

	1,5	0,5	-0,5	0,98
T [%]	2,80	3,44	5,05	3,01
RMSE	69 340	85 202	124 963	74 372
MAE	50157	57 890	103 285	43 847
MPE [%]	0,410	0,478	0,837	0,364

Tabulka 6.8: Miery kvality prognózy využitím k- transformácie

Najpriaznivejšie výsledky sme dostali pomocou modelu s transformačnou konštantou $k = 1,5$ a $k = 0,98$. Tempo rastu budúcich hodnôt je vyhovujúce, intervalový odhad je taktiež porovnateľný s prípadom, kde sme pre odhad použili parabolu alebo priamku. Považujeme preto výsledok prognózy u týchto kriviek za kvalitný, na rozdiel od modelu s hodnotou transformačnej konštanty $k = -0,5$, ktorá už pri pozorovaní charakteristík kvality samotného modelu sa ukázal ako málo kvalitný model.

Ekonometrický model priamych zahraničných investícií

Kapitola sa zaoberá s modelovaním priamych zahraničných investícií s ohľadom na faktory vplývajúce na vývoj priamych zahraničných investícií v Českej republike. Hlavným cieľom je vytvoriť model, kde exogénne premenné tvoria makroekonomické faktory vplývajúci na tento vývoj. Model sa následne použije na krátkodobú prognózu vývoja priamych zahraničných investícií v ČR.

7.1 Korelačná analýza potenciálnych makroekonomických faktorov

Nasledujúca tabuľka znázorňuje koreláciu medzi vybranými makroekonomickými ukazovateľmi a vývojom priamych zahraničných investícií. Je zrejmé, že vývoj priamych zahraničných investícií neovplyvňuje len hodnota makroekonomických ukazovateľov v čase t , ale závislosť sa môže prejavovať aj u oneskorených hodnôt, čo znamená, že je potrebné model dynamizovať. Preto sme testovali koreláciu až do 5 rokov oneskorenej hodnoty vybraných makroekonomických ukazovateľov.

7.1. Korelačná analýza potenciálnych makroekonomických faktorov

Korelačné koeficienty súvisiace s PZI						
HDP/ obyvateľa						
	i	i+1	i+2	i+3	i+4	i+5
Korelačný koeficient	0,9787	0,9910	0,9918	0,9877		
Jednotkové náklady práce						
	i	i+1	i+2	i+3	i+4	i+5
Korelačný koeficient	-0,4563	-0,6720	-0,7652			
Miera inflácie						
	i	i+1	i+2	i+3	i+4	i+5
Korelačný koeficient	-0,3587	-0,5054	-0,5954	-0,6654	-0,6871	-0,8197
Obecná miera nezamestnanosti						
	i	i+1	i+2	i+3	i+4	i+5
Korelačný koeficient	-0,5443	-0,2530	0,0555	0,2268	0,3429	0,5947
Menový kurz EUR/CZK						
	i	i+1	i+2	i+3	i+4	i+5
Korelačný koeficient	-0,97106	-0,96303	-0,95192			

Tabuľka 7.1: Korelačná analýza závislosti medzi PZI a vybranými makroekonomickými ukazovateľmi

$$F_{krit} = 4,667 \rightarrow r_{krit} = 0,514.$$

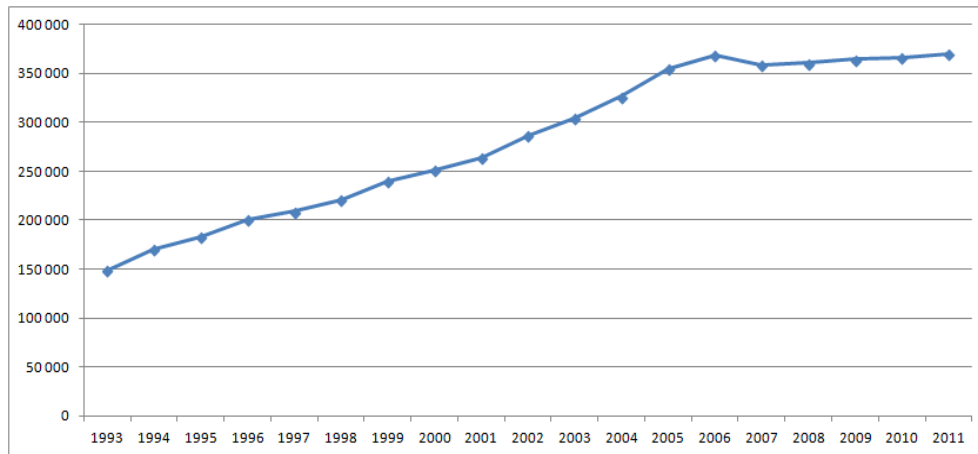
Pomocou F-testu sme stanovili, ktoré hodnoty korelačného koeficientu spĺňajú hypotézu, že daný makroekonomický ukazovateľ naozaj ovplyvňuje vývoj priamych zahraničných investícií v štatisticky významnej miere. Na základe F-testu teda môžeme povedať, že všetky makroekonomické ukazovatele s vyznačenými korelačnými koeficientmi a s daným oneskorením z tabuľky č. 7.1 hrajú významnú rolu vo vývoji priamych zahraničných investícií v Českej republike.

7.1.1 Závislosť PZI od HDP

Hodnotu HDP/obyvateľ využijeme na kvantifikáciu veľkosti trhu ČR. Veľkosť trhu je dôležitým faktorom pre vývoj PZI v hostiteľskej krajine. HDP na obyvateľa je vhodný ukazovateľ na kapitálovú hojnosť krajiny a investičné klíma. Očakávame preto pozitívnu hodnotu závislosti, čo naznačuje, že spoločne s rastom HDP/obyvateľ rastie aj hodnota priamych zahraničných investícií.

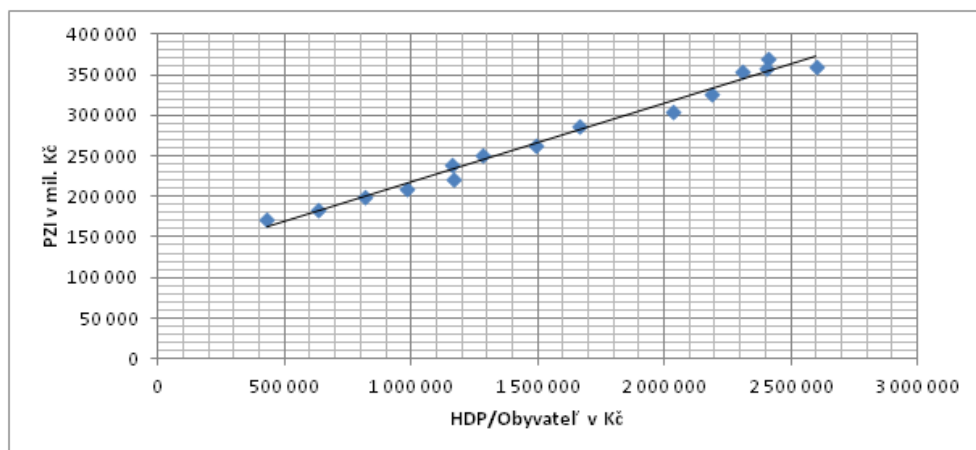
7.1. Korelačná analýza potenciálnych makroekonomických faktorov

Vývoj HDP na obyvateľa v ČR znázorňuje nasledovný graf č.7.1 v mld. CZK.



Obrázek 7.1: Vývoj HDP na obyvateľa v Českej republike vyjadrené v CZK

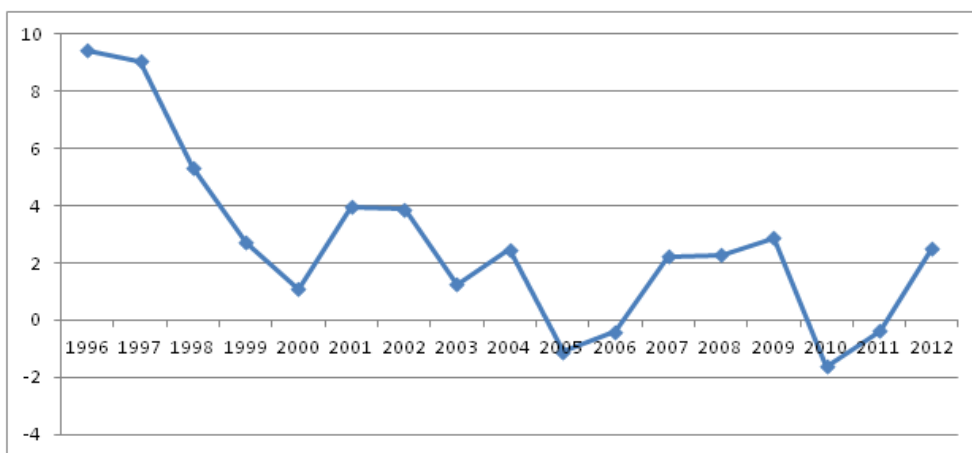
Graf č. 7.2 znázorňuje závislosť PZI na HDP/obyvateľ s oneskorenou hodnotou premennej HDP/obyvateľ o 2 roky. Ako už aj korelačný koeficient naznačoval, závislosť týchto dvoch hodnôt je veľmi úzka a očakávame preto, že premenná HDP/obyvateľ bude figurovať ako silný faktor ovplyvňujúci PZI v ekonometrickom modeli. Podľa očakávania hodnota korelačného koeficientu a zároveň aj graf č. 7.2 znázorňujú pozitívnu závislosť.



Obrázek 7.2: Závislosť PZI od HDP/obyvateľ za posledných 15 rokov

7.1.2 Závislosť PZI od jednotkových nákladov práce

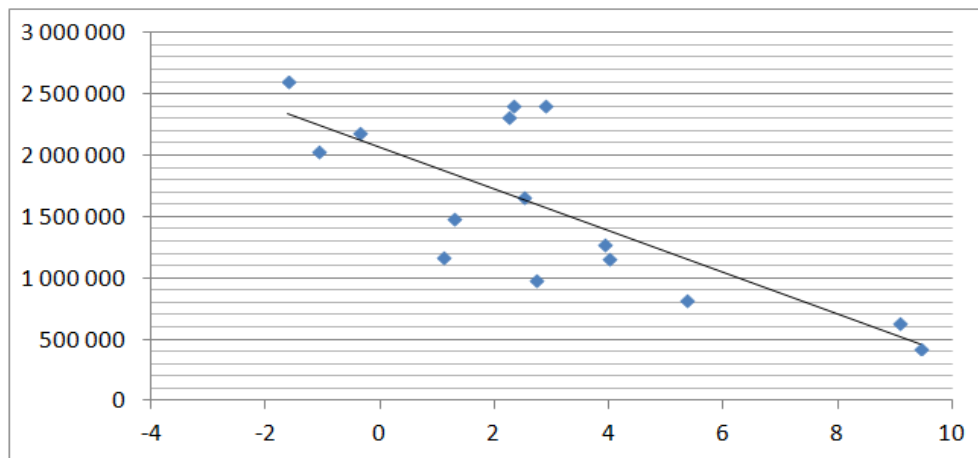
Hodnota jednotkových nákladov práce (JNP) vyjadruje náročnosť produktu na mzdy a ostatných nákladov spojených s pracovnou silou. Práve preto sme túto hodnotu vybrali pre skúmanie závislosti PZI od nákladových faktorov ako ukazovateľ nákladovej konkurencieschopnosti ČR. Tým, že JNP naznačuje nákladovú konkurencieschopnosť, dá sa povedať, že čím vyššia bude hodnota JNP tým viac očakávame pokles stavu PZI a opačne. Jedná sa teda o nepriamú závislosť. Vývoj JNP znázorňuje graf č. 7.3:



Obrázek 7.3: Vývoj jednotkových nákladov práce(JNP) v Českej republike vyjadrené percentuálnou ročnou zmenou

Graf č. 7.4, závislosť PZI od JNP splnil naše očakávania a je vidieť, že čím vyššie hodnoty nadobúda JNP, tým nižšia je hodnota PZI. Tento jav označuje aj negatívna hodnota korelačného koeficientu.

7.1. Korelačná analýza potenciálnych makroekonomických faktorov

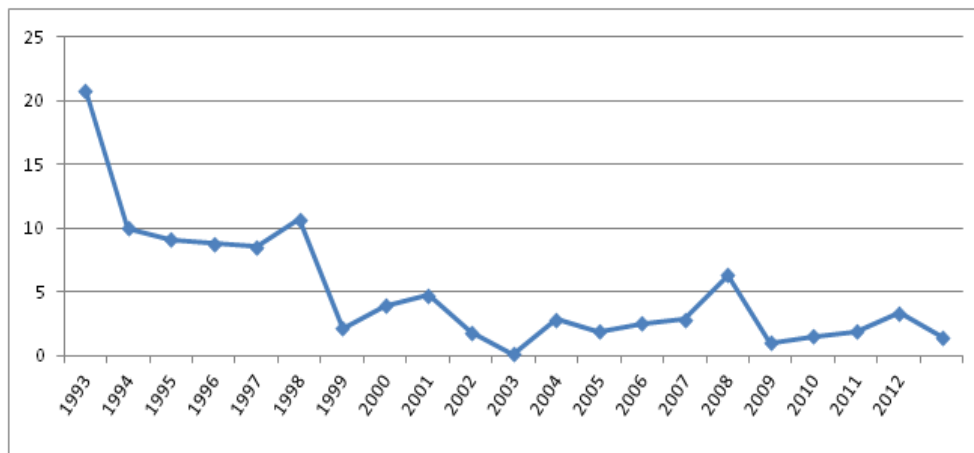


Obrázek 7.4: Závislosť PZI od JNP za posledných 15 rokov

7.1.3 Závislosť PZI od miery inflácie

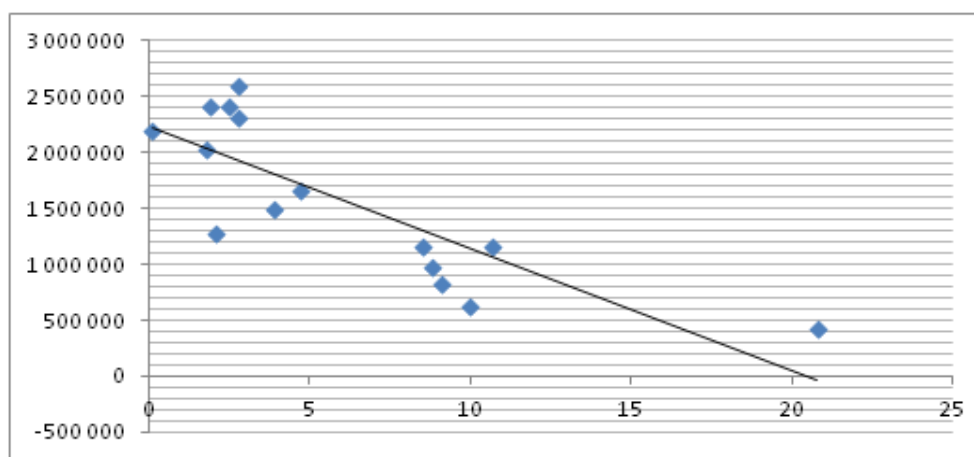
Podľa ekonomickej teórie miera inflácie patrí medzi základné makroekonomické faktory, ktoré vplyvajú na vývoj priamych zahraničných investícií. Inflácia znamená nárast alebo pokles všeobecnej cenovej hladiny tovaru a služieb v danej ekonomike za určité časové obdobie. Miera inflácie preto hodnotí zmenu cenovej hladiny za daný rok a vypočíta sa ako pomer cenového indexu na konci daného obdobia a na začiatku tohto obdobia. Na základe tejto definície teda už predpokladáme, že nízka miera inflácie zvyšuje konkurenciuschopnosť danej krajiny, a preto so zníženou hodnotou miery inflácie očakávame zvýšený vývoj priamych zahraničných investícií. Pozrieme sa preto na vývoj miery inflácie v Českej republike za posledných 20 rokov.

7.1. Korelačná analýza potenciálnych makroekonomických faktorov



Obrázek 7.5: Vývoj miery inflácie v Českej republike vyjadrené percentuálnou ročnou zmenou

Z grafu č. 7.5 vidíme, že miera inflácie za posledných 20 rokov v priemere má klesajúcu tendenciu. Predpokládame preto nárast priamych zahraničných investícií za tento časový úsek spôsobený práve týmto poklesom. Nasledujúci graf č. 7.6 ukazuje závislosť priamych zahraničných investícií od vývoja miery inflácie.

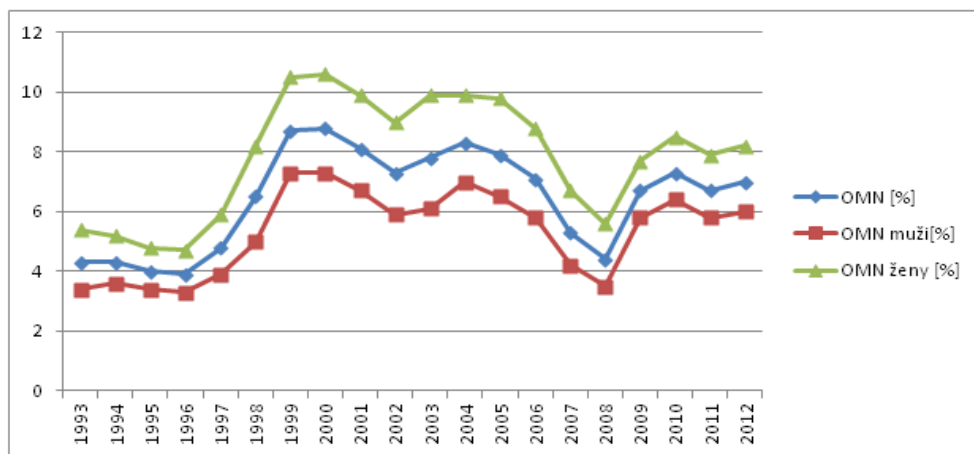


Obrázek 7.6: Závislosť PZI od miere inflácie za posledných 15 rokov

Na základe grafu č. 7.6 sa potvrdila naša hypotéza o nepriamej závislosti medzi hodnotami priamych zahraničných investícií a vývojom miery inflácie za posledných 15 rokov. V tejto fáze konštrukcie modelu preto považujeme mieru inflácie ako potenciálnu nezávislú premennú.

7.1.4 Závislosť PZI od nezamestnanosti

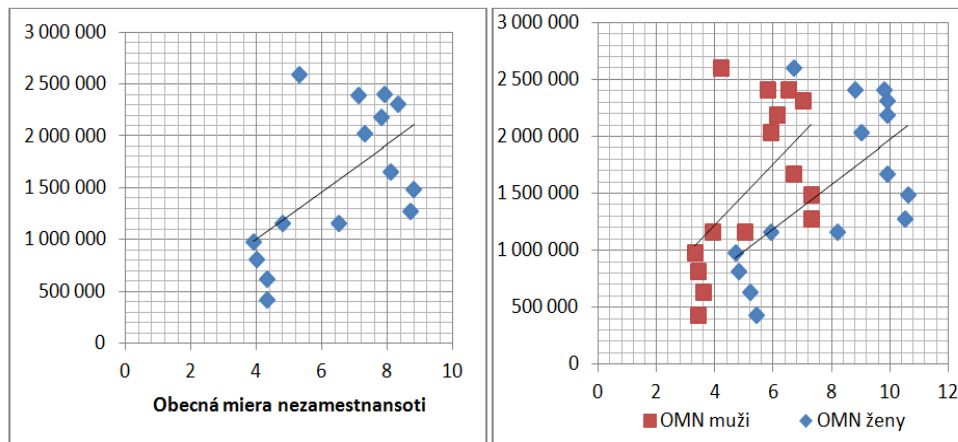
Obecná miera nezamestnanosti je počítaná ako podiel počtu nezamestnaných a početnosti celkovej pracovnej sily v percentách. Hodnoty obcej miery nezamestnanosti sa získajú z odhadov z výberových skúmaní pracovných síl. Tento makroekonomický ukazovateľ sme vybrali ako vhodnú nezávislú premennú reprezentujúcu stav dopytu pracovnej sily na trhu práce. Očakávame priamy vzťah medzi vývojom obcej miery nezamestnanosti a priamymi zahraničnými investíciami, nakoľko čím je menej trh práce nasýtený, tým sa vyskytuje viac možností pre potenciálneho investora pri výbere kvalitnej pracovnej sily. Graf č.7.7 znázorňuje vývoj obcej miery nezamestnanosti za posledných 20 rokov.



Obrázek 7.7: Vývoj obcej miery nezamestnanosti v České republice vyjadrené percentuálnou ročnou zmenou

Nižšie uvedený graf č. 7.8 znázorňuje závislosť priamych zahraničných investícií od celkovej obcej miery nezamestnanosti a od obcej miery nezamestnanosti podľa pohlavia. Ako to naznačil aj koeficient korelácie závislosť je skutočne priama. Ukazovateľ obcej miery nezamestnanosti preto zahrnieme do ekonometrického modelu ako vysvetľujúcu premennú vývoja priamych zahraničných investícií.

7.1. Korelačná analýza potenciálnych makroekonomických faktorov

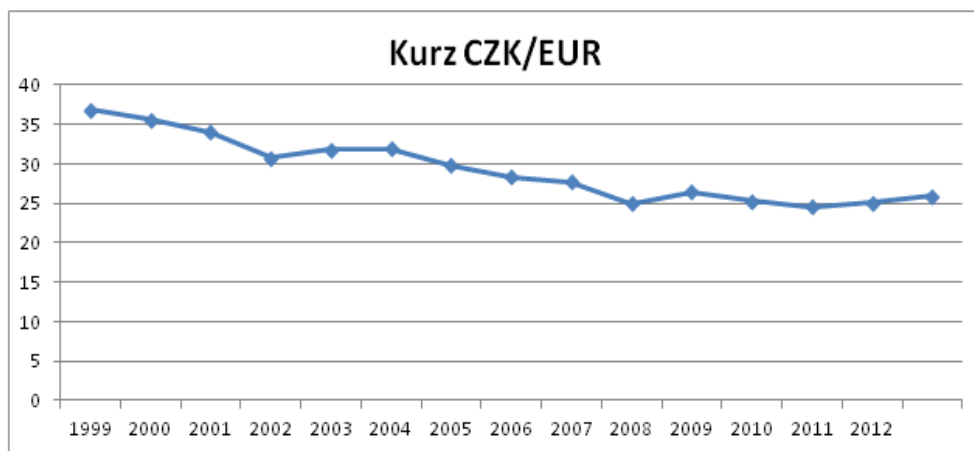


Obrázek 7.8: Závislosť PZI od obecnej miery nezamestnanosti za posledných 15 rokov

7.1.5 Závislosť PZI od menovej politiky

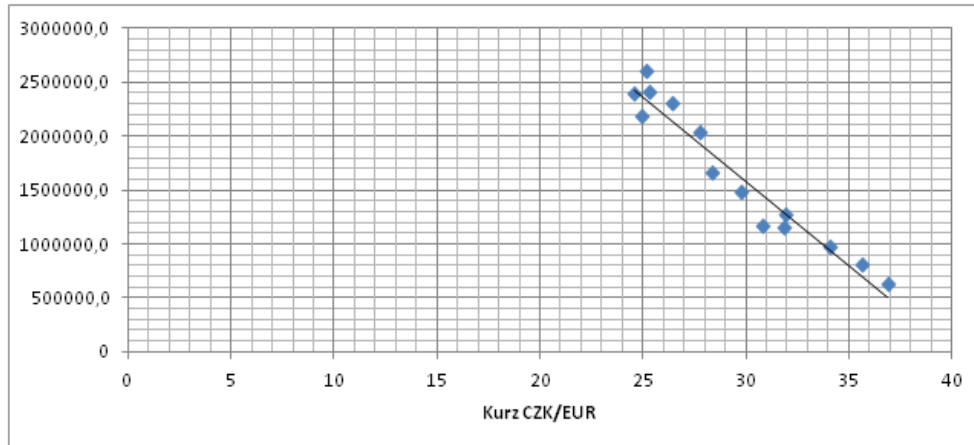
Menový kurz je jeden z hlavných makroekonomických menových faktorov, ktorý ovplyvňuje konkurencieschopnosť danej krajiny. Menový kurz totiž vyjadruje cenu jednej meny v jednotkách druhej. Od roku 1999 sa takto stal práve menový kurz českej koruny k euru jedným z faktorov ovplyvňujúcich vývoj priamych zahraničných investícií v Českej republike faktorom ovplyvňujúcim rozhodovanie zahraničného investora do hostiteľskej krajiny. Všeobecne platí, že čím je menový kurz nižší, tým viac sa zvyšuje konkurenciashcopnosť danej krajiny a tým sa očakáva vyššia hodnota priamych zahraničných investícií. Priemerné menové kurzy CZK/EUR za jednotlivé roky sú znázornené v grafe č. 7.9:

7.1. Korelačná analýza potenciálnych makroekonomických faktorov



Obrázek 7.9: Vývoj menového kurzu CZK/EUR

Vzťah menového kurzu CZK k EUR voči priamym zahraničným investíciám je znázornený nižšie na grafe č. 7.10. Naše predpoklady o nepriamom vzťahu sa potvrdili, s čím súhlasí aj korelačný koeficient priamych zahraničných investícií v závislosti od menového kurzu CZK/EUR.



Obrázek 7.10: Závislosť PZI od menového kurzu CZK/EUR

7.2 Konštrukcia modelu I.

Po zvažovaní všetkých ekonomických aspektov a závislostí sme skonštruovali nasledujúci ekonometrický model:

$$PZI_i = a + b_1 HDP_{i-2} + b_2 JNP_{i-2} + b_3 MI_{i-5} + b_4 OMN_{i-5} + b_5 MK_i + \varepsilon \quad (7.1)$$

kde

PZI_i ... sú priame zahraničné investície

HDP_{i-2} ... predstavuje pomer HDP/obyvateľa, oneskorený o 2 roky,

JNP_{i-2} ... sú jednotkové náklady práce oneskorené o 2 roky,

MI_{i-5} ... je miera inflácie, oneskorená hodnota o 5 rokov,

OMN_{i-5} ... je obecná miera nezamestnanosti, oneskorená hodnota o 5 rokov,

MK_i ... označuje menový kurz CZK/EUR.

Po odhadu parametrov metódou najmenších štvorcov rovnica vyrovnaných hodnôt vyzerá nasledovne:

$$PZI_i = 45\,226 + 8,5245HDP_{i-2} - 24\,096JNP_{i-2} - 13\,985MI_{i-5} - 36\,663OMN_{i-5} - 13\,914MK_i + \varepsilon \quad (7.2)$$

Po sérii štatistických testov sme však zistili, že tento model nespĺňa štatistické požiadavky na kvalitný model. Zistili sme, že test multikolinearity nezávislých premenných označuje vysokú závislosť medzi HDP_{i-2} a MK_i . Prijateľné, však stále relatívne vysoké sú hodnoty závislosti, ktoré sme zistili medzi HDP_{i-2} a MI_{i-5} a hodnotami MK_i a MI_{i-5} . Túto skutočnosť znázorňuje korelačná matica:

	HDP	JNP	MI	OMN	MK
HDP	1				
JNP	-0,694796	1			
MI	-0,798762	0,767415	1		
OMN	0,635348	-0,446828	-0,698791	1	
MK	0,959556	0,740489	0,823584	-0,59854	1

Tabulka 7.2: Korelačná matica vysvetľujúcich premenných

Nepriaznivé výsledky sme dostali aj pri testovaní štatistickej významnosti odhadnutých parametrov:

	T_{test}	$T_{krit} = 2,2622$
b_1	$\frac{8,5245}{\sqrt{0,88065}} = 9,6798$	✓
b_2	$\frac{-24,096}{\sqrt{8,970}} = -2,6864$	✓
b_3	$\frac{-13,985}{\sqrt{15,969}} = -0,8758$	✗
b_4	$\frac{-36,663}{\sqrt{11,469}} = -3,1965$	✓
b_5	$\frac{13,914}{\sqrt{8,210}} = -1,6948$	✗

Tabulka 7.3: Kvalita prognózy základných analytických funkcií bez odstránenia autokorelácie

Test multikolinearity a test štatistickej významnosti odhadnutých parametrov naznačujú, že miera inflácie a reálny efektívny kurz nie sú v lineárne nezávislom vzťahu s ostatnými vysvetľujúcimi premennými a nie sú preto ani štatisticky významnými parametrami. Preto sme sa rozhodli tento model zavrhnuť, a postaviť ďalší vynechaním parametrov MK_i a MI_{i-5} .

7.3 Konštrukcia modelu II.

$$PZI_i = a + b_1 HDPo_{i-2} + b_2 JNP_{i-2} + b_3 OMN_{i-5} + \varepsilon \quad (7.3)$$

kde

PZI_i ... sú priame zahraničné investície

$HDPo_{i-2}$... predstavuje pomer HDP/obyvateľa, oneskorený o 2 roky,

JNP_{i-2} ... sú jednotkové náklady práce oneskorené o 2 roky,

OMN_{i-5} ... je obecná miera nezamestnanosti, oneskorená hodnota o 5 rokov,

Po odhade parametrov metódou najmenších štvorcov rovnica vyrovnaných hodnôt vyzerá nasledovne:

$$PZI_i = -79\,1999 + 9,5577HDPo_{i-2} - 23\,555JNP_{i-2} - 33\,011OMN_{i-5} + \varepsilon \quad (7.4)$$

7.4 Verifikácia modelu

7.4.1 Intenzity závislosti

Hodnoty intenzity závislosti sú znázornené v tabuľke:

Smerodajný reziduálny rozptyl	29 980
Smerodajná absolútna odchýlka	37 190
Totálny korelačný koeficient	0,998
Koeficient determinácie	0,997

Tabuľka 7.4: Miery kvality vyrovnania pomocou viacnásobného modelu

7.4.2 Test štatistickej významnosti modelu

Štatistickú významnosť testujeme na hladine významnosti 5% pomocou Fisher-Snedecorovým F-testom.

$$H_0 : R^2 = 0 \text{ (koeficient determinácie nieje štatisticky významný).}$$

Oproti tejto nulovej hypotézy stojí alternatívna hypotéza:

$$H_A : R^2 \neq 0 \text{ (koeficient determinácie nieje štatisticky významný).}$$

Testovacie kritérium vyzerá nasledovne:

$$F_{0,95}(3, 11) = 3,587$$

Testovacia charakteristika jednotlivých parametrov:

$$F_{test} = \frac{\frac{0,997}{3}}{\frac{1-0,997}{15-(3+1)}} = 1\,256,85 \quad (7.5)$$

Hodnota testu vyšla vyššia ako kritická hodnota, preto môžeme H_0 odmietnuť v prospech H_A , ktorá prijíma tvrdenie, že koeficient determinácie modelu je štatisticky významná.

7.4.3 Test štatistickej významnosti regresných parametrov

Štatistickú významnosť regresných parametrov testujeme na hladine významnosti 5% s nasledujúcou hypotézou:

$$H_0 : b_i = 0 \text{ (regresný koeficient nieje štatisticky významný).}$$

Oproti tejto nulovej hypotéze stojí alternatívna hypotéza:

$$H_A : b_i \neq 0 \text{ (regresný koeficient je štatisticky významný).}$$

Testovacie kritérium vyzerá nasledovne:

$$t_{0,975}(11) = 2,201$$

Testovacia charakteristika jednotlivých parametrov:

$$\begin{aligned} t_{b_1} &= \frac{9.557}{\sqrt{0.0728}} = 35.418 \rightarrow |35.418| > t_{0,975}(11) \\ t_{b_2} &= \frac{-23\,555}{\sqrt{66\,463\,511}} = -2.889 \rightarrow |-2.889| > t_{0,975}(11) \\ t_{b_3} &= \frac{-33\,011}{\sqrt{25\,515\,087}} = -6.535 \rightarrow |-6.535| > t_{0,975}(11) \end{aligned} \quad (7.6)$$

Na základe výsledkov môžeme tvrdiť že všetky hodnoty $|t_{b_i}| > t_{krit}$. Odmietneme preto H_0 v prospech alternatívnej hypotézy H_A , ktorá potvrdzuje štatistickú významnosť všetkých odhadnutých parametrov b_i .

7.4.4 Intervalové odhady regresných parametrov

Hodnoty 95% intervalového odhadu regresných parametrov znázorňuje tabuľka č.7.5:

	95% intervalové odhady
b_1	$9,5577 \pm 0,5939$
b_2	$-23\,555 \pm 17\,944$
b_3	$-33\,011 \pm 11\,118$

Tabuľka 7.5: Intervalový odhad regresných parametrov

7.4.5 Test multikolinearity

Multikolinearitu nezávislých vysvetľujúcich premenných testujeme pomocou korelačnej matice ktorej jednotlivé položky r_{ij} označujú korelačné koeficienty medzi vysvetľujúcimi premennými.

	HDP	OMN	JNP
HDP	1		
OMN	0,6353485	1	
JNP	-0,694796	-0,44683	1

Tabuľka 7.6: Korelačná matica vysvetľujúcich premenných

Korelačná matica je prijatelná, jej položky totiž nedosahujú výšku celkového korelačného koeficientu modelu. Prijímame preto hypotézu, na základe

ktorej tvrdíme, že nezávislé vysvetľujúce premenné sú navzájom nekorelované, lineárne nezávislé.

7.4.6 Test homoskedasticity

K testovaniu neprítomnosti heteroskedasticity sme využili Golfeld – Quandt test homoskedasticity. Vychádzame z nasledujúcej hypotézy:

$$H_0 : \sigma_{u_1}^2 = \sigma_{u_2}^2 = \dots = \sigma_{u_n}^2 \text{ (náhodná zložka je homoskedastická)}$$

Oproti tejto nulovej hypotéze stojí alternatívna hypotéza:

$$H_A : \sigma_{u_1}^2 \neq \sigma_{u_2}^2 \neq \dots \neq \sigma_{u_n}^2 \text{ (náhodná zložka je heteroskedastická)}.$$

Testovacie kritérium vyzerá nasledovne:

$$F_{0,95}(1, 1) = 161,45$$

Testovacia charakteristika jednotlivých parametrov:

$$F_{test} = \frac{349\ 582\ 255}{16\ 452\ 211\ 098} = 47.06 \quad (7.7)$$

Hodnota testu je nižšia ako kritická hodnota, preto nulovú hypotézu H_0 prijímame na hladine významnosti 5%. Nulová hypotéza predpokladala homoskedasticitu ekonometrického modelu, môžeme preto heteroskedasticitu vylúčiť.

7.4.7 Test náhodnej zložky (autokorelácia)

Test náhodnej zložky prevedieme pomocou Durbin-Watson testu autokorelácie prvého rádu.

$$H_0 : r_1 = 0 \text{ (hodnoty náhodných zložiek sú nezávislé)}$$

Oproti tejto nulovej hypotéze stojí alternatívna hypotéza:

$$H_A : r_1 \neq 0 \text{ (hodnoty náhodných zložiek sú závislé. Prítomnosť autokorelácie AR(1))}$$

Interval kriických hodnôt pre $k = 3$:

$$D_D = 0,814$$

$$D_H = 1,750$$

Testovacia charakteristika:

$$D = \frac{\sum (e_t - e_t - 1)^2}{\sum e_t^2} = 2.06 \quad (7.8)$$

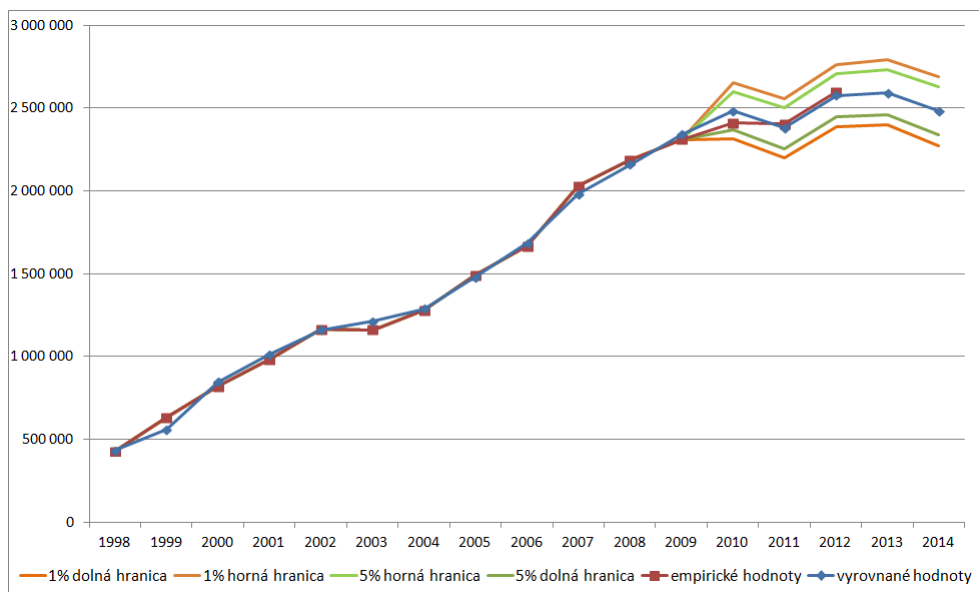
Testovaná hodnota je väčšia ako horná hranica kritického intervalu, $D_H < D$. Prijímame preto nulovú hypotézu H_0 , náhodné zložky modelu sú skutočne náhodné. Neexistuje žiadna sériová závislosť medzi hodnotami v rôznych obdobiach časového radu.

7.5 Aplikácia modelu

Pod aplikáciou ekonometrického modelu rozumieme skúmanie prognostických charakteristík modelu. Prvé hodnoty 2010-2012 sú naprognózované hodnoty ex post. Ex ante hodnoty 2013-2014 v prípade viacnásobného modelu sa v praxi ťažko prognózujú, nakoľko k tomu aby sme odhadli vývoj budúcich hodnôt časovej rady priamých zahraničných investícií, potrebujeme odhadnúť vývoj všetkých vysvetľujúcich premenných. V našom prípade však pracujeme s oneskorenými hodnotami časovej rady a preto sme schopní zistiť vývoj priamych zahraničných investícií ex ante až o 2 roky. Tieto hodnoty a ich intervalové odhady znázorňuje tabuľka č. 7.7:

	Skutočné hodnoty	Vyrovnané hodnoty	95% interval	99% interval
2010	2 409 581	2 483 178 (73 598)	± 116 787	± 167 772
2011	2 404 151	2 379 053 (-25 099)	± 123 068	± 176 796
2012	2 600 877	2 576 357 (-24 521)	± 129 875	± 186 574
2013	-	2 594 297	± 137 129	± 196 995
2014	-	2 481 346	± 144 764	± 207 963

Tabuľka 7.7: Extrapolácia PZI využitím ekonometrického viacnásobného modelu



Obrázek 7.11: Vývoj náhodnej zložky základných analytických funkciách

Kvalita prognózy

T [%]	RMSE	MAE	MPE [%]
1,898	47 074	41 072	0,336

Tabulka 7.8: Vyrovnané hodnoty skráteného časového radu vrátane bodového a intervalových odhadov

Výsledky prognózy priamych zahraničných investícií pomocou viacnásobného modelu dopadli veľmi priaznivo. Prognóza na základe nami vytvoreného modelu dopadla najkvalitnejšie zo všetkých testovaných modelov. Vyrovnané hodnoty dobre popisujú vývoj priamych zahraničných investícií, čo znamená zároveň aj to, že nami vytvorený model je signifikantný.

Závěr

Cieľom tejto diplomovej práce bolo štatisticky charakterizovať vývoj priamych zahraničných investícií do Českej republiky pomocou lineárnych regresných modelov a tieto modely použiť pre krátkodobé prognózovanie budúceho vývoja priamych zahraničných investícií. K tejto charakteristike sme využili párovú regresiu pre vyrovnanie časového radu pomocou niekoľkých analytických funkcií. Analytické funkcie sme síce považovali za vhodné pre modelovanie charakteristík vývoja priamych zahraničných investícií, no tie okrem časového faktoru neskúmajú iné možné faktory vplývajúce na vývoj priamych zahraničných investícií. Cieľom teda bolo postaviť ekonometrický model, ktorý zahŕňa hlavné faktory vplývajúce na vývoj PZI, a tým presnejšie charakterizovať tento vývoj. V záverečnej kapitole zhrnieme výsledné myšlienky o získaných riešeniach, výsledkoch.

Prvá zásadná otázka, ktorú sme potrebovali vyjasniť pri riešení problematiky diplomovej práce sa týkala výberu vhodného časového radu. Existujú totiž dva potenciálne ukazovatele, ktoré reprezentujú priame zahraničné investície. Prvý ukazovateľ je prílev priamych zahraničných investícií za dané obdobie (v praxi toto obdobie je 1 rok) a druhý je stav priamych zahraničných investícií v Českej republike ku koncu kalendárneho roka. Po hlbšom skúmaní oboch časových radov sme k práci vybrali stav priamych zahraničných investícií z dvoch zásadných dôvodov. Prvý dôvod je ten, že hodnoty vývoja stavu zahŕňajú nielen prílev priamych zahraničných investícií za daný rok, ale predstavujú aj akumulovanú hodnotu zásoby priamych zahraničných investícií v Českej Republike, a preto to považujeme za ukazovateľ so zaujímavejšou výpovednou hodnotou a väčším vplyvom na ekonomiku. Akumulovaný výpočet stavu takisto prispieva k väčšej odolnosti tohto ukazovateľa voči vonkajším vplyvom a preto ho považujeme za lepšie modelovateľnú hodnotu, kým toto tvrdenie neplatí na prílev priamych zahraničných investícií. Týmto sme sa dostali k druhému dôvodu, že skúmanie vývoja a modelovanie prílevu priamych zahraničných investícií považujeme za tému presahujúcu rozsah diplomovej práce,

ale určite by bola veľmi zaujímavá téma pre hlbší rozbor, ktorý by sa mohol napojiť na túto prácu.

Po zvolení vhodného časového radu sa dostaneme k prvej aplikačnej časti, ktorá sa zaoberala charakteristikou vývoja stavu priamych zahraničných investícií v Českej republike pomocou lineárne regresných modelov. Využili sme základné analytické funkcie akými sú priamka, parabola, exponenciálna funkcia, následne sme využili k – transformáciu a špeciálne analytické funkcie s hladinou nasýtenia. V základnej fáze modelovania sme porovnali charakteristiky kvality vyrovnaní, pomocou ktorých sme posúdili, že najlepšie vyrovňavacie schopnosti vývoja priamych zahraničných investícií sme dosiahli pomocou modifikovanej exponenciálnej rovnice s odhadom hladiny nasýtenia Tintnerovou metódou a pomocou logistickej funkcie s odhadom hladiny nasýtenia pomocou metódy čiastočných súčtov. Pozoruhodné je, že veľmi podobné výsledky k odhadnutým funkciám, ktoré sú popísané vyššie, sme dosiahli aj využitím kvadratického trendu. Po riešení pomocou k - transformácie sme zistili, že tento spôsob riešenia problematiky nám pravdepodobne nepomôže a neprispieje k lepšiemu výsledku, nakoľko najpriaznivejšie charakteristiky kvality sme získali pri použití transformačného koeficientu s hodnotou 0,98. Táto hodnota je však nesmierne blízka k transformačnej konštante v hodnote 1, ktorá plne odpovedá vyrovnaným hodnotám priamky.

Po modelovaní vývoja priamych zahraničných investícií pomocou analytických funkcií nasledovalo využitie týchto modelov ku krátkodobej prognóze budúceho vývoja. Pri teste autokorelácie sme zistili u všetkých skúmaných analytických funkciách spor u testu znamienkového a testu Durbin-Watsona. Oproti znamienkovému testu totiž Durbin-Watsonov test autokorelácie odhalil, že náhodné zložky jednotlivých modelov nie sú v skutočnosti náhodné, ale existuje medzi nimi autokorelácia. Zaujal nás nesúlad týchto dvoch testov a rozhodli sme sa pre zaujímavosť overiť do akej miery ovplyvní autokorelácia prognostické vlastnosti jednotlivých modelov. Vyskúšali sme preto na základných analytických funkciách prognózu bez odstránenia autokorelácie a porovnali sme ju s kvalitou prognózy po odstránení autokorelácie. Hodnoty naozaj vyšli diametrálne odlišné a odstránenie autokorelácie sa potvrdilo byť správnym a nevyhnutným krokom pred prognózovaním.

Po odstránení autokorelácie sme dospeli k výsledku, ktoré popíšeme nižšie. K lepšiemu pochopeniu charakteristiky kvalít jednotlivých modelov sme využili skrátené časové rady na ktoré sme aplikovali vyššie uvedené analytické funkcie. Ukázalo sa, že najlepšie kvality prognózy nám dáva Gompertzova krivka s odhadom hladiny nasýtenia Tintnerovou metódou. Napriek dobrým výsledkom charakteristik kvality model nepovažujeme nutne za vhodný k prognózovaniu z dôvodu, že tempo rastu predpovedaných hodnôt sa za predpovedané obdobie rapidne znižuje. Na druhej strane priamka a modifikovaná expo-

nenciálna funkcia s odhadom hladiny nasýtenia pomocou Tintnerovej metódy vykazujú veľmi dobré charakteristiky kvality a považujeme preto tieto modely za vhodné pre predikciu budúceho vývoja priamych zahraničných investícií.

Týmto sme sa dostali k poslednej časti diplomovej práce, ktorú osobne považujem za najkomplexnejšiu, najzaujímavejšiu problematiku prezentovanú v tejto práci. Táto časť sa zaoberá ekonometrickým modelovaním vývoja priamych zahraničných investícií využitím viacnásobných regresných modelov. Oproti predchádzajúcim kapitolám, kde sme sa zaoberali chronologickým vývojom priamych zahraničných investícií závislých čiste na plynutí času, táto kapitola skúma faktory vplývajúce na skúmaný vývoj. Komplexnosť problematiky presahuje rozsah diplomovej práce v prípade spracovania všetkých faktorov, od politických až k infraštruktúrnym faktorom. Rozhodli sme sa preto, skúmať závislosť zúžene len od hlavných makroekonomických ukazovateľov. Východiskom pri výbere nezávislých premenných bolo makroekonomická teória, na základe ktorej sme vybrali potenciálne ukazovatele. Po prevedení korelačnej analýzy medzi jednotlivými ukazovateľmi a vývojom priamych zahraničných investícií sme sa dostali k prvému ekonometrickému modelu, ktorý však pri teste multikolinearity a pri teste významnosti parametrov zlyhal. Po úpravách sme došli k hlavnému modelu, ktorý sa skladá z nezávislých premenných HDP na obyvateľa oneskorených o dva roky, jednotkových pracovných nákladov oneskorených o dva roky a obecnej miery nezamestnanosti oneskorenej o 5 rokov. Niet pochybnosti o tom, že tieto makroekonomické ukazovatele vo vysokej miere ovplyvňujú vývoj priamych zahraničných investícií, ale z ekonomického hľadiska vnímame rôzne doby oneskorenia trochu ťažšie vysvetľovateľnými. Dôvodov môže byť mnoho. Vysvetlením môže byť komplexnosť problematiky a uvedomenie si faktu, že priamé zahraničné investície majú rôzne podoby a tým aj rôzne doby trvania, kým sa zmeny vo vplývajúcych faktoroch objavia v hodnotách vývoja priamych zahraničných investícií.

Pri aplikácii vytvoreného ekonometrického modelu nám výsledky skutočne ukazujú vhodnosť využitia viacnásobného regresného modelu k modelovaniu vývoja priamych zahraničných investícií a k prognózovaniu budúceho vývoja. Vyrovnané hodnoty časového radu totiž s vysokou presnosťou modelujú skutočné hodnoty časového radu. Pri prognózovaní budúceho vývoja PZI využitím viacnásobného modelu sme získali kvalitnejšie výsledky ako využitím párových regresných modelov z kapitoly č.5. Môžeme však očakávať na základe nami vytvoreného viacnásobného modelu mierny pokles vo vývoji PZI v nasledujúcich dvoch rokoch z dôvodu vysokému nárastu jednotkových nákladov práce za posledné dva roky, ktorý sa premietne do PZI práve za nami prognózované obdobie.

Literatura

- (1) PAVELKA, Tomáš: *Makroekonomie*. 1.vyd. Praha: Melandrium, 2007, ISBN 978-80-86175-58-4
- (2) BALÁŽ, Peter: *Medzinárodné podnikanie*. Bratislava: Sprint dva, 2010, ISBN 978-80-89393-18-3
- (3) VITURKA, Milan: *Regionální ekonomie II.*. Brno: Masarykova univerzita v Brně, 2000, ISBN 80-210-2257-4
- (4) HUŠEK, Roman: *Ekonometrická analýza*. Praha: Nakladatelství Oeconomica, 2007, ISBN 978-80-245-1300-3
- (5) HANČLOVÁ, Jana: *Ekonometrické modelování*. 1.vyd. Praha: Professional Publishing, 2012, ISBN 978-80-7431-088-1
- (6) KAŇOK, Miroslav: *Statistické metody v řízení*. Praha: Vydavatelství ČVUT, 1996, ISBN 80-01-01483-5
- (7) PACÁKOVÁ, Viera: *Štatistické metódy pre ekonómov*. 1.vyd. Bratislava: Iura Edition, spol.s.r.o., 2009, ISBN 978-80-8078-284-9
- (8) DEVIZOVÝ ZÁKON č. 219/1998Sb.,(online). Dostupné z WWW: <http://www.cnb.cz/cs/legislativa/zakony/download/devizovy_zakon.pdf>
- (9) Roční zprávy o Přímých zahraničních investicích ,(online). Dostupné z WWW: <http://www.cnb.cz/cs/statistika/platebni_bilance_stat/pzi/index.html>
- (10) Makroekonomické údaje,(online). Dostupné z WWW: <<http://www.czso.cz/csu/redakce.nsf/i/statistiky>>
- (11) Manuál pre software Gretl ,(online). Dostupné z WWW: <<http://gretl.sourceforge.net/#man>>

Zoznam použitých zkratek

AR(1)	Autoregresia prvého rádu
CZK	Česká koruna
ČR	Česká republika
EUR	Euro
HDP	Hrubý domácí produkt
JNP	Jednotkové pracovní náklady
LRM	Lineárne regresné modely
MAE	Mean absolute error
MČS	Metóda čiastkových súčtov
MI	Miera inflácie
MK	Menový kurz
MNŠ	Metóda najmenších štvorcov
MPE	Mean percentage error
MSE	Mean squared error
OMN	Obečná miera nezamestnanosti
PZI	Priame zahraničné investície
RMSE	Square root of mean squared error

Obsah priloženého CD

data.....	základný súbor dát využité k výpočtom
└ Stav_x.....	ročné správy o stavu PZI v ČR
└ PZI_3.1.Země_T_x.xls.....	ročné správy PZI podľa krajiny
└ PZI_3.2.Odvetví_T_x.xls.....	ročné správy PZI podľa odvetví
└ hlmakro.....	časové rady makroekonomických ukazovateľov
výpočty.....	výpočty v MS Excel a Gretl
└ vývoj.xls.....	chronologický vývoj PZI v MS Excel
└ vývoj.gdt.....	chronologický vývoj PZI v Gretl
└ model.xlsx.....	ekonometrický model v MS Excel
text.....	text práce
└ DP_Szlizs_Csilla_2014.pdf.....	text práce vo formátu PDF
└ zadanie.jpg.....	zadanie práce
└ DP.....	zdrojová forma práce vo formátu L ^A T _E X