

EKONOMICKÁ UNIVERZITA V BRATISLAVE

FAKULTA HOSPODÁRSKEJ INFORMATIKY

Evidenčné číslo: 103003/I/2019/36086129770441732

**Odhad elasticity substitúcie vstupov
z dlhodobého hľadiska**

Diplomová práca

Bratislava 2019

Bc. Michal Tomčík

EKONOMICKÁ UNIVERZITA V BRATISLAVE
FAKULTA HOSPODÁRSKEJ INFORMATIKY

**Odhad elasticity substitúcie vstupov
z dlhodobého hľadiska**

Diplomová práca

Študijný program: Operačný výskum a ekonometria

Študijný odbor: Kvantitatívne metódy v ekonómii

Školiace pracovisko: Katedra operačného výskumu a ekonometrie

Vedúci záverečnej práce: doc. Ing. Karol Szomolányi, PhD.

Bratislava 2019

Bc. Michal Tomčík



Ekonomická univerzita v Bratislave Fakulta
hospodárskej informatiky

ZADANIE ZÁVEREČNEJ PRÁCE

Meno a priezvisko študenta: Bc. Michal Tomčík

Študijný program: operačný výskum a ekonometria (Jednoodborové štúdium, inžiniersky II. st., denná forma)

Študijný odbor: 3.3.24 Kvantitatívne metódy v ekonómii

Typ záverečnej práce: Inžinierska záverečná práca

Jazyk záverečnej práce: slovenský

Sekundárny jazyk: anglický

Názov: Odhad elasticity substitúcie vstupov z dlhodobého hľadiska.

Anotácia: Práca sa zaoberá najnovším ekonometrickým postupom vhodným pre odhad elasticity substitúcie vstupov z dlhodobého hľadiska využitím časových radov kapitálu jeho príjmu vo vybranej ekonomike.

Vedúci: doc. Ing. Karol Szomolányi, PhD.

Oponent: Ing. Stanislav Kováč

Katedra: KOVE FHI - Katedra operačného výskumu a ekonometrie FHI

Vedúci katedry: prof. Mgr. Juraj Pekár, PhD.

Dátum zadania: 26.10.2017

Dátum schválenia: 05.11.2017

prof. Mgr. Juraj Pekár, PhD.

vedúci katedry

Čestné vyhlásenie

**Čestne vyhlasujem, že záverečnú prácu som vypracoval samostatne a že som uviedol
všetku použitú literatúru.**

Dátum:

.....

Pod'akovanie

Touto cestou by som sa chcel poďakovať vedúcemu diplomovej práce doc. Ing. Karolovi Szomolányimu, PhD. za cenné rady, usmerňovanie a trpezlivosť pri vypracovaní diplomovej práce. Vďaka jeho ochote vždy pomôcť sa mi podarilo dopracovať k finálnej verzii práce.

ABSTRAKT

TOMČÍK, Michal: Odhad elasticity substitúcie vstupov z dlhodobého hľadiska – Ekonomická univerzita v Bratislave. Fakulta hospodárskej informatiky; Katedra operačného výskumu a ekonometrie – vedúci záverečnej práce: doc. Ing. Karol Szomolányi, PhD: FHI 45 s.

Hlavným cieľom záverečnej práce je odhadnúť elasticitu substitúcie vstupov austrálskej ekonomiky z dlhodobého hľadiska a porovnať elasticitu substitúcie s americkou a slovenskou ekonomikou. Práca je rozdelená do troch kapitol, obsahuje 13 obrázkov a 3 prílohy. V prvej kapitole hodnotíme súčasný stav riešenej problematiky, približujeme modely, ktoré sa danou problematikou zaoberali a definujeme základné pojmy. V druhej kapitole bližšie popisujeme ciele a metodiku práce. Záverečná kapitola obsahuje samotnú analýzu a modelovanie elasticity substitúcie vstupov.

Kľúčové slová: elasticita substitúcie, eViews, model, Austrália

ABSTRACT

TOMCIK, Michal: Long – run elasticity of substitution estimate - University of Economics in Bratislava. Faculty of Economic Informatics; Department of Operational Research and Econometrics - Supervisor of thesis: doc. Ing. Karol Szomolányi, PhD. – Bratislava: FHI 45 p.

The main aim of this Diploma thesis is to estimate the elasticity of substitution of Australian economy inputs in the long term and to compare the elasticity of substitution with the American and Slovak economies. The thesis is divided into three chapters. It contains 13 images and 3 attachments. In the first chapter we evaluate the current state of the problem solved and we describe the models that deal with the given problem and define the basic concepts. In the second chapter we describe the goals and methodology of work. The final chapter contains the analysis and the modeling of the elasticity of substitution of inputs.

Keywords: elasticity of substitution, eViews, model, Australia

OBSAH

Zoznam použitých skratiek	9
Zoznam obrázkov	10
Zoznam príloh	11
Úvod	12
1 Súčasný stav danej problematiky doma a v zahraničí	13
1.1 Kapitál	13
1.2 Práca	13
1.3 Elasticita substitúcie	14
1.4 Ekonometrické modely elasticity substitúcie	15
1.4.1 Konštantná elasticita substitúcie (CES)	18
1.5 Rôzne prístupy modelovania dlhodobých premenných	20
1.5.1 Model slovenskej ekonomiky	23
2 Cieľ práce, metodika práce a metódy skúmania	27
3 Výsledky práce	28
Záver	38
Zoznam použitej literatúry	39
Internetové zdroje	40
Prílohy	42

Zoznam použitých skratiek

DSGE = dynamický stochastický model všeobecnej rovnováhy

HDP = hrubý domáci produkt

CES = konštantná elasticita substitúcie

VES = variabilná elasticita substitúcie

σ = sigma = elasticita substitúcie

Zoznam obrázkov

Obrázok č. 1: grafické riešenie optimalizačnej úlohy

Obrázok č. 2: vstupné parametre pre frekvenčný filter premennej y

Obrázok č. 3: vstupné parametre pre frekvenčný filter premennej x

Obrázok č. 4: graf funkcie odozvy premennej y – frekvenčný filter Baxtera – Kinga

Obrázok č. 5: graf funkcie odozvy premennej y

Obrázok č. 6: graf funkcie odozvy premennej x – frekvenčný filter Baxtera – Kinga

Obrázok č. 7: graf funkcie odozvy premennej x

Obrázok č. 8: priebeh závislej a nezávislej premennej nášho modelu

Obrázok č. 9: testovanie prítomnosti jednotkového koreňa u nezávislej premennej pomocou Dickeyho – Fulleroého testu.

Obrázok č. 10: testovanie prítomnosti jednotkového koreňa u nezávislej premennej pomocou Dickeyho – Fulleroého testu.

Obrázok č. 11: výstup analyzovaného modelu zo softvéru eViews

Obrázok č. 12: upravený výstup analyzovaného modelu zo softvéru eViews využitím Neweyho – Westovej metódy

Obrázok č. 13: Waldov test

Zoznam príloh

Príloha č. 1: upravené údaje použité v modeli

Príloha č. 2: pôvodné údaje

Príloha č. 3: práca v eViews

Úvod

Elasticita substitúcie medzi prácou a kapitálom je rozhodujúcim a veľmi dôležitým parametrom. Pri veľkom množstve ekonomických otázok je to práve tento parameter, ktorý ovplyvňuje kvalitatívne aj kvantitatívne odpovede. Je všeobecne známe, že elasticita substitúcie je spájaná s krivosťou izokvanty. Hicks začiatkom 30. rokov minulého storočia analyzoval zmeny vo funkčnej distribúcii príjmov. Zaviedol pojem sigma (σ) a jeho kľúčovým náhľadom bol fakt, že vplyv pomeru kapitál / práca na rozdelenie príjmov by mohol byť úplne charakterizovaný práve zakrivením izokvanty.

Počas histórie môžeme nájsť veľký počet produkčných funkcií v rôznych analytických tvaroch. Od najjednoduchších až po rôzne komplikovanejšie tvary produkčných funkcií. Dôkazom toho je aj prechod od tradičnej Cobbovej – Douglasovej funkcie až k produkčným funkciám v tvare funkcionálov.

Jednu skupinu produkčných funkcií tvoria funkcie, v ktorých sú transformované vstupy na výstupy v porovnateľnom ocenení. To znamená, že vstupy tvoria základné faktory výroby a výstupy konečné výsledky výroby. Táto skupina je charakteristická efektívnosťou technológie (závislosť prírastku výstupu od vstupov, čiže hovoríme o miere transformácie vstupných nákladov do výstupu). Ďalším charakteristickým znakom je elasticita substitúcie výrobných faktorov, ktorú môžeme zjednodušene charakterizovať ako vzájomnú zameniteľnosť vstupných faktorov. Do tejto skupiny patria Cobbova – Douglasova produkčná funkcia, produkčná funkcia s konštantnou elasticitou substitúcie (CES) a produkčná funkcia s variabilnou elasticitou substitúcie (VES), samozrejme vrátane ich rôznych modifikácií.

Druhú skupinu tvoria produkčné funkcie obsahujúce aj parameter priameho merania technického pokroku. Do tejto skupiny patria produkčné funkcie na princípe Solowovho modelu.

V našej práci budeme pracovať s údajmi austrálskej ekonomiky a pokúsime sa odhadnúť elasticitu substitúcie vstupov (kapitál a práca) spomínanej ekonomiky.

Základnou odbornou literatúrou o ktorú sa budeme opierať je štúdiá na amerických dátach (Chirinko, Mallick, 2015) a štúdiá na slovenských dátach (Szomolányi, Lukáčik, Lukáčiková, 2017). Následne porovnáme odhadnuté výsledky jednotlivých ekonomík.

1 Súčasný stav danej problematiky doma a v zahraničí

1.1 Kapitál

Kapitál patrí medzi základné ekonomické zdroje. Zjednodušene povedané, kapitálom tvoria všetky statky vyrobené na to, aby sa používali pri podnikateľskej činnosti produkujúcej zisk, prípadne úrok. Postupom času sa amortizuje (opotrebuje).

1.2 Práca

Práca, prípadne ľudský kapitál, je cieľavedomá činnosť ľudí, ktorá je zameraná na vytváranie služieb a statkov, schopných uspokojovať potreby ľudí. Množstvo práce závisí od počtu a od schopností pracujúcich ľudí, ich intenzity práce, a dĺžky pracovnej doby. Kvalita závisí od kvalifikácie, vzdelania, praxe, tvorivosti, ale taktiež od využívanej techniky a organizácie práce – produktivita práce – množstvo výstupu pripadajúce na časovú jednotku alebo jedného pracovníka. Pracovná sila je súhrn fyzických a psychických schopností človeka vykonávať prácu.

Ľudská práca môže byť duševná(práca učiteľa, práca vedca,...) alebo fyzická (murár, smetiar). Ďalej môžeme ľudskú prácu členiť aj podľa toho, čo sa jedná o kvalifikovanú alebo nekvalifikovanú prácu.

Dôležitým pojmom je tiež produktivita práce. Ide o účinnosť práce vyjadrenú množstvom výstupov, ktoré pripadajú na jednu jednotku práce. Najčastejšie sa produktivita práce vyjadruje ako podiel množstva vyrobenej produkcie a času spotrebovaného na jeho výrobu.

Úroveň produktivity práce je dôležitým ukazovateľom vyspelosti podniku. Zvyšovanie produktivity znamená, že podnik vyrobí s tým istým počtom pracovníkov viac výrobkov ako predtým. Na aktiváciu ľudského činiteľa, čiže aj na pracovné výsledky, pôsobí komplex vplyvov, napríklad kvalifikácie človeka, jeho osobné schopnosti a povaha vykonávanej práce a jej ocenenie. V neposlednom rade aj organizácia práce, pracovné a mimopracovné podmienky.

1.3 Elasticita substitúcie

Uvažujeme produkčnú funkciu s dvomi vstupmi (K – kapitál, L – pracovná sila).

„Vo všeobecnosti môžeme takúto funkciu zapísať v tvare $Y = f(K, L)$. Graficky nám pomáha vyjadrovať vzťah medzi premennými (kapitál a pracovná sila) izokvanta (obrázok č. 1). Druhou dôležitou funkciou, čo sa týka elasticity substitúcie, je produkčná funkcia, ktorá nám hovorí o tom, aká je cena jednotlivých vstupov a aké sú fixné náklady. Produkčná funkcia vyjadruje vzťah medzi vstupmi a výstupmi. Udáva, aké maximálne množstvo výstupu možno pri danej technológii získať pre každú kombináciu vstupov.“ (Turnovec, 1992)

Jej tvar vyzerá nasledovne:

$$C(K, L) = rK + wL + c, \quad (1.1.)$$

kde

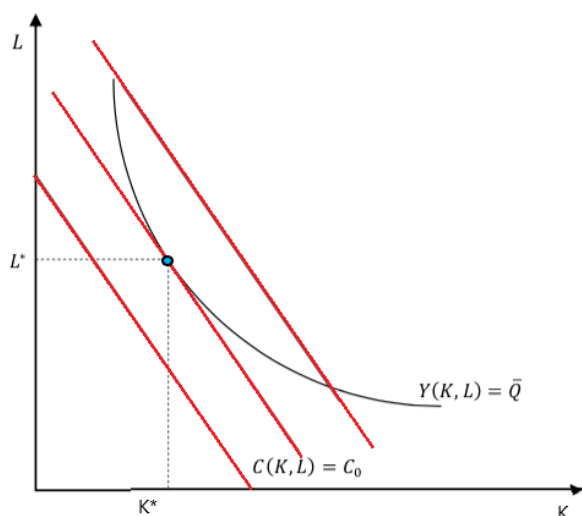
r - cena kapitálu

w - cena práce

c - fixné náklady

Veľmi zjednodušene môžeme tvrdiť, že elasticita substitúcie nám vyjadruje, ako sú jednotlivé vstupy navzájom nahraditeľné. Hlavným cieľom je nájsť optimálny pomer vstupov $\frac{L}{K}$, čiže podiel práce a kapitálu pri určenej cene r a w, pri požadovanom výstupe Q.

Obrázok č. 1: grafické riešenie optimalizačnej úlohy



V prípade zmeny pomeru cien, by sa zmenil optimálny pomer vstupov, keďže by sa zmenil sklon produkčnej funkcie $C(K, L)$. To by znamenalo, že by bolo potrebné nájsť nový vyhovujúci bod na izokvante.

1.4 Ekonometrické modely elasticity substitúcie

Nedávne štúdie (Chirinko, 2008, La Grandville, 2009, Klump, McAdam, Willman, 2012,) zdôrazňujú dôležitosť elasticity substitúcie medzi pracovnou silou a kapitálom. Dôležitým základom je pozitívny vplyv elasticity substitúcie na produkciu. Empirické práce (Chirinko, Mallick 2017, Klump, McAdam, Willman, 2007) tvrdia, že hodnota elasticity substitúcie je v mnohých ekonomikách menej ako jedna, čo je v rozpore s Cobbovým - Douglasovým tvarom produkčnej funkcie. Táto skutočnosť by mala ovplyvniť ďalší výskum vrátane funkcií, ako je výskum využívajúci dynamické stochastické modely všeobecnej rovnováhy (DSGE) alebo výskum zakotvený v teórii neoklasického rastu.

Cieľom diplomovej práce bude odhadnúť elasticitu substitúcie v austrálskej ekonomike.

Mnohí ekonómovia sa zaoberali odhadom parametrov produkčnej funkcie. Chirinko (2008); Klump, McAdam, Willman (2012). Szomolányi, Lukáčik, Lukáčiková (2018) vo svojej štúdií konštatujú- „Výskum o odhadovaní produkčných funkcií využíva

ekonometrické špecifikácie ponuky. Ide o linearizovanú formu produkčnej funkcie a podmienok reprezentatívnej firmy, ktorá maximalizuje zisk. Tieto podmienky vyjadrujú dopyt kapitálu aj práce.

Odhad týchto ekonometrických špecifikácií súvisí s teoretickými aj štatistickými problémami, ktoré komplikujú výber vhodného prístupu odhadu parametrov produkčnej funkcie. Hlavným teoretickým problémom je potreba normalizovať všeobecnú formu konštantnej elasticity substitučnej produkčnej funkcie. Z dokumentov La Grandville (1989) a Klump, McAdam, Willman (2012) vyplýva, že odhad linearizovanej formy produkčnej funkcie môže byť spojený s chybou špecifikácie, ak nie je produkčná funkcia riadne normalizovaná. Normalizácia produkčnej funkcie by nemala vplyv na odhad parametrov iba za predpokladu jednotkovej elasticity vstupnej substitúcie, t. j. v prípade produkčnej funkcie Cobba - Douglasa.“

„Odhad základného normalizačného bodu sa uskutočňuje spriemerovaním (Klump, McAdam, Willman 2007, Klump, McAdam, Willman, 2012). Normalizácia produkčnej funkcie neovplyvňuje hodnotu substitúcie elasticity v dopyte kapitálu a pracovnej sily.

Zo štatistického hľadiska je problémom nestacionarita procesov generujúcich použité zodpovedajúce časové rady, čoho výsledkom je falošná regresia ekonomických vzťahov lineárnej ponuky. Zvyčajným riešením nestacionarity premenných, je odhad zodpovedajúceho kointegračného vzťahu s modelom korekcie chýb, ako ho použil Caballero (1994). Okrem toho je kointegračný vzťah v súlade s teóriou racionálneho správania reprezentatívnej firmy, maximalizujúcej zisk, ktorý je z dlhodobého hľadiska relevantný. Chirinko a Mallick (2011) kritizovali tento prístup, pretože kointegrácia medzi pomerom vstup / výstup a pomerom vstupná cena / výstupná cena nemeria elasticitu substitúcie“ – Szomolányi, Lukáčik, Lukáčiková (2018).

Chirinko, Mallick (2017) navrhli získať dlhodobé údaje pomocou frekvenčných filtrov. Tento prístup bude použitý aj v mojej diplomovej práci. Zameriava sa na odhad pracovných a kapitálových dopytových vzťahov, v ktorých sa elasticita substitúcie meria ako negatívna hodnota elasticity vplyvu pomeru vstup-cena / výstup-cena na pomer vstup / výstup.

Niektorí analytici čelia problémom pri modelovaní a obrátili sa na alternatívnu stratégiu odhadu zameranú na dlhodobé vzťahy v statickom modeli. Táto stratégia má

výhodu, že predchádza problémom, ktoré nastávajú pri odhade z krátkodobého hľadiska. Výzvou je, ako sa vysporiadať s nepozorovateľnosťou dlhodobých premenných.

V druhej polovici 20. storočia Solow a kol. (1961) robili veľký výskum, ktorý mimochodom nielen upravil spôsob chápania a pozerania sa na produkčné funkcie, ale mal tiež značný vplyv aj na teóriu užitočnosti.

Na tento výskum nadviazal De la Grandville (2009) a priblížil svoj pohľad na koncepciu elasticity substitúcie- „počas histórie sa cena kapitálu znížila, zatiaľ čo mzdové sadzby narastali. Zároveň sa zvýšil podiel kapitálu a práce. Predpokladajme, že k spotrebe kapitálu v danom časovom období zodpovedá jeho cena, ktorú budeme označovať q . Rovnako, čo sa týka ceny práce (mzdy), budeme používať označenie w .“

Náklady na použitie obidvoch faktorov (q a w) pri množstvách K a L sú teda:

$$C = qK + wL \quad (1.2.)$$

De la Grandville (2009) následne uvádza elasticitu substitúcie ako

$$\sigma = \frac{d \ln r}{d \ln m} \quad (1.3.)$$

kde

σ – elasticita substitúcie

d – prvá derivácia

$\ln$ – prirodzený logaritmus

r – podiel kapitálu a práce

m – podiel miezd a ceny kapitálu.

Autor ďalej uvádza tri základné vlastnosti elasticity substitúcie v prípade, že produkčná funkcia je homogénna prvého rádu:

1. elasticita substitúcie je pozitívna iba vtedy, ak je hraničný produkt kapitálu klesajúci,
2. elasticita substitúcie závisí iba od podielu kapitálu a práce (vzťah 1.6. a 1.7.),

3. elasticita substitúcie je identická s elasticitou príjmu na osobu vzhľadom na mzdovú sadzbu. Tiež sa rovná elasticite priemernej produktivity kapitálu vzhľadom na cenu kapitálu.

1.4.1 Konštantná elasticita substitúcie (CES)

Produkčnú funkciu CES skonštruoval de la Grandville (2009) podľa Solowa a kol. (1961) ako funkciu:

$$Y = Y_0 \left[\pi_0 \left(\frac{K}{K_0} \right)^p + (1 - \pi_0) \left(\frac{L}{L_0} \right)^p \right]^{\frac{1}{p}} \quad (1.4.)$$

pričom $p = 1 - 1/\sigma$

kde

Y – celková produkcia

Y_0 – skutočná nameraná hodnota produkcie v čase $t = 0$

π_0 – podiel kapitálu na produkcii

$(1 - \pi_0)$ – podiel práce na produkcii

K – zásoba kapitálu

K_0 – skutočná nameraná hodnota kapitálu v čase $t = 0$

L – práca

L_0 – skutočná nameraná hodnota práce v čase $t = 0$

σ – elasticita substitúcie vstupov

„Medzi výhody produkčnej funkcie CES patrí:

- produkčná funkcia odzrkadľuje charakteristiky abstraktnej technológie, čo znamená, že produkčná funkcia obsahuje dostatočné množstvo parametrov, ktorými možno opísať proces výroby a rôzne formy technického pokroku,
- elasticita substitúcie faktorov sa nezadáva vopred, ale určuje sa na základe empirických údajov, všetky najjednoduchšie tvary produkčných funkcií

s konštantnou elasticitou substitúcie sú zvláštnymi prípadmi funkcie CES, napríklad Cobbova – Douglasova ($\sigma = 1$) funkcia a Leontiefova ($\sigma = 1$) funkcia,

- použitie i odhad funkcie v rôznych časových intervaloch vytvára možnosti na overenie hypotézy o konštantnosti elasticity substitúcie a možnosti prechodu z funkcií s premenlivou elasticitou substitúcie (VES).

Rovnako však má funkcia CES aj nevýhody:

- elasticita substitúcie faktorov je invariantná k zmenám vo vzájomných vzťahoch faktorov, v čom spočíva predpoklad konštantnosti elasticity substitúcie,
- koeficient π , ktorý charakterizuje stupeň technologického využívania kapitálu, sa mení v otvorenom intervale (0,1), čo vyvoláva dodatočné ťažkosti pri odhade parametrov funkcie,
- ohraničenosť funkcie CES sa prejavuje v ťažkostiach jej zovšeobecnenia na n výrobných faktorov, pretože funkcia uvažuje len s dvoma faktormi výroby“ – Goga (2011).

Chirinko (2007) uvádza tvar produkčnej funkcie s konštantnou elasticitou substitúcie ako:

$$Y_t^* = F[K_t^*, L_t^*, A_t, B_t^K, B_t^L, \phi, \sigma]$$

$$Y_t^* = A_t \{ \phi (B_t^K K_t^*)^{[(\sigma-1)/\sigma]} + (1 - \phi) (B_t^L L_t^*)^{[(\sigma-1)/\sigma]} \}^{[\sigma/(\sigma-1)]} \quad (1.5.)$$

kde

* - premenná z dlhodobého hľadiska

A – úroveň technológie

B^K – úroveň technológie ovplyvnená kapitálom

B^L – úroveň technológie ovplyvnená prácou

Φ – parameter rozdelenia kapitálu

1.5 Rôzne prístupy modelovania dlhodobých premenných

Diskutuje sa o troch špecifických prístupoch.

Pri prvom prístupe, za predpokladu, že firma maximalizuje svoj zisk a počíta s fixnými vstupnými aj výstupnými cenami, získavame podmienky prvého rádu:

$$\ln \frac{K}{Y} = \beta_0^K - \sigma \ln \frac{P^K}{P^Y} + v^K, \quad (1.6.)$$

$$\ln \frac{L}{Y} = \beta_0^L - \sigma \ln \frac{P^L}{P^Y} + v^L \quad (1.7.)$$

kde

$$\beta_0^K = \sigma \ln(\phi)$$

$$v^K = \ln(A^{[\sigma-1]}B^{K[\sigma-1]})$$

$$\beta_0^L = \sigma \ln(1 - \phi)$$

$$v^L = \ln(A^{[\sigma-1]}B^{L[\sigma-1]})$$

$$P^K - \text{cena kapitálu}$$

$$P^L - \text{cena práce}$$

$$P^Y - \text{cena celkovej produkcie}$$

$$v^L \text{ a } v^K - \text{náhodná zložka}$$

Druhým prístupom pri modelovaní nepozorovateľných dlhodobých premenných je využitie kointegračných vlastností. V práci (Caballero, 1994) meria dlhodobé hodnoty využívaním kointegračných vzťahov medzi pomerom kapitál/výkon a cenou kapitálu. Predpokladá sa, že hodnoty $\ln(K/Y)$ a $\ln(P^K/P^Y)$ sú kointegrované. Kointegračný model generuje konzistentné odhady na veľkej vzorke, ale v konečných vzorkách sú odhady ovplyvnené koreláciou medzi cenou kapitálu a náhodnou zložkou. Tento vplyv počíta so Stockovou-Watsonovou korekciou, ktorá zahŕňa pridanie vedúcich hodnôt a oneskorení

rozdielu premennej na pravej strane. Táto korekcia má podstatný vplyv na odhadovanú hodnotu elasticity substitúcie v niektorých aplikáciách a môže sa interpretovať ako kontrola odchýlok medzi dlhodobými a pozorovanými hodnotami, ktoré skresľujú odhady parametrov.

$$\ln\left(\frac{K}{Y}\right)_{i,t} = \beta_0 - \sigma \ln\left(\frac{P^K}{P^Y}\right)_{i,t} + \sum_{j=1}^J \gamma_j \Delta \ln\left(\frac{P^K}{P^Y}\right)_{i,t-j} + \sum_{j=1}^J \omega_j \Delta \ln\left(\frac{P^K}{P^Y}\right)_{i,t+j} + v_{i,t}^k, \quad (1.8.)$$

kde

i - index predstavujúci charakter údajov

β, ω, γ - odhadované parametre

$v_{i,t}^k$ - náhodná zložka

Tento odhad elasticity substitúcie bol vykonaný na dátach viacerých ekonomík. Na kanadských dátach bola elasticita substitúcie odhadnutá $\sigma = 1,20$, na mexických dokonca až $\sigma = 3,40$. Výsledok bol zrejme výrazne ovplyvnený zmenami v ekonomike a hlavne daňovými reformami. Smith (2008) odhadoval kointegračný model s britskými panelovými dátami a jeho odhad bol $\sigma = 0,40$.

Caballero, ktorý využíval prvý prístup (1994), rovnako odhadoval elasticitu substitúcie aj týmto druhým prístupom (1995). S použitými agregovanými americkými dátami došiel k záveru $\sigma = 0,65$, čo je podobné ako $\sigma = 0,70$ využitím prvého prístupu.

Tretí prístup sa priamo zaoberá dlhodobými premennými. Chirinkov (2007) model rozdelenia intervalov rozdeľuje sledované obdobie na polovicu. Spriemeruje hodnotu údajov v oboch intervaloch, aby sa vytvorili dlhodobé premenné.

Model má tvar

$$\Delta \ln\left(\frac{K}{Y}\right)_i^{\#} = \beta_0 - \sigma \Delta \ln\left(\frac{P^K}{P^Y}\right)_i^{\#} + \Delta v_i \quad (1.9.)$$

kde

$\#$ - interval

Tento postup sa môže zdať zaujímavý. Interpretujeme ho ako model s využitím frekvenčných filtrov. Filtre sú transformácie (zvyčajne lineárne, symetrické) z časových

radov, ktoré umožňujú zdôrazniť určité aspekty údajov pri výskume. Filtre interpretované vo frekvenčnej oblasti umožňujú zdôrazniť určité frekvencie (nízke, stredné, vysoké), o ktorých sa predpokladá, že sú relevantné pre daný problém.

Chirinko a kol. (2007) definujú dlhodobý priebeh ako pohyb len na nulovej frekvencii (napriek tomu, že výsledky sú robustné na zahrnutie ďalších nízkych frekvencií do dlhodobého priebehu). Model rozdelenia intervalov (Baxter a King, 1999) bol aplikovaný na americké a britské panelové údaje. Odhady boli veľmi blízke (v intervale od 0,32 do 0,40).

„Výsledné hodnoty elasticity substitúcie z modelu kointegrácie majú tendenciu byť vyššie ako tie, ktoré sa získali z modelu rozdelenia intervalov.“ – Chirinko a kol. (2007)

Okrem akejkol'vek inherentnej tendencie k vytváraniu vysokých alebo nízkych odhadov elasticity substitúcie, výsledky pre model kointegrácie a pre model rozdelenia intervalov sa môžu líšiť, okrem iného z dôvodu špecifikácie ceny kapitálu alebo v sledovanom období.

Preto aby sme mohli jednotlivé modely porovnať, bolo potrebné ich prispôbiť. Začneme s reportovaním modelu kointegrácie, ktorý je blízky špecifikácii, ktorú použil Caballero (1995) s tromi oneskoreniami a bez časových fixných efektov, na úrovni podniku. Odhadovaná hodnota elasticity substitúcie bola 0,72, čo je veľmi blízko odhadu 0,70 spomínaného vyššie. S takto upravenými údajmi je možné jednotlivé modely porovnávať.

Chirinko a kol. (2007) testovali predpoklad, že premenné modelu sú nestacionárne a odmietajú nulovú hypotézu nestacionarity pre ucc_t . Tento výsledok sa javí ako rozumný, pretože rovnovážne sily zabránia tomu, aby sa cena kapitálu príliš rozptylovala. Ak by sa napríklad dramaticky zvýšil počet hospodárskych subjektov, ekonomická aktivita by sa spomalila a cena investičných produktov a úroková miera (obidve premenné zasahujú do ceny kapitálu), by sa znížila.

Modely neupraveného stavu a modely kointegrácie dosahujú identifikáciu pomocou premenných časových radov na nulovej frekvencii. Na rozdiel od toho, model rozdelenia intervalov sa opiera o variácie prierezu (cross-section) dlhodobého rastu pomeru kapitálu a HDP a ceny kapitálu na identifikáciu elasticity substitúcie. Smer vplyvu spojený s týmito

dvomi vysvetleniami je nejasný. Tento rozdiel však býva v porovnaní s rozsahom odhadov malý.

1.5.1 Model slovenskej ekonomiky

Szomolányi, Lukáčik, Lukáčiková (2017) analyzovali elasticitu substitúcie z dlhodobého hľadiska na slovenskej ekonomike.

Hodnota slovenskej elasticity substitúcie z dlhodobého hľadiska je pomerne malá (približne 0,10). Vyplýva to z odhadu nízkofrekvenčného ekonometrického modelu. Ekonometrická forma je daná kapitálovým dopytom odvodeným z podmienok firmy maximalizujúcej svoj zisk. Vzhľadom na robustnosť dát, boli v modeli použité rôzne miery ekonomických premenných. Základné údaje, ktoré autori analyzovali, boli získané z portálu Národnej Banky Slovenska. Konkrétne sa jednalo o dáta reálny a nominálny HDP, nominálny kapitál a úrokové miery. Cieľom bolo nájsť časové rady reálneho kapitálu. Prvým spôsobom bolo použitie čistého investičného deflátora vypočítaného z reálnych a nominálnych hrubých fixných investícií a spotreby fixného kapitálu. Na meranie dlhodobej hodnoty premenných bol použitý frekvenčný filter dátových radov.

Autori zdôrazňujú význam elasticity substitučného koeficientu v nadväznosti na analýzu Chirinko a kol. (2014), ktorá bola podložená odbornou literatúrou. Klump a kol. (2007) odhadol systém rovníc pozostávajúci z linearizácie produkčnej funkcie CES a dvoch podmienok firmy maximalizujúcej jej zisk. Kladú dôraz na normalizáciu produkčných funkcií a koncepciu technologických zmien. Chirinko a kol (2014) navrhli prístup koeficientu pružnosti substitučného odhadu, ktorý sa zaoberá podmienkou firmy maximalizáciou zisku zodpovedajúceho kapitálu. Upravili dátové rady pomocou frekvenčného filtra, aby ich abstrahovali od hospodárskych cyklov a krátkodobých efektov, ktoré sú ovplyvnené rôznymi procesmi. Preukázali, že prístup spĺňa normalizáciu produkčných funkcií a zistili, že zvažovanie neobjektívnej technologickej zmeny nemá vplyv na výsledok elasticity odhadu substitúcie. Nakoniec dospeli k záveru, že táto metóda môže byť použitá pre agregované dáta.

Obidve tieto štúdie odhadujú nízku hodnotu elasticity substitúcie v americkej ekonomike. Klump a kol. (2007) hodnotu 0,60 a Chirinko a kol. (2014) hodnotu 0,40.

Ako sme spomínali, Szomolányi, Lukáčik, Lukáčiková (2017) odhadovali elasticitu substitúcie z dlhodobého hľadiska v slovenskej ekonomike práve podľa prístupu Chirinko a kol. (2007).

Forma odhadu bola zapísaná ako

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_t + \beta_2 t + u_t, \quad (1.10.)$$

kde

y_t - pomer kapitálu a HDP

x_t - pomer ceny kapitálu a výrobné ceny

u_t – náhodná zložka

Na prispôsobenie podmienkam boli obe premenné merané prirodzenými logaritmi. Aby eliminovali účinky rôznych ekonomických procesov, obidve premenné merali pomocou dlhodobých hodnôt, čím sa zabezpečila exogénnosť x_t . Podľa Chirinka a kol. (2014) tieto hodnoty možno dosiahnuť pomocou frekvenčného filtra. Elasticita substitúcie je záporná hodnota koeficientu.

Autori pracovali so sezónne očistenými štvrťročnými údajmi z databázy Národnej banky Slovenska v bežných cenách. Na meranie objemu produkcie a jej ceny použili reálne sezónne očistené HDP a jeho deflátor.

Komplikáciou bolo nájsť objem kapitálu, kým súbor údajov o reálnom kapitály bol v bežných cenách. Preto bolo potrebné najskôr vypočítať deflátor čistých investícií. Čisté investície v bežných cenách sa vypočítajú ako prvá diferencia reálneho kapitálu. Ďalej definovali čistú tvorbu kapitálu ako rozdiel medzi tvorbou hrubého kapitálu a spotrebou kapitálu. Výsledný čistú tvorbu kapitálu vyjadrili v bežných aj stálych cenách a tak získali deflátor tvorby čistého kapitálu.

Baxter a King (1999) navrhli vhodný frekvenčný filter. Filter je citlivý na výber frekvenčnej dĺžky (oneskorenia) pre kľzavý priemer a nízke a vysoké hodnoty pre cyklus. Funkciu frekvenčnej odozvy použili na zistenie, že Baxterov – Kingov navrhovaný výber trojročnej frekvenčnej dĺžky q (12 štvrťrokov), jeden a pol roka (6 štvrťrokov) nízkeho a 8

ročného (32 štvrtírokov) vysokého cyklu je správny. Autori uskutočnili experimenty s filtrovaním údajov aj s inými kombináciami frekvenčnej dĺžky a periodicity cyklu. Po filtrovaní sa stratili prvé a posledné q pozorovania.

Szomolányi, Lukáčik, Lukáčiková (2017) pri svojom predpoklade, že premenná x_t je exogénna, zvolili pri odhade metódu najmenších štvorcov. Keďže frekvenčný filter vytváral prekrývajúca sa pozorovania, stochastický termín bol sériovo korelovaný. Efektívny odhad je možné dosiahnuť pomocou autoregresných umelých premenných alebo postupom Neweyho – Westa. Obidvomi postupmi by mali dospieť k rovnakému výsledku. Následne testovali jednotkové korene reziduí pomocou rozšíreného Dickeyho – Fulleroého testu, prípadne pomocou Phillipsoého - Peronovho testu, v ktorých nulová hypotéza vyjadruje, že reziduá sú stacionárne.

Autori sa dopracovali k dvom rovniciam odhadu.

Prvú rovnicu, kde boli použité úrokové sadzby na úvery

$$y_t = 0,011 - 0,136x_t - 0,0004t + u_t \quad (1.11.)$$

a druhú rovnicu, kde boli použité vklady nefinančných korporácií.

$$y_t = 0,023 - 0,082x_t - 0,0007t + u_t \quad (1.12.)$$

Elasticita substitúcie v prvej rovnici bola približne 0,14 a v druhej rovnici približne 0,08.

Porovnaním výsledkov slovenskej a americkej ekonomiky, je slovenská elasticita substitúcie relatívne nízka, čo však pripúšťajú aj Chirinko (2008) aj Klump a kol. (2012). Rovnako ako Chirinko a kol. (2014), aj Szomolányi, Lukáčik, Lukáčiková (2017) uvádzajú, že odhadovaná hodnota elasticity substitúcie sa s periodicitou zvyšuje.

Jurgen (2009) poskytol možné vysvetlenie nízkej slovenskej elasticity substitúcie. Použitím teoretického modelu predpokladá nižšiu elasticitu substitúcie v prechodnom stave. Szomolányi, Lukáčik, Lukáčiková (2017) predpokladajú, že Slovensko je „prechodným“ v sledovanom období. Pomocou neoklasickej koncepcnej schémy rastu, všetky udalosti, ako prechod od centrálne plánovanej ekonomiky k trhovej ekonomike, otvorenie sa západoeurópskym trhom, vstup do Európskej menovej únie, reformy daní z práce, zmenili slovenský stabilný stav a začal prechod Slovenska smerom k novému

ustálenému stavu. Pre dokázanie, s použitím beta- konvergenčného odhadu Szomolányi a kol. (2011) zistili, že Slovensko na skutočne nachádzalo v prechodnom stave v danom sledovanom období.

Obmedzenie štúdie vychádza z predpokladu exogénnosti pomeru ceny x_t a predpokladu stochasticity u_t . Použitie generalizovanej metódy momentov však nementí stav, že slovenská elasticita substitúcie je relatívne malá.

Tieto informácie sú užitočné aj pre slovenských politikov. Ako Chirinko a kol. (2014) uvádza- „nízka hodnota elasticity substitúcie naznačuje, že vhodné a príliš často konvenčné prevzatie Cobbovej - Douglasovej produkčnej funkcie používanej v mnohých oblastiach ekonomickej analýzy je potrebné opustiť. Daňové simulačné modely využívajúce Cobbove – Douglasove produkčné funkcie prinášajú podobný vzostupný vplyv na znižovanie daní. Odchýlka od Cobbovej – Douglasovej produkčnej funkcie vynúti expanziu neoklasického rastového modelu, ktorý okrem iných faktorov zahŕňa aj centrálnu úlohu pre riadenú technickú zmenu, ktorá ovplyvňuje faktorové podiely a rast bilancií.“

Szomolányi, Lukáčik, Lukáčiková (2017) na záver svojej štúdie prichádzajú s otázkami, či je Jurgenova (2009) hypotéza dvojitej elasticity substitúcie v prechode a v ustálenom stave relevantná. Prípadne či môže tento koncept znovu vysvetliť teóriu neoklasického rastu. Dodávajú, že odpovede na tieto otázky by boli užitočné pre politikov ako na Slovensku, tak aj v ďalších postkomunistických krajinách.

2 Cieľ práce, metodika práce a metódy skúmania

Hlavným cieľom diplomovej práce bolo odhadnúť elasticitu substitúcie vstupov austrálskej ekonomiky z dlhodobého hľadiska.

Pri získavaní a spracovaní údajov k diplomovej práci sme použili nasledujúce postupy a metódy:

a) empirické metódy – meranie a pozorovanie. Využili sme poznatky získané z dostupných zdrojov:

- publikácie autorov, ktorí sa danou problematikou zaoberali,
- publikácie autorov, ktorí sa zaoberali makroekonomickými modelmi,
- publikácie autorov, ktorí sa zaoberali softvérom eViews,
- internetová stránka Štatistického úradu SR: www.statistics.sk,
- databázou na internetovej stránke www.worldbank.com

b) softvér Excel - potrebné údaje sme následne zhromažďovali v Exceli, kde sme pomocou funkcií upravili našu databázu na požadovaný formát

c) softvér eViews – upravené dáta z Excelu sme v poslednom kroku vygenerovali v programe eViews, v ktorom sme následne uskutočňovali našu praktickú časť diplomovej práce.

Pri konštrukcii odhadu elasticity substitúcie sme sa zamerali na:

a) frekvenčný filter Baxtera - Kinga

Frekvenčný filter Baxtera – Kinga sa používa na izolovanie cyklickej zložky časových radov špecifikovaním rozsahu jej trvania. Frekvenčný filter je lineárny filter, ktorý oddeľuje dáta podľa určenej dolnej a hornej hranice na tie, ktoré budú ďalej použité v odhade a na tie, ktoré z odhadu vypadnú.

Pred použitím frekvenčného filtra je potrebné si teda zvoliť dolnú a hornú hranicu. V našej diplomovej práci predpokladáme, že hospodársky cyklus trvá od 2 do 8 rokov (Chirinko, 2014). Preto zvolená dolná hranica je 2 a zvolená horná hranica je 8.

b) metóda Neweyho – Westa

Metóda Neweyho – Westa sa uplatňuje v situáciách, keď sa neuplatňujú štandardné predpoklady regresnej analýzy. Používa sa pri objemovo rozsiahlejších databázach časových radov a slúži na obídenie autokorelácie, nakoľko pri časových radoch je často prítomná korelácia náhodnej zložky.

3 Výsledky práce

V diplomovej práci sme pracovali s ročnými údajmi za obdobie od roku 1970 do roku 2014. Konkrétne to boli údaje ako HDP, deflátor HDP, reálny kapitál, cena kapitálu, vládne investície a odpisy. Všetky údaje sú z austrálskej ekonomiky, keďže naším cieľom bolo odhadnúť elasticitu substitúcie vstupov austrálskej ekonomiky z dlhodobého hľadiska. Údaje sme čerpali z verejne dostupnej databázy data.worldbank.org.

V prvom kroku bolo potrebné jednotlivé premenné upraviť aby sme mohli s nimi ďalej pracovať.

Endogénnu premennú y_t sme vypočítali ako logaritmus podielu kapitálu a HDP. Exogénnu premennú x_t sme dostali zlogaritmovaním podielu ceny kapitálu a deflátoru HDP. Cenu kapitálu sme vypočítali ako súčet vládnych cenných papierov a dlhopisov a podielu odpisov na množstve kapitálu.

Následne sme obidve premenné upravili frekvenčným filtrom podľa Chirinka a kol. (2014) a tiež Szomolányi, Lukáčik, Lukáčiková (2017). To znamená, že sme použili Baxterov – Kingov typ filtra s 3 oneskoreniami a dolnou hranicou hospodárskeho cyklu 2 a hornou hranicou hospodárskeho cyklu 8, čím sme zadali predpokladanú periodicitu hospodárskeho cyklu v rokoch. Tým nám vznikli premenné y_t a x_t .

„Keď poznáme hodnoty intervalu periodicity, môžeme vypočítať aj hodnoty intervalu frekvencií.

$$\omega_d = \frac{2\pi}{p_h} \quad (3.1.)$$

$$\omega_h = \frac{2\pi}{p_d} \quad (3.2.)$$

kde:

ω_d - hodnota dolnej hranice frekvencie hospodárskeho cyklu

ω_h - hodnota hornej hranice frekvencie hospodárskeho cyklu

p_h - hodnota hornej hranice periodicity

p_d - hodnota dolnej hranice periodicity

Keďže vzťah medzi frekvenciou a periodicitou je reverzný, dolná hranica periodicity zodpovedá hornej hranici frekvencie a naopak, horná hranica periodicity zodpovedá dolnej hranici frekvencie. Pomocou frekvenčného filtra získame trendovú zložku odstránením frekvencií zodpovedajúcich intervalu hospodárskeho cyklu z pôvodných časových radov“ - Szomolányi, Lukáčik, Lukáčiková (2019).

V našom prípade uvažujeme hospodársky cyklus s periodicitou v rozpätí 2 až 8 rokov, zodpovedajúci interval frekvencií bude $\pi/4$ až π (obrázok č. 5).

Oneskorenie (na obrázku č. 3 označené ako Lead/lags) nám vyjadruje frekvenčnú dĺžku pre kĺzavý priemer. Vytvorili sme necyklické zložky y_t a x_t , ktoré sú rozdielom medzi skutočným a filtrovaným časovým radom.

Obrázok č. 2: vstupné parametre pre frekvenčný filter premennej y

Frequency Filter

Filter type: Fixed length symmetric (Baxter-King)

Lead/lags: 3

Generated output variables:

Cycle series:

Non-cyclical series: yt

Matrix for weights:

Blank fields will not generate output

Cycle periods:

Low: 2.0

High: 8.0

Stationarity assumption:

☒ I(0) - stationary

☐ I(1) - random walk

Detrending method:

None

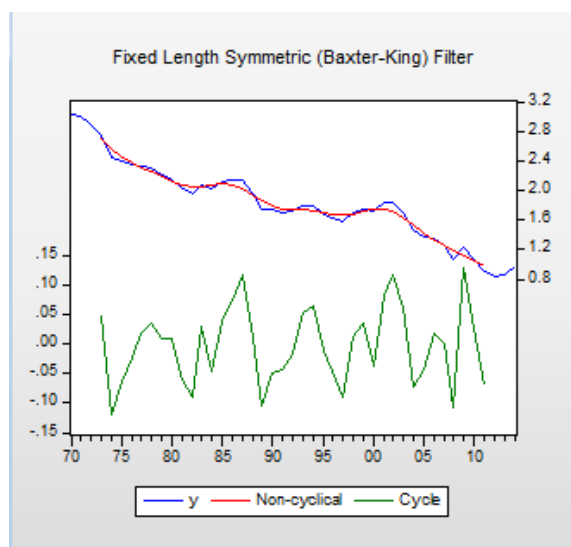
OK

Cancel

Obrázok č. 3: vstupné parametre pre frekvenčný filter premennej x

Eviews nám vygeneroval graf funkcie frekvenčnej odozvy, ktorá predstavuje rozsah, v akom filtrované časové rady reagujú na pôvodné časové rady na frekvencii. Graf zobrazuje pôvodný časový rad, filtrovaný časový rad a necyklickú zložku (rozdiel medzi pôvodným a filtrovaným časovým radom).

Obrázok č. 4: graf funkcie odozvy premennej y – frekvenčný filter Baxtera - Kinga

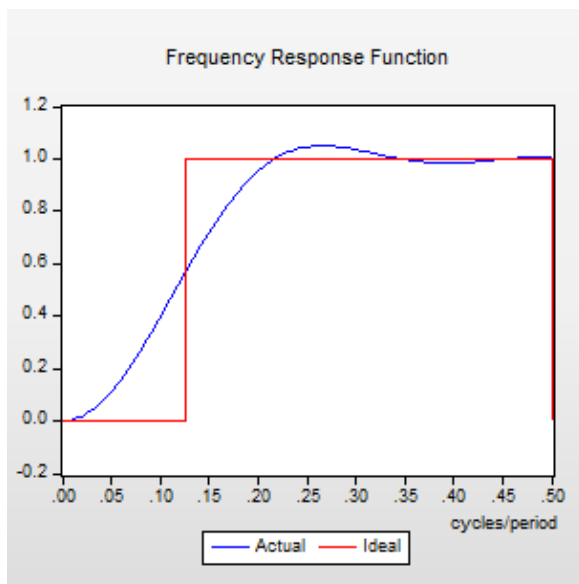


Pomocou softvéru eViews sme si vygenerovali aj funkciu odozvy na frekvenciu.

Odozva na frekvenciu je vždy v intervale od 0 do 0,5 v jednotkách cyklov za dobu trvania.

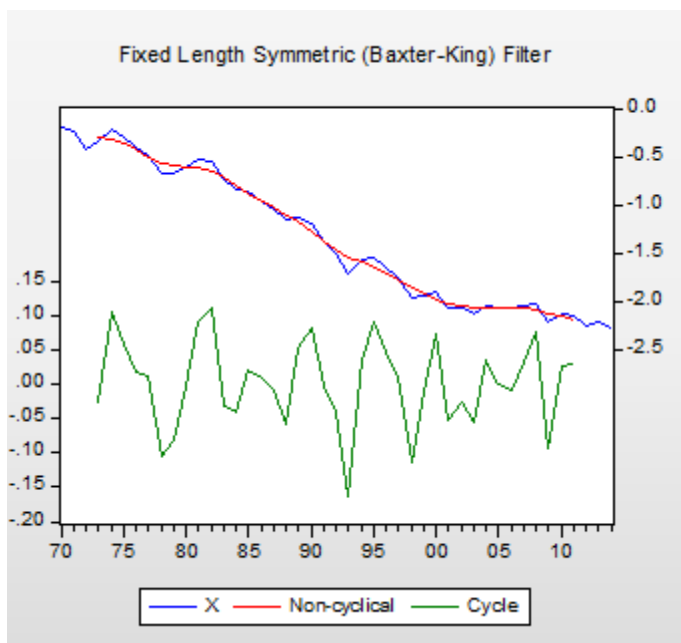
Tak, ako môžeme vidieť aj na grafe, funkcia frekvenčnej odozvy ideálneho frekvenčného filtra bude na úrovni 1,0. Sledujeme teda časť grafu medzi 0,13 a 0,50 na osi. Čím viac kopíruje súčasný časový rad ideálny, tým lepšie.

Obrázok č. 5: **graf funkcie odozvy premennej y**

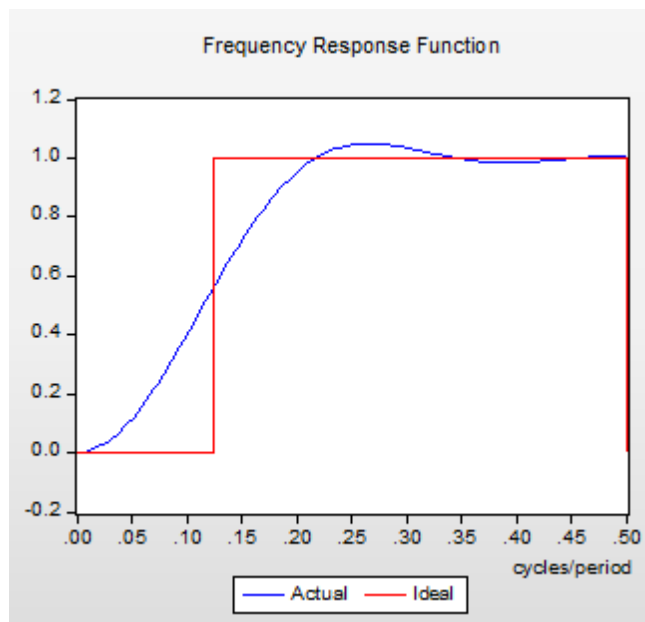


Rovnako sme postupovali aj pri premennej x.

Obrázok č. 6: **graf funkcie odozvy premennej x – frekvenčný filter Baxtera - Kinga**

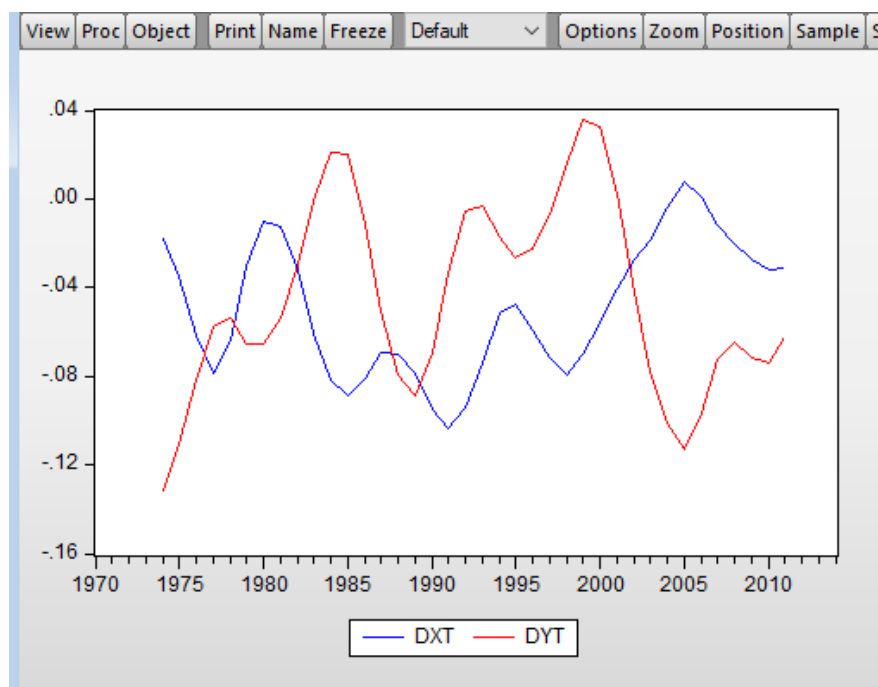


Obrázok č. 7: **graf funkcie odozvy premennej x**



V ďalšom kroku sme premenné zlogaritmovali a nižšie môžeme na grafe vidieť obidve premenné, ktoré budú vstupovať do modelu, vo finálnej podobe.

Obrázok č. 8: **priebeh závislej a nezávislej premennej nášho modelu**



Obrázok č. 9: testovanie prítomnosti jednotkového koreňa u nezávislej premennej pomocou Dickeyho – Fulleroého testu

Unit Root with Break Test on DYT		
Null Hypothesis: DYT has a unit root		
Trend Specification: Intercept only		
Break Specification: Intercept only		
Break Type: Innovational outlier		
Break Date: 1989		
Break Selection: Minimize Dickey-Fuller t-statistic		
Lag Length: 7 (Automatic - based on Schwarz information criterion, maxlag=9)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.962556	< 0.01
Test critical values: 1% level	-4.949133	
5% level	-4.443649	
10% level	-4.193627	
*Vogelsang (1993) asymptotic one-sided p-values.		

Na základe Dickey – Fulleroého testu, ktorý pomocou t – štatistiky Studentovho rozdelenia sme dospeli k záveru, že nezávislá premenná obsahuje jednotkový koreň.

Rovnakým spôsobom sme dokázali, že závislá premenná tak isto neobsahuje jednotkový koreň.

Obrázok č. 10: testovanie prítomnosti jednotkového koreňa u nezávislej premennej pomocou Dickeyho – Fulleroého testu

Unit Root with Break Test on DXT		
Null Hypothesis: DXT has a unit root		
Trend Specification: Trend and intercept		
Break Specification: Intercept only		
Break Type: Innovational outlier		
Break Date: 1987		
Break Selection: Minimize Dickey-Fuller t-statistic		
Lag Length: 1 (Automatic - based on Schwarz information criterion, maxlag=9)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-6.515595	< 0.01
Test critical values: 1% level	-5.347598	
5% level	-4.859812	
10% level	-4.607324	
*Vogelsang (1993) asymptotic one-sided p-values.		

Vytvorili sme si základnú rovnicu metódou najmenších štvorcov. Koeficient β_1 vyšiel záporný (-0,84), čiže hodnota σ bude kladná ($-\beta_1 = \sigma$), čo znamená, že z tohto hľadiska by mohol byť model v poriadku. Z výstupu však ešte môžeme vyčítať, že DW štatistika je 0,23, z čoho vyplýva, že v modeli je prítomná autokorelácia. A preto je model potrebné upraviť.

Obrázok č. 11: výstup analyzovaného modelu zo softvéru eViews

View	Proc	Object	Print	Name	Freeze	Estimate	Forecast	Stats	Resids
Dependent Variable: DYT									
Method: Least Squares									
Date: 03/27/19 Time: 20:00									
Sample (adjusted): 1974 2011									
Included observations: 38 after adjustments									
Variable		Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.				
C		-0.086472	0.011238	-7.694917	0.0000				
DXT		-0.835289	0.194467	-4.295278	0.0001				
R-squared		0.338836	Mean dependent var		-0.045095				
Adjusted R-squared		0.320470	S.D. dependent var		0.043272				
S.E. of regression		0.035671	Akaike info criterion		-3.777778				
Sum squared resid		0.045806	Schwarz criterion		-3.691589				
Log likelihood		73.77778	Hannan-Quinn criter.		-3.747113				
F-statistic		18.44941	Durbin-Watson stat		0.228962				
Prob(F-statistic)		0.000126							

Náš odhadovaný model by teda mal tvar

$$\Delta \hat{y}_t = \beta_0 - \sigma \Delta \hat{x}_t \quad (3.3.)$$

$$\Delta \hat{y}_t = -0,09 - 0,84 \Delta \hat{x}_t \quad R^2 = 0,339 \quad (3.4.)$$

[0,0112] [0,1945]

Autokoreláciu sme sa snažili ošetriť pridávaním umelých premenných. Testovali sme štrukturálne zlomy, tie sa však nepotvrdili. Nakoniec sme sa rozhodli pre metódu najmenších štvorcov a konkrétne pre kovariančnú metódu Neweyho – Westa. Spomínanú metódu sme mohli použiť, nakoľko máme dostatočný počet pozorovaní. V tomto prípade testovanie autokorelácie odpadá.

Obrázok č. 12: upravený výstup analyzovaného modelu zo softvéru eViews využitím Neweyho – Westovej metódy

View	Proc	Object	Print	Name	Freeze	Estimate	Forecast	Stats	Resids
Dependent Variable: DYT									
Method: Least Squares									
Date: 03/26/19 Time: 16:39									
Sample (adjusted): 1974 2011									
Included observations: 38 after adjustments									
HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)									
Variable		Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.				
C		-0.086472	0.010840	-7.977286	0.0000				
DXT		-0.835289	0.249596	-3.346570	0.0019				
R-squared		0.338836	Mean dependent var		-0.045095				
Adjusted R-squared		0.320470	S.D. dependent var		0.043272				
S.E. of regression		0.035671	Akaike info criterion		-3.777778				
Sum squared resid		0.045806	Schwarz criterion		-3.691589				
Log likelihood		73.77778	Hannan-Quinn criter.		-3.747113				
F-statistic		18.44941	Durbin-Watson stat		0.228962				
Prob(F-statistic)		0.000126	Wald F-statistic		11.19953				
Prob(Wald F-statistic)		0.001925							

Zmenou kovariančnej metódy sa koeficienty premenných v rovnici modelu nemenia. Zmenili sa však hodnoty štandardnej odchýlky. Čo si môžeme všimnúť na výstupe z eViewsu.

$$\Delta \hat{y}_t = \beta_0 - \sigma \Delta \hat{x}_t \quad (3.5.)$$

$$\Delta \hat{y}_t = -0,09 - 0,84 \Delta \hat{x}_t \quad R^2 = 0,339 \quad (3.6.)$$

[0,0108] [0,2496]

Naším záverečným testom v diplomovej práci bol test reštrikcií parametrov (Waldov test), ktorý nám dal odpoveď na otázku, či analyzovaná produkčná funkcia je tiež Cobbovou – Douglasovou produkčnou funkciou. Keďže na základe Waldovho testu nemôžeme zamietnuť nulovú hypotézu pomocou testovacích štatistík, konštatujeme, že analyzovaná funkcia na austrálskych dátach je Cobbovou – Douglasovou produkčnou funkciou.

$$H_0: \sigma = 1$$

$$H_1: \sigma \neq 1$$

Obrázok č. 13: **Waldov test**

Wald Test: Equation: NEWWEY_WEST			
Test Statistic	Value	df	Probability
t-statistic	0.659912	36	0.5135
F-statistic	0.435484	(1, 36)	0.5135
Chi-square	0.435484	1	0.5093
Null Hypothesis: C(2)=-1 Null Hypothesis Summary:			
Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.	
1 + C(2)	0.164711	0.249596	
Restrictions are linear in coefficients.			

Záver

Hlavným cieľom záverečnej diplomovej práce bolo odhadnúť elasticitu substitúcie vstupov austrálskej ekonomiky z dlhodobého hľadiska.

V prvej časti sme sa oboznámili s danou problematikou. Bližšie sme si definovali základné pojmy týkajúce sa elasticity substitúcie. Zhrnuli sme, ktoré štúdie sa ňou zaoberajú a ktoré štúdie zdôrazňujú dôležitosť pružnosti substitúcie medzi prácou a kapitálom. Dôležitým základom je pozitívny vplyv elasticity substitúcie na produkciu.

V ďalšej časti sme si predstavili viacero špecifických prístupov modelovania, podľa ktorých je možné postupovať. Bližšie sme si zanalyzovali model od autorov Chirinko a kol. (2007), ktorý bol vytvorený na ukazovateľoch americkej ekonomiky. Rovnako sme zanalyzovali aj model od autorov Szomolányi, Lukáčik, Lukáčiková (2017), ktorý bol vytvorený na ukazovateľoch slovenskej ekonomiky. Pomocou tohto modelu sme si lepšie vysvetlili aj fungovanie frekvenčných filtrov.

Ťažiskom diplomovej práce bola praktická časť, v ktorej sme analyzovali ukazovatele austrálskej ekonomiky. Použitím rovnakej metódy ako použili Chirinko a kol. (2007) a Szomolányi, Lukáčik, Lukáčiková (2017) sme teda mohli porovnať elasticitu substitúcie vstupov v troch diametrálne odlišných ekonomikách. Zatiaľ čo v Austrálii je elasticita substitúcie pomerne vysoká (0,84), a nezamietli sme hypotézu, že jej hodnota sa rovná jednej, podľa ktorej austrálska produkčná funkcia je v Cobbovom-Douglasovom tvare (na základe výskumu Chirinka a Mallicka, 2015). Spomínaní autori (Chirinko a Mallick, 2015) vo svojom výskume odhadli, že v USA bola elasticita substitúcie nižšia - 0,40. Autori modelu slovenskej ekonomiky Szomolányi, Lukáčik, Lukáčiková (2017) uvádzajú, že odhadovaná hodnota elasticity substitúcie sa periodicitou zvyšuje. Pracovali s dvomi rovnicami. Zatiaľ čo pri prvej rovnici použili úrokové sadzby na úvery, kde výsledná elasticita substitúcie bola 0,14, v druhej rovnici, kde boli zahrnuté vklady nefinančných korporácií, bola elasticita substitúcie dokonca iba 0,08. V oboch prípadoch ide teda o veľmi nízku elasticitu substitúcie. Juergen (2007) uvádza, že čím je krajina technologicky vyspelejšia, tým je elasticita substitúcie vyššia. Z toho vyplýva, že v menej rozvinutých krajinách je elasticita substitúcie nižšia. Hlavným dôvodom je fakt, že technologicky vyspelé krajiny si môžu určovať jednotkové ceny produkcie, zatiaľ čo menej rozvinuté krajiny sa musia prispôbiť.

Zoznam použitej literatúry

- [1] BAXTER, M., KING, R.G. 1999. Measuring Business Cycles: Approximate Band – Pass Filters for Economic Time Series. The Review of Economics and Statistics, Vol. 81 No. 4, 593 s.
- [2] DÁVID, A. – PELLER, F., 2010 – Elasticita Cobbovej- Douglasovej produkčnej funkcie. Ekonomické rozhľady. 39/2010. ISSN 0323-262X
- [3] DE LA GRANDVILLE, O. 2009 – Economic Growth. Cambridge University Press. ISBN-13 978-0-521-72520-0. 377 s.
- [4] GOGA, M., 2011 – Ekonomická dynamika, Bratislava: Iura Edition, 2011. ISBN 978-80-8078-394-5
- [5] HAVRILOVÁ, M. – Elasticita substitúcie: diplomová práca. Školiteľ: doc. RNDr. Zbyňek Kubáček, CSc. Bratislava, 2018, 49 s.
- [6] KLUMP, R. – McADAM, P. – WILLMAN, A. 2011. The normalized CES production function. Theory and empirics. ISSN 1725-2806 (online)
- [7] LISÝ, J. a kol. 2011 – Ekónómia, Bratislava: Wolters Kluwer (Iura Edition), 2011, ISBN: 9788080784232, 714 s.
- [8] LUKÁČIK, M. - LUKÁČIKOVÁ, A. - SZOMOLÁNYI, K. 2011 – Ekonometrické modelovanie v programoch Eviews a Gretl. Bratislava: Vydavateľstvo EKONÓM, ISBN 978-80-225-3320-1, 195 s.
- [9] LUKÁČIKOVÁ, A. – LUKÁČIK, M. 2008. Ekonometrické modelovanie s aplikáciami. Bratislava: Vydavateľstvo EKONÓM, 2008, ISBN 978-80-225-2614-2, 292 s.
- [10] ROWTHORN, R., 1999 – Unemployment, Capital – Labor Substitution, and Economic Growth. IMF Working Paper. International Monetary Fund. March 2019. WP/99/43, ISBN: 9781451846300/1018-5941. 38 s.
- [11] SAMUELSON, P.A. – NORDHAUS, W.D., 1992. Economics, 14. vydanie, New York: The McGraw Hill Companies, 1992, ISBN 13: 9780070548794, 784 s.

- [12] SZOMOLÁNYI, K. – LUKÁČIK, M. – LUKÁČIKOVÁ, A., 2017: Long-Run Elasticity of the Substitution in the Slovak Economy, ENTenterprise REsearch InNOVation Conference. Dubrovnik, ISSN 1849-7950.
- [13] SZOMOLÁNYI, K. – LUKÁČIK, M. – LUKÁČIKOVÁ, A., 2019: Odhad elasticity substitúcie vstupov v slovenskej ekonomike. *Politická ekonomie* v najbližšom čísle, 22 s.
- [14] TOMČÍK, M. – Analýza nezamestnanosti v jednotlivých regiónoch Slovenska: bakalárska práca. Školiteľ: Ing. Brian Konig, PhD. Bratislava, 2017. 64 s.
- [15] TURNOVEC, F., 1992 – Úvod do mikroekonomickej teórie. Bratislava: Edičné stredisko, Ekonomická univerzita v Bratislave. ISBN 80-225-0367-3.

Internetové zdroje

- [1] CHIRINKO, R. S., 2007. The long and short of it. *Journal of Macroeconomics*. [online] [cit. 20.1.2019]. Dostupné na:
<https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0164070407001619>
- [2] CHIRINKO, R. S., MALLICK, D. 2014. Substitution Elasticity, Factor Shares, Long – Run Growth, and the Low – Frequency Panel Model, CESifo Working Paper Series 4895, CESifo Group Munich, July 2014. [online] [cit. 10. 2.2019]. Dostupné na:
http://www.cesifo-group.de/DocDL/cesifo1_wp4895.pdf
- [3] EKONOMIKA PODNIKU, 2019. Pracovná sila ako výrobný faktor. [online] [cit. 1.4.2019]. Dostupné na: <https://www.euroekonom.sk/download/0064-statnice-ekonomika-podniku-05-05.pdf>
- [4] EVIEWS USER'S GUIDE II, 2017. [online] [cit. 14.3.2019]. Dostupné na:
<https://www3.nd.edu/~nmark/FinancialEconometrics/EViews%2010%20Users%20Guide%20II.pdf>
- [5] JUERGEN, A., 2007: A Dual Elasticity of Substitution Production Function with an Application to Cross Country Inequality. BGPE Discussion Paper, No. 31, [online] [cit. 14.4.2019]. Dostupné na: http://www.bgpe.de/texte/DP/031_antony.pdf

- [6] SOLOW, R. M. a kol., 1961: Capital – Labor Substitution and Economic Efficiency. The Review of Economics and Statistics, Vol. 43, No. 3, [online] [cit. 1.3.2019] Dostupné na: https://www.jstor.org/stable/1927286?seq=1#page_scan_tab_contents
- [7] SZOMOLÁNYI, K. – LUKÁČIK, M. – LUKÁČIKOVÁ, A., 2019: Estimate of the elasticity of substitution in Slovak Economy – a frequency filter SUR model. 10th Economics & Finance Conference, Rome [online] [cit. 2.4.2019]. Dostupné na: <https://doi.org/10.20472/EFC.2018.010.035>
- [8] SZOMOLÁNYI, K. – LUKÁČIK, M. – LUKÁČIKOVÁ, A., 2018: Elasticity of Substitution in Post – Communist Economies. IRENET – Society for Advancing Innovation and Research in Economy. Zagreb. [online] [cit. 1.4.2019]. Dostupné na: <http://hdl.handle.net/10419/183821>
- [9] THE LIBRARY OF ECONOMICS AND LIBERTY, 2019. Roy F. Harrod. [online] [cit. 4.4.2019]. Dostupné na: <https://www.econlib.org/library/Enc/bios/Harrod.html>

Prílohy

Príloha č. 1: upravené údaje použité v modeli

	DXT	DYT
1970	NA	NA
1971	NA	NA
1972	NA	NA
1973	NA	NA
1974	-0.018096	-0.131465
1975	-0.034826	-0.110685
1976	-0.061887	-0.081493
1977	-0.078809	-0.057806
1978	-0.063964	-0.053624
1979	-0.030510	-0.065286
1980	-0.010224	-0.065778
1981	-0.012458	-0.053957
1982	-0.032088	-0.029820
1983	-0.060755	-0.000674
1984	-0.081474	0.021080
1985	-0.089075	0.020157
1986	-0.081061	-0.011580
1987	-0.069570	-0.050915
1988	-0.070357	-0.079130
1989	-0.078615	-0.088704
1990	-0.094754	-0.069073
1991	-0.103313	-0.033323
1992	-0.094335	-0.005756
1993	-0.074392	-0.003073
1994	-0.051397	-0.017460
1995	-0.047403	-0.026763

1996	-0.059214	-0.022267
1997	-0.071541	-0.007380
1998	-0.079430	0.016333
1999	-0.070468	0.035450
2000	-0.056275	0.032905
2001	-0.040242	0.001964
2002	-0.027623	-0.042467
2003	-0.018974	-0.077573
2004	-0.004072	-0.100873
2005	0.007812	-0.112652
2006	0.000508	-0.096542
2007	-0.012046	-0.072392
2008	-0.020580	-0.065009
2009	-0.027371	-0.071406
2010	-0.032024	-0.073900
2011	-0.031475	-0.062662
2012	NA	NA
2013	NA	NA
2014	NA	NA

Príloha č. 2: pôvodné údaje

	KAPITAL	CENA_KAP	HDP	DEF_HDP	BONDS_PERC	ODPISY
1970	8.59E+11	0.074520	41261059469.1	0.091646	0.066467	6.92E+09
1971	8.99E+11	0.075610	45138313361.0	0.096398	0.067133	7.62E+09
1972	9.40E+11	0.067271	51954439252.3	0.102364	0.058317	8.41E+09
1973	9.84E+11	0.079614	63721973094.2	0.111559	0.069333	1.01E+10
1974	1.02E+12	0.103598	88809137804.0	0.129835	0.090367	1.35E+10
1975	1.06E+12	0.111524	97147343984.7	0.151244	0.097417	1.49E+10
1976	1.09E+12	0.114689	104894743477.	0.172446	0.100308	1.57E+10
1977	1.13E+12	0.117328	110174351916.	0.192137	0.102267	1.70E+10
1978	1.17E+12	0.105847	118309271374.	0.207961	0.090600	1.79E+10
1979	1.21E+12	0.114478	134679086675.	0.225918	0.097492	2.06E+10

1980	1.27E+12	0.134640	149738161560.	0.248545	0.116475	2.30E+10
1981	1.32E+12	0.160064	176599326599.	0.272222	0.139583	2.70E+10
1982	1.36E+12	0.176698	193721725698.	0.304096	0.153750	3.13E+10
1983	1.40E+12	0.158889	176986429574.	0.334985	0.138875	2.81E+10
1984	1.45E+12	0.156224	193194167723.	0.361327	0.135250	3.04E+10
1985	1.50E+12	0.159116	180190994861.	0.378051	0.139542	2.94E+10
1986	1.55E+12	0.154303	181977476217.	0.402354	0.134167	3.12E+10
1987	1.60E+12	0.151764	189041159344.	0.431030	0.131917	3.18E+10
1988	1.66E+12	0.144410	235699941793.	0.462493	0.121042	3.89E+10
1989	1.72E+12	0.162843	299317645143.	0.505264	0.134083	4.94E+10
1990	1.76E+12	0.161784	310838014621.	0.536107	0.131800	5.27E+10
1991	1.79E+12	0.138076	325358292128.	0.552322	0.106908	5.58E+10
1992	1.83E+12	0.122838	324878105053.	0.560368	0.092200	5.60E+10
1993	1.87E+12	0.101653	311528948848.	0.565298	0.072808	5.40E+10
1994	1.93E+12	0.118860	322201314424.	0.571103	0.090417	5.48E+10
1995	1.98E+12	0.122833	367216364716.	0.584082	0.092109	6.08E+10
1996	2.04E+12	0.113821	400302731411.	0.599828	0.082092	6.46E+10
1997	2.10E+12	0.103490	434568007513.	0.607226	0.069549	7.14E+10
1998	2.17E+12	0.085268	398899138574.	0.614955	0.054930	6.59E+10
1999	2.25E+12	0.088521	388395162301.	0.617139	0.060093	6.39E+10
2000	2.30E+12	0.093388	415034227218.	0.633058	0.063146	6.97E+10
2001	2.37E+12	0.082735	378215090694.	0.662314	0.056153	6.31E+10
2002	2.45E+12	0.084964	394486709920.	0.681258	0.058440	6.51E+10
2003	2.54E+12	0.083515	466294700058.	0.702469	0.053668	7.59E+10
2004	2.64E+12	0.094085	611904253806.	0.725713	0.055908	1.01E+11
2005	2.74E+12	0.094958	692641708014.	0.753260	0.053400	1.14E+11
2006	2.85E+12	0.098960	745521862833.	0.791623	0.055879	1.23E+11
2007	2.97E+12	0.106893	851962785585.	0.831317	0.059945	1.40E+11
2008	3.09E+12	0.114300	1052584601611	0.868935	0.058179	1.74E+11
2009	3.21E+12	0.098702	926448240318.	0.912412	0.050395	1.55E+11
2010	3.32E+12	0.109045	1144260547873	0.923031	0.053660	1.84E+11
2011	3.46E+12	0.112695	1394280784778	0.980800	0.048796	2.21E+11
2012	3.60E+12	0.103881	1543411012580	0.999185	0.033792	2.52E+11
2013	3.73E+12	0.107799	1573696522007	0.997607	0.036973	2.64E+11
2014	3.85E+12	0.103586	1464955475994	1.011972	0.036567	2.58E+11

Zdroj: <https://databank.worldbank.org/data/home.aspx>

Príloha č. 3: práca v eViews

