

**EKONOMICKÁ UNIVERZITA V BRATISLAVE  
FAKULTA HOSPODÁRSKEJ INFORMATIKY**

Evidenčné číslo: 103003/I/2017/3698382587

**MODELOVANIE MAKROEKONOMICKÝCH VZŤAHOV VYUŽITÍM  
DYNAMICKÝCH MODELOV**

Diplomová práca

**2017**

**Bc. Peter Brezovský**

**EKONOMICKÁ UNIVERZITA V BRATISLAVE  
FAKULTA HOSPODÁRSKEJ INFORMATIKY**

**MODELOVANIE MAKROEKONOMICKÝCH VZŤAHOV VYUŽITÍM  
DYNAMICKÝCH MODELOV**

Diplomová práca

**Študijný program:** Informačný manažment

**Študijný odbor:** Informačný manažment

**Školiace pracovisko:** Katedra operačného výskumu a ekonometrie

**Vedúca záverečnej práce:** Ing. Adriana Lukáčiková, PhD.

Bratislava 2017

Bc. Peter Brezovský

## **Čestné vyhlásenie**

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

**Dátum:**

.....

## **Pod'akovanie**

Rád by som poďakoval Ing. Adriane Lukáčikovej, PhD. za odborné vedenie a cenné rady, ktorými prispela k vypracovaniu tejto diplomovej práce. Ďakujem tiež svojej rodine za podporu a pomoc.

## ABSTRAKT

BREZOVSKÝ, Peter: *Modelovanie makroekonomických vzťahov využitím dynamických modelov*. – Ekonomická univerzita v Bratislave. Fakulta hospodárskej informatiky: Katedra operačného výskumu a ekonometrie. – Vedúca záverečnej práce: Ing. Adriana Lukáčiková, PhD. – Bratislava, FHI EU, 2017 (69 strán)

Cieľom predloženej diplomovej práce je sprehľadnenie a objasnenie problematiky ekonometrického dynamického modelovania a praktická ukážka aplikácie dynamických modelov na vybrané makroekonomické ukazovatele. Čiastočný cieľ je ukázať využitie informačných technológií pri ekonometrickom modelovaní. Práca je rozdelená do troch kapitol a ôsmich podkapitol. Obsahuje dva grafy, jednu tabuľku, trinásť obrázkov a dve prílohy. Prvá kapitola sa venuje problematike dynamických modelov a analyzuje ich praktické využitie. Druhá kapitola charakterizuje cieľ práce, metódy práce a metodiku skúmania. Záverečná kapitola sa zaoberá analýzou vybraných makroekonomických ukazovateľov a aplikačným využitím dynamických modelov. Výsledkom riešenia našej práce je oboznámenie sa s procesom analýzy makroekonomických ukazovateľov využitím dynamického modelovania.

### **Kľúčové slová:**

Dynamické modelovanie, oneskorenie, ekonometria, Gretl, autokorelácia, časový rad, HDP

## ABSTRACT

BREZOVSKÝ, Peter: *Modeling of macroeconomic dependance using dynamic models*. – University of Economics in Bratislava. Faculty of Economic Informatics: Department of Operations Research and Econometrics. – Thesis supervisor: Ing. Adriana Lukáčiková, PhD. – Bratislava, FHI EU, 2017 (69 p.)

The aim of diploma thesis is to examine and clear up the problem of dynamic modeling in Econometrics and practical demonstration of application dynamic models on chosen macroeconomical indicators. Partial aim is to demonstrate an application of information technologies in econometric modeling. Diploma thesis is divided into three chapters. It contains two graphs, one table, thirteen pictures and two attachments. First chapter is devoted to issue of dynamic models and is analysing their practical usage. Second chapter is definiing the aim of diploma thesis, metods and metodology of research. Last chapter analyse chosen macroeconomical indicators with dynamic econometric models. The solution of diploma thesis is to familiarize with process of analyse of macroeconomical indicators with dynamic econometric models.

### **Key words:**

Dynamic modeling, lag, Econometrics, gretl, autocorelation, time series, GDP

## Obsah

|                                                                                           |    |
|-------------------------------------------------------------------------------------------|----|
| Úvod.....                                                                                 | 8  |
| 1 Súčasný stav riešenej problematiky doma a v zahraničí.....                              | 11 |
| 1.1 Vymedzenie základných pojmov .....                                                    | 11 |
| 1.2 Dynamický model.....                                                                  | 13 |
| 1.3 Príklady využitia dynamických modelov v praxi .....                                   | 15 |
| 2 Cieľ práce, metodika práce a metódy skúmania .....                                      | 21 |
| 2.1 Cieľ práce.....                                                                       | 21 |
| 2.2 Dynamické jednorovnicové modely .....                                                 | 21 |
| 2.2.1 Model s rozloženým oneskorením .....                                                | 22 |
| 2.2.1.1 Odhad parametrov modelu s rozloženým oneskorením .....                            | 23 |
| 2.2.2 Model s geometrickým oneskorením.....                                               | 24 |
| 2.2.3 Model s polynomickým rozložením oneskorenia .....                                   | 26 |
| 2.2.4 Autoregresné modely .....                                                           | 27 |
| 2.2.5 Model čiastočného prispôsobenia .....                                               | 29 |
| 2.2.6 Model s adaptívnymi očakávaniami .....                                              | 31 |
| 2.2.7 Metóda inštrumentálnych premenných.....                                             | 32 |
| 2.2.8 Detekcia autokorelácie.....                                                         | 34 |
| 2.3 Metódy skúmania.....                                                                  | 37 |
| 3. Výsledky práce .....                                                                   | 38 |
| 3.1 Gretl .....                                                                           | 39 |
| 3.2 Analýza vplyvu veľkosti HDP Slovenskej republiky na konečnú spotrebu domácností ..... | 40 |
| 3.2.1 Statický model .....                                                                | 41 |
| 3.2.2 Dynamický model s rozloženým oneskorením.....                                       | 42 |
| 3.2.3 Autoregresný model.....                                                             | 48 |
| 3.2.4 Model s adaptívnymi očakávaniami .....                                              | 53 |
| 3.2.4.1 Analýza závislosti výdavkov na spotrebu od disponibilného príjmu v USA.....       | 56 |
| Záver .....                                                                               | 58 |
| Použitá literatúra .....                                                                  | 60 |
| Prílohy.....                                                                              | 63 |

## Úvod

S postupným rozmachom civilizácie, rýchlym nástupom moderných technológií či nárastom objemu medzinárodného obchodu a globalizácie si predstavitelia vlád, ale najmä ekonómovia čoraz viac začali uvedomovať, že ekonomické javy a udalosti sa nedejú náhodne, ale riadia sa určitými pravidlami a súvislosťami. Do popredia sa preto čoraz viac dostávala potreba predpovedať trendy makroekonomických ukazovateľov a snaha čo najlepšie pochopiť následky ekonomických rozhodnutí. K tomuto účelu sa ako najvhodnejšia metóda javila analýza sledovaných veličín z predchádzajúcich období – časových radov. Keď Warren Peterson formuloval známu dekompozíciu časového radu na štyri zložky, ktoré sú na prvý pohľad neviditeľné, otvoril ekonómom úplne nové možnosti analýzy a predikcie. Jednalo sa o sezónnu zložku, cyklickú, trendovú a náhodnú zložku.<sup>1</sup> Dekompozícia časových radov a najmä pochopenie prítomnosti určitých trendov či cyklov umožnilo ekonómom hlbšie sa zamyslieť nad príčinami určitých dejov a javov, analyzovať a pokúsiť sa viac či menej úspešne predpovedať vývoj makroekonomických ukazovateľov. Hlavne hospodárske cykly, považované za významný faktor ovplyvňujúci ekonomiku, boli v popredí záujmu mnohých ekonómov už od počiatkov vzniku samotnej ekonomickej vedy, ale svoj kvantitatívny obsah získali až v 20. storočí. Americký ekonóm Paul Samuelson ako jeden z prvých poskytol vysvetlenie cyklického priebehu, a to deterministickým multiplikačno-akceleračným modelom.<sup>2</sup> Základy samotného makroekonomického modelovania sa datujú do tridsiatych rokov dvadsiateho storočia publikovaním významných prác holandského ekonóma Jana Tinbergena či známou Keynesovou teoretickou prácou. V roku 1930 bola v Spojených štátoch amerických založená Ekonometrická spoločnosť a zahájené publikovanie vedeckého časopisu *Econometrica*.<sup>3</sup> V tomto období začali vznikať aj prvé makroekonomické modely. Najvýznamnejšie makroekonomické modely boli najmä model medzivojnovkej americkej ekonomiky od Kleina, model ekonomiky Holandska od Tinbergena a objavili sa aj prvé odhady modelov v tvare simultánnych rovníc, ktoré oveľa lepšie vystihovali realitu. Tieto práce položili základy prvých prognóz budúceho ekonomického vývoja.<sup>4</sup>

---

<sup>1</sup> M. LUKÁČIK A KOL.: *Vektorovo autoregresné modely a ich aplikácie v makroekonomickej analýze* – Vydavateľstvo EKONÓM, 2013, ISBN 978-80-225-3723-0, Úvod

<sup>2</sup> M. LUKÁČIK A KOL.: *Vektorovo autoregresné modely a ich aplikácie v makroekonomickej analýze* – Vydavateľstvo EKONÓM, 2013, ISBN 978-80-225-3723-0, s. 7

<sup>3</sup> A. LUKÁČIKOVÁ A KOL.: *Ekonometria 1* – Vydavateľstvo EKONÓM, 2013, ISBN 978-80-225-3543-4, s. 9

<sup>4</sup> A. LUKÁČIKOVÁ A KOL.: *Ekonometria 1* – Vydavateľstvo EKONÓM, 2013, ISBN 978-80-225-3543-4, s. 9



Ekonomické modelovanie sa rovnako ako všetky iné činnosti neustále vyvíja, čo má za následok zdokonaľovanie jednotlivých techník a postupov. Za týmto vývojom je najmä snaha o skvalitnenie aplikačných výsledkov, ktoré využívajú metodológiu ekonometrie. Na tvorbu samotného ekonometrického modelu neexistuje jednoznačný univerzálny postup zaručujúci dosiahnutie najlepšieho výsledku. Pre analytikov je veľmi dôležité neprestať sa oboznamovať s modernými trendami v tejto oblasti a rovnako sa zaoberať alternatívnymi prístupmi a teóriami.<sup>5</sup> Napriek tomu, že požiadavky na analýzu či prognózu ekonomických ukazovateľov bývajú veľmi rôznorodé a sú vždy volené podľa konkrétnej potreby, na overenie ekonomických teórií, konštrukciu predpovedí či modelov a na vyslovenie samotných záverov a predpovedí sa zakaždým snažíme nájsť konkrétny funkčný vzťah medzi relevantnými premennými.<sup>6</sup>

Cieľom predloženej diplomovej práce je sprehľadnenie a objasnenie problematiky ekonometrického dynamického modelovania a praktická ukážka aplikácie dynamických modelov na vybrané makroekonomické ukazovatele. Čiastočný cieľ je ukázať využitie informačných technológií pri ekonometrickom modelovaní využitím ekonometrického programu Gretl. V diplomovej práci podrobne teoreticky opíšeme najvýznamnejšie dynamické modely, uvedieme a zanalyzujeme si niekoľko príkladov dynamického modelovania v praxi a v poslednej časti si podrobne ukážeme tvorbu ekonometrických dynamických modelov a s ich využitím vykonáme analýzu makroekonomických vzťahov.

Diplomová práca je okrem úvodu a záveru rozdelená do troch kapitol, každá kapitola je rozdelená na niekoľko podkapitol.

V prvej kapitole sa oboznámime so základnou terminológiou využívanou pri problematike dynamických ekonometrických modelov a časových oneskorení a podrobne si popíšeme využitie týchto modelov v praktickej sfére.

V druhej kapitole podrobne popíšeme jednotlivé typy dynamických modelov, ich podrobné rozdelenie a metódy detekcie autokorelácie v týchto modeloch.

V tretej kapitole na príklade analýzy vplyvu hrubého domáceho produktu Slovenskej republiky na konečnú spotrebu domácností názorne predvedieme využitie dynamického modelu s rozloženým oneskorením, autoregresného modelu a modelu s adaptívnymi očakávaniami.

---

<sup>5</sup> A. LUKÁČIKOVÁ A KOL.: *Ekonometrické modelovanie s aplikáciami* – Vydavateľstvo Ekonóm, 2008, ISBN 978-80-225-2614-2, s.12

<sup>6</sup> A. LUKÁČIKOVÁ A KOL.: *Ekonometrické modelovanie s aplikáciami* – Vydavateľstvo Ekonóm, 2008, ISBN 978-80-225-2614-2, s.9

Pri spracovaní údajov sme vychádzali z informácií mnohých odborných slovenských ale aj zahraničných odborných publikácií, najmä Basic Econometrics, fourth edition od D. R. Gujaratiho, Introduction to Econometrics, second edition od G. S. Maddalu, Ekonometria od M. Hetráka, Ekonometrické modelovanie od Z. Ivaničovej a kol., Vektorovo autoregresné modely a ich aplikácie od M. Lukáčika a kol., ale aj Ekonometrické modelovanie s aplikáciami od A. Lukáčikovej, Ekonometria 1 od A. Lukáčikovej a kol., Ekonometrické modelovanie v programoch Eviews a Gretl od M. Lukáčika a kol., či mnohých iných.

# 1 Súčasný stav riešenej problematiky doma a v zahraničí

V prvej časti diplomovej práce sa oboznámime zo základnou terminológiou využívanou v problematike ekonometrického dynamického modelovania, podrobnejšie vysvetlíme problematiku dynamických modelov a príčiny časových oneskorení a na záver prvej časti podrobne opíšeme niekoľko príkladov využitia dynamického modelovania v praxi.

## 1.1 Vymedzenie základných pojmov

Pre lepšie pochopenie problematiky ekonometrického modelovania a lepšiu orientáciu v diplomovej práci si na začiatku zadefinujeme základné pojmy týkajúce sa ekonometrického modelovania:

**Nezávislá premenná:** (nazývaná tiež *vysvetľujúca premenná*). Skúmaný či vysvetľovaný jav je charakterizovaný ekonomickou veličinou (alebo ekonomickými veličinami), ktorá je poskytnutá ekonomickou analýzou. Údaje o ekonomických veličinách sa nachádzajú v príslušných štatistikách. Nezávislou je však táto premenná iba vo vzťahu k vysvetľovanej premennej, inak sama môže byť závislá od iných, v modeli priamo neskúmaných, alebo i čiastočne závislá od iných, v modeli skúmaných veličín. V prvom prípade sa závislosť vysvetľujúcej premennej v modeli vyjadrí v nedefinovaných premenných, v druhom prípade korelačnou závislosťou.<sup>7</sup>

**Závislá premenná:** (nazývaná tiež *vysvetľovaná premenná*). Premenná, ktorej hodnota sa vyvíja v závislosti od hodnoty nezávislej premennej.

**Oneskorená premenná:** Je to premenná, ktorej empirická hodnota pochádza z minulých, alebo z bezprostredne minulých období a má potom na vysvetľujúcu premennú tzv. oneskorený vplyv.<sup>8</sup>

**Ekonometrický model:** Ekonometrickým modelom budeme nazývať zjednodušenú matematicko-štatistickú reprezentáciu reálneho ekonomického javu, vzťahu alebo procesu.

---

<sup>7</sup> J. Ristvej, PhD.: *Ekonometria pre manažérov* – Žilina: Žilinská Univerzita, 2009, ISBN 978-80-554-0107-2, s. 63

<sup>8</sup> J. Ristvej, PhD.: *Ekonometria pre manažérov* – Žilina: Žilinská Univerzita, 2009, ISBN 978-80-554-0107-2, s. 64

Ekonometrický model predstavuje viacstupňovú abstrakciu, kedy štatistickou špecifikáciou pretransformujeme ekonomickú hypotézu na ekonomicko–matematický model. Jedná sa o symbolický model prevažne deskriptívneho charakteru, ktorý pomocou algebrických vzťahov popisuje a reprezentuje základnú ekonomickú hypotézu. Správne špecifikovaný ekonometrický model z hľadiska zahrnutých premenných, matematického a analytického tvaru skúmanej závislosti a stochastických predpokladov o rozdelení pravdepodobností náhodných porúch, umožňuje kvantifikovať vhodne zvolenými štatistickými a ekonometrickými metódami, ak sú k dispozícii adekvátne štatistické dáta, intenzitu a smer vzájomných vzťahov ekonomických premenných modelu pomocou parametrov modelu.<sup>9</sup>

**Statický ekonometrický model:** Tento model popisuje ekonomickú realitu v určitom okamihu, pričom neberie do úvahy časový vývoj sledovaných veličín.<sup>10</sup>

**Dynamický ekonometrický model:** Dynamický model pri popisovaní ekonomickej reality ráta aj s časovým vývojom sledovaných veličín

**Štatistická verifikácia:** slúži k posúdeniu štatistickej významnosti jednotlivých odhadnutých parametrov, aj celého ekonometrického modelu. Východiskom k posudzovaniu významnosti výsledkov sú jednak štatistické charakteristiky či miery, ako aj štatistické testy obvyklé pre štatistickú indukciu. Ekonomické kritéria majú pritom vyššiu váhu ako štatistické, lebo ak nie sú splnené ekonomické východiská, odmietneme ekonometrický model aj v prípade, že štatistická verifikácia potvrdila významnú zhodu modelu s napozorovanými dátami.<sup>11</sup>

**Regresná analýza:** Regresná analýza pomáha nájsť matematický model, ktorý určuje vzťah dvoch a viacerých premenných. Pomáha riadiť a predpovedať správanie sledovaných veličín, predpovedať hodnoty výstupných premenných aj tam, kde na výpočet nebol dostatok dát alebo zistiť body, ktoré sa výrazne odlišujú od očakávaného výsledku.<sup>12</sup>

---

<sup>9</sup> P. OBTULOVÍČ, CSc: Prednášky z Ekonometrie [online][cit. 22.2.2017] Dostupné na Internetе: <[eldum.phil.muni.cz/mod/resource/view.php?id=1406](http://eldum.phil.muni.cz/mod/resource/view.php?id=1406)>

<sup>10</sup> VYSOKÁ ŠKOLA EKONOMICKÁ V PRAZE: Ekonometrie 7. přednáška [online][cit. 1.4.2017] Dostupné na Internetе: <<http://jana.kalcev.cz/vyuka/kestazeni/EKON-pr07-web.pdf>>

<sup>11</sup> P. OBTULOVÍČ, CSc: Prednášky z Ekonometrie [online][cit. 22.2.2017] Dostupné na Internetе: <[eldum.phil.muni.cz/mod/resource/view.php?id=1406](http://eldum.phil.muni.cz/mod/resource/view.php?id=1406)>

<sup>12</sup> MANAGEMENT SYSTEMS: Regresná analýza [online][cit. 26.3.2017] Dostupné na Internetе: <[http://www.msys.sk/nastroje\\_regresna\\_analyza.htm](http://www.msys.sk/nastroje_regresna_analyza.htm)>

**Korelačná analýza:** Korelačná analýza skúma tesnosť štatistickej závislosti medzi kvantitatívnymi premennými. Korelačná analýza na rozdiel od regresie nevyjadruje príčinný-následný vzťah. Premenná  $Y$  nezávisí na premennej  $X$ , ale dve náhodné premenné  $X$  a  $Y$  sa spoločne menia. Regresná analýza predpokladá, že premenná  $Y$  je náhodná a premenná  $X$  fixná. Korelačný koeficient je mierou lineárnej závislosti dvoch premenných.<sup>13</sup>

## 1.2 Dynamický model

Závislosť medzi vysvetľovanou premennou  $Y$  (závislá premenná) a ostatnými premennými  $X$  (vysvetľujúce premenné) je v ekonómii zriedka kedy okamžitá. Veľmi často je táto závislosť badateľná až po uplynutí určitého času. Tento časový úsek sa nazýva *oneskorenie* (po anglicky lag).<sup>14</sup>

Z tohto dôvodu má množstvo ekonomických modelov v sebe zakomponované časovo oneskorené vysvetľujúce premenné. Napríklad, keďže výstavba diaľnic a ciest trvá nejaký čas, efekt tejto verejnej investície sa na raste HDP dostaví s určitým oneskorením, ale bude pretrvávať niekoľko rokov. Rovnako bude trvať určitú dobu, kým sa náklady investované do vývoja a výskumu vrátia v podobe nových vynálezov či nápadov, ktoré bude ešte neskôr možné využiť v komerčnej sfére. Pri študovaní spotrebiteľského správania sa zase zistilo, že zmena príjmu spotrebiteľa ovplyvní jeho spotrebiteľské správanie až o niekoľko časových období neskôr. Je to spôsobené tým, že spotrebiteľovi môže trvať niekoľko časových období kým určí, či zmena jeho disponibilného príjmu bola trvalá alebo iba dočasná. Napríklad, či mimoriadna odmena, vyplatená v tomto roku bude vyplatená aj v tom budúcom. Z dôvodu, že spotrebiteľ celý život upravuje svoje nákupné správanie v závislosti od svojho príjmu, sú oneskorené hodnoty reálneho disponibilného príjmu zakomponované aj do výsledného ekonomického modelu správania spotrebiteľa.<sup>15</sup>

---

<sup>13</sup> UNIVERZITA KONŠTANTÍNA FILOZOFA V NITRE: Základné štatistické metódy[online][cit.11.4.2017]  
Dostupné na Internet: <<https://amos.ukf.sk/mod/book/view.php?id=8452&chapterid=3191>>

<sup>14</sup>D. R. GUJARATI: Basic Econometrics, fourth edition - The McGraw-Hill Companies, 2004, ISBN-13: 978-0070597938, s.657

<sup>15</sup>B. H. BALTAGI: Econometrics, fourth edition – Springer, 2008, ISBN 978-3-540-76515-8, s.123

Americký profesor ekonomiky na Americkej vojenskej akadémii vo West Pointe Damodar N. Gujarati uvádza tri hlavné dôvody zakomponovania oneskorenia do ekonometrického modelu:<sup>16</sup>

### **Psychologické dôvody**

Väčšina ľudí nemení svoje konzumné návyky ihneď po znížení cien tovarov alebo po zvýšení svojich príjmov. Je to najmä z dôvodu „sily zvyku“. Aj preto ľudia, ktorí sa stanú po výhre v lotérii milionármi, nezmenia okamžite svoj zabehnutý životný štýl, keďže nevedia okamžite zareagovať na veľký prísun peňazí. Samozrejme, po adekvátnej dobe sa naučia žiť a využívať svoje nadobudnuté bohatstvo. Taktiež si ľudia nemusia byť istý, či je zmena ich príjmu trvalá, alebo iba dočasná, a podľa toho sa vyvíja aj ich reakcia. Pokiaľ je ich príjem zvýšený iba dočasne a po určite dobe klesne na pôvodnú hodnotu, môžu mať tendenciu si zvýšené príjmy uložiť a šetriť. Alebo naopak si môžu povedať „a teraz si tie peniaze poriadne užijem“

### **Technologické dôvody**

Predpokladajme, že hodnota kapitálu v porovnaní s hodnotou práce klesá, čo spôsobuje ekonomickú výhodnosť zámeny kapitálu a práce. Treba si uvedomiť, že navýšenie objemu kapitálu trvá nejakú dobu. A ak je pokles cien predpokladaný iba ako dočasný, firmy sa nebudú náhliť zameniť kapitál za prácu, hlavne ak očakávajú že hodnota kapitálu sa po poklese dostane nad predchádzajúcu úroveň. Oneskorenie môžu niekedy spôsobovať aj neúplné informácie či vedomosti. Napríklad trh s osobnými počítačmi je presýtený rôznymi druhmi počítačov s rozdielnymi vlastnosťami a cenami. Navyše, od ich uvedenia na trh koncom sedemdesiatych rokov ceny väčšiny osobných počítačov výrazne klesajú. Výsledkom toho je, že spotrebitelia váhajú s kúpou pokiaľ sa neorientujú v ponuke všetkých produktov, navyše môžu oddialiť kúpu v očakávaní budúceho poklesu cien alebo nárastu inovácii v segmente.

### **Zmluvné dôvody**

Toto sú ďalšie dôvody, ktoré vedú k oneskoreniu. Napríklad dohodnuté záväzky môžu firmy odrádzať od zmeny zdrojov nerastných surovín či pracovných síl za iné. Alebo sporitelia, ktorí svoj kapitál vložili do dlhodobých úspor s viazanosťou 1, 3 alebo 7 rokov,

---

<sup>16</sup> Z. IVANIČOVÁ A KOL.: *Ekonometrické modelovanie* – Vydavateľstvo Ekonóm, 2012, ISBN 978-80-225-3381-2, s.94

ho majú v podstate nedostupný, aj keď zmena podmienok na finančnom trhu mohla spôsobiť, že v súčasnosti by mohli mať pri inej investícii vyššie výnosy. Ďalší príklad sú zamestnávateľia, ktorí ponúkajú svojim zamestnancom niekoľko druhov poistenia, ale ako náhle si zamestnanec zvolí poistenie, zvyčajne ho nemôže väčšinou z administratívnych dôvodov najbližší rok zmeniť.

V regresnej analýze, ktorá využíva dáta z časových radov, poznáme dve hlavné rozdelenia dynamických modelov. Pokiaľ regresný model neobsahuje iba súčasné hodnoty vysvetľujúcej premennej, ale aj jej hodnoty z predchádzajúcich období, hovoríme že sa jedná o **model s rozloženým oneskorením**, napríklad:

$$y_t = \eta + \beta_0 x_t + \beta_1 x_{t-1} + \beta_2 x_{t-2} + u_t$$

Model, v ktorom sa medzi vysvetľujúcimi premennými nachádzajú aj hodnoty závislej premennej z predchádzajúcich období, nazývame **autoregresný model**, napríklad: <sup>17</sup>

$$y_t = \eta + \alpha_0 y_{t-1} + \beta_0 x_t + u_t$$

### 1.3 Príklady využitia dynamických modelov v praxi

S problematikou dynamických ekonometrických modelov sa oboznamujú už študenti na slovenských vysokých školách a univerzitách. Napríklad na Žilinskej univerzite sa dynamické modely vyučujú na inžinierskom štúdiu a sú súčasťou voliteľného predmetu Kvantitatívne metódy v ekonomike,<sup>18</sup> na Ekonomickej univerzite v Bratislave sa študenti zoznamujú s dynamickými modelmi na predmete Ekonometria.

Využitie dynamických modelov v praxi môže byť skutočne komplexné a na dosiahnutie cieľa je často nutné použiť niekoľko typov dynamických modelov súčasne, ako sa môžeme presvedčiť pri projekte s názvom **Prognóza vývoja na trhu práce v BSK**. Tento projekt v rámci Operačného programu Zamestnanosť a sociálna inklúzia

---

<sup>17</sup> D. R. GUJARATI: *Basic Econometrics, fourth edition - The McGraw-Hill Companies, 2004, ISBN-13: 978-0070597938, s.656*

<sup>18</sup> ŽILINSKÁ UNIVERZITA: *Kvantitatívne metódy v ekonomike [online][cit. 22.1.2017] Dostupné na Internet:*  
<[http://ke.uniza.sk/sites/default/files/content\\_files/inzinierske\\_studium\\_-\\_kvantitativne\\_metody\\_v\\_ekonomike\\_-\\_volitelny\\_predmet.pdf](http://ke.uniza.sk/sites/default/files/content_files/inzinierske_studium_-_kvantitativne_metody_v_ekonomike_-_volitelny_predmet.pdf)>

vypracovala v roku 2014 pre Ústredie práce, sociálnych vecí a rodiny výskumno-štatistická a poradensko-konzultačná spoločnosť Trexima. Celkové ciele tohto projektu boli:<sup>19</sup>

- kontinuálne a systematické poskytovanie informácií o štruktúre VPM (voľných pracovných miest) a pracovných príležitostiach na úrovni zamestnaní
- poskytovanie informácií o štruktúre VPM a vypracovávanie a aktualizovanie prognóz ponuky zručností a potrieb trhu práce
- skvalitnenie predvídania potrieb v oblasti požadovaných zručností pracovnej sily
- riešenie nezamestnanosti mladých ľudí odstraňovaním nesúladu medzi ponúkanými a požadovanými zručnosťami na trhu práce
- zabezpečenie systematického vypracovávania analýz a prognóz vývoja na trhu práce podľa platných legislatívnych rámcov EÚ ale najmä SR

Zamestnanci spoločnosti Trexima tieto ciele dosiahli napríklad aj využitím modelu s konečným rozložením oneskorenia (FDL model), modelu s geometrickým rozložením oneskorenia (Koyckov model), ARIMA modelov, modelov s korekčným členom, vektorových autoregresných modelov a ARIMAX modelov.<sup>20</sup>

Rozsiahle praktické využitie dynamického modelovania nájdeme aj v českej publikácii **MAKROEKONOMETRICKÉ MODELOVÁNÍ ČESKÉ EKONOMIKY A VYBRANÝCH EKONOMIK EU**, ktorú napísal kolektív autorov z českej Vysokej školy báňskej – Technická univerzita Ostrava, a ktorú v diplomovej práci podrobnejšie opíšeme. Táto publikácia, ktorá je určená nielen študentom vysokých škôl, ale aj širšej odbornej verejnosti je venovaná makroekonomickému modelovaniu českej ekonomiky, modelovaniu a hodnoteniu regionálnej konkurencieschopnosti a procesu konvergenzie vybraných ekonomík Európskej únie.<sup>21</sup>

Z pohľadu modelovania makroekonomických vzťahov využitím dynamických modelov sa ako najzaujímavejšia javí druhá kapitola, v ktorej autori navrhli makroekonomický model

---

<sup>19</sup> ÚSTREDIE PRÁCE SOCIÁLNYCH VECÍ A RODNY: *Prognózy vývoja na trhu práce v BSK [online]*[cit. 19.2.2017] Dostupné na Internet: < [www.upsvar.sk/buxus/docs/SESF/Opis\\_projektu\\_NP\\_Prognozy\\_BSK\\_1.docx](http://www.upsvar.sk/buxus/docs/SESF/Opis_projektu_NP_Prognozy_BSK_1.docx) >

<sup>20</sup> ÚSTREDIE PRÁCE SOCIÁLNYCH VECÍ A RODNY: *Metodika a sústava modelov pre tvorbu a verifikáciu prognózy vývoja na trhu práce v BSK [online]*[cit. 19.2.2017] Dostupné na Internet: <[http://www.upsvar.sk/buxus/docs/statistic/NP\\_prognozy/2.1\\_Metodika\\_a\\_sustava\\_modelov\\_pre\\_tvorbu\\_a\\_verifikaciu\\_prognoz\\_vyvoja\\_na\\_trhu\\_prace\\_zhrnutie\\_-\\_BSK.pdf](http://www.upsvar.sk/buxus/docs/statistic/NP_prognozy/2.1_Metodika_a_sustava_modelov_pre_tvorbu_a_verifikaciu_prognoz_vyvoja_na_trhu_prace_zhrnutie_-_BSK.pdf)>

<sup>21</sup> J. HANČLOVÁ A KOL.: *Makroekonomické modelování české ekonomiky a vybraných ekonomik EU - Tiskárna Grafico, 2010, ISBN 978-80-248-2353-9, Předmluva*



českej ekonomiky, ktorý vychádza z myšlienok nového keynesovstva. Jedná sa o model otvorenej ekonomiky a jeho jednotlivé rovnice rozdelili do dvoch blokov. Prvý blok, ktorý pozostáva zo štyroch rovníc, popisuje malú otvorenú ekonomiku samotnej Českej republiky, druhý blok potom zvyšok sveta, ktorý je pre zjednodušenie nahradený ekonomikou eurozóny.<sup>22</sup>

Prvá rovnica, ktorá popisuje inflačnú dynamiku danej ekonomiky má tvar :

$$\pi_t = \rho_\pi E_t \pi_{t+1} + (1 - \rho_\pi) \pi_{t-1} + \lambda_y y_t + \lambda_{\Delta y} E_t \Delta y_{t+1} + \lambda_q \Delta q_{t-1} + \varepsilon_{AS,t}$$

kde  $\pi_t$  = inflácia meraná pomocou indexu spotrebiteľských cien CPI

$y_t$  = veľkosť výstupnej medzery

$q_t$  = vektor reálneho devízového kurzu

$\varepsilon_{AS,t}$  = autokorelovaný šok agregovanej ponuky

Inflácia z predchádzajúceho obdobia  $\pi_t$  je v modeli zahrnutá z dôvodu empirickej významnosti, ale má aj svoje ekonomické uplatnenie. Niektoré firmy totiž pri procese stanovovania cien výrobkov naivne vychádzajú z predchádzajúcich hodnôt inflácie.<sup>23</sup>

Druhá rovnica sa venuje dynamike výstupnej medzery, čo je vlastne logaritmus odchýlky reálneho hrubého domáceho produktu od svojho trendu.<sup>24</sup> Dynamika výstupnej medzery je popísaná pomocou vzťahu – rovnice agregovaného dopytu:

$$y_t = \rho_y E_t y_{t+1} + (1 - \rho_y) y_{t-1} - \delta_r (r_{t-3} - E_{t-3} \pi_{t-2}) + \delta_q q_{t-2} + \delta_{y^*} y_t^* + \varepsilon_{IS,t}$$

pričom  $r_t$  = úroková sadzba

$\varepsilon_{IS,t}$  = autokorelovaný šok agregovaného dopytu

Z tejto rovnice je zrejmé, že aktuálna veľkosť výstupnej medzery je závislá na očakávanej hodnote v budúcom období, ale taktiež na veľkosti výstupnej medzery v predchádzajúcom štvrtroku, kde relatívne váhy medzi tieto obdobia rozdeľuje parameter  $\rho_y$ . Očakávaná budúca hodnota v modeli reprezentuje snahu domácností o medzičasovú optimalizáciu

<sup>22</sup>J. HANČLOVÁ A KOL.: *Makroekonomické modelování české ekonomiky a vybraných ekonomik EU* - Tiskárna Grafico, 2010, ISBN 978-80-248-2353-9, s. 10

<sup>23</sup>J. HANČLOVÁ A KOL.: *Makroekonomické modelování české ekonomiky a vybraných ekonomik EU* - Tiskárna Grafico, 2010, ISBN 978-80-248-2353-9, s. 10

<sup>24</sup>J. HANČLOVÁ A KOL.: *Makroekonomické modelování české ekonomiky a vybraných ekonomik EU* - Tiskárna Grafico, 2010, ISBN 978-80-248-2353-9, s. 12

spotreby, a oneskorená hodnota výstupnej medzery zase odráža spotrebné zvyklosti alebo nákladnú medzičasovú optimalizáciu kapitálovej zásoby.<sup>25</sup>

Tretia rovnica prvého bloku popisuje reakčnú funkciu monetárnej politiky. Vychádza z Taylorovho pravidla a do úvahy sú brané iba dopady domácej výstupnej medzery a domácej inflácie, čo ale bolo empiricky dokázané ako postačujúce. V rovnici je súčasne kladený dôraz na zameranie centrálnej banky na budúcu infláciu pri ovplyvňovaní úrokovej miery ako menového nástroja.

$$r_t = \rho_r r_{t-1} + (1 - \rho_r) (\psi_\pi E_t \pi_{t+1} + \psi_y y_t) \varepsilon_{MP,t}$$

pričom  $\varepsilon_{MP,t}$  = autokorelovaný šok menovej politiky.

Táto rovnica naznačuje, že monetárna autorita reaguje na inflačné očakávania v budúcich obdobiach a na aktuálne hodnoty výstupnej medzery, pričom súčasne prikladá určitú váhu predchádzajúcej hodnote úrokovej miery  $r_t$ .<sup>26</sup>

Posledná rovnica prvého bloku popisuje reálny devízový kurz  $q_t$ . Reálny devízový kurz je v logaritmickom vyjadrení definovaný vzťahom  $q_t = s_t + p_t^* - p_t$ , kde  $s_t$  je logaritmus nominálneho devízového kurzu a  $p_t^*$  a  $p_t$  je v logaritmoch vyjadrená zahraničná a domáca cenová hladina. Výsledná rovnica je teda nasledujúca:

$$E_t \Delta q_{t+1} = (r_t - E_t \pi_{t+1}) - (r_t^* - E_t \pi_{t+1}^*) + \varepsilon_{RER,t^*}$$

kde  $\varepsilon_{RER,t^*}$  predstavuje menový šok, pridaný z dôvodu aby model nebol staticky singulárny.<sup>27</sup>

Druhý blok popisuje ekonomiku eurozóny, ktorá v publikácií slúži ako zástupca svetovej ekonomiky. Vychádza z keynesovského modelu a špecifikácia modelu je veľmi podobná modelu domácej ekonomiky:<sup>28</sup>

$$\pi_t^* = \rho_\pi^* E_t \pi_{t+1}^* + (1 - \rho_\pi^*) \pi_{t-1}^* + \lambda y_t^* y_t^* + \varepsilon_{AS,t}^*$$

<sup>25</sup> J. HANČLOVÁ A KOL.: *Makroekonomické modelování české ekonomiky a vybraných ekonomik EU - Tiskárna Grafico, 2010, ISBN 978-80-248-2353-9, s. 11*

<sup>26</sup> J. HANČLOVÁ A KOL.: *Makroekonomické modelování české ekonomiky a vybraných ekonomik EU - Tiskárna Grafico, 2010, ISBN 978-80-248-2353-9, s. 11*

<sup>27</sup> J. HANČLOVÁ A KOL.: *Makroekonomické modelování české ekonomiky a vybraných ekonomik EU - Tiskárna Grafico, 2010, ISBN 978-80-248-2353-9, s. 11*

<sup>28</sup> J. HANČLOVÁ A KOL.: *Makroekonomické modelování české ekonomiky a vybraných ekonomik EU - Tiskárna Grafico, 2010, ISBN 978-80-248-2353-9, s. 12*

$$y_t^* = \rho_y^* E_t y_{t+1}^* + (1 - \rho_y^*) y_{t-1}^* - \delta_r^* (r_{t-6}^* - E_{t-6} \pi_{t-5}^*) + \varepsilon_{IS,t}^*$$

$$r_t^* = \rho_r^* r_{t-1}^* + (1 - \rho_r^*) (\psi_\pi^* E_t \pi_{t+1}^* + \psi_y^* y_t^*) + \varepsilon_{MP,t}^*$$

Táto publikácia nám dáva príklad toho ako je pomocou dynamických modelov možné modelovať aj naozaj rozsiahle ekonomické celky a súvislosti. Dynamické stochastické modely sú vyzdvihované tvorcami makroekonomickej politiky ako veľmi užitočný nástroj, ktorý pomáha intuitívne a disciplinovane premýšľať a analyzovať dopady hospodárskej politiky na danú ekonomiku. Za ich najväčší prínos je často označovaná schopnosť poskytovať jasný rámec pre diskusiu predovšetkým o dopadoch menovej politiky, ale taktiež ostatných makroekonomických politík a intervencií. Pri aplikácii a identifikácii vhodného modelu pre analýzu hospodárskej politiky sú jej tvorcovia nútení aplikovať určitý kompromis medzi teoretickým obsahom a schopnosťou popísať makroekonomické údaje danej ekonomiky.<sup>29</sup>

S dynamickým modelovaním veľmi úzko súvisí problematika časových radov. Je to najmä z dôvodu, že časové rady slúžia ako hlavný zdroj údajov pre jednotlivé modely a kvalita týchto údajov priamo ovplyvňuje aj kvalitu modelov. O veľkom význame časových radov v modernej ekonómii svedčia dvaja laureáti Nobelovej ceny za ekonómiu z roku 2003 Robert Engle a Sir Clive Granger. Americký ekonóm Robert Engle získal v tomto roku Nobelovu cenu za metódy na analýzu ekonomických časových radov s časovo variabilnou volatilitou (ARCH). Model ARCH našiel svoje využitie najmä vo finančnom sektore, kde sú aktivity zamerané na oceňovanie rôznych typov rizík. Engle predpokladá, že rozptyl náhodnej chyby v štatistických modeloch v danom časovom období závisí na predošlých náhodných chybách. Z technického hľadiska zobrazuje náhodná premenná autoregresnú podmienenú heteroskedasticitu (autoregressive conditional heteroskedasticity, odtiaľ skratka ARCH). Model v tomto prípade obsahuje rovnice na prognózu návratnosti aktív, ale aj parametre ukazujúce závislosť náhodnej chyby od prognózovania chyby v predchádzajúcich obdobiach. Britský ekonóm Clive William Granger získal Nobelovu cenu za vyvinutie metód analýzy ekonomických časových radov vykazujúcich časovo podmienenú volatilitu. Tieto metódy úplne zmenili spôsob, ako ekonómovia spracúvajú dáta z časových radov. Clive Granger vo svojich metódach rozvinul myšlienku kombinácie krátkodobej a dlhodobej perspektívy. Základom

<sup>29</sup> J. HANČLOVÁ A KOL.: *Makroekonomické modelování české ekonomiky a vybraných ekonomik EU - Tiskárna Grafico, 2010, ISBN 978-80-248-2353-9, s. 26*

jeho metód je jeho objav, že špecifická kombinácia dvoch (alebo viacerých) nestacionárnych radov môže byť stacionárna. Ekonomická teória častokrát robí presne takéto predpoklady: ak existuje rovnováha vo vzťahu dvoch ekonomických premenných, môžu sa odchýliť od rovnováhy z krátkodobého hľadiska, ale v dlhodobom horizonte budú smerovať k equilibriu.<sup>30</sup>

---

<sup>30</sup> *LIBERÁLNA SPOLOČNOSŤ: Laureáti Nobelovej ceny za ekonomické vedy*[online][cit. 23.3.2017] Dostupné na Internet: < <http://www.libspol.eu/2011/article/169/laure%C3%A1ti-nobelovej-ceny-za-ekonomick%C3%A9-vedy-2003-robert-f-engle-III-a-clive-w-j-granger> >

## **2 Cieľ práce, metodika práce a metódy skúmania**

Druhá kapitola predloženej diplomovej práce je venovaná vymedzeniu cieľa diplomovej práce, metodike jej spracovania a vybranými vedeckými metódami použitými pri jej tvorbe.

### **2.1 Cieľ práce**

Cieľom predloženej diplomovej práce je sprehľadnenie a objasnenie problematiky dynamického modelovania a analýzy makroekonomických vzťahov. Čiastočným cieľom je ukázať využitie informačných technológií pri ekonometrickom modelovaní. V diplomovej práci si podrobne teoreticky opíšeme najvýznamnejšie dynamické modely, uvedieme a zanalyzujeme si niekoľko príkladov dynamického modelovania v praxi a v poslednej časti si podrobne ukážeme tvorbu ekonometrických dynamických modelov a s ich využitím vykonáme analýzu makroekonomických vzťahov. V prvej časti diplomovej práce bolo potrebné oboznámiť sa so základnou terminológiou, ako nezávislá premenná či štatistická verifikácia, ktorá je využívaná v problematike ekonometrického modelovania. Bližšie sme si vysvetlili príčiny vzniku oneskorení v ekonometrických modeloch a na niekoľkých príkladoch analyzovali možnosti praktického využitia dynamického modelovania.

Tretia časť diplomovej práce je venovaná analýze vplyvu hrubého domáceho produktu Slovenskej republiky na konečnú spotrebu domácností využitím dynamického modelu s rozloženým oneskorením, autoregresného modelu a modelu s adaptívnymi očakávaniami.

### **2.2 Dynamické jednorovnicové modely**

V nasledujúcej časti diplomovej práce bližšie popíšeme jednotlivé typy dynamických modelov, ako aj možnosti ich testovania a testovania premenných veličín. Pre zjednodušenie orientácie v problematike dynamického modelovania sú jednotlivé vzťahy a označenia koeficientov a premenných z rôznych zdrojov zjednotené do jednotnej formy.

### 2.2.1 Model s rozloženým oneskorením

Modely s rozloženým oneskorením tvoria rozsiahlu a dôležitú oblasť regresných modelov využívaných v ekonometrii. Vyznačujú sa prítomnosťou oneskorených premenných medzi ostatnými veličinami regresného modelu. Tieto modely súčasne znamenajú začlenenie dynamických prvkov do modelov analyzovaných ekonometrickými metódami. S uplatnením modelov s rozloženým oneskorením sa spájajú dve základné otázky:<sup>31</sup>

1. Aká maximálna dĺžka oneskorenia je ešte únosná pre zaradenie premennej do modelu? Je zrejmé, že zaradenie premennej oneskorenej o niekoľko časových období hovorí v prospech všeobecnosti modelu, na druhej strane môže veľmi skomplikovať výpočet hodnôt oneskorených premenných a testovanie ich štatistickej významnosti.
2. Aké váhy majú byť priradené jednotlivým oneskoreným premenným? Len v malom množstve prípadov je vhodné uvažovať o rovnakom vplyve jednotlivých zahrnutých premenných na závislú premennú. Oveľa častejšie sú situácie, keď vplyv oneskorených veličín s narastajúcim časom oneskorenia klesá.

Modely s rozloženým oneskorením je možné členiť rôznymi spôsobmi, medzi najčastejšie používaný spôsob patrí rozdelenie na modely s konečným rozložením oneskorenia a na modely s nekonečným rozložením oneskorenia. Počet oneskorení nebýva pri praktických analýzach špecifikovaný a aj napriek teoretickým výhradám sa veľmi často používa určenie počtu oneskorených členov ich postupným pridávaním (metóda ad hoc) a následným overovaním ich významnosti. Posledný oneskorený člen bude potom ten, ktorému sa v porovnaní s predchádzajúcimi oneskorenými členmi nezmenilo znamienko a ktorého parameter je ešte významný. Pri zamietaní ďalších členov nesmieme zabúdať na fakt, že postupne oneskorované premenné bývajú vysoko závislé z čoho vyplýva že v modeloch s rozloženým oneskorením býva prítomný vysoký stupeň multikolinearity.<sup>32</sup>

#### **Model s konečným rozloženým oneskorením**

Pri tomto modeli je počet oneskorení  $\tau$  známy, model má nasledovný zápis:

---

<sup>31</sup> MASARYKOVA UNIVERZITA: Modely s rozloženým spoždením Ekonometrie [online][cit. 1.3.2017] Dostupné na Internetu: < [https://is.muni.cz/el/1431/jaro2005/.../T12-Modely\\_RZ1.pdf](https://is.muni.cz/el/1431/jaro2005/.../T12-Modely_RZ1.pdf) >

<sup>32</sup> A. LUKÁČIKOVÁ A KOL: *Ekonometria 1* –Vydavateľstvo EKONÓM, 2013, ISBN 978-80-225-3543-4, s. 188

$$y_t = \eta + \sum_{i=0}^{\tau < \infty} \beta_i x_{t-i} + u_t \quad \text{pre } t = 1, 2, 3, \dots, n \quad (2.1)$$

kde  $\beta_i$  = váhy oneskorenia

### Model s nekonečným rozložením oneskorenia

V tomto modeli nepoznáme celkový počet oneskorenia a zapisujeme ho v tvare :

$$y_t = \eta + \beta_0 x_t + \beta_1 x_{t-1} + \dots + \beta_s x_{t-s} + u_t \quad (2.2)$$

kde  $y_t$  = hodnota závislej premennej v čase  $t$

$x_{t-s}$  = hodnota vysvetľujúcej premennej v čase  $t-s$

$\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_s$  = súčasný alebo oneskorené koeficienty vysvetľujúcej premennej, kde koeficient  $\beta_0$  zachytáva krátkodobý vplyv zmeny hodnoty premennej  $x$  na hodnotu premennej  $y$  a súčet koeficientov  $\beta_0 + \beta_1 + \beta_s$  zachytáva dlhodobý vplyv zmeny hodnoty premennej  $x$  na hodnotu premennej  $y$ .<sup>33</sup>

#### 2.2.1.1 Odhad parametrov modelu s rozloženým oneskorením

Na odhad hodnôt parametrov  $\beta_i$  je možné použiť dva spôsoby: prvá metóda odhadu sa nazýva ad hoc, druhou je prijatie ohraničení premennej  $\beta$  za predpokladu že jej hodnoty sa menia určitým pravidelným priebehom.<sup>34</sup>

#### Metóda odhadu ad hoc:

Predpokladajme, že vysvetľujúce premenne  $x_t, x_{t-1}, x_{t-2}, \dots$  nie sú stochastické (alebo aspoň nie sú korelované s odchýlkou  $u_t$ ). V tom prípade je možné na odhad využiť metódu najmenších štvorcov. Ekonómovia Alt a Tinbergen navrhli metódu, pri ktorej tento odhad premenných prebieha sekvenčne. To znamená že najprv sa odhadne závislosť  $y_t$  od  $x_t$ , potom závislosť  $y_t$  od  $x_t$  a  $x_{t-1}$ , následne závislosť  $y_t$  od  $x_t, x_{t-1}$  a  $x_{t-2}$  atď. Táto sekvenčná procedúra sa ukončí v momente, keď regresné koeficienty oneskorených premenných

<sup>33</sup> B. H. BALTAGI: *Econometrics, fourth edition* – Springer, 2008, ISBN 978-3-540-76515-8, s.123

<sup>34</sup> D. R. GUJARATI: *Basic Econometrics, fourth edition* - The McGraw-Hill Companies, 2004, ISBN-13: 978-0070597938, s.663

začnú byť štatisticky nevýznamné alebo ak aspoň jeden koeficient závislej premennej začne byť negatívny.<sup>35</sup>

Príklad:

Nasledujúci model, zostrojený Altom, odhaduje závislosť spotreby výhrevného oleja y a objemu nových objednávok x:

$$\hat{y}_t = 8.37 + 0.171x_t$$

$$\hat{y}_t = 8.27 + 0.111x_t + 0.064x_{t-1}$$

$$\hat{y}_t = 8.27 + 0.109x_t + 0.071x_{t-1} - 0.055x_{t-2}$$

$$\hat{y}_t = 8.32 + 0.108x_t + 0.063x_{t-1} + 0.022x_{t-2} - 0.020x_{t-3}$$

Podľa Alta je najlepší model opisujúci túto závislosť model č.2, pretože posledné dva modely už majú negatívne koeficienty vysvetľujúcich premenných.<sup>36</sup>

Aj keď sa táto metóda zdá na prvý pohľad jednoduchá, má niekoľko nevýhod:

1. Nie je presne určené, aký bude presný počet oneskorení v modeli.
2. Pri postupnom odhade oneskorení sa znižuje počet stupňov voľnosti, čo zvyšuje nespoľahlivosť modelu.
3. Pri ekonomických dátach z časových radov majú odhadnuté hodnoty tendenciu byť príliš korelované.

Pre tieto nevýhody sa metóda odhadu premenných ad hoc príliš neodporúča.<sup>37</sup>

### 2.2.2 Model s geometrickým oneskorením

Model s geometrickým oneskorením je najznámejší a najjednoduchší prípad modelu s nekonečným rozloženým oneskorením. Pri tomto modeli predpokladáme, že váhy oneskorení  $\beta_i$  klesajú dostatočne rýchlo, to znamená že hodnota  $\beta_i$  sa rýchlo blíži k nule. Z dôvodu možnosti odhadu parametrov sa preto Koyck rozhodol zjednodušiť model

---

<sup>35</sup> D. R. GUJARATI: *Basic Econometrics, fourth edition - The McGraw-Hill Companies, 2004, ISBN-13: 978-0070597938, s.664*

<sup>36</sup> D. R. GUJARATI: *Basic Econometrics, fourth edition - The McGraw-Hill Companies, 2004, ISBN-13: 978-0070597938, s.664*

<sup>37</sup> D. R. GUJARATI: *Basic Econometrics, fourth edition - The McGraw-Hill Companies, 2004, ISBN-13: 978-0070597938, s.664*



s nekonečným rozložením oneskorenia pomocou vzťahu  $\beta_i = \beta_0 \lambda^i$ , pre  $i = 1, 2, \dots, 0$  a  $0 < \lambda < 1$ . Touto úpravou získal výsledný model:

$$y_t = \eta + \beta_0 x_t + \beta_0 \lambda x_{t-1} + \beta_0 \lambda^2 x_{t-2} + \dots + u_t \quad (2.3)$$

Keďže parametre takto upraveného modelu vykazujú vysoký stupeň nelinearity, nie je možné priamo odhadnúť parametre modelu. Z tohto dôvodu v roku 1954 navrhol Koyck transformáciu modelu, tzv. **Koyckovu transformáciu**:<sup>38</sup>

V prvom kroku oneskoril celý model o jedno obdobie:

$$y_{t-1} = \eta + \beta_0 x_{t-1} + \beta_0 \lambda x_{t-2} + \beta_0 \lambda^2 x_{t-3} + \dots + u_{t-1}$$

V ďalšom kroku vynásobil celý vzťah parametrom  $\lambda$ :

$$\lambda y_{t-1} = \lambda \eta + \lambda \beta_0 x_{t-1} + \lambda \beta_0 \lambda x_{t-2} + \lambda \beta_0 \lambda^2 x_{t-3} + \dots + \lambda u_{t-1}$$

Výsledný vzťah následne odpočítal od pôvodného modelu ( $y_t = \eta + \beta_0 x_t + \beta_0 \lambda x_{t-1} + \beta_0 \lambda^2 x_{t-2} + \dots + u_t$ ), čím získal vzťah:

$$y_t - \lambda y_{t-1} = \eta(1 - \lambda) + \beta_0 x_t + u_t + \lambda u_{t-1} \quad (2.4)$$

resp. po úprave

$$y_t = \eta(1 - \lambda) + \beta_0 x_t + \lambda y_{t-1} + \lambda u_{t-1} \quad (2.5)$$

Hodnota  $u_t - \lambda u_{t-1}$  v odbornej literatúre zvykne byť pomenovaná ako kľzavý priemer a označuje sa ako  $v_t$ .<sup>39</sup>

Uvedenými úpravami sme z modelu s nekonečným rozložením oneskorením získali autoregresný model a nekonečný počet vysvetľujúcich premenných sa zredukoval na dve:  $x_t$  a  $y_{t-1}$ . Koyckovou transformáciou ale dochádza k nesplneniu dvoch predpokladov. Do modelu sme zaviedli stochastickú vysvetľujúcu premennú a zároveň dochádza ku korelácii medzi náhodnými zložkami  $v_t$ . Pri tomto modeli preto nemôže byť na odhad parametrov použitá metóda najmenších štvorcov ani zovšeobecnená metóda najmenších štvorcov. Vhodnou metódou na odhad parametrov je napríklad metóda inštrumentálnych premenných, ktorá je podrobnejšie popísaná v časti 2.2.7 diplomovej práce. Na záver treba

<sup>38</sup> Z. IVANIČOVÁ A KOL.: *Ekonometrické modelovanie* – Vydavateľstvo Ekonóm, 2012, ISBN 978-80-225-3381-2, s.99

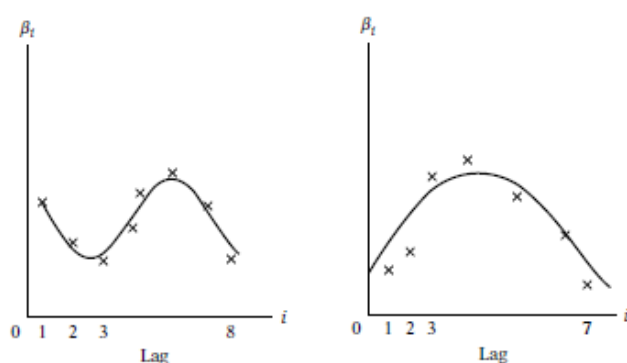
<sup>39</sup> D. R. GUJARATI: *Basic Econometrics, fourth edition* - The McGraw-Hill Companies, 2004, ISBN-13: 978-0070597938, s.666

dodať, že model s geometrickým oneskorením nemá v ekonomickej teórii žiadne zdôvodnenie, jedná sa iba o systematické úpravy na základe nadefinovaného vzťahu.<sup>40</sup>

### 2.2.3 Model s polynomickým rozložením oneskorenia

Predpoklad o geometrickom klesaní váh  $\beta_i$  s rastom oneskorenia  $\tau$  sa v mnohých prípadoch môže javiť ako obmedzujúce. Z tohto dôvodu bolo hľadané iné, všeobecnejšie vyjadrenie predpokladu, ktorý by umožňoval flexibilnejší priebeh váh - najprv rast, následne od určitého bodu ich pokles prípadne aj viacero takýchto kolísaní,<sup>41</sup> ako ukazujú nasledujúce grafy.<sup>42</sup>

**Graf 1:** Možné priebehy váh  $\beta_i$  v dynamických modeloch s polynomickým rozložením



**Zdroj:** D. R. GUJARATI, Basic Econometrics, fourth edition<sup>43</sup>

Z priebehu týchto dvoch grafov sa dá vyčítať, že v tomto modeli uvažujeme o konečnom oneskorení, kde po určitom, „maximálnom“ oneskorení  $\tau$  sa váhy oneskorenia rovnajú nule.<sup>44</sup> Váhy môžeme vyjadriť aj funkciou oneskorenia  $i$ :<sup>45</sup>

$$\beta_i = f(i) = \alpha_0 + \alpha_1 i + \alpha_2 i^2 + \dots + \alpha_r i^r \quad \text{pre } i = 1, 2, \dots, \tau > r^3 \quad (2.6)$$

<sup>40</sup> Z. IVANIČOVÁ A KOL.: *Ekonometrické modelovanie* – Vydavateľstvo Ekonóm, 2012, ISBN 978-80-225-3381-2, s.99

<sup>41</sup> M. HATRÁK: *Ekonometria – Iura Edition*, 2007, ISBN 978-80-807-8150-7, s. 256

<sup>42</sup> D. R. GUJARATI: *Basic Econometrics, fourth edition* - The McGraw-Hill Companies, 2004, ISBN-13: 978-0070597938, s.668

<sup>43</sup> D. R. GUJARATI: *Basic Econometrics, fourth edition* - The McGraw-Hill Companies, 2004, ISBN-13: 978-0070597938, s.668

<sup>44</sup> M. HATRÁK: *Ekonometria – Iura Edition*, 2007, ISBN 978-80-807-8150-7, s. 256

<sup>45</sup> Z. IVANIČOVÁ A KOL.: *Ekonometrické modelovanie* – Vydavateľstvo Ekonóm, 2012, ISBN 978-80-225-3381-2, s.102

Index  $r$  vo vzťahu vyjadruje stupeň polynómu oneskorenia.

Pri nasledujúcich úpravách budeme vychádzať zo všeobecného modelu s konečným rozložením (2.2), ktorý vieme prepísať do tvaru:<sup>46</sup>

$$y_t = \eta + \sum_{i=0}^{\tau} \beta_i x_{t-i} + u_t \quad (2.7)$$

Váhy modelu  $\beta_i$  teraz aproximujeme funkciou oneskorenia. Na tento účel využijeme substitúciu, keď do vzťahu (2.7) vložíme váhy podľa vzťahu (2.6). Po substitúcii potom získame vzťah:<sup>47</sup>

$$\begin{aligned} y_t = & \eta + \alpha_0(x_t + x_{t-1} + x_{t-2} + \dots + x_t) + \alpha_1(x_{t-1} + 2x_{t-2} + 3x_{t-3} + \dots + kx_{t-\tau}) \\ & + \alpha_2(x_{t-1} + 2^2x_{t-2} + 3^2x_{t-3} + \dots + kx_{t-\tau}) + \dots \\ & + \alpha_r(x_{t-1} + 2^rx_{t-2} + 3^rx_{t-3} + \dots + k^rx_{t-\tau}) + u_t \end{aligned} \quad (2.8)$$

čo môžeme prepísať ako výsledný model:

$$y_t = \eta + \alpha_0 Z_{0t} + \alpha_1 Z_{1t} + \alpha_2 Z_{2t} + \dots + \alpha_r Z_{rt} + u_t \quad (2.9)$$

## 2.2.4 Autoregresné modely

Autoregresné modely patria k základným typom dynamických modelov a vyznačujú sa tým, že v nich vystupujú oneskorené vysvetľované premenné. Najjednoduchší autoregresný model je *autoregresný model rádu 1*, ktorý zvykne byť označovaný aj ako ADL (1,0):

$$y_t = \eta + \alpha_0 y_{t-1} + \beta_0 x_t + u_t \quad u_t \sim \text{NID}(0, \sigma^2) \quad (2.10)$$

V autoregresných modeloch, rovnako ako pri modeloch s rozloženým oneskorením, sledujeme najmä funkciu reakcie na určitý impulz, pričom predpokladáme, že premenná  $x$  je po období  $t$  konštantná, v čase  $t$  vzrastie jej hodnota o jednotku (realizácia šoku) a v nasledujúcom období  $t+1$  sa vráti na pôvodnú úroveň.<sup>48</sup>

<sup>46</sup> Z. IVANIČOVÁ A KOL.: *Ekonometrické modelovanie* – Vydavateľstvo Ekonóm, 2012, ISBN 978-80-225-3381-2, s.103

<sup>47</sup> Z. IVANIČOVÁ A KOL.: *Ekonometrické modelovanie* – Vydavateľstvo Ekonóm, 2012, ISBN 978-80-225-3381-2, s.103

<sup>48</sup> M. LUKÁČIK A KOL.: *Vektorovo autoregresné modely a ich aplikácie v makroekonomickej analýze* – Vydavateľstvo EKONÓM, 2013, ISBN 978-80-225-3723-0, s. 28

Sledovaním reakcie závislej premennej pri zanedbaní náhodnej zložky a pri splnení predpokladu, že po sledovanú zmenu premennej  $x$  bol vývoj závislej premennej stabilný, a teda  $y_{t-1} = y_{t-2} = \dots = y_{t-k}$  (vylúčenie predchádzajúcich vplyvov okolia) zistíme, že platí:

$$\begin{aligned} y_{t-1} &= \beta_0 + \beta_1 x + \gamma_1 y_{t-2} & \Rightarrow & y_{t-1} = (\beta_0 + \beta_1 x)/(1 - \gamma) \\ y_t &= \beta_0 + \beta_1 (x+1) + \gamma_1 y_{t-1} & \Rightarrow & y_{t-1} = (\beta_0 + \beta_1 x)/(1 - \gamma) + \beta_1 \\ y_{t+1} &= \beta_0 + \beta_1 x + \gamma_1 y_t & \Rightarrow & y_{t-1} = (\beta_0 + \beta_1 x)/(1 - \gamma) + \beta_1 \gamma_1 \\ y_{t+2} &= \beta_0 + \beta_1 x + \gamma_1 y_{t+1} & \Rightarrow & y_{t-1} = (\beta_0 + \beta_1 x)/(1 - \gamma) + \beta_1 \gamma_1^2 \\ y_{t+3} &= \beta_0 + \beta_1 x + \gamma_1 y_{t+2} & \Rightarrow & y_{t-1} = (\beta_0 + \beta_1 x)/(1 - \gamma) + \beta_1 \gamma_1^3 \end{aligned}$$

Po odpočítaní prvej rovnice od druhej dostaneme vzťah  $y_t - y_{t-1} = \beta_1$ . Parameter  $\beta_1$  teda predstavuje *krátkodobý multiplikátor*.<sup>49</sup> Rovnakým spôsobom, po dopočítaní prvej rovnice od tretej získame vzťah:  $y_{t+1} - y_{t-1} = \beta_1 \gamma_1$ , odpočítaním prvej rovnice od štvrtej získame vzťah:  $y_{t+2} - y_{t-1} = \beta_1 \gamma_1^2$ . Pokračovaním v odčítaní ďalej odvodíme, že pre obdobie  $k$  po zmene platí:  $y_{t+k} - y_{t-1} = \beta_1 \gamma_1^k$ . Z týchto výpočtov je zrejmé, že hodnoty, ktoré nadobúda závislá premenná, konvergujú k pôvodnej hodnote iba vtedy, ak je splnená podmienka  $-1 < \gamma_1 < 1$ .

Kumulatívnu reakciu závislej premennej na jednotkovú zmenu vysvetľujúcej premennej v čase  $t$  získame nasledovne:

$$\begin{aligned} \text{v čase } t & \quad \text{kumulatívna reakcia} = \beta_1 \\ \text{v čase } t + 1 & \quad \text{kumulatívna reakcia} = \beta_1 + \beta_1 \gamma_1 = \beta_1 (1 + \gamma_1) \\ \text{v čase } t + 2 & \quad \text{kumulatívna reakcia} = \beta_1 + \beta_1 \gamma_1 + \beta_1 \gamma_1^2 = \beta_1 (1 + \gamma_1 + \gamma_1^2) \\ \text{v čase } t + 3 & \quad \text{kumulatívna reakcia} = \beta_1 + \beta_1 \gamma_1 + \beta_1 \gamma_1^2 + \beta_1 \gamma_1^3 = \beta_1 (1 + \gamma_1 + \gamma_1^2 + \gamma_1^3) \end{aligned}$$

<sup>49</sup> M. LUKÁČIK A KOL.: *Ekonomické modelovanie v programoch Eviews a Gretl* – Vydavateľstvo Ekonóm, 2011, ISBN 978-80-225-3320-1, s.180

Priebežný multiplikátor  $k$ -teho obdobia získame teda tak, že spočítame celkovú reakciu po období  $k$ , čím pridáme k vzťahu  $\beta_1(1 + \gamma_1 + \dots + \gamma_1^k)$ .<sup>50</sup>

A na záver, *dlhodobý multiplikátor*, vypočítame vzťahom:<sup>51</sup>  $\beta_1 \frac{1}{(1-\gamma_1)}$

Ak prestaneme o autoregresnom modeli aj o modeli s rozloženým oneskorením uvažovať samostatne, ale spojíme ich do jedného modelu, získame tak *autoregresný model s rozloženým oneskorením rádu (p,q)*, ktorý má tvar :

$$y_t = \eta + \alpha_0 y_{t-1} + \alpha_1 y_{t-2} + \dots + \alpha_p y_{t-p} + \beta_0 x_t + \beta_1 x_{t-1} + \dots + \beta_q x_{t-q} + u_t \quad (2.11)$$

Autoregresný model s rozloženým oneskorením je najkomplexnejší jednorovnicový model (počet exogénnych vysvetľujúcich premenných v tomto modeli môže byť oveľa vyšší). Tento model je všeobecne známy pod označeniami ARDL (p,q), poprípade ADL (p,q), čo vychádza z anglického pomenovania AutoRegressive Distributed Lag Model.<sup>52</sup>

### 2.2.5 Model čiastočného prispôsobenia

Model čiastočného prispôsobenia je ďalšia racionalizácia Koyckovho modelu, ktorú zaviedol americký ekonomický špecialista na poľnohospodársku ekonomiku a ekonometriu Marc Leon Nerlove.<sup>53</sup> Tento model môžeme využiť v prípade, ak chceme zostrojiť model, kde napr. očakávaný objem predaja závisí od ceny tohto tovaru, ak v spotrebnej funkcii žiadateľná spotreba závisí od príjmu, žiadateľná úroveň zásob firmy je funkciou bohatstva (majetku) a pod.<sup>54</sup> Tento model si podrobne vysvetlíme na vzťahu flexibilného akceleračného, ktorý predpokladá rovnováhu medzi kapitálom, potrebným na produkciu požadovaného množstva tovaru pri súčasnom stave technológií, úrokových

<sup>50</sup> M. LUKÁČIK A KOL.: *Ekonometrické modelovanie v programoch Eviews a Gretl* – Vydavateľstvo Ekonóm, 2011, ISBN 978-80-225-3320-1, s.181

<sup>51</sup> M. LUKÁČIK A KOL.: *Ekonometrické modelovanie v programoch Eviews a Gretl* – Vydavateľstvo Ekonóm, 2011, ISBN 978-80-225-3320-1, s.181

<sup>52</sup> M. LUKÁČIK A KOL.: *Ekonometrické modelovanie v programoch Eviews a Gretl* – Vydavateľstvo Ekonóm, 2011, ISBN 978-80-225-3320-1, s.181

<sup>53</sup> D. R. GUJARATI: *Basic Econometrics, fourth edition* - The McGraw-Hill Companies, 2004, ISBN-13: 978-0070597938, s.673

<sup>54</sup> Z. IVANIČOVÁ A KOL.: *Ekonometrické modelovanie* – Vydavateľstvo Ekonóm, 2012, ISBN 978-80-225-3381-2, s.109

mierach a pod. Pre zjednodušenie predpokladajme, že požadovaný objem kapitálu  $y_t^*$  je lineárnou funkciou výstupu  $x$ :<sup>55</sup>

$$y_t^* = \eta + \beta_0 x_t + u_t \quad (2.12)$$

Keďže požadovaný objem kapitálu nie je priamo pozorovateľný, Nerlov vyslovil nasledujúcu hypotézu, známu ako **čiasťočné prispôsobenie**:

$$y_t - y_{t-1} = \delta(y_t^* - y_{t-1}) \quad (2.13)$$

kde  $\delta$  = koeficient prispôsobenia,  $0 < \delta \leq 1$

$y_t - y_{t-1}$  = aktuálna zmena objemu kapitálu

$y_t^* - y_{t-1}$  = požadovaná zmena objemu kapitálu

Rovnica čiasťočného prispôsobenia popisuje, že aktuálna zmena objemu kapitálu v akomkoľvek časovom období  $t$  je podielom  $\delta$  požadovanej zmeny objemu kapitálu v danom časovom období. Pokiaľ sa hodnota  $\delta = 1$  znamená to, že aktuálna zmena objemu kapitálu sa rovná požadovanej zmene objemu. Zároveň to znamená, že aktuálna zmena sa prispôsobuje požadovanej takmer okamžite - t.j. v rovnakom časovom období. Ak sa hodnota  $\delta = 0$ , nenastala žiadna zmena a aktuálna zmena objemu je rovnaká ako v predošlom období. Preto sa hodnota  $\delta$  nachádza najčastejšie medzi týmito dvoma extrémami, keďže prispôsobovanie požadovanej zmeny objemu kapitálu býva zriedkakedy úplné, najmä z dôvodu nepružnosti, zotrvačnosti či zmluvným záväzkom. Aj preto toto prispôsobenie nazývame čiasťočné.<sup>56</sup> Rovnicu čiasťočného prispôsobenia vieme ďalej prepísať do tvaru:

$$y_t = \delta y_t^* + (1-\delta)y_{t-1}$$

Tento tvar nám ukazuje, že pozorovaná zmena objemu kapitálu v čase  $t$  je váženým priemerom požadovanej zmeny objemu v danom čase a celkového objemu kapitálu v predchádzajúcom období, pričom hodnoty  $\delta$  a  $1-\delta$  sú váhami tohto kapitálu. Dosadením rovnice čiasťočného prispôsobenia do tejto rovnice získame rovnicu :

<sup>55</sup> D. R. GUJARATI: *Basic Econometrics, fourth edition - The McGraw-Hill Companies, 2004, ISBN-13: 978-0070597938, s.673*

<sup>56</sup> D. R. GUJARATI: *Basic Econometrics, fourth edition - The McGraw-Hill Companies, 2004, ISBN-13: 978-0070597938, s.674*

$$y_t = \delta(\beta_0 + \beta_1 x_t + u_t) + (1-\delta)y_{t-1} = \delta\beta_0 + \delta\beta_1 x_t + (1-\delta)y_{t-1} + \delta u_t \quad (2.14)$$

ktorú nazývame **model čiastočného prispôsobenia** (PAM)<sup>57</sup>. Nakoľko model čiastočného prispôsobenia obsahuje premennú  $Y_{t-1}$ , môžeme povedať že ide o autoregresný model.<sup>58</sup>

### 2.2.6 Model s adaptívnymi očakávaniami

Očakávania sú kľúčovým faktorom takmer každej ekonomickej činnosti. Výroba závisí od očakávaného predaja, investície závisia od očakávaného zisku, dlhodobá úroková miera závisí od očakávaných krátkodobých úrokov a očakávanej inflácie a podobne.<sup>59</sup> Na podrobnejšie vysvetlenie tejto teórie si naformulujeme nasledujúci vzťah:

$$y_t = \eta + \beta_0 x_t^* + u_t$$

kde  $y_t$  = dopyt po peniazoch

$x_t^*$  = equilibrium, očakávaná dlhodobá úroková miera

Táto rovnica vyjadruje, že dopyt po peniazoch je funkciou očakávanej úrokovej miery. Keďže očakávaná hodnota premennej  $x^*$  nie je priamo pozorovateľná, musíme si stanoviť hypotézu o vytváraní očakávania, nazývanú **hypotéza adaptívnych očakávaní**:

$$x_t^* - x_{t-1}^* = \gamma (x_t - x_{t-1}^*) \quad (2.15)$$

Koeficient  $\gamma$ , ktorý patrí do množiny  $0 < \gamma \leq 1$ , nazývame **koeficient očakávania**.<sup>60</sup> Hypotéza adaptívnych očakávaní vysvetľuje, že ekonomickí činitelia budú prispôbovať ich očakávania vo svetle predošlých skúseností a jednoducho sa budú učiť zo svojich chýb.<sup>61</sup> Inak povedané, ich očakávania sú každé časové obdobie upravené o koeficient  $\gamma$ , čo je vlastne rozdiel medzi skutočnou hodnotou premennej a jej predchádzajúcou predpokladanou hodnotou. Pre tento model to znamená, že očakávania o úrokových sadzbách sú upravované každé časové obdobie o koeficient  $\gamma$  = rozdiel medzi úrokovými

<sup>57</sup> D. R. GUJARATI: *Basic Econometrics, fourth edition - The McGraw-Hill Companies, 2004, ISBN-13: 978-0070597938, s.674*

<sup>58</sup> Z. IVANIČOVÁ A KOL.: *Ekonomické modelovanie - Vydavateľstvo Ekonóm, 2012, ISBN 978-80-225-3381-2, s.110*

<sup>59</sup> G. S. MADDALA: *Introduction to econometrics, second edition - Macmillan publishing company, 1992, ISBN 978-0-470-01512-4, s.409*

<sup>60</sup> D. R. GUJARATI: *Basic Econometrics, fourth edition - The McGraw-Hill Companies, 2004, ISBN-13: 978-0070597938, s.670*

<sup>61</sup> G. K. SHAW: *Rational expectations: An Elementary Exposition, Palgrave Macmillan, 1984, ISBN 978-0312664022, s.25*

sadzbami sledovanými v aktuálnom období a hodnotou úrokových sadzieb, ktorá bola odhadnutá v predošlom období. Rovnicu si ďalej vieme prepísať do nasledujúceho tvaru:<sup>62</sup>

$$x_t^* = \gamma x_t + (1 - \gamma) x_{t-1}^* \quad (2.16)$$

ktorý nám ukazuje že očakávaná hodnota úrokových sadzieb v čase  $t$  je vážený priemer aktuálnej hodnoty úrokovej miery a jej očakávanej hodnoty z predošlého obdobia, s váhami  $\gamma$  a  $1-\gamma$ . Ak sa hodnota  $\gamma = 1$ , znamená to že  $x_t^* = x_t$ , teda očakávania sú realizované kompletne a okamžite, t.j. v rovnakom časovom období. Naopak pokiaľ  $\gamma = 0$ ,  $x_t^* = x_{t-1}^*$ , t.j. očakávania sa oproti predchádzajúcemu obdobiu nezmenili. Dosadením tohto vzťahu do pôvodného modelu  $y_t = \eta + \beta_0 x_t^* + u_t$  dostaneme vzťah:

$$\begin{aligned} y_t &= \eta + \beta_0 [\gamma x_t + (1-\gamma) x_{t-1}^*] + u_t \\ &= \eta + \beta_0 \gamma x_t + \beta_0 (1-\gamma) x_{t-1}^* + u_t \end{aligned}$$

Následné oneskoríme pôvodný model o jedno obdobie, vynásobíme ho hodnotou  $1 - \gamma$  a celý odčítame od predchádzajúcej rovnice. Po jednoduchej úprave potom dostaneme:

$$y_t = \gamma \eta + \gamma \beta_0 x_t + (1 - \gamma) y_{t-1} + u_t - (1 - \gamma) u_{t-1} = \eta + \beta_0 x_t + (1 - \gamma) y_{t-1} + v_t$$

$$\text{pričom } v_t = u_t - (1 - \gamma) u_{t-1}. \quad (2.17)$$

Podobnosť medzi modelom s adaptívnymi očakávaniami a Koyckovým modelom je zjavná (obidva sú autoregresné), ale treba si uvedomiť že koeficienty sa v obidvoch modeloch interpretujú rozdielne.<sup>63</sup>

### 2.2.7 Metóda inštrumentálnych premenných

Táto metóda sa pokúša vyriešiť problém s koreláciou vysvetľujúcej premennej  $y_{t-1}$  a náhodnej zložky. Podstata riešenia je snaha nájsť náhradu za premennú  $y_{t-1}$ , ktorá by

<sup>62</sup> D. R. GUJARATI: *Basic Econometrics, fourth edition - The McGraw-Hill Companies, 2004, ISBN-13: 978-0070597938, s.670*

<sup>63</sup> D. R. GUJARATI: *Basic Econometrics, fourth edition - The McGraw-Hill Companies, 2004, ISBN-13: 978-0070597938, s.671*



spĺňala dve vlastnosti: náhradná premenná  $Z$  by bola vysoko korelovaná s premennou  $y_{t-1}$ , ktorú má nahradiť, a zároveň by nebola korelovaná s náhodnou zložkou  $v_t$ :<sup>64</sup>

$$\text{cov}(z_t v_t) = 0, \quad \text{cov}(z_t y_{t-1}) \neq 0$$

Premennú, ktorá spĺňa tieto požiadavky nazývame *inštrumentálna premenná*, a označujeme ju písmenom  $Z$ . V autoregresnom modeli prvého rádu, ktorý sme získali Koyckovou transformáciou, sa ako inštrumentálna premenná odporúča využiť  $x_{t-1}$ . Premennú  $x$  nemôžeme použiť ako inštrument pre  $y_{t-1}$ , a to z dôvodu že je inštrumentálnou premennou sebe samej. Pri očakávaní, že hodnota  $y$  závisí od hodnoty  $x$  zároveň očakávame, že  $y_{t-1}$  bude závislá od  $x_{t-1}$ . Ak premenná  $x$  nebola korelovaná s náhodnou zložkou, to isté platí aj pre  $x_{t-1}$ .

Nájdenie adekvátnej inštrumentálnej premennej je zložitý proces, a z tohto dôvodu je na odhad parametrov odporúčaná alternatívna metóda maximálnej vierohodnosti. Jedným zo spôsobov na získanie vhodných inštrumentov je odhad modelu, v ktorom by bola závislá premenná vysvetľovaná všetkými premennými, ktoré nie sú korelované s náhodnou zložkou. V tomto modeli následne vyrátame vyrovnané hodnoty závislej premennej, oneskoríme ich, a následne ich dosadíme do pôvodného modelu namiesto problémovej premennej.<sup>65</sup>

V publikácii *Ekonometrické modelovanie s aplikáciami* je uvedený nasledovný príklad celého postupu:<sup>66</sup>

1. Ako vzorový model si vyberieme autoregresný model prvého rádu so vzájomne korelovanou náhodnou zložkou  $u_t$  :

$$y_t = \eta + \beta_0 x_t + \dots + \beta_k x_{tk} + \alpha_1 y_{t-1} + u_t$$

2. Odhad modelu. Závislá premenná  $y$  je vysvetľovaná všetkými premennými, tie sú nekorelované s náhodnou zložkou  $x_1, x_2, \dots, x_k$ .

$$y_t = \pi + \pi_0 x_t + \dots + \pi_k x_{tk} + v_t$$

<sup>64</sup> A. LUKÁČIKOVÁ A KOL.: *Ekonometrické modelovanie s aplikáciami* – Vydavateľstvo Ekonóm, 2008, ISBN 978-80-225-2614-2, s.181

<sup>65</sup> A. LUKÁČIKOVÁ A KOL.: *Ekonometrické modelovanie s aplikáciami* – Vydavateľstvo Ekonóm, 2008, ISBN 978-80-225-2614-2, s.182

<sup>66</sup> A. LUKÁČIKOVÁ A KOL.: *Ekonometrické modelovanie s aplikáciami* – Vydavateľstvo Ekonóm, 2008, ISBN 978-80-225-2614-2, s.182

3. Výpočet vyrovnaných hodnôt závislej premennej  $\hat{y}$ .

4. Dosadenie oneskorených hodnôt  $\hat{y}_{t-1}$  do pôvodného modelu namiesto  $y_{t-1}$ .

$$y_t = \eta + \beta_0 x_t + \dots + \beta_k x_{tk} + \alpha_1 \hat{y}_{t-1} + u_t \quad (2.18)$$

Výsledkom takéhoto postupu sú konzistentné odhady parametrov autoregresného modelu.

### 2.2.8 Detekcia autokorelácie

Autokoreláciou náhodnej zložky sa nazýva nesplnenie predpokladu, že náhodné zložky z dvoch rôznych ľubovoľných pozorovaní nie sú vzájomne korelované. Splnenie tohto predpokladu je potrebné pre efektívnosť estimátora najmenších štvorcov, teda aby odhady rozptylov parametrov neboli skreslené. Autokorelácia náhodných zložiek môže vyplývať z povahy skúmaného problému, ale môže byť spôsobená aj inými faktormi, ako sú nesprávna špecifikácia alebo úprava (vyrovnávanie) údajov predchádzajúca ich analýze.<sup>67</sup>

#### Durbin - Watsonov test

Testovaniu prítomnosti autokorelácie v autoregresných modeloch je potrebné venovať zvýšenú pozornosť. Na testovanie autokorelácie prvého rádu sa využíva Durbinov- Watsonov test (DW test), ktorý má tvar:<sup>68</sup>

$$D = \frac{\sum_{t=2}^n (\varepsilon_t - \varepsilon_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^n \varepsilon_t^2} \quad (2.19)$$

kde  $D$  = testovacia DW štatistika

$\varepsilon_t$  = reziduály (odhady náhodných zložiek)

Tento test je ale často nepostačujúci, a to z dôvodu prítomnosti oneskorenej vysvetľovanej premennej  $y_{t-1}$  medzi vysvetľujúcimi premennými.<sup>69</sup>

<sup>67</sup> M. LUKÁČIK A KOL.: *Ekonometrické modelovanie v programoch Eviews a Gretl* – Vydavateľstvo Ekonóm, 2011, ISBN 978-80-225-3320-1, s.195

<sup>68</sup> XLSTAT: Durbin Watson test [online][cit. 11.4.2017] Dostupné na Interneti: <<https://www.xlstat.com/en/solutions/features/durbin-watson-test> >

Preto Durbin navrhol iný test na testovanie prítomnosti autokorelácie prvého rádu, ktorý sa robí na veľkom počte vzoriek a nazýva sa h – štatistika:<sup>70</sup>

$$h = \hat{\rho} \sqrt{\frac{n}{1 - n[\text{var}(\lambda)]}} \quad (2.20)$$

kde  $\hat{\rho}$  = odhad koeficientu autokorelácie

$n$  = veľkosť vzorky (počet pozorovaní)

$\text{var}(\lambda)$  = odhad rozptylu koeficientov oneskorenej vysvetľovanej premennej  $y_{t-1}$

Pri používaní h – štatistiky je potrebné si uvedomiť niektoré vlastnosti tohto testovania:

1. Nezáleží, koľko premenných  $x$  alebo koľko oneskorených hodnôt  $x$  obsahuje model. Na vypočítanie  $h$  potrebujeme iba posúdiť rozptyl koeficientu oneskorenej premennej  $y_{t-1}$ .
2. Test nie je možné použiť v prípade, ak hodnota  $[n \text{ var}(\hat{\alpha}_2)]$  je väčšia ako 1.
3. Keďže tento test je založený na veľkom počte pozorovaní, jeho využitie pri modeloch s menším počtom pozorovaní nie je vhodné, ako preukázali vo svojich publikáciách Inder a Kiviet.<sup>71</sup>
4. Väčšina odborníkov odporúča používať Breusch – Godfreyov test (BG test), ktorý je považovaný za štatisticky silnejší.<sup>72</sup>

Samotný test autokorelácie prvého rádu pozostáva z nasledujúcich krokov:

1. Vychádzajme z jednoduchého autoregresného regresného modelu:

$$y_t = \eta + \beta x_t + \alpha y_{t-1} + u_t$$

Ako prvé odhadneme parametre modelu, čím získame reziduá a rozptyl parametra pri vysvetľujúcej premennej  $y_{t-1}$ .

2. Vypočítame DW štatistiku.

3. Vypočítame h-štatistiku.

---

<sup>69</sup> Z. IVANIČOVÁ A KOL.: *Ekonometrické modelovanie* – Vydavateľstvo Ekonóm, 2012, ISBN 978-80-225-3381-2, s.120

<sup>70</sup> D. R. GUJARATI: *Basic Econometrics, fourth edition* - The McGraw-Hill Companies, 2004, ISBN-13: 978-0070597938, s.680

<sup>71</sup> J. F. KIVET: *On the Vigour of Some Misspecification Tests for Modelling Dynamic Relationships* - The Society for Economic Analysis Limited, 1986, s.241

<sup>72</sup> D. R. GUJARATI: *Basic Econometrics, fourth edition* - The McGraw-Hill Companies, 2004, ISBN-13: 978-0070597938, s.681

4. Na záver porovnáme  $h$  – štatistiku s kritickou hodnotou, a to nasledovne:

a)  $H_0 : \rho = 0$  akceptujeme, ak  $h < | \text{kritická hodnota} | N(0,1)$

b)  $H_0 : \rho \neq 0$  akceptujeme, ak  $h > | \text{kritická hodnota} | N(0,1)$  <sup>73</sup>

### Breusch Godfreyov test

Tento test, známy aj pod menom LM test bol vyvinutý Breuschom a Godfreyom a možno ho využiť aj v prípade stochastických regresorov a pre autoregresné schémy vyšších rádov, a je preto všeobecnejší ako DW test.<sup>74</sup> Potupnosť pri testovaní je nasledovná:

1. Vychádzajme z modelu:

$$y_t = \eta + \beta_0 x_t + \beta_1 x_{t-1} + \dots + \beta_k x_{t-k} + u_t$$

Ďalej predpokladajme, že náhodné poruchy sú generované autoregresnou schémou  $r$ -tého rádu  $AR(r)$ :

$$u_t = \rho_1 u_{t-1} + \rho_2 u_{t-2} + \dots + \rho_r u_{t-r} + \varepsilon_t$$

pričom  $\varepsilon_t$  je „slušná“ náhodná veličina,  $\varepsilon_t \sim N(0, \delta_\varepsilon^2)$  <sup>75</sup>

2. Testovanie nulovej hypotézy  $H_0 : \rho_1 = \rho_2 = \rho_3 = \dots = 0$  v porovnaní s alternatívou, že aspoň pre jedno  $i$  je  $\rho_i$  odlišné od nuly. Testovací postup je nasledovný :

- parametre modelu odhadneme metódou najmenších štvorcov a vypočítame reziduály  $e_t$ .

- v autoregresnej schéme nahradíme náhodné poruchy reziduálmi a zaradíme do nej vysvetľujúce premenné  $x$ , vďaka čomu dostaneme pomocnú regresnú rovnicu:

$$e_t = \alpha_0 + \beta_0 x_t + \dots + \beta_k x_{t-k} + \rho_1 e_{t-1} + \rho_2 e_{t-2} + \dots + \rho_r e_{t-r} \quad (2.21)$$

Zahrnutím oneskorených reziduálov sa počet dostupných pozorovaní pre pomocnú rovnicu zníži na  $n-r$ .

<sup>73</sup>Z. IVANIČOVÁ A KOL.: *Ekonometrické modelovanie* – Vydavateľstvo Ekonóm, 2012, ISBN 978-80-225-3381-2, s.120

<sup>74</sup>M. HATRÁK: *Ekometria – Iura Edition*, 2007, ISBN 978-80-807-8150-7, s. 203

<sup>75</sup>M. HATRÁK: *Ekometria – Iura Edition*, 2007, ISBN 978-80-807-8150-7, s. 203

- odhadneme parametre pomocnej regresnej rovnice a vypočítame koeficient determinácie  $R^2$ .

Breusch a Godfrey ukázali, že ak je výber dostatočne veľký, má štatistika  $(n-r)R^2$  pri platnosti nulovej hypotézy  $\chi^2$  rozdelenie s  $r$  stupňami voľnosti:  $(n-r)R^2 \sim \chi_{(r)}^2$ . Ak hodnota tejto štatistiky prevyšuje kritickú hodnotu  $\chi^2$  rozdelenia s  $r$  stupňami voľnosti na zvolenej hladine významnosti  $\alpha$ , teda ak:

$$(n-r)R^2 > \chi_{(r)}^2$$

zamietame nulovú hypotézu v prospech alternatívnej hypotézy, že aspoň jedno  $\rho_i$  je štatisticky významne odlišné od nuly.<sup>76</sup>

## 2.3 Metódy skúmania

Predmetom diplomovej práce je využitie dynamických modelov pri modelovaní makroekonomických vzťahov. Diplomová práca vychádza z vedecko-výskumnej činnosti slovenských, ale aj zahraničných autorov. Títo autori v rôznych publikáciách podrobne skúmajú problematiku dynamických modelov, ich teoretické základy ako aj ich praktické využitie. Pri tvorbe diplomovej práce sme čerpali z vedomostí, ktoré sme nadobudli pri osobných konzultáciách, ale aj študovaním mnohých zdrojov, ako sú napríklad knižné publikácie či rôzne internetové zdroje.

**Metóda pozorovania** ako jedna zo základných vedeckých metód spočíva v systematickom a účelnom vnímaní predmetu a javu riešeného problému. Pozorovanie má široké uplatnenie hlavne pri vnímaní vonkajších stránok riešeného problému napríklad porovnávanie konkrétnych procesov, a taktiež pri zhromažďovaní faktických údajov o kvalitatívnej a kvantitatívnej stránke skúmaného problému.<sup>77</sup>

Vedecká metóda **syntéza** je charakterizovaná ako proces zisťovania súvislostí medzi vyčlenenými prvkami, znakmi, protikladmi, ich prepojenie a následnú reprodukciu skúmanej udalosti s ich podstatnými znakmi a vzťahmi. Syntéza umožňuje sledovať

---

<sup>76</sup>M. HATRÁK: *Ekonometria – Iura Edition*, 2007, ISBN 978-80-807-8150-7, s. 204

<sup>77</sup>TRILOBIT, *Vedecké metódy*. [online][cit. 28.4.2017] Dostupné na Internete: <<http://trilobit.fai.utb.cz/vedecke-metody>>

vzťahy medzi faktami, charakter vzájomných súvislostí medzi nimi, odhaľovať príčiny, funkčnú závislosť, postupnosť etáp či tendenciu vývoja skúmaného javu.<sup>78</sup>

**Metóda abstrakcie** je veľmi využívanou vedeckou metódou v spoločenskom, ale i v technickom prostredí. Bližšie túto metódu môžeme charakterizovať ako odhliadnutie, myšlienkové odlučovanie vlastností, súvislostí a vzťahov, ktoré sťažujú prenikanie do skúmaného problému. To znamená, že každý skúmaný problém má nekonečné množstvo znakov, súvislostí a vzťahov a pri skúmaní konkrétneho procesu sú zväčša dôležité tieto typické súvislosti a vzťahy a stranou sa ponechávajú mnohotvárne podrobnosti, ktoré vzhľadom na stanovený cieľ neprinášajú podstatné informácie.<sup>79</sup>

**Metódu zovšeobecňovania**, označovaná aj ako protikladná metóda k metóde abstrakcie. Táto metóda je charakterizovaná myšlienkovým prechodom od jedinečného k všeobecnému, pomocou zjednocovania údajov na základe jedného alebo viacerých zhodných znakov. Základom tejto metódy je všeobecnosť súvislostí reálnych predmetov a javov, vzájomná súvislosť jedinečného a všeobecného vo všetkých reálne existujúcich udalostiach.<sup>80</sup>

**Metóda interview** patrí medzi jednu z najpoužívanějších výskumných metód. Väčšinou sa realizuje priamym kontaktom medzi výskumníkom a skúmanou osobou, hoci v súčasnosti sa stále viac začínajú uplatňovať aj nepriame formy, napr. telefonické alebo on-line interview. Výskumné interview je vedecká metóda, ktorá je vopred naplánovaná. Je to asymetrická situácia, t.j. výskumník vedie rozhovor a kladie otázky a respondent na ne odpovedá. Odpovede si výskumník zaznamenáva a neskôr ich vyhodnotí. Interview umožňuje zachytiť nielen fakty, ale i hlbšie preniknúť do motívov a postojov respondentov. Možno pri ňom sledovať aj vonkajšie reakcie respondenta a podľa nich usmerňovať ďalší priebeh interview.<sup>81</sup>

---

<sup>78</sup>TRILOBIT, Vedecké metódy.[online][cit. 28.4.2017] Dostupné na Internet: <<http://trilobit.fai.utb.cz/vedecke-metody>>

<sup>79</sup>TRILOBIT: Vedecké metódy.[online][cit. 28.4.2017] Dostupné na Internet: <<http://trilobit.fai.utb.cz/vedecke-metody>>

<sup>80</sup>TRILOBIT: Vedecké metódy.[online][cit. 28.4.2017] Dostupné na Internet: <<http://trilobit.fai.utb.cz/vedecke-metody>>

<sup>81</sup>ELEKTRONICKÁ UČEBNICA PEDAGOGICKÉHO VÝSKUMU: Interview. [online][cit. 3.5.2017] Dostupné na Internet: <<http://www.e-metodologia.fedu.uniba.sk/index.php/kapitoly/interview.php?id=i14>>

### 3. Výsledky práce

V tretej časti diplomovej práce prakticky ukážeme analýzu makroekonomických vzťahov využitím dynamických ekonometrických modelov. Ekonometrické modelovanie budeme vykonávať vo voľne dostupnom programe Gretl. Pri samotnom modelovaní vzťahov si tak súčasne čiastočne ukážeme využitie informačných systémov v ekonometrii.

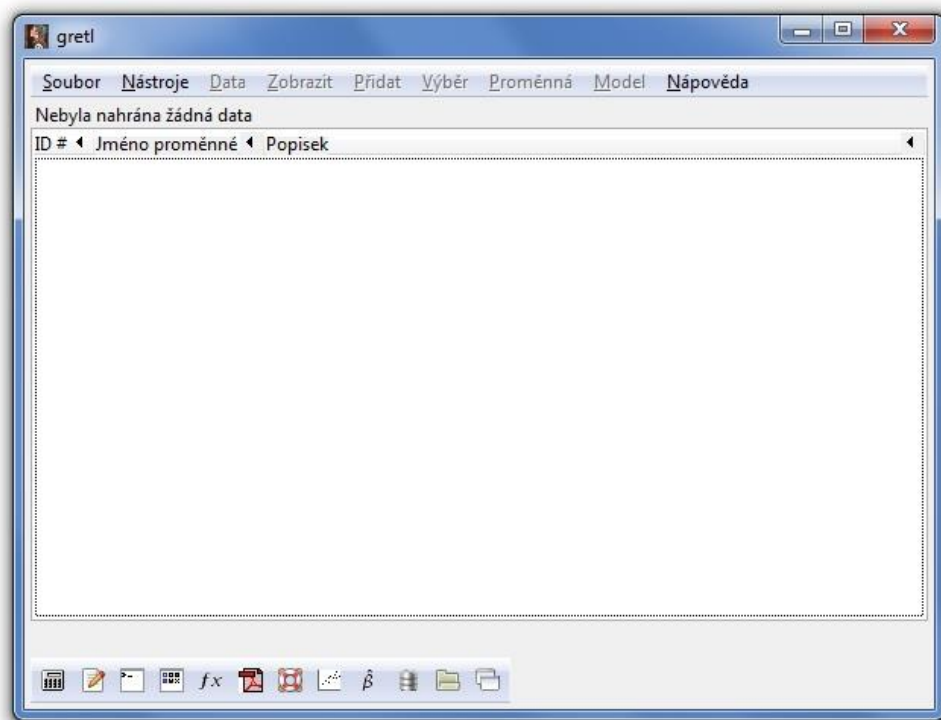
#### 3.1 Gretl

Program Gretl je softvérový produkt, ktorý uľahčuje realizáciu bežných aj zložitejších ekonometrických metód. Tento softvér je voľne dostupný na webovej stránke <http://gretl.sourceforge.net>.<sup>82</sup> Názov Gretl je vlastne skratkou anglických slov Gnu Regression, Econometrics and Time series Library. Import údajov do tohto programu je veľmi jednoduchý, využiť možno buď rozsiahle ekonomické databázy, ktoré obsahuje samotný program, alebo je možný import vlastných údajov v rôznych formátoch (napr. CSV, XLS..). Vstupné údaje môžu byť vo forme prierezových údajov, časových radov alebo panelových dát. Ovládanie programu je možné vykonávať pomocou grafického rozhrania, ktoré značne sprehládňuje ovládanie, alebo pomocou príkazov písaných do príkazového riadka. Tento spôsob je síce rýchlejší, ale aj omnoho zložitejší, pretože vyžaduje od užívateľa, aby poznal ovládacie príkazy programu.

---

<sup>82</sup> M. LUKÁČIK A KOL.: *Ekonometrické modelovanie v programoch Eviews a Gretl* – Vydavateľstvo Ekonóm, 2011, ISBN 978-80-225-3320-1, s.23

**Obrázok 1:** Pracovné prostredie programu Gretl



**Zdroj:** Vlastná tvorba

### 3.2 Analýza vplyvu veľkosti HDP Slovenskej republiky na konečnú spotrebu domácností

Dynamická analýza údajov z ekonomických časových radov má oproti statickým údajom niekoľko výhod. Jednou z najväčších výhod dynamických modelov je, že pri správne zvolených vstupných premenných umožňujú analyzovať nielen okamžité reakcie premenných na uskutočnené zmeny, ale umožňujú aj skúmať reakcie s časovým odstupom. Ak dochádza k reakcii na zmeny postupne, je vďaka dynamickým modelom možné sledovať zmeny vo viacerých obdobiach, prípadne získať agregáciu zmien za nami želané obdobie.<sup>83</sup> V nasledujúcej časti diplomovej práce budeme pomocou dynamických modelov skúmať závislosť konečnej spotreby domácností Slovenskej republiky od hrubého domáceho produktu SR. Ako vstupné údaje nám poslúžia štvrťročné časové rady za roky 2008 – 2016. Vstupné údaje sme získali z databáz Štatistického úradu Slovenskej

<sup>83</sup> A. LUKÁČIKOVÁ A KOL.: *Ekonometrické modelovanie s aplikáciami* – Vydavateľstvo Ekonóm, 2008, ISBN 978-80-225-2614-2, s.174



republiky.<sup>84</sup> HDP v modeli je udávané v bežných cenách a je vyjadrené v miliónoch Eur. Spotreba vyjadruje konečnú spotrebu domácností podľa klasifikácie individuálnej spotreby (COICOP) v miliónoch Eur bežných cien. Tabuľka vstupných údajov sa nachádza na konci tejto práce ako Príloha 1:

### 3.2.1 Statický model

Na odhad modelu konečnej spotreby domácností modelu využijeme jednoduchý vzťah:

$$y_t = \eta + \beta_0 x_t + u_t$$

kde  $y_t$  = konečná spotreba domácností v čase  $t$

$x_t$  = HDP v čase  $t$

**Obrázok 2:** Statický model konečnej spotreby domácností  $y_t = \eta + \beta_0 x_t + u_t$  v programe Gretl

|       | koeficient | směr. chyba | t-podíl | p-hodnota     |
|-------|------------|-------------|---------|---------------|
| const | 4492,24    | 373,949     | 12,01   | 8,73e-014 *** |
| HDP   | 0,308977   | 0,0205339   | 15,05   | 1,35e-016 *** |

|                                    |           |
|------------------------------------|-----------|
| Střední hodnota závisle proměnné   | 10098,31  |
| Sm. odchylka závisle proměnné      | 525,8480  |
| Součet čtverců reziduí             | 1263564   |
| Sm. chyba regrese                  | 192,7788  |
| Koeficient determinace             | 0,869440  |
| Adjustovaný koeficient determinace | 0,865600  |
| F(1, 34)                           | 226,4175  |
| P-hodnota(F)                       | 1,35e-16  |
| Logaritmus věrohodnosti            | -239,4685 |
| Akaikovo kritérium                 | 482,9370  |
| Schwarzovo kritérium               | 486,1040  |
| Hannan-Quinnovo kritérium          | 484,0424  |
| rho (koeficient autokorelace)      | 0,340967  |
| Durbin-Watsonova statistika        | 1,224444  |

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

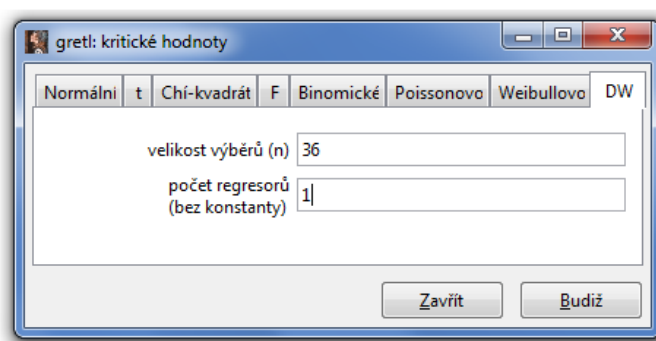
**Zdroj:** Vlastný výpočet

<sup>84</sup> ŠTATISTICKÝ ÚRAD SLOVENSKEJ REPUBLIKY: Databázy [online][cit. 20.4.2017] Dostupné na Internetu: <<https://slovak.statistics.sk>>

Z odhadnutých parametrov statického modelu konečnej spotreby domácností, ktorý má tvar  $\hat{y}_t = 4492,24 + 0,3089x_t$  vyplýva, že nárast HDP o jeden milión Eur vyvolá nárast konečnej spotreby domácností v priemere o 0,3089 milióna Eur.

Z výstupných údajov taktiež vidíme, že odhadnuté parametre  $\eta$  a  $\beta_0$  sú štatisticky významné na hladine významnosti 1%. Následne model otestujeme na prítomnosť autokorelácie. Tabuľku kritických hodnôt poskytuje priamo Gretl v menu Nástroje → Statistické tabuľky → DW, kde do veľkosti výberu zadáme počet pozorovaní a počet regresorov je počet nezávislých premenných (bez konštanty).

**Obrázok 3:** Zadávanie údajov pre výpočet kritických hodnôt DW rozloženia v Gretli



**Zdroj:** Vlastný výpočet

Porovnaním D-W štatistiky  $DW = 1,2244$  s kritickými hodnotami pre testovanie (5% kritické hodnoty pro Durbin-Watsonovu statistiku,  $n = 36$ ,  $k = 1$ ,  $dL = 1,4107$ ,  $dU = 1,5245$ ) zamietame hypotézu o neprítomnosti autokorelácie a potvrdzujeme jej prítomnosť. V ďalšej časti si model konečnej spotreby domácností zdynamizujeme. Dynamizácia modelu pomáha vernejšie zachytiť vzťahy medzi premennými, a taktiež môže viesť k odstráneniu autokorelácie v modeli.

### 3.2.2 Dynamický model s rozloženým oneskorením

Vychádzajme z predpokladu, že rast HDP sa na raste konečnej spotreby neprejaví okamžite, ale s určitým oneskorením, a preto pridáme do modelu oneskorené premenné  $x_{t-s}$  z predchádzajúcich období, podľa vzťahu (2.2):

$$y_t = \eta + \beta_0 x_t + \beta_1 x_{t-1} + \dots + \beta_s x_{t-s} + u_t$$

kde  $y_t$  = konečná spotreba domácností v čase  $t$

$x_{t-s}$  = HDP v čase  $t-s$

Na prvý pohľad ale nie je zrejmé, koľko oneskorených období je najvýhodnejšie zahrnúť do modelu, a preto vykonáme za týmto účelom analýzu. Analýza spočíva v zahrnutí väčšieho počtu oneskorených premenných  $x_{t-s}$  do modelu, ich postupným odoberaním a následnom testovaní týchto modelov pomocou koeficientu determinácie  $R^2$ , Akaikovho kritéria a Schwarzovho kritéria.<sup>85</sup> Akaikovo kritérium pomáha pri rozhodovaní, či zaradenie ďalšej vysvetľujúcej premennej zlepšilo model, t.j. určiť, ktorý z dvoch konkurenčných modelov treba preferovať (overuje špecifikáciu ekonometrického modelu).<sup>86</sup> Schwarzove (Schwarz - Bayesove) kritérium je ďalším kritériom, ktoré overuje špecifikáciu ekonometrického modelu.<sup>87</sup> Pri porovnávaní viacerých modelov preferuje ten, ktorý má obidve kritériá čo najnižšie.

Na nasledujúcich obrázkoch je ukážka výstupov z programu Gretl pri zavedení jednej a troch oneskorených premenných:

---

<sup>85</sup> Z. IVANIČOVÁ A KOL.: *Ekonometrické modelovanie* – Vydavateľstvo Ekonóm, 2012, ISBN 978-80-225-3381-2, s.105

<sup>86</sup> EL-DÚM: *Slovníky* [online][cit. 15.4.2017] Dostupné na Internet:

<<http://eldum.phil.muni.cz/mod/glossary/showentry.php?courseid=20&concept=Akaikeho+informa%C4%8Dn%C3%A9+krit%C3%A9rium>>

<sup>87</sup> EL-DÚM: *Slovníky* [online][cit. 15.4.2017] Dostupné na Internet:

<<http://eldum.phil.muni.cz/mod/glossary/showentry.php?courseid=20&concept=Schwarz-Bayesovo+krit%C3%A9rium>>

**Obrázok 4:** Model s jednou oneskorenou nezávislou premennou  $y_t = \eta + \beta_0 x_t + \beta_1 x_{t-1} + u_t$  v programe Gretl

|       | koeficient | směr. chyba | t-podíl | p-hodnota     |
|-------|------------|-------------|---------|---------------|
| const | 4022,26    | 300,050     | 13,41   | 1,12e-014 *** |
| HDP   | 0,218292   | 0,0218327   | 9,998   | 2,28e-011 *** |
| HDP_1 | 0,117897   | 0,0223913   | 5,265   | 9,18e-06 ***  |

|                                    |           |
|------------------------------------|-----------|
| Střední hodnota závisle proměnné   | 10124,74  |
| Sm. odchylka závisle proměnné      | 508,6891  |
| Součet čtverců reziduí             | 615779,9  |
| Sm. chyba regrese                  | 138,7196  |
| Koeficient determinace             | 0,930009  |
| Adjustovaný koeficient determinace | 0,925635  |
| F(2, 32)                           | 212,6011  |
| P-hodnota (F)                      | 3,32e-19  |
| Logaritmus věrohodnosti            | -220,7305 |
| Akaikovo kritérium                 | 447,4611  |
| Schwarzovo kritérium               | 452,1271  |
| Hannan-Quinnovo kritérium          | 449,0718  |
| rho (koeficient autokorelace)      | 0,238628  |
| Durbin-Watsonova statistika        | 1,254491  |

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

**Zdroj:** Vlastný výpočet

Odhad parametrov dynamického modelu konečnej spotreby domácností s jednou oneskorenou premennou  $x_{t-1}$ , ktorý má tvar  $\hat{y}_t = 4022,26 + 0,2182x_t + 0,1178x_{t-1}$  hovorí, že nárast HDP o jeden milión Eur vyvolá nárast konečnej spotreby domácností v priemere o 0,2128 milióna Eur.

Z výstupných údajov taktiež vidíme, že odhadnuté parametre  $\eta$ ,  $\beta_0$  aj  $\beta_1$  sú štatisticky významné na hladine významnosti 1%. Porovnaním D-W štatistiky  $DW = 1,2544$  s kritickými hodnotami pre testovanie (5% kritické hodnoty pro Durbin-Watsonovu štatistiku,  $n = 35$ ,  $dL = 1,3433$ ,  $dU = 1,5838$ ) zamietame hypotézu o neprítomnosti autokorelácie a potvrdzujeme jej prítomnosť.

**Obrázok 5:** Model s tromi nezávislými oneskorenými premennými:  $y_t = \eta + \beta_0 x_t + \beta_1 x_{t-1} + \beta_2 x_{t-2} + \beta_3 x_{t-3} + u_t$  v programe Gretl

|       | koeficient | směr. chyba | t-podíl | p-hodnota     |
|-------|------------|-------------|---------|---------------|
| const | 3613,75    | 188,014     | 19,22   | 1,15e-017 *** |
| HDP   | 0,195207   | 0,0183453   | 10,64   | 2,40e-011 *** |
| HDP_1 | 0,0827875  | 0,0203333   | 4,072   | 0,0003 ***    |
| HDP_2 | 0,0335129  | 0,0198098   | 1,692   | 0,1018        |
| HDP_3 | 0,0492787  | 0,0192469   | 2,560   | 0,0161 **     |

Střední hodnota závisle proměnné 10162,62  
Sm. odchylka závisle proměnné 496,1184  
Součet čtverců reziduí 145234,7  
Sm. chyba regrese 72,02051  
Koeficient determinace 0,981560  
Adjustovaný koeficient determinace 0,978926  
F(4, 28) 372,6192  
P-hodnota(F) 7,75e-24  
Logaritmus věrohodnosti -185,2534  
Akaikovo kritérium 380,5067  
Schwarzovo kritérium 387,9892  
Hannan-Quinnovo kritérium 383,0244  
rho (koeficient autokorelace) 0,030907  
Durbin-Watsonova statistika 1,851095  
zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Pomine-li se konstanta, p-hodnota byla nejvyšší pro proměnnou 4 (HDP\_2)

**Zdroj:** Vlastný výpočet

Odhadnutý model má tvar  $\hat{y}_t = 3613,75 + 0,1952x_t + 0,0827x_{t-1} + 0,0335x_{t-2} + 0,0492x_{t-3}$ .

Z výstupných údajov ďalej vidíme, že odhadnuté parametre  $\eta$ ,  $\beta_0$  a  $\beta_1$  sú štatisticky významné na hladine významnosti 1%, parameter  $\beta_2$  je štatisticky nevýznamný a parameter  $\beta_3$  je štatisticky významný na hladine významnosti 5%.

V nasledujúcej tabuľke si porovnaním zvolených parametrov stanovíme, koľko oneskorených nezávislých premenných je optimálne zaviesť do modelu konečnej spotreby domácnosti:

**Tabuľka 1:** Porovnanie výstupných hodnôt modelu pri zavedení rôzneho počtu oneskorených premenných.

| Počet oneskorených premenných | 0        | 1        | 2        | 3        | 4        |
|-------------------------------|----------|----------|----------|----------|----------|
| $\eta$                        | 4492,24  | 4022,26  | 3677,61  | 3613,75  | 3570,46  |
| $x$                           | 0,3089   | 0,2182   | 0,2309   | 0,1952   | 0,18957  |
| $x_{t-1}$                     | -        | 0,1178   | 0,0461   | 0,0827   | 0,0805   |
| $x_{t-2}$                     | -        | -        | 0,0793   | 0,0335   | 0,0358   |
| $x_{t-3}$                     | -        | -        | -        | 0,0492   | 0,0478   |
| $x_{t-4}$                     | -        | -        | -        | -        | 0,0094   |
| Koeficient determinácie $R^2$ | 0,8694   | 0,9300   | 0,9737   | 0,9815   | 0,9817   |
| Akaikovo kritérium            | 482,937  | 447,4611 | 401,5568 | 380,5067 | 371,5105 |
| Schwarzovo kritérium          | 484,0424 | 452,1271 | 0,0139   | 387,982  | 374,4256 |

**Zdroj:** Vlastný výpočet

Pri porovnaní zvolených testovacích štatistík v tabuľke sa javí ako najvhodnejšie riešenie zaviesť do modelu nezávislú premennú oneskorenú o štyri obdobia. Pri podrobnejšej analýze výsledkov sme ale zistili, že parameter  $\beta_4$  v modeli konečnej spotreby domácností so štyrmi oneskorenými premennými  $x_{t-5}$  je štatisticky nevýznamný. Rovnako koeficienty determinácie sú pri modeloch s tromi a štyrmi oneskorenými premennými  $x$  takmer identické. Zameriame sa teda na model s tromi oneskorenými premennými  $x_{t-5}$ . V predchádzajúcej analýze koeficientov sme dospeli k záveru, že koeficient  $\beta_2$  je štatisticky nevýznamný. Zamietame tak aj zavedenie troch oneskorených premenných do modelu a otestujeme štatistickú významnosť koeficientov pri zavedení dvoch oneskorených premenných – t.j.  $y_t = \eta + \beta_0 x_t + \beta_1 x_{t-1} + \beta_2 x_{t-2} + u_t$ .

**Obrázok 6:** Model s dvomi nezávislými oneskorenými premennými:  $y_t = \eta + \beta_0 x_t + \beta_1 x_{t-1} + \beta_2 x_{t-2} + u_t$  v programe Gretl

|       | koeficient | směr. chyba | t-podíl | p-hodnota     |
|-------|------------|-------------|---------|---------------|
| const | 3677,61    | 206,635     | 17,80   | 1,72e-017 *** |
| HDP   | 0,230944   | 0,0133368   | 17,32   | 3,64e-017 *** |
| HDP_1 | 0,0461767  | 0,0172464   | 2,677   | 0,0119 **     |
| HDP_2 | 0,0793192  | 0,0139864   | 5,671   | 3,51e-06 ***  |

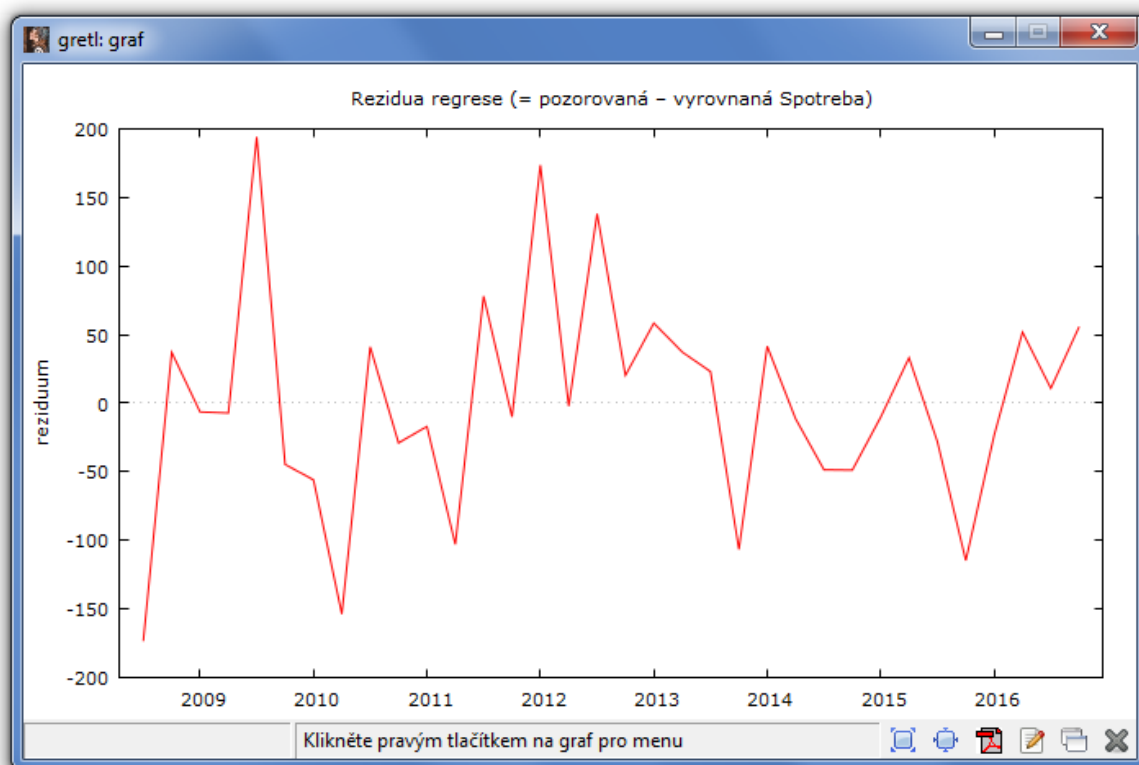
|                                    |           |
|------------------------------------|-----------|
| Střední hodnota závisle proměnné   | 10149,46  |
| Sm. odchylka závisle proměnné      | 494,5273  |
| Součet čtverců reziduí             | 211860,6  |
| Sm. chyba regrese                  | 84,03583  |
| Koeficient determinace             | 0,973748  |
| Adjustovaný koeficient determinace | 0,971123  |
| F(3, 30)                           | 370,9292  |
| P-hodnota (F)                      | 8,57e-24  |
| Logaritmus věrohodnosti            | -196,7784 |
| Akaikovo kritérium                 | 401,5568  |
| Schwarzovo kritérium               | 407,6623  |
| Hannan-Quinnovo kritérium          | 403,6389  |
| rho (koeficient autokorelace)      | -0,068567 |
| Durbin-Watsonova statistika        | 1,978517  |

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

**Zdroj:** Vlastný výpočet

Z analýzy údajov modelu vyplýva, že parametre  $\eta$ ,  $\beta_0$  a  $\beta_2$  sú štatisticky významné na hladine významnosti 1% a parameter  $\beta_1$  je štatisticky významný na hladine významnosti 5%. Po overení štatistickej významnosti parametrov model ešte otestujeme na prítomnosť autokorelácie. Porovnaním D-W štatistiky  $DW = 1,9787$  s kritickými hodnotami pre testovanie (5% kritické hodnoty pro Durbin-Watsonovu statistiku,  $n = 34$ ,  $k = 3$ ,  $dL = 1,2707$ ,  $dU = 1,6519$ ) zamietame hypotézu o prítomnosti autokorelácie a potvrdzujeme jej neprítomnosť. Na nasledujúcom obrázku zobrazíme priebeh reziduálov v čase:

**Graf 2:** Priebeh reziduálov v čase v modeli s dvoma oneskorenými premennými  $x_{t-s}$  v programe Gretl



**Zdroj:** Vlastný výpočet

Po analýze zavedenia počtu oneskorených premenných do modelu môžeme vyhlásiť, že najvhodnejšie je do modelu zaviesť dve oneskorené premenné  $x_{t-s}$ . Výsledný model tak má tvar :  $y_t = \eta + \beta_0 x_t + \beta_1 x_{t-1} + \beta_2 x_{t-2} + u_t$  a odhad jeho parametrov je  $\hat{y}_t = 3677,61 + 0,2309x_t + 0,0461x_{t-1} + 0,0793x_{t-2}$  čo interpretujeme tvrdením, že nárast HDP o jeden milión Eur vyvolá nárast konečnej spotreby domácností v priemere o 0,23 milióna Eur.

### 3.2.3 Autoregresný model

Konečná spotreba domácností, podobne ako väčšina ekonomických premenných vykazuje zotrvačnosť, preto do modelu ďalej zavedieme jej oneskorenú hodnotu a overíme vhodnosť jej pridania. Po zavedení autoregresnej premennej  $y_{t-s}$  si ale treba uvedomiť, že na testovanie prítomnosti autokorelácie už budeme využívať Breusch – Godfreyov test, ktorý nám súčasne umožňuje testovanie prítomnosti autokorelácie vyšších rádov.



Ako prvý skúsime otestovať model iba s pridaním autoregresnej premennej  $y_{t-1}$  :

$$y_t = \eta + \alpha_0 y_{t-1} + \beta_0 x_t + \beta_1 x_{t-1} + \beta_2 x_{t-2} + u_t$$

**Obrázok 7:** Model s autoregresným členom a dvomi nezávislými oneskorenými premennými:  $y_t = \eta + \alpha_0 y_{t-1} + \beta_0 x_t + \beta_1 x_{t-1} + \beta_2 x_{t-2} + u_t$  v programe Gretl

|            | koeficient | směr. chyba | t-podíl | p-hodnota |     |
|------------|------------|-------------|---------|-----------|-----|
| const      | 2677,84    | 481,653     | 5,560   | 5,36e-06  | *** |
| HDP        | 0,213369   | 0,0147104   | 14,50   | 7,96e-015 | *** |
| HDP_1      | 0,00224597 | 0,0252359   | 0,08900 | 0,9297    |     |
| HDP_2      | 0,0461719  | 0,0196384   | 2,351   | 0,0257    | **  |
| Spotreba_1 | 0,268641   | 0,118494    | 2,267   | 0,0310    | **  |

|                                    |           |
|------------------------------------|-----------|
| Střední hodnota závisle proměnné   | 10149,46  |
| Sm. odchylka závisle proměnné      | 494,5273  |
| Součet čtverců reziduí             | 179964,4  |
| Sm. chyba regrese                  | 78,77606  |
| Koeficient determinace             | 0,977701  |
| Adjustovaný koeficient determinace | 0,974625  |
| F(4, 29)                           | 317,8717  |
| P-hodnota(F)                       | 1,70e-23  |
| Logaritmus věrohodnosti            | -194,0045 |
| Akaikovo kritérium                 | 398,0090  |
| Schwarzovo kritérium               | 405,6408  |
| Hannan-Quinnovo kritérium          | 400,6117  |
| rho (koeficient autokorelace)      | -0,321746 |
| Durbinovo h                        | -2,595155 |

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Pomine-li se konstanta, p-hodnota byla nejvyšší pro proměnnou 3 (HDP\_1)

**Zdroj:** Vlastný výpočet

Analyzovaním štatistickej významnosti parametrov a zistením, že parameter  $\beta_1$  je štatistický nevýznamný sme dospeli k záveru, že nami zvolená kombinácia nezávislých premenných nie je vhodná na zavedenie do modelu konečnej spotreby domácností, pokúsime sa teda zvoliť inú kombináciu nezávislých premenných. Keďže parameter  $\beta_1$  je štatisticky nevýznamný, nezaradíme do modelu premennú  $x_{t-1}$ , čím dostaneme vzťah  $y_t = \eta + \alpha_0 y_{t-1} + \beta_0 x_t + \beta_2 x_{t-2} + u_t$ , ktorého parametre si otestujeme.

**Obrázok 8:** Model s autoregresným členom a jednou nezávislou oneskorenou premennou:

$y_t = \eta + \alpha_0 y_{t-1} + \beta_0 x_t + \beta_2 x_{t-2} + u_t$  v programe Gretl

|            | koeficient | směr. chyba | t-podíl | p-hodnota     |
|------------|------------|-------------|---------|---------------|
| const      | 2648,05    | 340,601     | 7,775   | 1,13e-08 ***  |
| HDP        | 0,213296   | 0,0144422   | 14,77   | 2,65e-015 *** |
| HDP_2      | 0,0456201  | 0,0183230   | 2,490   | 0,0186 **     |
| Spotreba_1 | 0,276739   | 0,0746456   | 3,707   | 0,0008 ***    |

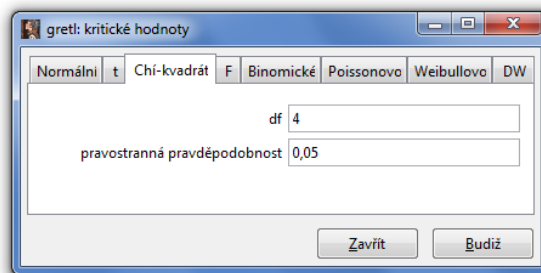
|                                    |           |
|------------------------------------|-----------|
| Střední hodnota závisle proměnné   | 10149,46  |
| Sm. odchylka závisle proměnné      | 494,5273  |
| Součet čtverců reziduí             | 180013,5  |
| Sm. chyba regrese                  | 77,46257  |
| Koeficient determinace             | 0,977695  |
| Adjustovaný koeficient determinace | 0,975464  |
| F(3, 30)                           | 438,3213  |
| P-hodnota (F)                      | 7,46e-25  |
| Logaritmus věrohodnosti            | -194,0092 |
| Akaikovo kritérium                 | 396,0183  |
| Schwarzovo kritérium               | 402,1238  |
| Hannan-Quinnovo kritérium          | 398,1005  |
| rho (koeficient autokorelace)      | -0,330137 |
| Durbinovo h                        | -2,138172 |

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

### Zdroj: Vlastný výpočet

Parametre  $\alpha_0$  a  $\beta_0$  sú štatisticky významné na hladine významnosti 1% a parameter  $\beta_2$  je štatisticky významný na hladine významnosti 5%, čím je splnená prvá podmienka a model si tak v ďalšom kroku otestujeme na prítomnosť autokorelácie. B-G test na prítomnosť autokorelácie n-tého rádu prebieha tak, že hodnotu B-G štatistiky  $TR^2$  odhadnutého modelu porovnávame s tabuľkovou hodnotou  $\chi^2_{0,05}(n)$  rozdelenia, pričom číslo v zátvorke nám udáva nami testovaný rád autokorelácie. Pokiaľ je B-G štatistika nižšia ako kritická hodnota  $\chi^2_{0,05}(n)$ , zamietame hypotézu o prítomnosti autokorelácie n-tého rádu. Všetky testovacie hodnoty pre zisťovanie autokorelácie nám pre odhadnutý model Gretl zobrazí v menu modelu Testy -> Autokorelace po zadaní rádu autokorelácie. Kritické hodnoty  $\chi^2$  rozloženia nám opäť poskytuje priamo Gretl v menu Nástroje -> Statistické tabulky -> Chí – kvadrát.

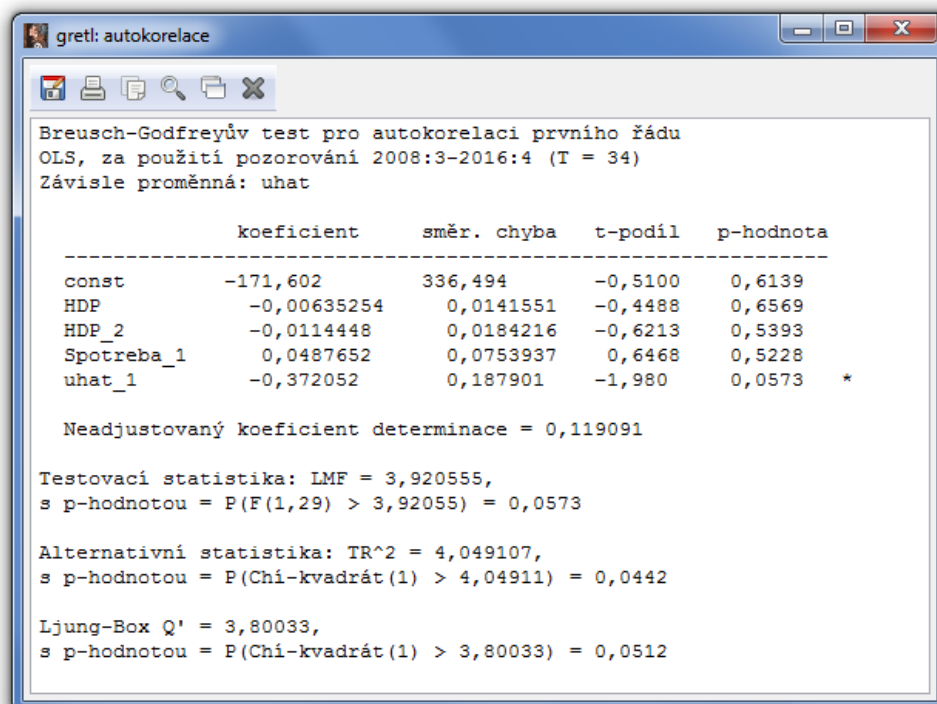
**Obrázok 9:** Zadávanie údajov pre výpočet kritickej hodnoty  $\chi^2$  rozloženia v Gretli



**Zdroj:** Vlastný výpočet

Ako prvú otestujeme prítomnosť autokorelácie prvého rádu, pretože ak sa v modeli vyskytuje autokorelácia prvého rádu. Autokoreláciu prvého rádu v modeli otestujeme porovnaním B-G štatistiky  $TR^2 = 4,049107$  a kritickej hodnoty  $\chi^2_{0,05}(1) = 3,8414$ . Na základe výsledkov porovnania zamietame hypotézu o neprítomnosti autokorelácie prvého rádu a potvrdzujeme jej prítomnosť, čo znamená, že opäť musíme skúsiť zaviesť do modelu inú kombináciu nezávislých oneskorených premenných.

**Obrázok 10:** B-G test prítomnosti autokorelácie prvého rádu pre model  $y_t = \eta + \alpha_0 y_{t-1} + \beta_0 x_t + \beta_2 x_{t-2} + u_t$  v programe Gretl



**Zdroj:** Vlastný výpočet

Po ďalšom testovaní viacerých modelov, štatistickej významnosti parametrov a vylúčení viacerých alternatív sme dospeli k záveru, že oneskorenie premennej  $y$  o jedno časové obdobie nebude postačujúce, nakoľko žiaden model s ľubovoľnou kombináciou nezávislých premenných  $x_{t-s}$  a  $y_{t-1}$  nie je bez autokorelácie. Skúsime preto pridať premennú  $y$  oneskorenú o dve obdobia a otestujeme vzťah  $y_t = \eta + \alpha_0 y_{t-2} + \beta_0 x_t + \beta_1 x_{t-1} + u_t$ . Ako prvé si v modeli opäť otestujeme štatistickú významnosť parametrov.

**Obrázok 11:** Model konečnej spotreby domácností  $y_t = \eta + \alpha_0 y_{t-2} + \beta_0 x_t + \beta_1 x_{t-1} + u_t$  v programe Gretl

|            | koeficient | směr. chyba | t-podíl | p-hodnota     |
|------------|------------|-------------|---------|---------------|
| const      | 2684,54    | 289,904     | 9,260   | 2,66e-010 *** |
| HDP        | 0,202663   | 0,0126800   | 15,98   | 3,21e-016 *** |
| HDP_1      | 0,0588521  | 0,0146534   | 4,016   | 0,0004 ***    |
| Spotreba_2 | 0,269338   | 0,0415333   | 6,485   | 3,63e-07 ***  |

Střední hodnota závisle proměnné 10149,46  
 Sm. odchylka závisle proměnné 494,5273  
 Součet čtverců reziduí 182776,4  
 Sm. chyba regrese 78,05476  
 Koeficient determinace 0,977352  
 Adjustovaný koeficient determinace 0,975087  
 F(3, 30) 431,5445  
 P-hodnota (F) 9,37e-25  
 Logaritmus věrohodnosti -194,2681  
 Akaikovo kritérium 396,5362  
 Schwarzovo kritérium 402,6416  
 Hannan-Quinnovo kritérium 398,6183  
 rho (koeficient autokorelace) -0,036022  
 Durbin-Watsonova statistika 2,025079

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

LM test pro autokorelaci až do řádu 1 -  
 Nulová hypotéza: žádná autokorelace  
 Testovací statistika: LMF = 0,0372963  
 s p-hodnotou = P(F(1,29) > 0,0372963) = 0,848209

**Zdroj:** Vlastný výpočet

Po otestovaní štatistickej významnosti parametrov môžeme konštatovať, že všetky parametre sú štatisticky významné na hladine významnosti 1% , a môžeme preto model otestovať na prítomnosť autokorelácie pomocou B-G testu. Ako prvé model otestujeme na prítomnosť autokorelácie prvého rádu. Porovnaním B-G štatistiky  $TR^2 = 0,043671$

a kritickej hodnoty  $\chi^2_{0,05}(1) = 3,84146$  zamietame hypotézu o prítomnosti autokorelácie prvého rádu a model môžeme otestovať na prítomnosť autokorelácie tretieho rádu. Keďže hodnota B-G štatistiky  $TR^2 = 0,733164$  a kritická hodnota  $\chi^2_{0,05}(3) = 7,81473$ , zamietame hypotézu o prítomnosti autokorelácie tretieho rádu. Na záver model otestujeme na prítomnosť autokorelácie štvrtého rádu, keďže vstupné údaje do modelu sú kvartálneho charakteru. Porovnaním B-G štatistiky  $TR^2 = 1,420995$  a kritickej hodnoty  $\chi^2_{0,05}(4) = 7,81473$  môžeme zamietnuť aj hypotézu o prítomnosti autokorelácie štvrtého rádu a model  $y_t = \eta + \alpha_0 y_{t-2} + \beta_0 x_t + \beta_1 x_{t-1} + u_t$  preto môžeme označiť za najvýhodnejší. Z odhadnutých parametrov modelu  $\hat{y} = 2684,64 + 0,2693y_{t-2} + 0,2026x_t + 0,0588x_{t-1}$  vyplýva, že nárast HDP o 1 milión Eur vyvolá nárast konečnej spotreby domácností v priemere o 0,2026 milióna Eur. Na záver ešte vypočítame pre odhadnutý model dlhodobý multiplikátor.

*Dlhodobý multiplikátor* predstavujúci celkovú reakciu závislej premennej na jednorazovú zmenu vysvetľujúcej premennej a je vyjadrený vzťahom:<sup>88</sup>

$$(\beta_0 + \beta_1 + \beta_2 + \dots + \beta_p) / (1 - \alpha_0 - \alpha_1 - \alpha_2 - \dots - \alpha_p)$$

t.j. v modeli konečnej spotreby domácností  $y_t = \eta + \alpha_0 y_{t-2} + \beta_0 x_t + \beta_1 x_{t-1} + u_t$  bude mať hodnotu  $(0,2026 + 0,0588) / (1 - 0,2693) = 0,3577$

V predchádzajúcom postupe sme si ukázali, ako môžeme model modifikovať a odstrániť z neho nežiadúcu autokoreláciu. Je potrebné si uvedomiť, že prítomnosť autokorelácie v autoregresných modeloch sa testuje pomocou Breusch – Godfreyovho testu. Testovaný model je potrebné otestovať na prítomnosť autokorelácie viacerých rádo, keďže neprítomnosť autokorelácie prvého rádu nevylučuje neprítomnosť autokorelácie vyšších rádo. Pri testovaní treba počítať aj s faktom, že s rastúcim množstvom nezávislých premenných nám rastie aj čas a počet potrebných pokusov na nájdenie najvýhodnejšieho vzťahu.

### 3.2.4 Model s adaptívnymi očakávaniami

Podľa teórie adaptívnych očakávaní sa jednotlivé trhové subjekty správajú prispôsobivo, pričom vychádzajú z predchádzajúceho vývoja ekonomiky a ekonomických veličín. Na zmeny vývoja sa tieto subjekty neprispôbujú okamžite a skokovo, ale

<sup>88</sup> M. LUKÁČIK A KOL.: *Ekonometrické modelovanie v programoch Eviews a Gretl* – Vydavateľstvo Ekonóm, 2011, ISBN 978-80-225-3320-1, s.193

zmeneným ekonomickým podmienkam a situácii prispôsobujú svoje ekonomické rozhodovanie postupne. To znamená, že ak napríklad ceny tovarov dlhodobo rástli v priemere o 4 %, a odrazu sa ich cena tento rok navýši o 12 %, subjekty budú očakávať budúci rok nárast cien o 5 %. Je to spôsobené faktom, že veľký význam pripisujú dlhodobým, starým informáciám, čo im zabraňuje pružne meniť svoje očakávania na základe nových informácií.<sup>89</sup> Na základe tejto teórie, ktorá je podrobne opísaná v časti (2.2.6) diplomovej práce, sa pokúsime závislosť konečnej spotreby domácností SR od HDP vyjadriť na základe vzťahu:

$$y_t = \eta + \beta_0 x_t^* + u_t$$

kde  $y_t$  = konečná spotreba domácností v čase t

$x_t^*$  = očakávané HDP v čase t

Otázkou ale ostáva, aké hodnoty očakávaného HDP použijeme v modeli, keďže presné hodnoty z budúcnosti nepoznáme. Riešením je tieto hodnoty odhadnúť na základe ich hodnôt z predchádzajúcich období. Celý postup odhadu máme taktiež podrobne vysvetlený v kapitole (2.2.6).

Na odhad modelu využijeme vzťah (2.17):

$$y_t = \eta + \beta_0 x_t + \lambda y_{t-1} + v_t$$

kde  $y_t$  = konečná spotreba domácností v čase t

$x_t$  = HDP v čase t

$y_{t-1}$  = konečná spotreba domácností v čase t-1

---

<sup>89</sup> EUROEKONÓM: Makroekonómia[online][cit. 15.4.2017] Dostupné na Internetu: <  
<http://www.euroekonom.sk/ekonomika/makroekonomika/teoria-racionalnych-ocakavani>>

**Obrázok 12:** Model konečnej spotreby domácností  $y_t = \eta + \beta_0 x_t + \lambda y_{t-1} + v_t$  v programe Gretl

|            | koeficient | směr. chyba | t-podíl | p-hodnota     |
|------------|------------|-------------|---------|---------------|
| const      | 1890,93    | 331,339     | 5,707   | 2,54e-06 ***  |
| HDP        | 0,188966   | 0,0151226   | 12,50   | 7,49e-014 *** |
| Spotreba_1 | 0,476232   | 0,0475385   | 10,02   | 2,17e-011 *** |

|                                    |           |
|------------------------------------|-----------|
| Střední hodnota závisle proměnné   | 10124,74  |
| Sm. odchylka závisle proměnné      | 508,6891  |
| Součet čtverců reziduí             | 277858,5  |
| Sm. chyba regrese                  | 93,18303  |
| Koeficient determinace             | 0,968418  |
| Adjustovaný koeficient determinace | 0,966444  |
| F(2, 32)                           | 490,6175  |
| P-hodnota(F)                       | 9,80e-25  |
| Logaritmus věrohodnosti            | -206,8044 |
| Akaikovo kritérium                 | 419,6089  |
| Schwarzovo kritérium               | 424,2749  |
| Hannan-Quinnovo kritérium          | 421,2196  |
| rho (koeficient autokorelace)      | -0,296298 |
| Durbinovo h                        | -1,826650 |

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

**Zdroj:** Vlastný výpočet

Z odhadu parametrov modelu vidíme, že všetky parametre sú štatisticky významné na hladine významnosti 1% . Môžeme teda pristúpiť na test prítomnosti autokorelácie. Najprv model otestujeme na prítomnosť autokorelácie prvého rádu. Porovnaním B-G štatistiky  $TR^2 = 3,0770$  a kritickej hodnoty  $\chi^2_{0,05}(1) = 3,84146$  zamietame hypotézu o prítomnosti autokorelácie prvého rádu a model môžeme otestovať na prítomnosť autokorelácie tretieho rádu. Keďže hodnota B-G štatistiky  $TR^2 = 5,7076$  a kritická hodnota  $\chi^2_{0,05}(3) = 7,81473$ , zamietame hypotézu o prítomnosti autokorelácie tretieho rádu. Na záver model otestujeme na prítomnosť autokorelácie štvrtého rádu, keďže vstupné údaje do modelu sú kvartálneho charakteru. Porovnaním B-G štatistiky  $TR^2 = 7,091$  a kritickej hodnoty  $\chi^2_{0,05}(4) = 7,81473$  môžeme zamietnuť aj hypotézu o prítomnosti autokorelácie štvrtého rádu. Výsledný odhad modelu  $\hat{y}_t = 1890,93 + 0,1889x_t + 0,4762y_{t-1}$  môžeme interpretovať tvrdením, že zvýšenie HDP o jeden milión Eur zapríčiní zvýšenie konečnej spotreby domácností v priemere o 0,1889 milióna Eur.

Koeficient očakávania  $\gamma$  vypočítame na základe vzorca  $\gamma = 1 - \lambda$ , t.j.  $\gamma = 1 - 0,4762 = 0,5238$ . Táto hodnota nám udáva, že očakávania domácností o zvýšení HDP sa splnili na 52,38 %.

Stredná hodnota oneskorenia  $w$ , ktorá nám vyjadruje, v akom časovom rozsahu sa uskutoční 50 % zmien správania sa domácností, sa vypočíta pomocou vzorca  $w = \frac{\ln(0,5)}{\ln(\lambda)}$ , tj

$$\frac{\ln(0,5)}{\ln(0,4762)} = 0,9342$$

50 % celkových zmien v spotrebiteľskom správaní domácností sa uskutoční približne po 0,9342 roku po zmene príjmu domácností.

Priemernú hodnotu oneskorenia  $w_{avg}$  vypočítame zo vzťahu  $w_{avg} = \frac{\ln \lambda}{\ln \gamma}$ . Táto hodnota nám určuje, za akú dobu sa zmena HDP prejaví v správaní domácností.

$$w_{avg} = \frac{\ln 0,4762}{\ln 0,5238} = 1,1473$$

Trvá približne 1,1473 roka, kým sa zvýšenie HDP premietne do správania domácností.

### 3.2.4.1 Analýza závislosti výdavkov na spotrebu od disponibilného príjmu v USA

V nasledujúcej časti diplomovej práce si navrhujeme aj možnosť ďalšej aplikácie modelu s adaptívnym očakávaním. S jeho využitím navrhujeme analýzu závislosti reálnych osobných výdavkov na spotrebu v USA od reálneho disponibilného príjmu. Ako zdroj dát využijeme databázu údajov Federal Reserve Bank of St. Louis. Sledované údaje sú štvrťročné údaje z rokov 1985 – 2017 a vyjadrujú celkovú hodnotu v miliardách dolárov. Vstupné údaje sú uvedené v tabuľke Príloha 2 na konci diplomovej práce. Na odhad modelu opäť využijeme vzťah (2.17):

$$y_t = \alpha_0 + \beta_0 x_t + \lambda y_{t-1} + v_t$$

kde:  $y_t$  = reálne výdavky na spotrebu v USA období  $t$

$x_t$  = reálny disponibilný príjem v USA období  $t$

$y_{t-1}$  = reálne výdavky na spotrebu v USA v predchádzajúcom období



**Obrázok 13:** Model reálnych osobných výdavkov  $y_t = \alpha_0 + \beta_0 x_t + \lambda y_{t-1} + v_t$  v programe Gretl

|             | koeficient | směr. chyba | t-podíl | p-hodnota     |
|-------------|------------|-------------|---------|---------------|
| const       | 33,8841    | 18,4206     | 1,839   | 0,0682 *      |
| Disp_prijem | 0,0334600  | 0,0326185   | 1,026   | 0,3070        |
| Vydavky_1   | 0,965370   | 0,0348372   | 27,71   | 3,29e-055 *** |

Střední hodnota závisle proměnné 8131,709  
Sm. odchylka závisle proměnné 2095,538  
Součet čtverců reziduí 206159,2  
Sm. chyba regrese 40,61125  
Koeficient determinace 0,999630  
Adjustovaný koeficient determinace 0,999624  
F(2, 125) 169009,7  
P-hodnota(F) 3,1e-215  
Logaritmus věrohodnosti -654,2240  
Akaikeovo kritérium 1314,448  
Schwarzovo kritérium 1323,004  
Hannan-Quinnovo kritérium 1317,924  
rho (koeficient autokorelace) 0,478586  
Durbinovo h 5,891489  
zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

**Zdroj:** Vlastný výpočet

Na základe analýzy štatistickej významnosti parametrov sme zistili, že parameter  $\beta_0$  nie je štatisticky významný. Takýto vzťah by preto nebolo možné využiť na požadovanú analýzu vplyvu disponibilného príjmu na osobné výdavky a na ďalšie analyzovanie závislosti by bolo potrebné ho upraviť a v prípade prítomnosti autokorelácie použiť metódu inštrumentálnych premenných. Postup takejto úpravy je podrobne opísaný v diplomovej práci v časti (2.2.7)

## Záver

Na každú ekonometrickú výskumnú činnosť sú ako základ potrebné vstupné údaje, ktoré môžeme následne analyzovať. Kvalita každého výskumu závisí teda v prvom rade od kvality údajov, ktoré sú ku konkrétnemu účelu dostupné. Veľmi častou ekonometrickou úlohou býva napríklad kvantifikácia dopadu sledovanej ekonomickej veličiny po zmene inej ekonomickej veličiny. Ideálnym riešením na sledovanie vplyvu zmien by bolo vykonanie experimentu. To však často v reálnom svete nie je možné.<sup>90</sup> Väčšinu ekonomických veličín je našťastie možné sledovať a kvantifikovať. Na základe analýz týchto údajov je možné analyzovať požadované zmeny a dopady týchto zmien, a to bez ohrozenia reálnej ekonomickej situácie skúmaného objektu. Prvý krok aplikovania ekonometrie do praxe je vždy konštrukcia modelu na základe ekonomickej teórie. Základom je vytvorenie takého modelu, na ktorom je možné empiricky overiť skúmané teoretické predpoklady. Na následný odhad parametrov modelu je potrebné zozbierať požadované údaje, a to v požadovanej forme a s čo najväčšou presnosťou a kvalitou. Ďalším krokom, ktorý vykonávame po odhadnutí parametrov modelu, je testovanie jeho vhodnosti na dosiahnutie požadovaného cieľa. Následne môžeme pristúpiť k overeniu všetkých uvažovaných predpokladov nami použitých metód, teda či postup, ktorý sme zvolili na odhad parametrov bol správny. Ak po všetkých týchto úkonoch môžeme potvrdiť, že nami odhadnutý model je správny, môžeme model využiť k skúmaniu teoretických predpokladov, formulácií odporúčaní pre hospodársku politiku či využiť model na predikciu rôznych ekonomických ukazovateľov. Celý tento postup od analýzy údajov cez odhad parametrov až po testovanie predpokladov a hypotéz by bol v súčasnosti len veľmi ťažko predstaviteľný bez náležitého počítačového hardwarového, ale najmä softwarového vybavenia.<sup>91</sup>

Vytýčený cieľ diplomovej práce, sprehľadnenie a objasnenie problematiky dynamických ekonometrických modelov a ukážku ich praktického využitia, ako aj čiastkový cieľ, názorné predvedenie možného využitia informačných technológií v ekonometrii sa podľa môjho názoru podarili dosiahnuť. Podrobne sme opísali jednotlivé dynamické modely a analyzovali ich praktické využitie na Slovensku, ale aj mimo neho.

---

<sup>90</sup> B.E.HANSEN: *Econometrics – University of Wisconsin, 2009, str.1*

<sup>91</sup> M. LUKÁČIK A KOL.: *Ekonometrické modelovanie v programoch Eviews a Gretl – Vydavateľstvo Ekonóm, 2011, ISBN 978-80-225-3320-1, Úvod*

Taktiež sme analyzovaním vybraných makroekonomických ukazovateľov pomocou programu Gretl názorne ukázali možnosti využitia dynamických modelov a čiastočne si tiež predviedli využitie informačných technológií v ekonometrii.

## Použitá literatúra

- [1] M. LUKÁČIK A KOL.: *Vektorovo autoregresné modely a ich aplikácie v makroekonomickej analýze* – Vydavateľstvo EKONÓM, 2013, ISBN 978-80-225-3723-0
- [2] A. LUKÁČIKOVÁ A KOL.: *Ekonometria 1* – Vydavateľstvo EKONÓM, 2013, ISBN 978-80-225-3543-4
- [3] A. LUKÁČIKOVÁ A KOL.: *Ekonometrické modelovanie s aplikáciami* – Vydavateľstvo Ekonóm, 2008, ISBN 978-80-225-2614-2
- [4] J. Ristvej, PhD.: *Ekonometria pre manažérov* – Žilina: Žilinská Univerzita, 2009, ISBN 978-80-554-0107-2
- [5] P. OBTULOVIC, CSc: *Prednášky z Ekonometrie* [online][cit. 22.2.2017] Dostupné na Internet: < [eldum.phil.muni.cz/mod/resource/view.php?id=1406](http://eldum.phil.muni.cz/mod/resource/view.php?id=1406)>
- [6] VYSOKÁ ŠKOLA EKONOMICKÁ V PRAZE: *Ekonometrie 7. přednáška* [online][cit. 1.4.2017] Dostupné na Internet: < <http://jana.kalcev.cz/vyuka/kestazeni/EKON-pr07-web.pdf> >
- [7] MANAGEMENT SYSTEMS: *Regresná analýza* [online][cit. 26.3.2017] Dostupné na Internet: <[http://www.msys.sk/nastroje\\_regresna\\_analyza.htm](http://www.msys.sk/nastroje_regresna_analyza.htm)>
- [8] UNIVERZITA KONŠTANTÍNA FILOZOFA V NITRE: *Základné štatistické metódy* [online][cit. 11.4.2017] Dostupné na Internet: <https://amos.ukf.sk/mod/book/view.php?id=8452&chapterid=3191>
- [9] D. R. GUJARATI: *Basic Econometrics, fourth edition* - The McGraw-Hill Companies, 2004, ISBN-13: 978-0070597938
- [10] B. H. BALTAGI: *Econometrics, fourth edition* – Springer, 2008, ISBN 978-3-540-76515-8
- [11] Z. IVANIČOVÁ A KOL.: *Ekonometrické modelovanie* – Vydavateľstvo Ekonóm, 2012, ISBN 978-80-225-3381-2

- [12] ŽILINSKÁ UNIVERZITA: *Kvantitatívne metódy v ekonomike* [online][cit. 22.1.2017]  
Dostupné na Internet: <  
[http://ke.uniza.sk/sites/default/files/content\\_files/inzinierske\\_studium\\_-  
\\_kvantitativne\\_metody\\_v\\_ekonomike\\_-\\_volitelny\\_predmet.pdf](http://ke.uniza.sk/sites/default/files/content_files/inzinierske_studium_-_kvantitativne_metody_v_ekonomike_-_volitelny_predmet.pdf)>
- [13] ÚSTREDIE PRÁCE SOCIÁLNYCH VECÍ A RODNY: *Prognózy vývoja na trhu práce v BSK* [online][cit. 19.2.2017] Dostupné na Internet: <  
[www.upsvar.sk/buxus/docs/SESF/Opis\\_projektu\\_NP\\_Prognozy\\_BSK\\_1.docx](http://www.upsvar.sk/buxus/docs/SESF/Opis_projektu_NP_Prognozy_BSK_1.docx)>
- [14] ÚSTREDIE PRÁCE SOCIÁLNYCH VECÍ A RODNY: *Metodika a sústava modelov pre tvorbu a verifikáciu prognózy vývoja na trhu práce v BSK* [online][cit. 19.2.2017]  
Dostupné na Internet: <  
[http://www.upsvar.sk/buxus/docs/statistic/NP\\_prognozy/2.1\\_Metodika\\_a\\_sustava\\_model  
ov\\_pre\\_tvorbu\\_a\\_verifikaciu\\_prognoz\\_vyvoja\\_na\\_trhu\\_prace\\_zhrnutie\\_-\\_BSK.pdf](http://www.upsvar.sk/buxus/docs/statistic/NP_prognozy/2.1_Metodika_a_sustava_modelov_pre_tvorbu_a_verifikaciu_prognoz_vyvoja_na_trhu_prace_zhrnutie_-_BSK.pdf)>
- [15] J. HANČLOVÁ A KOL.: *Makroekonomické modelování české ekonomiky a vybraných ekonomik EU* - Tiskárna Grafico, 2010, ISBN 978-80-248-2353-9
- [16] LIBERÁLNÁ SPOLOČNOSŤ: *Laureáti Nobelovej ceny za ekonomické vedy*[online][cit. 23.3.2017] Dostupné na Internet: <  
[http://www.libspol.eu/2011/article/169/laure%C3%A1ti-nobelovej-ceny-za-  
ekonomick%C3%A9-vedy-2003-robert-f-engle-III-a-clive-w-j-granger](http://www.libspol.eu/2011/article/169/laure%C3%A1ti-nobelovej-ceny-za-ekonomick%C3%A9-vedy-2003-robert-f-engle-III-a-clive-w-j-granger)>
- [17] MASARYKOVA UNIVERZITA: *Modely s rozloženým spoždením Ekonometrie* [online][cit. 1.3.2017] Dostupné na Internet: <  
[https://is.muni.cz/el/1431/jaro2005/.../T12-Modely\\_RZ1.pdf](https://is.muni.cz/el/1431/jaro2005/.../T12-Modely_RZ1.pdf) >
- [18] M. HATRÁK: *Ekonometria* – Iura Edition, 2007, ISBN 978-80-807-8150-7
- [19] G. S. MADDALA: *Introduction to econometrics, second edition* – Macmillan publishing company, 1992, ISBN 978-0-470-01512-4
- [20] G. K. SHAW: *Rational expectations: An Elementary Exposition*, Palgrave Macmillan, 1984, ISBN 978-0312664022
- [21] M. LUKÁČIK A KOL.: *Ekonometrické modelovanie v programoch Eviews a Gretl* – Vydavateľstvo Ekonóm, 2011, ISBN 978-80-225-3320-1

- [22] XLSTAT: Durbin Watson test [online][cit. 11.4.2017] Dostupné na Internete: < <https://www.xlstat.com/en/solutions/features/durbin-watson-test> >
- [23] J. F. KIVIET: *On the Vigour of Some Misspecification Tests for Modelling Dynamic Relationships* - The Society for Economic Analysis Limited, 1986
- [24] TRILOBIT, Vedecké metódy.[online][cit. 28.4.2017] Dostupné na Internete: <<http://trilobit.fai.utb.cz/vedecke-metody>
- [25] ELEKTRONICKÁ UČEBNICA PEDAGOGICKÉHO VÝSKUMU: Interview. [online][cit. 3.5.2014] Dostupné na Internete: < <http://www.e-metodologia.fedu.uniba.sk/index.php/kapitoly/interview.php?id=i14>>
- [26] ŠTATISTICKÝ ÚRAD SLOVENSKEJ REPUBLIKY: Databázy [online][cit. 20.4.2017] Dostupné na Internete: < <https://slovak.statistics.sk>>
- [27] EL-DÚM: Slovníky [online][cit. 15.4.2017] Dostupné na Internete: <<http://eldum.phil.muni.cz/mod/glossary/showentry.php?courseid=20&concept=Akaikeho+informa%C4%8Dn%C3%A9+krit%C3%A9rium> >
- [28] EUROEKONÓM: Makroekonómia[online][cit. 15.4.2017] Dostupné na Internete: < <http://www.euroekonom.sk/ekonomika/makroekonomika/teoria-racionalnych-ocakavani>>
- [29] B.E.HANSEN: *Econometrics* – University of Wisconsin, 2009

## **Prílohy**