

EKONOMICKÁ UNIVERZITA V BRATISLAVE
FAKULTA HOSPODÁRSKEJ INFORMATIKY

DYNAMICKÁ ANALÝZA SPOTREBY OBYVATEĽSTVA SR

Bakalárska práca

Študijný program: Manažérske rozhodovanie

Študijný odbor: Kvantitatívne metódy v ekonómii

Školiace pracovisko: Katedra operačného výskumu a ekonometrie FHI

Vedúci záverečnej práce: Ing. Adriana Lukáčiková, PhD.

Bratislava 2019

Diana Lauková



Ekonomická univerzita v Bratislave
Fakulta hospodárskej informatiky

ZADANIE ZÁVEREČNEJ PRÁCE

Meno a priezvisko študenta: Diana Lauková
Študijný program: manažérske rozhodovanie (Jednoodborové štúdium, bakalársky I. st., denná forma)
Študijný odbor: 3.3.24 Kvantitatívne metódy v ekonómii
Typ záverečnej práce: Bakalárska záverečná práca
Jazyk záverečnej práce: slovenský
Sekundárny jazyk: anglický

Názov: Dynamická analýza spotreby obyvateľstva SR

Anotácia: Spotrebu obyvateľstva ovplyvňuje množstvo determinantov, pričom vedecké štúdie pri ich analýze zdôrazňujú hlavne dynamické aspekty. Z uvedeného dôvodu je práca zameraná na konštrukciu viacerých spotrebných funkcií obyvateľstva SR v dynamickom tvare.

Vedúci: Ing. Adriana Lukáčiková, PhD.
Katedra: KOVE FHI - Katedra operačného výskumu a ekonometrie FHI
Vedúci katedry: prof. Mgr. Juraj Pekár, PhD.
Dátum zadania: 20.03.2018

Dátum schválenia: 04.04.2018

prof. Mgr. Juraj Pekár, PhD.
vedúci katedry

POĎAKOVANIE

Chcem sa poďakovať svojej školiteľke Ing. Adriane Lukáčikovej, PhD za jej cenné rady, užitočné pripomienky a odborné usmernenie pri písaní bakalárskej práce.

ABSTRAKT

LAUKOVÁ, Diana: *Dynamická analýza spotreby obyvateľstva SR*. – Ekonomická univerzita v Bratislave. Fakulta hospodárskej informatiky; Katedra operačného výskumu a ekonometrie. – Vedúci záverečnej práce: Ing. Adriana Lukáčiková, PhD. Bratislava: FHI EU, 2019, 53 str.

Cieľom záverečnej práce je dynamicky analyzovať vývoj spotreby obyvateľstva v Slovenskej republike v rokoch 2003 – 2018. Na analýzu využijeme rôzne druhy dynamických ekonometrických modelov. Práca je rozdelená do štyroch kapitol. Prvá kapitola je venovaná teoretickému vymedzeniu spotreby a popísaniu základných prístupov teórií spotreby. Druhá kapitola je venovaná ekonometrickým modelom a vysvetleniu príčin zavedenia dynamiky do ekonometrických modelov. V ďalšej časti sa práca zberá sledovaním vývoja spotreby obyvateľstva v sledovanom období, identifikáciou aspektov ovplyvňujúcich vývoj a výšku spotreby obyvateľstva pomocou dynamických ekonometrických modelov. V záverečnej kapitole sa venujeme celkovému zhodnoteniu problematiky.

Kľúčové slová:

Konečná spotreba, Domácnosti, Dynamický ekonometrický model, Verifikácia ekonometrického modelu

ABSTRACT

LAUKOVÁ, Diana: Dynamic Analysis of Population Consumption in Slovakia. - University of Economics in Bratislava. Faculty of Economic Informatics; Department of Operational Research and Econometrics. - Head of Thesis: Ing. Adriana Lukacikova, PhD. Bratislava: FHI EU, 2019, 53 p.

The aim of the final work is to dynamically analyze the development of population consumption in the Slovak Republic in 2003 - 2018. We will use various types of dynamic econometric models for analysis. The work is divided into four chapters. The first chapter is devoted to the theoretical definition of consumption and the description of basic approaches to consumption theory. The second chapter is devoted to econometric models and explains the reasons for the introduction of dynamics into econometric models. In the next part the thesis deals with the monitoring of the development of the consumption of the population in the monitored period, the identification of the aspects influencing the development and the level of consumption of the population by means of dynamic econometric models. The final chapter is devoted to the overall evaluation of the issue.

Keywords:

Final consumption, Households, Dynamic econometric model, Verification of econometric model

OBSAH

ZOZNAM OBRÁZKOV	8
ÚVOD.....	9
1 SÚČASNÝ STAV RIEŠENEJ PROBLEMATIKY DOMA A V ZAHRANIČÍ...10	
1.1 Definícia spotreby	10
1.2 Spotrebná funkcia	11
1.3 Prístupy k spotrebe.....	12
1.3.1 Duesenberryho teória relatívneho dôchodku.....	12
1.3.2 Teória permanentného dôchodku	13
1.3.3 Teória životného cyklu.....	13
1.4 Analýza spotreby obyvateľstva v rokoch 2003 – 2018.....	15
2 CIEĽ, METODIKA PRÁCE A METÓDY SKÚMANIA.....17	
2.1 Cieľ práce.....	17
2.2 Z histórie ekonometrie	17
2.3 Ekonometrické modely	19
2.3.1 Druhy ekonometrických modelov	19
2.3.2 Modely spotreby.....	20
2.3.3 Základné ekonomické hypotézy	21
2.3.4 Druhy dynamických modelov	24
3 KONŠTRUKCIA MODELOV SPOTREBY SR27	
3.1 Model AIH – Hypotéza absolútneho dôchodku	27
3.2 Model - Pokus o odstránenie autokorelácie z modelu AIH 1 - dynamizácia modelu	29
3.3 Model s rozloženým oneskorením 1. rádu ARDL (0,1).....	33
3.4 Autoregresný model prvého rádu ARDL (1,0)	36
3.5 Model s rozloženým oneskorením rádu 3	40
3.7 Model s rozloženým oneskorením rádu 4	43
3.8 Model s autoregresnými členmi AR1, AR2, AR3, AR4	45
3.9 Model s autoregresným členom AR1	46
4 Výsledky práce.....48	
4.1 Charakteristika objektu skúmania	48

Ako primárnu definíciu spotreby by sme uviedli, že je to to uspokojovanie potrieb, alebo súhrn výdavkov obyvateľstva vynaložených na finálne statky a služby. Na spotrebu vplýva disponibilný príjem, pretože obyvateľstvo svoj príjem rozdeľuje medzi úspory a spotrebu. Je pravidlom, že spotrebitelia s vyšším dôchodkom spotrebúvajú viac, ako spotrebitelia s nižším dôchodkom.....	48
4.2 Metodika výskumu.....	48
4.3 Cieľ a výsledok výskumu.....	48
ZÁVER	50
ZOZNAM BIBLIOGRAFICKÝCH ODKAZOV	51
ZOZNAM PRÍLOH.....	Chyba! Záložka nie je definovaná.

ZOZNAM OBRÁZKOV

Obrázok 1 Vplyv úrokovej miery na spotrebnú funkciu	11
Obrázok 2 Funkcie oneskorenia	26
Obrázok 3 Výstup 1. modelu	27
Obrázok 4 Výstup 2. Modelu.....	29
Obrázok 5 Výstup testu autokorelácie	31
Obrázok 6 Graf skutočných a vyrovnaných hodnt	32
Obrázok 7 Výstup 3. modelu	33
Obrázok 8 Výstup testu autokorelácie	35
Obrázok 9 Výstup 4. modelu	36
Obrázok 10 Graf skutočných a vyrovnaných hodnôt	38
Obrázok 11 Prognóza na rok 2019 - výstup z progrsmu Gretl	39
Obrázok 12 Výstup 5. modelu	40
Obrázok 13 Výstup 6. Modelu.....	41
Obrázok 14 Výstup 7. Modelu.....	43
Obrázok 15 Výstup testu autokorelácie	44
Obrázok 16 Výstup 8. modelu	45
Obrázok 17 Výstup 9. modelu	46

ZOZNAM TABULIEK

Tabuľka 1Prognóza ex ante na rok 2019	Chyba! Záložka nie je definovaná.
---	--

ZOZNAM GRAFOV

Graf 1 Vývoj spotreby a HDP v rokoch 2003 2018 v SR.....	15
Graf 1 Vývoj spotreby a HDP v rokoch 2003 – 2018 v SR.....	15
Graf 1 Vývoj spotreby a HDP v rokoch 2003 – 2018 v SR.....	16

ÚVOD

Konečná spotreba obyvateľstva je veľmi komplexný ukazovateľ, ktorý zachytáva celkovú spotrebu tovarov a služieb. Spotreba obyvateľstva je jeden z najhlavnejších makroekonomických ukazovateľov životnej úrovne v každej krajine vo svete a ovplyvňuje ju množstvo determinantov, pričom vedecké štúdie pri ich analýze zdôrazňujú najmä dynamické aspekty.

V práci budeme analyzovať dynamický vývoj spotreby obyvateľstva v rokoch 2003 – 2018 v Slovenskej republike. Ďalej budeme skúmať vývoj konkrétnych dvoch determinantov, ktoré spotrebu ovplyvňujú, a to bude hrubý domáci produkt a disponibilný príjem

Bakalárska práca sa skladá z troch častí. V prvej časti budeme popisovať jednotlivé makroekonomické prístupy k spotrebe, v druhej časti sa budeme venovať ekonometrickým modelom spotreby a definujeme dynamické modely a ich druhy. V tretej časti budeme jednotlivé modely spotreby konštruovať.

Práca má 4 kapitoly. V prvej kapitole definujeme pojmy spojené so spotrebou a charakterizujeme makroekonomické prístupy k spotrebe od Keynesa po Friedmana, budeme sledovať vývoj HDP a disponibilného príjmu na Slovensku a porovnávať ho s vývojom v iných krajinách a to v Českej republike, Rakúsku, Maďarsku a Poľsku pomocou údajov získaných z databáz Organizácie pre hospodársku spoluprácu a rozvoj (OECD).

V druhej kapitole popisujeme cieľ a metodiku práce. Ďalej si spomenieme významných ekonometrov, ktorí sa zaoberali dynamickými ekonometrickými modelmi. Potom popisujeme druhy ekonometrických modelov, ktoré budeme využívať v aplikačnej časti.

V tretej kapitole na základe poznatkov z predchádzajúcich kapitol budeme konštruovať ekonometrické modely, od statických ekonometrických modelov spotreby až po dynamické ekonometrické modely spotreby, podľa jednotlivých teórií spotreby. V každom modeli overíme predpoklady, a keď nájdeme model, ktorý bude spĺňať všetky predpoklady, tak urobíme prognózu spotreby na budúce obdobie počas jednotlivých štvrťrokov roku 2019 na Slovensku.

V poslednej štvrtej kapitole si zhrnieme výsledky práce a celkové jej prínosy.

1 SÚČASNÝ STAV RIEŠENEJ PROBLEMATIKY DOMA A V ZAHRANIČÍ

Cieľom tejto kapitoly je definovať základné pojmy týkajúce sa spotreby a využívané v spojení s ňou, potom vymedzíme chápanie spotreby z hľadiska rôznych ekonomických smerov.

Spotrebu môžeme všeobecne charakterizovať ako uspokojovanie potrieb alebo ako fázu hospodárskeho kolobehu, kde sa statky a služby stávajú predmetom uspokojovania ľudských potrieb. (Šlosár–Šlosárová–Majtán,1996). Človeka, ktorý tieto statky a služby spotrebováva, môžeme nazvať spotrebiteľom. Hlavným determinantom rastu konečnej spotreby obyvateľstva je jeho disponibilný príjem. Na základe toho by sme mohli povedať, že spotrebiteľia s vyšším dôchodkom spotrebúvajú viac v porovnaní so spotrebiteľmi, ktorých dôchodok je nižší. Na vývoj štruktúry a úrovne spotreby vplývajú okrem ekonomických ukazovateľov aj mnohé sociálne a geografické faktory, ako napríklad: štruktúra spoločnosti podľa dosiahnutého stupňa vzdelania a veku, miera cenovej regulácie, stupeň ekonomického rozvoja krajiny, miera zdanenia, úrokové miery, spotrebiteľské tradície a iné. Na základe týchto determinantov by mali byť mierne rozdiely v štruktúre spotreby v jednotlivých krajinách sveta.

1.1 Definícia spotreby

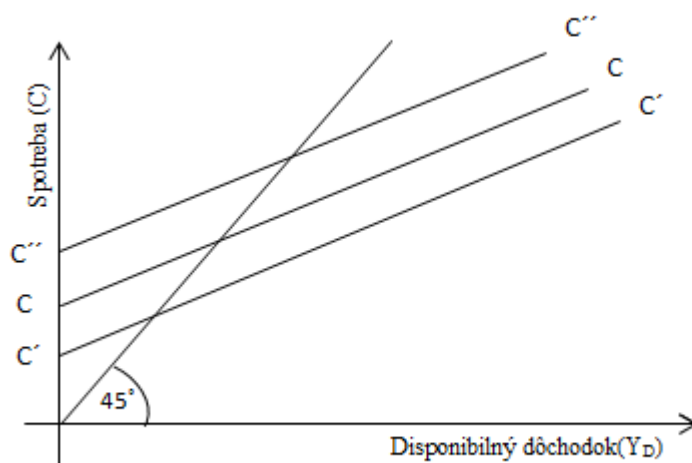
Domácnosti predstavujú významné ekonomické subjekty, ktoré sú sektorom národného hospodárstva a ich primárnou funkciou je spotreba. Sú to jednotlivci, ktorí na trh prichádzajú uspokojiť svoje potreby a môžeme povedať, že plnia funkciu predávajúcich aj kupujúcich. Domácnosti vystupujú na trhu statkov a služieb ako kupujúci alebo ako spotrebiteľia. Pri rozhodovaní sa domácnosti na trhu statkov riadia predovšetkým svojim príjmom. Ekonomická teória uvádza, že každý racionálne konajúci spotrebiteľ sa snaží maximalizovať svoj úžitok pri uspokojovaní potrieb. Taktiež domácnosti vystupujú na trhu výrobných faktorov ako predávajúci, nakoľko sú vlastníkami výrobných faktorov. Tieto výrobné faktory predávajú domácnosti na trhu firmám.

Úžitok by sme mohli definovať ako subjektívny pocit uspokojenia, ktorý spotrebiteľ dosiahne spotrebou určitého výrobku alebo služby.

Dôchodok definujeme z ekonomického hľadiska ako celkové množstvo peňazí, ktoré domácnosti dostanú v priebehu určitého časového obdobia. Dôchodok po odpočítaní daní, ktoré domácnosť zaplatí sa nazýva disponibilný dôchodok, ktorý neskôr rozdelia medzi spotrebu a úspory (Sekerka, 2007).

1.2 Spotrebná funkcia

Na celkový objem spotreby najviac vplýva veľkosť disponibilného dôchodku a výška úrokovej miery. Úroková miera ovplyvňuje domácnosti v rozdeľovaní ich dôchodkov na spotrebu a úspory. Ak bude úroková miera rásť, tak domácnosti budú spotrebobávať menej, tým pádom môžeme povedať, že spotreba C je klesajúcou funkciou reálnej úrokovej miery r a súčasne s rastom disponibilného dôchodku rastie aj spotreba domácností, čo znamená, že spotreba je funkciou disponibilného dôchodku Y_D . Na základe uvedených predpokladov môžeme zapísať tvar spotrebnej funkcie: $C = F(Y_D, r)$



Obrázok 1 Vplyv úrokovej miery na spotrebnú funkciu

Zdroj: Vlastné spracovanie

Na obrázku 1 môžeme vidieť, že zvýšením úrokovej miery sa krivka spotrebnej funkcie C posúva dole do polohy C' . Ak sa úroková miera zníži, tak sa krivka spotrebnej funkcie C posunie doľava nahor do polohy C'' (Lisý a kol., 2005).

1.3 Prístupy k spotrebe

V dnešnej dobe vieme nájsť viacero prístupov k spotrebe, ako ju vnímajú jednotlivé ekonomické smery. Priblížime si Keynesovu spotrebnú funkciu, pretože je najznámejšia. Keynes opisuje vzťah medzi spotrebou a dôchodkom vo svojej spotrebnej funkcii: $C = f(Y)$

„Ak rastie dôchodok, spotreba absolútne rastie, ale jej podiel na dôchodku sa znižuje. Spotreba je teda funkciou dôchodku, ale podľa J. M. Keynesa klesajúcou funkciou, čiže rastie pomalšie ako dôchodok,, (Lisý a kol., 2005, s. 358).

Keynesovu funkciu spotreby možno interpretovať nie len ako individuálnu funkciu spotreby, ale tiež ako agregátnu spotrebnú funkciu. Táto spotrebná funkcia vyjadruje vzťah medzi celkovými výdavkami na spotrebu a celkovou výškou disponibilného dôchodku spotrebiteľov. Keynes predpokladá vo svojej teórii spotreby, že spotreba je lineárnou funkciou disponibilného dôchodku. Keynes tvrdí, že disponibilný dôchodok je jediný činiteľ, od ktorého sa odvíja celková úroveň spotreby. Spotrebná funkcia však v skutočnosti ukazuje, že disponibilný príjem je jediný významný a krátkodobo sa meniaci činiteľ z niekoľkých determinujúcich činiteľov. J. M. Keynes predpokladá, že ešte ďalších 24 činiteľov ovplyvňuje spotrebu. Podľa neho závisí spotreba od reálneho bežného disponibilného príjmu, a nie od budúceho očakávaného ani od predchádzajúceho dôchodku. Keynes rozvádza aj vplyv úroku na spotrebu. Po vyhodnotení raktických skúseností dospel k záveru, že minimum ľudí mení úroveň spotreby a spôsob života v dôsledku poklesu úrokovej miery. Preto skôr spochybňuje, že na výšku spotreby a úspor má vplyv zmena úrokovej miery (Lisý a kol., 2005).

1.3.1 Duesenberryho teória relatívneho dôchodku

Duesenberryho teória relatívneho dôchodku *„vychádza z predpokladu, že spotreba nezávisí od absolútnej výšky dôchodku, ale je určovaná relatívnou výškou dôchodku. S. Duesenberry predpokladá, že spotreba jednotlivca závisí od spotreby iných a od jeho minulej spotreby“ (Lisý a kol., 2005, s. 358).*

Relatívny dôchodok je teda totožný s úrovňou spotreby, na ktorú si ľudia zvykli. V prípade, že ich dôchodok klesne, snažia sa zachovať si rovnakú úroveň spotreby a riešia to znížením úspor. V prípade, že ich dôchodok vzrastie, ukáže sa to na náraste spotreby až vtedy, keď si budú istí, že nárast ich dôchodku je trvalý (Lisý a kol., 2005).

1.3.2 Teória permanentného dôchodku

Podľa teórie permanentného dôchodku je celková spotreba daná úrovňou minulého, bežného, budúceho a očakávaného dôchodku. M. Friedman to výstižne vysvetlil na praktickom príklade zamestnanca. Uvažovaný zamestnanec dostáva dôchodok raz do týždňa, a to napríklad v piatok. Zamestnanec nekoncentruje celú svoju spotrebu len na deň, v ktorý dostáva dôchodok. Jednotlivci spotrebúvajú počas celého obdobia rovnomerne, takže spotreba v jednotlivých dňoch v týždni sa rovná týždennému dôchodku vydelenému počtom dní v týždni. M. Friedman rozlišuje v dôchodku jednotlivca stálu, prechodnú a permanentnú časť dôchodku. Úroveň spotreby vychádza len zo stáleho, permanentného dôchodku. Prechodná časť dôchodku ovplyvňuje spotrebu len vtedy, ak sa stane zložkou permanentného dôchodku (Lisý a kol., 2005). *„Spotreba je podľa M. Friedmana úmerná veľkosti permanentného dôchodku“* (Lisý a kol., 2005, s. 358).

1.3.3 Teória životného cyklu

Podľa teórie životného cyklu domácnosti plánujú ich spotrebu a úspory na dlhšie obdobie s tým cieľom, aby rozdelili svoju spotrebu tým najlepším možným spôsobom počas ich života. Podľa tejto teórie sú úspory výsledkom rozhodnutí jednotlivca, ako si zabezpečiť požadovanú úroveň spotreby aj v dôchodkovom veku. V súvislosti s tým môžeme povedať, že dôležitý faktor, ktorý ovplyvňuje rozhodnutia o spotrebe a úsporách, je veková štruktúra obyvateľstva (Lisý a kol., 2005).

„V zjednodušenom modeli, v ktorom dôchodok je počas pracovného života konštantný, teória životného cyklu predpokladá, že neexistuje neistota, jednotlivec nemá žiadne východiskové bohatstvo. Potom ľudia vytvárajú a čerpajú úspory tak, aby spotrebovali svoj celoživotný dôchodok v takom rozložení, ako si želajú“ (Lisý a kol., 2005, s. 359).

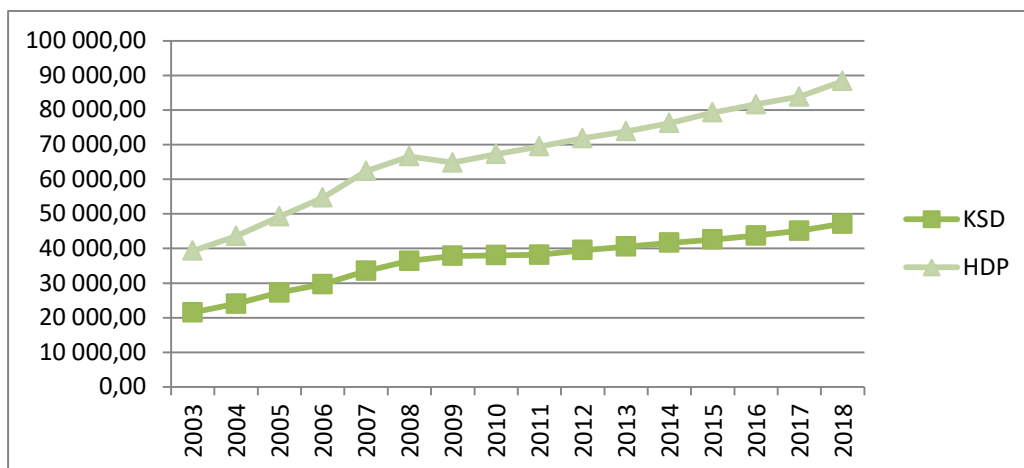
Ak by sme model rozšírili o existenciu začiatočného bohatstva, v tom prípade celoživotné rozloženie spotreby vychádza z celoživotného dôchodku a začiatočného bohatstva, z ktorého sa každý rok spotrebuje určitá časť, ktorej veľkosť vychádza z očakávanej dĺžky života jednotlivca. Existujú aj také teórie, kde rozhodnutia spotrebiteľov určuje likviditné obmedzenie a hypotéza krátkozrakosti. O **likviditnom obmedzení** hovoríme vtedy, ak si spotrebiteľ nemôže požičať peniaze na to, aby si zabezpečil bežnú spotrebu pri očakávanom vyššom budúcom dôchodku.

Ako príklad by sme si uviedli študentov, ktorí očakávajú, že ich dôchodok po ukončení štúdia bude značne vyšší, ako dôchodok, ktorý majú ako keď sú študenti. Podľa teórie životného cyklu by výška spotreby študentov mala závisieť od ich celoživotného dôchodku. Na základe tohto tvrdenia by študenti mali vynakladať na spotrebu podstatne viac, ako je ich momentálny dôchodok. Aby toto tvrdenie mohlo byť pravdou, tak sa predpokladá, že majú možnosť požičať si peniaze. Aj keď existujú možnosti študentských pôžičiek, musíme zdôrazniť, že študenti si nemôžu požičať takú sumu peňazí, aby mohli udržať úroveň svojej spotreby na bežnej úrovni. Študentov zasahuje likviditné obmedzenie. Keď skončia štúdium a zamestnajú sa, ich dôchodok sa potom zvýši a následne sa zvýši aj úroveň ich spotreby (Lisý a kol., 2005).

Na základe teórie životného cyklu by sa pri raste dôchodku nemala úroveň spotreby veľmi meniť. V skutočnosti spotreba po zvýšení dôchodku začne výrazne rásť v dôsledku vplyvu likviditného obmedzenia. Toto platí pre všetkých spotrebiteľov, ktorí si nemôžu požičať peniaze pri dočasnom poklese dôchodku z akýchkoľvek dôvodov. Podľa toho možno spotrebu viazať na bežný dôchodok oveľa viac, ako to vyplýva z teórie životného cyklu. Likviditné obmedzenie zasahuje najmä jednotlivcov s nižším dôchodkom (Lisý a kol., 2005).

1.4 Analýza spotreby obyvateľstva v rokoch 2003 – 2018

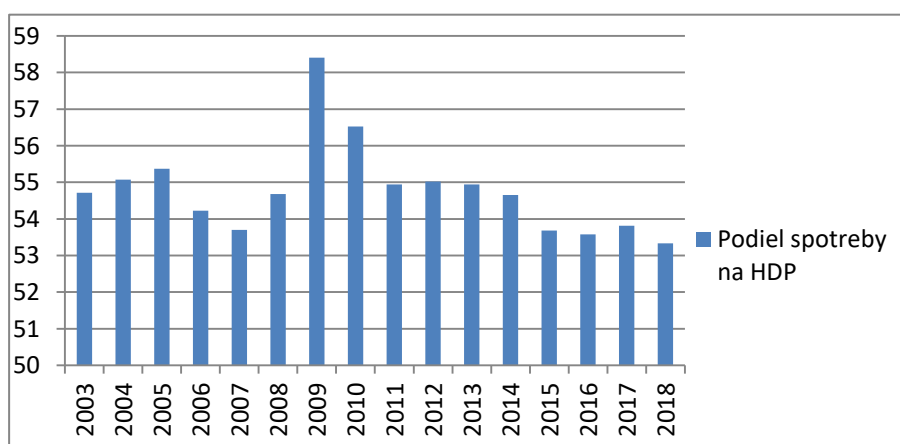
V tejto podkapitole budeme sledovať vývoj spotreby obyvateľstva na Slovensku v rokoch 2003 – 2018, ďalej budeme sledovať vývoj hlavných determinantov, ktoré na spotrebu vplyvajú.



Graf 1 Vývoj spotreby a HDP v rokoch 2003 – 2018 v SR

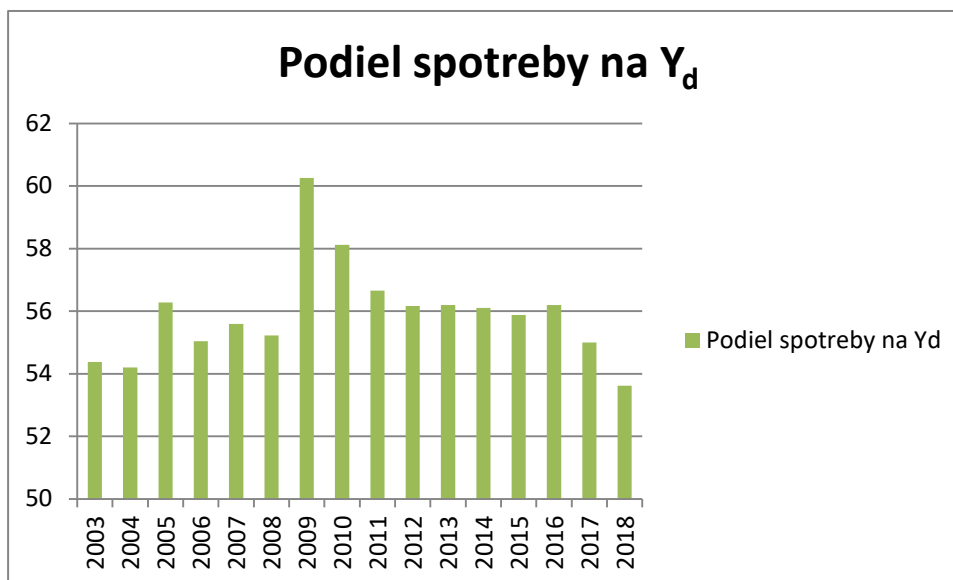
Zdroj: Vlastné spracovanie

Podiel spotreby na HDP u Slovenských domácností od roku 2003 – 2018 bol v rozpätí od 53 % - 58%. Najvýraznejšia zmena bola zaznamenaná v roku 2008 a 2009, keď v roku 2008 bol podiel 54% a následne v roku 2009 podiel vzrástol na 58% a zároveň bol tento podiel najväčší. Od roku 2009 podiel spotreby na HDP stále klesal.



Graf 2 Podiel spotreby na HDP v rokoch 2003 – 2018 v SR

Zdroj: Vlastné spracovanie



Graf 2 Podiel spotreby na Y_d v rokoch 2003 – 2018 v SR

Zdroj: Vlastné spracovanie

Podiel spotreby na Disponibilnom príjme v Slovenských domácnostiach v rokoch 2003 – 2018 bol v rozpätí od 50 % - 62%. Najvýraznejšia zmena bola zaznamenaná na prelome rokov 2008 a 2009, keď v roku 2008 bol podiel 55% a následne v roku 2009 podiel vzrástol na 60% a zároveň bol tento podiel najväčší. Od roku 2009 podiel spotreby na disponibilnom príjme stále striedavo klesal a následne rástol v malých rozptyloch .

2 CIEĽ, METODIKA PRÁCE A METÓDY SKÚMANIA

V tejto kapitole budeme opisovať cieľ a metodiku práce. Povieme si aké ekonometrické modely poznáme a bližšie si špecifikujeme tie, ktoré budeme využívať v praktickej časti.

2.1 Cieľ práce

Cieľom bakalárskej práce je na základe údajov získaných zo Štatistického úradu SR analyzovať vývoj spotreby domácností na Slovensku pomocou ekonometrických modelov, a to statických a dynamických spotrebných funkcií. V prvej časti si priblížime históriu ekonometrie a kto sa zaoberal konkrétnymi dynamickými modelmi, potom si rozoberieme podobu súčasných ekonometrických modelov. V druhej časti budeme konštruovať konkrétny model spotreby obyvateľstva a postupne ich budeme dynamizovať. Na záver vyberieme jeden najvyhovujúcejší model a ukážeme si jeho aplikáciu v praxi prostredníctvom prognózy do budúceho obdobia.

2.2 Z histórie ekonometrie

Najprv si uvedieme, kde a ako vznikol pojem ekonometria a ako sa rozvinul až do takých rozmerov, ako ekonometrické modelovanie poznáme dnes. Začiatkom 20. storočia bol narastajúcou dostupnosťou ekonomických údajov a rozvojom štatistickej teórie podmienený vznik ekonometrického modelovania. Štatistické metódy sa pôvodne rozvíjali pre potreby iných vedných disciplín, a to konkrétne astronómie a biológie. V prvej tretine minulého storočia sa tieto metódy začali presadzovať aj v ekonomickom výskume (Lukáčiková, Lukáčik, 2008).

„Za najbližšiu vednú disciplínu k ekonometrii môžeme považovať matematickú štatistiku. Z nej sa ekonometria vyvinula a nielen pri svojom vzniku, ale až doteraz od nej úspešne preberá jej metódy. Ale pretože sa ekonometria zaoberá prevažne neexperimentálnymi údajmi, stretávame sa v nej so špecifickými problémami, pre ktoré

boli vyvinuté aj vlastné metódy analýzy. A to je podstata vzniku každej samostatnej vednej disciplíny“ (Lukáčiková, Lukáčik, 2008, s. 11)

Inštitucionálne by sme za vznik ekonometrie mohli považovať založenie Medzinárodnej ekonometrickej spoločnosti v roku 1930 a vydávanie jej časopisu *Econometrica* od roku 1933 (Garaj, Šujan, 1980).

V prvom čísle časopisu *Econometrica* nórsky ekonóm Ragnar FRISCH, jeho zakladateľ, určil ciele spoločnosti a naznačil definíciu ekonometrie, keď napísal: Skúsenosť ukazuje, že každé z troch hľadísk – hľadisko štatistiky, ekonomickej teórie a matematiky – je nevyhnutnou podmienkou správneho chápania kvantitatívnych vzťahov v súčasnom ekonomickom živote, každé z nich samo o sebe je nedostatočné. Jedine spojenie všetkých týchto troch hľadísk môže vytvoriť mocnú metódu výskumu. A týmto spojením myslel ekonometriu. (Garaj, Šujan, 1980).

Ďalej by som chcela spomenúť niekoľko známych ekonómov, ktorí sa zaoberali konkrétne dynamickými modelmi:

Dynamickými modelmi sa zaoberali títo významní zahraniční ekonómovia ako napríklad:

Dynamickými modelmi sa zaoberal aj Gujarati (2004) spracoval tri dôvody, ktoré vedú k zakomponovaniu oneskorenia do ekonometrického modelu, tieto dôvody sú uvedené aj v práci v časti 2.3.2.2. ktorá je venovaná dynamickým modelom.

Profesor David F. Hendry (1995) sa zaoberal metodickými otázkami, to zahŕňa objavovanie dynamických modelov, získavanie dát a progresívne výskumné stratégie s hlavnými nástrojmi pre modelovanie a s praktickými problémami v ekonometrii. To sú problémy kolinearita, heteroskedasticity a chýb merania.

Austrálsky ekonometrický Trevor Stanley Breusch bol až do svojho dôchodku profesorom ekonometrie a zástupca riaditeľa Crawfordskej školy na Austrálskej národnej univerzite. Jeho najznámejším bol Breusch-Godfreyov test po Breuschovi a Leslie G. Godfreyovi, ktorý môže byť použitý na identifikáciu autokorelácie v dynamických lineárnych modeloch. (Breusch, 1978)

2.3 Ekonometrické modely

Ekonometrický model by sme mohli definovať ako matematicko-štatistickú formuláciu ekonomickej hypotézy. Ekonometrické modely prostredníctvom jednej alebo viacerých rovníc vyjadrujú vzájomnú závislosť ekonomických veličín od veličín, ktoré ju na základe hypotézy vysvetľujú. Najvšeobecnejšie môžeme veličiny modelu rozdeliť na vysvetľované a vysvetľujúce veličiny. Vzťahy medzi jednotlivými veličinami sa obvykle formulujú v tvare regresných rovníc, kde parametre naznačujú smer a intenzitu pôsobenia nezávislých premenných na vysvetľované veličiny (Garaj, Šujan, 1980). Ako primárnu úlohu ekonometrického modelovania by sme mohli definovať štatistický odhad parametrov modelu (Garaj, Šujan, 1980).

2.3.1 Druhy ekonometrických modelov

Ekonometrické modely môžeme deliť podľa rôznych kritérií, z principiálneho hľadiska je dôležité rozdeliť ich na modely jednorovnicové a viacrovnicové.

Jednorovnicový model charakterizuje ekonomickú hypotézu jedinej časti reprodukčného procesu, takže ho môžeme nazvať aj čiastkový model. Podľa toho, ktorú časť správania procesu opisuje, môže ísť napríklad o model výroby, vtedy ide o produkčnú funkciu alebo o model spotreby, to hovoríme o spotrebnej funkcii a podobne. Rovnica modelu má vždy podobu stochastického vzťahu.

Viacrovnicový model by sme opísali ako sústavu rovníc, ktorá môže mať odlišný charakter, najvýraznejším zástupcom tejto skupiny modelov je model ako simultánna sústava rovníc, ktorý v každej z náhodných rovníc opisuje konkrétnu časť reprodukčného procesu ako výraz ekonomickej hypotézy a súčasne opisuje aj vzájomné vzťahy medzi týmito časťami. Takýto model nazývame komplexným ekonometrickým modelom, pretože opisuje celý reprodukčný proces ako komplex.

„Simultánnosť, teda vzájomné prepojenie rovníc komplexného modelu môžeme zabezpečiť niekoľkými spôsobmi.“ (Garaj, Šujan, 1980, s. 47)

Prvou metódou je, že istá endogénna veličina figuruje v niektorej z rovníc modelu ako vysvetľovaná, ale v ďalšej rovnici je možné, že bude vo funkcii vysvetľujúcej premennej, teda rozdelenie veličín komplexného modelu len na vysvetľované a vysvetľujúce nie je z tohto dôvodu jednoznačné.

Druhý spôsob je, že model obsahuje aj nenáhodné, teda deterministické rovnice ktoré vyjadrujú vzťahy veličín definované v rámci ekonomickej štatistiky. Tieto rovnice nazývame identity, ich parametre majú apriórne stanovené hodnoty, zvyčajne 1 alebo -1, takže sa neodhadujú. „Okrem simultánnych sústav môže ísť aj o sústavu rovníc opisujúcich jednotlivé časti reprodukčného procesu tak, že tieto nie sú nijako vzájomne prepojené, ide o jednoduchú sústavu rovníc“ (Garaj, Šujan, 1980, s. 47).

2.3.2 Modely spotreby

Ekonometrické modely spotreby analyzujú úroveň a zmeny dopytu po tovaroch a službách individuálnej spotreby. „Pri týchto modeloch hovoríme, že ide o modely dopytu v užšom zmysle slova, keďže v širšom zmysle možno modely dopytu formulovať v ktorejkoľvek sfére ekonomickej činnosti, takže možno hovoriť o modeloch dopytu po investíciách, po dovoze a vývoze, po statkoch uspokojujúcich celospoločenské potreby a podobne“ (Garaj, Šujan, 1980, s. 149).

Vzhľadom na rozličnosť potrieb, rozmanitosť psychologického usporiadania a sociálno-ekonomického postavenia obyvateľstva predstavuje osobná spotreba kolektívny jav, ktorého náhodný charakter dodáva ekonometrickým modelom spotreby charakter stochastického nástroja ekonomickej analýzy a prognózy. Pri konštrukcii modelov spotreby sa vychádza z premisy, že významná časť individuálnej spotreby sa kryje z peňažných príjmov domácností, zatiaľ čo výšku týchto príjmov možno centrálnie plánovať a regulovať, rozhodnutie o využití príjmov vo forme spotrebných výdavkov a úspor prebieha mimo ústredného plánu a možno ho ovplyvňovať len nepriamo. Preto základný význam kvantitatívneho štúdia osobnej spotreby spočíva v získaní serióznych informácií o správaní spotrebiteľov.

Modely spotreby majú základ v príjmo-výdavkovej schéme, podľa ktorej sa výdavky na spotrebu viažu na disponibilné dôchodky. V rámci príjmo-výdavkovej schémy môžeme vytvoriť základné ukazovatele, ktoré charakterizujú správanie spotrebiteľa (Garaj, Šujan, 1980).

2.3.3 Základné ekonomické hypotézy

V rámci makromodelov tvoríme ekonomické hypotézy, ktorých matematicko-štatistická formulácia vedie k tvorbe rôznych modelov. Tieto hypotézy sa uplatňujú v dezagregovaných modeloch. Uvedieme základné z nich a definujeme tie, ktoré sme využili v aplikačnej časti:

1. Hypotéza absolútneho dôchodku (AIH)
2. Hypotéza relatívneho dôchodku (RIH)
3. Hypotéza životného cyklu (LCH)
4. Hypotéza permanentného dôchodku (PIH)
5. Hypotéza racionálnych očakávaní (REH)

Hypotéza absolútneho dôchodku (AIH)

Pojem spotrebnej funkcie zaviedol Keynes a formuloval ju ako priamu závislosť spotreby od disponibilného dôchodku, pričom spotreba rastie pomalšie ako dôchodok. Ekonometrický model je možné zapísať do lineárneho vzťahu:

$$C_t = \beta_1 + \beta_2 Y_t + u_t, \quad t = 1, 2, \dots, n \quad (2.1)$$

Kde:

C_t je spotreba,

Y_t je disponibilný dôchodok,

u_t je sériovo neskorelovaná náhodná zložka s konštantným rozptylom

β_1, β_2 sú parametre modelu, pričom $0 < \beta_2 < 1$

Hypotéza relatívneho dôchodku (RIH)

Rozdiely v názoroch v povojnovom období medzi spotrebnou funkciou keynesiánskeho typu a výsledkami empirických štúdií viedli k vytvoreniu hypotézy relatívneho dôchodku, ktorú rozpracoval Duesenberry(1943). V svojej štúdii dospel k záveru, že individuálny úžitok nie je závislý len na vlastnej spotrebe domácností, ale závisí aj od spotreby ostatných subjektov. Vyjadril individuálnu spotrebu relatívne ku spotrebe ostatných subjektov ako funkciu:

$$\frac{C}{C^*} = f \left\{ \frac{Y_t}{Y_t}, \frac{Y_t}{Y_t}, r_t \right\}, t = 1, 2, \dots, n \quad (2.2.)$$

Kde:

C je bežná spotreba individuálneho subjektu

C* je bežná spotreba ostatných subjektov

Y_i je bežný (Y_1) resp. budúci dôchodok (Y_i pre $i = 2, 3, \dots, n$) individuálneho subjektu

A_i sú bežné (A_1) resp. budúce aktíva (A_i pre $i = 2, 3, \dots, n$) individuálneho subjektu

r_i je bežná (r_1) resp. budúca úroková miera (r_i pre $i = 2, 3, \dots, n$) individuálneho subjektu

Brown (1952) modifikoval spotrebnú funkciu tiež. Podľa neho spotreba C v ľubovoľnom období je vždy ovplyvnená aj úrovňou spotreby v predchádzajúcom období a to práve v dôsledku zotrvačnosti spotrebných zvyklostí:

$$C_t = \beta_1 Y_t + \beta_2 Y_{t-1} + u_t, t = 1, 2, \dots, n \quad (2.3.)$$

2.3.3.1 Dynamické modely spotreby

Jeden z problémov, s ktorým sa stretávame pri kvantifikácii a analýze súkromnej spotreby jednotlivcov, je dôležité sledovanie zmien v spotrebe vo vzťahu meniacich sa ekonomických aj mimoekonomických faktorov. Nástroj, pomocou ktorého je možné dospieť k odhadom zákonitých tendencií na základe minulého vývoja smeru v spotrebe pri

meniacich sa endogénnych činiteľoch, sú ekonometrické metódy dynamickej analýzy a prognózy spotrebiteľského dopytu po špeciálnych druhoch statkov a služieb.

Jedna z príčin štruktúrnych zmien v spotrebe je, že spotrebiteľia uspokojujú svoje individuálne potreby podľa stupňa dôležitosti. So zmenou štýlu života a vývojom rozhodujúcich ekonomických faktorov, ktorými sú výška disponibilného dôchodku obyvateľstva a cenová hladina, sa postupne menia aj spotrebiteľské preferencie. S rastom príjmov spotrebiteľia viac nakupujú tzv. predmety dlhodobej spotreby, takže ich podiel spolu s výdavkami na služby má v celkových výdavkoch spotrebiteľov rastúcu tendenciu (Hušek, 2003).

Najjednoduchší model, pomocou ktorého modelujeme sledované vzťahy medzi premennými, je statický ekonometrický model, ktorý zapisujeme nasledovne:

$$y_t = \eta + \beta x_t + u_t, \text{ pre } t = 1, 2, \dots, n \quad (3.1)$$

Statický pohľad na uvažované vzťahy je často nepostačujúci, a preto je nevyhnutné modely dynamizovať prostredníctvom časovo oneskorených vysvetľujúcich premenných. „Vysvetľovaná premenná (y_t) v tomto prípade už nie je determinovaná len vysvetľujúcou premennou v rovnakom čase (x_t), ale môže byť ovplyvnená rovnakou vysvetľujúcou premennou z predchádzajúcich časových období ($x_{t-1}, x_{t-2}, \dots$)“ (Ivaničová, Chocholatá, Surmanová, 2012, s. 93)

$$y_t = \eta + \beta_0 x_t + \beta_1 x_{t-1} + \dots + \beta_\tau x_{t-\tau} + u_t, \quad (3.2)$$

prípadne časovo oneskorenou vysvetľovanou premennou $y_{t-1}, y_{t-2}, y_{t-3}, \dots$

$$y_t = \eta + \beta x_t + \gamma_1 y_{t-1} + \gamma_2 y_{t-2} + \dots + \gamma_\tau y_{t-\tau} + u_t \quad (3.3)$$

Vzťah (3.2) je základom pre ďalšie vysvetlenie v tejto podkapitole. Zdynamizovanie ekonometrických modelov je späté s nesplnením základných predpokladov lineárneho modelu. Práve preto si dynamické ekonometrické modely vyžadujú väčšiu pozornosť.

Dynamické modely sa delia do dvoch základných skupín. Prvú tvoria modely s rozloženým oneskorením (vzťah 3.2) a druhou sú autoregresné modely (vzťah 3.3) (Surmanová, 2012).

Ďalej uvedieme tri dôvody podľa Gujaratiho (2003), ktoré vedú k zakomponovaniu oneskorenia do ekonometrického modelu:

1) Psychologický dôvod

Ako príklad si môžeme uviesť výsledok ľudského správania sa v prípade výhry v lotérii. To znamená, že ľudia, ktorí sa stanú náhle milionármi, získaním výhry v lotérii nezmenia zrazu životný štýl, na ktorý boli zvyknutí doteraz, pretože nevedia reagovať na neočakávané peniaze okamžite. Samozrejme, vzhľadom na určitý čas sa učia žiť s novým nadobudnutým majetkom.

2) Technologický dôvod

Ako príklad by sme uviedli situáciu na trhu s osobnými počítačmi. V súčasnosti je tento trh presýtený, dostupné sú rôzne typy počítačov čo sa týka ceny a tiež parametrov. Navyše ich cena v porovnaní so 70. Rokmi dramaticky poklesla. Výsledkom tohto stavu je potenciálny zákazník, ktorý je nerozhodný pri kúpe pokiaľ nemá čas sa zorientovať v parametroch a v cenách konkurenčných značiek. Takže ostáva nerozhodný pri kúpe, pretože očakáva ďalší pokles ceny, prípadne inovácie v objekte záujmu.

3) Inštitucionálny dôvod

Zmluvné záväzky môžu brániť firmám zmeniť či už ľudské, alebo surovinové zdroje. Ako príklad by sme si uviedli občana, ktorý si môže zvoliť zdravotnú poisťovňu, ale v prípade, ak počas roka nastane zmena na trhu poisťovních inštitúcií, poistenec môže zmenu zrealizovať len jedenkrát za rok, aj to len v stanovenom období.

2.3.4 Druhy dynamických modelov

A) Model s rozloženým oneskorením

Vychádzajme zo vzťahu (3.2), kde je počet oneskorení τ známy. Takto zapísaný model nazývame model s konečným rozložením oneskorenia (τ je známe). Model môžeme zapísať nasledovne (Seddighi, Lawler, Katos, 2008):

$$Y_t = \eta + \sum_{i=0}^{\tau-1} \beta_i x_{t-i} + u_t, \text{ pre } t = 1, 2, \dots, n, \quad (3.4)$$

Kde:

β_i sú váhy oneskorenia

$\{\beta_i\} = \{\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_\tau\}$ pre $i = 1, 2, \dots, \tau$ je množina váh oneskorenia a predstavuje postupnosť váh oneskorenia

Ak nepoznáme počet oneskorení, hovoríme o modeli s nekonečným rozložením oneskorenia (τ nie je známe). Takýto model zapíšujeme nasledovne:

$$y_t = \eta + \beta_0 x_t + \beta_1 x_{t-1} + \beta_2 x_{t-2} + \dots + u_t, \quad (3.5)$$

Náhodná zložka disponuje týmito štandardnými predpokladmi:

- Nulová stredná hodnota: $E(u_t) = 0$ pre $t = 1, 2, \dots, n$,
- Náhodné zložky sú homoskedastické: $\text{var}(u_t) = E(u_t^2) = \sigma_u^2$, pre $t = 1, 2, \dots, n$,
- Náhodné zložky z dvoch po sebe idúcich pozorovan sú nezávislé $\text{cov}(u_t, u_s) = E(u_t, u_s) = 0$ pre $t \neq s$,
- Majú normálne rozdelenie: $u_t = N(0, \sigma_u^2)$ pre $t = 1, 2, \dots, n$.

A tiež uvažujeme nasledovné predpoklady pre vysvetľujúce premenné:

- Vysvetľujúce premenné sú nestochastické
- K dispozícii máme dostatočný rozsah na pozorovaných údajov, t. j. $n > k + 1$
- Neexistencia lineárneho vzťahu medzi vysvetľujúcimi premennými: $h(X) = k + 1$ (Ivaničová, Chocholatá, Surmanová, 2012)

B) Model s geometrickým oneskorením

Najznámejší a najjednoduchší prípad modelu s nekonečným rozloženým oneskorením je model s geometrickým oneskorením. Predpokladáme, že váhy oneskorenia β_i klesajú dostatočne rýchlo, t.j. postupnosť $\{\beta_i\}$ rýchlo konverguje k nule. Ivaničová, Chocholatá, Surmanová (2012) uviedli zjednodušený pôvodný model, ktorý zjednodušil Koyck, z dôvodu možnosti odhadu parametrov a pozmenil ho pomocou vzťahu $\beta_i = \beta_0 \lambda^i$, pre $i = 1, 2, \dots$ a $0 < \lambda < 1$. Takto získavame model s parametrami η , β_0 a λ^2 , teda

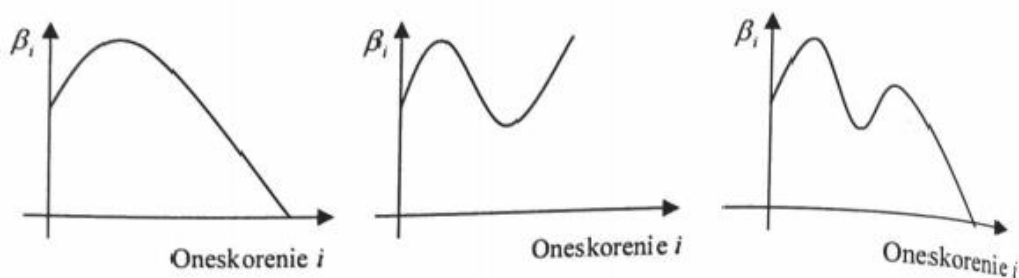
$$y_t = \eta + \beta_0 x_t + \beta_0 \lambda x_{t-1} + \beta_0 \lambda^2 x_{t-2} + \dots + u_t, \quad (4.1)$$

alebo

$$y_t = \eta + \beta_0 (x_t + \lambda x_{t-1} + \lambda^2 x_{t-2} + \lambda^3 x_{t-3} + \dots) + u_t, \quad (4.2)$$

C) Model s polynomickým rozložením oneskorenia

Predpoklady, ktoré sa využívajú v uvedených modeloch s rozloženým oneskorením môžu pôsobiť ako obmedzujúce. Preto sa uvažovalo o vytvorení predpokladu, kde by priebeh váh vykazoval rast a následný pokles viackrát za sebou, tak ako je to znázornené na obrázku 2.



Obrázok 2 Funkcie oneskorenia

Zdroj: Ivaničová, Chocholatá, Surmanová, 2012

Na obrázkoch vidíme, že váhy β_i sa môžu vyjadriť ako funkcia oneskorenia i .

D) Autoregresný model

Všeobecný autoregresný model rádu t môžeme zapísať v tvare:

$$Y_t = \eta + \beta x_t + \gamma_1 y_{t-1} + \gamma_2 y_{t-2} + \dots + \gamma_\tau y_{t-\tau} + u_t \quad (5.1.)$$

Parametre pri oneskorených vysvetľovaných premenných označujeme γ a index parametra reprezentuje oneskorenie obdobia.

3 KONŠTRUKCIA MODELOV SPOTREBY SR

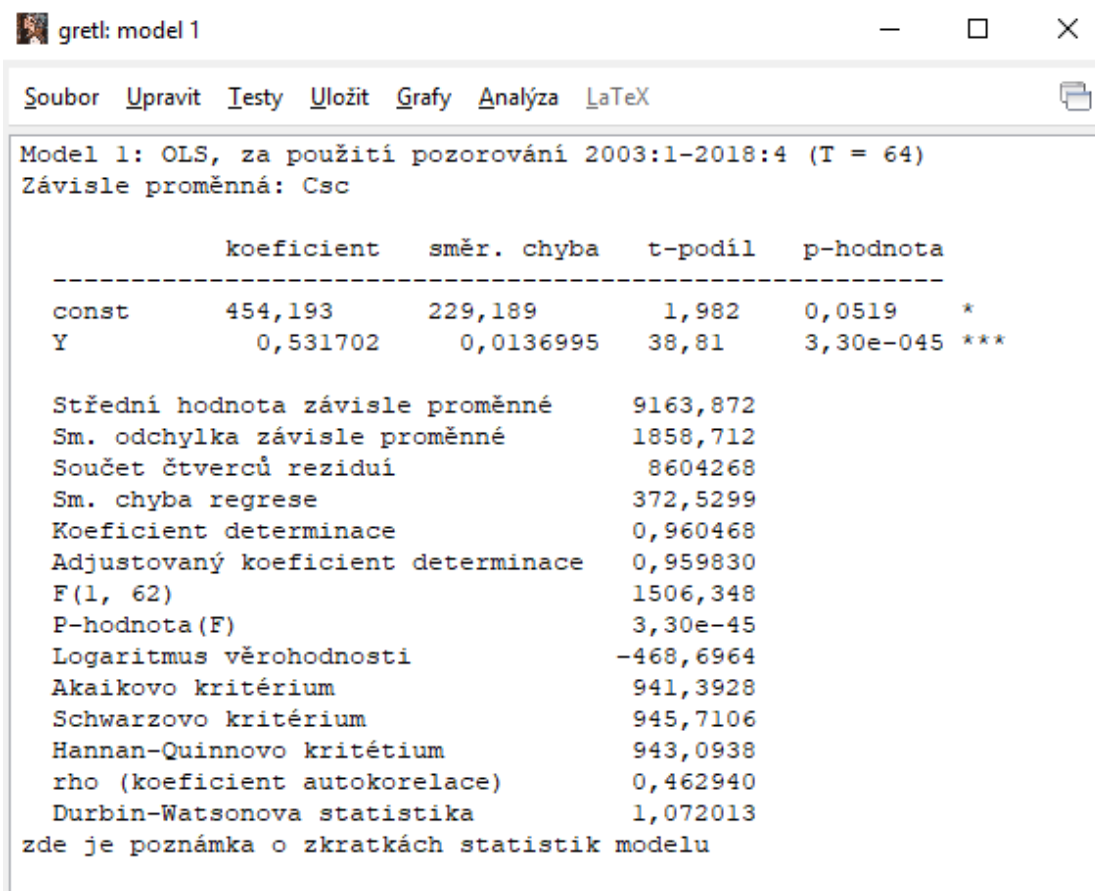
V tejto kapitole sa budeme venovať aplikácii poznatkov z predchádzajúcich kapitol. Budeme konštruovať dynamické modely spotreby, ktorých kvalitu budeme overovať štatistickou verifikáciou a následne keď nájdeme model, ktorý spĺňa všetky predpoklady, vytvoríme prognózu na budúce obdobie.

3.1 Model AIH – Hypotéza absolútneho dôchodku

Odhadujeme model spotreby pomocou Keynesovskej spotrebnej funkcie : $C_t = \beta_t + \beta_2 Y_t + u_t$. Pričom premenná Y_t vyjadruje hrubý disponibilný príjem.

Využitím programu Gretl použitím metódy najmenších štvorcov sme dostali nasledujúci model spotreby

$$\hat{C}_t = 454,193 + 0,5317Y_t$$



	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	454,193	229,189	1,982	0,0519	*
Y	0,531702	0,0136995	38,81	3,30e-045	***

Střední hodnota závisle proměnné	9163,872
Sm. odchylka závisle proměnné	1858,712
Součet čtverců reziduí	8604268
Sm. chyba regrese	372,5299
Koeficient determinace	0,960468
Adjustovaný koeficient determinace	0,959830
F(1, 62)	1506,348
P-hodnota (F)	3,30e-45
Logaritmus věrohodnosti	-468,6964
Akaikovo kritérium	941,3928
Schwarzovo kritérium	945,7106
Hannan-Quinnovo kritérium	943,0938
rho (koeficient autokorelace)	0,462940
Durbin-Watsonova statistika	1,072013

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Obrázok 3 Výstup 1. modelu

Ak sa zvýši hrubý disponibilný dôchodok o 1 mil. EUR, tak sa zvýši spotreba v priemere o 0,5317 mil. EUR ceteris paribus.

Koeficient determinácie

$$R^2 = 0,960468$$

Táto hodnota nám hovorí o tom, že tento model vysvetľuje 96,05% celkovej variability v spotrebe a zvyšok teda 3,95% pripisujeme vplyvu náhodnej zložky.

Testovanie hypotéz o parametroch modelu

Kritická hodnota Studentovho rozdelenia pre počet stupňov voľnosti 62 na 5% hladine významnosti sa rovná 1,99897.

Zápis hypotéz:

$$H_0: \beta_i = 0,$$

$$H_1: \beta_i \neq 0,$$

$|t_{\beta_1}| = |1,982| < 1,99897$, takže na hladine významnosti $\alpha = 0,05$ prijíame H_0 , teda parameter β_1 nie je štatisticky významný.

$|t_{\beta_2}| = |38,81| > 1,99897$, takže na hladine významnosti $\alpha = 0,05$ zamietame H_0 , teda parameter β_2 je štatisticky významný.

Testovanie Autokorelácie

Pri testovaní prítomnosti autokorelácie použijeme Durbinovu – Watsonovu štatistiku. V našom prípade sa $D-W = 1,072013$. Z tabuliek kritických hodnôt sme si zistili dolnú a hornú kritickú hodnotu pre počet pozorovaní 64 a počet regresorov bez konštanty 1:

$$d_L = 1,5635$$

$$d_U = 1,6268$$

Zápis hypotéz:

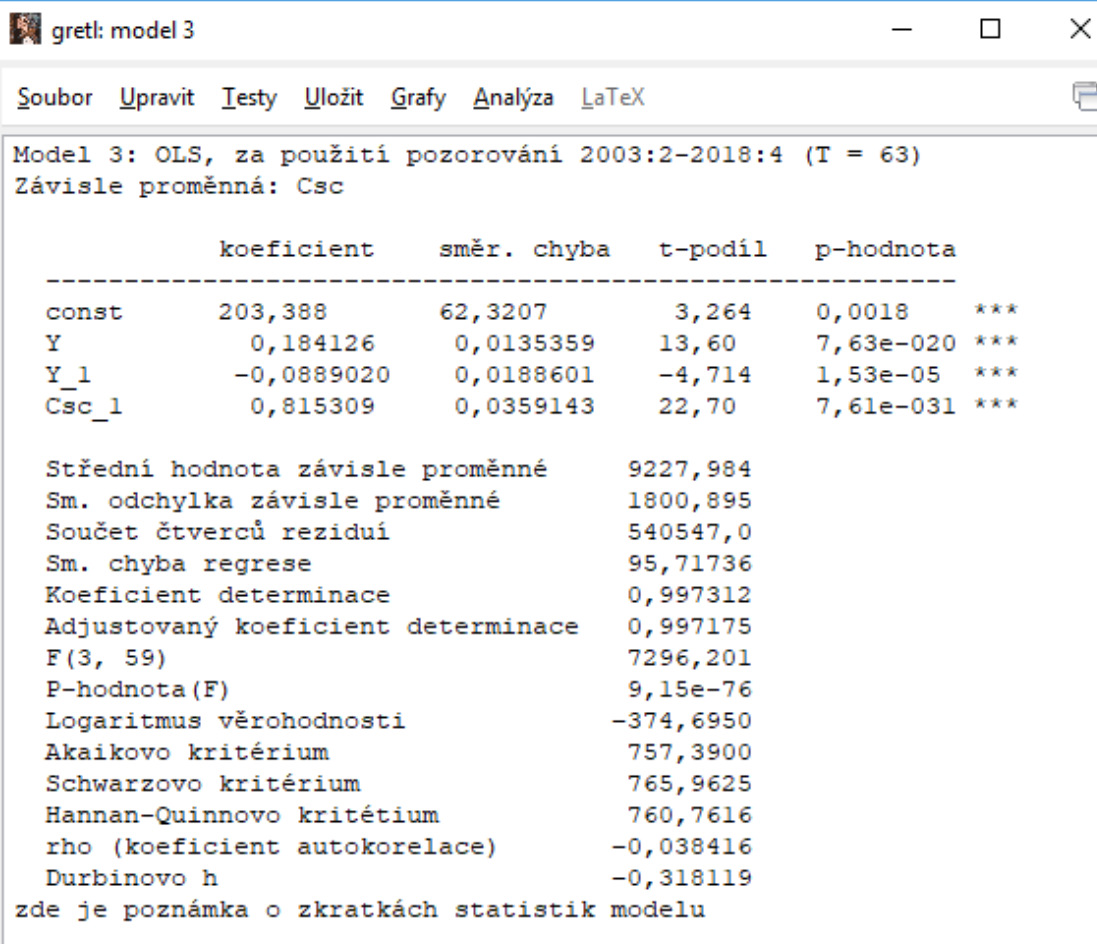
$$H_0: \rho_1 = 0$$

$$H_1: \rho_1 \neq 0$$

Na základe toho je $DW \in <0;1,5635>$, takže zamietame H_0 , teda v našom modeli je prítomná pozitívna autokorelácia. Tento model nie je vhodný na prognózovanie nakoľko je v ňom prítomná autokorelácia 1. rádu. Tento model ideme dynamizovať, aby sme sa pokúsili prítomnú autokoreláciu odstrániť.

3.2 Model - Pokus o odstránenie autokorelácie z modelu AIH 1 - dynamizácia modelu

Prítomnosť autokorelácie prvého rádu, skúsime odstrániť dynamizovaním modelu, v našom prípade pridaním oneskorenej závislej premennej Csc_{t-1} a nezávislej premennej Y_{t-1} , čo je autoregresný model s rozloženým oneskorením rádu (1,1).



gretl: model 3

Soubor Upravit Testy Uložit Grafy Analýza LaTeX

Model 3: OLS, za použití pozorování 2003:2-2018:4 (T = 63)
Závisle proměnná: Csc

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	203,388	62,3207	3,264	0,0018	***
Y	0,184126	0,0135359	13,60	7,63e-020	***
Y_1	-0,0889020	0,0188601	-4,714	1,53e-05	***
Csc_1	0,815309	0,0359143	22,70	7,61e-031	***

Střední hodnota závisle proměnné	9227,984
Sm. odchylka závisle proměnné	1800,895
Součet čtverců reziduí	540547,0
Sm. chyba regrese	95,71736
Koeficient determinace	0,997312
Adjustovaný koeficient determinace	0,997175
F(3, 59)	7296,201
P-hodnota (F)	9,15e-76
Logaritmus věrohodnosti	-374,6950
Akaikovo kritérium	757,3900
Schwarzovo kritérium	765,9625
Hannan-Quinnovo kritérium	760,7616
rho (koeficient autokorelace)	-0,038416
Durbinovo h	-0,318119

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Obrázok 4 Výstup 2. Modelu

Nový odhadnutý model spotreby s oneskorenou premenou hrubého disponibilného príjmu o jedno obdobie a oneskorenou spotrebou o 1 obdobie má tvar:

$$\hat{C}_t = 203,388 + 0,184126Y_t - 0,0889020Y_{t-1} + 0,815309 C_{sc,t-1}$$

Ak disponibilný dôchodok vzrastie o 1 mil. EUR, vzrastie spotreba priemerne o 0,1841 mil. EUR ceteris paribus.

Testovanie hypotéz o parametroch modelu

Kritická hodnota studentovho rozdelenia pre počet stupňov voľnosti 59 na 5% hladine významnosti sa rovná 2,001.

Testujeme nulovú hypotézu o štatistickej nevýznamnosti parametrov oproti alternatívnej hypotéze, ktorá hovorí o štatistickej významnosti parametrov. Na základe porovnania kritických hodnôt studentovho rozdelenia a porovnaní ich s hodnotami vypočítaných t-hodnôt sme prišli k záveru, že všetky parametre sú štatisticky významné

Koeficient determinácie

Koeficient determinácie R^2 má hodnotu 0,997312, potom môžeme povedať, že tento model vysvetľuje 99,73% celkovej variability v spotrebe, zvyšok teda 0,27% pripisujeme vplyvu náhodnej zložky.

Test modelu ako celku

Pri tomto teste použijeme F-štatistiku. Kritická hodnota F-rozdelenia na hladine významnosti 5% je rovná 2,76077 a vypočítaná F-štatistika je 7296,201.

Zápis hypotéz:

$$H_0: \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = 0$$

$$H_1: \exists \beta_i \neq 0, \text{ pre } i = 2, 3, 4$$

$F_{\text{vyp}} = 7296,201 > F_{0,05(3,59)} = 2,76077$, takže na hladine významnosti $\alpha = 0,05$ zamietame H_0 , teda model ako celok je štatisticky významný.

Testovanie Autokorelácie

Prítomnosť autokorelácie budeme testovať pomocou Breuschovho-Godfreyovho testu pre autokoreláciu prvého rádu. Durbinov-Watsonov test nemôžeme použiť, nakoľko sa medzi vysvetľujúcimi premennými vyskytuje oneskorená spotreba.

gretl: autokorelace

Breusch-Godfreyův test pro autokorelaci prvního řádu
 OLS, za použití pozorování 2003:2-2018:4 (T = 63)
 Závisle proměnná: uhat

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	-0,575786	62,8324	-0,009164	0,9927
Y	-0,000761011	0,0138637	-0,05489	0,9564
Y_1	-0,00114880	0,0193704	-0,05931	0,9529
Csc_1	0,00349238	0,0379339	0,09206	0,9270
uhat_1	-0,0423612	0,137788	-0,3074	0,7596

Neadjustovaný koeficient determinace = 0,001627

Testovací statistika: LMF = 0,094518,
 s p-hodnotou = P(F(1,58) > 0,0945181) = 0,76

Alternativní statistika: TR² = 0,102499,
 s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(1) > 0,102499) = 0,749

Ljung-Box Q' = 0,0974284,
 s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(1) > 0,0974284) = 0,755

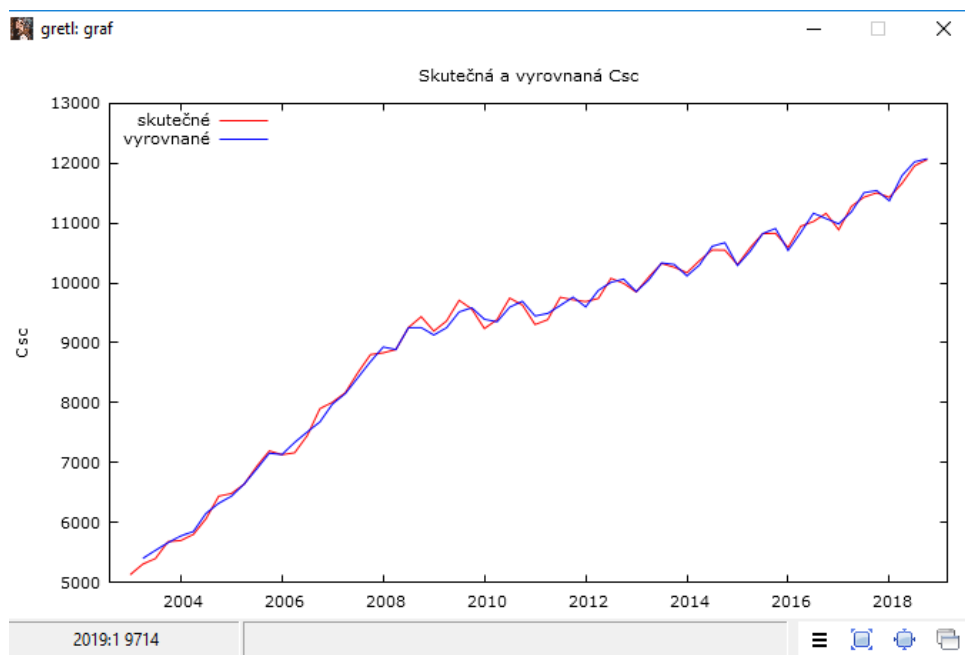
Obrázok 5 Výstup testu autokorelácie

Zápis hypotéz

$H_0: \rho_1 = 0$

$H_1: \rho_1 \neq 0$

Na základe Breuschovho-Godfreyovho testu nezamietame hypotézu o neprítomnosti autokorelácie prvého rádu, lebo hodnota alternatívnej štatistiky BG = 0,102499 nie je väčšia ako ako kritická hodnota Chi kvadrát rozdelenia pre 1 stupeň voľnosti = 3,841.

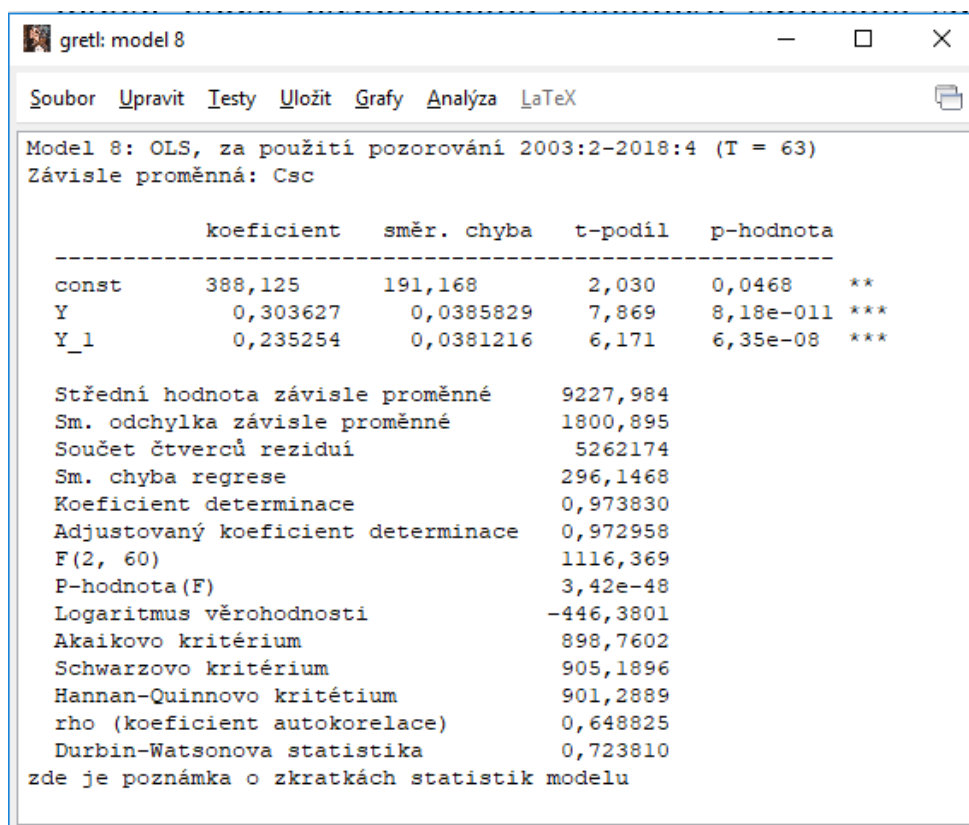


Obrázok 6 Graf skutočných a vyrovnaných hodnt

Na grafe skutočných a vyrovnaných hodnôt, môžeme vidieť, že sme odhadli model, ktorý dobre vystihuje skutočnosť, nakoľko sa nám v modeli podarilo odstániť autokoreláciu, tak je tento model vhodný na prognózu.

3.3 Model s rozloženým oneskorením 1. rádu ARDL (0,1)

Keďže statický model nezohľadňuje dynamiku správania spotrebiteľa, tak model upravíme. Predpokladáme, že spotrebiteľ okrem svojho aktuálneho príjmu, používa aj príjem z predchádzajúceho obdobia a tým sa model mení na model s rozloženým oneskorením 1. rádu ARDL (0,1).



	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	388,125	191,168	2,030	0,0468	**
Y	0,303627	0,0385829	7,869	8,18e-011	***
Y_1	0,235254	0,0381216	6,171	6,35e-08	***

Střední hodnota závisle proměnné 9227,984
Sm. odchylka závisle proměnné 1800,895
Součet čtverců reziduí 5262174
Sm. chyba regrese 296,1468
Koeficient determinace 0,973830
Adjustovaný koeficient determinace 0,972958
F(2, 60) 1116,369
P-hodnota(F) 3,42e-48
Logaritmus věrohodnosti -446,3801
Akaikovo kritérium 898,7602
Schwarzovo kritérium 905,1896
Hannan-Quinnovo kritérium 901,2889
rho (koeficient autokorelace) 0,648825
Durbin-Watsonova statistika 0,723810
zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Obrázok 7 Výstup 3. modelu

Odhadnutý model má tvar:

$$\hat{C}_t = 388,125 + 0,304Y_t + 0,235Y_{t-1}$$

Ak disponibilný dôchodok vzrastie o 1 mil. EUR, vzrastie spotreba priemerne o 0,304 mil. EUR ceteris paribus.

Koeficient Determinácie

Koeficient determinácie má hodnotu 0,97383, čo znamená, že tento model vysvetľuje 97,38% celkovej variability v spotrebe a zvyšok, teda 2,69% pripisujeme vplzvu náhodnej zložky.

Testovanie hypotéz cez parametre modelu

Pre počet stupňov voľnosti 60 na 5% hladine významnosti je kritická hodnota Studentovho rozdelenia rovná 2,0003.

Opäť testujeme nulovú hypotézu, ktorá hovorí o štatistickej nevýznamnosti parametrov oproti alternatívnej hypotéze, ktorá hovorí o opaku, teda o štatistickej významnosti parametrov. Na základe porovnania kritických hodnôt studentovho rozdelenia a porovnaní ich s hodnotami vypočítaných t-hodnôt sme prišli k záveru, že všetky parametre sú štatisticky významné.

F- Test – Test modelu jako celku

Hodnota F- rozdelenia na 5% hladine významnosti sa rovná 3,150411. Testujeme nulovú hypotézu, ktorá tvrdí, že model ako celok nie je štatisticky významný oproti alternatívnej hypotéze, ktorá tvrdí, že model nie je ako celok štatisticky významný.

$F_{vyp} = 1116,369 > F_{0,05(2,60)} = 3,150411$, na hladine významnosti $\alpha = 0,05$ zamietame H_0 , teda model ako celok je štatisticky významný.

Testovanie autokorelácie

Na testovanie autokorelácie použijeme Breuschov-Godfreyov test pre autokoreláciu prvého rádu. Testujeme nulovú hypotézu, ktorá tvrdí, že v modeli nie je prítomná autokorelácia prvého rádu, oproti alternatívnej hypotéze, ktorá tvrdí, že v modeli je prítomná autokorelácia prvého rádu.

gretl: autokorelace

Breusch-Godfreyův test pro autokorelaci prvního řádu
 OLS, za použití pozorování 2003:2-2018:4 (T = 63)
 Závisle proměnná: uhat

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	189,734	140,866	1,347	0,1832	
Y	-0,103422	0,0312306	-3,312	0,0016	***
Y_1	0,0926299	0,0303064	3,056	0,0034	***
uhat_1	0,815233	0,109675	7,433	4,99e-010	***

Neadjustovaný koeficient determinace = 0,483599

Testovací statistika: LMF = 55,252364,
 s p-hodnotou = $P(F(1,59) > 55,2524) = 4,99e-010$

Alternativní statistika: $TR^2 = 30,466756$,
 s p-hodnotou = $P(\text{Chi-kvadrát}(1) > 30,4668) = 3,4e-008$

Ljung-Box $Q' = 23,2418$,
 s p-hodnotou = $P(\text{Chi-kvadrát}(1) > 23,2418) = 1,43e-006$

Obrázok 8 Výstup testu autokorelácie

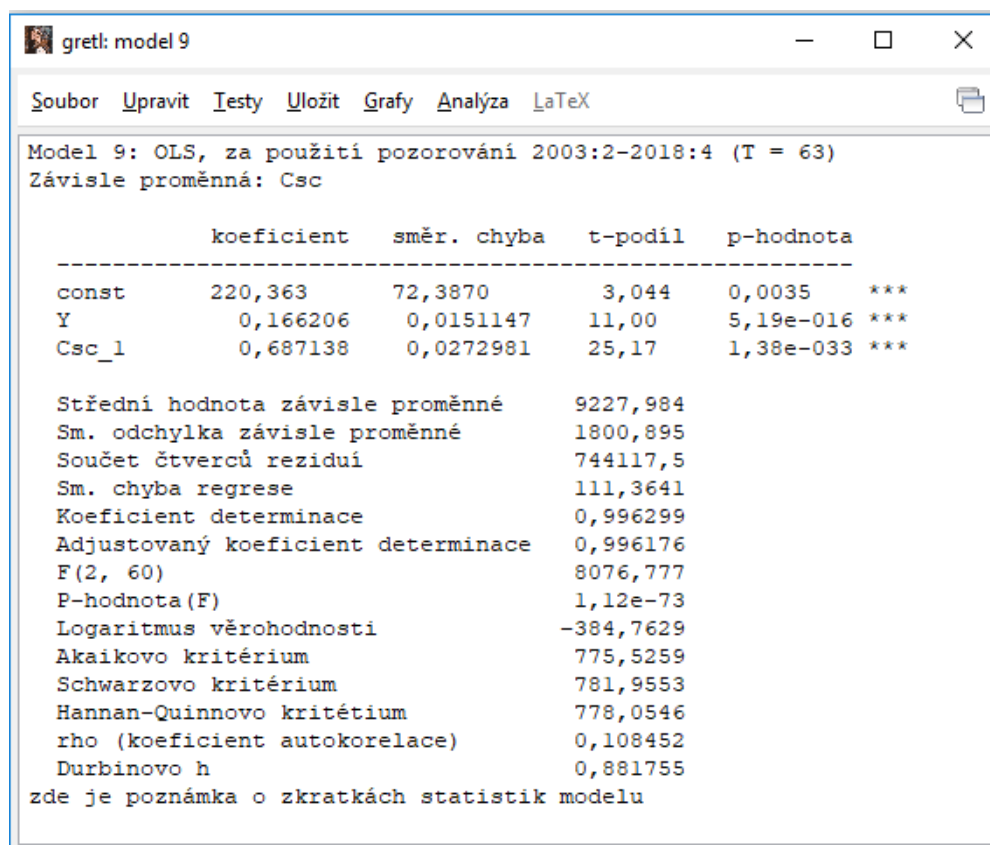
Na základe Breuschovho-Godfreyovho testu zamietame hypotézu o neprítomnosti autokorelácie prvého rádu, lebo hodnota alternatívnej štatistiky BG = 30,466756, je väčšia ako ako kritická hodnota Chi kvadrát rozdelenia pre 1 stupeň voľnosti = 3,841.

Na koľko je v modeli prítomná autokorelácia prvého rádu, tak budeme model opäť upravovať. Predpokladáme, že správanie spotrebiteľov je zotrvačné a ich návyky najlepšie opíše spotreba z predchádzajúceho obdobia. Tým sa model zmení na autoregresný model prvého rádu ARDL(1,0)

3.4 Autoregresný model prvého rádu ARDL (1,0)

Odhadnutý model má tvar:

$$\hat{C}_t = 220,363 + 0,166Y_t + 0,687C_{t-1}$$



The screenshot shows the 'gretl: model 9' window. The title bar includes standard window controls and a menu bar with options: Soubor, Upravit, Testy, Uložit, Grafy, Analýza, LaTeX. The main text area displays the following information:

Model 9: OLS, za použití pozorování 2003:2-2018:4 (T = 63)
Závisle proměnná: Csc

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	220,363	72,3870	3,044	0,0035	***
Y	0,166206	0,0151147	11,00	5,19e-016	***
Csc_l	0,687138	0,0272981	25,17	1,38e-033	***

Below the coefficient table, several summary statistics are listed:

- Střední hodnota závisle proměnné: 9227,984
- Sm. odchylka závisle proměnné: 1800,895
- Součet čtverců reziduí: 744117,5
- Sm. chyba regrese: 111,3641
- Koeficient determinace: 0,996299
- Adjustovaný koeficient determinace: 0,996176
- F(2, 60): 8076,777
- P-hodnota(F): 1,12e-73
- Logaritmus věrohodnosti: -384,7629
- Akaikovo kritérium: 775,5259
- Schwarzovo kritérium: 781,9553
- Hannan-Quinnovo kritérium: 778,0546
- rho (koeficient autokorelace): 0,108452
- Durbinovo h: 0,881755

At the bottom, it says: zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Obrázok 9 Výstup 4. modelu

Podmienka stability $|\gamma_1| < 1$ je splnená $|0,687| < 1$.

Koeficient Determinácie

$R^2 = 0,99629$ to znamená, že tento model vysvetľuje 99,63% celkovej variability v spotrebe a zvyšok, teda 0,37% pripisujeme vplzvu náhodnej zložky.

Testovanie hypotéz cez parametre modelu

Pre počet stupňov voľnosti 60 na 5% hladine významnosti je kritická hodnota Studentovho rozdelenia rovná 2,0003.

Zápis hypotéz:

$H_0: \beta_i = 0$, oproti

$H_1: \beta_i \neq 0$, pre $i = 1, 2, 3$

Po porovnaní kritických hodnôt studentovho rozdelenia s hodnotami vypočítaných t-hodnôt sme prišli k záveru, že všetky parametre sú štatisticky významné.

F- Test – Test modelu ako celku

Hodnota F- rozdelenia na 5% hladine významnosti sa rovná 3,150411. Testujeme nulovú hypotézu, ktorá tvrdí, že model ako celok nie je štatisticky významný oproti alternatívnej hypotéze, ktorá tvrdí, že model nie je ako celok štatisticky významný.

$F_{\text{vyp}} = 8076,777 > F_{0,05(2,60)} = 3,150411$, takže na hladine významnosti $\alpha = 0,05$ zamietame H_0 , teda model ako celok je štatisticky významný.

Testovanie autokorelácie

Na testovanie autokorelácie použijeme Breuschov-Godfreyov test pre autokoreláciu prvého rádu..

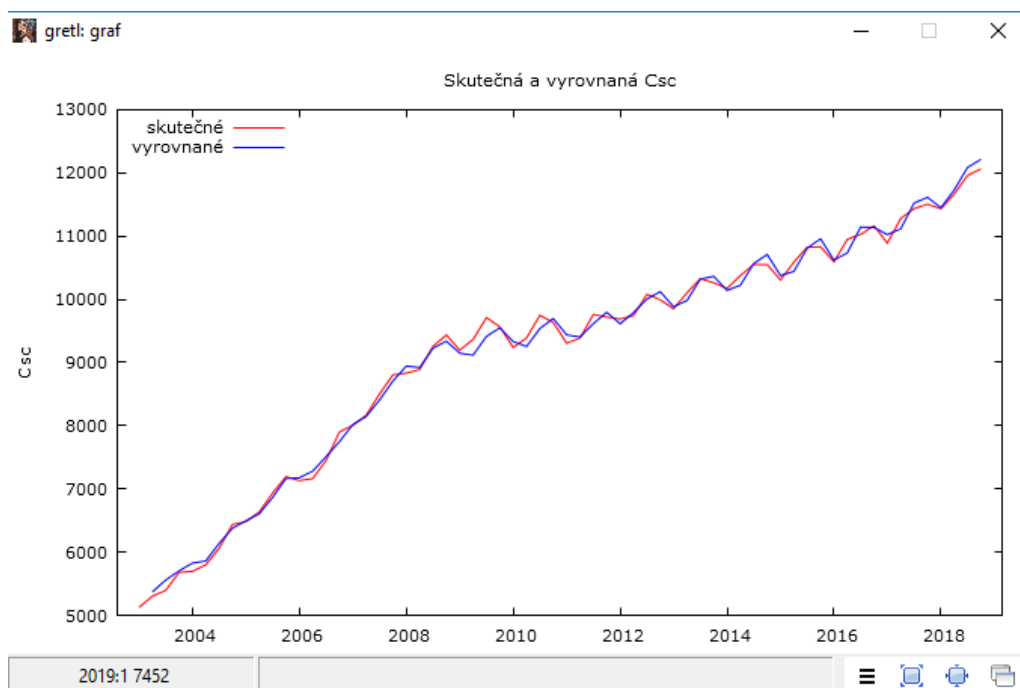
Zápis hypotéz:

$H_0: \rho_1 = 0$

$H_1: \rho_1 \neq 0$

$TR^2 = 0,729957$,

Na základe Breuschovho-Godfreyovho testu nezamietame hypotézu o neprítomnosti autokorelácie prvého rádu, lebo hodnota alternatívnej štatistiky BG = 0,729957, nie je väčšia ako ako kritická hodnota Chi kvadrát rozdelenia pre 1 stupeň voľnosti = 3,841.



Obrázok 10 Graf skutočných a vyrovnaných hodnôt

Na grafe skutočných a vyrovnaných hodnôt, môžeme vidieť, že sme odhadli model, ktorý dobre vystihuje skutočnosť.

Na koľko sa nám v modely podarilo odstáť autokoreláciu, tak je tento model vhodný na prognózu. Na prognózu ex ante sme použili modely trendu a prognózovali sme spotrebu pre jednotlivé štvrťroky roku 2019.

Prognóza spotreby využitím Autoregresný model prvého rádu ARDL(1,0)

Tabuľka 1 Prognóza ex ante na rok 2019

Obdobie	Prognóza spotreby
2019Q1	12118,2
2019Q2	12296,5
2019Q3	12560,6
2019Q4	12667,4

Zdroj: Vlastné spracovanie

gretl: předpovědi

Pro 95% konfidenční intervaly, $t(59, 0,025) = 2,001$

	Csc	předpověď	směr. chyba	95% konfidenční interval
2019:1		12118,2	553,934	11009,8 - 13226,7
2019:2		12296,5	553,934	11188,1 - 13404,9
2019:3		12560,6	553,934	11452,1 - 13669,0
2019:4		12667,4	553,934	11559,0 - 13775,9

Obrázok 11 Prognóza na rok 2019 - výstup z progrsmu Gretl

3.5 Model s rozloženým oneskorením rádu 3

V tomto modeli predpokladáme, že spotrebiteľ okrem aktuálneho príjmu, používa aj príjem z predchádzajúceho obdobia a tým sa model mení na model s rozloženým oneskorením 3. rádu.

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	495,104	137,862	3,591	0,0007	***
Y	0,150063	0,0375846	3,993	0,0002	***
Y_1	0,170754	0,0395386	4,319	6,47e-05	***
Y_2	0,0332786	0,0401012	0,8299	0,4101	
Y_3	0,186089	0,0375042	4,962	6,87e-06	***

Střední hodnota závisle proměnné	9355,150
Sm. odchylka závisle proměnné	1683,264
Součet čtverců reziduí	2097390
Sm. chyba regrese	193,5288
Koeficient determinace	0,987663
Adjustovaný koeficient determinace	0,986781
F(4, 56)	1120,761
P-hodnota(F)	1,03e-52
Logaritmus věrohodnosti	-405,1378
Akaikovo kritérium	820,2757
Schwarzovo kritérium	830,8300
Hannan-Quinnovo kritérium	824,4120
rho (koeficient autokorelace)	0,636777
Durbin-Watsonova statistika	0,725648

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Pomine-li se konstanta, p-hodnota byla nejvyšší pro proměnnou 6 (Y_2)

Obrázok 12 Výstup 5. modelu

Odhadnutý model má tvar:

$$\hat{C}_t = 495,104 + 0,1501Y_t + 0,1708Y_{t-1} + 0,0333Y_{t-2} + 0,1861Y_{t-3}$$

Ak disponibilný dôchodok vzrastie o 1 mil. EUR, vzrastie spotreba priemerne o 0,1501 mil. EUR ceteris paribus.

Koeficient Determinácie

$R^2 = 0,987663$ to znamená, že tento model vysvetľuje 98,76% celkovej variability v spotrebe a zvyšok, teda 1,24% pripisujeme vplyvu náhodnej zložky.

Testovanie hypotéz cez parametre modelu

Pre počet stupňov voľnosti 56 na 5% hladine významnosti je kritická hodnota Studentovho rozdelenia rovná 2,00324. Na základe porovnania kritických hodnôt studentovho rozdelenia s hodnotami vypočítaných t-hodnôt sme prišli k záveru, že parameter β_4 nie je štatisticky významný, pretože vypočítaná hodnota t-štatistiky je menšia ako kritická hodnota studentovho rozdelenia. Model upravíme teda tak, že vynecháme Y_{t-2} na koľko parameter β_4 nie je štatisticky významný.

Nový odhadnutý model má tvar:

$$\hat{C}_t = 515,034 + 0,1333Y_t + 0,1959_{t-1} + 0,2102_{t-3}$$

gretl: model 3

SouborUpravitTestyUložitGrafyAnalýzaLaTeX

Model 3: OLS, za použití pozorování 2003:4-2018:4 (T = 61)
Závisle proměnná: Csc

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	515,034	135,383	3,804	0,0003	***
Y	0,133327	0,0316298	4,215	9,01e-05	***
Y_1	0,195871	0,0253711	7,720	2,01e-010	***
Y_3	0,210177	0,0236832	8,875	2,48e-012	***

Střední hodnota závisle proměnné 9355,150
Sm. odchylka závisle proměnné 1683,264
Součet čtverců reziduí 2123184
Sm. chyba regrese 192,9996
Koeficient determinace 0,987511
Adjustovaný koeficient determinace 0,986854
F(3, 57) 1502,323
P-hodnota(F) 3,42e-54
Logaritmus věrohodnosti -405,5106
Akaikovo kritérium 819,0213
Schwarzovo kritérium 827,4648
Hannan-Quinnovo kritérium 822,3303
rho (koeficient autokorelace) 0,547135
Durbin-Watsonova statistika 0,900969

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Obrázok 13 Výstup 6. Modelu

Testovanie hypotéz o parametroch modelu

Pre počet stupňov voľnosti 57 na 5% hladine významnosti je kritická hodnota Studentovho rozdelenia rovná 2,00247.

Zápis hypotéz:

$H_0: \beta_i = 0$, oproti

$H_1: \beta_i \neq 0$, pre $i = 1, 2, 3, 4$,

$|t_{\beta_1}| = |3,804| > 2,002, \rightarrow$ zamietame H_0 , parameter β_1 je štatisticky významný.

$|t_{\beta_2}| = |4,215| > 2,002, \rightarrow$ zamietame H_0 , parameter β_2 je štatisticky významný.

$|t_{\beta_3}| = |7,720| > 2,002, \rightarrow$ zamietame H_0 , parameter β_3 je štatisticky významný.

$|t_{\beta_4}| = |8,875| > 2,002, \rightarrow$ platí, zamietame H_0 , parameter β_4 je štatisticky významný.

Všetky parametre sú štatisticky významné.

F- Test – Test modelu ako celku

Hodnota F- rozdelenia na 5% hladine významnosti sa rovná 2,766438.

Zápis hypotéz:

$H_0: \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = 0$ oproti

$H_1: \exists \beta_i \neq 0$, pre $i = 2, 3, 4$ potom

$F_{vyp} = 1502,323 > F_{0,95(3,57)} = 2,766438$., takže na hladine významnosti $\alpha = 0,05$ zamietame H_0 , teda model ako celok je štatisticky významný.

Testovanie autokorelácie

Na testovanie autokorelácie použijeme Durbinov-Watsonov test nakoľko v modeli sú oneskorené len vysvetľujúce premenné.. D-W štatistika = 0,901. Z tabuliek kritických

hodnôt sme si zistili dolnú a hornú kritickú hodnotu pre počet pozorovaní 61 a počet regresorov bez konštanty 3:

$$dL = 1,4847$$

$$dU = 1,6904$$

Zápis hypotéz:

$$H_0: \rho_1 = 0$$

$$H_1: \rho_1 \neq 0$$

Na základe toho je $DW \in <0;1,4847>$, takže zamietame H_0 , teda v našom modeli je prítomná pozitívna autokorelácia. Model skúsime oneskoriť o 4 obdobia, tým pádom nový odhadnutý model patrí k modelom s rozloženým oneskorením rádu 4.

3.7 Model s rozloženým oneskorením rádu 4

Nový odhadnutý model má tvar:

$$\hat{C}_t = 801,104 + 0,0277Y_t + 0,0926Y_{t-1} + 0,0889Y_{t-2} + 0,0798Y_{t-3} + 0,2412Y_{t-4}$$

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	801,104	111,904	7,159	2,27e-09	***
Y	0,0277125	0,0331278	0,8365	0,4065	
Y_1	0,0925959	0,0310587	2,981	0,0043	***
Y_2	0,0888979	0,0304865	2,916	0,0052	***
Y_3	0,0797678	0,0314710	2,535	0,0142	**
Y_4	0,241226	0,0344145	7,009	3,98e-09	***
Střední hodnota závisle proměnné			9416,422		
Sm. odchylka závisle proměnné			1627,425		
Součet čtverců reziduí			1087172		
Sm. chyba regrese			141,8901		
Koeficient determinace			0,993043		
Adjustovaný koeficient determinace			0,992398		
F(5, 54)			1541,514		
P-hodnota(F)			6,23e-57		
Logaritmus věrohodnosti			-379,2787		
Akaikovo kritérium			770,5574		
Schwarzovo kritérium			783,1234		
Hannan-Quinnovo kritérium			775,4726		
rho (koeficient autokorelace)			0,633683		
Durbin-Watsonova statistika			0,703611		
zde je poznámka o zkratkách statistik modelu					
Pomine-li se konstanta, p-hodnota byla nejvyšší pro proměnnou 1 (Y)					

Obrázok 14 Výstup 7. Modelu

Testovanie hypotéz o parametroch modelu

Pre počet stupňov voľnosti 54 na 5% hladine významnosti je kritická hodnota Studentovho rozdelenia rovná 2,00488.

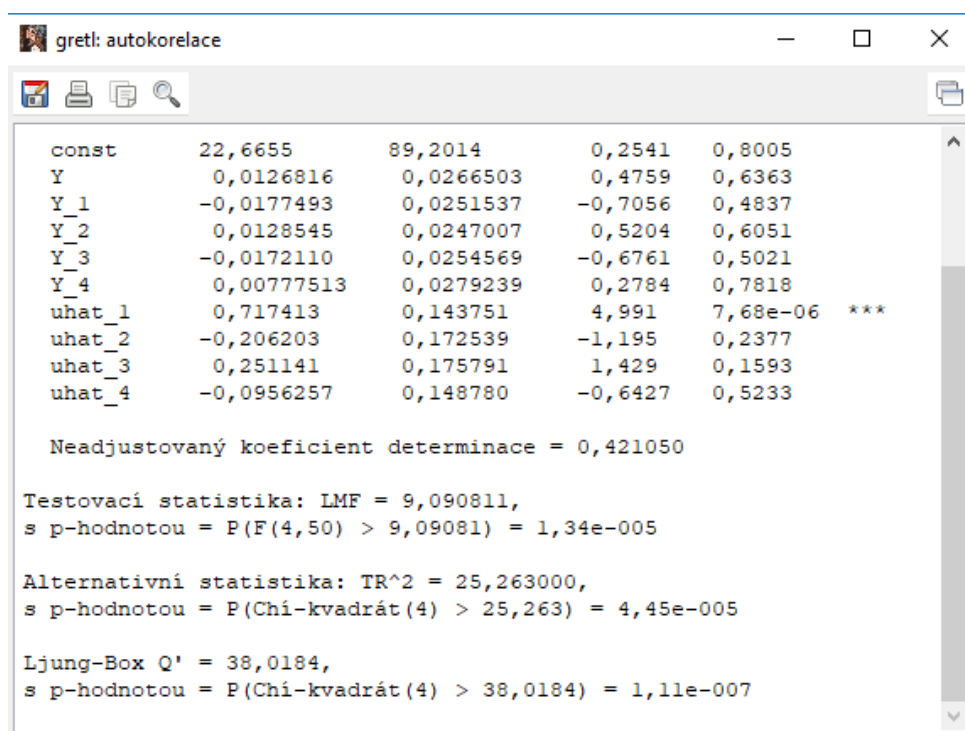
Na základe porovnania kritických hodnôt studentovho rozdelenia s hodnotami vypočítaných t-hodnôt sme prišli k záveru, že parameter β_2 nie je štatisticky významný, pretože vypočítaná hodnota t-štatistiky je menšia ako kritická hodnota studentovho rozdelenia.

F- Test – Test modelu ako celku

Hodnota F- rozdelenia na 5% hladine významnosti sa rovná 2,38607. Testujeme nulovú hypotézu, ktorá tvrdí, že model ako celok nie je štatisticky významný oproti alternatívnej hypotéze, ktorá tvrdí, že model nie je ako celok štatisticky významný. Na základe porovnania $F_{\text{vyp}} = 1541,514 > F_{0,95(5,54)} = 2,38607$ sme zamietli nulovú hypotézu a model ako celok je štatisticky významný.

Testovanie autokorelácie

Na testovanie autokorelácie použijeme Breuschov-Godfreyov test pre autokoreláciu štvrtého rádu.



The screenshot shows the 'gretl: autokorelace' window. It displays a table of regression coefficients for a model with variables: const, Y, Y_1, Y_2, Y_3, Y_4, uhat_1, uhat_2, uhat_3, and uhat_4. Below the table, it shows the unadjusted coefficient of determination (Neadjustovaný koeficient determinace = 0,421050) and three diagnostic statistics: Ljung-Box Q' = 38,0184, p-value = 1,11e-007; Breusch-Godfrey (LMF) = 9,090811, p-value = 1,34e-005; and Alternative (TR^2) = 25,263000, p-value = 4,45e-005. The p-values for all three tests are less than 0.05, indicating significant autocorrelation.

Variable	const	Y	Y_1	Y_2	Y_3	Y_4	uhat_1	uhat_2	uhat_3	uhat_4
coef	22,6655	0,0126816	-0,0177493	0,0128545	-0,0172110	0,00777513	0,717413	-0,206203	0,251141	-0,0956257
std	89,2014	0,0266503	0,0251537	0,0247007	0,0254569	0,0279239	0,143751	0,172539	0,175791	0,148780
t	0,2541	0,4759	-0,7056	0,5204	-0,6761	0,2784	4,991	-1,195	1,429	-0,6427
p	0,8005	0,6363	0,4837	0,6051	0,5021	0,7818	7,68e-06 ***	0,2377	0,1593	0,5233

Neadjustovaný koeficient determinace = 0,421050

Testovací statistika: LMF = 9,090811,
s p-hodnotou = $P(F(4,50) > 9,09081) = 1,34e-005$

Alternativní statistika: $TR^2 = 25,263000$,
s p-hodnotou = $P(\text{Chi-kvadrát}(4) > 25,263) = 4,45e-005$

Ljung-Box $Q' = 38,0184$,
s p-hodnotou = $P(\text{Chi-kvadrát}(4) > 38,0184) = 1,11e-007$

Obrázok 15 Výstup testu autokorelácie

Na základe Breuschovho-Godfreyovho testu zamietame hypotézu o neprítomnosti autokorelácie štvrtého rádu, lebo hodnota alternatívnej štatistiky $BG = 25,263000$, je väčšia ako ako kritická hodnota Chi kvadrát rozdelenia pre 4 stupne voľnosti = 9,487729. V predchádzajúcom modeli sme skúsili autokoreláciu odstrániť vyčlenením parametra z modelu, ktorý nebol štatisticky významný, teraz skúsime autokoreláciu odstrániť teraz pridaním autoregresného člena AR.

3.8 Model s autoregresnými členmi AR1, AR2, AR3, AR4

Soubor Upravit Testy Uložit Grafy Analýza LaTeX

Závisle proměnná: Csc

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	3146,64	659,435	4,772	1,52e-05	***
Y	0,104228	0,0233965	4,455	4,49e-05	***
Y_1	0,0686967	0,0156354	4,394	5,51e-05	***
Y_2	0,0556395	0,0159276	3,493	0,0010	***
Y_3	0,0509528	0,0168636	3,021	0,0039	***
Y_4	0,126016	0,0252574	4,989	7,15e-06	***
u_1	0,653435	0,136138	4,800	1,38e-05	***
u_2	-0,117654	0,159124	-0,7394	0,4630	
u_3	0,176359	0,159912	1,103	0,2752	
u_4	0,162808	0,126668	1,285	0,2044	

Součet AR koeficientů = 0,874948

Statistika založená na rho-diferencovaných datech:

Střední hodnota závisle proměnné	1371,441
Sm. odchylka závisle proměnné	198,6150
Součet čtverců reziduí	379048,3
Sm. chyba regrese	87,06874
Koeficient determinace	0,996436
Adjustovaný koeficient determinace	0,996079
F(5, 50)	47,23905
P-hodnota(F)	8,77e-18
rho (koeficient autokorelace)	0,034999
Durbin-Watsonova statistika	1,924040

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Obrázok 16 Výstup 8. modelu

Nový odhadnutý model má tvar:

$$\hat{C}_t = 3146,64 + 0,1042 Y_t + 0,0687Y_{t-1} + 0,0556Y_{t-2} + 0,0510Y_{t-3} + 0,1260Y_{t-4}$$

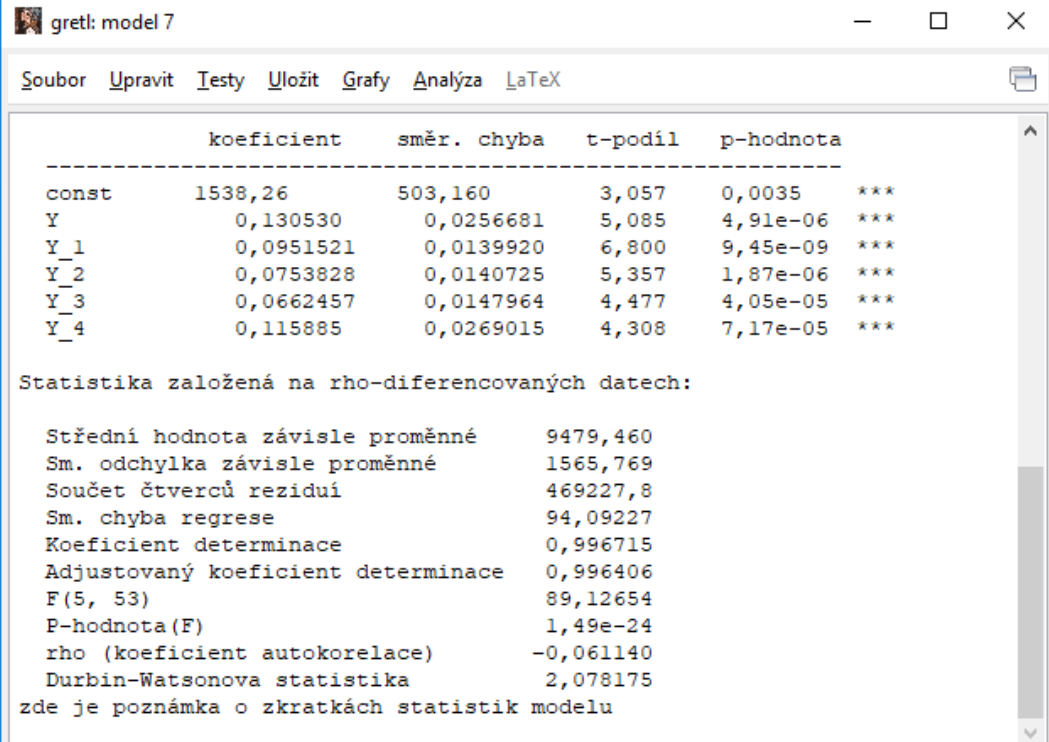
$$e = 0,6534e - 0,1177e + 0,1764e + 0,1628e$$

Testovanie hypotéz o parametroch modelu

Na základe porovnania kritických hodnôt studentovho rozdelenia s hodnotami vypočítaných t-hodnôt sme prišli k záveru, že autoregresné členy AR2, AR3 a AR4 nie sú štatisticky významné. Model skúsime upraviť vyradením týchto troch autoregresných členov z modelu.

3.9 Model s autoregresným členom AR1

Na základe zistenia, že autoregresné členy AR2, AR3 a AR4 nie sú štatisticky významné sme ich z modelu vyradili a odhadli nový model.



	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	1538,26	503,160	3,057	0,0035	***
Y	0,130530	0,0256681	5,085	4,91e-06	***
Y_1	0,0951521	0,0139920	6,800	9,45e-09	***
Y_2	0,0753828	0,0140725	5,357	1,87e-06	***
Y_3	0,0662457	0,0147964	4,477	4,05e-05	***
Y_4	0,115885	0,0269015	4,308	7,17e-05	***

Statistika založená na rho-diferencovaných datech:

Střední hodnota závisle proměnné	9479,460
Sm. odchylka závisle proměnné	1565,769
Součet čtverců reziduí	469227,8
Sm. chyba regrese	94,09227
Koeficient determinace	0,996715
Adjustovaný koeficient determinace	0,996406
F(5, 53)	89,12654
P-hodnota(F)	1,49e-24
rho (koeficient autokorelace)	-0,061140
Durbin-Watsonova statistika	2,078175

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Obrázok 17 Výstup 9. modelu

Testovanie hypotéz o parametroch modelu

Pre počet stupňov voľnosti 53 na 5% hladine významnosti je kritická hodnota Studentovho rozdelenia rovná 2,00575. Na základe porovnania kritických hodnôt studentovho rozdelenia s hodnotami vypočítaných t-hodnôt sme prišli k záveru, že všetky parametre sú štatisticky významné.

F- Test – Test modelu ako celku

Hodnota F- rozdelenia na 5% hladine významnosti sa rovná 2,389444. Testujeme nulovú hypotézu, ktorá tvrdí, že model ako celok nie je štatisticky významný oproti alternatívnej hypotéze, ktorá tvrdí, že model nie je ako celok štatisticky významný.

$F_{\text{vyp}} = 89,1265 > F_{0,05(5,53)} = 2,3894$, takže na hladine významnosti $\alpha = 0,05$ zamietame H_0 , teda model ako celok je štatisticky významný.

Testovanie autokorelácie

Na testovanie autokorelácie použijeme Durbinov-Watsonov test. D-W štatistika = 2,0782. Z tabuliek kritických hodnôt sme si zistili dolnú a hornú kritickú hodnotu pre počet pozorovaní 59 a počet regresorov bez konštanty 5:

$$dL = 1,4019$$

$$dU = 1,7672$$

Zápis hypotéz:

$$H_0: \rho_1 = 0$$

$$H_1: \rho_1 \neq 0$$

Na základe D-W štatistiky nezamietame nulovú hypotézu a tým sme zistili, že vyradením autoregresných členov AR2, AR3 a AR4 sa nám podarilo autokoreláciu z modelu odstrániť.

4 Výsledky práce

Problematika ako spotreba obyvateľstva je veľmi komplexný ukazovateľ, ktorým sa zaoberá množstvo štúdií, ktoré sme spomenuli v teoretickej časti práce. J. M. Keynes spotrebu chápal ako veličinu, ktorú hlavne ovplyvňuje výška disponibilného príjmu obyvateľstva. Iný pohľad na spotrebu nám poskytla teória permanentného dôchodku M. Friedmana, v ktorej tvrdí, že spotrebitelia nespotrebovávajú len v deň, keď dôchodok dostanú, ale aj v minulom aj v budúcom období.

4.1 Charakteristika objektu skúmania

Ako primárnu definíciu spotreby by sme uviedli, že je to to uspokojovanie potrieb, alebo súhrn výdavkov obyvateľstva vynaložených na finálne statky a služby. Na spotrebu vplyva disponibilný príjem, pretože obyvateľstvo svoj príjem rozdeľuje medzi úspory a spotrebu. Je pravidlom, že spotrebitelia s vyšším dôchodkom spotrebovávajú viac, ako spotrebitelia s nižším dôchodkom.

4.2 Metodika výskumu

V nasledujúcej podkapitole charakterizujeme ciele, ktoré sme chceli dosiahnuť týmto výskumom a to tému analýzy a problém analýzy.

4.3 Cieľ a výsledok výskumu

Naším cieľom bolo vykonať dynamickú analýzu spotreby obyvateľstva na Slovensku a to využitím dynamických ekonometrických modelov. S problémami s ktorými sme sa v analýze stretli boli najčastejšie prítomnosť autokorelácie v modeli, alebo štatistická nevýznamnosť parametrov modelu. Tieto problémy sme sa snažili odstrániť práve dynamizovaním modelov, konkrétne pridaním do modelu oneskorených premenných, pridaním autoregresných členov alebo vylúčením štatisticky nevýznamných parametrov z modelu. Cieľom bolo nájsť najvhodnejší model, ktorý spĺňa všetky predpoklady a ukázať, že model má aj reálnu aplikáciu. Túto aplikáciu sme dokázali prognózou na budúce obdobie pre rok 2019 na jednotlivé štvrťroky. .

Práca podáva ucelený pohľad od teoretického vysvetlenia teórií spotreby, až po praktickú dynamickú analýzu spotreby v rokoch 2003 – 2018 a následnú prognózu pre jednotlivé štvrťroky roku 2019. V práci by sme chceli poukázať hlavne na

ZÁVER

Cieľom tejto bakalárskej práce bolo teoreticky spracovať poznatky o spotrebe a ekonometrických modeloch a na základe poznatkov vykonať dynamickú analýzu vývoja konečnej spotreby obyvateľstva na Slovensku a to využitím dynamických ekonometrických modelov. A v poslednej časti prognózovať budúci vývoj konečnej spotreby obyvateľstva.

V prvej kapitole sme sa zamerali na vysvetlenie pojmov spätých so spotrebou, potom sme sa venovali základným makroekonomickým teóriám spotreby. V ďalšej časti sme sledovali vývoj hlavných determinantov, ktoré ovplyvňujú spotrebu a to disponibilného príjmu a hrubého domáceho produktu a urobili komparáciu zistených hodnôt medzi Slovenskou republikou a vybranými krajinami.

V druhej kapitole sme objasňovali metodiku a cieľ práce. Uviedli sme slovenských a zahraničných ekonómov, ktorí sa zaoberali dynamickými ekonometrickými modelmi. Popísali sme spotrebné funkcie a typy dynamických ekonometrických modelov, s ktorými sme pracovali aj v aplikačnej časti

V praktickej časti v tretej kapitole sme sa zaoberali už konkrétnou konštrukciou dynamických ekonometrických modelov. Začali sme statickým modelom spotreby, ktorý sme postupnou modifikáciou dynamizovali a potom sme sa venovali konštrukcii už len dynamických modelov. Pri testovaní kvality modelov sme využili štatistickú verifikáciu. Overovali sme štatistickú významnosť jednotlivých parametrov pri nezávislých premenných, potom sme testovali či je model ako celok štatisticky významný a v poslednom kroku v každom modeli sme testovali prítomnosť autokorelácie. Prítomnosť autokorelácie sme testovali pomocou Durbinovej-Watsonovej štatistiky v prípade statického modelu a v prípade dynamických modelov sme využívali Breuschov-Godfreyov test. V závere, ak model mal splnené všetky predpoklady sme vytvorili prognózu ex ante pre jednotlivé štvrťroky roku 2019

V poslednej kapitole sme celkovo vyhodnocovali výsledky práce, ich prínos a možnú aplikáciu v praxi.

ZOZNAM BIBLIOGRAFICKÝCH ODKAZOV

FRISCH, R. *A dynamics approach to economic theory*. [online]. [Cit. 22..04.2019]. Dostupné na internete

<https://books.google.sk/books?id=myPKAgAAQBAJ&printsec=frontcover&dq=Ragnar+FRISCH&hl=sk&sa=X&ved=0ahUKEwjHipzDgqPiAhVGwsQBHVygB_wQ6AEIKDAA#v=onepage&q=Ragnar%20FRISCH&f=false>

GARAJ, V. – ŠUJAN, I. 1980. *Ekonometria*. Bratislava : ALFA, 1980. 264 s. ISBN 63-559-80.

GUJARATI, D. 2004. *Basic Econometrics*. [online]. [Cit. 15.04.2019]. Dostupné na internete < https://www.academia.edu/10126125/GUJARATI_2004_BASIC_ECONOMETRICS >

HENDRY, D. F. 1995. *Dynamic Econometrics*. Oxford : Oxford University Press. 1995. 815 s. ISBN 0-19-828317-2

HUSÁR J. – LUKÁČIK M. 2004. *Aplikovaná ekonometria*. Bratislava : EKONÓM, 2004. 260 s. ISBN 80–225-1869-7.

HUŠEK R. – PELIKÁN J. 2003. *Aplikovaná ekonometrie teorie a praxe*. 1. Vyd. Praha: PROFESSIONAL PUBLISHING, 2003. 263 s. ISBN 80-86419-29-0.

IVANIČOVÁ Z. – CHOCHOLATÁ M. – SURMANOVÁ K. 2012. *Ekonometrické modelovanie* Bratislava : EKONÓM, 2012. 352 s. ISBN 978-80-225-3381-2.

LISÝ J. a kol. 2005. *Ekonomía v novej ekonomike*. 1. vyd. Bratislava : Iura Edition, 2005. 636 s. ISBN 80-80787-063-3.

LUKÁČIKOVÁ A. – LUKÁČIK M. 2008. *Ekonometrické modelovanie s aplikáciami*. Bratislava : EKONÓM, 2008. 343 s. ISBN 978-80-225-2614-2.

OECD 2019. *OECD Stats*. [online]. [Cit. 02.05.2019]. Dostupné na internete <<https://stats.oecd.org/#>>

SEKERKA, B. 2007. *Makroekonomie*. Praha : Profess Consulting. 2007. 488 s. ISBN 80-7259-50-6.

SEKERKA, B. *Makroekonomie*. Praha: Profess Consulting, 2007. 488 s. ISBN 978-80-7259-050-6.

ŠLOSÁR, R. – ŠLOSÁROVÁ, A. – MAJTÁN, Š. 1996. Výkladový slovník ekonomických pojmov. 2. vyd. Bratislava: Slovenské pedagogické nakladateľstvo, 1996. 254s. ISBN80-08-00869-5.

ŠSTATISTICKÝ ÚRAD SR. 2019. *DataCube*. [online]. [Cit. 24.04.2019]. Dostupné na internete < <http://datacube.statistics.sk/> >

