

UNIVERZITET UNION
BEOGRADSKA BANKARSKA AKADEMIJA
FAKULTET ZA BANKARSTVO, OSIGURANJE I FINANSIJE



Milica Bugarčić

ISTRAŽIVANJE UTICAJA DOHOTKA NA
TRAŽNJU ZA POTROŠNIM DOBRIMA
-TEORIJSKO-METODOLOŠKE OSNOVE I
EMPIRIJSKA PRIMENA-

Doktorska disertacija

Beograd, 2019. godina

UNIVERZITET UNION
BEOGRADSKA BANKARSKA AKADEMIJA
FAKULTET ZA BANKARSTVO, OSIGURANJE I FINANSIJE



Milica Bugarčić

ISTRAŽIVANJE UTICAJA DOHOTKA NA
TRAŽNJU ZA POTROŠNIM DOBRIMA
-TEORIJSKO-METODOLOŠKE OSNOVE I
EMPIRIJSKA PRIMENA-

Doktorska disertacija

Beograd, 2019. godina

Članovi komisije:

Prof. dr Zoran Grubišić, predsednik komisije
Beogradska bankarska akademija –
Fakultet za bankarstvo, osiguranje i finansije
Univerzitet “Union” Beograd

Emeritus prof. dr Hasan Hanić, mentor
Beogradska bankarska akademija –
Fakultet za bankarstvo, osiguranje i finansije
Univerzitet “Union” Beograd

Prof. dr Radmila Jančić, član komisije
Fakultet organizacionih nauka
Univerzitet u Beogradu

Datum odbrane doktorske disertacije: _____, u Beogradu

ISTRAŽIVANJE UTICAJA DOHOTKA NA TRAZNJU ZA POTROŠNIM DOBRIMA

-TEORIJSKO-METODOLOŠKE OSNOVE I EMPIRIJSKA PRIMENA-

REZIME

Predmet doktorske disertacije jeste istraživanje uticaja dohotka na tražnju za potrošnim dobrima, uključujući teorijske i metodološke aspekte i empirijsku analizu tražnje za potrošnim dobrima. Osnovni ciljevi istraživanja su da se postavi teorijsko-metodološki i konceptualni okvir za ekonometrijsku analizu potrošačke tražnje, zatim da se kvantifikuje uticaj dohotka na potrošnju domaćinstava, da se ispita uticaj kvalitativnih obeležja domaćinstava na zavisnost potrošnje od dohotka i testiraju hipoteze o validnosti Engelovih zakona u odnosima izdataka za pojedine grupe proizvoda i usluga i dohotka domaćinstava.

Istraživanje je sprovedeno na osnovu baza podataka godišnjih anketa o potrošnji domaćinstava u Srbiji koje je Republički zavod za statistiku Srbije sproveo prema metodologiji Agencije za statistiku Evropske unije u periodu od 2006. do 2018. godine.

Modeliranje uticaja dohotka kao osnovne eksplanatorne varijable i kvalitativnih karakteristika domaćinstava kao kontrolnih varijabli sprovedeno je na bazi sedam funkcionalnih formi Engelovih krivih formulisanih u obliku jedne regresione jednačine i na bazi AIDS i QUAIDS modela kompletnih sistema regresionih jednačina tražnje. Navedene funkcionalne forme korišćene su i za testiranje statističkih hipoteza koje se pre svega odnose na dohodne elasticitete izdataka, čije numeričke vrednosti korespondiraju sa odgovarajućim Engelovim zakonima o promeni učešća izdataka za pojedine proizvode i usluge uslovljenih promenama dohotka odnosno ukupnih izdataka domaćinstava.

Rezultati empirijskih istraživanja potrošnje domaćinstava u Srbiji su pokazali da ne postoji univerzalna funkcionalna forma koja podjednako dobro opisuje zavisnost potrošnje pojedinih proizvoda i usluga od dohotka domaćinstava, zatim da su u odnosima izdataka za pojedine proizvode i usluge od dohotka domaćinstava validni Engelovi zakoni koji se odnose na izdatke za hranu i bezalkoholna pića (Prvi Engelov zakon), izdatke za luksuzne proizvode i usluge (Treći Engelov zakon), dok se zakonitosti koje se odnose na relativno neophodna odnosno relativno luksuzna dobra i usluge, koje postulira Drugi Engelov zakon, nisu postvrdile u svim slučajevima.

Ključne reči: potrošnja domaćinstva, Engelovi zakoni, dohodni elasticiteti, cenovni elasticiteti, model jedne jednačine, model kompletnog sistema jednačina tražnje, Paretov model, AIDS, QUAIDS

Naučna oblast: Ekonomija

Uža naučna oblast: Mikroekonomija

RESEARCH ON THE IMPACT OF INCOME ON THE DEMAND FOR CONSUMER GOODS

-THEORETICAL-METHODOLOGICAL BASIS AND EMPIRICAL APPLICATION-

SUMMARY

The subject of the doctoral dissertation is the study of the impact of income on the demand for consumer goods, including theoretical and methodological aspects and the empirical analysis of the demand for consumer goods. The main goals of the research are to establish a theoretical, methodological and conceptual framework for econometric analysis of consumer demand, to quantify the impact of income on household consumption, to examine the influence of qualitative characteristics of households on the dependence of consumption on income and to test hypotheses about the validity of Engel's laws in expenditures for individual groups of products and services and household income.

The survey was conducted on the basis of databases of annual household consumption surveys in Serbia conducted by the Statistical Office of the Republic of Serbia according to the methodology of the European Union Agency for Statistics from 2006 to 2018.

Modeling the impact of income as a basic explanatory variable and qualitative characteristics of households as control variables was conducted on the basis of seven functional forms of Engel curves formulated in the form of one regression equation and on the basis of AIDS and QUAIDS models of complete systems of regression demand equations. The above functional forms were also used to test statistical hypotheses that primarily relate to income elasticities of expenditures, whose numerical values correspond to the appropriate Engel laws on changes in the share of expenditures for individual products and services caused by changes in income or total household expenditures.

The results of empirical household consumption surveys in Serbia show that there is no universal functional form that equally well describes the dependence of consumption of certain products and services on household income. In addition, Engel's laws relating to expenditures are valid in relation to expenditures for individual products and services of household income for food and non-alcoholic beverages (First Engel's Law), expenditure on luxury goods and services (Third Engel's Law), while the relation referring to the relatively necessary or relatively luxury goods and services, as postulated by the Second Engel's Law, has not been confirmed in all cases.

Keywords: household consumption, Engel's laws, income elasticities, price elasticities, one-equation model, complete system of demand equation model, Pareto model, AIDS, QUAIDS

Scientific field: Economics

Narrow scientific field: Microeconomics

IZJAVA O AUTORSTVU

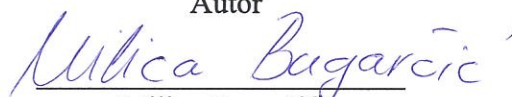
Izjavljujem da je doktorska disertacija pod naslovom

ISTRAŽIVANJE UTICAJA DOHOTKA NA TRAŽNJU ZA POTROŠNIM DOBRIMA
- TEORIJSKO-METODOLOŠKE OSNOVE I EMPIRIJSKA PRIMENA –

rezultat mog samostalnog istraživačkog rada i da su korišćene bibliografske reference istinito i jasno navedene, kao i da su sumarno prezentovane u okviru Literature.

U Beogradu, 2019. godine.

Autor


Milica Bugarčić

IZRAZI ZAHVALNOSTI

Koristim ovu priliku da izrazim neizmernu zahvalnost mom mentoru, emeritusu prof. dr Hasanu Haniću koji me je svojim instruktivnim smernicama i veoma korisnim savetima uveo u svet nauke. Zahvaljujući njegovom bogatom naučnom opusu, dugogodišnjem iskustvu, posvećenosti u razvoju naučnog podmlatka, a nadasve velikom strpljenju sa kojim je pratio ceo proces izrade doktorske disertacije, od najranije faze koja je podrazumevala osposobljenost za korišćenje osnovnih ekonometrijskih tehnika i drugih metodoloških alata neophodnih za bavljenje naučno-istraživačkim radom, zatim faze razvijanja interesovanja za dublje proučavanje potrošačke tražnje i koncipiranja sadržaja doktorske disertacije, pa sve do sprovođenja postavljenog plana istraživanja, ova disertacija je dobila formu koja odgovara najvišim istraživačkim standardima.

Želim takođe da se zahvalim članovima komisije prof. dr Zoranu Grubišiću i prof. dr Radmili Janičić na pomoći koju su mi pružili prilikom obrade pojedinih pitanja obuhvaćenih ovom disertacijom.

Posebnu zahvalnost dugujem Republičkom zavodu za statistiku Srbije i Zavodu za statistiku – MONSTAT koji su mi omogućili pristup bazama podataka anketa o potrošnji domaćinstava koje su sprovedene u Srbiji i Crnoj Gori.

Poseban podsticaj i pomoć pri izradi doktorske disertacije pružili su mi moje drage kolege i koleginice sa Beogradske bankarske akademije koji su preuzeli deo mojih obaveza i time mi omogućili da više vremena posvetim istraživačkom radu.

Značajnu pomoć prilikom tehničkog uobličavanja teksta pružili su mi Nada Šironja i Branko Lazarević, kojima se takođe ovom prilikom zahvaljujem.

Nadasve, posebnu zahvalnost za podršku, ljubav i razumevanje dugujem mojim roditeljima, Radici i Zoranu koji su mi, kao i uvek do sada, bili najveći oslonac u radu.

Milica Bugarčić

SPISAK SLIKA

Sl. 2. 1 Ukupna korisnost	45
Sl. 2. 2 Granična korisnost	45
Sl. 2. 3 Kriva granične korisnosti izražena pomoću cene i granične korisnosti novca ..	46
Sl. 2. 4 Kriva granične korisnosti za $\lambda = 1$	46
Sl. 2. 5 Budžetska hiper-ravan.....	49
Sl. 2. 6 Krive indiferencije.....	51
Sl. 2. 7 Granična stopa supstitucije	52
Sl. 2. 8 Uslov optimalnosti potrošnje	53
Sl. 2. 9 Homotetična mapa indiferencije	69
Sl. 5. 1 Lorencova kriva sa perfektnom jednakošću ($Y = X$).....	112
Sl. 5. 2 Lorencova kriva nejednakosti	112
Sl. 6. 1 Linearna Engelova funkcija sa pozitivnim odsečkom	128
Sl. 6. 2 Elastičnost linearne Engelove funkcije sa pozitivnim odsečkom	128
Sl. 6. 3 Linearna Engelova funkcija sa negativnim odsečkom.....	129
Sl. 6. 4 Elastičnost linearne Engelove funkcije sa pozitivnim odsečkom	129
Sl. 6. 5 Kvadratna Engelova parabola	130
Sl. 6. 6 Elastičnost kvadratne Engelove parabole.....	130
Sl. 6. 7 Stepena funkcija	131
Sl. 6. 8 Dvostruko logaritamska Engelova funkcija	131
Sl. 6. 9 Elastičnost Engelove krive sa konstantnim elasticitetom	132
Sl. 6. 10 Polulogaritamska Engelova funkcija.....	132
Sl. 6. 11 Elastičnost polulogaritamske Engelove funkcije	132
Sl. 6. 12 Engelova hiperbola.....	133
Sl. 6. 13 Elastičnost Engelove hiperbole	133
Sl. 6. 14 Engelova log-hiperbola	134
Sl. 6. 15 Elastičnost Engelove log-hiperbole.....	134
Sl. 6. 16 Engelova log-log hiperbola	135
Sl. 6. 17 Elastičnost Engelove log-log hiperbole.....	135
Sl. 6. 18 Logistička Engelova kriva.....	137
Sl. 6. 19 Elastičnost logističke Engelove krive	137
Sl. 6. 20 Prva Törnquist Engelova kriva.....	138
Sl. 6. 21 Elastičnost Prve Törnquist Engelove krive	138
Sl. 6. 22 Druga Törnquist Engelova kriva	138
Sl. 6. 23 Elastičnost Druge Törnquist Engelove krive	138
Sl. 6. 24 Treća Törnquistova Engelova kriva	139
Sl. 6. 25 Elastičnost Treće Törnquistove Engelove krive.....	139
Sl. 6. 26 Četvrta Törnquist Engelova kriva	140
Sl. 6. 27 Log-normalna sintetička Engelova kriva	141
Sl. 6. 28 Elastičnost log-normalne sintetičke Engelove krive	141
Sl. 6. 29 Populacijska i uzoračka regresiona prava	145
Sl. 7. 1 Struktura domaćinstava Srbije prema visini dohotka u 2018. godini	173

Sl. 7. 2 Struktura domaćinstava Srbije prema broju članova domaćinstva u 2018. godini	173
Sl. 7. 3 Struktura domaćinstava Srbije prema polu nosioca domaćinstva u 2018. godini	174
Sl. 7. 4 Struktura domaćinstava Srbije prema stepenu obrazovanja nosioca domaćinstva u 2018. godini	174
Sl. 7. 5 Struktura domaćinstava Srbije prema godinama starosti nosioca domaćinstva u 2018. godini.....	174
Sl. 7. 6 Struktura domaćinstava Srbije prema ekonomskoj aktivnosti nosioca domaćinstva u 2018. godini	174

SPISAK GRAFIKONA

Grafik 7.1 Log-log Engelova kriva izdataka za hranu i bezalkoholna pića u Srbiji (2006. i 2018. godine)	176
Grafik 7.2 Dohodni elasticiteti izdataka za hranu i bezalkoholna pića u Srbiji (2006. i 2018. godine).....	176
Grafik 7.3 Kvadratna Engelova kriva izdataka za alkoholna pića i duvan u Srbiji (2006. i 2018. godine)	182
Grafik 7.4 Dohodni elasticiteti izdataka za alkoholna pića i duvan u Srbiji (2006. i 2018. godine)	183
Grafik 7.5 Linearna Engelova kriva izdataka za odeću i obuću u Srbiji (2006. i 2018. godine).....	187
Grafik 7.6 Dohodni elasticiteti izdataka za odeću i obuću u Srbiji (2006. i 2018. godine).....	191
Grafik 7.7 Log-log Engelova kriva izdataka za stanovanje, vodu, struju, gas i druga goriva u Srbiji (2006. i 2018. godine)	192
Grafik 7.8 Dohodni elasticiteti izdataka za stanovanje, vodu, struju, gas i druga goriva u Srbiji (2006. i 2018. godine)	196
Grafik 7.9 Log-log Engelova kriva izdataka za opremanje stana i tekuće održavanje u Srbiji (2006. i 2018. godine).....	197
Grafik 7.10 Dohodni elasticiteti izdataka za opremanje stana i tekuće održavanje u Srbiji (2006. i 2018. godine).....	197
Grafik 7.11 Log-log Engelova kriva izdataka za opremanje stana u Srbiji (2006. i 2018. godine).....	201
Grafik 7.12 Log-log Engelova kriva izdataka za tekuće održavanje stana u Srbiji (2006. i 2018. godine).....	201
Grafik 7.13 Kvadratna Engelova krivih izdataka za zdravlje u Srbiji (2006. i 2018. godine).....	202
Grafik 7.14 Dohodni elasticiteti izdataka za zdravlje u Srbiji (2006. i 2018. godine)	202
Grafik 7.15 Duplo-logaritamska Engelova kriva izdataka za transport u Srbiji (2006. i 2018. godine)	206

Grafik 7.16 Dohodni elasticiteti izdataka za transport u Srbiji (2006. i 2018. godine)	207
Grafik 7.17 Log-log Engelova kriva izdataka za trajna dobra i usluge za transport u Srbiji (2006. i 2018. godine)	211
Grafik 7.18 Kvadratna Engelova kriva izdataka za upotrebu vozila u Srbiji (2006. i 2018. godine)	212
Grafik 7.19 Log-log Engelova kriva izdataka za usluge transpo-rta u Srbiji (2006. i 2018. godine)	212
Grafik 7.20 Duplo-logaritamska Engelova kriva izdataka za komunikacije u Srbiji (2006. i 2018. godine)	213
Grafik 7.21 Dohodni elasticiteti izdataka za komunikacije u Srbiji (2006. i 2018. godine)	217
Grafik 7.22 Log-log Engelova kriva izdataka za rekreaciju i kulturu u Srbiji (2006. i 2018. godine)	218
Grafik 7.23 Dohodni elasticiteti izdataka za rekreaciju i kulturu u Srbiji (2006. i 2018. godine)	222
Grafik 7.24 Duplo-logaritamska Engelova kriva izdataka za obrazovanje u Srbiji (2006. i 2018. godine)	223
Grafik 7.25 Duplo-logaritamska Engelova kriva izdataka za restorane i hotele u Srbiji (2006. i 2018. godine)	228
Grafik 7.26 Dohodni elasticiteti izdataka za restorane i hotele u Srbiji (2006. i 2018. godine)	228
Grafik 7.27 Duplo-logaritamska Engelova kriva izdataka za ostale lične predmete i ostale usluge u Srbiji (2006. i 2018. godine)	232
Grafik 7.28 Dohodni elasticiteti izdataka za ostale lične predmete i ostale usluge u Srbiji (2006. i 2018. godine)	236

SPISAK TABELA

Tabela 4. 1 Osnovne tehnike istraživanja tražnje	105
Tabela 6. 1 Nelinearni modeli Engelovih funkcija	154
Tabela 6. 2 Marginalna sklonost ka potrošnji i dohodna elastičnost najpoznatijih Engelovih krivih	162
Tabela 7. 1 Struktura uzoraka domaćinstava u Srbiji i Crnoj Gori, 2006-2018. godine	170
Tabela 7. 2 Struktura lične potrošnje domaćinstava Srbije, 2006-2018, u procentima	171
Tabela 7. 3 Struktura prihoda domaćinstava Srbije za period 2006-2018, u procentima	172
Tabela 7. 4 Ocenjene Engelove krive izdataka za "Hranu i bezalkoholna pića" domaćinstava u Srbiji i u Crnoj Gori u 2006. godini	177
Tabela 7. 5 Ocenjene Engelove krive izdataka za "Hranu i bezalkoholna pića" domaćinstava u Srbiji i Crnoj Gori u 2012. godini	178

Tabela 7. 6 Ocenjene Engelove krive izdataka “Hranu i bezalkoholna pića” domaćinstava u Srbiji u 2018. godini	179
Tabela 7. 7 Dohodni elasticiteti za kategorije izdataka „Hrana i bezalkoholna pića“ u Srbiji, 2006. i 2018. godine	180
Tabela 7. 8 Ocenjene Engelove krive izdataka za “Alkoholna pića i duvan” domaćinstava u Srbiji i Crnoj Gori u 2006. godini.....	184
Tabela 7. 9 Ocenjene Engelove krive izdataka za “Alkoholna pića i duvan” domaćinstava u Srbiji i Crnoj Gori u 2012. godini.....	185
Tabela 7. 10 Ocenjene Engelove krive izdataka za “Alkoholna pića i duvan” domaćinstava u Srbiji u 2018. godini	186
Tabela 7. 11 Ocenjene Engelove krive izdataka za “Odeću i obuću” domaćinstava u Srbiji i Crnoj Gori u 2006. godini.....	188
Tabela 7. 12 Ocenjene Engelove krive izdataka za “Odeću i obuću” domaćinstava u Srbiji i Crnoj Gori u 2012. godini.....	189
Tabela 7. 13 Ocenjene Engelove krive izdataka za “Odeću i obuću” domaćinstava u Srbiji u 2018. godini	190
Tabela 7. 14 Ocenjene Engelove krive izdataka za “Stanovanje, vodu, struju, gas i druga goriva” domaćinstava u Srbiji i Crnoj Gori u 2006. godini	193
Tabela 7. 15 Ocenjene Engelove krive izdataka za “Stanovanje, vodu, struju, gas i druga goriva” domaćinstava u Srbiji i Crnoj Gori 2012. godini	194
Tabela 7. 16 Ocenjene Engelove krive izdataka za “Stanovanje, vodu, struju, gas i druga goriva” domaćinstava u Srbiji u 2018. godini	195
Tabela 7. 17 Ocenjene Engelove krive izdataka za “Opremu za stan i tekuće održavanje” domaćinstava u Srbiji i Crnoj Gori u 2006. godini	198
Tabela 7. 18 Ocenjene Engelove krive izdataka za “Opremu za stan i tekuće održavanje” domaćinstava u Srbiji i Crnoj Gori u 2012. godini	199
Tabela 7. 19 Ocenjene Engelove krive izdataka za “Opremu za stan i tekuće održavanje” domaćinstava u Srbiji u 2018. godini	200
Tabela 7. 20 Ocenjene Engelove krive izdataka za “Zdravlje” domaćinstava u Srbiji i Crnoj Gori u 2006. godini	203
Tabela 7. 21 Ocenjene Engelove krive izdataka za “Zdravlje” domaćinstava u Srbiji i Crnoj Gori u 2012. godini.....	204
Tabela 7. 22 Ocenjene Engelove krive izdataka za “Zdravlje” domaćinstava u Srbiji u 2018. godini.....	205
Tabela 7. 23 Ocenjene Engelove krive izdataka za “Transport” domaćinstava u Srbiji i Crnoj Gori u 2006. godini	208
Tabela 7. 24 Ocenjene Engelove krive izdataka za “Transport” domaćinstava u Srbiji i Crnoj Gori u 2012. godini	209
Tabela 7. 25 Ocenjene Engelove krive izdataka za “Transport” domaćinstava u Srbiji u Srbiji u 2018. godini	210
Tabela 7. 26 Ocenjene Engelove krive izdataka za “Komunikaciju” domaćinstava u Srbiji i Crnoj Gori u 2006. godini.....	214
Tabela 7. 27 Ocenjene Engelove krive izdataka za “Komunikaciju” domaćinstava u Srbiji i Crnoj Gori u 2012. godini	215

Tabela 7. 28 Ocenjene Engelove krive izdataka za “Komunikaciju” domaćinstava u Srbiji u Srbiji 2018. godini.....	216
Tabela 7. 29 Ocenjene Engelove krive izdataka za “Rekreaciju i kulturu” domaćinstava u Srbiji i Crnoj Gori u 2006. godini	219
Tabela 7. 30 Ocenjene Engelove krive izdataka za “Rekreaciju i kulturu” domaćinstava u Srbiji i Crnoj Gori u 2012. godini	220
Tabela 7. 31 Ocenjene Engelove krive izdataka za “Rekreaciju i kulturu” domaćinstava u Srbiji u 2018. godini.....	221
Tabela 7. 32 Ocenjene Engelove krive izdataka za “Obrazovanje” domaćinstava u Srbiji i Crnoj Gori u 2006. godini	224
Tabela 7. 33 Ocenjene Engelove krive izdataka za “Obrazovanje” domaćinstava u Srbiji i Crnoj Gori u 2012. godini	225
Tabela 7. 34 Ocenjene Engelove krive izdataka za “Obrazovanje” domaćinstava u Srbiji u Srbiji u 2018. godini	226
Tabela 7. 35 Ocenjene Engelove krive izdataka za “Restorane i hotele” domaćinstava u Srbiji i Crnoj Gori u 2006. godini	229
Tabela 7. 36 Ocenjene Engelove krive izdataka za “Restorane i hotele” domaćinstava u Srbiji i Crnoj Gori u 2012. godini	230
Tabela 7. 37 Ocenjene Engelove krive izdataka za “Restorane i hotele” domaćinstava u Srbiji u 2018. godini	231
Tabela 7. 38 Ocenjene Engelove krive izdataka za “Ostale lične predmete i ostale usluge” domaćinstava u Srbiji i Crnoj Gori u 2006. godini	233
Tabela 7. 39 Ocenjene Engelove krive izdataka za “Ostale lične predmete i ostale usluge” domaćinstava u Srbiji i Crnoj Gori u 2012. godini	234
Tabela 7. 40 Ocenjene Engelove krive izdataka za “Ostale lične predmete i ostale usluge” domaćinstava u Srbiji u 2018. godini.....	235
Tabela 7. 41 Ocenjeni parametri uticaja pola nosioca domaćinstva na izdatke domaćinstava u Srbiji u 2006, 2012. i 2018. godini.....	239
Tabela 7. 42 Ocenjeni parametri uticaja nivoa obrazovanja nosioca domaćinstva na izdatke domaćinstava u Srbiji u 2006, 2012. i 2018. godini.....	241
Tabela 7. 43 Ocenjeni parametri uticaja starosti nosioca domaćinstva na izdatke domaćinstava u Srbiji u 2006, 2012. i 2018. godini	243
Tabela 7. 44 Ocenjeni parametri uticaja aktivnosti nosioca domaćinstva na izdatke domaćinstava u Srbiji u 2006, 2012. i 2018. godini	245
Tabela 7. 45 Ocenjeni parametri uticaja veličine domaćinstva na izdatke domaćinstava u Srbiji u 2006, 2012. i 2018. godini	246
Tabela 7. 46 Ocenjeni parametri uticaja stepena urbanizacije naselja kojem domaćinstvo pripada na izdatke domaćinstava u Srbiji u 2006, 2012. i 2018. godini.....	249
Tabela 7. 47 Kompletan sistem izdataka za hranu i bezalkoholna pića u Srbiji u 2018. godini ocenjen pomoću AIDS modela	252
Tabela 7. 48 Kompletan sistem izdataka za hranu i bezalkoholna pića u Srbiji u 2018. godini ocenjen pomoću QUAIDS modela	253
Tabela 7. 49 Kompletan sistem izdataka za hranu u Srbiji u 2006. godini ocenjen pomoću AIDS modela.....	255

Tabela 7. 50 Kompletan sistem izdataka za hranu u Srbiji u 2006. godini ocenjen pomoću QUAIDS modela	255
Tabela 7. 51 Kompletan sistem izdataka za hranu u Srbiji u 2009. godini ocenjen pomoću AIDS modela	256
Tabela 7. 52 Kompletan sistem izdataka za hranu u Srbiji u 2009. godini ocenjen pomoću QUAIDS modela	256
Tabela 7. 53 Kompletan sistem izdataka za hranu u Srbiji u 2012. godini ocenjen pomoću AIDS modela	257
Tabela 7. 54 Kompletan sistem izdataka za hranu u Srbiji u 2012. godini ocenjen pomoću QUAIDS modela	257
Tabela 7. 55 Kompletan sistem izdataka za hranu u Srbiji u 2015. godini ocenjen pomoću AIDS modela	258
Tabela 7. 56 Kompletan sistem izdataka za hranu u Srbiji u 2015. godini ocenjen pomoću QUAIDS modela	258
Tabela 7. 57 Kompletan sistem izdataka za hranu u Srbiji u 2018. godini ocenjen pomoću AIDS modela	259
Tabela 7. 58 Kompletan sistem izdataka za hranu u Srbiji u 2018. godini ocenjen pomoću QUAIDS modela	259
Tabela 7. 59 Matrica Kurnoovih i Engelovih elasticiteta za grupu „Hrana i bezalkoholna pića“ ocenjena pomoću „AIDS“ sistema u Srbiji u 2018. godini	260
Tabela 7. 60 Matrica elasticiteta Sluckog za grupu „Hrana i bezalkoholna pića“ ocenjena pomoću „AIDS“ sistema u Srbiji u 2018. godini	260
Tabela 7. 61 Matrica elasticiteta Hiks-Alena za grupu „Hrana i bezalkoholna pića“ ocenjena pomoću „AIDS“ sistema u Srbiji u 2018. godini	261
Tabela 7. 62 Matrica Kurnoovih i Engelovih elasticiteta za grupu „Hrana i bezalkoholna pića“ ocenjena pomoću „QUAIDS“ sistema u Srbiji u 2018. godini	261
Tabela 7. 63 Matrica elasticiteta Sluckog za grupu „Hrana i bezalkoholna pića“ ocenjena pomoću „QUAIDS“ sistema u Srbiji u 2018. godini	262
Tabela 7. 64 Matrica elasticiteta Hiks-Alena za grupu „Hrana i bezalkoholna pića“ ocenjena pomoću „AIDS“ sistema u Srbiji u 2018. godini	262
Tabela 7. 65 Dohodni elasticiteti izdataka za „Hranu i bezalkoholna pića“ gradskih i seoskih domaćinstava ocenjeni pomoću „AIDS“ modela u 2018. godini	263
Tabela 7. 66 Dohodni elasticiteti izdataka za „Hranu i bezalkoholna pića“ gradskih i seoskih domaćinstava ocenjeni pomoću „QUAIDS“ modela u 2018. godini	264

LISTA SKRAĆENICA

EUROSTAT – Agencija za statistiku Evropske unije

RZS – Zavod za statistiku Republike Srbije

MONSTAT – Uprava za statistiku Crne Gore

COICOP – Klasifikacija lične potrošnje po nameni

ADILOG – Aditivno-logaritamski model tražnje

AIDS – Skoro savršen sistem tražnje

QUAIDS – Kvadratni skoro savršen sistem tražnje

HIB – Hrana i bezalkoholna pića

AID – Alkoholna pića i duvan

OIB – Odeća i obuća

SVG – Stanovanje, voda, struja, gas i druga goriva

ODS – Oprema za stan i tekuće održavanje

ZDR – Zdravlje

TRS – Transport

KOM – Komunikacije

RIK – Rekreacija i kultura

OBR – Obrazovanje

RIH – Restorani i hoteli

ODU – Ostali lični predmeti i usluge

HIC – Hleb i žitarice

MES – Meso

RIB – Riba

MSJ – Mleko, sir i jaja

UIM – Ulja i masti

VOĆ – Voće

PVR – Povrće

KON – Konditorski proizvodi

PRE – Prehrambeni proizvodi

KČK – Kafa, čaj, kako

MNS – Mineralna voda, napici, sokovi od voća i povrća

SADRŽAJ

Spisak slika	8
Spisak grafikona	9
Spisak tabela	10
Lista skraćenica	14
1. UVOD	18
1.1 Predmet i cilj istraživanja	18
1.2 Teorijski okvir i pregled literature	19
1.3 Osnovne istraživačke hipoteze	39
1.4 Kratak pregled sadržaja istraživanja	39
1.5 Metodi istraživanja	41
2. OSNOVE TEORIJE I ANALIZE POTROŠAČKE TRAZNJE	43
2.1 Razvoj teorije	43
2.2 Maršalov model.....	45
2.3 Paretov model.....	48
2.3.1 Sistem tražnje.....	57
2.3.2 Implikacije paretovog modela za ekonometrijsku analizu potrošačke tražnje.....	62
2.4 Posebni tipovi preferencija potrošača	68
3. TEORIJA POTROŠAČKE TRAZNJE I MODELI KOMPLETNIH SISTEMA JEDNAČINA	70
3.1 Working-Leser model	70
3.2 Linearni sistem izdataka.....	71
3.3 Indirektni aditivno-logaritamski model tražnje.....	75
3.4 Translog model.....	79
3.5 Roterdamski model	85
3.5.1 Roterdamski model sa apsolutnim cenama.....	85
3.5.2 Roterdamski model sa relativnim cenama	88
3.6 Skoro savršen sistem tražnje	92
3.7 Kvadratni skoro savršen sistem tražnje.....	96
4. ALTERNATIVNI PRISTUPI EMPIRIJSKOJ ANALIZI POTROŠAČKE TRAZNJE	99
4.1 Kompleksni pristup empirijskoj analizi potrošačke tražnje	99
4.2 Parcijalni pristup empirijskoj analizi potrošačke tražnje	101
4.3 vrste podataka i ekonometrijske tehnike analize tražnje	104

5. ANALIZA PORODIČNIH BUDŽETA	110
5.1. Ispitivanje uticaja dohotka na potrošnju i Engelovi zakoni	113
5.2 Ispitivanje uticaja kvalitativnih karakteristika domaćinstava na potrošnju	119
5.2.1 Veličina i starosna struktura domaćinstva	120
5.2.2 Regionalna pripadost domaćinstva	121
5.2.3 Struktura domaćinstava	121
5.2.4 Demografske, ekonomske i socijalne karakteristike nosioca domaćinstva	123
5.3 Ekonometrijski tretman kvalitativnih obeležja domaćinstva	124
6. ENGELOVE KRIVE	126
6.1 Funkcionalne forme engelovih krivih i njihove karakteristike	126
6.1.1 Linearna Engelova kriva	127
6.1.2 Kvadratna Engelova kriva	129
6.1.3 Engelova kriva sa konstantnim elasticitetom.....	131
6.1.4 Linearno-logaritamska Engelova kriva.....	132
6.1.5 Inverzna Engelova kriva	133
6.1.6 Log-inverzna Engelova kriva	134
6.1.7 Log-log inverzna Engelova kriva	135
6.1.8 Logistička Engelova kriva	136
6.1.9 Sistem Törnquist Engelovih krivih.....	137
6.1.10 Log-normalana sintetička Engelova kriva	141
6.2 Ocenjivanje Engelovih krivih.....	142
6.3 Izbor Engelovih krivih	155
6.4 Ocena dohodnih elasticiteta	161
7. EKONOMETRIJSKA ANALIZA POTROŠNJE DOMAĆINSTAVA U SRBIJI.....	164
7.1 Ankete o potrošnji domaćinstava i opis uzorka	164
7.2 rezultati ekonometrijske analize uticaja dohotka na potrošnju domaćinstava na bazi modela jedne regresione jednačine.....	175
7.2.1 Hrana i bezalkoholna pića	175
7.2.2 Alkoholna pića i duvan	182
7.2.3 Odeća i obuća	187
7.2.4 Stanovanje, voda, struja, gas i druga goriva	191
7.2.5 Oprema za stan i tekuće održavanje	196
7.2.6 Zdravlje.....	201
7.2.7 Transport.....	206
7.2.8 Komunikacije.....	213
7.2.9 Rekreacija i kultura.....	217
7.2.10 Obrazovanje	223
7.2.11 Restorani i hoteli.....	227
7.2.12 Ostali lični predmeti i ostale usluge.....	232

7.3 Rezultati analize uticaja kvalitativnih karakteristika na bazi modela jedne regresione jednačine.....	237
7.3.1 Uticaj pola nosioca domaćinstva	237
7.3.2 Uticaj nivoa obrazovanja nosioca domaćinstva.....	240
7.3.3 Uticaj starosti nosioca domaćinstva.....	242
7.3.4 Uticaj ekonomske aktivnosti nosioca domaćinstva	244
7.3.5 Uticaj veličine domaćinstva.....	246
7.3.6 Uticaj stepena urbanizacije naselja kojem domaćinstvo pripada	248
7.4 Rezultati ekonometrijske analize potrošnje domaćinstava na bazi modela kompletnih sistema jednačina	250
7.4.1 Cenovni elasticiteti ocenjeni modelima kompletnih sistema regresionih jednačina	259
7.4.2 Uticaj stepena urbanizacije naselja na potrošnju domaćinstava ocenjen pomoću modela kompletnih sistema jednačina tražnje.....	263
7.5 Stabilnost preferencija i validnost Engelovih zakona	264
8. OSTVARENI REZULTATI I NAUČNI DOPRINOS	271
8.1 Ostvareni naučni doprinos.....	271
8.2 Empirijski rezultati: dometi i ograničenja	272
LITERATURA.....	277
PRILOZI	
1. Klasifikacija lične potrošnje po nameni	
2. Anketa o potrošnji domaćinstava	
3. Neki rezultati empirijske analize	

1. UVOD

1.1 PREDMET I CILJ ISTRAŽIVANJA

Predmet doktorske disertacije jeste istraživanje uticaja dohotka na tražnju za potrošnim dobrima, uključujući teorijske i metodološke aspekte i empirijsku analizu tražnje za potrošnim dobrima. Centralni deo empirijske analize tražnje za potrošnim dobrima odnosi se na ekonometrijsku analizu potrošnje domaćinstava u Srbiji, pri čemu se pojedini aspekti analize odnose i na potrošnju domaćinstava u Crnoj Gori. U vremenskom pogledu, analiza obuhvata period od 2006. (od kada je Republički zavod za statistiku Srbije usvojio metodologiju anketiranja domaćinstava koja se primenjuje u zemljama Evropske unije) do 2018. godine.

Ciljevi istraživanja su: (1) istraživanje ključnih aspekata ekonometrijskog ispitivanja uticaja dohotka na tražnju za potrošnim dobrima, (2) analiza rezultata teorije potrošačke tražnje sa stanovišta njihovih implikacija za empirijsku odnosno ekonometrijsku analizu tražnje za potrošnim dobrima, (3) kritičko osvetljavanje alternativnih metodoloških pristupa empirijskom proučavanju potrošačke tražnje, (4) razmatranje problema povezanosti vrsta podataka, s jedne strane, i izbora klase ekonometrijskih modela koji se koriste za kvantifikovanje uticaja dohotka na tražnju za potrošnim dobrima, s druge strane, (5) identifikovanje funkcionalnih formi Engelovih krivih koje na najbolji način opisuju zavisnost tražnje za pojedinim potrošnim dobrima od dohotka i drugih demografskih, ekonomskih i socijalnih varijabli domaćinstava kao potrošačkih jedinica, (6) testiranje validnosti Engelovih zakona i hipoteze o stabilnosti potrošačkih preferencija tokom vremena, i (7) komparativna analiza empirijski utvrđenih zakonitosti potrošnje domaćinstava u Srbiji sa rezultatima do kojih su došli istraživači-analitičari porodičnih budžeta u drugim zemljama.

Značaj disertacije je višestruk.

Prvo, u disertaciji je, po prvi put u nas, dat celovit prikaz naučnih i stručnih radova, objavljenih u svetski poznatim naučnim i stručnim časopisima u kojima se korišćenjem ekonometrijskih metoda i modela kvantifikuje uticaj dohotka na tražnju za potrošnim dobrima.

Drugo, pored modela jedne regresione jednačine, u istraživanju su korišćeni modeli kompletnih sistema regresionih jednačina koji nisu dovoljno poznati u literaturi iz ove oblasti, posebno ne na našim prostorima.

Treće, posle profesora V. Tričkovića koji je u svojoj doktorskoj disertaciji (1965), sproveo opsežno istraživanje uticaja dohotka na potrošnju jugoslovenskih domaćinstava, i profesora H. Hanića koji se u svojoj doktorskoj disertaciji (1982), bavio modelima

kompleksne analize potrošačke tražnje, u našoj zemlji nisu vršena opsežnija istraživanja uticaja dohotka na tražnju za potrošnim dobrima, tako da ova disertacija predstavlja najkompletnije istraživanje uticaja dohotka i drugih kvalitativnih obeležja na promene u obimu i strukturi izdataka domaćinstava koje je u nas sprovedeno u poslednjih nekoliko decenija.

Četvrto, s obzirom na to da lična potrošnja stanovništva predstavlja ključnu komponentu finalne tražnje, utvrđivanje dohodnih elasticiteta potrošnje pruža značajnu analitičko-informacionu osnovu za projekcije obima i strukture proizvodnje u nacionalnim razmerama zemlje.

Peto, istraživanje uticaja dohotka na tražnju za potrošnim dobrima sprovedeno je na osnovu prosečnog obima uzorka od oko 5000 domaćinstava u Srbiji u periodu od 2006. do 2018. godine, prema metodologiji Republičkog zavoda za statistiku Srbije usklađenoj sa metodologijom anketnih istraživanja koja sprovodi Statistička agencija Evropske unije (EUROSTAT). Ovako veliki uzorci podataka o potrošnji domaćinstava u Srbiji, predstavljaju veoma pouzdanu statističku osnovu za istraživanje uticaja dohotka i drugih socio-ekonomskih i demografskih varijabli na tražnju za potrošnim dobrima, a dobijeni rezultati mogu da se koriste za međunarodna poređenja kao i za vođenje ekonomske i socijalne politike u domenu lične potrošnje i životnog standarda stanovništva Srbije.

O naučnoj relevantnosti teme govori veliki broj radova poznatih autora iz oblasti ekonometrijske analize potrošačke tražnje koji su objavljeni u poslednjih dvadesetak godina u najprestižnijim međunarodnim naučnim časopisima, kao što su: *Econometrica*: *Journal of the Econometric Society*, *Journal of Econometrics*, *Review of Economics and Statistics*, *Journal of the American Statistical Association*, *European Scientific Journal*, *Applied Economics* i dr.

1.2 TEORIJSKI OKVIR I PREGLED LITERATURE

Razvoj teorije potrošačke tražnje prošao je nekoliko faza. Prvu značajniju fazu teorije potrošačke tražnje karakteriše formulisanje Kurno-Maršalovog (Cournot-Marshall) modela tražnje, koji je izveden iz teorije kardinalne korisnosti i postulata o racionalnom ponašanju potrošača koji implicira da potrošač svoj dohodak raspodeljuje na pojedine proizvode i usluge tako da granična korisnost jedne novčane jedinice bude ista u svim kupovinama. Ovaj model postulira da tražnja za određenim proizvodom q_i zavisi isključivo od cene posmatranog proizvoda, pri čemu je uticaj ostalih ekonomskih i drugih varijabli zanemaren. Mada se koristi u svim ekonomskim razmatranjima tražnje, za analizu tržišne ravnoteže, za ispitivanje uticaja promena u poreskoj politici na tražnju za pojedinim proizvodima i uslugama i u mnogim drugim slučajevima, primena ovog modela ograničena je samo na teorijske, ali ne i na empirijske aspekte proučavanja potrošačke tražnje. Osnovno ograničenje u primeni ovog modela proističe iz činjenice da je u praksi gotovo nemoguće obezbediti uslove koje ovaj model implicira: da se dohodak

potrošača i cene ostalih proizvoda ne menjaju te da je promena cene posmatranog proizvoda jedini izvor varijacija u tražnji za tim proizvodom.

Druga faza razvoja teorije potrošačke tražnje započinje sa pojavom radova Valrasa (Walras) odbacivanjem Maršalove pretpostavke da na tražnju za određenom robom utiče samo cena te robe. Valras je formulisao model prema kome tražnja za određenom robom zavisi od cene te robe, ali i od cene svih drugih roba. Ovaj zakon tražnje se naziva Valrasov zakon tražnje ili Edžvort-Fišer-Pareto zakon tražnje (Edgworth-Fisher-Pareto) u čast autora koji su istakli suštinu povezanosti između dobara u sistemu potreba potrošača.

Slucki, Hiks i Alen (Slutsky, Hicks, Allen) su formulisali opštiji zakon tražnje tako što su u Valrasov model uveli novu varijablu koja se odnosi na dohodak potrošača. Slutski-Hiks-Alenov model može se svesti na Maršalov model kada se pretpostavi da se ne menjaju ni cene drugih proizvoda ni dohodak potrošača, odnosno na Valrasov model kada se isključe varijacije u dohotku, te na Engelov model kada se pretpostavi da su cene proizvoda nepromenjene. Svi prethodno navedeni zakoni tražnje su statičkog karaktera, za razliku od Mur-Šulcovog zakona tražnje (Moor-Schulz) koji je po svojoj prirodi dinamički model koji uključuje vreme kao varijablu koja izražava uticaj promena preferencija na tražnju potrošača (Šuvaković, Hanić i Bisić, 1999).

U nastojanju da obezbedi teorijsko-metodološku osnovu za empirijsku analizu tražnje, Pol Samjuelson (Paul Samuelson) sa saradnicima pošao je od Hautakerovog aksioma otkrivenih preferencija. S obzirom na to da otkrivene preferencije podrazumevaju opservabilne potrošačeve izbore između niza potrošaču dostupnih budžetskih alternativa, kreatori ovog teorijskog modela potrošačke tražnje verovali su da će model obezbediti bolju teorijsko-metodološku osnovu za empirijsku analizu tražnje. Međutim, Samjuelsonov ili, kako se ponekad naziva, Samjuelson-Hautakerov model tražnje, zasnovan na konceptu otkrivenih preferencija, koji je obeležio treću fazu u razvoju teorije potrošačke tražnje, nije doživeo značajniju primenu u empirijskoj analizi, osim određenih aplikacija u domenu indeksnih brojeva i obračuna tačnog indeksa troškova života.

Jedini teorijski model koji je tokom poslednjih sedam decenija bio i sam predmet ekonometrijske verifikacije i primene u empirijskoj analizi tražnje, i to u relativno velikom broju zemalja sveta, jeste model koji se u literaturi pojavljuje pod različitim nazivima, kao što su: Pareto model tražnje, Hiks-Alenov model, Slucki-Hiks-Alenov model ili model tražnje zasnovan na konceptu ordinalnih preferencija, odnosno na konceptu krivih indiferencija. Zbog toga je ovaj model postao sinonim za teorijski model odnosno za teoriju potrošačke tražnje. Uz opis ključnih karakteristika tog modela, posebnu pažnju u disertaciji posvetili smo rezultatima koje teorijski model implicira, u pogledu zavisnosti između različitih tipova elasticiteta, cenovnih i dohodnih parcijalnih izvoda odgovarajućih funkcija tražnje, i drugih parametara sistema tražnje.

Počeci razvoja neoklasične teorije potrošačke tražnje datiraju od druge polovine 19. veka. Kako navodi Moscati (Moscati, 2007) neoklasična teorija potrošačke tražnje izgrađena je

prevashodno na osnovu rezultata Mendžera (Menger, 1871), Dževonsa (Jevons, 1871) i Valrasa (Walras, 1874), postulirajući da ekonomska vrednost nekog dobra zavisi od subjektivnog stava potrošača o marginalnoj korisnosti posmatranog dobra. Dževons je ovu vrednost nazvao „poslednji stepen korisnosti“, a Valras „marginalna korisnost“. Dževons je prvi formulisao ukupnu korisnost kao kardinalnu funkciju $U(q)$ količine utrošenog dobra i marginalnu korisnost $u(q)$ kao funkciju dobijene diferencijacijom ukupne korisnosti. Dževons je pretpostavio da je marginalna korisnost pozitivna, ali opadajuća funkcija i da je ukupna korisnost aditivna i separabilna funkcija.

Za funkciju korisnosti se kaže da je aditivna ukoliko je ukupna korisnost svih dobara jednaka zbiru korisnosti pojedinačnih dobara. Potreban i dovoljan uslov da bi funkcija korisnosti bila separabilna jeste da granična stopa supstitucije između ma koja dva proizvoda koja pripadaju istoj grupi ne zavisi od potrošnje proizvoda koji pripadaju ostalim grupama. Ukoliko je separabilna funkcija korisnosti aditivna, onda se za funkciju korisnosti kaže da je aditivno separabilna ili „blokovo“ aditivna. U slučaju aditivno separabilnih funkcija korisnosti, granična korisnost proizvoda jedne grupe ne zavisi od potrošnje proizvoda koji pripadaju ostalim grupama proizvoda, što znači da su grupe proizvoda međusobno nezavisne u pogledu potreba. S obzirom da je dat uslov dosta strog, aditivno separabilne funkcije se često nazivaju strogo separabilnim funkcijama korisnosti, dok se neaditivno separabilne funkcije nazivaju slabim separabilnim funkcijama korisnosti (Hanić, 1990).

Sve homogene funkcije korisnosti su homotetične. Uopšteno, simultana (direktna i indirektna) aditivnost implicira homotetičnost preferencija. Odnosno, svi rezultati koji važe za simultano aditivne preferencije mogu neposredno da se primene i na sistem tražnje u slučaju homotetičke mape indiferencija, ali homotetičnost ne implicira simultanu aditivnost preferencija (Barten, 1964). Ovim se pretpostavlja da ukoliko potrošač konzumira više dobara, ukupna korisnost jednog dobra nezavisna je od ukupne korisnosti svih ostalih dobara, odnosno, marginalna korisnost dobra zavisi samo od potrošnje tog dobra (Hanić, 1990). Na osnovu hipoteza o totalnoj i marginalnoj korisnosti, Dževons je postavio svoju „jednačinu razmene“ za dva dobra.

Na osnovu Dževonsovih pretpostavki Valras (1874) je sistematizovao teoriju subjektivne vrednosti u opštu teoriju cena, i prvi ustanovio vezu između marginalne korisnosti i tražnje, dok je Edžvort (Edgeworth, 1881) uveo u teoriju opštiju funkciju korisnosti koja nije morala ispunjavati kriterijum aditivne separabilnosti. Ova opšta funkcija je omogućila da se opiše fenomen korisnosti međuzavisnih dobara. U nameri da analizira razmenu kada su korisnosti međuzavisne, Edžvort je uveo tzv. krive indiferencije. Međutim, opšta funkcija korisnosti nije mogla da posluži kao osnova za rešavanje svih teorijskih problema u domenu ekonomskog ponašanja potrošača. U suštini, pretpostavka da je marginalna korisnost bilo kog dobra pozitivna, opadajuća i da zavisi samo od potrošene količine tog dobra daje mogućnosti samo da se odredi odnos između tražnje za proizvodima i njihovih cena, kao i da osigura da su ostali uslovi neophodni za maksimizaciju korisnosti zadovoljeni. Što se tiče prvog uslova, ukoliko su korisnosti

proizvoda nezavisne, tražnja za dobrom će opadati (rasti) ako cena tog dobra raste (pada); ova veza je poznatija kao „zakon tražnje“, i implicira opadajuće krive tražnje. Sa opštom funkcijom korisnosti, ova tvrdnja nije uvek tačna, jer tražnja za dobrima može da raste, kad cene rastu (Gifenov paradoks), dok je drugi uslov koji se odnosi na maksimizaciju korisnosti ispunjen, na osnovu aditivne korisnosti zajedno sa pozitivnom i opadajućom marginalnom korisnosti. U geometrijskom smislu, Dževons je pretpostavio da su krive indiferencije striktno konveksne, tako da su uslovi tangencije dovoljni da se odredi optimalna kombinacija dobara. Sa opštom funkcijom korisnosti, ova pretpostavka više nije tačna. Sa smanjenjem marginalnih korisnosti, supstitucione veze između dobara mogu dovesti do konkavnih krivih indiferencija, što dalje rezultira da tačka koja zadovoljava postavljene uslove, može biti i minimalna, a ne samo maksimalna. Drugim rečima, ukoliko su krive indiferencije u nekim delovima konveksne, a u nekim konkavne, u tom slučaju postoji više tangentskih tačaka, te neke od njih predstavljaju maksimum, a neke minimum korisnosti. Početkom 20. veka su Pareto (1906), Džonson (Johnson, 1915) i Slutski (1915) u svojim radovima postavili analitičke uslove za konveksne krive indiferencije.

Maršal je odbacio Edžvortovu sugestiju o opštoj funkciji korisnosti i ni u jednom radu nije koristio krive indiferencije kao tipični analitički alat za merenje međuzavisnosti korisnosti dobara. Maršalova teorija potrošnje, odnosno tražnje primarno se zasniva na aditivnoj korisnosti dobara. Bez ove pretpostavke, univerzalno pravilo prema kome je kriva tražnje negativno položena celom dužinom ne bi opstalo (Marshall, 1961). Maršal se u svom prvom izdanju *Principa (Principles)* bavio supstitutima, dok je u drugom izdanju ove knjige pokušavao da odbrani pretpostavku aditivne korisnosti. Nakon svega, u trećem izdanju otvoreno priznaje da se ne može zaključiti da je ukupna upotrebna vrednost dva dobra koja služe zadovoljenju istih potreba jednaka zbiru upotrebni vrednosti ta dva dobra. Tada je ovaj svetski poznati naučnik u analizu uveo tzv. „Gifenovo dobro“. Sve do 1920. godine, odnosno do poslednjeg izdanja *Principa*, Maršalove teorijske dedukcije su se bazirale na pretpostavkama o aditivnoj korisnosti.

Tokom devedesetih godina 19. veka je, pored nerealne prirode aditivne korisnosti, još jedno ozbiljno ograničenje klasične utilitarne teorije osvetljeno, a koje se tiče nepostojanja mere korisnosti. Nije bila potpuno jasna veza između vrednosti funkcije $U(q)$ i količine q , odnosno kako se ova vrednost meri, ili koja se jedinica mere može uzeti za merenje korisnosti. Fišer (Fisher, 1926) je u svojoj knjizi *Mathematical Investigation* pokušao empirijski da izmeri korisnost, ali je njegov pokušaj takođe bio uzaludan. Sam je uvideo da je njegov metod merenja adekvatan samo u slučaju kada su korisnosti dobara nezavisne (Fisher, 1926). Kasel je takođe pokušao da prevaziđe ovaj nedostatak usvojivši alternativnu teoriju tražnje nezavisnu od koncepta korisnosti, ali nije došao do zadovoljavajućih rezultata (Cassel, 1899).

Veliki pomak u razvoju teorije potrošačke tražnje načinio je Pareto (Pareto). Nastavljajući sa opštom analizom korisnosti, prvo je postavio tačan izraz $\partial q_i / \partial p_i$ koji se može primeniti u opštem slučaju korisnosti i za bilo koji broj dobara. Pareto (1906) menja svoj

pristup ovoj temi, i u *Manual of Political Economy*, razmatra slučaj u kome stepen zadovoljenja potreba jednog dobra zavisi od potrošnje svih ostalih dobara. Pareto (1906) formuliše dovoljan uslov za konveksnost krivih indiferencija u slučaju bilo kog broja dobara. Iako je Paretov uslov konveksnosti izuzetno jak, ekonomsko značenje Paretove formule za $\partial q_i / \partial p_i$ u njegovo vreme nije bilo dovoljno jasno.

Analizu opšte korisnosti kompletirali su Džonson i Slucki. Džonson je analizirao izolovani uticaj promena dohotka i cena na tražnju. U geometrijskom smislu, on je konstruisao dohodno-potrošnu krivu, kao i cenovno-potrošnu krivu. S matematičkog aspekta, on je obezbedio odgovarajući analitički tretman situacije kada povećanje cene dovodi do smanjenja kupljene količine dobara. Ipak, konačnu sistematizaciju teorije potrošačke tražnje u okvirima opšte korisnosti izvršio je ruski ekonomista-matematičar Slucki.

Slucki je sumirao rezultate za bilo koji broj dobara i za opštu teoriju korisnosti: 1) formulisao je neophodne i dovoljne uslove za uslovnu maksimizaciju korisnosti; 2) definisao tačne matematičke izraze $\partial q_i / \partial p_j$, $\partial q_i / \partial p_i$ i $\partial q_i / \partial M$, gde M označava dohodak potrošača; 3) izvršio je dekompoziciju elastičnosti tražnje na dohodnu elastičnost i elastičnost supstitucije; 4) dokazao je uz zadovoljenje uslova drugog reda, efekat supstitucije uvek negativan, te da tzv. kompenzovana funkcija tražnje takođe implicira „zakon opadajuće tražnje“; 5) pokazao je da je za kompenzovane varijacije tražnje za dobro i kada cena dobra j varira, unakrsni cenovni efekat supstitucije $\frac{\partial q_i}{\partial p_j}$ simetričan; 6) dokazao je postavku da iako je direktni efekat supstitucije uvek negativan, dohodni efekat može biti ili negativan ili pozitivan, te da je Gifenov slučaj rezultat pozitivnog dohodnog efekta koji je po apsolutnoj vrednosti veći od vrednosti efekta supstitucije (Slutsky, 1915).

Smatra se da je Bouli (Bowley, 1924) dao najsveobuhvatniji matematički tretman teorije potrošačke tražnje dvadesetih godina prošlog veka. U svom radu *Mathematical Groundwork of Economics*, on je objedinio delove matematičke teorije koju su pre njega razvili Kurno, Dževons, Perato, Edžvort, Maršal, Pigo i Džonson.

Hiks i Alen (Hicks i Allen, 1934) razradili su teoriju izbora potrošača, uvođenjem pored ostalog i postavke da ukoliko ukupna korisnost nije kvantitativno definisana, ne može biti ni marginalna korisnost kvantitativno definisana. Hiks i Alen su pojmove ukupne i marginalne korisnosti zamenili konceptom granične stope supstitucije, kvantitativno odredivog entiteta koji se može empirijski posmatrati nezavisno od pojma korisnosti.

Polazeći od marginalne stope korisnosti, Hiks i Alen su odredili odnos između tražnje za dobrima, njihove cene i dohotka potrošača u terminima elastičnosti i 2) razložili efekat promene cene na tražnju na efekat dohotka i efekat supstitucije.

Iako je Hiks-Alenov rad predstavljao najnapredniji teorijski rezultat o odnosima između cene, dohotka i tražnje, pretpostavka o marginalnoj stopi supstitucije zasnovanoj na postavci o merljivoj korisnosti nije uopšte bila potrebna za dalji razvoj i primenu teorije

potrošačke tražnje. Kasnije su u svojim radovima Slucki i Hiks dokazali da marginalna stopa supstitucije može biti predstavljena pomoću teorije ordinalne korisnosti na mnogo jednostavniji način. Fundamentalni rad Sluckog obnovili su Dominedo (Dominedò, 1933), Šultz (Schultz, 1933) i Alen (Allen, 1936). Pojedinačno, Alen (Allen, 1936) je pokazao da su rezultati do kojih je Slucki došao nezavisni od kardinalnog merenja korisnosti i da su u potpunosti mogli biti smešteni u okvir ordinalne korisnosti. Rezultati do kojih je Slucki došao ponovo su otvorili put ordinalnoj korisnosti i formulaciji standardne ordinalne neoklasične teorije potrošnje. Alen je nastavio svoja istraživanja u pravcu teorije marginalne stope supstitucije, dok je Hiks (Hicks, 1937) postavio teoriju potrošnje na osnovu ordinalne korisnosti i dodatno je oblikovao 1939. godine. Hiks (Hicks, 1939) ne navodi više marginalnu stopu supstitucije kao osnovni element modela, ali njene karakteristike ostaju nepromenjene. Na kraju svog rada, Hiks ponovo prezentuje rezultate Sluckog na sistematski i matematički jasan način i detaljno demonstrira invarijantnost Sluckijevih nalaza prema strogo rastućim transformacijama opšte funkcije korisnosti. Nakon ovog Hiksovog rada, Slucki-Hiks-Alenova teorija ordinalne korisnosti postaje standardna teorijska osnova u analizi potrošačke tražnje.

Radi celovitijeg uvida u razvoj teorije i empirijskog merenja potrošačke tražnje, odnosno tražnje za potrošnim dobrima, ili kada je reč o empirijskom proučavanju, potrošnje domaćinstava koja se najčešće posmatraju kao potrošačke jedinice, ukazaćemo na najzapaženije radove koji su, može se slobodno reći, najviše uticali na teorijske i metodološke pristupe koji danas dominiraju u savremenim ekonometrijskim analizama sistema potrošačke tražnje.

Prvi koji je ustanovio određene pravilnosti odnosno obrasce o potrošnji domaćinstava bio je Ernst Engel (1857) koji je sproveo istraživanje u Belgiji na uzorku od 199 domaćinstava. Pravilnosti koje je tada uočio, kasnije su njemu u čast nazvane Engelovim zakonima. Engel je na sledeći način formulisao pravilnosti u ponašanju potrošnje u zavisnosti od promena ukupnih primanja (odnosno dohotka) domaćinstava (Tričković, 1971): 1) procentualno učešće izdataka za ishranu menja se u obrnutoj srazmeri sa promenama dohotka; 2) učešće izdataka za odeću, obuću i stanovanje je približno konstantno za sve nivoe dohotka; 3) što je veći dohodak, time se povećava i učešće izdataka za zdravlje, kulturne potrebe, razonodu i sl.

Kako navode Lewbel i Pendakur (2008) Engel je u svom radu iz 1895. godine uočio da izdaci domaćinstava za hranu rastu sa porastom primanja i veličine domaćinstava, ali i da domaćinstva sa višim primanjima imaju manji udeo u izdacima za hranu, od domaćinstava sa nižim primanjima. Na osnovu ovog zaključka, izveo je zaključak da udeo kućnog budžeta koji se izdvaja za hranu može biti mera životnog standarda i blagostanja domaćinstava. Rezultat Engelove skale jednakosti definisan je kao racio između dohodaka dva domaćinstva različite veličine koji imaju isti udeo izdataka za hranu. Ovo je bio ključni metod koji je koristio Američki biro za merenje bogatstva. Biro je prvo definisao liniju bogatstva za tipično domaćinstvo, kao trostruku vrednost troškova adekvatne ishrane, zatim je koristio Engelove skale kako bi proizveo uporedive linije

bogatstva za domaćinstva različite veličine i sastava, i na kraju, prilagođavanjem godišnjih rezultata kreiran je cenovni indeks potrošnih dobara za izračunavanje stope inflacije.

Allen i Bowley (1935) u svojoj studiji o izdacima domaćinstava merili su uticaj ukupnih izdataka na pojedinačne izdatke u određenom vremenskom periodu za domaćinstva koja imaju različit nivo dohotka, pod pretpostavkom da su ostali tržišni uslovi (cene) konstantni. Kao prvu aproksimaciju koju su postavili u istraživanju, bila je linearna veza između ukupnih izdataka (e) i izdataka (f_r) za bilo koji pojedinačan proizvod (r). Zbog teškoća prilikom određivanja nivoa štednje domaćinstava, autori su koristili varijablu ukupni izdaci, umesto ukupnog dohotka domaćinstva kao nezavisne varijable:

$$f_r = k_r e + c_r$$

pri čemu konstante k_r i c_r imaju jasno ekonomsko značenje. Svaki 100s dodatnih novčanih jedinica na godišnji dohodak uvećava izdatke za r -ti proizvod za $100k_r s$ novčanih jedinica. Konstanta c_r u interpretaciji ovih autora označava urgentnost potrebe za proizvodom r . Drugim rečima, proizvodi koji su imali vrlo malu, ili čak negativnu vrednost konstante c predstavljali su luksuzna dobra. Leser (1963) je u svom radu ovaj model linearne zavisnosti okarakterisao odgovarajućim za visoke nivoe dohotka, ali ne i za niske nivoe. Drugim rečima, po njegovom mišljenju ovaj model je veoma pogodan za ocenjivanje, ali nije odgovarajući za analizu izdataka za sve nivoe dohotka kada odgovarajući znak konstante c implicira povećanje dohodnih elasticiteta sa porastom nivoa dohotka.

Vorking (Working, 1943) je na uzorku od oko 16000 domaćinstva iz 42 velika i srednja i 13 malih gradova Sjedinjenih Američkih Država, anketiranih sredinom tridesetih godina prošlog veka, ispitivao uticaj dohotka na potrošnju domaćinstva. Za istraživačke svrhe sve izdatke je klasifikovao u pet grupa: 1) hrana; 2) pokućstvo; 3) odeća; 4) rekreacija i transport; i 5) ostali izdaci. Zavisnost odnosa između izdataka za hranu i ukupnih izdataka aproksimirao je relacijom:

$$\frac{F}{T} = a - b \log T$$

u kojoj F predstavlja izdatke za hranu, a T ukupne izdatke domaćinstva.

Pored merenja uticaja dohotka, Vorking je istraživao i uticaj socio-demografskih varijabli (tip zajednice - urbana, ruralna i mešovita domaćinstva), zanimanja glave domaćinstva i veličine domaćinstva) na izdatke za pojedine grupe proizvoda.

Nicholson (1949) je koristio kvadratnu formu

$$x = a + bM + cM^2$$

gde je sa x označeni izdaci za posmatranim proizvodom, odnosno grupom proizvoda, sa M dohodak domaćinstva, a sa a , b i c parametri modela. Prais (1952) je dokazao da

kvadratni član često nije značajan u analizi na nivou grupe proizvoda. Uopšte uzevši, dijagram raspršenosti za pojedine proizvode može da otkrije stepen zakrivljenosti i oblika kvadratne regresije.

Prais (1952) je na uzorku od 76 holandskih domaćinstava istraživao potrošnju proizvoda koje troši većina domaćinstava, pretpostavljajući pri tome da cena približno odražava kvalitet proizvoda. Da bi eliminisao uticaj socijalnih faktora, autor je uzorak podelio u tri poduzorka koja su činili: manuelni radnici, profesionalni radnici i poljoprivrednici i farmeri. Kako bi eliminisao uticaj varijacija u veličini domaćinstva, autor je ograničio istraživanje samo na domaćinstvima u kojima su dve ili tri osobe odrasle osobe.

Za ocenjivanje zavisnosti koristio je pet oblika regresionih formi:

$$(1) \log x = a + b \log M$$

$$(2) \log x = a - \frac{b}{M}$$

$$(3) x = a + b \log M$$

$$(4) x = a + bM$$

$$(5) x = a - \frac{b}{M}$$

Prais (1952) je u ovom radu naveo i tehničke kriterijume koje treba da zadovoljavaju Engelove krive: 1) Aditivnost: ako Engelove krive za sve proizvode (uključujući i štednju) treba izraziti istom jednačinom, ograničenja se postavljaju na konstante tako da zbir izdataka za sve robe, ocenjen pomoću konkretnog analitičkog oblika Engelove krive bude jednak ukupnom dohotku domaćinstva, za svaki nivo dohotka. On je dokazao da jedina kriva koja zadovoljava ovo ograničenje jeste rastuća polinomijalna funkcija koja prolazi kroz koordinatni početak, a koja isključuje mogućnost postojanja horizontalne asimptote za sve vrste roba. Kako nema realnog osnova za pretpostavku da se sve Engelove krive mogu analizirati istom specifikacijom, autor smatra da ovaj kriterijum treba zanemariti. 2) Homoskedastičnost: autor smatra da formula koja se koristi za obračunavanje parametara Engelovih krivih za svrhe regresione analize treba da bude takva da daje rezidualne sa približno jednakim varijansama. Međutim, kako je osnovni problem u analizi izbor adekvatnog oblika Engelove krive, u slučaju kada reziduali nisu homoskedastični, treba izvršiti određene korekcije. 3) Lakoća numeričkog ocenjivanja: pod ostalim jednakim uslovima, autor ističe da prednost treba dati onim oblicima čije se konstante mogu oceniti metodom najmanjih kvadrata.

Haque (2005) je istraživao potrošnju domaćinstava na osnovu Ankete o potrošnji domaćinstava u Australiji. Veći deo analize sproveo je na podacima za 1975-76. U svojoj studiji je postavio novu formu Engelove funkcije koju je nazvao dupla polu-logaritamska

$$Y = \alpha + \beta X + \gamma \log X + \delta \log S$$

gde je sa Y označen prosečan izdatak po članu domaćinstva na određeno potrošno dobro, za domaćinstva u specificiranoj dohodnoj grupi; sa X prosečan ukupan izdatak po članu domaćinstva; a sa S prosečna veličina domaćinstva u određenoj dohodnoj grupi. Prednost ove funkcije je što ima sposobnost da zadovolji različite ekonomske kriterijume, uključujući i kriterijum aditivnosti. Takođe, ovaj autor je prikazao ocenjivanje dohodnih elasticiteta zasnovanih na tzv. Box-Cox opštoj Engelovoj krivoj.

Uporedo sa empirijskim istraživanjima tražnje zasnovanim na pojedinačnim, izolovano posmatranim Engelovim krivim, šezdesetih godina prošlog veka počeo je da se razvija novi metodološko-modelski (ekonometrijski) pristup analizi tražnje zasnovan na kompletnim sistemima regresionih jednačina koji obuhvataju sve grupe izdataka na koje se ukupan dohodak domaćinstva razlaže. Prvi model ove vrste poznat je pod nazivom Working-Leserov (Working-Leser) model i detaljno je objašnjen u trećem poglavlju disertacije.

Leser (1963) je kriterijume za izbor forme Engelovih krivih podelio u tri grupe. Prva grupa kriterijuma se odnosi na povezanost funkcije tražnje sa direktnim ili indirektnim funkcijama korisnosti. Druga grupa kriterijuma odnosi se na zahtev da odabrana funkcija adekvatno izražava zavisnost za sve iznose ukupnih izdataka ili za svaku stopu promena u okviru datog opsega, sve dok varijacije u dohodnim elasticitetima koji proizilaze iz formula imaju ekonomsku logiku. Poslednja grupa kriterijuma odnosi se na statističke i tehničko-metodološke razloge i zahteva da postupak ocenjivanja parametara bude jednostavan i prikladan, da obezbeđuje pouzdanost ocena i dobar kvalitet modela, kao i da specifikacija standardne greške bude zadovoljavajuća.

Leser je u svom radu naveo sledećih pet funkcionalnih formi Engelovih krivih:

$$(1) w_i = \alpha_i + \beta_i M + \varepsilon_i$$

$$(2a) v_i = \alpha_i + \beta_i M + \varepsilon_i$$

$$(2b) w_i = \alpha_i + \frac{\beta_i}{M} + \varepsilon_i$$

$$(3) \log w_i = \alpha_i + \beta_i \log M + \varepsilon_i - \log(e^{\alpha_j + \beta_j \log M}) + \varepsilon_i$$

$$(4) w_i = \alpha_i + \beta_i \log M + \varepsilon_i$$

gde v_i predstavlja izdatke za grupu i , M ukupni raspoloživi dohodak, a $w_i = v_i/M$ udeo izdataka za i -tu grupu u ukupnom dohotku.

Prednost prvog modela prema Leserovom mišljenju su jednostavnost specifikacije greške i jednostavnost forme što ga čini veoma atraktivnim u empirijskoj analizi. Prve dve funkcije, smatra on, nisu pogodne za visoke nivoe dohotka, ali mogu biti korisne za interval niskih nivoa dohotka, s tim što se prilikom estimacije često dobija negativna vrednost konstante. On dalje navodi da empirijska istraživanja ne preporučuju linearan odnos između ukupnih izdataka, odnosno učešća izdataka i ukupnih izdataka, tako da

svaki forsiran pokušaj korišćenja ovih formi može imati negativne efekte na estimacije za pojedine grupe proizvoda. Na kraju, ove funkcije impliciraju da dohodni elasticiteti za luksuzna dobra rastu sa porastom dohotka, što je nelogično s ekonomske tačke gledišta. Prednost treće jednačine u odnosu na drugu ogleda se u maloj verovatnoći da će generisati negativne vrednosti zavisne varijable za dati dohodni opseg, kao i u tome da može biti adekvatna forma za sve nivoe dohotka. Poslednja navedena jednačina odgovara pojedinim grupama, ali nije univerzalno upotrebljiva, odnosno nije pogodna za ekstremne vrednosti ukupnog dohotka, dok za vrednosti bliske srednjoj vrednosti daje dobre aproksimacije.

Brojni istraživači su koristili Vorking-Leser model, među kojima su: Casey, (1973) Beneito (2003), Chern *et al.* (2003), Sulgham i Zapata (2006), Yeong-Sheng *et al.* (2008), Mohamed, Abdullah i Radam (2009), Dudek (2011), Boman *et al.* (2013), Rufino (2013), Al-Habashneh i Al-Majali (2014).

Stoun (Stone, 1954) je analizirao potrošnju domaćinstava u Velikoj Britaniji u periodu od 1920. do 1938. godine koristeći tzv. Linearni sistem izdataka. Stoun u citiranom radu navodi da je moguće pomoću jednostavnih sistema izdataka uspostaviti „prosečan” sistem tražnje koji zadovoljava brojne teorijske uslove, dodajući da jednostavni sistem izdataka može imati opšti i poseban oblik. Specijalna forma, u kojoj je svaki pojedinačni izdatak deo ukupnog izdatka, bliska je Leontijevljevom modelu, dok opšta forma, koja dozvoljava uvođenje cena u svaku jednačinu tražnje, daje bolje rezultate od specijalne forme. Međutim opšta forma nije pogodna u situacijama kada su tražene količine ispod određenog nivoa.

Desetak godina kasnije Pollak i Wales (1978) sproveli su uporednu analizu LES i QES (Quadratic expenditure system) sistema tražnje. Oni su primenili LES model na uzorku domaćinstava Velike Britanije, bez uključivanja efekta veličine domaćinstva u model, dok su QES modelom obuhvatili efekat veličine domaćinstva. Autori smatraju da ocenjivanje kompletnih sistema tražnje ima dve osnovne prednosti u pogledu analiziranja uticaja socio-ekonomskih i demografskih karakteristika domaćinstava. Prvo, uključivanjem budžetskog ograničenja u analizu, sistem kompletnog ocenjivanja automatski ispunjava pretpostavku da povećanje izdataka za jednu grupu proizvoda mora biti uravnoteženo smanjenjem izdataka za ostale grupe proizvoda. Drugo, kompletan (sistemski) pristup dozvoljava odvajanje socio-ekonomskih i demografskih efekata od efekata sopstvenih i unakrsnih cena kao i efekta dohotka. Yeong-Sheng i njegovi saradnici (2008) takođe su se bavili uporednom analizom LES i QES modela, pri čemu su komparativnom analizom obuhvatili i Vorking-Leser i LA/AIDS modele.

Azzam i Rettab (2015) su primenili LES model za ocenjivanje Sistema tražnje u Ujedinjenim Arapskim Emiratima, Sasaki i Fukagawa (1987) su koristili Dinamički linearni sistem izdataka (DLES) u analizi potrošnje na osnovu podataka vremenske serije tržišne statistike u Japanu u periodu od 1961. do 1982. godine, dok su Ali (1985) i autori Luo i Song (2012) koristili prošireni linearni sistem izdataka (ELES – Extended linear

expenditure system) za analizu porodičnih budžeta domaćinstava u Pakistanu i Kini, respektivno.

Hautaker (Houthakker, 1960) je na podacima o izdacima britanskih domaćinstava, koje je podelio na četiri grupe (izdaci za hranu, izdaci za pokućstvo, izdaci za odeću i svi ostali izdaci), 1957. godine sproveo istraživanje, primenivši novi model - Adilog model kompletnih sistema regresionih jednačina tražnje. Poredeći rezultate koje je dobio korišćenjem uobičajenog duplo-logaritamskog, indirektnog i direktnog Adilog modela, Hautaker je došao do zaključka da indirektan model daje najslabije rezultate za sve grupe proizvoda, da direktni Adilog model daje najbolje rezultate u slučaju izdataka za hranu i ostalih izdataka, i da duplo-logaritamski model daje najbolje rezultate kod izdataka za pokućstvo i izdataka za odeću.

Theil (1965) je analizirao tražnju za potrošnim dobrima, sprovodeći dva odvojena istraživanja. U prvom je analizirao uvoz i izvoz Holandije u predratnom periodu od 1921. godine do 1939. godine, posmatrajući tražnju za 15 grupa proizvoda, dok je u drugom istraživanju kojim je obuhvatio posleratni period od 1948. do 1958. godine posmatrao tražnju za 14 grupa proizvoda. Za potrebe istraživanja formulisao je model poznat pod nazivom Roterdamski model sa apsolutnim cenama.

Za razliku od modela sa apsolutnim cenama, model sa relativnim cenama formulisao je holandski ekonometričar Barten (Hanić, 1981). Istraživači Clements i Gao (2015) su u svom radu analizirali prednosti i nedostatke Roterdamskog modela i njegovu vezu sa drugim alternativnim modelima kompletnih sistema potrošačke tražnje.

Christensen, Jorgenson i Lau (1975) su istraživali tražnju za netrajnim i trajnim potrošnim dobrima i uslugama u Sjedinjenim Američkim Državama u periodu od 1929. do 1972. godine, koristeći Translog model koji ima fleksibilnu funkcionalnu formu i prema mišljenju nekih autora jednačine tražnje koje model generiše ne moraju da zadovoljavaju opšta teorijska ograničenja.

Deaton i Muellbauer (1980) su sprovedli analizu budžeta domaćinstava Velike Britanije u periodu od 1954. do 1974. godine, pri čemu su ukupne izdatke raščlanili na osam grupa: hrana, odeća, usluge smeštaja, gorivo, piće, duvan, transport i komunikacije. Oni su u svom istraživanju koristili Skoro savršeni sistem tražnje (Almost Ideal Demand System – AIDS) koji prema njihovom mišljenju predstavlja najbolju aproksimaciju tražnje i koji ujedno zadovoljava aksiome izbora potrošača. Sem toga, ovaj model ima savršenu sposobnost agregiranja, konzistentan je sa podacima o strukturi porodičnih budžeta, jednostavan je za ocenjivanje i može se koristiti za testiranje teorijskih ograničenja u pogledu homogenosti sistema tražnje i simetrije Sluckog.

AIDS model su u svojim istraživanjima koristili Blanciforti i Green (1983), Fulponi (1989), Mergos i Donatos (1989), Barten (1993), Chern *et al.* (2003), LaFrance (2004), Sahinli i Ozelik (2015), Ojoko i Umbugadu (2016), Henningsen (2017), i drugi autori. Određeni broj istraživača koristio je posebnu verziju AIDS modela - linearnu aproksimaciju skoro savršenog Sistema tražnje (LA/AIDS). Među tim autorima nalaze

se: Abdulai *et al.* (1999), Chern *et al.* (2003), Yeong-Sheng *et al.* (2008), Siami-Namini (2017) i dr.

Sa empirijskog stanovišta značajni su rezultati do kojih su došli Paraguas i Kamil (2005) i Barnett i Seck (2008) koji su sproveli uporednu analizu Roterdamskog i AIDS modela.

Banks, Blundell i Lewbel (1997) izvršili su analizu potrošnje domaćinstava u Velikoj Britaniji, koristeći pri tome nekoliko alternativnih parametarskih i neparametarskih tehnika ocenjivanja. Utvrdili su da LES model za određene grupe proizvoda i usluga uopšte ne predstavlja adekvatnu specifikaciju modela tražnje. Oni su predložili specifičnu formu poznatu pod nazivom Kvadratni skoro savršen sistem tražnje (Quadratic Almost Ideal Demand System – QUAIDS). Ovaj model je razvijen tako što je AIDS modelu dodata treća, kvadratna komponenta. Neophodni uslovi za maksimizaciju korisnosti, poput Simetrije Sluckog, su zadovoljeni ovim modelom. U poslednje dve decenije sve veći broj autora koristi QUAIDS model: Ryan i Wales (1999), Abdulai (2002), Xi, Mittelhammer i Heckelei (2004), Mittal (2006), Barnett i Usui (2007), Poi (2012), Dybczak *et al.* (2014), De Agostini (2014), Gostkowski (2018), i drugi.

Ispitivanjem uticaja dohotka na izdatke domaćinstava bavili su se brojni istraživači i analitičari, počev od Ernesta Engela 1857. godine. Allen i Bowley (1935) u svojoj studiji o izdacima domaćinstava merili su uticaj dohotka na pojedinačne izdatke u određenom vremenskom periodu za domaćinstva koja imaju različit nivo dohotka, pod pretpostavkom da su ostali tržišni uslovi (cene) konstantni. Prema ovim autorima, izdaci domaćinstava na pojedina dobra, zavise ne samo od cena, nivoa dohotka domaćinstva već i od potreba i ukusa članova domaćinstva, pri čemu su potrebe izražene preko strukture domaćinstva prema starosti, polu i zarađivačkoj sposobnosti, što je empirijski pokazao ocenjivanjem odgovarajućih (parcijalnih) regresionih specifikacija.

Prais i Houthakker (1955) su objavili rad koji se smatra klasičnim delom u ovoj oblasti. Oni su analizirali porodične budžete sa ciljem da otkriju obrasce ponašanja potrošača pod različitim životnim uslovima u istom vremenskom periodu. Pošli su od pretpostavke da dva domaćinstva u startu imaju različit nivo dohotka, zatim da se početkom sledeće godine promeni dohodak samo prvog domaćinstva, te da novi obrazac potrošnje prvog domaćinstva mora korespondirati obrascu ponašanja drugog domaćinstva u baznoj godini. Pod pojmom “različitih uslova” autori su podrazumevali različit nivo dohotka, broj članova domaćinstva, starosnu strukturu članova domaćinstva, polnu strukturu itd. Ispitujući koji oblik funkcionalne zavisnosti odgovara pojedinačnim grupama proizvoda i usluga, došli su do zaključaka da uticaj dohotka na izdatke za proizvode i usluge koji zadovoljavaju osnovne potrebe domaćinstva najbolje opisuje polu-logaritamska forma, dok je u slučaju luksuznih dobara najbolja duplo-logaritamska forma.

Na našim prostorima Tričković (1971) je bio prvi autor koji je sproveo opsežnu analizu porodičnih budžeta na osnovu anketa o prihodima, osnovnim grupama rashoda, i osnovnoj strukturi utrošenih proizvoda za ishranu, koje su sprovedene u Jugoslaviji. Korišćeni anketni materijal sastojao se iz: 1) rezultata mesečne ankete o prihodima,

osnovnim grupama rashoda, kao i osnovnoj strukturi utrošenih proizvoda za ishranu, sprovedene na uzorku od 850 radničko-službeničkih domaćinstava za godine 1956, 1957, 1960. i 1961; 2) rezultata mesečne ankete oko 2500 poljoprivrednih domaćinstava koje su sprovedene u 1957, 1959, 1960. i 1962. godini; 3) rezultata godišnje ankete o budžetima 13.117 domaćinstava sprovedene 1963. godine sa podacima o godišnjim izdacima za 16 grupa proizvoda i usluga, sa distribucijama za tri osnovne socio-ekonomske grupe domaćinstava: poljoprivredna, mešovita i radnička, i distribucijom unutar ovih grupa, po veličini domaćinstava. On je istraživanja usmerio na ispitivanje: 1) stabilnosti uticaja dohotka na potrošnju radničkih i poljoprivrednih domaćinstava u vremenu; 2) uticaja regionalnog faktora na potrošnju poljoprivrednih domaćinstava; 3) sličnosti i razlika u pogledu uticaja dohotka na potrošnju širokih socio-profesionalnih grupa stanovništva, i domaćinstava različite veličine.

Rezultati Tričkovićevih istraživanja su pokazali visok stepen uniformnosti u odnosima potrošnje i dohotka, što može ukazati na stabilnost preferencija potrošača. U pogledu uticaja veličine domaćinstva na razlike u nivou potrošnje uočeno je nekoliko tipova odnosa: 1) značajni specifični efekat ekonomije obima potrošnje sa porastom veličine domaćinstva je uniformno izražen kod svih kategorija domaćinstava u slučaju izdataka za Stan, ogrev i osvetljenje; 2) približno jednaki specifični i ukupni efekat ekonomije obima potrošnje, u slučaju izdataka za Higijenu i zdravlje kod svih kategorija domaćinstava i izdataka za Odeću i obuću kod radničkih domaćinstava; 3) u slučaju kada je specifični efekat manji od ukupnog, a potrošnja u odnosu na promene dohotka elastična, onda kombinovani efekat veličine domaćinstva deluje u pravcu povećanja izdataka sa porastom veličine domaćinstva; ovaj fenomen on je uočio kod izdataka za Pokućstvo i nameštaj i Obrazovanje, razonoda i odmor za sve tri kategorije domaćinstava; 4) kod izdataka za Duvan je izuzetno naglašen efekat ekonomije potrošnje sa porastom veličine domaćinstava.

Na osnovu podataka o porodičnim budžetima britanskih domaćinstava za period 1966-1972. Pollak i Wales (1981) su opisali pet opštih procedura za uključivanje demografskih varijabli u kompletne sisteme tražnje, pri čemu su posebnu pažnju posvetili kvantifikovanju uticaja broja dece u domaćinstvima pomoću generalizovanog CES (Conditional Equivalence Scales) modela sistema tražnje i pokazali da broj dece u domaćinstvu predstavlja statistički značajnu eksplanatornu varijablu.

Barten (1993) je pokušao da pronade odgovarajuću funkcionalnu formu modela raspodele sredstava koja bi zadovoljavala pretpostavke teorije potrošačke tražnje. Poredio je specifikacije Roterdamskog, AIDS, CBSS i NBRS modela, pri čemu je CBSS hibridni model kreiran kombinacijom Roterdamskog i AIDS modela od strane Danskog centralnog biroa za statistiku dok je NBRS nastao kombinacijom istih modela, s tim što ga je postavio Neves (1987). Barten je istraživanje sproveo na osnovu godišnjih podataka vremenskih serija za period 1921-1981. u Holandiji. Agregirajući izvorne podatke za 16 grupa izdataka u četiri osnovne grupe: 1) hrana; 2) roba za uživanje (konditorski

proizvodi, duvan i alkoholna pića); 3) trajna dobra; i 4) ostala dobra, Barten je zaključio da CBSS model predstavlja najbolju analitičku deskripciju sistema tražnje.

Sawtelle (1993) je ocenio dve linearne forme Engelove funkcije za domaćinstva u Sjedinjenim Američkim Državama u 1984. godini, pri čemu je izdatke podelio u 15 grupa potrošnih dobara.. U prvom modelu dohodak je figurisao kao jedina eksplanatorna varijabla, dok su u drugi model bile uključene nove eksplanatorne varijable: broj zaposlenih u domaćinstvu, status zaposlenosti nosioca domaćinstva i vrednost finansijske aktive domaćinstva. Rezultati analize pokazali su da radni status nosioca domaćinstva (da li je nosilac domaćinstva poslodavac ili zaposleno lice) predstavlja relevantan regresor u modelu potrošnje.

Abdulai *et al.* (1999) su pomoću LA/AIDS modela ocenili dohodne i cenovne elasticitete izdataka za različite podgrupe hrane (mleko i mlečni proizvodi, žitarice i mahune, jestiva ulja, meso, riba i jaja, voće i povrće i ostale namirnice). Koristeći podatke o izdacima 1100 domaćinstava u Indiji, ovi autoru su takođe ispitivali uticaj demografskih varijabli, poput regionalne pripadnosti, veličine domaćinstva, stepena obrazovanja nosioca domaćinstva i dr. na izdatke domaćinstava za hranu, utvrdivši da je regionalna pripadnost domaćinstva statistički značajna varijabla, te da domaćinstva na severu Indije više konzumiraju mleko i mlečne proizvode nego domaćinstva na jugu zemlje, kao i to da je tražnja za mlekom i mlečnim proizvodima elastična i u ruralnim i u urbanim sredinama, dok je tražnja za mesom, ribom i jajima elastična u odnosu na dohodak domaćinstava samo u urbanim sredinama.

Abdulai (2002) je na uzorku od 775 švajcarskih domaćinstava sproveo istraživanje o uticaju dohotka na izdatke za hranu primenom QUAIDS modela. Sva dobra je klasifikovao u sedam grupa, s tim što se šest grupa odnosilo na izdatke za hranu, a sedma grupa na sva ostala dobra. Modelom su obuhvaćene demografske karakteristike domaćinstava: veličina, starost nosioca domaćinstva, nivo obrazovanja nosioca domaćinstva, zanimanje nosioca domaćinstva i regionalna pripadnost domaćinstva. Utvrđeno je da su izdaci za hranu neelastični i da su direktni cenovni i dohodni elasticiteti za većinu izdataka za hranu veći kod domaćinstava sa nižim nivoom dohotka. Ovaj istraživač je dokazao da je uticaj veličine domaćinstva na izdatke za hranu signifikantan, odnosno da broj članova domaćinstva utiče na obrasce potrošnje domaćinstava. Za dati nivo izdataka i cena, domaćinstva sa većim brojem članova su često primorana da svoje obrasce potrošnje prilagođavaju relativno jeftinijim dobrima.

Kirkpatrick i Tarasuk (2003) su se posebno bavili analizom izdataka 9793 domaćinstva sa niskim dohotkom u Kanadi. Koristeći višestruki linearni regresioni model, utvrdili su da su ukupni izdaci za hranu i izdaci za hranu u marketima i restoranima bili manji kod domaćinstava sa nižim dohotkom u odnosu na ostala domaćinstva. Domaćinstva sa nižim dohotkom kupuju znatno manje količine mlečnih proizvoda, voća i povrća od domaćinstava sa višim dohotkom. Ovi autori su takođe zaključili da domaćinstva koja

plaćaju stanarinu ili koriste kredit za kupovinu stana troše značajno manje količine mlečnih proizvoda i mesa od domaćinstava koja nemaju navedene kategorije izdataka.

Machado i Cardoso (2003) su ispitivali uticaj zaposlenosti žene u domaćinstvima na tražnju za pojedinim grupama dobara (domaćim uslugama, ličnim uslugama, restoranskim uslugama, putovanjima i kulturnim dobrima). Istraživanje su sprovedi pomoću Tobit modela na uzorcima od 9323 domaćinstva u 1989/1990. i 7807 u 1994/1995. Podaci, koje je prikupio Portugalski statistički zavod, sadržali su, pored podataka o izdacima, i podatke o karakteristikama domaćinstva (veličina i socijalni status) i podatke o članovima domaćinstva (starost, pol, bračni status i radni status). Istraživanje je pokazalo da veći udeo zaposlenih članova, uključujući zaposlenost žena, implicira veće izdatke domaćinstva na restorane i hotele i kulturu.

Beneito (2003) je 1991. godine sproveo istraživanje u Španiji na uzorku od 21155 domaćinstava. Klasifikujući ukupne izdatke domaćinstva u osam grupa: 1) hrana; 2) odeća; 3) stanovanje; 4) nameštaj; 5) zdravstvo; 6) transport; 7) kultura i 8) ostalo, ovaj autor je za ocenjivanje parametara sistema potrošnje koristio univerzalnu formu cenovno nezavisnih generalizovanih linearnosti (PIGL – Price Independent Generalised Linearity). On je došao do zaključka da su dohodni elasticiteti za hranu i stanovanje manji od jedinice odnosno da je tražnja za ovim grupama proizvoda neelastična, da je tražnja za nameštajem i zdravstvenim uslugama jedinično elastična, a da je tražnja za odećom, transportom, kulturom i drugim dobrima elastična u odnosu na dohodak.

Chern *et al.* (2003) su sprovedi istraživanje uticaja dohotka na izdatke za hranu u Japanu, koristeći pri tom godišnji izveštaj o porodičnim prihodima i izdacima za 1997. godinu. Za ocenjivanje ekonometrijskih modela formulisanih u obliku jedne jednačine tražnje koristili su Tobit estimaciju i Hekmanovu dvostepenu estimaciju, dok su za ocenjivanje kompletnih sistema tražnje koristili linearnu aproksimaciju skoro savršenog sistema tražnje (LA/AIDS), pri čemu su za dodatnu analizu primenili nelinearni skoro savršen sistem tražnje (AIDS). Utvrdili su da pirinač predstavlja normalno dobro (koeficijent elastičnosti je blizak jedinici), da goveđe meso spada u grupu luksuznih dobara, i da sve ostale vrste mesa (svinjsko, živinsko, mleveno meso, kobasice i slanina) pripadaju grupi neophodnih dobara.

Mittal (2006) je primenom QUAIDS modela sproveo istraživanje na podacima o izdacima domaćinstava u Indiji za 1983, 1987-88, 1993-94. i 1999-2000. godine, da bi utvrdio obrasce potrošnje hrane, i utvrdio da urbanizacija ima statistički značajan pozitivan uticaj na izdatke za hranu. Međutim, kada se posmatraju pojedinačna dobra u okviru grupe Hrana, pokazalo se da urbanizacija ima negativan uticaj na konzumiranje pšenice, mahunarki i šećera, a pozitivan uticaj na konzumiranje mleka, voća, povrća i jestivih ulja. Ustanovljeno je da je dohodna elastičnost za pšenicu vrlo niska: u urbanim krajevima ona je bliska nuli (0.09), u ruralnim krajevima je takođe niska, ali veća nego u urbanim krajevima gde je iznosila oko 0.2. On je takođe utvrdio da u Indiji mleko, meso, riba i jaja spadaju u luksuzna dobra, nezavisno od stepena razvijenosti posmatrane regije.

Davies (2006) je u Malavima ispitivao uticaj pola i nivoa obrazovanja dva najvažnija člana domaćinstva (najčešće bračnog para) na obrasce potrošnje domaćinstava pomoću polu-logaritamskog regresionog modela i pomoću Probit modela. Analizu je sproveo na uzorku od 1350 urbanih četvoročlanih domaćinstava, klasifikujući izdatke u 15 grupa, pri čemu je grupu Izdaci za odeću raščlanio u četiri podgrupe i posebno analizirao. Zaključio je da udeo dohotka koji zarađuje muškarac u ukupnom dohotku domaćinstva ima signifikantan negativan uticaj na izdatke za odeću, dok je situacija sasvim obrnuta kad je u pitanju uticaj rasta udela u dohotku koji zarađuju žene. Ukoliko raste udeo dohotka koji zarađuju žene, značajno rastu i izdaci za ličnu higijenu i sredstva za čišćenje kuće.

Sulgham i Zapata (2006) su sprovedi istraživanje u Sjedinjenim Američkim Državama na uzorku od 682 domaćinstva, specifične strukture, kojim su obuhvaćena samo domaćinstva u kojima je bračni par imao jedno ili dvoje dece starosti ispod 18 godina, pri čemu su za ocenjivanje parametara koristili Vorking-Leser logaritamsku formu. Zaključili su da domaćinstva sa dvoje dece imaju veći udeo izdataka za hranu od domaćinstava sa jednim detetom, i da broj dece u domaćinstvu ne utiče na relativne izdatke za odeću, transport, alkohol.

Kalwij i Salverda (2007) su ispitivali u kojoj se meri promene u obrascima potrošnje u Holandiji mogu pripisati demografskim promenama domaćinstava, radnom statusu i ukupnim izdacima. Istraživanje su sprovedi na mikropodacima Holandskog zavoda za statistiku. Uzorkom su obuhvaćena 1884 domaćinstva u 1979. godini, 1872 u 1989. i 1904 domaćinstva u 1998. godini. Ono što je karakteristično za ovo istraživanje jeste da su sva dobra podeljena u 20 grupa, dok kod ostalih autora ovaj broj ne prelazi 15 grupa. Tražnja za grupama proizvoda ocenjena je pomoću kvadratnih Engelovih krivih, a jedan od istraživačkih nalaza postulira da radni status članova domaćinstva značajno utiče na potrošnju većine grupa proizvoda.

Aristei *et al.* (2008) su analizirali obrasce potrošnje alkoholnih pića u Italiji za period 1997-2002. na osnovu unakrsnih podataka, prikupljenih od strane Italijanskog nacionalnog instituta za statistiku pomoću anketa o potrošnji domaćinstava. U posmatranom periodu, uzorcima je bilo obuhvaćeno ukupno 140023 domaćinstva, a jedan od rezultata analize ukazuje na to da domaćinstva čiji su nosioci muškog pola imaju veće izdatke na alkohol.

Uraz (2008) je ispitivao uticaj socio-ekonomskih i demografskih karakteristika domaćinstava (veličina i struktura domaćinstva, starost i nivo obrazovanja nosioca domaćinstva, regionalna pripadnost domaćinstva) na izdatke za rekreaciju i kulturu domaćinstava u Turskoj za 2003. godinu. Analizirajući podatke uzorka od 25764 domaćinstva u Turskoj, ovaj istraživač je pored ostalog zaključio da je uticaj obrazovanja na izdatke za rekreaciju i kulturu statistički značajan.

Yeong-Sheng *et al.* (2008) su pokušali da otkriju najbolju specifikaciju modela kompletnih sistema tražnje za hranom u Maleziji i da utvrde uticaj demografskih i socio-ekonomskih faktora na tražnju za hranom. Istraživanje su sprovedi na uzorku od 14084

domaćinstva za 2004/2005. godinu, pomoću Vorking-Leser modela, Linearne forme Engelovih krivih, Kvadratne forme Engelovih krivih i Linearne aproksimacije skoro savršenog sistema tražnje (LA/AIDS). Utvrdili su da veličina domaćinstva utiče na izdatke za hranu koja se konzumira van kuće, odnosno da domaćinstva sa više članova troše više na restoranske usluge od domaćinstava sa manjim brojem članova. Mohamed, Abdullah i Radam (2009) su na istom uzorku pomoću Vorking-Leser modela, polu-logaritamske i duplo-logaritamske forme funkcionalne zavisnosti, ispitivali da li prvi Engellov zakon važi za hranu koja se priprema van kuće. Zaključili su da dohodak domaćinstva ima pozitivan uticaj na izdatke za hranu koja se priprema van kuće, pri čemu je koeficijent dohodne elastičnosti manji od jedinice, kao i to da veličina domaćinstva ima pozitivan uticaj na izdatke za hranu koja se priprema van kuće.

Yusof i Duasa (2010) su 2007/2008. godine sproveli istraživanje u Maleziji, na uzorku od 2649 domaćinstava, pomoću Kvadratne forme Engelovih krivih, pri čemu su izdatke domaćinstva podelili u 12 manje-više standardizovanih grupa. Modelom su obuhvaćene i socio-ekonomske i demografske karakteristike domaćinstava, poput etničke pripadnosti, godina starosti, regije sa većom ili manjom populacijom stanovništva, statusa u pogledu zaposlenosti, zanimanja nosioca domaćinstva i nivoa obrazovanja nosioca domaćinstva. Ustanovili su da „mladi” najmanje troše na hranu koja se konzumira u kući, da „stariji” troše najmanje na hranu koja se konzumira van kuće i na cigarete, i da populacija starije dobi između 36 i 50 godina najviše troši na alkoholna pića. Kada su u pitanju izdaci za odeću, najveći deo izdataka za ovu grupu proizvoda izdvaja „mlada” populacija. U poređenju s drugim grupama proizvoda, „mladi” najviše izdvajaju za rentiranje stana, javni prevoz i zabavu, a najmanje na održavanje stana, zdravlje i obrazovanje. Starija populacija najveći udeo svojih izdataka izdvaja na zdravstvene usluge. Kada je reč o ocenjenim elastičnostima, ovi autori su utvrdili da su izdaci za hranu u odnosu na dohodak neelastični, da su izdaci za odeću i obuću jedinično elastični, dok su izdaci za alkoholna pića i duvan elastični. Posmatrajući uticaj varijable Pol na izdatke, zaključili su da domaćinstva u kojima dominira muška populacija više troše na alkoholna pića i duvan, dok je uključivanjem varijable Regionalna pripadnost utvrđeno da domaćinstva koja žive u urbanim predelima imaju veću ukupnu potrošnju i da više troše na hranu van kuće i materijale za čitanje, zabavu i proizvode za ličnu higijenu od domaćinstava koja žive u ruralnim predelima Malezije.

Chai i Moneta (2011) su, koristeći podatke o potrošnji domaćinstva u Velikoj Britaniji, za period od 1960. do 2000, ispitivali da li su Engellove kategorije izdataka za domaćinstva sa najnižim nivoom dohotka stabilne i da li odražavaju isti poredak koji je Engel postavio 1857. godine. Istraživanje je sprovedeno na osnovu Engellovog sistema klasifikacije potreba, pri čemu je utvrđeno da su Engellove tvrdnje i dalje postojane kod domaćinstava sa najnižim nivoom dohotka. Drugi aspekt koji su ovi autori istraživali tiče se načina na koji rast raspoloživog dohotka domaćinstva utiče na distribuciju udela izdataka prema kategorijama, pri čemu su koristili Gini koeficijent nejednakosti. Došli su do zaključka da ukoliko domaćinstva raspolažu višim nivoima dohotka utoliko je njihov

obrazac potrošnje raznovrsniji, a uzrok tome predstavljaju promene strukture potreba članova domaćinstva do kojih dolazi sa porastom nivoa dohotka. Na osnovu poređenja funkcionalne forme Engelovih krivih utvrdili su da robe „nižeg reda“ koje služi direktnom zadovoljavanju potreba poseduje relativno slične oblike Engelovih krivih za razliku od roba „višeg reda“, kod kojih ne postoji jedinstven oblik funkcionalne forme koji može da reprezentira zavisnost potrošnje od dohotka.

Dudek (2011) je pomoću Vorking-Leser modela analizirao uticaj dohotka i veličine domaćinstava na izdatke za hranu domaćinstava u Poljskoj na osnovu uzorka od 14509 u 2000, 15822 domaćinstva u 2005. i 18240 u 2009. godini i došao, pored ostalog, do zaključaka da su izdaci za hranu u odnosu na dohodak neelastični i da veličina domaćinstva ima statistički značajan uticaj na izdatke za hranu.

Luo i Song (2012) su sproveli istraživanje u Kini za period 2003-2008. kako bi utvrdili dohodne elasticitete u ruralnim kineskim oblastima. Primenom ELES (Extend Linear Expenditure System) modela došli su do rezultata da su dohodni elasticiteti u ruralnim kineskim oblastima prilično visoki, ali da su ispoljili tendencijom opadanja tokom vremena.

Sekhampu i Niyimbanira (2013) su pomoću višestrukog regresionog linearnog modela ispitivali uticaj socio-ekonomskih karakteristika domaćinstava na obrasce potrošnje u Južnoafričkoj Republici. Na uzorku od 579 domaćinstava ovi autori su utvrdili: (1) da veličina domaćinstva, bračni i radni status i nivo obrazovanja nosioca domaćinstva kao i udeo zaposlenih članova domaćinstva predstavljaju statistički značajne eksplanatorne varijable, (2) da pol nosioca domaćinstva predstavlja irelevantnu varijablu i (3) da postoji statistički značajna razlika u ukusima, preferencijama i načinu života između starije i mlađe populacije.

Boman *et al.* (2013) sproveli su ispitivanje u Švedskoj da bi odgovorili na pitanje da li rekreacija spada u normalna, inferiorna ili luksuzna dobra. Analiza se zasnivala na dva uzorka iz 2007. godine, pri čemu su prvi uzorak od 1778 ispitanika činili ispitanici od 18 do 75 godina starosti, dok je drugim uzorkom bilo obuhvaćeno 1637 ispitanika starijih od 18 godina, koji su imali dozvolu za lov. Za ocenjivanje dohodnih elasticiteta koristili su log-linearni i Vorking-Leserov model. Utvrdili su da rekreacija na udaljenim destinacijama (preko 100 km) spada u luksuzna dobra, da rekreacija blizu mesta prebivališta (do 100 km) spada u neophodna dobra, i da na višim nivoima dohotka, lov može predstavljati i neophodno i luksuzno dobro u zavisnosti od tzv. ostalih okolnosti.

Koristeći Vorking-Leser kompletan sistem regresionih jednačina Rufino (2013) je sproveo analizu potrošnje na uzorku 854 siromašna filipinska domaćinstva anketirana 2009. godine. Rezultati njegovih istraživanja potvrdili su validnost prvog Engelovog zakona koji se odnosi na zakonitost ponašanja izdataka za hranu u zavisnosti od kretanja dohotka domaćinstava.

Dybczak *et al.* (2014) su na uzorku od oko 3000 domaćinstava na godišnjem nivou za period 2000-2008, sproveli istraživanje u Češkoj koristeći QUAIDS model. Istraživali su

uticaj dohotka, regiona, broja članova domaćinstva, starosne, obrazovne i radne strukture na izdatke domaćinstava, pri čemu su izdatke podelili u osam grupa: 1) hrana; 2) odeća i obuća; 3) energija; 4) nameštaj i električni aparati; 5) zdravstvo i lična nega; 6) transport i komunikacije; 7) obrazovanje i rekreacija; i 8) ostala dobra. Oni su utvrdili sledeće: (1) izdaci za edukaciju su elastični; (2) hrana, energija, zdravstvo, nega tela spadaju u neophodna dobra; (3) odeća i obuća, transport i komunikacije, obrazovanje i rekreacija spadaju u grupu luksuznih dobara; (4) transport i komunikacije predstavljaju grupu dobara koja je najosetljivija na promene dohotka, dok je najmanje osetljiva grupa izdatka ona koja se odnosi na potrošnju energije.

De Agostini (2014) je istraživao uticaj promene cene hrane i dohotka domaćinstava na tražnju za hranom britanskih domaćinstava u periodu 1975-2000. godine, koristeći podatke iz uzorka prosečnog godišnjeg obima od oko 7000 domaćinstava. On je dohodne i cenovne elasticitete tražnje za hranom ocenio pomoću QUAIDS modela sistema regresionih jednačina, uključujući u model varijable koje se odnose na ukupne izdatke za hranu, godine starosti nosioca domaćinstva, veličinu domaćinstva, broja dece u domaćinstvu do 17 godina, radni status žene, broj kupljenih gotovih jela, regionalnu pripadnost i strukturu domaćinstva. Ovaj autor je utvrdio: 1) veličina domaćinstva ima statistički značajan uticaj na izdatke domaćinstava; 2) veličina domaćinstva značajno utiče na potrošnju hrane, preciznije govoreći domaćinstva sa više članova troše više mlečnih proizvoda, masti, šećera i žitarica, a manje mesa, voća i povrća; 3) dohodak nema značajan uticaj na obrasce potrošnje hrane; 4) starosna dob nosioca domaćinstva ima mali, ali statistički značajan uticaj na potrošnju hrane, odnosno što je nosilac domaćinstva stariji veći je procenat potrošnje masti, šećera, žitarica, a manji procenat voća i povrća; 4) zaposlenost žena u domaćinstvu rezultira manjim udelom izdataka za masti i šećer, a većim udelom za voće i povrće u odnosu na domaćinstva u kojima su žene nezaposlene; 5) domaćinstva sa decom do 5 godina imaju veći udeo izdataka za mlečne proizvode, dok je udeo izdataka za voće, povrće, masti i šećer smanjen, pri čemu se udeli ovih podgrupa povećavaju kada su u domaćinstvima prisutni adolescenti.

Haq, Sherif i Gheblawi (2014) su sprovedi istraživanje na uzorku od 485 domaćinstava u Ujedinjenim Arapskim Emiratima kako bi pomoću višestrukog linearnog regresionog modela ispitali uticaj dohotka na hranu koja se ne priprema kod kuće. Istraživanje je pokazalo da su izdaci za hranu van kuće, odnosno za restorane, elastični u odnosu na dohodak.

Al-Habashneh i Al-Majali (2014) su ocenjivali Engelove krive izdataka domaćinstava u Jordanu 2010. godine. Formulirali su i ocenili šest funkcionalnih formi Engelovih krivih (linearnu, logaritamsku, polu-logaritamsku, hiperboličnu, logaritmsko-recipročnu i Working-Leser formu) za izdatke devet grupa dobara, koristeći podatke iz uzorka od 13866 gradskih i seoskih domaćinstava. Pored ostalog, oni su ispitali uticaj veličine domaćinstava na tražnju za pojedinačnim grupama s ciljem da utvrde da li postoje statistički značajne razlike u obrascima potrošnje za gradska i seoska domaćinstva. Najvažniji rezultati do kojih su došli jesu da veličina domaćinstva ne utiče na izdatke za

stanovanje, transportne i zdravstvene usluge, dok na sve ostale grupe izdataka veličina domaćinstva ima signifikantan uticaj. Takođe su utvrdili da su izdaci za stanovanje u odnosu na dohodak domaćinstava elastični, a za zdravstvo neelastični.

Azzam i Rettab (2015) su modelirali kompletan sistem tražnje u Ujedinjenim Arapskim Emiratima za period 2007-2008, pomoću LES modela, u koji su uključili i tip domaćinstva (lokalna i nelokalna domaćinstva). Izdatke su podelili u osam grupa: 1) hrana; 2) odeća; 3) pokućstvo; 4) nameštaj; 5) transport; 6) zdravstvena nega; 7) rekreacije i 8) ostalo. U istraživanju su korišćeni unakrsni podaci iz anketa o potrošnji i prihodima domaćinstava koju sprovodi Nacionalni biro za statistiku UAE. Rezultati analize su pokazali da su siromašnija domaćinstva osetljivija na promene cene hrane, ali da je tražnja za hranom neelastična i kod bogatih i kod siromašnih domaćinstava.

Sahinli i Ozcelik (2015) su pomoću AIDS modela ocenjivali dohodne i cenovne elasticitete za hranu (mleko), alkohol (pivo) i cigarete u Turskoj, koristeći pri tom podatke iz ankete o budžetima domaćinstava koju je realizovao Turski statistički institut u periodu 2002-2013. godine. Oni su, primera radi, izračunali da koeficijent dohodovne elastičnosti izdataka za podgrupu duvan iznosi 0.99.

Ojoko i Ubugadu (2016) su kao jedan od istraživačkih ciljeva postavili da utvrde faktore koji određuju obrasce potrošnje žitarica u pokrajni Nasarava u Nigeriji. Na uzorku od 316 domaćinstava primenili su AIDS model, u koji su, pored dohotka domaćinstva, uključili i tri demografske varijable: veličinu domaćinstva, pol i godine starosti nosioca domaćinstva. Istraživanjem se pokazalo da starosna struktura i veličina domaćinstava signifikantno utiču na potrošnju hrane u urbanim područjima, kao i to da pol nosioca domaćinstva ne utiče u značajnoj meri na potrošnju hrane u urbanim područjima.

Hasan (2016) je ispitivao validnost prvog Egelovog zakona u Bangladešu na osnovu podataka iz anketa o prihodima i izdacima domaćinstava, na uzorku od 10019 domaćinstava pomoću parcijalnog linearnog regresionog modela. Istraživanjem su obuhvaćene i kvalitativne varijable: obrazovanje oca i majke i regija kojoj domaćinstvo pripada. Socio-ekonomske karakteristike domaćinstava merene na racio skalama su starost nosioca domaćinstva, veličina domaćinstva, broj odraslih članova i broj dece u domaćinstvu, učešće zaposlenih muškaraca i učešće zaposlenih žena u domaćinstvu. Ovaj autor je zaključio da sa porastom dohotka izdaci za pojedine podgrupe hrane, kao što su proteini i hrana koja se ne priprema kod kuće, rastu po višim stopama od izdataka na ostala dobra iz grupe Hrana.

Koristeći LA/AIDS model, Siami-Naimi (2017) je sprovela istraživanje u Sjedinjenim Američkim Državama za period od 1989. od 2015. godine, klasifikujući izdatke domaćinstava na šest grupa: 1) hrana i alkoholna pića; 2) stanovanje; 3) odeća i usluge; 4) transport; 5) zdravstvena nega i 6) ostala dobra i usluge. U model je uključila i starost nosioca domaćinstva kao posebnu demografsku varijablu. Na osnovu dobijenih rezultata izračunati su dohodni i cenovni elasticiteti, pri čemu su za testiranje uslova homogenosti i simetrije u LA/AIDS modelu tražnje koristili Valdov F test. Na osnovu numeričkih

vrednosti elasticiteta potrošnje ova autorka je ocenila da su medicinska nega i hrana neophodna dobra, a da odeća, transport i ostala dobra i usluge spadaju u grupu luksuznih dobara.

Pomenimo na kraju da je Gostowski (2018) analizirao tražnju za potrošnim dobrima pomoću QUAIDS modela i mikropodataka domaćinstva koje je prikupio Poljski centralni statistički zavod za period od 1999. do 2015. godine. Ovaj istraživač je utvrdio da su izdaci za hranu i edukaciju u odnosu na dohodak neelastični, a da su izdaci za stanovanje elastični, odnosno te da brže rastu od porasta dohotka domaćinstava.

1.3 OSNOVNE ISTRAŽIVAČKE HIPOTEZE

Polazeći od predmeta i cilja istraživanja te od uvida u najnoviju literaturu iz oblasti ekonometrijskog modeliranja potrošačke tražnje na osnovu anketa o potrošnji domaćinstava, postavljene su sledeće istraživačke hipoteze:

- H1:** Teorijski model potrošačke tražnje implicira određene relacije između dohodnih i cenovnih elasticiteta koje se mogu koristiti u ekonometrijskom ispitivanju uticaja dohotka na tražnju za potrošnim dobrima.
- H2:** Ne postoji funkcionalni oblik Engelove jednačine tražnje koji se može uniformno primeniti za kvantifikovanje uticaja dohotka na tražnju za svim grupama potrošnih dobara.
- H3:** Funkcionalni oblici kompletnih sistema regresionih jednačina tražnje koji su izvedeni iz aksioma i pretpostavki teorijskog modela impliciraju aditivnost i homogenost sistema tražnje.
- H4:** Pored dohotka koji predstavlja ključnu determinantu obima i strukture potrošnje domaćinstava u Srbiji, na izdatke za pojedine grupe proizvoda određeni uticaj imaju i socio-ekonomske i demografske karakteristike domaćinstva (veličina domaćinstva, pol nosioca domaćinstva, zaposlenost nosioca domaćinstva, nivo obrazovanja nosioca domaćinstva, broj odraslih članova domaćinstva, broj dece u domaćinstvu, broj zaposlenih članova domaćinstva).
- H5:** Prvi Engelov zakon (koji se odnosi na proizvode koji služe za ishranu) i Treći Engelov zakon (koji se odnosi na izdatke za restorane i hotele, saobraćaj, obrazovanje, rekreaciju i kulturu) izražavaju empirijske zakonitosti u potrošnji odgovarajućih grupa proizvoda domaćinstava u Srbiji.

1.4 KRATAK PREGLED SADRŽAJA ISTRAŽIVANJA

U uvodnom delu rada definisani su predmet i cilj disertacije, postavljen je teorijski okvir i definisane osnovne istraživačke hipoteze, objašnjene su naučne metode koje su

primenjene u istraživanju. Takođe, u uvodnom delu rada prikazana je relevantna literatura sa fokusom na radove koji su značajni sa stanovišta empirijske analize potrošačke tražnje.

Drugi deo, pod nazivom Osnove teorije i analize potrošačke tražnje, obuhvata istorijski pregled razvoja teorije potrošačke tražnje, počev od teorije kardinalne korisnosti, zatim teorije ordinalnih preferencija, koja zauzima centralno mesto u teoriji potrošačke tražnje, pa sve do teorije otkrivenih preferencija koja nije doživela značajniju empirijsku primenu. U okviru ovog dela disertacije analizirana su i osnovna svojstva Paretovog modela i implikacije modela značajne za ekonometrijsku analizu potrošačke tražnje, pri čemu je određena pažnja posvećena analizi posebnih tipova preferencija potrošača.

U trećem delu disertacije koji se odnosi na teoriju potrošačke tražnje i kompletne sisteme jednačina, prikazani su sledeći modeli kompletnih sistema regresionih jednačina tražnje: Vorking-Leserov model (WL), Linearni sistem izdataka (LES), Adilog model, Translog model, Roterdamski model sa apsolutnim i relativnim cenama, Skoro savršeni sistem tražnje (AIDS) i Kvadratni skoro savršeni sistem tražnje (QUAIDS). U ovom su delu takođe sažeto analizirane osobine svakog pojedinačnog modela i ispunjenost pretpostavki koje postavlja teorija.

Četvrti deo disertacije se odnosi na alternativne pristupe empirijskoj analizi potrošačke tražnje, u zavisnosti od toga da li se tražnja za određenim proizvodom posmatra izolovano od tražnje za ostalim proizvodima ili kompleksno kao element sistema tražnje. S obzirom na navedene pristupe u poglavlju su analizirani (1) kompleksni pristup i (2) parcijalni pristup proučavanju potrošačke tražnje. U okviru ovog poglavlja obrađene su i vrste podataka i odgovarajuće ekonometrijske tehnike: analiza unakrsnih podataka, analiza vremenskih serija tržišne statistike, panel podataka i međunarodna analiza unakrsnih podataka.

U petom delu su analizirani osnovni aspekti porodičnih budžeta. Najpre je analizirana zavisnost izdataka domaćinstava za pojedinačne proizvode ili grupe proizvoda od dohotka, a zatim je prikazan istorijski razvoj Engelovih zakona, njihova primenljivost i univerzalnost kroz 150 godina dugu njihovu istoriju. Ovde su obrađena i metodološka pitanja koja se odnose na ispitivanje uticaja kvalitativnih karakteristika domaćinstava (veličina domaćinstva i tip naselja kojem domaćinstvo pripada, pol nosioca domaćinstva, ekonomski status nosioca domaćinstva, nivo obrazovanja nosioca domaćinstva i godine starosti nosioca domaćinstva) na izdatke za pojedine grupe proizvoda, pri čemu je dat kratak osvrt na ekonometrijski tretman kvalitativnih obeležja domaćinstava.

U šestom poglavlju prikazani su najčešće korišćeni funkcionalni oblici Engelovih krivih, među kojima su posebno obrađene linearna, kvadratna, duplo-logaritamska, linarno-logaritamska, inverzna, logaritamsko-inverzna, log-log inverzna, logistička, log-normalna sintetička forma funkcionalne zavisnosti i sistem Törnquistovih Engelovih krivih. Zatim su sažeto prikazani metodi ocenjivanja parametara Engelovih krivih, kriterijumi za izbor Engelovih krivih i ocene dohodnih elasticiteta na osnovu konkretnih ekonometrijskih specifikacija modela potrošnje.

Sedmi deo disertacije posvećen je empirijskoj, odnosno ekonometrijskoj analizi potrošnje pre svega domaćinstava u Srbiji i, poređenja radi u Crnoj Gori. Ekonometrijska analiza izvršena je na podacima dobijenim iz anketa o potrošnji domaćinstava koje sprovodi Republički zavod za statistiku Srbije. Poseban akcenat je postavljen na ocenjivanju parametara Engelovih krivih, njihovu prostornu validnost i vremensku stabilnost. U ovom delu su prikazani rezultati empirijskih istraživanja uticaja dohotka i ostalih demografskih, ekonomskih i socijalnih karakteristika domaćinstva i njihovih nosilaca u cilju otkrivanja obrazaca potrošnje i ispitivanja stabilnosti potrošačkih preferencija u posmatranom periodu.

U poslednjem, osmom delu sažeto su prikazani najvažniji istraživački rezultati, ocenjeni su njihovi dometi i ograničenja, date preporuke za dalja istraživanja, i ukazano na naučni - teorijski, metodološki i empirijski doprinos doktorske disertacije.

1.5 METODI ISTRAŽIVANJA

U istraživanju uticaja dohotka na tražnju za potrošnim dobrima korišćen je veći broj naučnih metoda i tehnika koji su svojstveni ekonomskim i pre svega ekonometrijskim istraživanjima u oblasti potrošačke tražnje.

U delu doktorske disertacije koji se odnosi na teorijski okvir i pregled literature primenjen je metod analize sadržaja teorijsko-metodoloških i empirijskih studija koji tretiraju određene aspekte teorija tražnje, teorija preferencija i na njima zasnovanih teorija ponašanja potrošača, koji su relevantni za istraživanje uticaja dohotka, te demografskih, ekonomskih i socijalnih faktora na tražnju za potrošnim dobrima.

Desk-research metod, uključujući istorijski metod analize, korišćen je u prikupljanju naučne građe koja pruža uvid u gotovo 150 godina dugu istoriju razvoja teorije i primene potrošačke tražnje sa posebnim osvrtom na one razvojne faze teorije u kojima je ostvaren najznačajniji napredak u operacionalizaciji teorijskih postavki i izvođenju implikacija za empirijsku analizu.

Za ispitivanje uticaja dohotka na tražnju za potrošnim dobrima, kao i za kvantifikovanje uticaja demografskih, ekonomskih i socijalnih karakteristika domaćinstava na obim i strukturu njihove potrošnje, pre svega je korišćen normalni klasični linearni regresioni model i drugi ekonometrijski oblici regresionih funkcija koji se adekvatnim transformacijama svode na linearne modele.

Standardni metodi deskriptivne statističke analize su pre svega korišćeni za analizu strukture potrošnje domaćinstava u Republici Srbiji prema grupama proizvoda COICOP klasifikacije za period od 2006. do 2018. godine, kao i za poređenje strukture potrošnje u Srbiji sa strukturom lične potrošnje u Crnoj Gori. Pored grafičke analize, metodi i tehnike deskriptivne analize korišćeni su za tabeliranje podataka iz anketa o potrošnji

domaćinstava u Srbiji, a standardni skup deskriptivnih statistika korišćen je i za opis performansi ocenjenih ekonometrijskih modela potrošnje.

Pored deskriptivne analize, korišćene su standardne mere centralne tendencije, mere disperzije, mere proste i višestruke korelacione i regresione analize, analize varijanse i drugi statistički metodi i tehnike koji predstavljaju sastavni deo metodološkog aparata ekonometrijske empirijske analize.

Za testiranje statističkih hipoteza o signifikantnosti pojedinačnih i simultanih uticaja posmatranih eksplanatornih varijabli na potrošnju domaćinstava u Srbiji korišćeni su statistički testovi: t -test i F -test, JB test normalnosti, testovi autokorelacije i heteroskedastičnosti, kao i drugi testovi pomoći kojih se proverava ispunjenost pretpostavki normalnog klasičnog linearnog ekonometrijskog modela.

Za kvantifikovanje uticaja dohotka na tražnju korišćeni su metodi ekonometrijskog modeliranja tražnje u obliku jedne regresione jednačine i u obliku kompletnih sistema regresionih jednačina i sledstveno tome, pored običnog metoda najmanjih kvadrata, generalizovanog metoda najmanjih kvadrata, korišćeni su posebni metodi ocenjivanja parametara ekonometrijskih modela formulisanih u obliku kompletnih sistema regresionih jednačina tražnje.

U delu doktorske disertacije u kome su prezentovani rezultati empirijske analize potrošnje domaćinstava u Srbiji korišćen je metod komparativne analize da bi se utvrdila prostorna i vremenska univerzalnost Engelovih zakonitosti u formiranju i svojevrsnoj dinamici promena u pojedinim komponentama lične potrošnje.

S obzirom na to da je dohodna elastičnost ključni pokazatelj zavisnosti promena u potrošnji u zavisnosti od promena dohotka domaćinstava i da je, osim u slučaju log-log Engelove krive, vrednost ovog pokazatelja različita na različitim nivoima dohotka, za ocenu karakterističnih vrednosti ovog pokazatelja, korišćeni su različiti metodi aproksimacije promenljive elastičnosti jednim brojem.

Pored metoda analize, koji predstavlja osnovni naučni metod, koji je dominantno korišćen u ekonometrijskim istraživanjima, u zaključnom delu disertacije korišćen je metod sinteze za sumiranje mnoštva pojedinačnih rezultata koji su dobijeni primenom sedam funkcionalnih formi Engelovih krivih za 12 grupa proizvoda i 13 godina posmatranog perioda i na osnovu kojih je generisano više od 10000 regresionih jednačina sa mnoštvom parametara, te primenom dve funkcionalne forme modela kompletnih sistema regresionih jednačina pomoću kojih su generisane matrice dohodnih i cenovnih elasticiteta tražnje Kurnoa, Sluckog i Hiks-Alena.

2. OSNOVE TEORIJE I ANALIZE POTROŠAČKE TRAŽNJE

Osnovni zadatak teorije potrošačke tražnje jeste da odgovori na pitanje kako potrošač formira tražnju za pojedinim proizvodima i uslugama koji ulaze u sastav njegove lične potrošnje, odnosno da odgovori na pitanje kako potrošač alocira svoj ograničeni dohodak m , na kupovinu pojedinih proizvoda pri datoj tržišnoj konstalaciji cena pojedinih proizvoda i usluga, i pri datoj strukturi preferencija. Teorija potrošačke tražnje ima svoj razvojni put dug oko 150 godina.

Brojni su ekonomisti doprineli razvoju teorijskih koncepata, metodoloških alata i modela koji su korišćeni ne samo za teorijsko-ekonomsko objašnjenje ponašanja potrošača, odnosno ponašanje potrošača koje je uslovljeno dohotkom i cenama kao osnovnim determinantama odlučivanja potrošača o kupovini pojedinih potrošnih dobara, nego i za empirijsku, odnosno ekonometrijsku analizu tražnje, odnosno lične potrošnje. Istorijski posmatrano prvi ekonomisti koji su razvili elemente koji su osnova za sve ekonomske modele ponašanja potrošača, a koji su razvijani do današnjih dana su Mendžer, Dževons i Valras. Oni su razradili koncept korisnosti koji je kasnije usvojen od strane svih značajnijih ekonomista koji su se teorijski i praktično bavili proučavanjem potrošačke tražnje, odnosno lične potrošnje stanovništva. Doprinos ovih autora detaljno su opisali Chipman, Hurwicz i Richter (1971).

2.1 RAZVOJ TEORIJE

Teorija korisnosti, odnosno teorija granične korisnosti potrošačkih dobara poslužila je kao temelj za razvoj teorije potrošačke tražnje koja je kasnije označena kao prva razvojna faza u proučavanju ponašanja potrošača, odnosno izvođenja zakona tražnje (Stigler, 1950). S obzirom na to da su navedeni ekonomisti u razvijanju modela ponašanja potrošača pošli od pretpostavke da je korisnost merljiva veličina u kardinalnom smislu, prva faza u razvoju teorije potrošačke tražnje poznata je i pod nazivom teorija ponašanja potrošača, odnosno teorija potrošačke tražnje, zasnovana na konceptu kardinalne korisnosti.

Pretpostavka o izmerljivosti korisnosti je nerealna pretpostavka kao što je nerealna i pretpostavka o tome da korisnost za određenim proizvodom zavisi samo od obima potrošnje toga proizvoda s obzirom na to da su svi proizvodi, posredstvom sistema potreba, međusobno povezani u procesu potrošnje i sledstveno tome u formiranju tražnje na tržištu (Barten i Böhm, 1982). Zbog toga je kasniji razvoj teorije potrošačke tražnje bio usmeren na uvođenje realnijih pretpostavki za ekonomsko objašnjenje ponašanja potrošača: uvođenje pretpostavke o tome da između proizvoda postoje odnosi komplementarnosti i supstitucije i da ukupna korisnost potrošnje jednog proizvoda zavisi

od toga da li se posmatrani proizvod troši istovremeno sa nekim drugim proizvodom koji je supstitut ili komplementaran posmatranom proizvodu; napuštena je pretpostavka o kardinalnoj korisnosti i uvedena veoma realna pretpostavka da je korisnost ordinalna veličina, tj. veličina koja je merljiva u ordinalnom smislu, odnosno pretpostavka koja zahteva od racionalnog potrošača da može da uporedi ukupnu korisnost različitih (korpi) dobara odnosno različitih kombinacija količine potrošnje pojedinih dobara, te da može da ih rangira prema stepenu dopadanja, odnosno u skladu sa njegovim poretkom preferencija (Hanić, 1984). Na ovim pretpostavkama razvijena je teorija potrošačke tražnje koja je u literaturi iz ove oblasti poznata pod nazivom teorija ponašanja potrošača, odnosno teorija potrošačke tražnje zasnovana na konceptu ordinalne korisnosti. Zbog doprinosa koji su ovoj teoriji dali V. Pareto, E. Slucki, R. Allen, J. Hicks ova teorija poznata je pod nazivom Paretov model i Teorija potrošačke tražnje Slucki-Hicks-Alena i označava drugu etapu u razvoju teorije potrošačke tražnje.

Poznati autori P. Samuelson (1948) i H.S. Houthakker (1950) pokušali su da unaprede teoriju potrošačke tražnje tako što su uveli tzv. pretpostavku o otkrivenim preferencijama, tj. pretpostavku da je kupovinom određene „korpe dobara“ potrošač otkrio da je ta korpa preferirana (da obezbeđuje veću korisnost, tj. veći stepen zadovoljenja potreba) u odnosu na sve druge korpe dobara koje su datom potrošaču dostupne s obzirom na visinu njegovog dohotka i tržišne cene pojedinih proizvoda (Šuvaković, Hanić i Bisić, 1999). Bez obzira na to što su neki rezultati Samuelson-Houthakkerove teorije poslužili kao osnova za preciznije merenje promena u troškovima života i doprineli boljem razumevanju određenih rezultata teorije potrošačke tražnje zasnovane na konceptu ordinalne korisnosti ova teorija, kao što pravilno ističu Tričković i Hanić (1996), nije doživela svoju primenu u empirijskim istraživanjima potrošačke tražnje, pa stoga ovu teoriju nećemo opširnije opisivati u disertaciji.

U ekonomskoj teoriji navodi se da je tzv. Teorija igara koju su razvili Von Neumann i Morgenstern (1944) i koja može da posluži za bolje razumevanje odlučivanja potrošača u uslovima neizvesnosti ostala na apstraktnom nivou i kao takva, iako se često navodi kao teorija koja je obeležila četvrtu razvojnu fazu potrošačke tražnje, nije mogla da posluži kao osnova za empirijsku analizu potrošačke tražnje, odnosno lične potrošnje (Šuvaković, Hanić i Bisić, 1999). S obzirom na to, a i na činjenicu da je predmet naših istraživanja fokusiran na ekonometrijsku, odnosno empirijsku analizu potrošačke tražnje, odnosno potrošnje domaćinstava, ni ovu teoriju potrošačke tražnje nećemo u nastavku obrađivati.

Kako teorija ponašanja potrošača zasnovana na konceptu kardinalne korisnosti pruža osnovu za razumevanje mehanizma formiranja tražnje i zakona opadajuće tražnje, u nastavku ćemo se ukratko osvrnuti na Maršalov model tražnje. S obzirom na to da je teorija ponašanja potrošača zasnovana na konceptu ordinalne korisnosti, odnosno da je Paretov tj. Slucki-Hicks-Alenov model opšte prihvaćen kao teorijska osnova za analizu i istraživanje potrošačke tražnje ovom modelu potrošačke tražnje posvetićemo posebnu pažnju.

2.2 MARŠALOV MODEL

Alfred Maršal (Alfred Marshall), britanski ekonomista, koji je poznat i po tome što je bio svojevrsni duhovni otac jednom od najznačajnijih ekonomista sveta Džonu Mejnardu Kejnusu (John Maynard Keynes), uobličio je konačnu formu ove teorije. Kako kaže profesor V. Tričković (Tričković, 1971) Maršal je bio ekonomista koji je postavio osnovnu arhitekturu teorije, odnosno modela potrošačke tražnje zasnovane na konceptu kardinalne korisnosti.

Teorija ponašanja potrošača zasnovana na konceptu kardinalne korisnosti u objašnjenju ponašanja potrošača polazi od sledećih osnovnih pretpostavki (Hanić, 1990):

1. Korisnost određenog proizvoda Q , čije količine ćemo ubuduće označavati sa q , zavisi od količine potrošnje posmatranog proizvoda, tj.

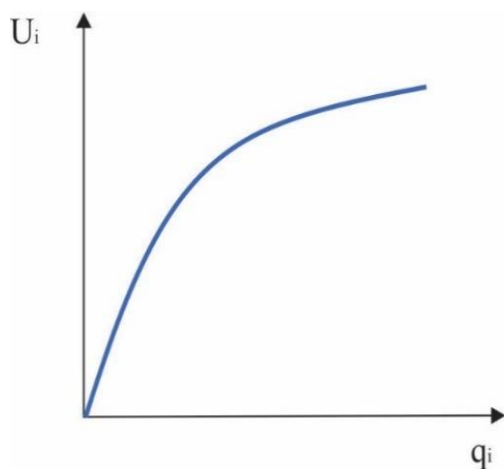
$$U = U(q)$$

2. Ukupna korisnost od potrošnje n -proizvoda jednaka je zbiru parcijalne korisnosti koju potrošač ima potrošnjom individualnih proizvoda, tj.

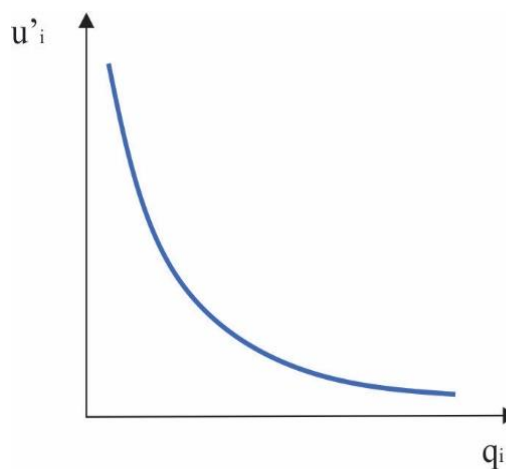
$$U(q_1, q_2, \dots, q_n) = \sum_{i=1}^n U(q_i)$$

Ova pretpostavka u teoriji potrošačke tražnje poznata je pod nazivom pretpostavka aditivnosti funkcije korisnosti, odnosno funkcije preferencija potrošača.

3. Sa povećanjem količine potrošnje određenog proizvoda q_i raste ukupna korisnost $U(q_i)$, ali granična korisnost $\frac{\Delta U_i}{\Delta q_i}$, odnosno, u kontinualnom slučaju $u'_i = \frac{dU_i}{dq_i}$ opada sa porastom količine potrošnje datog dobra, ova pretpostavka je od fundamentalog značaja za izvođenje zakona tražnje koji postulira da tražnja za određenim proizvodom opada sa porastom cene toga proizvoda (V. Sl. 1 i Sl. 2).



Sl. 2. 1 Ukupna korisnost



Sl. 2. 2 Granična korisnost

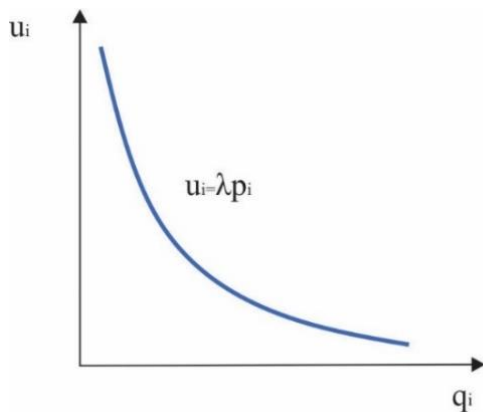
4. Korisnost je merljiva veličina.
5. Potrošač se racionalno ponaša, tj. teži da maksimizira korisnost, korist ili zadovoljstvo, odnosno da maksimizira stepen zadovoljenja svojih potreba pri datom dohotku i datim cenama.

Ova pretpostavka implicira da potrošač racionalno (optimalno) alokira svoj ograničeni dohodak m na kupovinu proizvoda q_1, q_2, \dots, q_n , pri jediničnim cenama p_1, p_2, \dots, p_n ako je granična korisnost novca λ jednaka u svim upotrebama novca, tj. ako je

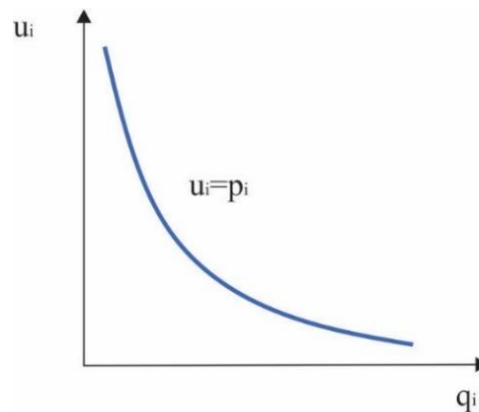
$$(2.1) \quad \frac{u_1}{p_1} = \frac{u_2}{p_2} = \dots = \frac{u_n}{p_n} = \lambda$$

gde je $\lambda = \frac{\partial U}{\partial m}$ odnosno $\lambda = \frac{dU}{dm}$ gde λ označava graničnu korisnost novca.

Iz relacije (2.1) koja predstavlja potreban uslov za ostvarivanje maksimuma funkcije korisnosti, koja je poznata i pod nazivom uslov ravnoteže individualnog potrošača ili uslov optimalnog (racionalnog) ponašanja potrošača. Na osnovu navedene relacije proizlazi da je $u_i = \lambda p_i, \lambda > 0$. S obzirom na to da je granična korisnost u_i monotona opadajuća funkcija količine potrošnje i -tog dobra i da je granična korisnost novca λ pozitivna veličina, i da je potrošnja q_i pozitivna veličina proizlazi da je λp_i opadajuća funkcija potrošnje q_i .



Sl. 2. 3 Kriva granične korisnosti izražena pomoću cene i granične korisnosti novca



Sl. 2. 4 Kriva granične korisnosti za $\lambda = 1$

To možemo prikazati na Sl. 2.3 na kojoj je na vertikalnoj osi prikazana granična korisnost i -tog proizvoda, na horizontalnoj osi količina potrošnje posmatranog proizvoda i kriva $u_i = \lambda p_i$. Ako pretpostavimo da je $\lambda = 1$ tada se kriva granične korisnosti poklapa sa funkcijom (Hanić, 1990)

$$(2.2) \quad p_i = f(q_i)$$

što predstavlja zapis funkcije tražnje u inverznom obliku. Zbog ovog rezultata u ekonomskoj nauci, u svim domenima u kojima se proučava zavisnost tražnje od količine, kao što su tražnja za radnom snagom u zavisnosti od cene radne snage, tražnja za kapitalom u funkciji cene kapitala i dr. usvojena je konvencija (nepisano pravilo) da se na horizontalnoj osi označava tražnja (proizvoda, radne snage, kapitala, i dr.), a na vertikalnoj osi cena (proizvoda, radne snage, kapitala, i dr.).

Funkcija (2.2) u kojoj je cena jednog proizvoda izražena kao funkcija potrošnje, odnosno traženih količina q_i naziva se Maršalova funkcija tražnje, ili Maršalov model tražnje. Maršalov model tražnje (kao što se jasno vidi na Sl. 3) pokazuje zakonitost da sa porastom cene jednog proizvoda (pri ostalim nepromenjenim uslovima) tražnja za posmatranim proizvodom opada. Jednačinu (2.2) francuski ekonomista Kurno (Cournot) rešio je po q_i i dobio

$$(2.3) \quad q_i = f^{-1}(p_i)$$

odnosno

$$(2.4) \quad q_i = h(p_i).$$

Zbog toga se često u ekonomskoj literaturi iz oblasti potrošačke tražnje Maršalov zakon opadajuće tražnje zove Kurno-Maršalov zakon opadajuće tražnje.

S obzirom na to da je u izvođenju Maršalovog, odnosno Kurno-Maršalovog zakona tražnje korišćena pretpostavka o aditivnosti preferencija potrošača, tj. pretpostavka da ukupna korisnost, pa time i granična korisnost jednog proizvoda ne zavisi od potrošnje ostalih proizvoda, za model (2.4) kaže se da predstavlja parcijalni model tražnje (Hanić, 1990). Ovaj model implicitno pretpostavlja da tražnja za određenim proizvodom zavisi samo od cene posmatranih proizvoda, a ne i od cena ostalih proizvoda, dohotka potrošača i preferencija potrošača.

Bez obzira na nerealnost pretpostavke o aditivnosti preferencija, Maršalov, odnosno Kurno-Maršalov zakon tražnje ušao je istoriju ekonomske nauke kao prvi i osnovni ekonomski zakon u oblasti potrošačke tražnje. Ovaj model tražnje predstavlja polaznu teorijsko-metodološku osnovu razvijanja svih složenijih modela tražnje, koji pored cene posmatranog proizvoda uključuje i druge ekonomske varijable.

Zbog pretpostavke da su preferencije nepromenjene, odnosno da funkcija korisnosti ima konstantan oblik i da se ne menjaju vrednosti ostalih ekonomskih varijabli koje, pored cene datog proizvoda, utiču na tražnju, za Maršalov model tražnje se kaže da je statičan model (Šuvaković, Hanić i Bisić, 1999). Drugim rečima Maršalova kriva tražnje ne izražava zavisnost traženih količina od visine cene posmatranog proizvoda tokom vremena, nego predstavlja geometrijsko mesto tačaka različitih kombinacija visine cene i obima potrošnje odnosno tražnje u datom momentu.

2.3 PARETOV MODEL

Pareto model potrošačke tražnje, ili kao što smo ranije rekli Slucki-Hiks-Alenov model, ili kako se ponekad naziva model ponašanja potrošača zasnovan na konceptu ordinalne korisnosti, polazi od toga da se tražnja za pojedinim proizvodima formira simultano u tom smislu da uzima u obzir međusobnu povezanost proizvoda u procesu potrošnje.

Polazni koncept u ovom modelu je budžet, odnosno korpa dobara ili određena kombinacija količina n dobara na koje potrošač troši svoj raspoloživi dohodak:

$$\mathbf{q} = (q_1, q_2, \dots, q_n).$$

U Paretovom modelu koriste se dva osnovna analitička oruđa (Hanić, 1990): budžetska hiper-ravan (ili, u slučaju potrošnje samo dva proizvoda, budžetska linija) i hiper-površina indiferencije (odnosno, u slučaju dva proizvoda, krive indiferencije).

Ako sa p_1, p_2, \dots, p_n označimo cene proizvoda Q_1, Q_2, \dots, Q_n , količine potrošnje, odnosno tražene količine navedenih proizvoda sa q_1, q_2, \dots, q_n , a sa m dohodak potrošača, tada budžetsku hiper-ravan možemo definisati pomoću jednačine (Hanić, 1990)

$$(2.5) \quad \sum p_i q_i = m \quad (i = 1, 2, \dots, n)$$

ili u vektorskom obliku $\mathbf{p}'\mathbf{q} = m$, gde \mathbf{q} označava vektor potrošnje, odnosno budžet roba, \mathbf{p} vektor cena za $\mathbf{p} = (p_1, p_2, \dots, p_n)$, a \mathbf{p}' transponovani vektor cena, odnosno vektor kolona.

U teoriji potrošačke tražnje pretpostavlja se da potrošač ukupni raspoloživi dohodak troši u celini na posmatrane proizvode. U stvarnosti, suma izdataka $\sum p_i q_i \quad i = 1, 2, \dots, n$ odnosno $\mathbf{p}'\mathbf{q}$ ne može biti veća od raspoloživog dohotka potrošača m , tako da u stvarnosti imamo da je

$$(2.6) \quad \sum p_i q_i \leq m \quad (i = 1, 2, \dots, n)$$

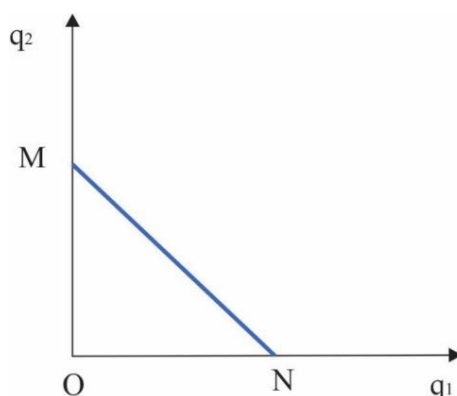
Navedena nejednačina opisuje skup svih budžeta, odnosno korpi dobara, koje potrošač može da kupi pri datom dohotku m , i pri datoj tržišnoj konstelaciji cena p_1, p_2, \dots, p_n (Hanić, 1982). Uobičajeno je, međutim, da se umesto nejednačine (2.6) u teorijskim i empirijskim razmatranjima koristi jednačina (2.5).

Ako se korpa dobara sastoji samo iz dva proizvoda jednačinu (2.5) možemo napisati u obliku (Šuvaković, Hanić i Bisić, 1999)

$$(2.7) \quad p_1 q_1 + p_2 q_2 = m$$

Grafik ove funkcije predstavlja pravu liniju koja je na Sl. 2.5 označena kao linija MN čiji su odsecci na q_1 osi ON , i na q_2 osi OM . Prvi odsečak označava maksimalnu količinu potrošnje prvog proizvoda koju potrošač može da kupi ako u celini troši svoj raspoloživi dohodak na kupovinu toga dobra, tj. ukoliko je $q_2 = 0$. Analogno tome, odsečak na vertikalnoj osi OM označava maksimalnu količinu potrošnje drugog proizvoda koju

potrošač može da kupi ako u celini troši svoj raspoloživi dohodak na kupovinu drugog dobra, tj. kada je $q_1 = 0$.



Sl. 2. 5 Budžetska hiper-ravan

Ako jednačinu (2.7) totalno diferenciramo, uzimajući u obzir da su dohodak m i cene p_1 i p_2 date veličine, tj. konstante, dobićemo (Šuvaković, Hanić i Bisić, 1999) $p_1 dq_1 + p_2 dq_2 = 0$ odakle je

$$(2.8) \quad \frac{dq_2}{dq_1} = -\frac{p_1}{p_2}$$

Jednačina (2.8) predstavlja u stvari jednačinu nagiba budžetske linije.

Imajući u vidu prethodno navedeno, proizlazi da se pri porastu dohotka m , i nepromenjenim cenama p_1 i p_2 linija budžeta pomera paralelno samoj sebi (zbog nepromenjenih cena, odnos koje označava nagib budžetske linije $-\frac{p_1}{p_2}$ ostaje nepromenjen) u pravcu većih količina oba proizvoda u skladu sa činjenicom da porast dohotka pri nepromenjenim cenama povećava potrošačeve mogućnosti da kupuje i jedan i drugi proizvod u većim količinama. Ako se pak menja cena samo jednog proizvoda pri nepromenjenoj ceni drugog proizvoda i pri nepromenjenom dohotku tada budžetska linija rotira oko tačke M , odnosno N u pravcu većih odnosno manjih količina u zavisnosti od toga da li je došlo do smanjenja ili povećanja cene datog proizvoda. Ako se na primer poveća cena prvog proizvoda, a cena drugog proizvoda i dohodak potrošača ostanu na istom nivou, tada budžetska linija MN rotira oko tačke M u pravcu koordinatnog početka odražavajući činjenicu da u novonastaloj situaciji, ukoliko potrošač želi da zadrži količinu potrošnje drugog proizvoda ON tada zbog porasta cene prvog proizvoda mora da smanji količinu potrošnje toga proizvoda.

U Paretovom modelu potrošačke tražnje polazi se od pretpostavke da potrošač maksimizira ukupnu korisnost (Hanić, 1990)

$$(2.9) \quad U = U(q_1, q_2, \dots, q_n) \text{ odnosno } U = U(\mathbf{q})$$

Pod uslovom da je zadovoljeno budžetsko ograničenje koje je definisano jednačinama budžetske hiper-ravni (2.7) dakle, u Paretovom modelu potrošačke tražnje potrebno je

odrediti maksimum funkcije korisnosti $U = U(q_1, q_2, \dots, q_n)$ pod uslovom da je $\sum p_i q_i = m$. Matematički posmatrano radi se o, uslovnoj maksimizaciji korisnosti, tj. određivanju uslovnog maksimuma funkcije korisnosti. Jedan od načina iznalaženja uslovnog maksimuma funkcije, tj. određivanja vektora $\mathbf{q} = q_1, q_2, \dots, q_n$ koji predstavlja u n -dimenzionalnom budžetskom vektorskom prostoru metod Lagranževog multiplikatora λ koji podrazumeva da se odredi (apsolutni) maksimum Lagranževove funkcije (Hanić, 1990)

$$(2.10) \quad L = U(q_1, q_2, \dots, q_n) - \lambda(m - \sum p_i q_i)$$

koja zavisi od $n + 1$ varijabli q_1, q_2, \dots, q_n i λ .

Lagranževa funkcija (2.10) doseže ekstremnu vrednost za one vrednosti varijabli q_1, q_2, \dots, q_n i λ za koje je

$$(2.11) \quad \frac{\partial L}{\partial q_i} = 0 \quad i = 1, 2, \dots, n.$$

Sistemom (2.10) koji čine $n + 1$ jednačina, a koje sadrže $n + 1$ nepoznatih (nepoznate su q_1, q_2, \dots, q_n i λ) definisan je potreban uslov za ekstremum Lagranževove funkcije (Hanić, 1990). Za one vrednosti varijabli q_1, q_2, \dots, q_n i λ za koje su prvi parcijalni izvodi Lagranžove funkcije L jednaki nuli, funkcija korisnosti dostiže ekstremnu vrednost.

Razvijanjem sistema jednačina (2.1) dobija se sistem jednačina:

$$(2.12) \quad \begin{aligned} u_1 &= \lambda p_1 \\ u_2 &= \lambda p_2 \\ &\vdots \\ u_n &= \lambda p_n \\ \sum p_i q_i &= m \end{aligned}$$

gde u_i označava prvi parcijalni izvod funkcije korisnosti U po varijabli q_i , tj.

$$(2.13) \quad u_i = \frac{\partial U}{\partial q_i} \quad (i = 1, 2, \dots, n).$$

Poslednjom jednačinom sistema (2.12), tj. jednačinom $\sum p_i q_i = m$ ispunjen je uslov da je zbir izdataka za sve proizvode jednak raspoloživom dohotku, što znači da se uslovni maksimum Lagranževove funkcije L poklapa sa uslovnim maksimum funkcije korisnosti.

Iz sistema jednačina $u_i = \lambda p_i$ proizlazi da je $\frac{u_i}{u_j} = \frac{p_i}{p_j}$.

Prema tome, potreban uslov za određivanje optimalne potrošnje, tj. strukture lične potrošnje koja obezbeđuje maksimalnu korisnost (korist, satisfakciju, zadovoljstvo, stepen zadovoljenja potreba potrošača) zahteva da odnos prvih parcijalnih izvoda funkcije (ukupne) korisnosti po varijablama q_i i q_j bude jednak odnosu cena posmatranih proizvoda.

Za $n = 2$, tj. u slučaju kada se ukupan dohodak potrošača troši samo na dva proizvoda, funkcija korisnosti ima oblik

$$(2.14) \quad U = U(q_1, q_2)$$

potreban uslov za iznalaženje optimalne potrošnje implicira:

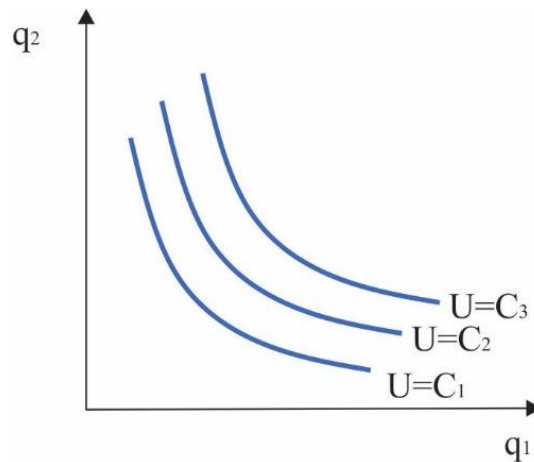
$$\frac{u_1}{u_2} = \frac{p_1}{p_2}$$

pod pretpostavkom da je zadovoljeno ograničenja $p_1q_1 + p_2q_2 = m$.

Da bi se izvela matematička i ekonomska interpretacija uslova za određivanje optimalne potrošnje potrebno je uvesti koncept krivih indiferencije. Jednačina krive indiferencije dobija se tako što se funkcija korisnosti izjednači sa nekom pozitivnom konstantom C (Hanić, 1990), tj.

$$(2.15) \quad U(q_1, q_2) = C, \text{ za } C > 0$$

Ako vrednost konstante C odredimo na različitim nivoima dobićemo familiju krivih indiferencije ili mapu krivih indiferencije. Grafik krivih indiferencije prikazan je na slici 2.6.



Sl. 2. 6 Krive indiferencije

Kada se jednačina krive indiferencije (2.15) totalno diferencira dobija se

$$\frac{\partial U}{\partial q_1} dq_1 + \frac{\partial U}{\partial q_2} dq_2 = 0$$

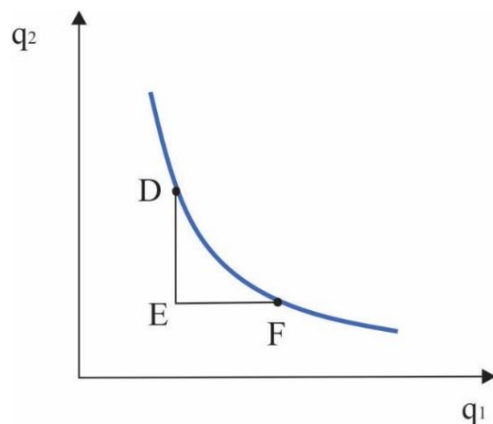
odnosno

$$u_1 dq_1 + u_2 dq_2 = 0$$

$$(2.16) \quad \frac{dq_2}{dq_1} = -\frac{u_1}{u_2}$$

Jednačina (2.16), prema tome, predstavlja jednačinu nagiba krive indiferencije. Imajući to u vidu, potreban uslov za određivanje optimalne potrošnje u slučaju $n = 2$ zahteva da u tački optimuma nagib krive indiferencije bude jednak odnosu prvih parcijalnih izvoda

funkcije korisnosti po varijablama q_1 i q_2 . Kombinovanjem ovog rezultata (2.16) sa rezultatom (2.8) dobija se $\frac{u_1}{u_2} = \frac{p_1}{p_2}$ (Šuvaković, Hanić i Bisić, 1999)



Sl. 2. 7 Granična stopa supstitucije

Da bismo dali ekonomsku interpretaciju potrebnog uslova za određivanje optimalne potrošnje na grafikonu, koji je dat na Sl. 2.7, prikazana je kriva indiferencije na kojoj su označene tačke D i F , koje označavaju dve korpe dobara, pored navedenih korpi dobara, odnosno tačaka D i F , prikazana je i korpa dobara E . Duž DE možemo interpretirati kao smanjenje potrošnje proizvoda q_2 za određeni iznos dq_2 , a duž EF očigledno predstavlja povećanje potrošnje proizvoda q_1 za dq_1 do kojeg treba da dođe da bi potrošač ostao na istoj krivoj indiferencije, tj. da bi u potpunosti kompenzovao smanjenje korisnosti do kojeg je došlo usled smanjenja potrošnje drugog proizvoda. Prema tome, odnos duži DE i EF predstavlja u stvari, prvi izvod krive indiferencije, tj. nagib krive indiferencije u tački D , odnosno (Šuvaković, Hanić i Bisić, 1999)

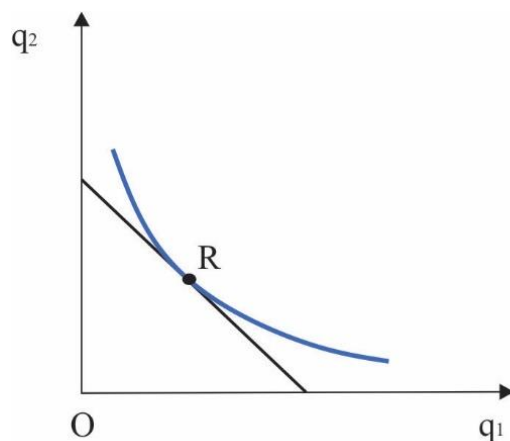
$$(2.17) \quad \frac{DE}{EF} = - \frac{dq_2}{dq_1}$$

Pa kako je $\frac{dq_2}{dq_1} = - \frac{u_1}{u_2}$ potreban uslov za optimum potrošnje možemo geometrijski interpretirati kao zahtev da u tački optimuma nagib krive indiferencije bude jednak nagibu linije budžeta. Drugim rečima, potrošač optimalno alokira svoj dohodak m na kupovinu prvog i drugog proizvoda ako se proporcija u potrošnji posmatranih proizvoda ostvaruje tako da obezbeđuje jednakost nagiba krive indiferencije i budžetske linije (Videti Sl. 2.8).

Nagib budžetske linije (2.8) pokazuje stopu razmene proizvoda q_1 i q_2 na tržištu. S druge strane, nagib krive indiferencije pokazuje stopu, tj. odnos u kome se proizvodi q_1 i q_2 razmenjuju u procesu potrošnje. Stopa

$$(2.18) \quad s = \frac{dE}{dF} = - \frac{u_1}{u_2}$$

pokazuje za koliko jedinica treba da se poveća potrošnja proizvoda q_1 kada se potrošnja proizvoda q_2 smanji za jednu jedinicu da bi potrošač zadržao isti nivo korisnosti (Hanić, 1990).



Sl. 2. 8 Uslov optimalnosti potrošnje

Stopa (2.18), prema tome, predstavlja graničnu stopu supstitucije proizvoda q_2 proizvodom q_1 . Na bazi prethodnih razmatranja proizlazi da se potreban uslov za određivanje optimalne potrošnje ekonomski može interpretirati kao zahtev da stopa po kojoj se proizvodi supstituišu u procesu potrošnje bude jednaka stopi u kojoj se dva proizvoda razmenjuju na tržištu.

Može da se pokaže (v. Hanić, 1990) da dovoljan uslov za određivanje optimalne potrošnje zahteva da krive indiferencije budu konveksne u odnosu na koordinatni početak, odnosno da granična stopa supstitucije s bude opadajuća stopa sa porastom količine potrošnje prvog proizvoda q_1 . Ovaj uslov odražava empirijsku činjenicu da se potrošač teže odriče onog proizvoda kojeg ima u manjoj meri u poređenju sa proizvodom koji je u većoj meri zastupljen u potrošnji.

Zbog široke upotrebe koncepta krivih indiferencije, koje predstavljaju geometrijsko mesto tačaka onih korpi dobara koje obezbeđuju isti nivo korisnosti, te je potrošač ravnodušan (svejedno mu je) u pogledu izbora bilo koje korpe dobara koje obezbeđuju isti nivo korisnosti. U objašnjenju ponašanja potrošača Pareto model poznat je u teoriji tražnje i pod nazivom Teorija ravnodušnosti.

Funkcija korisnosti ($U = U(q_1, q_2, \dots, q_n)$ i $U = U(q_1, q_2)$) opisuje sistem preferencija potrošača, analitički oblik funkcije korisnosti odnosno grafik krive indiferencije je različit od jednog do drugog potrošača. U teoriji ponašanja potrošača, odnosno u teoriji potrošačke tražnje polazi se od tzv. reprezentativnog potrošača, čije preferencije u proseku opisuju preferencije svih potrošača na datom tržištu (Tričković i Hanić, 1996).

Imajući u vidu da različite preferencije impliciraju različite analitičke oblike funkcije korisnosti, kao i krive indiferencije koje se po svom obliku (nagibu) razlikuju, može se razumeti da je optimalna struktura potrošnje za dva potrošača koji imaju isti nivo dohotka i kupuju dva proizvoda po istim cenama različita. Naime, iako su linije budžeta za dva potrošača identične, oblik krivih indiferencija koje odražavaju sistem preferencija ova dva potrošača imaju različit nagib, pa uslov optimalnosti koji podrazumeva da nagib krive

indiferencije bude jednak nagibu linije budžeta, generiše različite kombinacije količina posmatranih proizvoda.

Funkcija korisnosti ($U = U(q_1, q_2, \dots, q_n)$ i $U = U(q_1, q_2)$) je ordinalna funkcija, tj. funkcija koja meri korisnost na ordinalnoj skali, što znači da ako su data dva budžeta roba A i B , numerička vrednost funkcije u tačkama A i B nemaju nikakav apsolutni značaj, već samo služe za rangiranje korpi dobara A i B . Zbog ovog svojstva umesto funkcije korisnosti u teoriji potrošačke tražnje često se koristi termin indeks funkcije korisnosti. Ako funkcija $U = F(q_1, q_2, \dots, q_n)$ opisuje određeni sistem preferencija, tada svaka druga funkcija $F = F(U)$, koja predstavlja monotono rastuću transformaciju funkcije U , tj. kod koje je $\frac{df}{du} > 0$, opisuje isti sistem preferencija koji opisuje funkcija U . Funkcija F obezbeđuje isti poredak budžeta roba kao i funkcija U . Prema tome, koncept ordinarnosti funkcije korisnosti, odnosno njeno predstavljanje kao indeks funkcije korisnosti ukazuje na to da u sklopu Paretovog modela potrošačke tražnje apsolutna vrednost funkcije U nema nikakav poseban značaj, osim što se koristi za rangiranje pojedinih budžetskih alternativa. Za funkciju korisnosti se pretpostavlja da je rastuća funkcija sa porastom količine potrošnje posmatranih proizvoda, tj. da su njeni prvi parcijalni izvodi pozitivni: $u_1 = \frac{\partial U_1}{\partial q_1} > 0$, odnosno $u_2 = \frac{\partial U_2}{\partial q_2} > 0$ (Hanić, 1990). U detaljnoj matematičkoj analizi Paretovog modela koja prevazilazi ciljeve naših istraživanja pretpostavlja se da je funkcija korisnosti neprekidna i diferencijabilna funkcija i da su njeni unakrsni parcijalni izvodi međusobno jednaki, tj. da je $u_{12} = \frac{\partial^2 U}{\partial q_2 \partial q_1} = u_{21} = \frac{\partial^2 U}{\partial q_1 \partial q_2}$ (v. Hanić, 1990). U Paretovom modelu potrošačke tražnje pretpostavlja se da ne postoji nivo saturacije koji označava nivo potpunog zadovoljenja potreba potrošača, što drugim rečima znači pri nepromenjenim količinama ostalih proizvoda porast potrošnje jednog proizvoda dovodi do povećanja korisnosti, odnosno do porasta stepena zadovoljenja potreba potrošača.

Pareto model potrošačke tražnje zasniva se na tri osnovna aksioma: 1) aksiom uporedivosti, 2) aksiom tranzitivnosti i (3) aksiom izbora (Šuvaković, Hanić i Bisić, 1999).

Ako su data dva budžeta A i B , aksiom uporedivosti podrazumeva da je potrošač u stanju da izvrši rangiranje budžeta A i B , odnosno da identifikuje jednu od tri moguće situacije: (1) budžet A je bolji (preferiran) od budžeta B , (2) budžet B je preferiran u odnosu na budžet A , (3) budžeti A i B su ekvivalentni, tako da je potrošač indiferentan pri izboru jednog od ova dva budžeta roba.

Ako su data tri budžeta A, B i C , i ako je budžet A preferiran u odnosu na budžet B , a budžet B prefereiran u odnosu na budžet C , aksiom tranzitivnosti implicira da je budžet A prefereiran u odnosu na budžet C .

Aksiom izbora podrazumeva da potrošač od svih njemu dostupnih (s obzirom na cene proizvoda i njegov dohodak) bira optimalni budžet, tj. korpu dobara koja pri datom budžetskom ograničenju obezbeđuje maksimalno zadovoljenje njegovih potreba.

Kada se govori o funkcijama korisnosti, obično se misli na funkcije oblika $U = U(q_1, q_2, \dots, q_n)$ međutim u ekonometrijskim istraživanjima potrošačke tražnje često se koriste tzv. indirektne funkcije korisnosti koje su iz direktnih funkcija korisnosti izvedene tako što se umesto potrošnje pojedinih proizvoda, q_1, q_2, \dots, q_n koriste funkcije tražnje

$$q_i = f_i(m, p_1, p_2, \dots, p_n)$$

koje ćemo u nastavku označavati kao funkcije

$$q_i = q_i(m, p_1, p_2, \dots, p_n)$$

zamenom optimalnih količina q_i sa odgovorajućim (optimalnim) funkcijama tražnje $q_i(m, p_1, p_2, \dots, p_n)$ dobija se indirektna funkcija korisnosti

$$(2.19) \quad U = U[q_1(m, p_1, p_2, \dots, p_n), q_2(m, p_1, p_2, \dots, p_n), \dots, q_n(m, p_1, p_2, \dots, p_n)].$$

S obzirom na to da funkcije tražnje $q_i(m, p_1, p_2, \dots, p_n)$ predstavljaju optimalne funkcije tražnje, tj. tražene količine pojedinih proizvoda koje pri svim nivoima dohotka i cena određuju maksimalni stepen zadovoljenja potreba odnosno maksimalnu korisnost, indirektna funkcija korisnosti ima oblik

$$(2.20) \quad U_I = (m, p_1, p_2, \dots, p_n).$$

Iz svojstva homogenosti nultog stepena funkcija tražnje izvedenih u sklopu Paretovog modela proizlazi da je indirektna funkcija korisnosti takođe homogena funkcija nultog stepena

$$(2.21) \quad U_I = (km, kp_1, kp_2, \dots, kp_n) = U_I(m, p_1, p_2, \dots, p_n).$$

Analogno graničnoj korisnosti novca, koja je izvedena iz direktne funkcije korisnosti tj. funkcije u kojoj eksplicitno figurišu veličine q_1, q_2, \dots, q_n , prvi parcijalni izvod indirektno funkcije korisnosti po varijabli m takođe predstavlja graničnu korisnost novca λ . Korišćenjem ovog rezultata i rezultata koji se dobija parcijalnim diferenciranjem indirektno funkcije korisnosti po ceni p_i može da se pokaže da je

$$(2.22) \quad q_i = - \frac{\partial U_I / \partial p_i}{\partial U_I / \partial m}$$

Navedena relacija poznata je pod nazivom Rojev (Roy) identitet i ima poseban praktični metodološki značaj u ekonometrijskom modeliranju sistema potrošačke tražnje. Tako je na primer primenom Rojevog identiteta na Klajn-Rubinovu indirektnu funkciju korisnosti

$$(2.23) \quad U_I = (m, p_1, p_2, \dots, p_n) = \sum_i \beta_i \log q_i + \log(m - \sum_i p_i \gamma_i) - \sum_i \beta_i \log p_i$$

dobijen linerani sistem izdataka $q_i = \gamma_i + \frac{\beta_i}{p_i} (m - \sum_i p_i \gamma_i)$ koji ima istorijski značaj u empirijskoj analizi potrošačke tražnje zasnovane na kompletnim sistemima regresionih jednačina. U svom radu *Teorija i ekonometrijski modeli potrošačke tražnje* H. Hanić (1990) dao je pregled analitičkih oblika najreprezentativnijih funkcija korisnosti koje se koriste u analizi sistema i strukture preferencija.

Kvadratnu funkciju

$$u = \mathbf{a}'\mathbf{q} + \frac{1}{2}\mathbf{q}'\mathbf{A}\mathbf{q}, \mathbf{a} = [a_i], \mathbf{q} = [q_i], (i, j = 1, 2, \dots, n) \mathbf{A} = [a_{ij}], \mathbf{A} = \mathbf{A}'$$

je u analizu uveo Barten, dok funkcija

$$u = \sum_i \alpha_i (\beta_i + \delta_i q_i)^{\gamma_i}$$

predstavlja generalizaciju kvadratne funkcije korisnosti. Funkcija

$$u = \prod_i (q_i - \gamma_i)^{\beta_i}, \beta_i > 0, (q_i - \gamma_i) > 0, \sum_i \beta_i = 1$$

odnosno funkcija

$$u = \sum_i \beta_i \log (q_i - \gamma_i), \beta_i > 0, \sum_i \beta_i = 1$$

predstavlja monotono rastuću (logaritamsku) transformaciju prethodne funkcije, i poznata je pod imenom Klajn-Rubinova funkcija korisnosti. Grupu funkcija Kob-Daglasovog (Cobb-Douglas) tipa

$$u = \sum_i \beta_i \log q_i, \beta_i > 0, \sum_i \beta_i = 1$$

funkcije

$$u = - \sum_i \beta_i q_i^\alpha, \beta_i > 0, \alpha < 0$$

i

$$u = \sum_i \beta_i q_i^\alpha, \beta_i > 0, 0 < \alpha < 1$$

Samjuelson naziva Berginsovim funkcijama. Funkciju

$$u = - \sum_i \alpha_i e^{-\beta_i q_i} \quad \alpha_i > 0, \beta_i > 0$$

koristio je Čipman (Chipman), dok je funkciju

$$u = \sum_i \alpha_i q_i^{\beta_i} \quad \alpha_i > 0, \beta_i > 0$$

u analizu uveo Hautaker (Houthakker).

U opisu preferencija pomoću indirektna funkcije korisnosti hiper-površine indiferencije (za $n = 2$ krive indiferencije) definišu se na principijelno isti način kao i u opisu preferencija potrošača pomoću direktne funkcije korisnosti. Jednačina hiper-površine indiferencije može da se zapiše u sledećem obliku

$$U_I = (m, p_1, p_2, \dots, p_n) = C.$$

2.3.1 SISTEM TRAZNJE

Za razliku od Maršalovog modela, koji karakteriše proučavanje tražnje za jednim proizvodom nezavisno od formiranja tražnje za ostalim proizvodima, Pareto model potrošačke tražnje odlikuje se po tome što proces formiranja tražnje tretira kao jedan celovit sistem, uzimajući eksplicitno u obzir činjenicu da su proizvodi koji ulaze u ličnu potrošnju potrošača međusobno povezani i da istovremena upotreba dva ili više proizvoda ne obezbeđuje istu korisnost za potrošača kao što je to slučaj ako se proizvodi troše izolovano. Pareto model potrošačke tražnje uzima u obzir činjenicu da dva proizvoda mogu da zamene jedan drugog u procesu potrošnje ili da upotreba jednog proizvoda dopunjava korišćenje drugog proizvoda (Deaton, 1986). U prvom slučaju radi se o proizvodima koji se nazivaju supstituti, a u drugom slučaju o proizvodima koji su komplementarni u procesu potrošnje. Odnosi supstitabilnosti i komplementarnosti u procesu potrošnje nužno se odražavaju na proces formiranja tražnje za potrošnim proizvodima na tržištu.

Kao što smo videli, u slučaju kada se potrošačeva korpa sastoji samo iz dva proizvoda tada potrošač koji raspolaže dohotkom od m novčanih jedinica i koji se suočava na tržištu sa cenama p_1 i p_2 posmatranih proizvoda, a čiji sistem preferencija opisuje funkcija korisnosti $U = U(q_1, q_2)$, vrši optimalan izbor ako svoj dohodak troši na prvi i drugi proizvod tako da je odnos prvih parcijalnih izvoda funkcije korisnosti po varijablama q_1 i q_2 jednak odnosu cena posmatranih proizvoda. Kao što smo videli u prethodnom odeljku, geometrijski posmatrano optimalnu korpu dobara, tj. optimalnu kombinaciju kupljenih količina prvog i drugog proizvoda predstavlja tačka na budžetskoj liniji u kojoj budžetska linija zapravo predstavlja tangencijalnu tačku krive indiferencije.

Ako pretpostavimo da su preferencije potrošača date, tj. da je poznat oblik krivih indiferencije, tada položaj tačke čije su koordinate optimalne količine potrošnje prvog i drugog proizvoda zavisi od udaljenosti linije budžeta od koordinatnog početka, dakle od visine dohotka m , i od nagiba budžetske linije koja je kao što smo videli definisana odnosom cena posmatranih proizvoda, tj. visinom cene p_1 prvog proizvoda i cene p_2 drugog proizvoda. Imajući to u vidu prethodnu tvrdnju možemo zapisati u obliku

$$q_1 = f_1(p_1, p_2)$$

$$q_2 = f_2(p_1, p_2).$$

Može da se pokaže da je i Lagranžev multiplikator λ koji je uveden prilikom određivanja uslovnog maksimuma funkcije korisnosti takođe veličina koja zavisi od dohotka m i cena p_1 i p_2 , tj.

$$\lambda = g(m, p_1, p_2).$$

Za razliku od Maršalovog modela tražnje gde je zakon opadajuće tražnje izveden iz zakona opadajuće granične korisnosti proizvoda, u kome je pretpostavljeno da je granična korisnost novca λ nepromenjena, u modelu potrošačke tražnje zasnovanom na konceptu

ordinalne korisnosti, vidimo da je granična korisnost novca promenljiva veličina i da zavisi od visine dohotka potrošača i cena posmatranih proizvoda.

U opštem slučaju, uopštavanjem, dakle prethodnog slučaja kada je broj proizvoda jednak dva, umesto prethodnog sistema od dve jednačine imaćemo sistem od n jednačina

$$(2.24) \quad \begin{aligned} q_1 &= f_1(m, p_1, p_2, \dots, p_n) \\ q_2 &= f_2(m, p_1, p_2, \dots, p_n) \\ &\vdots \\ q_n &= f_n(m, p_1, p_2, \dots, p_n) \end{aligned}$$

Matematički posmatrano, sistem jednačina (2.24) predstavlja sistem potrošačke tražnje, pri čemu je jednačina koja se odnosi na graničnu korisnost novca izostavljena, jer ona nije od posebnog značaja za teorijsko-empirijsku analizu potrošačke tražnje.

Sistem tražnje je, prema tome, definisan sistemom jednačina u kome opšta jednačina sistema

$$(2.25) \quad q_i = f_i(m, p_1, p_2, \dots, p_n) \quad (i = 1, 2, \dots, n)$$

zapravo izražava zavisnost potrošnje, odnosno tražnje za i -tim proizvodom od dohotka potrošača, cene posmatranog proizvoda i cene svih drugih proizvoda koji ulaze u sistem lične potrošnje potrošača i , saobrazno tome, predstavlja funkciju tražnje koja se ponekad naziva Paretov ili Slucki-Hiks-Alenov zakon tražnje (Hanić, 1990).

Kao što vidimo Paretov model potrošačke tražnje zahteva da tražnju posmatramo kao celovit sistem u kome su jednačine, odnosno funkcije tražnje za pojedinačnim proizvodima sastavne, međusobno povezane (a ne izolovane) komponente sistema.

Sistem jednačina, odnosno sistem funkcija tražnje (2.24), u kome se dohodak potrošača i cene pojedinih proizvoda posmatraju kao promenljive veličine, predstavlja prvi i osnovni rezultat Paretovog modela ponašanja potrošača zasnovanog na konceptu ordinalne korisnosti.

Ovaj rezultat, kao i naredni rezultati Paretovog teorijskog modela potrošačke tražnje je od fundamentalnog značaja za empirijsku, odnosno ekonometrijsku analizu potrošačke tražnje. Za razliku od funkcije tražnje za određenim proizvodom koja je formulisana u obliku jedne (regresione) jednačine i koja implicira određene metodološke pristupe u ocenjivanju parametara koje posmatrani analitički oblik funkcije tražnje sadrži, Paretov model implicira da se parametri (regresionih) jednačina tražnje ocenjuju simultano, što sa svoje strane zahteva korišćenje drugačijih, znatno kompleksnijih metodoloških pristupa. U analizi potrošačke tražnje, odnosno lične potrošnje ili potrošnje domaćinstava posmatranih kao potrošačkih jedinica, funkcije tražnje (2.25) koje čine konstituente sistema (2.24) zadovoljavaju uslov

$$(2.26) \quad \sum p_i q_i = \sum p_i f_i(m, p_1, p_2, \dots, p_n) \quad (i = 1, 2, \dots, n)$$

za svaki nivo cena p_1, p_2, \dots, p_n i nivo dohotka m . To znači da je sistem tražnje aditivan, tj. da je suma izdataka ocenjenih na osnovu funkcija tražnje kao elemenata Paretovog sistema jednaka sumi stvarnih (empirijskih) izdataka, za koju smo pretpostavili da predstavlja raspoloživi dohodak potrošača. Ovaj rezultat teorijskog modela, koji neposredno proizlazi iz budžetskog ograničenja, a koji je u literaturi poznat pod nazivom aditivnost sistema tražnje je posebno značajan prilikom ocenjivanja parametara alternativnih specifikacija regresionih jednačina tražnje. On omogućava da se broj nepoznatih parametara sistema tražnje, koje treba oceniti na osnovu datog uzorka podataka redukuje i time poveća pouzdanost, odnosno preciznost ocena svih parametara koji u datoj ekonometrijskoj specifikaciji modela figurišu.

Sistem jednačina tražnje (2.25) je homogen sistem nultog stepena homogenosti, jer su sve jednačine odnosno funkcije tražnje, koje čine posmatrani sistem homogene funkcije nultog stepena homogenosti, tj.

$$f_i(km, kp_1, kp_2, \dots, kp_n) = k^0 f_i(m, p_1, p_2, \dots, p_n) \text{ za } k > 0 \text{ i } (i = 1, 2, \dots, n).$$

Ova osobina sistema potrošačke tražnje označava da se tražnja za pojedinim proizvodima neće promeniti ukoliko se nominalni dohodak potrošača i cene svih proizvoda proporcionalno promene. Mada svojstvo homogenosti sistema potrošačke tražnje može matematički da se izvede, na ovom mestu ovaj teorijski rezultat može da se obrazloži na sledeći način. Kada se varijable m, p_1, p_2, \dots, p_n menjaju u istoj srazmeri tada odnosi cena ostaju nepromenjeni, tj. položaj budžetske hiper-ravni ostaje nepromenjen, jer je $\frac{kp_i}{kp_j} = \frac{p_i}{p_j}$. Kako funkcija korisnosti ne zavisi direktno od varijabli m, p_1, p_2, \dots, p_n tada proporcionalne (ili bilo koje druge vrste promena) ne utiču na promenu vrednosti funkcije korisnosti. Drugim rečima, funkcija korisnosti je invarijantna u odnosu na (proporcionalne) promene dohotka i cena pojedinačnih proizvoda. Pošto se u ovom slučaju ne menja funkcija $U = U(q_1, q_2, \dots, q_n)$ ni njeni prvi parcijalni izvodi u_1, u_2, \dots, u_n neće se promeniti, a to dalje znači da se ni odnos parcijalnih izvoda $\frac{u_i}{u_j}$, koji figuriše u sistemu jednačina kojim je definisan potreban uslov za optimalnu potrošnju, neće promeniti.

Dakle, nakon proporcionalnih promena nominalnog dohotka i cena pojedinačnih proizvoda potreban uslov

$$\frac{u_i}{u_j} = \frac{p_i}{p_j}$$

uključujući

$$\sum p_i f_i(km, kp_1, kp_2, \dots, kp_n) = \sum p_i q_i = m$$

ostaje nepromenjen.

Ovo svojstvo (kompletnog) sistema jednačina tražnje ima, takođe izuzetno veliki metodološki značaj u empirijskim, odnosno ekonometrijskim istraživanjima potrošačke

tražnje, odnosno lične potrošnje, jer poput svojstva aditivnosti (sistema tražnje) omogućava da se broj nepoznatih parametara koji figurišu u odabranoj ekonometrijskoj specifikaciji modela kompletnih sistema regresionih jednačina tražnje redukuje i, sledstveno tome, smanje standardne greške ocenjenih regresionih parametara Clarkson, 1962).

Jedan od važnih rezultata Paretovog teorijskog modela potrošačke tražnje predstavlja jednačina prema kojoj se efekat promene cene j -tog proizvoda na tražnju i -tog proizvoda dekomponuje na dohodni efekat promene cene i tzv. efekat supstitucije, tj.

$$(2.27) \quad \frac{\partial q_i}{\partial p_j} = -q_j \left(\frac{\partial q_i}{\partial m} \right) + \left(\frac{\partial q_i}{\partial p_j} \right)_{U=C}$$

Ova jednačina poznata je pod nazivom jednačine Sluckog koju je još 1915. godine formulisao ruski ekonomista-matematičar u svom radu (*Sulla teoria del bilancio del consumatore*).

Izraz na levoj strani koji predstavlja prvi parcijalni izvod funkcije tražnje za i -tim proizvodom po varijabli p_j izražava tzv. ukupni ili bruto efekat promene cene j -tog proizvoda na tražnju i -tog proizvoda kada je nominalni dohodak potrošača m nepromenjen. Prva komponenta na desnoj strani jednačine (2.27), gde je parcijalni izvod $\frac{\partial q_i}{\partial m}$ izračunat pod pretpostavkom da su cene svih proizvoda nepromenjene, predstavlja dohodni efekat promene cene. Radi boljeg razumevanja ove komponente jednačine Sluckog treba imati u vidu da kada se menja cena jednog proizvoda pri nepromenjenom nominalnom dohotku i cenama ostalih proizvoda da se realni dohodak smanjuje. Kod normalnih proizvoda prvi parcijalni izvod $\frac{\partial q_i}{\partial m}$ je pozitivan tako da je ceo izraz $-q_j \left(\frac{\partial q_i}{\partial m} \right)$ koji predstavlja dohodni efekat promene cene negativan (s obzirom na to da je q_j uvek pozitivan), to znači da je dohodni efekat kod normalnih proizvoda negativan, što odražava ekonomski logičnu činjenicu da sa padom realnog dohotka do kojeg dolazi usled porasta cene jednog proizvoda pri nepromenjenim cenama ostalih proizvoda i pri nepromenjenom dohotku, tražnja za posmatranim proizvodom, q_i se smanjuje. Drugim rečima, dohodni efekat u opštem slučaju pojačava negativno dejstvo koje porast cene nekog proizvoda p_j ima na tražnju za proizvodom q_i . Kod tzv. inferiornih proizvoda prvi parcijalni izvod funkcije tražnje po dohotku m je negativan, jer je $\frac{\partial q_i}{\partial m}$ kod inferiornih proizvoda koji su inače zastupljeni u potrošnji potrošača sa nižim nivoom dohotka pozitivna veličina.

Druga komponenta na desnoj strani jednačine Sluckog, gde je prilikom diferenciranja funkcije tražnje za i -tim proizvodom po ceni j -tog proizvoda pretpostavljeno da je $U = C$ tj. da je korisnost nepromenjena, predstavlja tzv. efekat supstitucije promene cene koji ćemo u nastavku, kao što je to uobičajeno u literaturi iz ove oblasti, označavati sa S_{ij} .

Efekat supstitucije izražava, u stvari, efekat promene relativnog odnosa cena $\frac{p_i}{p_j}$ na tražnju

za i -tim proizvodom. Naime, u uslovima kada se menja cena j -tog proizvoda, a cena i -tog proizvoda ostaje nepromenjena menja se odnos $\frac{p_i}{p_j}$. Ako se pretpostavi da je porast cene p_j praćen kompenzatornim povećanjem nominalnog dohotka u iznosu koji realni dohodak ostavlja nepromenjenim, tada potrošač ima mogućnost da kupuje sve proizvode u istom obimu u kome ih je kupovao pre promene cene j -tog proizvoda. Kompenzatorno povećanje cene simbolički je označeno u drugoj komponenti sa $U = C$ što zapravo predstavlja jednačinu hiper-površine indiferencije, odnosno u slučaju $n = 2$, jednačinu krive indiferencije, što praktično znači da je kompenzacijom pada realnog dohotka, izazvanog porastom cene j -tog proizvoda potrošaču data mogućnost da ostane na istoj hiper-površini, odnosno krivoj indiferencije, tj. data mu je mogućnost da kupuje proizvode u istom obimu kao i pre povećanja cene. Međutim, u uslovima kada raste cena jednog proizvoda, a cene svih drugih proizvoda ostanu nepromenjene, promena odnosa $\frac{p_i}{p_j}$ označava da je proizvod q_j postao skuplji u poređenju sa svim drugim proizvodima, što sa svoje strane može da implicira promene u strukturi tražnje. Ako su i -ti i j -ti proizvod supstituti, porast cene j -tog proizvoda pri nepromenjenim cenama ostalih proizvoda i pri nepromenjenom realnom dohotku, dovede do porasta tražnje za i -tim proizvodom iako je cena toga proizvoda ostala nepromenjena. To znači da je

$$S_{ij} > 0 \quad (i \neq j)$$

kada se i -ti i j -ti proizvod međusobno supstituišu u procesu potrošnje.

Ako se posmatrani proizvodi dopunjuju u procesu potrošnje, tj. ako su posmatrani proizvodi komplementarni, tada će porast cene j -tog proizvoda pri nepromenjenoj ceni i -tog proizvoda (i nepromenjenim cenama ostalih proizvoda) dovesti do smanjenja tražnje za i -tim proizvodom, tako da je

$$S_{ij} < 0 \quad (i \neq j).$$

U slučaju kada su i -ti i j -ti proizvod nezavisni u procesu potrošnje tada promena cene j -tog proizvoda neće dovesti do promene u tražnji za i -tim proizvodom i u uslovima kada je potrošaču izvršena kompenzacija u dohotku, zbog toga je u ovom slučaju

$$S_{ij} = 0 \quad (i \neq j).$$

Efekat supstitucije, i to treba posebno istaći, izražava „čist“ ili neto efekat promene cene j -tog proizvoda na tražnju za i -tim proizvodom, i stoga predstavlja pouzdaniju osnovu za zaključivanje o odnosima supstitucije i komplementarnosti dva proizvoda na osnovu predznaka, nego što je to slučaj sa zaključivanjem na osnovu predznaka ukupnog efekta promene cene.

Ako je $i = j$ tada teorijski model potrošačke tražnje implicira da je

$$S_{ii} < 0 \quad (i = 1, 2, \dots, n).$$

Ovaj teorijski rezultat, koji može matematički da se dokaže (v. npr. Hanić, 1990) poznat je pod nazivom Teorema Sluckog i kazuje da se sa porastom cene određenog proizvoda, pri nepromenjenom realnom dohotku potrošača, tražnja za posmatranim proizvodom smanjuje.

2.3.2 IMPLIKACIJE PARETOVOG MODELA ZA EKONOMETRIJSKU ANALIZU POTROŠAČKE TRAZNJE

S obzirom na to da su naša istraživanja usmerena na kvantifikovanje uticaja cena i posebno dohotka na tražnju, odnosno potrošnju domaćinstava, čiji relativni uticaj se najbolje meri pomoću koeficijenata elastičnosti tražnje u odnosu na promene cena i dohotka potrošača, u ovom odeljku sažeto ćemo izložiti osnovne koncepte elastičnosti tražnje i prikazati osnovne relacije između elastičnosti tražnje koje se koriste za ekonometrijsko ispitivanje uticaja dohotka na potrošnju domaćinstava. Ako pretpostavimo da su funkcije tražnje $q_i = f_i(m, p_1, p_2, \dots, p_n)$ neprekidne i diferencijabilne funkcije i da imaju prve parcijalne izvode po nezavisnim varijablama koje u njima figurišu, tada se dohodni i cenovni elastičnosti mogu definisati na uobičajen način na koji se definišu parcijalni elastičnosti bilo koje funkcije sa dva ili više argumenata.

Elastičnost tražnje za i -tim proizvodom u odnosu na dohodak potrošača, skraćeno dohodni elastičnost, u oznaci E_i , definiše se pomoću parcijalnog izvoda funkcije tražnje za i -tim proizvodom po varijabli m i količnika koji izražava odnos između dohotka i vrednosti posmatrane funkcije tražnje u datoj tački, tj. Frisch (1959)

$$(2.28) \quad E_i = \frac{m}{q_i} \frac{\partial q_i}{\partial m} \quad (i = 1, 2, \dots, n).$$

Dohodni elastičnost, koji se u čast Ernsta Engela (koji je prvi proučavao zavisnost potrošnje od dohotka potrošača) često se naziva elastičnošću Engela. Imajući u vidu način na koji je definisan, dohodni elastičnost tražnje za i -tim proizvodom kazuje za koliko će se procenata promeniti tražnja za posmatranim proizvodom kada se dohodak potrošača poveća za 1%, a cene svih ostalih proizvoda ostanu nepromenjene.

Elastičnost tražnje za i -tim proizvodom u odnosu na cenu j -tog proizvoda, skraćeno cenovni elastičnost, u oznaci e_{ij} definiše se pomoću parcijalnog izvoda $\frac{\partial q_i}{\partial p_j}$ i količnika $\frac{p_j}{q_i}$ na sledeći način

$$(2.29) \quad e_{ij} = - \frac{p_j}{q_i} \frac{\partial q_i}{\partial p_j} \quad (i, j = 1, 2, \dots, n).$$

Imajući u vidu da se parcijalni izvod $\frac{\partial q_i}{\partial p_j}$ izračunava diferenciranjem funkcije tražnje $q_i f_i$ pod pretpostavkom da se menja samo varijabla p_j , a da su vrednosti svih drugih varijabli p_i ($i \neq j$) i varijable m fiksirane, cenovni elastičnost se interpretira kao merna veličina

koja pokazuje za koliko će se procenata promeniti tražnja za i -tim proizvodom kada se cena j -tog proizvoda poveća za 1%, a cene ostalih proizvoda i dohodak potrošača ostanu na istom nivou.

Kada je ($i \neq j$) tada se govori o unakrsnim cenovnim elasticitetima, dok se za ($i = j$) govori o direktnim cenovnim elasticitetima tražnje.

S obzirom da su ovi cenovni elasticiteti e_{ij} izvedeni pod pretpostavkom da je nominalni dohodak m nepromenjen, oni se često nazivaju elasticitetima Kurnoa, a ponekad i Maršalijanskim elasticitetima tražnje.

Za razliku od ovih elasticiteta u kojima, koristeći termine jednačine Sluckog, figuriše bruto efekat promene cene j -tog proizvoda na tražnju i -tog proizvoda, dakle izraz koji figuriše na levoj strani jednačine Sluckog u analizi potrošačke tražnje često se koristi za elasticitete koji se izračunavaju na osnovu neto efekta promene cene, tj. na osnovu efekta supstitucije koji predstavlja drugu komponentu na desnoj strani jednačine Sluckog (Hanić, 1990):

$$(2.30) \quad e_{ij}^* = \frac{p_j}{q_i} \left(\frac{\partial q_i}{\partial p_j} \right)_{U=C} \quad (i, j = 1, 2, \dots, n)$$

ili

$$(2.31) \quad e_{ij}^* = \frac{p_j}{q_i} S_{ij} \quad (i, j = 1, 2, \dots, n)$$

Ovi cenovni elasticiteti poznati su pod nazivom elasticiteti Sluckog i s obzirom na to kako su definisani izražavaju odnos procentualnih promena tražnje za i -tim proizvodom i procentualnih promena cene j -tog proizvoda pri nepromenjenim cenama ostalih proizvoda, i pri nepromenjenom realnom dohotku, tj. pod pretpostavkom da je porast cene j -tog proizvoda praćen odgovarajućem kompenzatornim povećanjem nominalnog dohotka, tako da je realni dohodak potrošača nepromenjen.

Sledstveno onome što je rečeno u prethodnom odeljku u vezi sa interpretacijom supsticionog efekta S_{ij} , na osnovu matematičkog znaka elasticiteta Sluckog može se izvesti pouzdaniji zaključak o prirodi odnosa i -tog i j -tog proizvoda u procesu potrošnje nego na osnovu zaključka koji se izvodi pomoću predznaka običnog cenovnog elasticiteta Kurnoa.

Mada efekat supstitucije S_{ij} poseduje svojstvo simetrije ($S_{ij} = S_{ji}$) elasticitet Sluckog koji je izveden iz supsticionog efekta ne poseduje ovu osobinu, tj. u opštem slučaju imamo da je $e_{ij}^* \neq e_{ji}^*$ za $i \neq j$. Da bi se obezbedilo svojstvo simetrije cenovnog elasticiteta Sluckog, njegova vrednost se izražava u terminima budžetskih učešća, tj. elasticitet Sluckog e_{ij}^* množi se sa $\frac{1}{w_j}$, gde w_j označava učešće izdataka za j -ti proizvodom

u dohotku potrošača. Tako definisan cenovni elasticitet $\frac{e_{ij}^*}{w_j}$ u literaturi iz ove oblasti poznat je pod nazivom koeficijent elastičnosti Hiks-Alena i često se označava sa e_{ij}^{**} .

$$(2.32) \quad e_{ij}^{**} = \frac{e_{ij}^*}{w_j} \quad (i, j = 1, 2, \dots, n)$$

Analogno elasticitetu e_{ij}^* elasticitet e_{ij}^{**} može takođe da se koristi kao pouzdana mera za utvrđivanje međusobnog odnosa dva proizvoda u procesu potrošnje i sledstveno u procesu formiranja tražnje na tržištu.

Pored navedenih dohodnih i cenovnih elasticiteta u empirijskim analizama potrošačke tražnje često se koristi i koeficijent elastičnosti granične korisnosti novca λ . Naime, kao što je ranije rečeno, Lagranžev multiplikator λ predstavlja funkciju koja zavisi od dohotka i cena:

$$\lambda = g(m, p_1, p_2, \dots, p_n).$$

Može da se pokaže (videti npr. Hanić, 1990) da je

$$\lambda = \frac{\partial U}{\partial m}$$

što znači da λ pokazuje za koliko se jedinica menja ukupna korisnost U kada se količina novca poveća za jednu novčanu jedinicu, pri nepromenjenim cenama svih proizvoda.

Granična korisnost novca λ je promenljiva veličina i različita na različitim nivoima dohotka (u opštem slučaju opada sa porastom dohotka). Uticaj relativnih promena sume novca, odnosno dohotka potrošača na relativne promene u korisnosti mogu da se izraze preko koeficijenta granične korisnosti novca u odnosu na varijablu m na sledeći način

$$(2.33) \quad F = \frac{m}{\lambda} \frac{\partial \lambda}{\partial m}$$

Koeficijent elastičnost granične korisnosti novca u odnosu na dohodak (2.33) naziva se fleksibilnost novca i često se koristi u empirijskim ocenama unakrsnih cenovnih elasticiteta na osnovu poznatih dohodnih i direktnih cenovnih elasticiteta. Takvu analizu svojevremeno je sproveo u Jugoslaviji Hanić (1982).

Između navedenih elasticiteta mogu da se uspostave određene relacije koje proizilaze iz teorijskog modela, a koje izražavaju osnovne osobine sistema potrošačke tražnje.

Prva osobina sistema potrošačke tražnje koja se odnosi na aditivnost sistema tražnje implicira $\sum p_i q_i(m, p_1, p_2, \dots, p_n) = m$. Ova relacija može da se opiše u terminima dohodnih elasticiteta tražnje. Naime, ako jednačinu $\sum p_i q_i(m, p_1, p_2, \dots, p_n) = m$, koja izražava uslov aditivnosti, parcijalno diferenciramo po varijabli m dobićemo da je

$$\frac{\sum p_i \partial q_i}{\partial m} = 1 \quad (i = 1, 2, \dots, n).$$

Imajući u vidu da je

$$\frac{\partial q_i}{\partial m} = \frac{q_i}{m} E_i$$

što direktno proizlazi iz definicije elasticiteta Engela (2.28) prethodnu relaciju možemo napisati u obliku

$$\frac{\Sigma p_i q_i}{m} E_i = 1 \quad (i = 1, 2, \dots, n)$$

odnosno

$$\Sigma w_i E_i = 1 \quad (i = 1, 2, \dots, n)$$

gde $w_i = \frac{p_i q_i}{m}$ predstavlja udeo izdataka $p_i q_i$ za i -ti proizvod $p_i q_i$ u dohotku potrošača m . Prema tome, aditivnost sistema tražnje implicira da je suma dohodnih elasticiteta tražnje svih proizvoda, ponderisana njihovim učešćem u ukupnom dohotku potrošača, jednaka jedinici.

Kako ističe H. Hanić (1990) ova izvedena relacija objašnjava zašto se jedinična elastičnost tražnje naziva normalnom (prosečnom) elastičnošću.

Navedena relacija otkriva empirijsku činjenicu da desetoprocentni porast dohotka, na primer, dovodi do porasta tražnje za nekim proizvodima za manje od 10% (neophodna dobra), za drugim proizvodima za više od 10% (luksuzna dobra), što u proseku obezbeđuje desetoprocentni porast izdataka za pojedine proizvode koje ulaze u potrošnju potrošača.

Relacija između dohodnih elasticiteta koju implicira Paretov model potrošačke tražnje može da se testira na osnovu podataka anketa o potrošnji domaćinstava na standardan način, na koji se u matematičkoj statistici i empirijskoj ekonometriji testiraju nulte hipoteze. Na primer, ako je reprezentativna regresiona jednačina kompletnog sistema potrošačke tražnje izražena u obliku stepene funkcije tražnje

$$(2.34) \quad q_i = A m^{b_{i0}} p_1^{b_{i1}} p_2^{b_{i2}}, \dots, p_n^{b_{in}} \quad (i = 1, 2, \dots, n)$$

koja se logaritamskom transformacijom svodi na funkcionalnu formu sa konstantnim elasticitetom

$$(2.35) \quad \log q_i = \alpha_i + \beta_{i0}^* \log m + \beta_{i1} \log p_1 + \beta_{i2} \log p_2 + \dots + \beta_{in} \log p_n \quad (i = 1, 2, \dots, n)$$

gde je $\alpha_i = \log A_i$, b_{i0}^* označava dohodni elasticitet tražnje za i -tim proizvodom, b_{i1} elastičnost tražnje za i -tim proizvodom u odnosu na cenu prvog proizvoda, itd., b_{in} označava elastičnost tražnje i -tog proizvoda u odnosu na cenu p_n .

Imajući to u vidu, relaciju između dohodnih elasticiteta (2.35) možemo sada formulirati u obliku relacije

$$(2.36) \quad \Sigma w_i b_{i0} = 1 \quad (i = 1, 2, \dots, n)$$

Na osnovu ocenjenih regresionih koeficijenata b_{i0} ($i = 1, 2, \dots, n$) i poznatih budžetskih učešća w_i ($i = 1, 2, \dots, n$) može se testirati nulta hipoteza

$$H_0: \sum w_i b_{i0} - 1 = 0$$

vs. alternativne hipoteze

$$H_1: \sum w_i b_{i0} - 1 \neq 0.$$

Testiranjem ove hipoteze na osnovu empirijskih podataka o dohotku i potrošnji domaćinstava na određenom području (ili u određenoj zemlji) *de facto* se testira svojstvo aditivnosti sistema lične potrošnje domaćinstva, odnosno stanovništva posmatranog regiona, tj. zemlje i na taj način proverava realnost odnosno primenljivost Paretovog modela za empirijsku analizu potrošačke tražnje.

Ukoliko se pokaže da je navedena nulta hipoteza tačna, tj. ukoliko se potvrdi da sistem tražnje zadovoljava uslov aditivnosti, tada se navedena relacija može iskoristiti kao *a priori* informacija o nepoznatoj strukturi sistema potrošnje domaćinstava i time uvećava količina informacija koju sadrže uzoračke opservacije o dohotku u potrošnji domaćinstava.

Kao što iz relacije (2.36) proizlazi da se jedan, bilo koji parametar b_{i0} može oceniti na osnovu preostalih vrednosti ocenjenih parametara b_{i0} koji označavaju dohodne elasticitete. Ako je, recimo $n = 2$, prethodna relacija može se napisati u obliku

$$w_1 b_{10} + w_2 b_{20} = 1$$

odnosno

$$b_{10} \frac{1 - w_2 b_{20}}{w_1} = 1.$$

Prema tome svojstvo aditivnosti sistema tražnje implicira da se ukupan broj nepoznatih parametara u sistemu od n jednačina (funkcionalna forma sa konstantnim elasticitetom) koji iznosi $2n + n^2$ redukuje za n tako da ukupan broj preostalih parametara sistema koje treba oceniti na osnovu uzorka od K opservacija iznosi $2n + n^2 - n$, tj. $n + n^2$ ili $n(1 + n)$, gde n označava broj proizvoda ili grupa proizvoda na koje se razlaže ukupan dohodak m potrošača, odnosno domaćinstava.

Svojstvo homogenosti funkcija tražnje izvedenih iz Paretovog modela može takođe da se opiše u terminima elasticiteta tražnje. Naime, primenom Ojlerove teoreme o homogenim funkcijama, kojom se dokazuje da je zbir proizvoda parcijalnih izvoda funkcije više varijabli jednak proizvodu stepena homogeniteta i vrednosti samih funkcija, dobija se

$$(2.37) \quad \frac{\partial q_i}{\partial m} m + \frac{\partial q_i}{\partial p_1} p_1 + \frac{\partial q_i}{\partial p_2} p_2 + \dots + \frac{\partial q_i}{\partial p_n} p_n = 0 \quad (i = 1, 2, \dots, n)$$

Koristeći formule (2.28 i 2.29) kojima su definisani dohodni i cenovni elasticiteti, prethodnu relaciju možemo izraziti u obliku elasticiteta tražnje:

$$(2.38) \quad E_i + e_{i1} + e_{i2} + \dots + e_{in} = 0 \quad (i = 1, 2, \dots, n)$$

odnosno

$$(2.39) \quad \sum_{j=1}^n e_{ij} = -E_i \quad (i = 1, 2, \dots, n).$$

Homogenost funkcija tražnje, koja izražava osobinu sistema tražnje da proporcionalne promene u cenama i nominalnom dohotku ne dovode do promena u tražnji za pojedinim proizvodima, a koja je posledica činjenice da takve promene ne dovode do promena u realnom dohotku, niti u promenama relativnog odnosa cena, implicira da je za dati proizvod suma svih elasticiteta tražnje za tim proizvodom u odnosu na cenu datog proizvoda i cene svih ostalih proizvoda jednaka dohodnom elasticitetu tražnje za posmatranim proizvodom sa suprotnim predznakom. Ako ovaj rezultat teorije potrošačke tražnje primenimo na ekonometrijsku specifikaciju kompletnog sistema jednačina tražnje (2.34 odnosno 2.35), dobićemo da je

$$(2.40) \quad \sum_{j=1}^n \beta_{ij} = -\beta_{0i} \quad (i = 1, 2, \dots, n).$$

Prema tome i ova restrikcija koja je nametnuta nad parametrima sistema tražnje (2.38) može da se interpretira kao informacija koju nam obezbeđuje teorija i koja unosi svetlo u podatke, odnosno opservacije koje uzorak anketiranih domaćinstava sadrži. Ova relacija može takođe da se testira analogno testiranju prethodne nulte hipoteze. Potvrđivanjem ove hipoteze, koja je inače empirijski potvrđena gotovo u svim zemljama sveta u kojima su vršena empirijska istraživanja zasnovana na Paretovom modelu potrošačke tražnje, broj nepoznatih parametara koje treba oceniti na osnovu uzorka se smanjuje za n i posledično povećava preciznost, odnosno pouzdanost ocena preostalih nepoznatih parametara koje kompletan sistem regresionih jednačina tražnje sadrži.

Svojstvo homogenosti funkcija tražnje nultog stepena može da se opiše i u terminima elasticiteta Sluckog (Hanić, 1990) na sledeći način:

$$\sum_{j=1}^n e_{ij}^* = 0 \quad (i = 1, 2, \dots, n).$$

Prilikom definisanja elasticiteta Sluckog korišćen je parcijalni izvod funkcije tražnje za i -tim proizvodom u odnosu na cenu j -tog proizvoda koji je izračunat pod pretpostavkom da je potrošaču izvršena kompenzacija u dohotku, tj. pod uslovom da je realni dohodak potrošača nepromenjen. Ovako definisan elasticitet Sluckog deluje kao teorijski konstrukt koji u praksi ne može da se primeni. To, dakle, nije tačno. Naime, ako u ekonometrijsku specifikaciju modela kompletnih sistema regresionih jednačina tražnje (2.35) umesto varijable m , koja označava nominalni dohodak uvedemo varijablu \bar{m}

$$(2.41) \quad \log q_i = \alpha_i + \beta_{i0}^* \log \bar{m} + \beta_{i1} \log p_1 + \beta_{i2} \log p_2 + \dots + \beta_{in} \log p_n \quad (i = 1, 2, \dots, n)$$

gde je $\bar{m} = \frac{m}{\pi}$ realni dohodak, π označava indeks troškova života, tada parcijalni izvod $\frac{\partial q_i}{\partial p_j}$ pokazuje promenu tražnje za i -tim proizvodom izazvanu promenom cene j -tog proizvoda pri nepromenjenim cenama ostalih proizvoda i pri nepromenjenom realnom dohotku \bar{m} .

Imajući to u vidu, cenovni parametri β_{ij}^* označavaju elasticitete Sluckog, odnosno neto elasticitete tražnje za i -tim proizvodom u odnosu na cenu j -tog proizvoda.

2.4 POSEBNI TIPOVI PREFERENCIJA POTROŠAČA

U cilju pojednostavljivanja Paretovog modela i lakše ekonometrijske analize potrošačke tražnje često se koriste određene pretpostavke u pogledu osobina funkcije korisnosti, odnosno preferencija potrošača. Jedna od najčešće korišćenih pretpostavki odnosi se na pretpostavku da je funkcija korisnosti aditivna funkcija

$$U(q_1, q_2, \dots, q_n) = \sum U_i q_i \quad (i = 1, 2, \dots, n).$$

Ova pretpostavka implicira da je ukupna korisnost od potrošnje svih proizvoda jednaka zbiru korisnosti potrošnje pojedinačnih proizvoda, drugim rečima aditivnost funkcije korisnosti implicira nezavisnost preferencija (Deaton, 1974). Ovaj tip preferencija implicira određene rezultate između elasticiteta tražnje:

- unakrsni cenovni elasticiteti tražnje su proporcionalni dohodnim elasticitetima tražnje $\frac{e_{ik}}{e_{jk}} = \frac{E_i}{E_j}$;
- svi dohodni elasticiteti su pozitivni, tj. $E_i > 0$ za $i = 1, 2, \dots, n$ što znači da aditivne odnosno nezavisne preferencije isključuje tzv. inferiorne proizvode iz sistema potrošnje;
- unakrsni elasticiteti Sluckog su pozitivni što znači da aditivne preferencije impliciraju sistem potrošnje u kome svi proizvodi moraju biti supstituti jedni drugima.

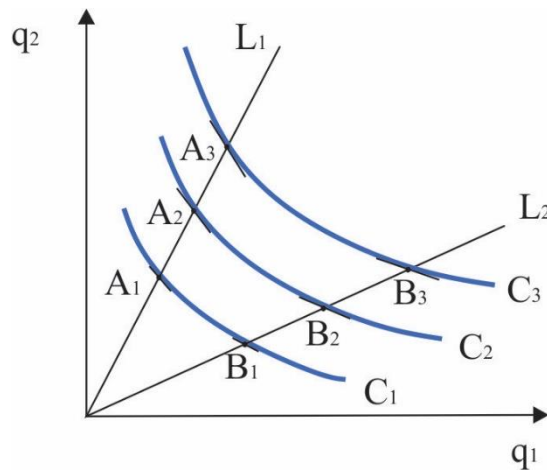
Koncept aditivnosti preferencija potrošača može biti prihvatljiv u slučaju kada se svi pojedinačni proizvodi grupišu u nekoliko šire definisanih grupa, tako da korisnost od potrošnje proizvoda jedne grupe ne zavisi od potrošnje proizvoda koji pripadaju drugoj grupi proizvoda lične potrošnje.

Ako pojedinačne proizvode q_1, q_2, \dots, q_7 grupišemo npr. u dve grupe tako da prva grupa obuhvati prva tri, a druga grupa preostala četiri pojedinačna proizvoda, i ako funkciju $U = U(q_1, q_2, \dots, q_7)$ možemo izraziti u obliku $U = F(A, B)$ gde je $A = f(q_1, q_2, q_3)$ i

$B = f(q_4, q_5, q_6, q_7)$ tada za funkciju korisnosti kažemo da je separabilna (da je u našem primeru „izražljiva“) (Goldman i Uzawa, 1964). U ovom slučaju vrednost funkcije U je ista nezavisno od toga da li je korisnost izražena kao funkcija svih pojedinačnih proizvoda ili kao funkcija grupa.

Ukratko, ako funkciju korisnosti možemo da napišemo u obliku $U = F[f_1(q_1), f_2(q_2), \dots, f_k(q_k)]$ tada za preferencije kažemo da su separabilne.

Ako je separabilna funkcija korisnosti aditivna funkcija, tj. ako je $U = f_1(q_1) + f_2(q_2) + \dots + f_k(q_k)$ tada za funkciju korisnosti kažemo da je aditivno separabilna funkcija. Aditivno separabilne preferencije impliciraju da granična korisnost proizvoda koji pripadaju jednoj grupi ne zavisi od potrošnje proizvoda koji pripadaju ostalim grupama proizvoda (Blundell i Ray, 1984).



Sl. 2. 9 Homotetična mapa indiferencije

Izvor: Hanić (1990)

Poseban tip preferencija potrošača predstavljaju tzv. homotetičke preferencije koje impliciraju da je granična stopa supstitucija ma kog para proizvoda u svakoj tački (q_1, q_2, \dots, q_n) koja označava budžet roba ili korpu dobara jednaka graničnoj stopi supstitucije odgovarajućeg para proizvoda u svakoj drugoj tački $(kq_1, kq_2, \dots, kq_n)$, gde je k pozitivna konstanta.

Ako su preferencije potrošača homotetičke onda sve Engelove funkcije imaju oblik pravih koje prolaze kroz koordinatni početak. Ovo svojstvo homotetičkih preferencija ograničava mogućnost primene homotetičkih funkcija korisnosti u empirijskim istraživanjima potrošačke tražnje, odnosno lične potrošnje.

3. TEORIJA POTROŠAČKE TRAZNJE I MODELI KOMPLETNIH SISTEMA JEDNAČINA

Paretoov model potrošačke tražnje, kao što je rečeno, zasniva se na pretpostavci o simultanoj potrošnji n proizvoda, te da sistem potrošnje potrošača opisuje n funkcija, odnosno jednačina tražnje, pri čemu tražnja za svakim proizvodom zavisi od dohotka potrošača i cena svih proizvoda koji ulaze u potrošnju potrošača.

U empirijskoj analizi tražnje zasnovanoj na sistemu do n funkcija, odnosno jednačina tražnje, koji se naziva kompletnim sistemom jednačina tražnje, afirmisano je sedam bazičnih funkcionalnih formi modela jednačina tražnje: Vorking-Leser model, Linearni sistem izdataka, Adilog, Translog, Roterdamski model, Skoro savršeni sistem tražnje i Kvadratni skoro savršeni sistem tražnje. Oslanjajući se na relevantne radove, a naročito na radove Working (1943), Stone (1954), Leser (1963), Theil (1971), Theil (1975), Christensen, Jorgenson i Lau (1975), Barten (1977), Deaton i Muellbauer (1980) Hanić (1982), Hanić (1990) i Banks, Blundell i Lewbel (1997) u ovom poglavlju biće prikazane osnovne karakteristike navedenih modela kompletnih sistema regresionih jednačina tražnje.

3.1 WORKING-LESER MODEL

Vorking-Leserov (Working-Leser) model potrošačke tražnje predstavlja posebnu vrstu kompletnih sistema jednačina tražnje. U ovom modelu sastavljenom od n jednačina figuriše kao nezavisna varijabla samo dohodak potrošača, odnosno domaćinstva:

$$(3.1) \quad w_i = \alpha_i + \beta_i \log m + \varepsilon_i \quad i = 1, 2, \dots, n$$

gde m predstavlja ukupni raspoloživi dohodak, w_i udeo izdataka za i -tu grupu u ukupnom dohotku, α_i i β_i parametre modela, i ε_i stohastički član.

Ovaj model, kao što se iz sistema (3.1) može jasno videti implicitno pretpostavlja da su cene konstantne veličine, tako da su varijacije u nivou potrošnje domaćinstava rezultat varijacija u dohotku domaćinstava. Uticaj svih izostavljenih varijabli iz modela, apsorbuje varijabla ε_i .

Imajući u vidu funkcionalni oblik modela (3.1) može se zaključiti da se model sastoji od n Engelovih funkcija tražnje. S obzirom na to da u modelu ovog sistema jednačina ne figurišu cene kao eksplanatorne varijable, Vorking-Leserov model ne predstavlja kompletan sistem regresionih jednačina u izvornom značenju reči "kompletan". I pored toga, Vorking-Leserov model se navodi kao polazni model u literature iz oblasti kompletnih sistema jednačina tražnje zbog njegovog istorijskog značaja i činjenice da je

po prvi put za zavisnu varijablu uzeto učešće izdataka domaćinstava za pojedine proizvode odnosno grupe proizvoda.

Funkcije koje obrazuju Vorking-Leserov model pripadaju klasi tzv. PIGL (Engelovih funkcija) koje se razmatraju u posebnom odeljku disertacije.

Vorking-Leserov model potrošačke tražnje prvi put je primenjen sredinom tridesetih godina prošlog veka, kada je Working (1943) sproveo istraživanje uticaja dohotka na potrošnju domaćinstava, koristeći podatke uzorka od oko 16 000 domaćinstava, anketiranih u 42 velika i srednja i 13 malih gradova Sjedinjenih Američkih Država. On je sve izdatke anketiranih domaćinstava klasifikovao u pet grupa: 1) hrana; 2) pokućstvo; 3) odeća; 4) rekreacija i transport; i 5) ostali izdaci.

Analizirajući Vorking-Leserov model, Leser (1963) je zaključio da on predstavlja veoma prikladnu specifikaciju za analizu potrošnje na osnovu unakrsnih podataka, kakvi su inače podaci dobijeni anketiranjem domaćinstava. Ovaj ekonometričar takođe je zaključio da Vorking-Leserov model nije univerzalno primenljiv, odnosno da ne predstavlja adekvatnu aproksimaciju zavisnosti potrošnje od dohotka za sve grupe proizvoda, kao i to da ne predstavlja prikladnu formu za analizu zakonitosti formiranja potrošnje za visoke nivoe dohotka.

Zbog svoje jednostavnosti i izvesnih prednosti koje ima u poređenju sa drugim modelima kompletnih sistema jednačina tražnje Vorking-Leserov model je primenjivan u brojnim empirijskim istraživanjima. Među istraživačima koji su u poslednjih petnaestak godina primenjivali ovaj model spadaju: Beneito (2003), Chern *et al.* (2003), Sulgham i Zapata (2006), Yeong-Sheng *et al.* (2008), Mohamed, Abdullah i Radam (2009), Dudek (2011), Boman *et al.* (2013), Rufino (2013), Al-Habashneh i Al-Majali (2014).

U narednim odeljcima ovog poglavlja osvrnućemo se ukratko na modele kompletnih sistema koji pored dohotka uzimaju u obzir uticaj cena na potrošnju, te koji su u potpunosti u skladu sa osnovnim postavkama Paretoovog modela potrošačke tražnje.

3.2 LINEARNI SISTEM IZDATAKA

Polazeći od Klajn-Rubinove funkcije korisnosti

$$(3.2) \quad U = \sum_{i=1}^n \beta_i \log(q_i - \gamma_i)$$

gde parametri β_i i γ_i zadovoljavaju uslove

$$(3.3) \quad 0 < \beta_i < 1, \quad \sum_{i=1}^n \beta_i = 1, \quad 0 \leq \gamma_i < q_i$$

Stone (1954) je formulisao sistem jednačina tražnje

$$(3.4) \quad q_i = \gamma_i + \beta_i p_i^{-1} (m - \sum_{j=1}^n p_j \gamma_j) \quad i = 1, 2, \dots, n$$

i njemu odgovarajući sistem jednačina izdataka

$$(3.5) \quad p_i q_i = p_i \gamma_i + \beta_i (m - \sum_{j=1}^n p_j \gamma_j) \quad i = 1, 2, \dots, n$$

koji se naziva Linearni sistem izdataka (Linear Expenditure System).

Ovaj čuveni ekonometričar primenio je Linearni sistem izdataka u analizi potrošnje u Ujedinjenom Kraljevstvu, koristeći godišnje podatke vremenskih serija 1920-1938, pri čemu je ukupnu potrošnju razložio na šest grupa proizvoda: 1) meso i mlečni proizvodi; 2) voće i povrće; 3) piće i duvan; 4) tekući izdaci domaćinstva (stanarina, ogrev, osvetljenje i slično); 5) trajna potrošna dobra; 6) ostala potrošna dobra i usluge.

Linearni sistem izdataka (3.5) može sažeto da se napiše u sledećem vektorsko-matričnom obliku

$$(3.6) \quad \hat{p}q = \hat{p}\gamma + (m - p')\beta$$

gde \hat{p} označava dijagonalnu matricu formiranu od vektora p , q označava vektor izdataka, m dohodak, β i γ vektore odgovarajućih parametara, p' transponovani vektor cena.

U analizi ekonomsko-matematičkih karakteristika Linearnog sistema izdataka, jednačina (3.6) se izražava najčešće u obliku

$$(3.7) \quad \hat{p}q = \beta m + (\beta \ell' - I)\hat{c}p$$

odnosno

$$(3.8) \quad \hat{p}q = \beta m + Bp$$

gde je

$$(3.9) \quad (\beta \ell' - I)\hat{c} \quad i \quad -\hat{\gamma} = \hat{c}$$

pri čemu I i ℓ respektivno označavaju jediničnu matricu i vektor sa jediničnim komponentama.

Iz skupa osnovnih ekonomsko-matematičkih karakteristika Linearnog sistema izdataka Hanić (1990) je izdvojio osam karakteristika koje ujedno otkrivaju prednosti i nedostatke ovog modela kompletnih sistema jednačina tražnje:

1. Model polazi od hipoteze o ponašanju potrošača, koja se sastoji u sledećem:

Izdaci potrošača za i -ti proizvod, $p_i q_i$, sastoje se od dva dela: jedan deo čine izdaci $p_i \gamma_i$ za određenu fiksnu količinu potrošnje, γ_i , na koju se potrošač, na određeni način navikao, tako da parametar γ_i u izvesnom smislu predstavlja neophodnu (minimalnu ili bazičnu) količinu potrošnje, a $p_i \gamma_i$ neophodne izdatke; drugi deo čine izdaci $\beta_i (m - \sum_{j=1}^n p_j \gamma_j)$ koji zavise od tzv. viška dohotka $m - \sum_{j=1}^n p_j \gamma_j$ tj. od razlike ukupnog dohotka, m , i dela

dohotka koji je utrošen na kupovinu neophodnih količina svih dobara, $\sum_{j=1}^n p_j \gamma_j$, pri čemu datu zavisnost reguliše parametar β_i .

Ako se funkcija korisnosti (3.2) parcijalno diferencira po varijabli q_i , odnosno q_j , dobija se da je

$$(3.10) \quad u_i = \frac{\beta_i}{q_i - \gamma_i} \quad i \quad u_j = \frac{\beta_j}{q_j - \gamma_j}.$$

Polazeći od definicije granične stope supstitucije između i -tog i j -tog proizvoda, dobija se

$$(3.11) \quad r_{ij} = \frac{\beta_i(q_j - \gamma_j)}{\beta_j(q_i - \gamma_i)}.$$

Što znači da granična stopa supstitucija u tački $(kq_1, kq_2, \dots, kq_n)$, $k > 1$, po pravilu, nije jednaka graničnoj stopi supstitucije izračunatoj u tački (q_1, q_2, \dots, q_n) . Međutim, kao što ističe Hanić (1990), ako se „diskrecione količine potrošnje“, $q_j - \gamma_j$ i $q_i - \gamma_i$, proporcionalno povećavaju, a to se dešava kada se višak dohotka (diskrecioni dohodak) povećava, tada će granična stopa supstitucije r_{ij} u tački $(kq_1, kq_2, \dots, kq_n)$, $k > 1$, biti jednaka graničnoj stopi supstitucije izračunatoj u tački (q_1, q_2, \dots, q_n) , gde je $q_1 > \gamma_1, q_2 > \gamma_2, \dots, q_n > \gamma_n$. Dakle, sistem preferencija potrošača, koji je reprezentovan Klajn-Rubinovom funkcijom korisnosti jeste homotetičan sistem u odnosu na tačku $(\gamma_1, \gamma_2, \dots, \gamma_n)$.

Kada je vektor parametara $\boldsymbol{\gamma}$ jednak nula-vektoru, tada su izdaci za pojedine proizvode proporcionalni ukupnim izdacima, $\boldsymbol{\beta}$, tj. tada je sistem preferencija homotetičan u odnosu na koordinatni početak.

2. Sistemom jednačina (3.8) izdaci za pojedine proizvode izraženi su kao linearna funkcija ukupnih izdataka (odnosno dohotka) i cena, što ovaj sistem čini veoma privlačnim u empirijskoj analizi potrošačke tražnje.

3. Linearni sistem izdataka (3.8) predstavlja najopštiju linearnu formu izdataka koja zadovoljava sve opšte uslove postavljene Paretovim modelom potrošačke tražnje.

4. Klasa funkcija kojoj pripada funkcija korisnosti (3.2) predstavlja jedinstvenu klasu funkcija iz koje se može izvesti sistem jednačina tražnje koji je linearan po varijablama m i p_1, p_2, \dots, p_n .

5. Ako se fiksiraju cene svih proizvoda i pretpostavi da se menja samo dohodak potrošača, tada se elementi vektora \boldsymbol{q} – Engelove krive, svode na linearne Engelove krive.

6. Parcijalnim diferenciranjem sistema jednačina (3.4) po m , dobija se da je

$$(3.12) \quad \frac{\partial(p_i q_i)}{\partial m} = \beta_i.$$

Prema tome parametar β_i predstavlja marginalno učešće izdataka i pokazuje za koliko će se jedinica promeniti izdaci za i -ti proizvod kada se dohodak potrošača poveća za jednu jedinicu. Kao što će se videti kasnije ovaj parametar odgovaraju parametru μ_i koji se pojavljuje u Roterdamskom modelu kompletnih sistema regresionih jednačina.

Na osnovu uslova optimalnosti potrošnje i aditivnosti sistema izdataka proizlazi da je

$$(3.13) \quad \lambda = (m - \sum_{j=1}^n p_j \gamma_j)^{-1}$$

pri čemu je u izvođenju relacije (3.13) korišćena jednačina (3.10).

Dobijeni rezultat (3.13) pokazuje da je granična korisnost novca λ u sklopu Linearnog sistema izdataka jednaka recipročnoj vrednosti „viška dohotka“.

Koristeći relaciju (3.13) dobija se

$$(3.14) \quad \hat{\lambda} = -\lambda m = -\frac{m}{m - \sum_{j=1}^n p_j \gamma_j}$$

na osnovu čega zaključujemo da je elastičnost granične korisnosti novca u odnosu na dohodak direktno proporcionalna visini dohotka.

Polazeći od sistema jednačina (3.4) i definicije cenovnih elastičeta imamo da je:

$$(3.15) \quad e_{ii} = -1 + \frac{\gamma_i(1 - \beta_i)}{q_i}$$

$$(3.16) \quad e_{ik} = -\beta_i \frac{p_k \gamma_k}{p_i q_i}$$

S obzirom na to da je $0 < \beta_i < 1$ i $0 \leq \gamma_i < q_i$, na osnovu elastičeta Kurnoa 3.15) i (3.16) proizlazi: 1) da su svi direktni cenovni elastičeta Kurnoa manji, po apsolutnoj vrednosti, od jedinice; 2) da su svi unakrsni cenovni elastičeta tražnje negativni; 3) da je cenovni elastičeta tražnje e_{ik} direktno proporcionalan ukupnim izdacima za i -ti proizvod, pri čemu koeficijent proporcionalnosti javlja marginalno učešće izdataka za i -ti proizvod.

7. Na osnovu znaka dohodnih elastičeta koje implicira Linearni sistem izdataka proizlazi da ovaj model ne može da se primeni u analizi tražnje za inferiornim proizvodima.

8. Model sistema jednačina tražnje formulisan u obliku sistema jednačina (3.5) pretpostavlja da se potrošač trenutno (svake godine) prilagođava promenama dohotka i cena. Međutim u slučaju trajnih potrošnih dobara, čija se potrošnja ne ostvaruje neposredno posle obavljene kupovine, potrošaču je potreban određeni vremenski period da bi izvršio usklađivanje zbog svojih kupovina sa promenama u dohotku i cenama. Zbog

ove osobine linearni sistem izdataka ne može uspešno da se primeni u analizi za trajnim potrošnim dobrima.

Pored istraživanja implikacija Linearnog sistema izdataka, Hanić je (1990) u citiranom radu opisao tri modifikovane forme Linearnog modela izdataka koje se koriste u empirijskom ocenjivanju parametara Linearnog sistema izdataka i odgovarajuće metode ocenjivanja parametara.

Pollak i Wales (1969) su detaljno analizirali karakteristike LES modela i metode njihovog ocenjivanja, koristeći podatke vremenskih serija o cenama i potrošnji po stanovniku u Sjedinjenim Američkim Državama u dva perioda, 1930-1941. i 1948-1965. Ovi autori su se bavili dinamiziranjem LES modela i u tom kontekstu razmatrali su tri alternativne specifikacije dinamičkog LES modela i zaključili da stohastička specifikacija pod određenim pretpostavkama predstavlja najbolju analitičku deskripciju dinamičkih i stohastičkih struktura sistema tražnje. Yeong-Sheng i njegovi saradnici (2008) takođe su se bavili uporednom analizom LES i QES modela, pri čemu su komparativnom analizom obuhvatili i Working-Leser i LA/AIDS modele.

Modifikovane specifikacije LES modela u svojim istraživanjima primenili su Sasaki i Fukagawa (1987) koristeći Dinamički linearni sistem izdataka (DLES) u analizi potrošnje na osnovu podataka vremenske serija tržišne statistike u Japanu u periodu od 1961. do 1982. godine, dok su Ali (1985) i autori Luo i Song (2012) koristili prošireni linearni sistem izdataka (ELES – Extended linear expenditure system) za analizu porodičnih budžeta domaćinstava u Pakistanu i Kini, respektivno.

3.3 INDIREKTNi ADITIVNO-LOGARITAMSKI MODEL TRAŽNJE

Indirektni aditivno-logaritamski model tražnje, ili kratko Adilog model, formulisao je Houthakker 1960. godine, koji je ovaj model primenio u analizi tražnje u Švedskoj, Kanadi i Organizaciji za evropsku ekonomsku saradnju, uključujući 13 zemalja (Hanić, 1990).

Adilog model tražnje ima oblik

$$(3.17) \quad \alpha_i = \frac{A_i \alpha_i \left(\frac{p_i}{m}\right)^{\alpha_i - 1}}{\sum_{k=1}^n A_k \alpha_k \left(\frac{p_k}{m}\right)^{\alpha_k}} \quad (i = 1, 2, \dots, n)$$

pri čemu parametri A_i i α_i zadovoljavaju uslov

$$A_i \alpha_i > 0 \quad (i = 1, 2, \dots, n).$$

Može da se pokaže da je model (3.17) izveden iz indirektnne funkcije korisnosti

$$(3.18) \quad U_I(p, m) = - \sum_{i=1}^n A_i \left(\frac{p_i}{m}\right)^{\alpha_i} \quad (i = 1, 2, \dots, n)$$

koju je takođe formulisao Houthakker (1960).

Naime, ako se funkcija (3.18) parcijalno diferencira po varijablama m i p_i , dobija se

$$(3.19) \quad \frac{\partial U_I}{\partial m} = \frac{1}{m} \sum_{k=1}^n A_k \alpha_k \left(\frac{p_k}{m}\right)^{\alpha_k}$$

$$(3.20) \quad \frac{\partial U_I}{\partial p_i} = -\frac{1}{p_i} A_i \alpha_i \left(\frac{p_i}{m}\right)^{\alpha_i}$$

pa ako se na jednačine (3.19) i (3.20) primeni Rojeva teorema dobijaju se jednačine tražnje (3.17). Videti H. Hanić (1990).

Ako levu i desnu stranu jednačine (3.17) pomnožimo sa količnikom $\frac{p_i}{m}$ dobiće se učešće izdataka za i -ti proizvod

$$(3.21) \quad w_i = \frac{A_i \alpha_i \left(\frac{p_i}{m}\right)^{\alpha_i}}{\sum_{k=1}^n A_k \alpha_k \left(\frac{p_k}{m}\right)^{\alpha_k}} \quad (i = 1, 2, \dots, n).$$

Pošto učešće izdataka za i -ti proizvod (3.21) odgovara optimalnoj potrošnji odnosno optimalnoj tražnji, može se lako videti da je zbir učešća izdataka za sve proizvode jednak jedinici, odakle sledi da Adilog model zadovoljava uslov aditivnosti sistema tražnje.

Da bi se izveli dohodni elasticiteti Engela poći ćemo od logaritamske transformacije jednačine (3.17) koja generiše formu

$$(3.22) \quad \log q_i = \log A_i \alpha_i + (\alpha_i - 1) \log \frac{p_i}{m} - \log \left[\sum_{k=1}^n A_k \alpha_k \left(\frac{p_k}{m}\right)^{\alpha_k} \right] \quad (i = 1, 2, \dots, n)$$

odakle se dobija

$$(3.23) \quad \frac{\partial \log q_i}{\partial m} = -\frac{\alpha_i}{m} + \frac{1}{m} + \frac{1}{m} \sum_{k=1}^n w_k \alpha_k \quad (i = 1, 2, \dots, n)$$

odnosno

$$(3.24) \quad E_i = \frac{\partial (\log q_i)}{(\partial m)} = 1 - \left(\alpha_i - \sum_{k=1}^n w_k \alpha_k \right) \quad (i = 1, 2, \dots, n).$$

Na osnovu ove relacije proizilazi da je

$$(3.25) \quad E_i > 1 \text{ ako je } \alpha_i < \sum_k w_k \alpha_k$$

$$(3.26) \quad E_i < 1 \text{ ako je } \alpha_i > \sum_k w_k \alpha_k$$

Analiziranjem relacija (3.25) i (3.26) može se zaključiti da su oni proizvodi kod kojih parametar α_i ima vrednost manju od proseka $\sum_k w_k \alpha_k$ luksuzni proizvodi, dok su oni proizvodi kod kojih parametar α_i ima natprosečnu vrednost neophodni proizvodi.

Imajući u vidu definiciju granične korisnosti novca izvedene iz indirektna funkcije korisnosti, $\lambda = \partial U_I / \partial m$, korišćenjem izraza (3.19) dobijamo fleksibilnost novca

$$(3.27) \quad \hat{\lambda} = \frac{\partial (\log \lambda)}{(\partial m)} = -1 - \sum_{k=1}^n w_k \alpha_k$$

impliciranu Adilog modelom.

Sa porastom dohotka potrošača, učešće izdataka za luksuzne proizvode raste, dok se učešće izdataka za neophodne proizvode smanjuje. S druge strane, Adilog model, kao što navodi Hanić (1990), implicira relativno male vrednosti parametra α_i kod luksuznih proizvoda i relativno velike vrednosti istog parametra kod neophodnih proizvoda. Prema tome, kad dohodak raste, vrednost izraza $\sum_k w_k \alpha_k$ raste i, sledstveno, algebarska vrednost fleksibilnosti novca se povećava, što je u skladu sa Frišovom (Frisch) tezom da fleksibilnost novca ne može biti veća od (-1) , ali nije u skladu sa Frišovim definisanjem gornje granice intervala varijacije parametra λ .

Direktni i unakrsni cenovni elasticiteti tražnje koje Adilog model implicira imaju sledeći matematički izraz:

$$(3.28) \quad e_{ii} = -1 + \alpha_i(1 - w_i) \quad i = 1, 2, \dots, n$$

$$(3.29) \quad e_{ij} = -\alpha_j w_j \quad i \neq j$$

Relacija (3.29) važi za svako i , i za svako $i \neq j$, odakle sledi da su svi unakrsni parcijalni elasticiteti tražnje Kurnoa međusobno jednaki.

Koristeći ranije izvedenu relaciju između elasticiteta Kurnoa, elasticiteta Sluckog i elasticiteta Engela

$$e_{ik} = e_{ik}^* - w_k E_i$$

koja zapravo predstavlja jednačinu Sluckog u terminima elasticiteta i relaciju

$$\frac{\pi_{ik}}{w_i} = \frac{\frac{p_i p_k}{m} \left(\frac{\partial q_i}{\partial p_k} \right)_{U=c}}{\frac{p_i q_i}{m}} = \frac{p_k}{q_i} \left(\frac{\partial q_i}{\partial p_k} \right)_{U=c} = e_{ik}^*$$

na osnovu jednačina (3.28) i (3.29) mogu da se izvedu sledeće relacije

$$(3.30) \quad e_{ii}^* = -1 + \alpha_i + w_i \left(1 - 2\alpha_i + \sum_{k=1}^n w_k \alpha_k \right)$$

$$(3.31) \quad e_{ij}^* = w_j \left(1 - \alpha_i - \alpha_j + \sum_{k=1}^n w_k \alpha_k \right)$$

i

$$(3.32) \quad \pi_{ii} = w_i(\alpha_i - 1) + w_i^2 \left(1 - 2\alpha_i + \sum_{k=1}^n w_k \alpha_k \right)$$

$$(3.33) \quad \pi_{ij} = w_i w_j \left(1 - \alpha_i - \alpha_j + \sum_{k=1}^n w_k \alpha_k \right).$$

Ako su i -ti i j -ti proizvodi luksuzni, koeficijent Sluckog π_{ij} ($i \neq j$) biće pozitivan, što znači da Adilog model implicira da su luksuzni proizvodi supstituti u smislu Hicks-Alena.

Pomoću jednačina (3.17), (3.18) i (3.19) može lako da se proverí da Adilog model ispunjava uslove aditivnosti, homogenosti i simetrije Sluckog, koje teorijski Paretov model potrošačke tražnje implicira.

Da bi parametri Adilog sistema jednačina mogli da se ocene, neophodno je uvesti slučajne članove $\zeta_{1t}, \zeta_{2t}, \dots, \zeta_{nt}$:

$$(3.34) \quad w_i = \frac{A_i \alpha_i \left(\frac{p_{it}}{m_t} \right)^{\alpha_i} \zeta_{it}}{\sum_{k=1}^n A_k \alpha_k \left(\frac{p_{kt}}{m_t} \right)^{\alpha_k} \zeta_{kt}} \quad i = 1, 2, \dots, n \quad t = 1, 2, \dots, T$$

gde T označava broj opservacija.

Ovakav način uvođenja slučajnih članova u model obezbeđuje empirijsko pravilo da zbir budžetskih učešća bude jednak jedinici za sve vrednosti promenljivih ζ_{it} .

Vidimo da je sistem jednačina (3.34) nelinearan po parametrima A_i i α_i . Međutim, ako učešće w_{it} podelimo sa w_{nt} i ako, zatim, obe strane jednačine (3.34) logaritmujemo, dobićemo sistem jednačina:

$$(3.35) \quad \log \frac{w_{it}}{w_{nt}} = \log \frac{A_i \alpha_i}{A_n \alpha_n} + \alpha_i \frac{p_{nt}}{m_t} - \alpha_n \log \frac{p_{nt}}{m_t} + \zeta_{it} - \zeta_{nt}$$

koji je linearan po parametrima α_i i α_n , što znatno olakšava proceduru ocenjivanja parametara Adilog ekonometrijske specifikacije sistema potrošačke tražnje.

3.4 TRANSLOG MODEL

Translog model kompletnih sistema jednačina, koga čine transcendentne logaritamske direktne i indirektne funkcije korisnosti, postavili su Christensen, Jorgenson i Lau u svom radu *Transcendental Logarithmic Utility Functions* koji je objavljen 1975. godine u časopisu American Economic Association. U tom radu ovi autori su testirali validnost teorije potrošačke tražnje na podacima vremenskih serija Sjedinjenih Američkih Država za period od 1929. do 1972. godine. Podaci vremenskih serija su se odnosili na cene i količine potrošnje trajnih i netrajnih potrošnih dobara i ostalih usluga koje koristi stanovništvo.

U cilju ispitivanja validnosti teorije, autori su testirali restrikcije koje se odnose na direktnu i indirektnu funkciju korisnosti implicirane pretpostavkom o aditivnosti i homotetičnosti.

Koristeći svojstvo ordinalnosti, koje implicira da svaka druga funkcija koja predstavlja monotono rastuću transformaciju funkcije korisnosti

$$(3.36) \quad U = U(q_1, q_2, \dots, q_n) \quad (i = 1, 2, \dots, n)$$

opisuje isti poredak preferencija kao i originalna funkcija korisnosti. Imajući u vidu da je logaritamska transformacija funkcije, koja predstavlja monotono rastuću transformaciju, jer je $\frac{d \ln u}{du}$ jednako recipročnoj vrednosti funkcije korisnosti, pozitivna vrednost, funkcija korisnosti može da se napiše u obliku

$$(3.37) \quad \ln U = \ln U(q_1, q_2, \dots, q_n)$$

koji zapravo označava direktnu translogaritamsku funkciju korisnosti.

Maksimizacijom funkcije korisnosti (3.37) pod uslovom datim u vidu budžetskog ograničenja

$$(3.38) \quad \sum p_i q_i = m \quad (i = 1, 2, \dots, n)$$

dobija se potreban uslov (prvog reda)

$$(3.39) \quad \frac{\partial \ln U}{\partial \ln q_j} = \lambda \frac{p_j q_j}{U} \quad (j = 1, 2, \dots, n)$$

gde je sa λ označena granična korisnost novca. Kombinovanjem jednačina (3.38) i (3.39) dobija se

$$(3.40) \quad \frac{\lambda}{U} = \frac{1}{m} \sum \frac{\partial \ln u}{\partial \ln q_i} \quad (i = 1, 2, \dots, n)$$

odakle sledi da je

$$(3.41) \quad \frac{\partial \ln U}{\partial \ln q_j} = \frac{p_j q_j}{m} \sum \frac{\partial \ln u}{\partial \ln q_i} \quad (j = 1, 2, \dots, n)$$

Da bi se ostvarila simetrija sa indirektnom funkcijom korisnosti, autori su aproksimirali negativnu vrednost logaritma direktne funkcije korisnosti kvadratnom funkcijom logaritamskih vrednosti količina potrošnje pojedinih proizvoda

$$(3.42) \quad -\ln U = \alpha_0 + \sum \alpha_i \ln q_i + \frac{1}{2} \sum \sum \beta_{ij} \ln q_i \ln q_j$$

tako da se korišćenjem ovog oblika funkcije korisnosti dobija

$$(3.43) \quad \alpha_i + \sum \beta_{ji} \ln q_i = \frac{p_j q_j}{m} \sum (\alpha_k + \sum \beta_{ki} \ln q_i) \quad (j = 1, 2, \dots, n)$$

Pojednostavljanjem notacije:

$$(3.44) \quad \alpha_m = \sum \alpha_k$$

$$(3.45) \quad \beta_{mi} = \sum \beta_{ki} \quad (i = 1, 2, \dots, n)$$

i korišćenjem izraza (3.43) učešće izdataka za j -ti proizvod u dohotku (odnosno ukupnim izdacima) možemo izraziti na sledeći način

$$(3.46) \quad \frac{p_j q_j}{m} = \frac{\alpha_j + \sum \beta_{ji} \ln q_i}{\alpha_m + \sum \beta_{mi} \ln q_i} \quad (j = 1, 2, \dots, n).$$

Na osnovu budžetskog ograničenja $\sum p_i q_i = m$ proizlazi da je

$$(3.47) \quad \sum \frac{p_i q_i}{m} = 1$$

to znači da ako su poznati parametri bilo koje od $n - 1$ jednačina za budžetsko učešće $\frac{p_j q_j}{m}$ ($j = 1, 2, \dots, n$), tada parametri n -te jednačine α_n i β_{nj} ($j = 1, 2, \dots, n$) mogu da se odrede na osnovu jednačina (3.44) i (3.45).

Budući da su jednačine u kojima kao zavisne varijable figurišu budžetska učešća, homogene nultog stepena homogenosti po parametrima, potrebno je izvršiti tzv. normalizaciju parametara da bi jednačine bile ocenjene. Uobičajeno je da se u analizi potrošačke tražnje koristi normalizacija parametara direktne translogaritamske funkcije korisnosti na sledeći način:

$$(3.48) \quad \alpha_m = \sum \alpha_i = -1.$$

U prethodnom poglavlju indirektnu funkciju korisnosti definisali smo kao funkciju u kojoj se kao nezavisne varijable pojavljuju dohodak m i cene p_1, p_2, \dots, p_n :

$$U_I = U(m, p_1, p_2, \dots, p_n)$$

Imajući u vidu da je indirektna funkcija korisnosti homogena funkcija nultog stepena homogeniteta u odnosu na dohodak i cene, prethodnu jednačinu možemo napisati u obliku jednačine

$$U_I = U_I \left(\frac{p_1}{m}, \frac{p_2}{m}, \dots, \frac{p_n}{m} \right) \quad (i = 1, 2, \dots, n)$$

u kojoj smo sve argumente indirektna funkcije korisnosti pomnožili sa recipročnom vrednošću varijable m , tj. sa $\frac{1}{m}$, pa ako obe strane jednačine logaritmujemo dobijamo indirektnu translogaritamsku funkciju korisnosti:

$$(3.49) \quad \ln U_I = \ln U_I \left(\frac{p_1}{m}, \frac{p_2}{m}, \dots, \frac{p_n}{m} \right) \quad (i = 1, 2, \dots, n).$$

Primenom Rojevog identiteta na logaritamski oblik funkcije korisnosti dobija se jednačina

$$(3.50) \quad \frac{p_j q_j}{m} = - \frac{\partial \ln U_I}{\partial \ln p_j} / \frac{\partial \ln U_I}{\partial \ln m} \quad (j = 1, 2, \dots, n)$$

kojom je definisano budžetsko učešće j -tog proizvoda.

Kako bi se obezbedila relacija simetrije sa direktnom funkcijom korisnosti logaritam indirektna funkcije korisnosti autori Christensen, Jorgenson i Lau (1975) su aproksimirali pomoću kvadratne funkcije logaritamskih vrednosti odnosa cena i ukupnih izdataka:

$$(3.51) \quad \ln U_I = \alpha_0 + \sum \alpha_i \ln \frac{p_i}{m} + \frac{1}{2} \sum \sum \beta_{ij} \ln \frac{p_i}{m} \ln \frac{p_j}{m}$$

Parcijalnim diferenciranjem funkcije korisnosti $\ln U_I$ po ceni p_j i dohotku m , dobija se sledeći sistem od $n + 1$ jednačina

$$(3.52) \quad \frac{\partial \ln U_I}{\partial \ln p_j} = \alpha_j + \sum \beta_{ji} \ln \frac{p_i}{m} \quad (j = 1, 2, \dots, n)$$

$$(3.53) \quad - \frac{\partial \ln U_I}{\partial \ln m} = \sum (\alpha_k + \sum \beta_{ki} \ln \frac{p_i}{m}).$$

Korišćenjem ranije uvedene notacije, opisane u izrazima (3.44) i (3.45), dobija se Translog model kompletnih sistema jednačina u kome se kao zavisne varijable pojavljuju budžetska učešća

$$(3.54) \quad \frac{p_j q_j}{m} = \frac{\alpha_j + \sum \beta_{ji} \ln \frac{p_i}{m}}{\alpha_m + \sum \beta_{mi} \ln \frac{p_i}{m}} \quad (j = 1, 2, \dots, n).$$

Kao i u slučaju direktne funkcije korisnosti, koristeći budžetsko ograničenje i iz njega izvedenu relaciju koja pokazuje da je suma učešća izdataka na sve proizvode u ukupnom dohotku jednaka jedinici, pri ocenjivanju parametara Translog modela kompletnih sistema jednačina tražnje može se iskoristiti informacija sadržana u tvrdnji: ako su poznati parametri bilo koje od $n - 1$ jednačina za budžetsko učešće $\frac{p_j q_j}{m}$ ($j = 1, 2, \dots, n$), tada parametri n -te jednačine α_n i β_{nj} ($j = 1, 2, \dots, n$) mogu da se odrede na osnovu jednačina (3.44) i (3.45).

Analogno onome što je rečeno o ocenjivanju parametara Translog modela izvedenog na osnovu direktne funkcije korisnosti, kod ocenjivanja parametara modela zasnovanog na indirektnoj funkciji korisnosti koristi se relacija

$$(3.55) \quad \alpha_m = \sum \alpha_i = -1$$

kojom se normalizuju parametri α_i i tako da je njihov zbir jednak jedinici sa suprotnim znakom.

Prilikom primene Translog modela u ekonometrijskoj - empirijskoj analizi tražnje izvedenog iz direktne translogaritamske funkcije korisnosti potrebno je u model uključiti stohastički član u svakoj od $n - 1$ nezavisnih jednačina sistema.

Pod uslovom da je izvršena normalizacija parametra α_m koji se pojavljuje u svih $n - 1$ jednačina, tada se maksimizacijom korisnosti dobijaju parametri β_{mj} ($j = 1, 2, \dots, n$) koji, da bi zadovoljili zahteve teorijskog modela potrošačke tražnje, moraju biti međusobno jednaki.

Prethodni rezultat koji se odnosi na ograničenje u pogledu n parametara, a koji se javljaju u svakoj od $n - 1$ jednačina, implicira ukupno $n(n - 2)$ ograničenja.

Imajući u vidu da je direktna translogaritamska funkcija korisnosti dva puta diferencijabilna po logaritamskim vrednostima količina potrošnje, njena Hessian matrica, čiji su elementi drugi direktni i unakrsni parcijalni izvodi direktne funkcije korisnosti je simetrična matrica, tj.

$$(3.56) \quad \frac{\partial^2 \ln U}{\partial \ln q_i \partial \ln q_j} = \frac{\partial^2 \ln U}{\partial \ln q_j \partial \ln q_i}$$

Simetričnost Hessian matrice direktne translogaritamske funkcije korisnosti implicira simetričnost parametara

$$(3.57) \quad \beta_{ij} = \beta_{ji} \quad (i \neq j, \quad i, j = 1, 2, \dots, n)$$

koji predstavljaju druge parcijalne izvode.

Ukupan broj ograničenja simetrije iznosi $(1/2)n(n - 1)$.

Translog model kompletnih sistema jednačina tražnje generisan maksimizacijom direktne translogaritamske funkcije korisnosti, kao što pokazuju autori ovog modela, zadovoljavaju restrikcije u pogledu jednakosti i simetrije parametara modela $(1/2)n(3n - 5)$.

Analogno definiciji aditivnosti direktne funkcije korisnosti U , aditivnost logaritma funkcije korisnosti može da se napiše u obliku

$$(3.58) \quad \ln U = F(\Sigma \ln u_i(q_i))$$

koja pokazuje da korisnost u_i zavisi samo od traženih količina toga dobra.

Da bi se izvele restrikcije u pogledu parametara Translog modela kompletnih sistema jednačina tražnje u slučaju aditivnosti transcendentne direktne funkcije korisnosti, koristićemo sledeće jednakosti

$$(3.59) \quad -\frac{\partial \ln U}{\partial \ln q_i} = -F' \frac{\partial \ln u_i}{\partial \ln q_i} = \alpha_i \quad (i = 1, 2, \dots, n)$$

$$(3.60) \quad -\frac{\partial^2 \ln U}{\partial \ln q_i \partial \ln q_j} = -F'' \frac{\partial \ln u_i}{\partial \ln q_i} \frac{\partial \ln u_j}{\partial \ln q_j} = \beta_{ij} \quad (i \neq j, \\ i, j = 1, 2, \dots, n)$$

pri čemu F' i F'' predstavljaju prve i druge parcijalne izvode transcendentne funkcije korisnosti $\ln U$ po varijablama $\ln u_i$, tj.

$$(3.61) \quad F' = \frac{\partial \ln U}{\partial \ln u_i} \quad (i = 1, 2, \dots, n)$$

$$(3.62) \quad F'' = \frac{\partial^2 \ln U}{\partial \ln u_i \partial \ln u_j} \quad (i, j = 1, 2, \dots, n)$$

Na osnovu prethodnih relacija proizlazi da parametri transcendentne funkcije korisnosti pod uslovom aditivnosti preferencija zadovoljavaju sledeće restrikcije

$$(3.63) \quad \beta_{ij} = \theta \alpha_i \alpha_j \quad (i \neq j, \quad i, j = 1, 2, \dots, n)$$

gde je

$$\theta = \frac{F''}{(F')^2}$$

što znači da aditivnost preferencija implicira ukupan broj restrikcija koji iznosi $(1/2)(n - 2)(n - 1)$.

U slučaju homotetičkih preferencija aproksimiranih translogaritamskom direktnom funkcijom korisnosti relacije između parametara modela Translog sistema se znatno

pojednostavljaju. Naime, ako je direktna funkcija korisnosti homotetička funkcija, tada možemo pisati

$$(3.64) \quad \ln U = F(\ln H(q_1, q_2, \dots, q_n))$$

gde je H homogena funkcija nultog stepena homogeniteta.

Imajući u vidu da je $\ln U$ složena funkcija od q_1, q_2, \dots, q_n njen prvi parcijalni izvod po $\ln q_i$ dobija se tako što se nađe najpre prvi parcijalni izvod od F po $\ln H$, pa zatim parcijalni izvod od $\ln H$ po $\ln q_i$.

$$(3.65) \quad -\frac{\partial \ln U}{\partial \ln q_i} = \frac{\partial F}{\partial \ln H} \frac{\partial \ln H}{\partial \ln q_i} = \alpha_i \quad (i = 1, 2, \dots, n)$$

Nalaženjem prvih parcijalnih izvoda ove funkcije dobijaju se drugi parcijalni izvodi

$$(3.66) \quad -\frac{\partial^2 \ln U}{\partial \ln q_i \partial \ln q_j} = \left[\frac{\partial F}{\partial \ln H} \frac{\partial^2 \ln H}{\partial \ln q_i \partial \ln q_j} + \frac{\partial^2 F}{\partial \ln H^2} \frac{\partial \ln H}{\partial \ln q_i} \frac{\partial \ln H}{\partial \ln q_j} \right] \\ = \beta_{ij} \quad (i, j = 1, 2, \dots, n)$$

Imajući u vidu da su funkcije H homogene funkcije prvog stepena imamo da je

$$(3.67) \quad \sum \frac{\partial \ln H}{\partial \ln q_i} = 1$$

$$(3.68) \quad \sum_{j=1}^n \frac{\partial^2 \ln H}{\partial \ln q_i \partial \ln q_j} = 0 \quad (i = 1, 2, \dots, n)$$

Homotetičnost preferencija implicira sledeću relaciju u pogledu parametara Translog funkcije korisnosti

$$\beta_{mi} = \sigma \alpha_i \quad (i = 1, 2, \dots, n)$$

gde je $\sigma = \frac{\partial^2 F}{\partial \ln H^2}$ pri čemu je korišćen uslov normalizacije (3.55).

Prema tome u sistemu od n jednačina postoji $n - 1$ „homotetičkih“ restrikcija.

Kao što ukazuju autori Christensen, Jorgenson i Lau (1975) translog aproksimacija homotetičke funkcije korisnosti nužno ne obezbeđuje homotetičnost preferencija. Potreban i dovoljan uslov za homotetičnost Translog funkcije korisnosti jeste da je ona homogena odnosno da je

$$(3.69) \quad \sigma = 0.$$

Ova restrikcija poznata je pod nazivom restrikcija homogenosti. Prema tome translog aproksimacija homogenih funkcija je homogena.

Ako je transcendentna direktna funkcija korisnosti istovremeno aditivna i homogena tada sistem jednačina učešća izdataka koji oblikuje Translog model ima jednostavnu strukturu sa konstantnim budžetskim učešćima

$$(3.70) \quad \frac{p_j q_j}{m} = \frac{\alpha_j + \theta \alpha_j \sum \alpha_i \ln q_i}{-1 - \theta \sum \alpha_i \ln q_i} = \alpha_j.$$

Može da se pokaže, Christensen, Jorgenson i Lau (1975), da translog aproksimacija funkcije korisnosti sa jediničnim elasticitetima supstitucije između i -tog i j -tog proizvoda ima iste empirijske implikacije kao i linearno-logaritmaska funkcija korisnosti koja je eksplicitno aditivna i homogena funkcija.

U citiranom radu autori su prikazali empirijske rezultate analize vremenskih serija podataka o izdacima za ličnu potrošnju u SAD-u za period 1929-1972. godine uključujući ocene parametara, direktne i indirektno transcendentne logaritamske funkcije korisnosti zajedno sa statistikama, relevantnim za testiranje hipoteza o aditivnosti i homotetičnosti preferencija.

3.5 ROTERDAMSKI MODEL

Svetski poznati roterdamski ekonometričari H. Theil i A. P. Barten formulisali su model koji je njima u čast nazvan Roterdamski model potrošačke tražnje. Ovaj se model pojavljuje u dve osnovne verzije koje ćemo u nastavku ukratko opisati.

3.5.1 ROTERDAMSKI MODEL SA APSOLUTNIM CENAMA

Model sa apsolutnim cenama formulisao je H. Theil. On je ovaj model primenio u Holandiji u analizi tražnje za četiri široko definisane grupe proizvoda: 1) hrana; 2) piće i duvan; 3) trajna potrošna dobra i 4) ostali proizvodi i usluge na podacima vremenskih serija tržišne statistike u periodima 1922-1939. i 1949-1963.

Polaznu osnovu Roterdamskog modela sa apsolutnim cenama čini sistem jednačina tražnje

$$(3.71) \quad d(\log q_i) = E_i d(\log m) + \sum_{k=1}^n e_{ik}^* d(\log p_k) \quad (i = 1, 2, \dots, n)$$

pomnožen sa w_i , tj. sistem u kome

$$(3.72) \quad w_i d(\log q_i) = \mu_i \left[d(\log m) - \sum_{j=1}^n w_j d(\log p_j) + \sum_{k=1}^n \pi_{ik} d(\log p_k) \right]$$

$$(i = 1, 2, \dots, n)$$

predstavlja i -tu jednačinu tzv. kontinuelne verzije modela sa apsolutnim cenama, gde

$$(3.73) \quad \mu_i = p_i \frac{\partial q_i}{\partial m}$$

$$(3.74) \quad \pi_{ik} = \frac{p_i p_k}{m} s_{ik}$$

označavaju dohodne i (neto) cenovne parametre, pri čemu zavisno promenljiva $w_i d(\log q_i)$ predstavlja tzv. endogenu komponentu promene učešća izdataka za i -ti proizvod u dohotku potrošača.

Imajući u vidu da je budžetsko učešće za i -ti proizvod definisano izrazom $w_i = (p_i q_i)/m$, totalnim diferenciranjem jednačine budžetskog učešća dobija se:

$$(3.75) \quad dw_i = \frac{q_i}{m} dp_i + \frac{p_i}{m} dq_i - \frac{p_i q_i}{m^2} dm$$

tj.

$$(3.76) \quad dw_i = \frac{p_i q_i}{m} \frac{dp_i}{p_i} + \frac{p_i q_i}{m} \frac{dq_i}{q_i} - \frac{p_i q_i}{m} \frac{dm}{m}$$

iz čega sledi

$$(3.77) \quad dw_i = w_i d(\log p_i) + w_i d(\log q_i) - w_i d(\log m).$$

Na osnovu jednačine (3.77) proizlazi da se promena učešća izdataka u dohotku dw_i sastoji iz tri komponente: cenovne, količinske i dohodne. Sa stanovišta potrošača, dohodak i cene predstavljaju egzogeno određene veličine na koje on ne može da utiče, dok količinska komponenta

$$(3.78) \quad w_i d(\log q_i) = \frac{p_i}{m} dq_i$$

predstavlja endogenu komponentu promene budžetskog učešća, zbog čega je ova komponenta uzeta kao zavisno promenljiva veličina u modelu tražnje (Theil, 1975).

Izraz

$$(3.79) \quad d(\log m) - \sum_{j=1}^n w_j d(\log p_j)$$

može da se napiše u obliku

$$(3.80) \quad dm - \sum_{j=1}^n w_j d(\log p_j)$$

i predstavlja logaritamsku promenu realnog dohotka.

Sumiranjem leve i desne strane (3.77) po indeksu i , dobijamo

$$(3.81) \quad d(\log m) - \sum_{i=1}^n w_i d(\log p_i) = \sum_{i=1}^n w_i d(\log q_i)$$

pri čemu su korišćene relacije

$$(3.82) \quad \sum_{i=1}^n w_i = 1 \quad i \quad \sum_{i=1}^n dw_i = 0.$$

Sistem jednačina tražnje (3.72) može se napisati i u obliku

$$(3.83) \quad w_i d(\log q_i) = \mu_i d(\log q) + \sum_{k=1}^n \pi_{ik} d(\log p_k)$$

gde je

$$(3.84) \quad d(\log q) = \sum_{i=1}^n w_i d(\log q_i)$$

logaritamska promena vrednosti lične potrošnje.

Koeficijenti sistema tražnje, μ_i i π_{ik} označavaju dohodni i totalni supstitucionni efekat promena svih cena na endogenu komponentu budžetskog učešća i -tog proizvoda. Ovi koeficijenti ispunjavaju sve opšte uslove koje implicira teorijski model potrošačke traženje:

- 1) uslov aditivnosti,
- 2) uslov homogenosti,
- 3) uslov simetrije i
- 4) uslov Sluckog.

Diskretni oblik jednačine

$$(3.85) \quad dw_i = w_i d(\log p_i) + w_i d(\log q_i) - w_i d(\log m)$$

ima sledeći matematički izraz

$$(3.86) \quad \Delta w_{it} = w_{it}^* Dp_{it} + w_{it}^* Dq_{it} - w_{it}^* Dm_t + O_3$$

tako da diskretna verzija Roterdamskog modela sa apsolutnim cenama ima oblik:

$$(3.87) \quad w_{it}^* Dq_{it} = \mu_i Dq_t + \sum_{k=1}^n \pi_{ik} Dp_{kt} + \varepsilon_{it} \quad (i = 1, 2, \dots, n \quad t = 1, 2, \dots, T)$$

gde je

$$(3.88) \quad Dq_t = \sum_{j=1}^n w_{jt}^* Dq_{jt} \quad (t = 1, 2, \dots, T).$$

Veličine ε_{it} za $i = 1, 2, \dots, n$ predstavljaju slučajnu grešku, odnosno slučajni član u sistemu jednačina tražnje.

Sumiranjem leve i desne strane jednačine (3.87) po indeksu i , dobija se:

$$(3.89) \quad Dq_t = Dq_t + \sum_{i=1}^n \varepsilon_{it}$$

odakle sledi

$$(3.90) \quad D \sum_{i=1}^n \varepsilon_{it} = 0, \text{ za svako } t$$

što znači da su stohastički članovi jednačina tražnje $\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t}, \dots, \varepsilon_{nt}$ linearno zavisni, što omogućava da se jedna jednačina tražnje eliminiše prilikom ocenjivanja parametara modela (3.87).

Budući da jednačine tražnje u Roterdamskom modelu čine jedinstven sistem, neophodno je sve jednačine sistema istovremeno oceniti, što podrazumeva primenu tzv. združenog generalizovanog metoda najmanjih kvadrata.

3.5.2 ROTERDAMSKI MODEL SA RELATIVNIM CENAMA

Model sa relativnim cenama formulisao je roterdamski ekonometričar A. P. Barten.

U izvođenju Roterdamskog modela sa relativnim cenama polazi se od jednačine tražnje

$$(3.91) \quad d(\log q_i) = E_i \left[d(\log m) - \sum_{j=1}^n w_j (\log p_j) \right] + \sum_{k=1}^n e_{ik}^* \left[d(\log p_k) - \sum_{j=1}^n E_j w_j (\log p_j) \right] \quad (i = 1, 2, \dots, n)$$

gde se kao parametri jednačine tražnje javljaju elasticiteti Engela i Frisch-Houthakera . Množenjem leve i desne strane te jednačine sa w_i , dobija se tzv. infinitezimalna verzija Roterdamskog modela sa relativnim cenama

$$(3.92) \quad w_i d(\log q_i) = \mu_i \left[d(\log m) - \sum_{j=1}^n w_j (\log p_j) \right] + \sum_{k=1}^n v_{ik} \left[d(\log p_k) - \sum_{j=1}^n \mu_j d(\log p_j) \right] \quad (i = 1, 2, \dots, n)$$

gde je

$$(3.93) \quad v_{ik} = \frac{p_i p_k}{m} \left(\frac{\partial q_i}{\partial p_k} \right)_{\lambda = const}$$

koeficijent Friš-Hautakera, koji označava korigovanu vrednost specifičnog supstitucionog efekta promene cene k – tog proizvoda.

Diskretna verzija modela sa relativnim cenama ima sledeći oblik:

$$(3.94) \quad w_{it}^* Dq_{it} = \mu_i Dq_t + \sum_{k=1}^n v_{ik} (Dp_{kt} - \sum_{j=1}^n \mu_j Dp_{jt}) + \varepsilon_{it}$$

gde koeficijenti modela μ_i i v_{ik} takođe zadovoljavaju opšte uslove koje teorija potrošačke tražnje postavlja (uslov aditivnosti, uslov homogenosti, uslov simetrije i uslov Sluckog).

Iz praktičnih razloga pretpostavlja se da μ_i i v_{ik} ne zavise od dohotka i cena, tj. da su konstante. Pretpostavka o konstantnim cenovnim koeficijentima v_{ik} u infinitezimalnoj verziji Roterdamskog modela implicira jedinične vrednosti fleksibilnosti novca i svih dodatnih elasticiteta tražnje (Theil, 1971).

Kombinovanjem jednačina

$$e_{ik} = e_{ik}^* - w_k E_i$$

i

$$e_{ik} = e_{ik}^{**} - w_k E_i \left(1 + \frac{E_k}{\lambda} \right)$$

dolazi se do relacije

$$(3.95) \quad \pi_{ik} = v_{ik} - \phi \mu_i \mu_k \quad (i, k = 1, 2, \dots, n)$$

koja izražava vezu između koeficijenta modela (3.87) sa apsolutnim cenama i modela (3.93) sa relativnim cenama.

Elasticitet Friš-Hautakera e_{ik}^{**} , koji figuriše u jednačini koja izražava vezu između elasticiteta Kurnoa i elasticiteta Engela, definisan je na način $e_{ik}^{**} = \frac{p_k}{q_i} \left(\frac{\partial q_i}{\partial p_k} \right)$.

Ovaj elasticitet je izveden iz specifičnog supstitucionog efekta kao komponente fundamentalne jednačine Sluckog u kojoj je totalni supstitucionni efekat razdvojen na opšti i supstitucionni efekat, i pokazuje za koliko se procenata menja tražnja za i -tim proizvodom kada se cena k -tog proizvoda promeni za jedan procenat, pod uslovom da je granična korisnost novca λ konstantna.

Model sa apsolutnim cenama sadrži $n + n^2$ nepoznatih parametara (μ_i i π_{ik}). Zahvaljujući uslovu aditivnosti $\sum_i \mu_i = 1$, uslovu homogenosti koji implicira n ograničenja tipa, $\sum_k \pi_{ik} = 0$ i uslovu simetrije (koji postavlja $n(n-1)/2$ ograničenja

tipa $\pi_{ik} = \pi_{ki}$), ostvaruje se značajna ekonomija u parametrima: ukupan broj slobodnih (nezavisnih) parametara koje treba oceniti iznosi svega:

$$(3.96) \quad n + n^2 - 1 - n - \frac{n(n-1)}{2} = \frac{(n+2)(n-1)}{2}$$

umesto $n + n^2$.

Međutim, iako opšte teorijske restrikcije omogućavaju da se broj nepoznatih parametara, koje treba oceniti na bazi uzorka, redukuje u znatnoj meri, taj broj je još uvek relativno veliki u poređenju sa realno raspoloživim brojem opservacija o potrošnji, dohotku i cenama. Pri tome treba imati u vidu da se broj ovih parametara nesrazmerno brzo uvećava sa povećanjem broja proizvoda, odnosno broja jednačina tražnje.

Roterdamski model sa relativnim cenama (3.93) sadrži takođe $n + n^2$ nepoznatih parametara. Međutim, ovaj model formulisan je tako da omogućuje dalju redukciju broja nepoznatih parametara – uvođenjem pretpostavke o nezavisnosti preferencija. Naime, pretpostavka o nezavisnosti odnosno aditivnosti preferencija implicira da su unakrsni specifični efekti supstitucije jednaki nuli. Stoga je

$$(3.97) \quad v_{ik} = 0 \text{ za } i \neq k \text{ i } v_{ii} = \phi\mu_i$$

pa se model tražnje (3.93) može napisati u obliku:

$$(3.98) \quad w_{it}^* Dq_{it} = \mu_i Dq_t + v_{ii}(Dp_{it} - \sum_{j=1}^n \mu_j Dp_{jt}) + \varepsilon_{it}.$$

Svaka jednačina tražnje sadrži samo jednu deflacionu (relativnu) cenu, tako da ukupan broj nepoznatih parametara iznosi, sada $2n$. Uzimajući u obzir uslove aditivnosti i homogenosti, broj slobodnih parametara svodi se na $2n - 1 - n + 1 = n$ što predstavlja značajnu redukciju u odnosu na broj parametara $(n+2)(n-1)/2$ koje treba oceniti u sklopu modela sa apsolutnim cenama. Zbog toga je model tražnje sa relativnim cenama privlačniji za empirijsku analizu tražnje nego model sa apsolutnim cenama.

Prethodni rezultat ostvaren je, kako ističe Hanić, zahvaljujući veoma restriktivnoj pretpostavci – da su preferencije potrošača nezavisne, odnosno da potreba za jednim proizvodom ne zavisi od potrošnje ostalih proizvoda. Međutim, može se dokazati da se do istog rezultata može doći i pod znatnom relaksacijom pretpostavke o kompletnoj aditivnosti preferencija – uvođenjem pretpostavke o blokovnoj aditivnosti preferencija. Naime, ako postuliramo da je skup od n dobara podeljen na G grupa: $S_1, S_2, \dots, S_g, \dots, S_G$ onda pretpostavka o blokovnoj aditivnosti preferencija implicira da potrebe za proizvodima jedne grupe (ili jednog bloka) ne zavise od potrošnje proizvoda koji pripadaju ostalim grupama proizvoda, odnosno da su grupe proizvoda (a ne pojedinačna dobra) međusobno nezavisna u pogledu potreba.

Kvalitet ekonometrijskog modela zavisi od toga u kojoj se meri regresione jednačine tražnje „prilagođavaju“ empirijskim podacima. Naime, ukoliko se model bolje prilagođava empirijskim podacima, tj. ukoliko su razlike između empirijskih (stvarnih) i na osnovu modela ocenjenih („prognoziranih“) vrednosti potrošnje manje, utoliko je model bolji i utoliko je, po pravilu njegova analitička i prediktivna moć veća, i obrnuto.

Koeficijent determinacije, koji predstavlja najpopularniju statističku meru kvaliteta prilagođavanja, ne može da posluži za merenje stepena prilagođavanja modela kompletnih sistema regresionih jednačina tražnje. To se može lako videti na primeru koji navodi Hanić (1990): ako se dva modela, M_1 i M_2 , koriste za ocenu kompletnog sistema tražnje, sastavljenog od, recimo, deset grupa proizvoda i ako, na primer, postoji šest jednačina tražnje za koje model M_1 ima veće vrednosti koeficijenata determinacije, a četiri jednačine za koje je model M_2 bolji (mereno koeficijentom determinacije), onda nije po sebi jasno koji je model, uzeto u celini bolje prilagođen empirijskim podacima, pogotovu ako se, recimo, poslednje četiri jednačine odnose na grupe proizvoda čije je zajedničko učešće u dohotku veće od učešća svih preostalih šest grupa proizvoda.

Da bi se izbegla mogućnost pogrešnog (i kontradiktornog) zaključivanja potrebno je definisati agregatnu meru koja će zavisiti od kvaliteta prilagođavanja svih jednačina, tj. koja će na sintetički način izraziti kvalitet prilagođavanja sistema jednačina tražnje empirijskim podacima. Jednu takvu meru definisao je Theil (1965) na sledeći način

$$(3.99) \quad I_t(w_t; \hat{w}_t) = \sum_{i=1}^n w_{it} \log \frac{w_{it}}{\hat{w}_{it}}$$

gde w_{it} označava empirijsku, a \hat{w}_{it} na osnovu modela ocenjenu vrednost učešća izdataka za i -tu robu u dohotku potrošača, u godini t .

Budući da je $\sum_{i=1}^n w_{it} = 1$ i $\sum_{i=1}^n \hat{w}_{it} = 1$, za svako $t = 1, 2, \dots, T$ ocenjene vrednosti budžetskih učešća

$$(3.100) \quad \hat{w}_t = (\hat{w}_{1t}, \hat{w}_{2t}, \dots, \hat{w}_{nt})$$

možemo, formalno gledano, shvatiti kao verovatnoće *a priori*, a empirijske vrednosti budžetskih učešća

$$(3.101) \quad w_t = (w_{1t}, w_{2t}, \dots, w_{nt})$$

kao verovatnoće *a posteriori*. U skladu s tim, desnu stranu izraza (3.99) možemo interpretirati kao očekivanu informaciju sadržanu u poruci koja transformiše ocenjene vrednosti budžetskih učešća, kao *apriorne* verovatnoće, u realizovane vrednosti budžetskih učešća, kao *aposteriorne* verovatnoće (Hanić, 1990).

Ako se ocenjene (prognozirane) vrednosti budžetskih učešća (*apriorne* verovatnoće) potpuno poklapaju sa odgovarajućim empirijskim (realizovanim) budžetskim učešćima (*aposteriornim* verovatnoćama), vrednost izraza (3.99) biće jednaka nuli. Kada je $w_{it} \neq$

\hat{w}_{it} bar za jednu vrednost indeksa i , onda je $I_t(w_t: \hat{w}_t) > 0$; ukoliko su razlike $|w_t - \hat{w}_t|$ veće, utoliko je veća vrednost izraza (3.99). Stoga se $I_t(w_t: \hat{w}_t)$ može koristiti kao indikator kvaliteta prilagođavanja modela, formulisanog u obliku sistema regresionih jednačina, empirijskim podacima.

Iz prethodnih razmatranja proizlazi da je nepreciznost (netačnost ili greška) predviđanja relativnih izdataka utoliko veća, ukoliko je poruka koja transformiše apriorne verovatnoće (3.100) a *posterirone* verovatnoće (3.101) „informativnija“. Zbog toga meru Theil (1965) naziva informacionu netačnost (Information Inaccuracy) prognoza $\hat{w}_{1t}, \dots, \hat{w}_{nt}$ u odnosu na realizaciju.

Mera I_t predstavlja indikator kvaliteta prilagođavanja modela podacima u godini t , pri čemu je nivo kvaliteta prilagođavanja modela utoliko viši ukoliko je vrednost I_t manja. Izraz:

$$(3.102) \quad I(w: \hat{w}) = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T I_t(w_t: \hat{w}_t)$$

predstavlja prosečnu meru kvaliteta prilagođavanja modela u periodu $(1, T)$ obuhvaćenim uzorkom. Analogno izrazu (3.102) može se definisati mera koja bi predstavljala indikator kvaliteta prilagođavanja u određenom periodu iz intervala $(1, T)$.

Rezultati empirijskih istraživanja do kojih je Theil (1965) došao primenom Roterdamskog modela sa apsolutnim cenama, Roterdamskog modela sa relativnim cenama, Linearnog sistema izdataka i Adilog modela na podatke za Holandiju, pokazali su da se Roterdamski model sa apsolutnim cenama najbolje prilagođava empirijskim podacima. Na drugo i treće mesto respektivno dolaze Roterdamski model sa relativnim cenama i Linearni sistem izdataka, dok se Adilog model najslabije prilagođava holandskim podacima o potrošnji posmatranih grupa proizvoda. Hanić (1990) smatra da je ovakve rezultate trebalo očekivati, s obzirom na restriktivni karakter pretpostavki o indirektnoj, odnosno direktnoj aditivnosti preferencija.

3.6 SKORO SAVRŠEN SISTEM TRAŽNJE

Skoro savršen sistem tražnje (Almost Ideal Demand System – AIDS) formulisali su Deaton i Muellbauer 1980. godine. Poređenjem ovog modela sa Roterdamskim i Translog modelom, ova dva autora su zaključili da je AIDS model najnapredniji u pogledu ispunjavanja uslova koje teorijski model potrošačke tražnje implicira. Deaton i Muellbauer su izvršili empirijsku analizu lične potrošnje u Velikoj Britaniji na osnovu dvadesetogodišnje vremenske serije podataka, 1954-1974, pri čemu su proizvodi grupisani u osam grupa 1) hrana; 2) alkoholna pića i duvan; 3) odeća; 4) stanovanje; 5) gorivo; 6) transportne usluge; 7) komunikacione usluge; i 8) ostala dobra i usluge.

Da bismo lakše sagledali karakteristike AIDS modela, instruktivno je prvo dati objašnjenje PIGLOG odnosno PIGL klase modela, kojoj model AIDS pripada. Klasi PIGL modela pripadaju svi modeli linearnih Engelovih krivih, kao npr. Linearni sistem izdataka, zatim kvadratna funkcija korisnosti kao poseban slučaj, čak i slabo restriktivna forma indirektnog Translog modela.

Vrednost izraza

$$(3.103) \quad \bar{w}_i = \sum_h p_i q_{ih} / \sum_h x_h = \sum_h x_i w_{ih} / \sum_h x_h$$

koji predstavlja prosečno budžetsko učešće, zavisi od cena i kompletne distribucije vektora (x_1, x_2, \dots, x_h) . Prosečno budžetsko učešće takođe može biti izraženo kao funkcija cena i pojedinačnog skalara x_0 , gde x_0 predstavlja poziciju distribucije x_s , kao reprezentativnog budžetskog nivoa. Muellbauer (1975) je dokazao da za x_0 jednačina individualnog budžetskog učešća

$$(3.104) \quad \sum_h x_i w_{ih}(x_h, p) / \sum_h x_h = w_i\{x_0(x_1, x_2, \dots, x_H, p), p\}$$

poseduje generalizovanu linearnu (GL) formu

$$(3.105) \quad w_{ih}(x_h, p) = v_h(x_h, p)A_i(p) + B_i(p) + C_{ih}(p)$$

gde su v_h, A_i, B_i i C_{ih} funkcije koje ispunjavaju uslov $\sum_i A_i = \sum_i C_{ih} = \sum_h C_{ih} = 0$ i $\sum_i B_i = 1$.

Kako je $x_0 = \bar{x}$ u funkciju tražnje je moguće uključiti bilo koju, a ne samo prosečnu vrednost. Slučaj u kome je x_0 cenovno nezavisan, odnosno u kome x_0 zavisi samo od individualnog x_s je posebno značajan, i moguć jedino ako je

$$(3.106) \quad v_h(x_h, p) = \left\{1 - \left(\frac{x_h}{k_h}\right)^{-\alpha}\right\}^{\alpha^{-1}}$$

gde su α i k_h konstantne i nezavisne od funkcije x_h , dok p varira od domaćinstva do domaćinstva. Ovo je slučaj za koji kažemo da je budžetsko učešće „cenovno nezavisna generalizovana linearna“ forma (PIGL).

Uz pretpostavku da je ponašanje individualnog potrošača konzistentno, funkcija troškova koja odgovara PIGL formi ima sledeći matematički izraz

$$(3.107) \quad \{c(u_h, p)/k_h\}^\alpha = (1 - u_h)\{a(p)\}^\alpha + u_h\{b(p)\}^\alpha.$$

Logaritmovanjem jednačine (3.107), dobijamo PIGLOG formu

$$(3.108) \quad \log\{c(u_h, p)/k_h\} = (1 - u_h) \log\{a(p)\} + u_h \log\{b(p)\}$$

u kojoj $a(p)$ i $b(p)$ su linearno homogene konkavne funkcije.

Opšti oblik funkcije troškova $c(u, p)$, za datu korisnost u i vektor cena p , nezavisno od reprezentativnog domaćinstva k_h , jeste

$$(3.109) \quad \log c(u, p) = (1 - u) \log\{a(p)\} + \log\{b(p)\}.$$

Uz određene izuzetke, u uzima vrednosti između 0 i 1, tako da su funkcije $a(p)$ i $b(p)$ pozitivne linearno homogene funkcije koje se mogu posmatrati kao funkcije troškova života, odnosno troškova blagostanja.

Da bi funkcija troškova imala fleksibilnu formu, neophodno je da ima dovoljan broj parametara za ocenjivanje modela.

Ako $\log a(p)$ i $\log b(p)$ izrazimo ovako

$$(3.110) \quad \log a(p) = \alpha_0 + \sum_k \alpha_k \log p_k + \frac{1}{2} \sum_k \sum_j \gamma_{kj}^* \log p_k \log p_j$$

$$(3.111) \quad \log b(p) = \log a(p) + \beta_0 \prod_k p_k^{\beta_k}$$

tada se AIDS funkcija troškova može zapisati u obliku

$$(3.112) \quad \log c(u, p) = \alpha_0 + \sum_k \alpha_k \log p_k + \frac{1}{2} \sum_k \sum_j \gamma_{kj}^* \log p_k \log p_j + u \beta_0 \prod_k p_k^{\beta_k}$$

gde su α_i, β_i i γ_{ij}^* parametri modela.

Vidimo da je $c(u, p)$ linearno homogena funkcija po p , pri čemu je $\sum_i \alpha_i = 1$, $\sum_j \gamma_{kj}^* = \sum_k \gamma_{jk}^* = \sum_j \beta_j = 0$.

Na osnovu prethodno navedenih relacija mogu da se izvedu jednačine budžetskog učešća kao funkcije cena i korisnosti:

$$(3.113) \quad \log c(u, p) = w_i = \alpha_i + \sum_j \gamma_{ij} \log p_j + \beta_i u \beta_0 \prod_k p_k^{\beta_k}$$

pri čemu je

$$(3.114) \quad \gamma_{ij} = \frac{1}{2} (\gamma_{ij}^* + \gamma_{ji}^*).$$

Maksimizacijom korisnosti potrošača za date ukupne izdatke $c(u, p)$ izražene u inverznom obliku, odnosno u obliku indirektno funkcije korisnosti, gde je korisnost u funkcija od p i q , dobija se da je budžetsko učešće funkcija od p i q , tako da funkcija tražnje izražena u vidu budžetskog učešća ima oblik

$$(3.115) \quad w_i = \alpha_i + \sum_j \gamma_{ij} \log p_j + \beta_i \log\{q/P\} \quad (i = 1, 2, \dots, n).$$

U jednačini (3.115) P označava cenovni indeks koji je definisan na sledeći način

$$(3.116) \quad \log P = \alpha_0 + \sum_k \alpha_k \log p_k + \frac{1}{2} \sum_k \sum_j \gamma_{kj} \log p_k \log p_j.$$

U AIDS modelu, kao što vidimo, figurišu učešća izdataka koja su linearno povezana sa logaritamskim vrednostima realnih ukupnih izdataka i cena.

Uz obezbeđivanje ograničenja parametara AIDS modela

$$\sum_{i=1}^n \alpha_i = 1 \quad \sum_{i=1}^n \gamma_{ij} = 0 \quad \sum_{i=1}^n \beta_i = 0 \quad \sum_j \gamma_{ij} = 0 \quad \gamma_{ij} = \gamma_{ji}.$$

Muellbauer (1975) navodi da je tačna agregacija podatka moguća ukoliko je ponašanje individualnog domaćinstva h opisano generalizacijom modela (3.115), odakle sledi da je

$$(3.117) \quad w_{ih} = \alpha_i + \sum_j \gamma_{ij} \log p_j + \beta_i \log\{q_h/k_h P\}.$$

Agregiranjem učešća izdataka za i -te grupe proizvoda, kao i agregiranje ukupnih izdataka svih domaćinstava \bar{w}_i se može izraziti na sledeći način:

$$(3.118) \quad \bar{w}_i = \alpha_i + \sum_j \gamma_{ij} \log p_j - \beta_i \log P + \beta_i \left\{ \sum_h q_h \log\left(\frac{q_h}{k_h}\right) / \sum_h q_h \right\}.$$

Agregat indeksa k se može napisati kao

$$(3.119) \quad \log\left(\frac{\bar{q}}{k}\right) = \sum_h q_h \log\left(\frac{q_h}{k_h}\right) / \sum_h q_h$$

gde je \bar{q} prosek ukupnih izdataka q_h .

$$(3.120) \quad \bar{w}_i = \alpha_i + \sum_j \gamma_{ij} \log p_j + \beta_i \log\left(\frac{\bar{q}}{kP}\right).$$

Ukoliko svako domaćinstvo ima iste preferencije ($k_h = 1$), u tom slučaju k bi reprezentovao indeks jednakosti distribucije dohotka svih domaćinstava.

AIDS ima opšti oblik poput Roterdamskog i Translog modela, ali i veoma fleksibilnu funkcionalnu formu.

Deaton i Muellbauer (1980) ističu da AIDS model pruža arbitrarnu aproksimaciju prvog reda bilo kog sistema tražnje, zadovoljava aksiom izbora potrošača, savršeno agregira

izdatke prema potrošaču bez uvođenja paralelnih linearnih Engelovih krivih, uzima funkcionalnu formu koja odgovara podacima o porodičnim budžetima, jednostavan je za primenu, izbegava potrebu za nelinearnim ocenjivanjima, i može se koristiti za testiranje restrikcija u pogledu homogenosti i simetrije preko linearnih ograničenja za fiksne parametre.

Skoro savršen sistem tražnje u empirijskim istraživanjima primenjivali su Blanciforti i Green (1983), Fulponi (1989), Mergos i Donatos (1989), Barten (1993), Chern *et al.* (2003), LaFrance (2004), Sahinli i Ozcelik (2015), Ojoko i Umbugadu (2016), Henningsen (2017), i drugi autori. Određeni broj istraživača koristio je posebnu verziju AIDS modela - linearnu aproksimaciju skoro savršenog Sistema tražnje (LA/AIDS): Abdulai *et al.* (1999), Chern *et al.* (2003), Yeong-Sheng *et al.* (2008), Siami-Namini (2017) i dr.

3.7 KVADRATNI SKORO SAVRŠEN SISTEM TRAZNJE

Banks, Blundell i Lewbel (1997) su postavili novi unapređen model Skoro savršenog sistema tražnje - Kvadratni skoro savršen sistem tražnje (Quadratic Almost Ideal Demand System – QUAIDS). Oni su izveli potpuno novu klasu integrabilnih kvadratno-logaritamskih sistema učešća izdataka, ocenivši specifikaciju ovog modela na bazi podataka britanskih domaćinstava za period 1970-1986. Autori su postavili cilj da razviju model koji može opisati obrasce ponašanja potrošača koji su konzistentni sa teorijom ponašanja potrošača, odnosno teorijskim modelom potrošačke tražnje i poslužiti kao osnova za analizu blagostanja.

Navedeni autori su razvili novu klasu kompletnih sistema jednačina tražnje koje uključuju logaritam dohotka kao vodeći indikator u modelu učešća izdataka i dodatne uslove višeg reda dohotka. Novoj klasi modela postavljen je zahtev da koeficijenti dohotka višeg reda budu cenovno zavisni.

Najjednostavnija opšta forma tražnje konzistentna sa empirijskim istraživanjima Engelovih krivih jeste

$$(3.121) \quad w_i = A_i(p) + B_i(p) + C_i(p)g(q)$$

gde je \mathbf{p} vektor cena, $q = m/a(\mathbf{p})$ i $A_i(\mathbf{p})$, $B_i(\mathbf{p})$, $C_i(\mathbf{p})$ i $g(q)$ diferencijalne funkcije.

Svi tačno agregirani sistemi tražnje u obliku jednačine (3.121) koji su izvedeni iz maksimuma korisnosti su

$$C_i(\mathbf{p}) = d(\mathbf{p})B_i(\mathbf{p}).$$

Za neku funkciju $d(\mathbf{p})$, u kojoj je rang jednak ili manji od tri, kvadratno logaritmovano budžetsko učešće izvedeno iz indirektno funkcije korisnosti ima oblik

$$(3.122) \quad \ln U_I = \left\{ \left[\frac{\ln m - \ln a(p)}{b(p)} \right]^{-1} + \lambda(p) \right\}^{-1}$$

gde je

$$(3.123) \quad \frac{[\ln m - \ln a(p)]}{b(p)}.$$

Indirektna funkcija korisnosti PIGLOG sistema tražnje, uz uslov da je izraz λ diferencijabilna, homogena funkcija nultog stepena homogenosti u odnosu na cene \mathbf{p} je oblika

$$(3.124) \quad \lambda(p) = \sum_{i=1}^n \lambda_i \ln p_i, \quad \text{gde je } \sum_i \lambda_i = 0.$$

Na osnovu Rojeve teoreme proizlazi da je i -to budžetsko učešće dato u obliku jednačine

$$(3.125) \quad w_i = \frac{\partial \ln a(p)}{\partial \ln p_i} + \frac{\partial \ln b(p)}{\partial \ln p_i} (\ln q) + \frac{\partial \lambda}{\partial \ln p_i} * \frac{1}{b(p)} (\ln q)^2$$

koja je kvadratna u $\ln q = \ln m - \ln a(p)$, a član $\ln a(p)$ ima translog formu

$$(3.126) \quad \ln a(p) = \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_i \ln p_i + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \ln p_i \ln p_j$$

i $b(p)$ je Kob-Daglasov cenovni agregatni indeks

$$(3.127) \quad b(p) = \prod_{i=1}^n p_i^{\beta_i}.$$

Na osnovu jednačina (3.122), (3.124), (3.126) i (3.127) izveden je Kvadratni skoro savršen sistema tražnje

$$(3.128) \quad w_i = \alpha_i + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \ln p_j + \beta_i \ln \left[\frac{m}{a(p)} \right] + \frac{\lambda_i}{b(p)} \left\{ \ln \left[\frac{m}{a(p)} \right] \right\}^2.$$

Dohodni elasticiteti, cenovni elasticiteti Kurnoa i Sluckog QUAIDS modela mogu se izračunati na sledeći način

$$(3.129) \quad E_i = \frac{\mu_i}{w_i} + 1$$

gde je

$$(3.130) \quad \mu_i = \frac{\partial w_i}{\partial \ln m} = \beta_i + \frac{2\lambda_i}{b(p)} \left\{ \ln \left[\frac{m}{a(p)} \right] \right\},$$

$$(3.131) \quad e_{ij}^u = \frac{\mu_{ij}}{w_i} - \delta_{ij}$$

δ_{ij} Krenekerova delta

$$(3.132) \quad \mu_{ij} = \frac{\partial w_i}{\partial \ln p_j} = \gamma_{ij} - \mu_i(\alpha_j + \sum_{k=1}^n \gamma_{jk} \ln p_k - \frac{\lambda_i \beta_j}{b(p)} \left\{ \ln \left[\frac{m}{a(p)} \right] \right\}^2)$$

i

$$(3.133) \quad e_{ij}^c = e_{ij}^u + e_i w_j$$

pri čemu poslednja relacija pokazuje kako se na osnovu poznatih elasticiteta Kurnoa mogu izračunati cenovni elasticiteti Sluckog.

U poslednje dve decenije sve veći broj autora koristio je QUAIDS model: Ryan i Wales (1999), Abdulai (2002), Xi, Mittelhammer i Heckelei (2004), Mittal (2006), Barnett i Usui (2007), Poi (2012), Dybczak *et al.* (2014), De Agostini (2014), Gostkowski (2018), i drugi.

4. ALTERNATIVNI PRISTUPI EMPIRIJSKOJ ANALIZI POTROŠAČKE TRAZNJE

U zavisnosti od toga da li se tražnja određenog proizvoda posmatra izolovano, tj. nezavisno od tražnje za ostalim proizvodima ili kompleksno, odnosno celovito, tj. tako da se tražnja za određenim proizvodom posmatra kao element sistema tražnje koji je povezan sa ostalim elementima, odnosno proizvodima koji ulaze u potrošnju datog potrošača, razlikujemo dva osnovna pristupa: (1) kompleksni pristup i (2) parcijalni pristup proučavanja potrošačke tražnje (Parks, 1969).

4.1 KOMPLEKSNI PRISTUP EMPIRIJSKOJ ANALIZI POTROŠAČKE TRAZNJE

Kompleksni pristup odlikuje se po tome što se, kao što je rečeno u prethodnom poglavlju, procesu formiranja tražnje, odnosno potrošnje pristupa kompleksno tj., sistemski, odnosno celovito u tom smislu da se proces formiranja tražnje posmatra kao jedan simultani proces koji podrazumeva da potrošač prilikom donošenja odluke o kupovini jednog proizvoda uzima u obzir njegovu povezanosti sa drugim proizvodima u procesu potrošnje. Ovaj pristup zasniva se na teorijskom (Paretovom) modelu potrošačke tražnje koji zapravo polazi od datog potrošača koji kupuje n proizvoda, koji oblikuju strukturu njegove lične potrošnje. Kompleksni pristup implicira da se u empirijskoj analizi tražnje polazi od sistema funkcija tražnje

$$(4.1) \quad \begin{aligned} q_1 &= f_1(m, p_1, p_2, \dots, p_n) \\ q_2 &= f_2(m, p_1, p_2, \dots, p_n) \\ &\vdots \\ q_n &= f_n(m, p_1, p_2, \dots, p_n) \end{aligned}$$

Prvi korak u empirijskoj analizi tražnje (lične potrošnje, potrošnje domaćinstava) podrazumeva da se izabere konkretna analitička forma, odnosno da se postavi konkretna ekonometrijska specifikacija modela

$$(4.2) \quad \begin{aligned} q_1 &= f_1(m, p_1, p_2, \dots, p_n) + \varepsilon_1 \\ q_2 &= f_2(m, p_1, p_2, \dots, p_n) + \varepsilon_2 \\ &\vdots \\ q_n &= f_n(m, p_1, p_2, \dots, p_n) + \varepsilon_n. \end{aligned}$$

U skladu sa razlikovanjem ekonometrijskog (4.2) od matematičkog modela (4.1), početna specifikacija ekonometrijskog modela podrazumeva izbor funkcionalne forme f_i ($i =$

1, 2, ..., n) i uvođenje stohastičkog člana, tako da ekonometrijski model kompletnih sistema regresionih jednačina (4.2) sadrži sistematsku komponentu koja prema izabranoj matematičkoj formi generiše varijaciju u dohotku potrošača i cenama pojedinih proizvoda) i stohastičku komponentu ε_i ($i = 1, 2, \dots, n$) koja generiše slučajni mehanizam formiranja tražnje, obuhvatajući sve druge činioce koji na slučajan, međusobno nezavisan način, utiču na strukturu potrošnje pri čemu je pojedinačni uticaj u svakom od tih, modelom neobuhvaćenih varijabli na tražnju za pojedinim proizvodima, relativno mali.

U prethodnom poglavlju, razmatrani su funkcionalni oblici odnosno ekonometrijske specifikacije kompletnih sistema regresionih jednačina tražnje koji su u potpunosti ili delimično u skladu sa postavkama i restrikcijama teorijskog modela potrošačke tražnje, koji je detaljno razmatran u drugom poglavlju disertacije i koji predstavljaju fundamentalne funkcionalne oblike koji su do sada korišćeni u empirijskim istraživanjima potrošačke tražnje, odnosno lične potrošnje ili potrošnje domaćinstava u nacionalnim okvirima pojedinih zemalja: Linearni sistem izdataka, Adilog model, Translog model, Roterdamski model sa apsolutnim i relativnim cenama, AIDS i QUAIDS model. U prethodnom poglavlju analizirane su karakteristike navedenih funkcionalnih oblika kompletnih sistema regresionih jednačina, dok su u prvom poglavlju navedeni ekonometričari koji su ove modele primenjivali u analizi potrošnje u ekonomijama pojedinih zemalja, testirali njihovu usaglašenost sa zahtevima koje postavlja teorijski model potrošačke tražnje (uslov aditivnosti sistema tražnje, uslov homogenosti nultog stepena jednačina tražnje, uslov odnosno teoremu Sluckog i uslov simetrije Sluckog, odnosno uslov simetrije koeficijenata elastičnosti Hiks-Alena) i upoređivali rezultate koji se dobijaju primenom alternativnih modela kompletnih sistema regresionih jednačina tražnje.

Kao što je u prethodna dva poglavlja pokazano, rezultati teorijskog modela potrošačke tražnje prikazani u obliku relacija između elasticiteta, odnosno parametara sistema tražnje i drugih ograničenja, obezbeđuju da se broj nepoznatih parametara koje sadrže pojedini modeli kompletnih sistema znatno redukuje. Ukupan broj preostalih parametara koje treba oceniti na osnovu uzorka opservacija i dalje je relativno veliki. Na primer, model formulisan u obliku sistema jednačina

$$\begin{aligned}
 & \log q_1 = \alpha_1 + \beta_{10} \log m + \beta_{11} \log p_1 + \beta_{12} \log p_2 + \dots + \beta_{1n} \log p_n + \varepsilon_1 \\
 (4.3) \quad & \log q_2 = \alpha_2 + \beta_{20} \log m + \beta_{21} \log p_1 + \beta_{22} \log p_2 + \dots + \beta_{2n} \log p_n + \varepsilon_2 \\
 & \quad \vdots \\
 & \log q_n = \alpha_n + \beta_{n0} \log m + \gamma_{n1} \log p_1 + \gamma_{n2} \log p_2 + \dots + \gamma_{nn} \log p_n + \varepsilon_n
 \end{aligned}$$

sadrži $n(n+2)$ tako da na primer u analizi potrošnje domaćinstava gde je ukupna potrošnja razložena, kao što to metodologija EU u ovoj oblasti zahteva, na 12 grupa, model sadrži ukupno $12(12+2)$, tj. 168. Bez pomoći koju pruža teorijski model potrošačke tražnje u vidu restrikcija odnosno relacija parametara modela, ovaj primer pokazuje da ocenjivanje svih 168 parametara podrazumeva da raspolažemo vremenskom

serijom podataka koja je duga najmanje 169 godina ako se parametri ocenjuju na osnovu vremenskih serija tržišne statistike. Zbog toga se u analizi potrošnje domaćinstava ukupna potrošnja razlaže na manji broj grupa, tako da se uz korišćenje rezultata teorije potrošačke tražnje mogu relativno pouzdano oceniti parametri na osnovu realno raspoloživih podataka vremenskih serija tržišne statistike.

Drugi način da se primeni kompleksan pristup u analizi tražnje, odnosno potrošnje domaćinstava i ocenjivanju parametara uticaja dohotka i cena na potrošnju jeste uvođenje pretpostavki o strukturi preferencija potrošača. Kao što je u prethodnim poglavljima rečeno u cilju redukcije broja nepoznatih parametara koje treba oceniti često se uvode pretpostavke o aditivnosti, odnosno nezavisnosti preferencija, pretpostavka o separabilnim preferencijama, tj. pretpostavka o blokovnoj aditivnosti preferencija, pretpostavka o homotetičkim preferencijama i sl.

Treći pristup koji obezbeđuje ocenjivanje parametara na osnovu dovoljno velikog broja opservacija, a koji je primenjen u disertaciji, zasniva se na analizi potrošnje na osnovu podataka anketa o potrošnji, pri čemu su podgrupe koje pripadaju jednoj od 12 grupa definisanih klasifikacijom Evropske agencije za statistiku, posmatrane kao elementi sistema, odnosno kao jednačine koje oblikuju kompletan sistem potrošačke tražnje koji zapravo predstavlja samo jedan od podistema potrošnje. Ovaj pristup se temelji na činjenicama da su grupe u COICOP nomenklaturi široko definisane i kao takve međusobno nezavisne, i činjenici da domaćinstva obuhvaćena anketama na određenom nacionalnom području, koja se anketiraju u određenom relativno kratkom vremenskom periodu, najčešće od godinu dana, a koja žive na različitim područjima, odnosno regionima date zemlje, analizirane proizvode kupuju po različitim cenama, što omogućava da se prilikom kvantifikovanja uticaja dohotka na tražnju, na osnovu anketa o potrošnji, u model kompletnih sistema regresionih jednačina uključe i cene kao eksplanatorne varijable i time egzaktnije utvrdi uticaj dohotka na potrošnju.

4.2 PARCIJALNI PRISTUP EMPIRIJSKOJ ANALIZI POTROŠAČKE TRAZNJE

Zbog metodoloških problema koji se javljaju prilikom ocenjivanja parametara kompletnih sistema regresionih jednačina, u empirijskoj analizi tražnje, češće se koristi parcijalni pristup koji podrazumeva da se tražnja za određenim proizvodom $q = q(m, p_1, p_2, \dots, p_n)$ posmatra izolovano od tražnje za ostalim proizvodima koji ulaze u ličnu potrošnju potrošača. Parcijalni pristup, prema tome, podrazumeva da se tražnja modelira pomoću jedne jednačine. Parametri odabrane funkcionalne forme f regresione jednačine ocenjuju se nezavisno od ostalih jednačina potrošačke tražnje zbog čega se ovaj pristup i naziva parcijalnim pristupom. U slučaju specifikacije sa konstantnim dohodnim i cenovnim elasticitetima jednačine tražnje

$$(4.4) \quad \log q = \alpha + \beta \log m + \gamma_1 \log p_1 + \gamma_2 \log p_2 + \dots + \gamma_n \log p_n + \varepsilon$$

parametri $\alpha, \beta, \gamma_1, \gamma_2, \dots, \gamma_n$ ocenjuju se metodom najmanjih kvadrata koji je znatno jednostavniji od odgovarajućeg metoda (najčešće nazvanog) združenog metoda najmanjih kvadrata.

U ekonometrijskoj specifikaciji (4.4) figuriše $n + 2$ parametra za koji je potreban znatno manji broj opservacija nego u slučaju kada ekonometrijska specifikacija sadrži n regresionih jednačina. Parcijalni pristup ili parcijalno modeliranje tražnje, tj. empirijska analiza tražnje odnosno potrošnje, zasnovana na parcijalnom pristupu često se u ekonometrijskoj analizi potrošačke tražnje naziva modeliranjem tražnje pomoću metoda ili modela jedne regresione jednačine.

Osnovno metodološko pitanje, koje se posebno razmatra u poglavlju šest, zasnovano na modelu jedne jednačine jeste izbor oblika regresione funkcije koja će u posmatranom vremenskom periodu na najbolji mogući način da izrazi zavisnost tražnje datog proizvoda od cene tog proizvoda, cena ostalih proizvoda i dohotka potrošača.

Prilikom izbora oblika jednačine tražnje vodi se računa o tome da izabrana funkcionalna forma, odnosno ekonometrijska specifikacija predstavlja adekvatnu empirijsku aproksimaciju podataka o potrošnji, dohotku i cenama, zatim da parametri imaju jasnu ekonomsku interpretaciju, da je postupak ocenjivanja parametara relativno jednostavan i da ocene parametara dobijene na osnovu uzoračkih opservacija imaju poželjna svojstva, kao što su linearnost, nepristasnost, konzistentnost, egzostivnost, efikasnost itd. (Hanić, 2018).

Za merenje stepena prilagođavanja konkretne ekonometrijske specifikacije koriste se različite statističke mere poput koeficijenta determinacije, informacionih kriterija i drugih koji su objašnjeni u šestom poglavlju disertacije.

Najprecizniju i najjasniju matematičku i ekonomsku interpretaciju imaju parametri linearne specifikacije

$$(4.5) \quad q = \alpha + \beta_0 m + \beta_1 p_1 + \beta_2 p_2, \dots, \beta_n p_n + \varepsilon$$

gde parametri $\beta_0, \beta_1, \beta_2, \dots, \beta_n$ predstavljaju prve parcijalne izvode varijable q po varijablama m, p_1, p_2, \dots, p_n . Sledstveno tome, parametar uz varijablu koja označava dohodak m , tj. parametar β_0 pokazuje za koliko se jedinica menja potrošnja datog proizvoda kada se dohodak potrošača promeni za jednu novčanu jedinicu pri nepromenjenim cenama svih proizvoda; parametar uz cenu prvog proizvoda, tj. parametar β pokazuje za koliko se jedinica menja potrošnja posmatranog proizvoda kada se promeni cena prvog proizvoda za jednu novčanu jedinicu, a cene svih ostalih proizvoda i (nominalni) dohodak ostanu na istom nivou. Analogno se tumače i ostali cenovni parametri.

U specifikaciji funkcionalne forme sa konstantnim elasticitetima parametri uz logaritamske vrednosti eksplanatornih varijabli predstavljaju elasticitete potrošnje u odnosu na promenu odgovarajuće eksplanatorne varijable. Tako na primer, parametar β predstavlja elasticnost potrošnje posmatranog proizvoda u odnosu na dohodak potrošača i pokazuje za koliko će se procenata promeniti potrošnja datog proizvoda kada se dohodak potrošača promeni za 1% pri nepromenjenim cenama svih proizvoda; parametar uz cenu prvog proizvoda, tj. parametar β_1 predstavlja koeficijent elasticnosti potrošnje datog proizvoda u odnosu na cenu prvog proizvoda i, sledstveno, pokazuje za koliko se procenata menja potrošnja posmatranog proizvoda kada se promeni cena prvog proizvoda za 1%, a cene svih ostalih proizvoda i (nominalni) dohodak ostanu na istom nivou. Analogno se tumače i ostali cenovni parametri, odnosno cenovni elasticiteti tražnje.

Linearne specifikacije, dvostruko-logaritamske i druge specifikacije koje se podesnim transformacijama svode na linearne, kao što je objašnjeno u šestom poglavlju, ocenjuju se jednostavnom metodom najmanjih kvadrata koji, pod određenim pretpostavkama, ujedno predstavlja najefikasniji metod ocenjivanja parametara.

Linearnost podrazumeva da ocene parametara budu definisane kao linearne funkcije opserviranih vrednosti iz uzorka; nepristrasnost podrazumeva da očekivana vrednost ocene odgovarajućeg parametra bude jednaka vrednosti nepoznatog parametra koji se ocenjuje; konzistentnost ocene podrazumeva da varijansa ocene parametra uzorka teži ka nuli kada se veličina uzorka neograničeno povećava; egzostivnost da se ocena parametara populacije dobija na osnovu dovoljne količine informacija koje uzorak sadrži, dok efikasnost ocene predstavlja poželjno svojstvo ocene uzorka, odgovarajućeg nepoznatog parametra populacije koje podrazumeva da je ocena dobijena metodom koji obezbeđuje minimalnu varijansu, odnosno minimalnu standardnu grešku, tako da ni jedan drugi metod ocenjivanja u poređenju sa odabranim metodom (najčešće metodom najmanjih kvadrata) ne može da obezbedi manju standardnu grešku (Hanić, 2018).

Pored navedenih osobina, poželjno je da uzoračke ocene odgovarajućih parametara populacije zadovoljavaju i određene uslove koje teorija potrošačke tražnje postavlja. U slučaju navedene ekonometrijske specifikacije (4.4) teorija potrošačke tražnje zahteva da je

$$(4.6) \quad \sum \beta_{ij} = -\beta_0$$

gde b_{ij} i b_0 predstavljaju ocene parametara β_{0ij} i β_0 . Navedena relacija, kao što je istaknuto u drugom poglavlju, odražava svojstvo homogenosti funkcija tražnje koje implicira da je suma cenovnih elasticiteta Kurnoa jednaka dohodnom elasticitetu Engela sa suprotnim predznakom. Prethodna relacija podrazumeva da se u empirijskoj specifikaciji modela tražnje (4.4) varijabla m odnosi na nominalni dohodak potrošača. Ako se pak, umesto nominalnog dohotka u jednačinu (4.4) uključi varijabla $\bar{m} = \frac{m}{\pi}$ tj. varijabla koja se dobija deflacioniranjem nominalnog dohotka indeksom troškova života, tada parametri uz cene predstavljaju elasticitete Sluckog, a svojstvo homogenosti funkcije

tražnje u ovom slučaju zahteva da zbir elasticiteta Sluckog bude jednak nuli, tj. u našem slučaju da zbir cenovnih parametara koji predstavljaju elasticitete Sluckog bude jednak nuli

$$(4.7) \quad \sum e_{q,p_i}^* = 0 \quad (i = 1, 2, \dots, n)$$

gde je

$$(4.8) \quad e_{q,p_i}^* = \frac{p_i}{q} \left(\frac{\partial q}{\partial p_i} \right)_{U=C} \quad (i = 1, 2, \dots, n)$$

Parametri regresione jednačine koja sadrži varijable o nominalnom ili realnom dohotku i cenama pojedinih proizvoda u empirijskim analizama se obično formulišu u obliku koji uključuje varijablu nominalnog ili realnog dohotka, cenu posmatranog proizvoda, cenu nekoliko najvažnijih komplementarnih proizvoda i supstituta i indeks koji obuhvata cene svih ostalih proizvoda, tako da se u praktičnim analizama ocenjuje samo nekoliko parametara (tri do pet) koji se mogu znatno preciznije oceniti nego u slučaju kada se u model uključe cene svih proizvoda koje ulaze u potrošnju potrošača. Ovakav pristup je realističan i u skladu je sa činjenicom da tražnja za određenim proizvodom zavisi, pre svega od dohotka potrošača, cene posmatranih proizvoda i cene samo važnijih supstituta i komplementarnih proizvoda dok je zbirni uticaj cena svih ostalih proizvoda zanemarljiv. Model jedne regresione jednačine tražnje za posmatranim proizvodom, koji pored dohotka, uključuje samo nekoliko ili sve cene po pravilu se ocenjuje na osnovu podataka vremenskih serija tržišne statistike. Najčešći predmet ekonometrijskih istraživanja, kao što je slučaj u ovoj disertaciji jeste ispitivanje uticaja dohotka na potrošnju. Zbog toga se model tražnje specifikuje u obliku

$$(4.9) \quad q = f(m)$$

koji predstavlja specijalan slučaj modela tražnje u kome pored dohotka figurišu i cene proizvoda, to je slučaj kada se pretpostavlja da su cene svih proizvoda nepromenjene. Model tražnje (4.9) naziva se Engelovim modelom tražnje. U šestom poglavlju disertacije biće analizirane karakteristike najčešćih ekonometrijskih specifikacija modela $q = f(m)$, a najveći broj tih funkcionalnih formi biće primenjen u kvantifikovanju uticaja dohotka na potrošnju domaćinstava u Srbiji (i delimično u Crnoj Gori).

4.3 VRSTE PODATAKA I EKONOMETRIJSKE TEHNIKE ANALIZE TRAZNJE

U zavisnosti od vrste podataka i načina njihovog prikupljanja, pristupi empirijskoj analizi mogu se klasifikovati u četiri osnovne grupe.

U često citiranom radu *Some Problems in the International Comparison of Consumption Patterns*, koji je H. S. Hautaker, jedan od najpoznatijih ekonometričara potrošačke tražnje objavio 1963. godine, navodi se formulacija opšte jednačine tražnje za proizvodom q

$$(4.10) \quad q_{ijk} = q(m_{ijk}, \mathbf{p}_{jk}, \mathbf{t}_{jk})$$

koja implicira različite tehnike analize tražnje. U ovoj jednačini navedeni simboli imaju sledeće značenje: q označava tražnju za posmatranim proizvodom, m dohodak potrošača, \mathbf{p} je oznaka za vektor cena svih proizvoda, \mathbf{t} je oznaka za vektor individualnih ukusa, indeks i se odnosi na potrošača u posmatranom području, indeks j se odnosi na područje, a indeks k se odnosi se na vremenski period.

Pretpostavljajući da svi potrošači na jednom području u jednom vremenskom periodu plaćaju iste cene i da se njihovi ukusi ne menjaju tokom vremena, H.S. Hautaker je definisao četiri osnovne tehnike istraživanja, koje impliciraju određene vrste podataka o potrošnji, dohotku potrošača i cenama proizvoda, koje su shematski prikazane u tabeli 4.1.

Tabela 4.1 Osnovne tehnike istraživanja tražnje

Vrste podataka (tehnika analize)	i =potrošač	j =područje	k =vreme
(1) Panel ankete	konstantan	konstantno	promenljivo
(2) Ankete porodičnih budžeta – „Cross-section“ analiza	promenljiv	konstantno	konstantno
(3) Vremenske serije tržišta zemlje – analiza agregatne tražnje	prosečni za zemlju	konstantno	promenljivo
(4) Međunarodna statistika o tržištu – Međunarodna „cross-country“ analiza	prosečni za zemlje	promenljivo	konstantno

Izvor: Tričković i Hanić (1996)

Podaci, odnosno tehnike, mogu se svrstati u četiri osnovne grupe:

(1) Unakrsni podaci i analiza porodičnih budžeta.

Upoređivanjem različitih potrošača, odnosno domaćinstava koji imaju različit nivo dohotka (i , sledstveno različit nivo potrošnje posmatranog proizvoda) u datom vremenskom periodu (mesec, kvartal ili godina) na datom području (najčešće na teritoriji zemlje) dobijaju se podaci o potrošnji i dohotku koji se nazivaju unakrsnim podacima i podacima preseka. Pošto se ovi podaci prikupljaju anketiranjem domaćinstava, podaci prikupljeni na ovaj način čine posebnu vrstu podataka o dohotku i potrošnji (Ankete porodičnih budžeta ili Ankete o potrošnji domaćinstava), sama tehnika analize potrošnje (u zavisnosti od dohotka) naziva se „cross-section“ analizom ili analizom porodičnih budžeta. Ovde se pretpostavlja da svi potrošači kupuju proizvod po približno istoj ceni.

Opservacije koje čine uzorak i koje se koriste za ocenu parametara ekonometrijskih modela potrošnje u kojima se dohodak pojavljuje kao eksplanatorna varijabla mogu se predstaviti u vidu matrice formata $s \times 2$

$$(4.11) \quad \begin{bmatrix} q_1 & m_1 \\ q_2 & m_2 \\ \vdots & \vdots \\ q_s & m_s \end{bmatrix} (i = 1, 2, \dots, s)$$

gde q_i i m_i respektivno predstavljaju potrošnju i dohodak i -tog domaćinstva.

S obzirom na to da se podaci odnose na jedan određeni vremenski period, koji je kratak (najduže godinu dana) u kojem su ukusi potrošača i cene proizvoda uglavnom nepromenjeni ili se veoma sporo menjaju, analiza potrošnje zasnovana na ovoj vrsti podataka ima statički karakter. Međutim, upravo ta činjenica da su cene nepromenjene znači da varijacije u potrošnji od jednog do drugog potrošača odnosno domaćinstva potiču samo od varijacija u dohotku, dok je uticaj cena (i ukusa potrošača) izolovan (Dax, 1987). Stoga ova vrsta podataka i na njoj zasnovana odgovarajuća tehnika analize tražnje, o kojoj se opširnije govori u narednom poglavlju, omogućava da se kvantifikuje čist uticaj promena u dohotku na promene u potrošnji.

S obzirom na to da je cilj istraživanja u disertaciji da se ispita uticaj dohotka na potrošnju domaćinstava, u istraživanju su korišćene Ankete o potrošnji domaćinstava, koje po metodologiji Agencije za statistiku EU, od 2006. godine sprovodi Zavod za statistiku Republike Srbije, kao osnovni izvor podataka za ispitivanje uticaja dohotka na potrošnju.

Baze podataka o potrošnji domaćinstava, koje sadrže karakteristike svakog anketiranog domaćinstva, pa i svakog pojedinačnog člana, predstavljaju izvanredan izvor podataka za ispitivanje uticaja pojedinih karakteristika domaćinstva, kao što su veličina domaćinstva, njihova teritorijalna pripadnost, tip naselja u kome žive, starosna struktura domaćinstva i druge socio-ekonomske karakteristike kao i pojedina obeležja nosioca domaćinstva, poput pola, starosti, zanimanja, obrazovanja i sl. Na taj način se preciznije kvantifikuje čist uticaj dohotka na potrošnju. Ovim metodološkim pitanjima empirijske analize potrošnje na osnovu Anketa o potrošnji posvećena je posebna pažnja u šestom poglavlju disertacije.

(2) Analiza vremenskih serija tržišne statistike.

Vremenske serije tržišne statistike predstavljaju serije podataka o ukupnoj potrošnji određenog proizvoda obračunatoj po glavi stanovnika koji žive na određenom (najčešće nacionalnom) području, vrednosti ukupne lične potrošnje po stanovniku, koja se u modelima tražnje koristi kao varijabla dohotka, i cenama pojedinih proizvoda za koje se zna ili pretpostavlja da utiču na potrošnju posmatranog proizvoda.

Podaci vremenskih serija tržišne statistike mogu se predstaviti u obliku matrice formata $T(n + 1)$

$$(4.12) \quad \begin{bmatrix} q_1 & m_1 & p_{11} & p_{12} & \cdots & p_{1n} \\ q_2 & m_2 & p_{21} & p_{22} & \cdots & p_{2n} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & & \vdots \\ q_T & m_T & p_{T1} & p_{T2} & \cdots & p_{Tn} \end{bmatrix} (i = 1, 2, \dots, n) (t = 1, 2, \dots, T).$$

Navedenih T opservacija koje obuhvataju $T(n + 1)$ podataka koji se odnose na vrednosti varijabli dohotka i cena n proizvoda u T godina, zapravo čine uzorak koji se u ekonometrijskoj analizi potrošačke tražnje zasnovanoj na podacima vremenskih serija tržišne statistike posmatra kao slučajno odabrani uzorak tj. kao slučajno odabrani isečak $(1, T)$ beskrajno duge vremenske serije tržišne statistike.

Ukoliko se u analizi vremenskih serija tržišne statistike koristi, na primer, duplo-logaritamski model potrošačke tražnje, opštu jednačinu tražnje koja izražava zavisnost potrošnje datog proizvoda od dohotka i cena u godini T , možemo zapisati u obliku (Hanić, 1980)

$$(4.13) \quad \log q_t = \log \alpha + \beta_{0t} \log m_t + \beta_{1t} \log p_{1t} + \beta_{2t} \log p_{2t} + \cdots + \beta_{nt} \log p_{nt} + \varepsilon_t$$

$$(t = 1, 2, \dots, T)$$

svedenu na prosečnog potrošača u godini t , a m_t dohodak po stanovniku (prosečnom potrošaču) takođe u godini t ($t = 1, 2, \dots, T$), gde s označava broj anketiranih domaćinstava u datom vremenskom periodu na određenom tržišnom području.

Ovde uzorak, dakle čini jedan isečak iz duže vremenske serije za koju se pretpostavlja da predstavlja populaciju iz koje je uzorak opservacija (q_t, m_t) na slučaj odabran.

U poređenju sa dohodnim i cenovnim elasticitetima potrošnje ocenjenim na osnovu unakrsnih podataka, tj. na osnovu anketa o potrošnji domaćinstava, koji, kao što je rečeno, imaju statički karakter, dohodni i cenovni elasticiteti ocenjeni na osnovu vremenske serije tržišne statistike, tj. serije koje sadrže varijabilitet u potrošnji, dohotku i cenama koji se ispoljava u analiziranom periodu dužine T , imaju dinamički karakter.

Međutim, i pored ove osobine kao i činjenice da se na osnovu vremenskih serija tržišne statistike mogu oceniti direktni i unakrsni cenovni elasticiteti, u praktičnoj primeni ove tehnike analize tražnje javljaju se određeni metodološki problemi kao što su:

Prvo, mali je broj zemalja sa tržišnom privredom u kojima u dužem vremenskom periodu nije dolazilo do ekonomskih lomova, te koje su imale relativno stabilan ekonomski rast, tako da se u empirijskim istraživanjima tražnje pojavljuje problem kako obezbediti dovoljnu dužinu vremenske serije uporedivih podataka na osnovu kojih bi se mogle dobiti pouzdane ocene dohodnih, direktnih i unakrsnih cenovnih elasticiteta tražnje.

Drugo, prilikom korišćenja podataka vremenskih serija tržišne statistike koji se odnose na duži vremenski period, što je inače uslov da pojedine varijable ispolje dovoljno visok stepen varijabiliteta, da bi ocene odgovarajućih parametara bile precizne malo je verovatno da će biti zadovoljen uslov u pogledu nepromenjenih ukusa, odnosno

preferencija potrošača. Promena ukusa, odnosno preferencija potrošača nužno se odražavaju na funkcionalni oblik ekonometrijskog modela tražnje i na nestabilnost parametara koji se ocenjuju na osnovu uzoračkih opservacija. Pored toga, tokom vremena, pored promena dohotka i cena pojedinih proizvoda (i preferencija potrošača), menja se socio-ekonomska, starosna, obrazovna struktura stanovništva i njegove druge karakteristike koje takođe utiču na potrošnju, tako da ocenjeni parametri uticaja dohotka i cena (dohodni i cenovni elasticiteti) ne izražavaju precizan uticaj dohotka i cena na potrošnju. Prema tome, vrednosti ovih parametara ocenjenih na osnovu vremenskih serija su pokazatelj uticaja, ne samo dohotka i cena, nego i svih drugih kvalitativnih faktora koji različitim intenzitetom utiču na potrošnju tokom vremena.

Treće, kada se u ekonometrijski model potrošačke tražnje (4.13) umesto varijable nominalnog dohotka uključi realni dohodak, tj. nominalni dohodak deflacioniran indeksom troškova života, tada se nužno ispoljava problem multikolinearnosti s obzirom na to da promene u cenama utiču na promene u realnom dohotku. Ovaj problem ponekad može da se reši tako što se dohodni elasticitet oceni na osnovu analize porodičnih budžeta i kao takav uvrsti u jednačinu tražnje koja u tom slučaju postaje

$$(4.14) \quad \log q_t - \hat{\beta}_0 \log \bar{m}_t = \alpha + \beta_{1t} \log p_{1t} + \beta_{2t} \log p_{2t} + \dots + \beta_{nt} \log p_{nt} + \varepsilon_t$$

$$(t = 1, 2, \dots, T)$$

gde je \bar{m} realni dohodak (po stanovniku), tako da izraz na levoj strani označava potrošnju iz koje je razlučen uticaj dohotka, a izraz na desnoj strani (4.14) predstavlja komponentu potrošnje koja je rezultat cenovnih uticaja. Prema tome, na desnoj strani jednačine pojavljuju se eksplanatorne varijable p_1, p_2, \dots, p_n koje su po pravilu međusobno nezavisne, te je samim tim, rešen problem multikolinearnosti tj. linearne povezanosti varijabli koje označavaju realni dohodak i cene pojedinih proizvoda.

Četvrto, empirijska istraživanja potrošačke tražnje na osnovu podataka vremenskih serija tržišne statistike pokazala su da jedna od pretpostavki klasičnog normalnog linearnog regresionog modela tražnje, koja se odnosi na odsustvo autokorelacije, odnosno serijske korelacije kako se često naziva autokorelacija u vremenskim serijama, utiče na preciznost ocena parametara modela i izaziva druge posledice na koje je ukazano u šestom poglavlju disertacije.

Da bi se rešio problem autokorelacije i ublažile njene posledice, parametri modela ocenjuje se tako što se najpre izvrši transformacija originalnih varijabli u skladu sa autoregresionom shemom, pa se na tako transformisane varijable primeni (običan) metod najmanjih kvadrata. U specijalnom slučaju, kada je koeficijent autokorelacije ρ ($\varepsilon_t, \varepsilon_{t-1}$) po apsolutnoj vrednosti približno jednak jedinici, transformacija varijabli se vrši tako što se umesto originalnih vrednosti koriste njihove prve diference, tj.

$$\begin{aligned}
 q_t^* &= q_t - q_{t-1} \\
 m_t^* &= m_t - m_{t-1} \\
 p_{1t}^* &= p_{1t} - p_{1,t-1} \\
 p_{2t}^* &= p_{2t} - p_{2,t-1} \\
 &\vdots \\
 p_{nt}^* &= p_{nt} - p_{n,t-1}
 \end{aligned}
 \tag{4.15}$$

i na model sa novim varijablama $q_t^*, m_t^*, p_{1t}^*, p_{2t}^*, \dots, p_{nt}^*$ primeni metod najmanjih kvadrata, koji se u tom slučaju naziva generalizovani metod najmanjih kvadrata.

(3) Panel anketa potrošača.

Podaci panela dobijaju se tako što se uzorak domaćinstava istog sastava anketiraju u različitim vremenskim periodima u kojima dohodak i cene mogu da variraju.

U poređenju sa „cross-section“ analizom koja se zasniva na relativno velikim uzorcima domaćinstava, kod panel analize uzorak domaćinstava čiji je sastav nepromenjen tokom vremena je znatno manjeg obima, ali, i pored toga, imajući u vidu da se uzorak od k domaćinstva koji je isti u T vremenskih perioda, ukupan broj opservacija $T \times k$ ($k < n$), po pravilu je veći od broja n , koji predstavlja veličinu uzorka u anketama o potrošnji.

Panel koji predstavlja kombinaciju dve tehnike „cross-section“ i analize vremenskih serija tržišne statistike kombinuje prednosti obe ove tehnike i u određenoj meri eliminiše nedostatke prethodno navedenih tehnika analize potrošačke tražnje (Deaton, 1985). U tom smislu podaci panela, odnosno panel analiza potrošačke tražnje, predstavlja napredniju tehniku analize potrošačke tražnje. Međutim, ako se u obzir uzmu složeni metodološki postupci koji se koriste za ocenjivanje parametara i složenost tumačenja dobijenih rezultata, ova tehnika analize tražnje u praksi se retko koristi.

(4) Međunarodna analiza tražnje.

Međunarodna analiza tražnje, odnosno međunarodna „cross-country“ analiza predstavlja posebnu tehniku analize tražnje koja podrazumeva upoređivanje potrošnje po stanovniku za različite nacionalne teritorije, od kojih je svako homogeno u pogledu cena, u toku jednog određenog vremenskog perioda (najčešće jedne godine) (Tričković i Hanić, 1996).

S obzirom na to da se potrošnja po stanovniku, dohodak po stanovniku i cene pojedinih proizvoda, koje su obuhvaćene konkretnom ekonometrijskom specifikacijom modela, razlikuju od jedne do druge zemlje obuhvaćene uzorkom, podaci dobijeni na ovaj način izražavaju „cross-country“ varijacije u potrošnji, dohotku i cenama i mogu da posluže kao dobra baza podataka za ocenu dohodnih i cenovnih uticaja na potrošnju, odnosno za ocenu dohodnih i cenovnih elasticiteta tražnje za posmatranim proizvodom.

5. ANALIZA PORODIČNIH BUDŽETA

U prethodnom poglavlju analiza porodičnih budžeta prikazana je kao jedna od četiri osnovne tehnike istraživanja tražnje. Analiza porodičnih budžeta ili analiza potrošnje zasnovana na analizi podataka o budžetima, tj. prihodima i rashodima domaćinstava, predstavlja jednu od centralnih tema u analizi tražnje. Od prvog objavljenog rada 1857. godine Ernsta Engela u kome je opisana zavisnost promena izdataka domaćinstava za hranu od dohotka, pa sve do danas, interesovanje za daljim istraživanjima na ovu temu ne jenjava. Engel je koristio neparаметarske modele za utvrđivanje navedene zavisnosti, da bi u prvoj polovini dvadesetog veka statističari počeli da kreiraju parametarske modele za određivanje funkcionalne forme koja na najbolji način odražava zavisnost promena izdataka za grupama proizvoda i usluga od promena dohotka. Kako se razvijala metodologija za ocenjivanje parametara Engelovih funkcija, tako su usavršavane i Ankete o porodičnim budžetima ili, kako se danas najčešće nazivaju, Ankete o potrošnji domaćinstava. Nacionalni zavodi za statistiku su u najvećoj meri prilagodili upitnike međunarodnim standardima i time omogućili međunarodnu komparaciju prikupljenih podataka i na osnovu njih dobijenih rezultata.

Kao što smo istakli u prethodnom poglavlju, analiza porodičnih budžeta ima više aspekata. Osnovni aspekt analize porodičnih budžeta jeste analiza strukture primanja, odnosno prihoda domaćinstava sa jedne strane, i rashoda, odnosno izdataka domaćinstava za ličnu potrošnju s druge strane. Istorijski posmatrano, podaci o porodičnim budžetima dobijeni anketiranjem domaćinstava izvorno su korišćeni za utvrđivanje zakonitosti između visine primanja, odnosno prihoda, odnosno dohotka domaćinstava, sa jedne strane i izdataka za pojedine proizvode i grupe proizvoda, sa druge strane.

Kao što je poznato nemački statističar Ernst Engel je pre više od 150 godina proučavajući ankete o potrošnji 199 radničkih domaćinstava u Belgiji otkrio određene zakonitosti u oblasti potrošnje domaćinstava. Kasnije su usledila intenzivna istraživanja proučavanja uticaja dohotka na potrošnju i otkrivanja funkcionalnih oblika zavisnosti potrošnje, odnosno izdataka domaćinstava za pojedine proizvode i grupe proizvoda od visine primanja domaćinstava.

Anketni materijal o porodičnim budžetima predstavlja veoma kvalitetnu i najpouzdaniju statističko-analitičku osnovu za kvantifikovanje uticaja dohotka na potrošnju jer omogućava da se izoluje uticaj ostalih faktora koji pored dohotka utiču na visinu izdataka domaćinstava: uticaj veličine domaćinstva, starosne strukture domaćinstva izračunatu na osnovu godina starosti članova domaćinstva, obrazovne strukture koja se dobija na osnovu stepena obrazovanja članova domaćinstva, polne strukture domaćinstva koja se izračunava na isti način kao prethodne dve, stepen urbanizacije naselja kojem domaćinstvo pripada, pol, starost, stepen obrazovanja, ekonomska aktivnost nosioca domaćinstva, radni status žene i drugo.

Prema mišljenju Tričkovića (1971) Ankete o porodičnim budžetima predstavljaju specifičnu vrstu eksperimenata ili analitički materijal *sui generis* koje omogućavaju u izvesnoj meri simulaciju kontrolisanih eksperimenata – značajnih instrumenata naučne analize egzaktnijih disciplina, koju je inače nemoguće sprovesti na osnovu materijala statističkih vremenskih studija o agregatnoj potrošnji. Na osnovu ovog svojevrsnog eksperimenta može da se utvrdi „čist“ ili „neto“ uticaj dohotka na potrošnju. Ankete o porodičnim budžetima pored podataka o visini izdataka domaćinstava za pojedinačne proizvode, uže i šire definisane grupe, s jedne strane i visine i strukture primanja domaćinstava, s druge strane sadrže podatke o karakteristikama domaćinstava što omogućava da se izdvoje npr. tročlana, gradska domaćinstva, u kojima je nosilac domaćinstva muškog pola, u kome je nivo prosečnog obrazovanja meren na skali od 1 do 5 (pri čemu 1 označava da je nosilac domaćinstva bez obrazovanja, 5 nosilac domaćinstva ima visoko obrazovanje) 3, domaćinstva u kojima je nosilac domaćinstva po zanimanju ekonomista, te da se na taj način omogući izolovanje uticaja veličine domaćinstva i drugih demografskih, ekonomskih i socijalnih karakteristika, odnosno da se nivo ovih varijabli drži na konstantnom nivou, odnosno da se proučavaju uporedne varijacije potrošnje, odnosno izdataka za pojedine proizvode i grupe proizvoda i visine primanja, tako da funkcija koja izražava zavisnost potrošnje od dohotka meri čist uticaj dohotka na potrošnju, pri čemu je na taj, specifičan, način izolovan uticaj drugih faktora koji pored dohotka utiču na potrošnju pojedinih proizvoda zastupljenih u ličnoj potrošnji domaćinstava.

Podaci o porodičnim budžetima koje sadrže Ankete o porodičnim budžetima ili Ankete o prihodima i rashodima domaćinstava ili kako se sada nazivaju Ankete o potrošnji domaćinstava mogu da se koriste i u druge svrhe.

Ankete o porodičnim budžetima mogu da se koriste za: kvantifikovanje uticaja demografskih, ekonomskih i socijalnih karakteristika na potrošnju domaćinstva; ispitivanje životnog standarda stanovništva određene zemlje ili određenog regiona; ispitivanje stepena snabdevenosti domaćinstava trajnim potrošnim dobrima kao što su bela tehnika, nameštaj i dr; ispitivanje socijalnih nejednakosti, odnosno za ispitivanje nejednakosti u raspodeli, odnosno nejednakosti u visini primanja pojedinih domaćinstava i da se utvrdi odgovarajuća funkcija koncentracije koja daje precizan uvid u jednakost, odnosno nejednakost učešća domaćinstava u ukupnoj raspodeli dela nacionalnog dohotka koji se koristi za potrošnju.

Za utvrđivanje socijalne nejednakosti koristi se Lorencova kriva, čija je funkcija data u opštem obliku (Gastwirth, 1972):

$$(5.1) \quad q_1 = L(p) = \mu^{-1} \int_0^p F^{-1}(t) dt$$

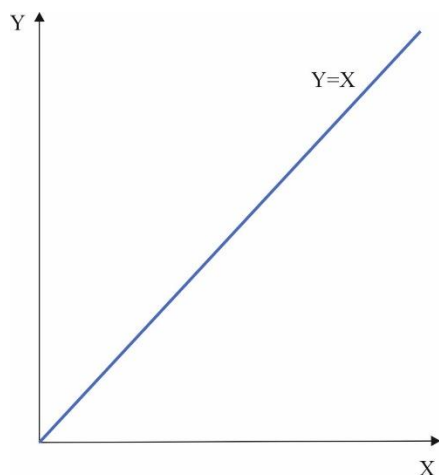
gde je funkcija $L(p)$ definisana pomoću linearne interpolacije za svako p u intervalu $(0,1)$ i predstavlja frakciju, udeo, odnosno učešće u ukupnom dohotku za domaćinstva sa najmanjim udelom, F funkcija distribucije x_i , a μ prosek x_i .

Oblik Lorencove krive prema Paretovoj distribuciji

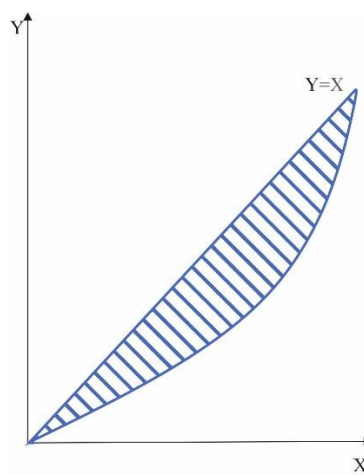
$$(5.2) \quad F(x) = 1 - \left(\frac{\alpha}{x}\right)^\alpha; \quad x > \alpha; \quad \alpha > 1$$

dat je u obliku

$$(5.3) \quad F(x) = L(p) = 1 - (1 - p)^{\frac{\alpha-1}{\alpha}}.$$



Sl. 5. 10 Lorencova kriva sa perfektnom jednakošću ($Y = X$)



Sl. 5. 11 Lorencova kriva nejednakosti

Na Sl. 1 je prikazana Lorencova kriva sa perfektnom jednakošću, gde je na X osi označen kumulativni procenat stanovništva rangiran prema nivou dohotka, a na Y osi kumulativni procenat dohotka koje je stanovništvo primilo. Pod perfektnom jednakošću koju označava linija ($Y = X$) na Sl. 1 podrazumeva se da svako lice ima isti dohodak, odnosno da je kumulativni procenat dohotka jednak kumulativnom procentu stanovništva.

Podaci o porodičnim budžetima do kojih se dolazi anketiranjem domaćinstava se u ekonomsko-statističkoj analizi mogu koristiti za utvrđivanje pondera prilikom obračuna indeksa troškova života koji iskazuje varijacije u promeni prosečnih troškova života tipičnih domaćinstava u jednoj zemlji u određenom periodu, godini, kvartalu ili mesecu u odnosu na protekli period. Bez obzira na to da li se indeks troškova života, odnosno grupni indeks cena proizvoda neophodnih za život meri korišćenjem pondera iz baznog ili tekućeg perioda, odnosno bez obzira na to da li se koristi Laspejresov metod

$$I_L = \frac{\sum_{i=1}^N p_i^1 q_i^1}{\sum_{i=1}^N p_i^0 q_i^1}$$

gde su $p_i q_i$ jedinične cene i količine proizvoda neophodnih za život koji ulaze u obračun indeksa troškova života, a 0 i 1 predstavljaju bazni ili tekući period za obračun promene cene, ili Paševov metod

$$I_P = \frac{\sum_{i=1}^N p_i^1 q_i^0}{\sum_{i=1}^N p_i^0 q_i^0}$$

za obračun promena u troškovima života i za merenje opšteg porasta cena, odnosno inflacije.

Ovi podaci zajedno sa određenim rezultatima teorije potrošačke tražnje mogu da se koriste za obračun indeksa troškova života, koji tačnije nego što zvanične statistike objavljuju mere promene u realnom dohotku (Hanić, 1984).

5.1. ISPITIVANJE UTICAJA DOHOTKA NA POTROŠNJU I ENGELOVI ZAKONI

Jednu od najstabilnijih veza u oblasti ekonomske nauke postavio je Ernst Engel 1857. godine. Na bazi anketa o porodičnim budžetima 199 radničkih belgijskih domaćinstava koje je prikupio Ducpetiaux i 36 evropskih domaćinstava na bazi ankete koju je sproveo Le Play, Engel je uočio izuzetno jaku relaciju između učešća izdataka za hranu u ukupnim izdacima domaćinstava i dohotka domaćinstva.

„Što je porodica siromašnija, udeo izdataka za hranu u ukupnim izdacima je veći. ... Udeo izdataka za hranu u ukupnim izdacima, pod drugim nepromenjenim okolnostima, najbolja je mera životnog standarda populacije.“ (Engel (1987), citirano prema Zimmerman (1932)).

Prema mišljenju Moneta i Chai (2013) prava inovacija u Engelovom radu bila je ta što je on razvio metod za empirijsko merenje uticaja koji određene potrebe imaju na obrazac potrošnje preko dohotka. To je učinio tako što je agregirao pojedinačne izdatke za robe i usluge u homogene grupe proizvoda i usluga koje su povezane sa zadovoljavanjem određenih potreba. Dakle, Engel je smatrao da sva domaćinstva sa niskim nivoom dohotka imaju iste potrebe, kao i iste potencijale za razvijanje potreba višeg reda, poput obrazovanja. Ovu postavku Engel (1895) je opravdao pretpostavkom da se „...sva živa bića rađaju sa nizom potreba, čije nezadovoljstvo vodi u smrt. Ljudsko biće nije izuzetak. U njemu takođe deluje poriv da se zadovolje (ove potrebe) prirodnom snagom koja može prevazići snažna ograničenja koja ljude ili odvlače ili vode ka pobedi“. Engel (1857), citirano prema Moneta i Chai (2013), sačinio je listu potreba koje uključuju potrebe za hranom, odećom, smeštajem, grejanjem i svetlošću, proizvodima za domaćinstvo, intelektualnim obrazovanjem (koji uključuje neke vidove zabave), javnom bezbednošću, zdravljem i rekreacijom i ličnim uslugama.

O povezanosti potreba sa potrošnjom roba, Engel daje *a priori* pretpostavke o vezi između roba i osnovnih potreba kojima ona služi. On pretpostavlja da nema razlike među domaćinstvima u svrsi upotrebe roba i usluga, odnosno da sva domaćinstva konzumiraju određenu robu samo za zadovoljenje potreba kojima je ta roba namenjena. Pretpostavlja se da većina roba i usluga ima jednu svrhu jer su povezane sa zadovoljenjem jedne potrebe. S tim u vezi, Engel je obrazložio da ne postoji samo poredak među potrebama,

već da postoji poredak i među robama i uslugama, jer neke vrste robe direktno zadovoljavaju potrebe potrošača, dok druge zadovoljavaju potrebe na indirektan način.

Glavni zaključak Engelovog rada bilo je zapažanje o tome kako obrasci izdataka domaćinstava sa malim primanjima odražavaju rang među potrebama. On izričito tvrdi da njegovi rezultati pokazuju da nisu sve potrebe podjednako važne za domaćinstvo, već da je među potrebama postojala hijerarhija (Engel, 1857, citirano prema Moneta i Chai, 2013).

„Nisu sve potrebe istog ranga. Na vrhu su one potrebe čije je zadovoljenje ključno za fizičku održivost: hrana, odeća, stanovanje, grejanje i osvetljenje i zdravlje. Potrebe drugog reda su: intelektualna i duhovna briga, pravna zaštita i javna bezbednost, javne odredbe i pomoć“ (Engel, 1895).

Engel tvrdi da je posmatrana hijerarhija u skladu sa onim što se obično dešava u porodicama koje imaju pad prihoda: kada porodice ne mogu pravilno da zadovolje sve svoje postojeće potrebe, one imaju tendenciju da žrtvuju zadovoljenje potreba višeg reda kako bi zadovoljile osnovne potrebe.

Wold i Jureen (1953) smatraju da je Engelov rad iz 1895. godine pionirski iz oblasti analize porodičnih budžeta, da su osnovni zaključci iz tog rada danas poznati kao Engelovi zakoni, odnosno da se porastom dohotka domaćinstva udeli (učešća, proporcija) različitih dobara u ukupnoj potrošnji menjaju, odnosno da se proporcija neophodnih dobara u ukupnim izdacima smanjuje, dok se za polu-luksuzna i luksuzna dobra povećava.

Stigler (1954) smatra da teorijsko polazište Engelovog istraživanja predstavlja analiza potreba domaćinstava koje određuju potrošnju, kao i utvrđivanje promene potreba sa porastom dohotka domaćinstva. Ključni aspekt njegovog rada je razumevanje kako nivo dohotka utiče na strukturu izdataka domaćinstva i zašto preferencije nisu konstantne sa promenama nivoa dohotka.

Prema mišljenju Chakrabarty i Hildenbrand (2011) Engel je analizirao podatke ankete o приходima i rashodima za belgijske porodice radničke klase, koje je prikupila Pokrajinska statistička komisija pod vođstvom Edouarda Ducpetiauka 1855. godine. Komisija je definisala tri socio-ekonomske kategorije: (1) domaćinstva koja su zavisila od javne pomoći; (2) domaćinstva koja su mogla da žive bez takve pomoći; i (3) domaćinstva koja su živela u komfornim okolnostima. Za svaku zajednicu u devet pokrajina izabrano je po jedno domaćinstvo iz svake kategorije, što je rezultiralo u ukupnom broju od 199 porodica. Većinu domaćinstava činili su otac, majka i četvero dece starosne dobi 16, 12, 6 i 2 godine. Komisija je ovaj sastav porodice smatrala „tipičnim“ za Belgiju, što je rezultiralo „reprezentativnim“ skupom podataka. Objavljeni podaci Ducpetiauka (1855) sadržali su informacije o prihodu, rashodima na prehrambene proizvode i mnogim drugim proizvodima i uslugama za potrošnju svih 199 domaćinstava. Ovi autori su se osvrnuli i na kritiku o kvalitetu podataka ankete koje je prikupio Ducpetiauk (1855) jer su za mnoge porodice ukupni izdaci premašivali dohodak, a čak za 19 od 199 porodica izdaci za hranu

su premašivali nivo dohotka, odnosno u nekim domaćinstvima nisu iskazivani izdaci za hranu, već potrebe za hranom. Dakle, Chakrabarty i Hildenbrand (2011) smatraju da prema savremenim standardima, Ducpetiaukovi podaci nisu bili zadovoljavajući i da se empirijski rezultati na osnovu tih podataka moraju oprezno koristiti.

U prilog ovim navodima idu rezultati koje je dobio Perthel (1975), citirano prema Anker (2011), koji je na uzorku koji je koristio Engel ustanovio da je procenat objašnjenog varijabiliteta učešća izdataka za hranu u ukupnim izdacima u odnosu na dohodak domaćinstva iznosio 0.9998 za 199 belgijskih domaćinstava, odnosno 0.76 za objedinjeni uzorak od 235 belgijskih i evropskih domaćinstava. Jasno je, međutim, da dohodak ne može biti jedina eksplanatorna varijabla u modelu, i da postoje i drugi faktori koji utiču na potrošnju hrane domaćinstava.

U svom drugom radu, Engel (1895) je definisao prvih osamnaest dohodovnih razreda, koje je kasnije smanjio na pet, kako bi imao više zapažanja u svakoj klasi. Zatim je izračunao, analogno kao i za tri socio-ekonomske kategorije iz (1857), za svaki dohodovni razred „učešće izdataka za hranu“, i ponovo dobio rezultat: što je niži dohodovni razred veći je udeo izdataka za hranu. Prema tome, Engelova statistička analiza kojom je potvrdio svoje tvrdnje bila je neparametarska. Chakrabarty i Hildenbrand (2011) ističu da Engel nikada nije postavio parametarski funkcionalni oblik, odnosno da nije koristio funkcije koje su danas poznate kao Engelove krive. Neparametarski pristup proučavanju Engelovog zakona napušten je u prvoj polovini dvadesetog veka u korist parametarske regresione analize.

Rasprava o validnosti Engelovih zakona bila je posebno intenzivna u prvoj polovini dvadesetog veka, što se može zaključiti na osnovu rada Zimmerman (1932), u kome ovaj autor ističe da je 75 godina od postavke Engelovog zakona ova tema zadržala svoju važnost i da je u to vreme privlačila više pažnje od svih ostalih tema u oblasti potrošnje i izdataka domaćinstava, ukazujući i na to da je postojao određeni skepticizam u pogledu dometa i univerzalnosti Engelovog zakona.

Interesovanje istraživača za proučavanje Engelovih zakona nije jenjavalo, čak ni posle Zimmermanovog kritičkog članka. Hauthakker (1957) je i dalje naglašavao da Engelov zakon zauzima centralno mesto u ekonomskoj analizi, ističući da je do tada bilo malo datuma koji su u istoriji ekonometrije bili značajniji od 1857. godine. U citiranom radu Hauthakker je prezentovao rezultate međunarodne komparativne analize koju je sproveo na uzorku domaćinstava iz oko 40 zemalja za vremenski period 1905-1955. Njegovi rezultati potvrdili su validnost Prvog Engelovog zakona koji postulira da se učešće izdataka za hranu smanjuje sa porastom dohotka. Pored ispitivanja zavisnosti učešća izdataka za hranu od visine dohotka, Hauthakker je ispitivao zavisnost učešća izdataka za odeću, stanovanje i ostala dobra od dohotka domaćinstva. On je u regresionoj analizi izolovao uticaj veličine domaćinstava, ali je naveo da su na dobijene rezultate mogli uticati i drugi „nekontrolisani“ faktori, poput relativnih cena. Takođe je ukazao i na to da je ocenjena dohodna elastičnost slična, ali ne i jednaka u svim anketama.

Rezultati istraživanja V. Tričkovića (1971) potvrdili su u najvećoj meri Engelove zaključke u slučaju izdataka za stanovanje i ostalih raznih izdataka, dok je u slučaju odevanja njegova analiza pokazala elastičnije ponašanje potrošnje od one koju je Engel konstatovao.

U periodu nakon istraživanja koje je sprovodio Hautaker, analiza obrazaca potrošnje je počela da se razvija pomoću sofisticiranih statističkih modela, a usled razvoja programskih paketa za analizu podataka, samo sprovođenje analize neuporedivo je olakšano. Sada se analiza potrošnje domaćinstava sve češće sprovodi pomoću kompletnih sistema regresionih jednačina tražnje, uz kontrolisanje uticaja ostalih faktora, poput cena proizvoda i veličine domaćinstva.

Prema mišljenju određenog broja autora, Engel je na osnovu analize utvrdio postojanje tri pravilnosti u ponašanju potrošnje domaćinstava u zavisnosti od visine dohotka (Tričković, 1971): 1) procentualno učešće izdataka za ishranu menja se u obrnutoj srazmeri sa promenama dohotka; 2) učešće izdataka za odeću, obuću i stanovanje je približno konstantno za sve nivoe dohotka; 3) što je veći dohodak, time se povećava i učešće izdataka za zdravlje, kulturne potrebe, razonodu i sl.

Bez obzira na činjenicu da su sve zavisnosti učešća izdataka neprehrambenih proizvoda od dohotka nazvane Engelovim zakonima, nekoliko autora, među kojima je i Zimmerman (1932), smatra da se Engel bavio isključivo zavisnošću učešća izdataka za hranu u odnosu na dohodak, a da su drugi istraživači neopravdano pripisali Engelu dodatne zakone u odnosima potrošnje neprehrambenih proizvoda i dohotka domaćinstava. Zimmerman takođe napominje da Engelov zakon nije univerzalan za sva domaćinstva, zemlje i vremenske periode usled različitosti u ličnom ukusu, kulturološkim preferencijama, veličini domaćinstva i promenama u vrsti kupljene hrane.

I neki naši domaći autori (Grđić, Eremić i Mladenović (1980)) takođe smatraju da je Engel utvrdio samo Prvi Engelov zakon, odnosno da se udeo izdataka za hranu domaćinstva smanjuje sa povećanjem ukupnog dohotka tog domaćinstva, a da su Schwabe i Schiff dalje razvijali zavisnost potrošnje od dohotka. Oni tvrde da je Schwabe formulisao stav prema kome sa porastom dohotka domaćinstva, učešće izdataka za stanovanje opada, dok je Schiff definisao zakon po kome učešće izdataka za odeću i obuću u ukupnim izdacima domaćinstva raste sa porastom dohotka. Ima autora koji smatraju da je Wright (1889) proširio analizu na ispitivanje uticaja dohotka domaćinstva na učešće izdataka za odeću, stanovanje i ostale proizvode u ukupnim izdacima, i došao do rezultata da proporcionalno raste učešće izdataka za odeću i stanovanje sa rastom dohotka, a da učešće izdataka za ostale proizvode raste brže od rasta dohotka.

Testiranjem validnosti Engelovih zakona, koji imaju veliki značaj u ekonomskoj nauci, bavili su se mnogi kompetentni istraživači. Allen i Bowley su među prvim autorima koji su merili ovaj uticaj, s tim što se oni nisu bavili praćenjem promena u strukturi izdataka i dohotku kroz vreme, već su u jednom određenom vremenskom periodu merili uticaj dohotka na izdatke domaćinstava sa različitim nivoima dohotka na izdatke za pojedine

proizvode i usluge. Na taj način oni su eliminisali uticaj promena cena i preferencija potrošača koje su fiksne u vremenskom periodu u kome se analizira potrošnja.

Prva aproksimacija koju su Allen i Bowley postavili u istraživanju, bila je linearna veza između ukupnih izdataka i izdataka za bilo koji pojedinačan proizvod. Zbog teškoća u određivanju nivoa štednje domaćinstava, autori su koristili varijablu „ukupni izdaci“, umesto ukupnog dohotka domaćinstva kao nezavisne varijable.

Prais i Houthakker (1955) su objavili rad koji se smatra klasičnim delom u ovoj oblasti. Oni su analizirali porodične budžete sa ciljem da otkriju obrasce ponašanja potrošača pod različitim uslovima u istom vremenskom periodu, odnosno oni su ispitivali kako se menjaju stavovi individualnih potrošača sa promenama životnih uslova. Pošli su od pretpostavke da dva domaćinstva u startu imaju različit nivo dohotka, zatim da se početkom sledeće godine promeni dohodak samo prvog domaćinstva, te da novi obrazac potrošnje prvog domaćinstva mora korespondirati obrascu ponašanja drugog domaćinstva u baznoj godini. Pod pojmom “različitih uslova” autori su podrazumevali različit nivo dohotka, različit broj članova domaćinstva, različitu starosnu strukturu članova domaćinstva, različitu polnu strukturu itd. Ispitujući koji oblik funkcionalne zavisnosti odgovara pojedinačnim grupama proizvoda i usluga, došli su do zaključaka da uticaj dohotka na izdatke za proizvode i usluge koji zadovoljavaju osnovne potrebe domaćinstva najbolje opisuje polu-logaritamska forma, dok je u slučaju luksuznih dobara najbolja duplo-logaritamska forma.

Na prostoru ex Jugoslavije Tričković (1971) je bio prvi istraživač koji je sproveo opsežnu analizu porodičnih budžeta na osnovu anketa o prihodima, osnovnim grupama rashoda, i osnovnoj strukturi utrošenih proizvoda za ishranu, koje su sprovedene u Jugoslaviji. On je istraživanja usmerio na ispitivanje: 1) stabilnosti uticaja dohotka na potrošnju radničkih i poljoprivrednih domaćinstava u vremenu; 2) uticaja regionalnog faktora na potrošnju poljoprivrednih domaćinstava; 3) sličnosti i razlika u pogledu uticaja dohotka na potrošnju širokih socio-profesionalnih grupa stanovništva, i domaćinstava različite veličine.

Rezultati istraživanja su pokazali visok stepen uniformnosti u odnosima potrošnje i dohotka, što može ukazati na stabilnost preferencija potrošača. U pogledu uticaja veličine domaćinstva na razlike u nivou potrošnje u radu je uočeno nekoliko tipova odnosa: 1) značajni specifični efekat ekonomije obima potrošnje sa porastom veličine domaćinstva je uniformno izražen kod svih kategorija domaćinstava u slučaju izdataka za Stan, ogrev i osvetljenje; 2) približno jednaki specifični i ukupni efekat ekonomije potrošnje, u slučaju izdataka za Higijenu i zdravlje kod svih kategorija domaćinstava i izdataka za Odeću i obuću kod radničkih domaćinstava; 3) u slučaju kada je specifični efekat manji od ukupnog, a potrošnja u odnosu na promene dohotka elastična, onda kako ističe Tričković, kombinovani efekat veličine domaćinstva deluje u pravcu povećanja izdataka sa porastom veličine domaćinstva, što je autor zaključio kod izdataka za Pokućstvo i nameštaj i Obrazovanje, razonoda i odmor za sve tri kategorije domaćinstava; 4) kod

izdataka za Duvan je izuzetno naglašen efekat ekonomije potrošnje sa porastom veličine domaćinstava.

Posmatrano u svetskim razmerama, u poslednjih 15 godina jednu od obimnijih studija napisao je Haque (2006) koja je u celini posvećena ocenjivanju dohodnih elasticiteta i razmatranju njihove uloge u ekonomskom razvoju. Koristeći različite metodološke pristupe i funkcionalne forme Engelovih krivih, Haque je na osnovu podataka anketa o potrošnji domaćinstva u Australiji, sprovedene 1975-76. godine ocenio dohodne elasticitete potrošnje za relativno veliki broj grupa i podgrupa proizvoda.

Chai i Moneta (2011) su, koristeći podatke za domaćinstva u Velikoj Britaniji, za period od četiri decenije od 1960. do 2000, ispitivali da li su Engelove kategorije izdataka za domaćinstva sa najnižim nivoom dohotka stabilne i da li odražavaju isti poredak koji je Engel ustanovio 1857. godine. Ovi autori sprovedli su istraživanje na osnovu Engelovog sistema klasifikacije potreba, i utvrdili da su Engelove postavke postojane kod domaćinstava sa najnižim nivoom dohotka.

Navedeni autori su, koristeći Gini koeficijent nejednakosti, istraživali uticaj porasta raspoloživog dohotka domaćinstva na distribuciju učešća izdataka za pojedine kategorije. Oni su došli do saznanja da su obrasci potrošnje domaćinstava koja raspolažu višim primanjima raznovrsniji, što je posledica činjenice da se sa porastom nivoa dohotka menja struktura potreba članova domaćinstva. Na osnovu poređenja funkcionalne forme Engelovih krivih utvrdili su da roba "nižeg reda" koja služi direktnom zadovoljavanju potreba poseduje relativno slične oblike Engelovih krivih za razliku od roba "višeg reda", kod kojih ne postoji jedinstven oblik funkcionalne forme koji može da reprezentira zavisnost potrošnje od dohotka.

Najopsežniju analizu porodičnih budžeta čiji je cilj bio da se testira hipoteza o validnosti Prvog Engelovog zakona sproveo je Anker (2011) koji je koristio podatke nacionalnih i regionalnih statističkih agencija o potrošnji domaćinstava za 207 regiona sveta. Da bi eliminisao uticaj urbanizacije područja u kome domaćinstvo živi, Anker je prilikom analize koristio samo podatke o gradskim domaćinstvima, a da bi obezbedio međunarodnu uporedivost podataka koristio je podatke o dohotku po glavi stanovnika, obračunatim na paritetu kupovne moći prema metodologiji Svetske banke za merenje nacionalnog životnog standarda. Rezultati međunarodne „cross-country“ analize pokazali su validnost Prvog Engelovog zakona u međunarodnim razmerama.

Oslanjajući se na procene nacionalnih statistički agencija 207 zemalja i regiona, na kojima živi 99% svetskog stanovništva, ovaj autor je izveo podatke da u zemljama sa niskim dohotkom učešće izdataka za hranu u ukupnim izdacima domaćinstava iznosi oko 50%, zatim da je ovaj udeo kod domaćinstava sa nižim primanjima oko 40%, kod domaćinstava sa srednjim nivoom dohotka udeo izdataka za hranu iznosi oko 30%, a kod domaćinstava, odnosno zemalja, sa visokim dohotkom taj udeo iznosi svega 15%.

Jedan od interesantnih nalaza ove studije odnosi se na dohodnu elastičnost izdataka za hranu. Empirijska analiza je pokazala da u zemljama sa niskim dohotkom prosečna

dohodna elastičnost iznosi 0.8, u zemljama sa nižim srednjim dohotkom 0.7, u zemljama sa višim srednjim dohotkom 0.6, u zemljama sa visokim dohotkom 0.3, a u zemljama sa najvišim dohotkom po glavi stanovnika dohodna elastičnost izdataka za hranu iznosi svega 0.1.

Nedavno su Dudek i Koszela (2013) sproveli analizu potrošnje domaćinstava na osnovu uzorka koji je obuhvatio podatke o izdacima za pojedine grupe proizvoda i usluga i ukupnim izdacima domaćinstava svih 27 zemalja - članica Evropske unije. S obzirom na to da su ankete u svim zemljama Evropske unije sprovedene na jednoobrazan način posebna vrednost ovog istraživanja ogleda se u metodološkoj uporedivosti podataka i iz njih izvedenih rezultata o uticaju dohotka (ukupnih izdataka) na obim i strukturu potrošnje domaćinstava u zemljama i grupacijama zemalja Evropske unije. Na osnovu analize distribucije učešća izdataka po zemljama obuhvaćenim ovim istraživanjem, navedeni su autori su zaključili da je zemlje koje su kasnije pristupile Evropskoj uniji imaju veći udeo izdataka za hranu u poređenju sa „starim“ članicama Unije. Ovaj rezultat nije iznenađujući s obzirom na to da se zemlje koje su kasnije pristupile EU nalaze na nižem nivou ekonomskog razvoja, odnosno da je lična potrošnja po glavi stanovnika, koja se inače koristi kao indikator visine primanja stanovništva, manja u „novim“ članicama nego u „starim“ članicama, što upravo odgovara Prvom Engelovom zakonu.

5.2 ISPITIVANJE UTICAJA KVALITATIVNIH KARAKTERISTIKA DOMAĆINSTAVA NA POTROŠNJU

Pored dohotka, na obim i strukturu potrošnje domaćinstava utiču i njihove kvalitativne karakteristike: demografske, ekonomske, socijalne i dr, kao i karakteristike nosioca domaćinstva. Da bi se, prema tome kvantifikovao čist uticaj dohotka na potrošnju pojedinih proizvoda potrebno je izolovati uticaj navedenih karakteristika domaćinstava.

Uticaj kvalitativnih karakteristika domaćinstva na potrošnju može da se ispita parcijalnim modeliranjem tražnje pomoću jedne regresione jednačine i kompleksnim modeliranjem tražnje pomoću kompletnih sistema regresionih jednačina. Parcijalnim modeliranjem uticaja demografskih i socio-ekonomskih karakteristika domaćinstva na potrošnju metodom jedne regresione jednačine bavio se veći broj autora: Prais i Houthakker (1955), Tričković (1971), Davies (2006), Sekhampu i Niqmbanira (2013), Al-Habashneh i Al-Majali (2014), Hasan (2016), i drugi.

Kompleksni pristup potrošačkoj tražnji i modeliranju uticaja dohotka i kvalitativnih karakteristika domaćinstva, počeo je da se razvija u poslednjih nekoliko decenija. Kompleksan modelski pristup zasnovan na kompletnom sistemu regresionih jednačina primenjivali su: Pollak i Wales (1981), Deaton *et al.* (1989), Abdulai, Jain i Sharma (1999), Abdulai (2002), Mittal (2006), Sulgham i Zapata (2006), Yeong-Sheng *et al.* (2008), Yusof i Duasa (2010), Dudek (2011), Dybczak *et al.* (2014), De Agostini (2014), Azzam i Rettab (2015), Ojoko i Umbugadu (2016), i dr.

5.2.1 VELIČINA I STAROSNA STRUKTURA DOMAĆINSTVA

Na visinu izdataka po članu domaćinstva pored dohotka utiče i veličina domaćinstva. Kod izdataka za pojedine proizvode, kao što su npr. izdaci za stanovanje, ogrev, osvetljenje i slično deluje takozvani efekat ekonomije obima domaćinstva koji se ogleda u tome da sa povećanjem broja članova domaćinstva izdaci za navedene i slične proizvode se povećavaju, ali je njihov rast degresivan.

Veličina domaćinstva, kao eksplanatorna varijabla u modele potrošnje može da se uvede kao numerička varijabla, koja uzima vrednosti, 1, 2, 3, itd. ili kao veštačka varijabla čije se nominalne vrednosti određuju proizvoljno, tako na primer, vrednost 1 označava malo domaćinstvo, 2 označava domaćinstvo srednje veličine, a 3 višečlano domaćinstvo. Uticaj veličine domaćinstva na izdatke za pojedine grupe proizvoda u Srbiji modeliran je metodom jedne regresione jednačine, a dobijeni rezultati diskutovani su u sedmom poglavlju disertacije.

Istraživanjem uticaja veličine domaćinstva na izdatke za pojedine grupe proizvoda i usluga bavio se veći broj autora. U poslednjih dvadesetak godina posebnu pažnju privlače radovi sledećih autora. Abdulai, Jain i Sharma (1999) su ispitali uticaj veličine domaćinstva na izdatke za hranu na uzorku od 1100 domaćinstava u Indiji i zaključili da varijabla Veličina domaćinstva u statistički značajnoj meri utiče na izdatke za hranom u Indiji, kao i to da se sa povećanjem broja članova domaćinstva povećava tražnja za žitaricama, mahunama i uljima, a smanjuju izdaci po članu domaćinstva za mesom, ribom, jajima, mlečnim proizvodima, voćem i povrćem. Abdulai (2002) je u svojoj analizi sprovedenoj na uzorku od 775 švajcarskih domaćinstava potvrdio hipotezu o signifikantnosti uticaja veličine domaćinstva. Na osnovu ankete o potrošnji domaćinstva iz 1991. godine sprovedenoj u Španiji, Beneito (2002) je utvrdio da broj članova domaćinstva predstavlja varijablu koja signifikantno utiče na izdatke domaćinstava za kulturu i razonodu. Yeong-Sheng *et al.* (2008) su na osnovu analize podataka uzorka sastavljenog od 14084 domaćinstva u Maleziji potvrdili hipotezu o signifikantnosti uticaja veličine domaćinstva na izdatke za hranom koja se priprema i konzumira van kuće. Do istih zaključaka u svojim istraživanjima došli su Dudek (2011) u Poljskoj, Sekhampu i Niyimbanira (2013) u Južnoafričkoj Republici, De Agostini (2014) u Velikoj Britaniji, Al-Habashneh i Al-Majali (2014) u Jordanu, Ojoko i Umbugadu (2016) u Nigeriji.

Pored veličine domaćinstva, na zavisnost potrošnje od dohotka utiče i sastav, odnosno struktura domaćinstva (starosna, obrazovna, polna, i sl.). Pod ostalim jednakim uslovima dva četvoročlana domaćinstva na primer mogu imati različitu strukturu potrošnje odnosno različit nivo izdataka za pojedine proizvode. Kod određenih proizvoda, kao što su proizvodi koji služe za ishranu, posebno je važna starosna struktura domaćinstva. Razumljivo je da će četvoročlano domaćinstvo sastavljeno od bračnog para i dvoje dece od kojih jedno dete ima dve, a drugo pet godina, i drugo četvoročlano domaćinstvo sastavljeno od bračnog para sa dvoje dece u kome jedno dete ima 15, a drugo 19 godina imati, pri istom nivou dohotka, različit nivo izdataka za ishranu, to isto važi kada su u

pitanju izdaci za odeću, obuću, transportne usluge i sl. Da bi se izvršila uporedivost izdataka domaćinstava, odnosno eliminisao uticaj starosne strukture domaćinstva, istraživači u oblasti potrošačke tražnje koriste tzv. skale ekvivalencije koje podrazumevaju uvođenje potrošačke jedinice umesto člana domaćinstva kao jedinice potrošnje.

Skale ekvivalencije eksplicitno su uključivali u analizu brojni autori koji su se bavili uticajem dohotka na potrošnju, među kojima su Bierens i Pott-Buter (1987), Nelson (1988), Jorgenson (1997), Pendakur (1999), Donaldson i Pendakur (2004), Lewbel i Pendakur (2008), Majumder i Chakrabarty (2010), Dudek (2013), Browning, Chiappori i Lewbel (2013), Hasan (2016), i dr.

5.2.2 REGIONALNA PRIPADOST DOMAĆINSTVA

Regionalna pripadnost domaćinstava predstavlja takođe jednu od kvalitativnih varijabli koje se uključuju u Engelov model potrošnje. Signifikantnost uticaja ove varijable dokazali su Abdulai, Jain i Sharma (1999) u Indiji tako što su dokazali da domaćinstva u severnom delu zemlje izdvajaju više za mleko i mlečne proizvode od domaćinstava na jugu zemlje. Do sličnih rezultata došli su i Beneito (2003) u Španiji, i Theile i Weiss (2003) koji su empirijski dokazali da je tražnja za raznovrsnom hranom veća u većim gradovima Istočne Nemačke u poređenju sa tražnjom u manjim gradovima.

Uticaj regionalne pripadnosti domaćinstva na potrošnju se ispoljava i preko varijable koja meri stepen urbanizacije regije kojoj domaćinstvo pripada. To su potvrdila istraživanja koje je sproveo Mittal (2006). Posmatrajući pojedinačna dobra u okviru grupe hrana, on je ustanovio da urbanizacija ima negativan uticaj na tražnju za pšenicom, mahunama i šećerom, a pozitivan uticaj na tražnju za mlekom, voćem, povrćem i jestivim uljima. Yusof i Duasa (2010) su empirijskim putem utvrdili da populacija koja živi u urbanim predelima ima veću ukupnu potrošnju i da troše više na hranu koja se priprema i konzumira van kuće, na materijale za čitanje, zabavu i proizvode za ličnu higijenu. Interesantan je nalaz do koga su došli Luo i Song (2012). Oni su utvrdili da je tražnja za sredstvima neophodnim za život, odećom, stanovanjem, zdravstvenom zaštitom, nameštajem, transportom i komunikacijama elastična u ruralnim kineskim oblastima.

5.2.3 STRUKTURA DOMAĆINSTAVA

Empirijska istraživanja potrošnje često uključuju uticaj starosne, polne, obrazovne, ekonomske i drugih aspekata strukture domaćinstava.

Ispitujući uticaj varijable koja se odnosi na polnu strukturu, odnosno na učešće osoba muškog pola u domaćinstvu na tražnju, Yusof i Duasa (2010) su na podacima o ličnoj potrošnji u Maleziji dokazali da domaćinstva u kojima je veći udeo muškaraca imaju veće izdatke na alkoholna pića i duvan u odnosu na domaćinstva u kojima dominira udeo

osoba ženskog pola. Davies (2011) je na primer utvrdio da u Malavima, domaćinstva u kojima su dominantni muškarci više izdvajaju na izdatke za transport.

Ranije je već pomenuto da starosna struktura utiče na potrošnju domaćinstava. To potvrđuju brojna empirijska istraživanja. Theile i Weiss (2003) su došli do rezultata da u Nemačkoj tražnja za raznovrsnijom hranom raste sa povećavanjem broja članova domaćinstva od sedam do 17 godina starosti. Sulgham i Zapata (2006) su u SAD ustanovili da domaćinstva sa većim brojem dece imaju veće učešće izdataka za hranu od domaćinstava sa manjim broje dece, kao i to da broj dece u domaćinstvu ne utiče na izdatke za alkohola pića, odeću i transport. Aristei, Pereli i Pieroni (2008) su dokazali uticaj starosne strukture u potrošnji alkoholnih pića, odnosno da domaćinstva sa starijim članovima imaju veće izdatke za alkoholna pića od domaćinstava sa mlađim članovima. Yusof i Duasa (2010) su otkrili da mlađa populacija u Maleziji najmanje izdvaja za hranu koja se priprema i konzumira kod kuće, za razliku od starije populacije koja troši najmanje na hranu koja se priprema i konzumira van kuće. U poređenju sa starijom i srednjom populacijom, mladi najviše izdvajaju za odeću, stanovanje, javni prevoz i zabavu, a najmanje na održavanje stana, zdravlje i obrazovanje. Sekhampu i Niyimbanira (2013) su potvrdili hipotezu da postoji statistički značajna razlika u ukusima, preferencijama i načinu života između starije i mlađe populacije u Južnoafričkoj Republici. De Agostini (2014) je došao do rezultata da domaćinstva u Velikoj Britaniji u kojima su deca uzrasta do pet godina imaju veće učešće izdataka na mlečne proizvode, dok je učešće izdataka za voće, povrće, šećere i masti nešto manji, ali da dolazi do rasta učešća izdataka na posmatrane podgrupe proizvoda sa porastom broja adolescenata u domaćinstvima. Ojoko i Umbugadu (2016) su dokazali da starosna struktura domaćinstava u Nigeriji signifikantno utiče na izdatke za hranu u urbanim područjima.

Obrazovna struktura koja oslikava distribuciju učešća članova domaćinstva bez obrazovanja, sa niskim, srednjim ili visokim obrazovanjem bila je takođe predmet proučavanja Abdulai, Jain i Sharma (1999). Ovi autori su došli do zaključka da „obrazovanija“ domaćinstva imaju veće učešće izdataka za mleko i mlečne proizvode, voće, povrće i jestiva ulja od „manje obrazovanih“ domaćinstava u Indiji.

Udeo zaposlenih u ukupnom broju članova domaćinstva predstavlja socio-ekonomsku karakteristiku domaćinstva čiji je uticaj na potrošnju domaćinstava bio takođe predmet empirijskih istraživanja. Ispitujući uticaj broja zaposlenih članova domaćinstva na obim i strukturu potrošnje u Kanadi, Horton i Campbell (1991) su zaključili da zaposlenost žena dovodi do povećanja izdataka za restoranske usluge hrane i pića. Machado i Cardoso (2003) su do sličnih rezultata došli u Portugaliji. Oni su ustanovili da veći udeo zaposlenih članova domaćinstva, uključujući i zaposlenost žena, povećava izdatke za restorane, hotele i kulturu. Kalwij i Salvedra (2007) su merili uticaj radne strukture domaćinstva na potrošnju različitih grupa proizvoda u Holandiji. Rezultati do kojih su došli jesu da je uticaj radne strukture domaćinstva na potrošnju signifikantan. De Agostini (2014) je ustanovio da zaposlenost žena ima signifikantan uticaj na izdatke domaćinstva, odnosno

da rezultiraju manjim udelom izdataka za masti i šećere, a većim za voće i povrće u odnosu na domaćinstva u kojima su žene nezaposlene.

5.2.4 DEMOGRAFSKE, EKONOMSKE I SOCIJALNE KARAKTERISTIKE NOSIOCA DOMAĆINSTVA

Pored testiranja statističke značajnosti uticaja demografskih, ekonomskih i socijalnih karakteristika domaćinstava, veoma je važno utvrditi uticaj karakteristika (pol, godine starosti, stepen obrazovanja, radni status, zanimanje, bračni status i dr.) samog nosioca (ili, kako se često kaže, glave) domaćinstva.

Theile i Weiss (2013) su pokazali da je tražnja za raznovrsnom hranom u Nemačkoj manja kod jednočlanih domaćinstava čiji je nosilac muškog pola. Davies (2006) je utvrdio da povećanje udela primanja po osnovu zaposlenosti u ukupnom dohotku domaćinstva koji obezbeđuje član muškog pola ima negativan uticaj na izdatke za odeću, za razliku od dominantnog uticaja udela u ukupnom dohotku koji obezbeđuje član ženskog pola. Empirijska istraživanja su takođe pokazala da ako se povećava udeo primanja u ukupnom dohotku koji zarađuje žena, rastu izdaci za sredstva za održavanje kuće i ličnu higijenu. Aristei, Perali, i Pieroni (2008) su došli do zaključka da domaćinstva u kojima je nosilac muškog pola više izdvajaju za alkoholna pića od domaćinstava u kojima je nosilac ženskog pola. Davies (2011) je utvrdio statističku značajnost varijable pol nosioca domaćinstva, dokazavši postavku da domaćinstva u kojima je nosilac ženskog pola više izdvajaju za žensku odeću, obrazovanje, sredstva za održavanje stana i ličnu higijenu, u poređenju sa domaćinstvima u kojima je nosilac muškog pola gde se više izdvaja za mušku odeću, gorivo i poklone; kod izdataka za hranu i zdravstvene usluge nije zabeležena statistički značajna razlika između posmatrana dva tipa domaćinstava. Značaj varijable Pol nosioca domaćinstva za potrošnju pojedinih proizvoda potvrdili su i Bourguignon *et al.* (1993) u Francuskoj, Phipps i Burton (1998) u Kanadi, Sekhampu i Niyimbanira (2013) u Južnoafričkoj Republici, dok su recimo autori Ojoko i Umbugadu (2016) došli do rezultata da u Nigeriji pol nosioca domaćinstva nema statistički značajan uticaj na izdatke za hranu u urbanim područjima.

Lyssiotou, Pashardes i Stengos (2002) su dokazali da postoji statistički značajna razlika u navikama u potrošnji domaćinstava u kojima je nosilac domaćinstva mlađi od 30 godina i domaćinstava u kojima je nosilac domaćinstva stariji od 30 godina. De Agostini (2014) je utvrdio, pored ostalog, da godine starosti nosioca domaćinstva imaju značajan uticaj na izdatke za hranu, i pokazao da što je nosilac domaćinstva stariji, to je veći udeo izdataka za žitarice, masti i šećere, a manji udeo za voće i povrće.

Uticaj nivoa obrazovanja nosioca domaćinstva na potrošnju domaćinstava ispitivali su Abdulai, Jain i Sharma (1999) i došli do zaključka da nivo obrazovanja nosioca domaćinstva nema uticaj na izdatke za hranu u ruralnim oblastima, dok u urbanim ima. Do istog zaključka došli su Davies (2011) i Ojoko i Umbugadu (2016). Uraz (2008) je u Turskoj utvrdio uticaj stepena obrazovanja na izdatke za rekreaciju i kulturu. Sekhampu

i Niyimbanira (2013) su takođe potvrdili statističku značajnost stepena obrazovanja nosioca domaćinstva na obim i strukturu lične potrošnje u Južnoafričkoj Republici.

Uticao zanimanja nosioca domaćinstva na obim i strukturu lične potrošnje ispitivali su Sawtelle (1993), Beneito (2003), Sekhampu i Niyimbanira (2013) i dr. Ojoko i Umbugadu (2016) su na primer dokazali značajnost zanimanja nosioca domaćinstva za potrošnju hrane u urbanim područjima Nigerije, dok su značajnost bračnog statusa nosioca domaćinstva, pored ostalih, dokazali Sekhampu i Niyimbanira (2013).

5.3 EKONOMETRIJSKI TRETMAN KVALITATIVNIH OBELEŽJA DOMAĆINSTVA

U ovom odeljku ćemo u kratkim crtama opisati način uključivanja karakteristika domaćinstva u ekonometrijske modele lične potrošnje. Broj članova domaćinstva kao jedna od relevantnih karakteristika domaćinstva može da se uvede u model kao numerička eksplanatorna (nezavisna) varijabla. Houthakker (1957) je uveo varijablu Broj članova domaćinstva u duplo-logaritamsku funkcionalnu formu

$$\log V = \alpha + \beta \log X + \gamma \log S + \varepsilon$$

gde je V prosečan izdatak po članu domaćinstva za određenu grupu proizvoda u određenom intervalu dohotka, X označava ukupne izdatke po članu domaćinstva u određenom intervalu dohotka, S prosečnu veličinu domaćinstva u posmatranom dohodnom intervalu, dok α, β, γ predstavljaju parametre modela. Dok je Haque (2006) uveo duplo polu-logaritamsku funkcionalnu formu Engelove krive

$$V = \alpha + \beta X + \gamma \log X + \delta \log S + \varepsilon.$$

Drugi način uvođenja kontrolne varijable jeste pomoću veštačkih varijabli z_1, z_2, \dots, z_K , na primer, u linearnu funkcionalnu formu Engelove krive, na sledeći način

$$(5.4) \quad Y_i = \alpha_i + \beta_i X + \sum_{k=1}^K \gamma_{ik} z_k + \sum_{k=1}^K \delta_{ik} X z_k + \varepsilon_i.$$

gde $\sum_{k=1}^K z_k$ obuhvata sve veštačke varijable, odnosno sve modalitete kontrolnih varijabli uključene model, dok izraz $\sum_{k=1}^K X z_k$ obuhvata interakciju dohotka domaćinstva sa veštačkim varijablama, a ostali simboli imaju ranije navedeno značenje.

Jednačina (5.4) može da se napiše i u obliku

$$(5.5) \quad Y_i = \left(\alpha_i + \sum_{k=1}^K \gamma_{ik} z_k \right) + \left(\beta_i + \sum_{k=1}^K \delta_{ik} z_k \right) X + \varepsilon_i$$

koji omogućava jednostavniju i jasniju interpretaciju ocenjenih parametara. Na isti način u model mogu da se uključe i ostale ekonomske, demografske i sociološke karakteristike domaćinstva i članova domaćinstva.

Pored uvođenja kvalitativnih obeležja u parcijalne regresione modele tražnje u kojima se kvantifikuje uticaj dohotka i kvalitativnog obeležja domaćinstva na izdatke domaćinstva za jednim specifičnim proizvodom, ili grupom proizvoda, moguće je kvantifikovati uticaj obeležja domaćinstava i modeliranjem potrošačke tražnje pomoću kompletnih sistema regresionih jednačina.

Označimo sa \mathbf{z} vektor s karakteristika domaćinstava (u najjednostavnijem slučaju z može biti skalar koji označava, na primer, broj članova domaćinstva). Ukoliko sa $e^R(\mathbf{p}, u)$ označimo funkciju izdataka referentnog domaćinstva, tada se prema Rejevom (Ray) (1983) metodu uzima za svako domaćinstvo funkcija izdataka u obliku

$$(5.6) \quad e(\mathbf{p}, \mathbf{z}, u) = m_0(\mathbf{p}, \mathbf{z}, u) \times e^R(\mathbf{p}, u).$$

Ovu funkciju Ray (1983) je dalje razložio na dve komponente

$$(5.7) \quad m_0(\mathbf{p}, \mathbf{z}, u) = \bar{m}_0(z) \times \phi(\mathbf{p}, \mathbf{z}, u).$$

Prvi član na desnoj strani jednakosti $\bar{m}_0(z)$ meri porast izdataka domaćinstava, ne kontrolišući nikakve obrasce u potrošnji domaćinstva, na primer, tročlano domaćinstvo imaće veće izdatke od jednočlanog domaćinstva, ne uzimajući u obzir da struktura potrošnje može biti drugačija. Drugi član na desnoj strani jednakosti $\phi(\mathbf{p}, \mathbf{z}, u)$ kontroliše promene relativnih cena i stvarno potrošene robe, na primer, domaćinstvo sa dve odrasle osobe i dvoje dece, od kojih jedno ima dve, a drugo pet godina će imati drugačiju strukturu potrošnje od domaćinstava koje čine četiri odrasle osobe (Poi, 2012).

Prvi član na desnoj strani jednakosti može dalje da se razloži na sledeći način

$$(5.8) \quad \bar{m}_0(\mathbf{z}) = 1 + \mathbf{p}'\mathbf{z}$$

gde je \mathbf{p} vektor parametara koje treba oceniti na osnovu uzorka.

Uključivanjem kvalitativne karakteristike domaćinstva u QUAIDS model, na primer, dobijamo (Poi, 2012)

$$(5.9) \quad w_i = \alpha_i + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \ln p_j + (\beta_i + \eta_i'z) \ln \left[\frac{m}{\bar{m}_0(z)a(\mathbf{p})} \right] + \frac{\lambda_i}{b(\mathbf{p})c(\mathbf{p}, \mathbf{z})} \left\{ \ln \left[\frac{m}{\bar{m}_0(z)a(\mathbf{p})} \right] \right\}^2$$

gde je sa η_j označena j -ta kolona matrice $\boldsymbol{\eta}$, $s \times k$ parametara, pri čemu je $c(\mathbf{p}, \mathbf{z}) = \prod_{j=1}^k p_j^{\eta_j'z}$.

U ovako postavljenom QUAIDS modelu, da bi se ispunio uslov aditivnosti izdataka, potrebno je da bude zadovoljen uslov $\sum_{j=1}^k \eta_{rj} = 0$ uz $r = 1, \dots, s$.

Empirijski rezultati ispitivanja uticaja karakteristika domaćinstva na potrošnju domaćinstava u Srbiji modelom jedne jednačine i modelom sistema regresionih jednačina prikazani su u sedmom poglavlju disertacije.

6. ENGELOVE KRIVE

U čast nemačkom ekonomisti i statističaru Ernstu Engelu (Engel, 1857), koji je pre više od 150 godina na uzorku od 199 belgijskih domaćinstava proučavao zavisnosti izdataka za pojedine grupe proizvoda i usluga od visine dohotka domaćinstava, funkcija

$$Y = f(X),$$

gde Y označava izdatke za određenim proizvodom ili grupom proizvoda (potrošnju, novčano ili naturalno izraženu), a X dohodak (prihode, raspoloživa sredstva ili ukupne izdatke) domaćinstva, naziva se Engelovom funkcijom ili (geometrijski posmatrano) Engelovom krivom (Lewbel, 2006).

U dosadašnjim empirijskim istraživanjima zavisnosti izdataka na pojedine proizvode ili grupe proizvoda od visine dohotka domaćinstava u svetu i u nas korišćeni su različiti oblici funkcionalne, odnosno stohastičke zavisnosti f koje ćemo u ovom poglavlju analizirati, proučiti njihove ekonomsko-matematičke karakteristike, ponašanje potrošnje i dohodne elastičnosti i druge implikacije za empirijsko proučavanje potrošačke tražnje, odnosno potrošnje domaćinstava ili lične potrošnje stanovništva.

6.1 FUNKCIONALNE FORME ENGELOVIH KRIVIH I NJIHOVE KARAKTERISTIKE

U empirijskim istraživanjima zavisnosti potrošnje pojedinih proizvoda od dohotka domaćinstva, ekonometričari su koristili brojne funkcionalne oblike Engelovih krivih (Tričković i Hanić, 1996), od kojih su najpoznatiji sledeći analitički oblici:

(6.1) $V = \alpha + \beta X$ (Linearna Engelova kriva, skraćeno: LIN)

(6.2) $V = \alpha + \beta \log X + \gamma X^2$ (Kvadratna Engelova kriva ili parabola, skraćeno: QUADRATIC)

(6.3) $\log V = \alpha + \beta \log X$ (Duplo-logaritamska Engelova kriva ili Engelova kriva sa konstantnim elastičitetom, skraćeno: LOG-LOG)

(6.4) $\log V = \alpha + \beta X$ (Logaritamsko-linearna Engelova kriva, skraćeno: LOG-LIN)

(6.5) $V = \alpha + \frac{\beta}{X}$ (Inverzna Engelova kriva ili hiperbola, skraćeno: INV)

(6.6) $\log V = \alpha - \frac{\beta}{X}$ (Logaritamsko-inverzna Engelova kriva ili Log-hiperbola, skraćeno: LOG-INV)

(6.7) $\log V = \alpha - \frac{\beta}{X} - \gamma \log X$ (Log-log hiperbola ili Log-log inverzna Engelova kriva, skraćeno: LOG-LOG-INV)

$$(6.8) V = \frac{k}{1+\beta e^{-\alpha X}} \text{ (Logistička Engelova kriva, S-kriva, skraćeno: LOGISTIC)}$$

$$(6.9) V = \frac{\alpha}{X+\beta} \text{ (Prva Törnquist Engelova kriva ili Kriva tražnje za neophodnim proizvodima, skraćeno: T1)}$$

$$(6.10) V = \frac{\alpha(X-\gamma)}{X+\beta} \text{ (Druga Törnquist Engelova kriva ili kriva tražnje za relativno neophodnim proizvodima, skraćeno: T2)}$$

$$(6.11) V = \alpha X \frac{X-\gamma}{X+\beta} \text{ (Treća Törnquist Engelova kriva ili Kriva tražnje za luksuznim proizvodima, skraćeno: T3)}$$

$$(6.12) V = \alpha \frac{X}{X-\beta} \text{ (Četvrta Törnquist Engelova kriva ili kriva tražnje za inferiornim proizvodima, skraćeno: T4)}$$

$$(6.13) \frac{q}{K} = \int_{-\infty}^Z \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp -\frac{1}{2}t^2 dt; \quad Z = \log \alpha + \beta \log X \text{ (Log-normalna Engelova Kriva ili Sintetička Engelova kriva, skraćeno: LOG-NORMAL)}$$

$$(6.14) V = \alpha + \beta \log X \text{ (Linearno-logaritamska Engelova kriva, skraćeno: LIN-LOG)}$$

$$(6.15) V = \alpha + \beta X + \gamma \log X + \delta \log S \text{ (Dupla-polulogaritamska Engelova kriva, skraćeno BISEMI-LOG)}$$

6.1.1 LINEARNA ENGELOVA KRIVA

Linearna Engelova kriva predstavlja najjednostavniji oblik zavisnosti potrošnje, odnosno izdataka od dohotka

$$V = \alpha + \beta X; \quad \alpha \geq 0, \beta > 0$$

gde parametar α predstavlja odsečak na vertikalnoj osi koji pokazuje inicijalni nivo potrošnje koji se ostvaruje pri nultom nivou dohotka, dok parametar β predstavlja koeficijent pravca Engelove prave. Matematički, parametar β predstavlja prvi izvod linearne Engelove funkcije, tj.

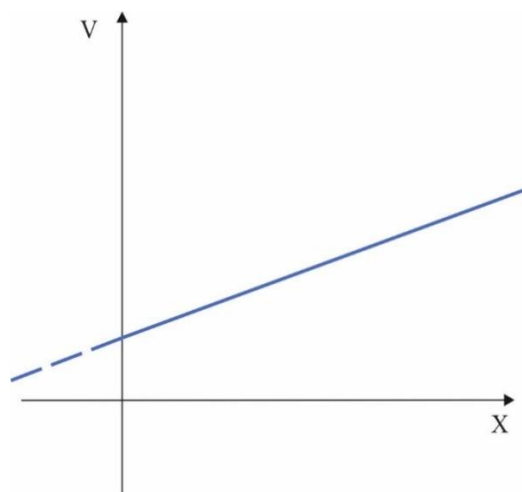
$$\frac{dV}{dX} = \beta$$

i pokazuje za koliko se (novčanih ili naturalnih) jedinica povećava potrošnja posmatranog proizvoda kada se dohodak poveća za jednu novčanu jedinicu.

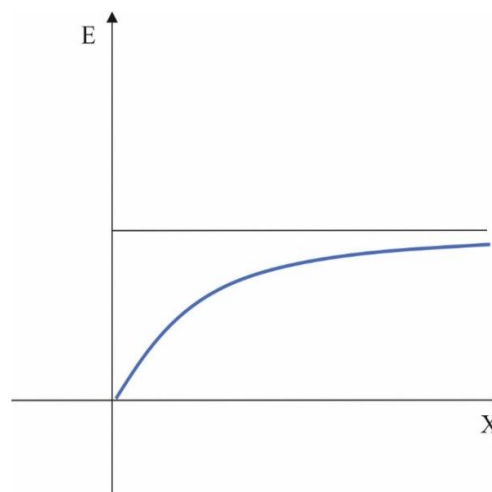
Mada je (apsolutni) porast potrošnje isti na svim nivoima dohotka, numerička vrednost koeficijenta elastičnosti potrošnje u odnosu na dohodak (dohodni elastičnost)

$$E = \frac{\beta X}{V}$$

je promenljiva veličina i različita na raznim nivoima dohotka s obzirom na to da je odnos dohotka i izdataka X/V promenljiva veličina koja se menja sa promenom visine dohotka.



Sl. 6. 1 Linearna Engelova funkcija sa pozitivnim odsečkom



Sl. 6. 2 Elastičnost linearne Engelove funkcije sa negativnim odsečkom

Kod Engelove prave sa pozitivnim odsečkom

$$V = \alpha + \beta X; \quad \alpha > 0, \beta > 0$$

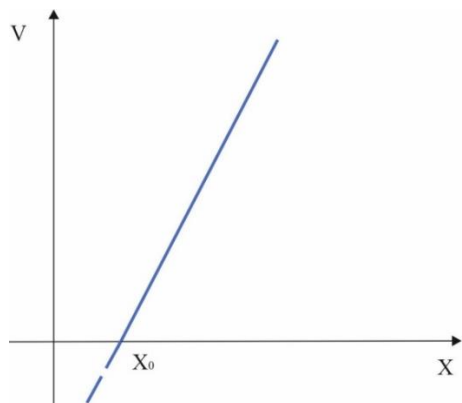
dohodna elastičnost je manja od jedinice na svim nivoima dohotka, pri čemu raste od nule do jedinice kada se dohodak povećava. S obzirom na tu karakteristiku, ovaj oblik Engelove funkcije može da se primeni u analizi potrošnje neophodnih proizvoda, tj. u analizi onih proizvoda kod kojih je potrošnja neelastična u odnosu na dohodak.

Engelova prava sa negativnim odsečkom

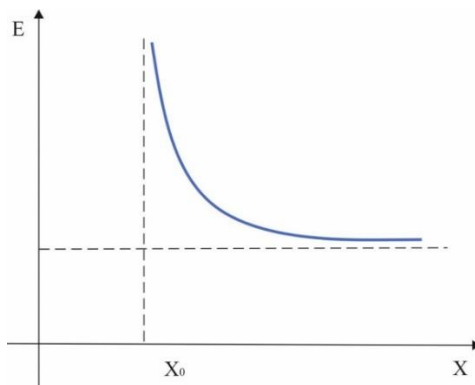
$$V = \alpha + \beta X; \quad \alpha < 0, \beta > 0$$

ima prag dohotka $X_0 = -\frac{\alpha}{\beta}$ koji označava nivo dohotka ispod kojeg proizvod nije zastupljen u potrošnji domaćinstva. Dohodna elastičnost potrošnje u ovom slučaju je veća od jedinice za svaki nivo dohotka koji je veći od praga dohotka i opada od plus beskonačno do jedan kada se dohodak (počev od praga ili inicijalnog nivoa) povećava. Sledstveno tome, ova Engelova funkcija se koristi u analizi luksuznih proizvoda, tj. proizvoda kod kojih je koeficijent dohodne elastičnosti veći od jedinice.

Kod inferiornih proizvoda, tj. kod proizvoda kod kojih potrošnja opada sa porastom dohotka, te kod kojih je dohodna elastičnost negativna, parametar β je negativan (parametar α u tom slučaju mora biti pozitivan) tako da Engelova prava ima negativan nagib.



Sl. 6. 3 Linearna Engelova funkcija sa negativnim odsečkom



Sl. 6. 4 Elastičnost linearne Engelove funkcije sa pozitivnim odsečkom

Linearna Engelova kriva ima nekoliko pozitivnih osobina:

- 1) Ako se parametri krive ocene metodom najmanjih kvadrata i ako se za sve proizvode koristi linearna Engelova funkcija, tada je suma ocenjenih izdataka za svaki nivo dohotka jednaka datom nivou dohotka. Drugim rečima, linearna Engelova kriva zadovoljava uslov aditivnosti koji zahteva da suma ocenjenih izdataka bude jednaka sumi stvarnih izdataka.
- 2) Parametri funkcije se jednostavno ocenjuju i s obzirom na to da je funkcija linearna i po varijablama i po parametrima, ocene parametara imaju unapred poznata statistička svojstva (linearne, nepristrasne i efikasne ocene, tj. ocene sa minimalnom greškom).
- 3) Parametar uz varijablu dohodak, odnosno regresioni koeficijent ima jednostavnu, jasnu i preciznu ekonomsko-matematičku i statističku interpretaciju.

S druge strane, u primeni ovog oblika Engelove krive mogu da se ispolje određena ograničenja, kao što su:

- 1) Nedovoljna sposobnost prilagođavanja empirijskim podacima o dohotku i potrošnji zbog toga što funkcija ima samo dva parametra.
- 2) Aproksimacija zavisnosti potrošnje od dohotka kada se potrošnja ne povećava ravnomerno sa porastom dohotka već ima progresivan ili degresivan rast.
- 3) Funkcija nema maksimum niti horizontalnu asimptotu, što znači da ne može da se primeni u analizi potrošnje kod kojih se ispoljava saturacija, odnosno pojava potpunog zadovoljenja potreba.

6.1.2 KVADRATNA ENGELOVA KRIVA

U empirijskim analizama zavisnosti potrošnje od dohotka često se koristi kvadratna Engelova kriva ili parabola drugog stepena konkavnog oblika

$$V = -\alpha + \beta \log X - \gamma X^2; \quad \alpha, \beta, \gamma > 0$$

koja izražava tendenciju da počev od praga dohotka X_1 potrošnja degresivno raste sve dotle dok dohodak ne stigne nivo $X^* = \frac{\beta}{2\gamma}$ pri kojem potrošnja dostiže maksimum koji označava nivo saturacije potrošnje.

Na osnovu analize funkcije koja predstavlja prvi izvod parabole

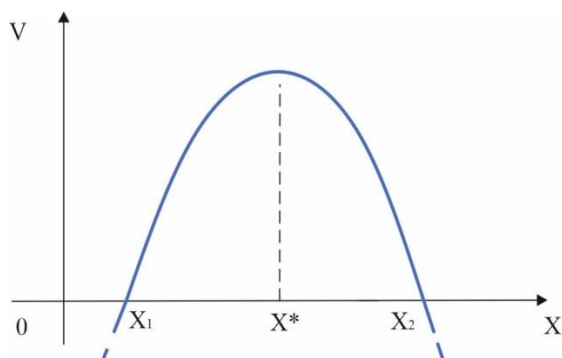
$$\beta - 2\gamma X$$

može se takođe videti da sa porastom dohotka iznad nivoa X^* potrošnja opada da bi potpuno iščezla kada dohodak dostigne nivo X_2 . U tom intervalu dohotka proizvod poprma karakteristike inferiornog dobra.

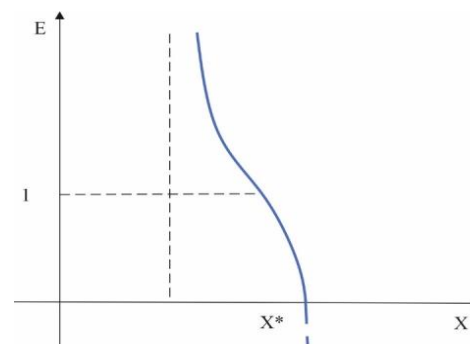
Dohodna elastičnost potrošnje čije tendencije opisuje konkavna Engelova parabola drugog stepena

$$E = \frac{X}{V}(\beta - 2\gamma X)$$

je opadajuća funkcija dohotka. Kada je $X = \sqrt{\alpha/\gamma}$ elastičnost potrošnje u odnosu na dohodak jednaka je jedinici. Kada X raste počev od praga dohotka X_1 elastičnost opada od $+\infty$ do 1, što znači da segment parabole koji odgovara intervalu dohotka $(X_1, \sqrt{\alpha/\gamma})$ može da opiše zavisnost potrošnje luksuznih proizvoda od dohotka, tj. proizvoda kod kojih je potrošnja elastična, tj. kod proizvoda kod kojih je $E > 1$.



Sl. 6. 5 Kvadratna Engelova parabola



Sl. 6. 6 Elastičnost kvadratne Engelove parabole

U intervalu dohotka $(\sqrt{\alpha/\gamma}, \beta/2\gamma)$ elastičnost potrošnje u odnosu na dohodak opada od jedan do nule, što znači da ovaj segment parabole može da opiše tendencije u potrošnji neophodnih proizvoda kod kojih je koeficijent elastičnosti manji od jedinice. Kada dohodak nastavlja da raste iznad nivoa $\beta/2\gamma$ elastičnost potrošnje ulazi u zonu negativne elastičnosti u kojoj se može opisati zavisnost potrošnje inferiornih proizvoda od dohotka, tj. proizvoda kod kojih je koeficijent elastičnosti manji od nule.

Na osnovu prethodne analize karakteristika Engelove kvadratne funkcije može se izvesti zaključak da ovaj oblik funkcije može dobro da aproksimira zavisnost potrošnje od dohotka u uslovima velikih varijacija u dohotku, kao što je to slučaj kod međunarodnih istraživanja uticaja dohotka na potrošnju. U zemljama sa nižim nivoom dohotka proizvod

je luksuzan, u razvijenim zemljama proizvod ima status neophodnog proizvoda, a u najbogatijim zemljama proizvod poprima karakteristike inferiornog dobra.

6.1.3 ENGELOVA KRIVA SA KONSTANTNIM ELASTICITETOM

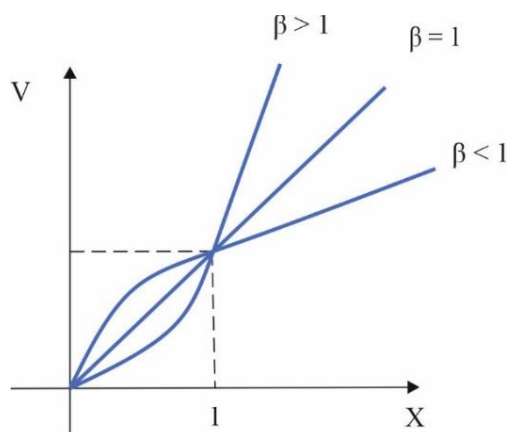
Dvostruko-logaritamska, bilogaritamska, log-log logaritamska ili, izvorno, stepena funkcija

$$\log V = \log \alpha + \beta \log X \quad (\text{izvorni oblik: } V = \alpha X^\beta); \quad \alpha, \beta > 0$$

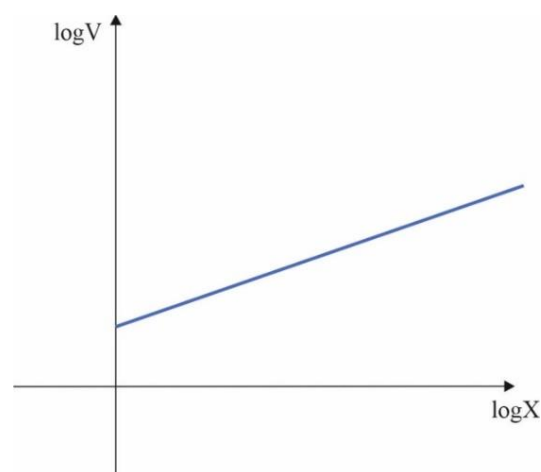
ima konstantnu elastičnost, koja je jednaka stepenu funkcije, odnosno koeficijentu pravca β dvostruko-logaritamske Engelove krive:

$$E = \frac{d(\log V)}{d(\log p)} = \beta$$

zbog čega se naziva Engelova kriva sa konstantnim elastičitetom.



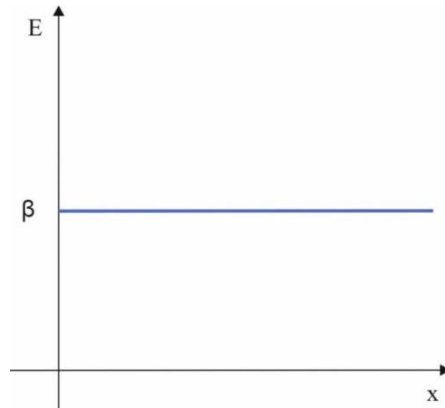
Sl. 6. 7 Stepena funkcija



Sl. 6. 8 Dvostruko logaritamska Engelova funkcija

Ova funkcija predstavlja jedini analitički oblik Engelove funkcije kod koje je elastičnost konstantna na svim nivoima dohotka. Zbog toga je ova funkcija veoma popularna u ekonometrijskim analizama i projekcijama potrošnje domaćinstava, odnosno lične potrošnje stanovništva. Log-log funkcija se često koristi u empirijskoj analizi potrošačke tražnje i zbog toga što logaritamska transformacija originalnih varijabli u određenoj meri eliminiše heteroskedastičnost rezidualnih odstupanja koja je po pravilu prisutna u analizi uporednih podataka o izdacima i visini dohotka domaćinstava.

Prednost ove funkcionalne forme Engelove krive jeste u tome što se parametri jednostavno ocenjuju i što ključni parametar β ima veoma precizno značenje. On pokazuje za koliko se procenata povećava potrošnja datog proizvoda kada se dohodak potrošača odnosno domaćinstva poveća za jedan procenat.



Sl. 6. 9 Elastičnost Engelove krive sa konstantnim elastičitetom

Osnovno ograničenje u primeni ove funkcije proizlazi iz činjenice da ova funkcija nema ni horizoantalu asimptotu ni maksimum tako da ne može da opiše tendencije progresivnog ili degresivnog rasta potrošnje u pojedinim intervalima dohotka niti da aproksimira zavisnost potrošnje od dohotka u slučaju proizvoda kod kojih (kao što su proizvodi koji služe za ishranu) postoji saturacija u potrošnji.

6.1.4 LINEARNO-LOGARITAMSKA ENGELOVA KRIVA

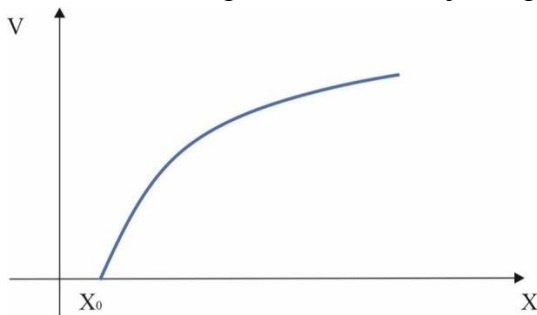
Linearno-logaritamska Engelova kriva, polu-logaritamska ili semi-logaritamska funkcija ima sledeći analitički oblik:

$$V = \alpha + \beta \log X; \quad \alpha, \beta > 0$$

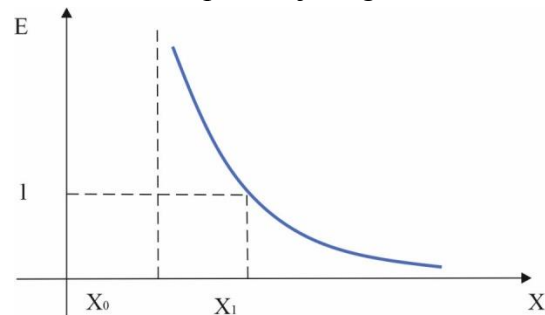
prvi izvod ove funkcije

$$\frac{dV}{dX} = \frac{\beta}{X}$$

je, kao što vidimo, promenljiv i opada sa porastom vrednosti nezavisne varijable, što znači da se lin-log Engelova kriva može koristiti za aproksimaciju zavisnosti potrošnje od dohotka kod onih proizvoda kod kojih sa porastom dohotka potrošnja degresivno raste.



Sl. 6. 10 Polulogaritamaska Engelova funkcija



Sl. 6. 11 Elastičnost polulogaritamaska Engelove funkcije

Ova funkcija ima prag dohotka X_0 koji označava onaj nivo dohotka za koji i iznad kojeg počinje da se ispoljava tražnja za posmatranim proizvodom.

Elastičnost linearno-logaritamske Engelove krive

$$E = \frac{\beta}{V}$$

jasno pokazuje da je elastičnost potrošnje opadajuća funkcija dohotka i da opada od $+\infty$, kada je dohodak jednak inicijalnom nivou, pa sve do nule kada se dohodak neograničeno povećava.

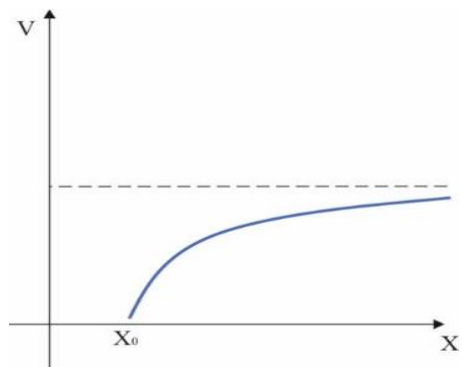
Iz jednostavnog izraza za dohodnu elastičnost jasno proizlazi da je $E > 1$ kada je $V < \beta$, zatim da je elastičnost jednaka jedinici kada je $V = \beta$ te da je potrošnja neelastična $E < 1$ u onom segmentu Engelove krive u kojem su izdaci za posmatrani proizvod veći od numeričke vrednosti parametra β .

6.1.5 INVERZNA ENGELOVA KRIVA

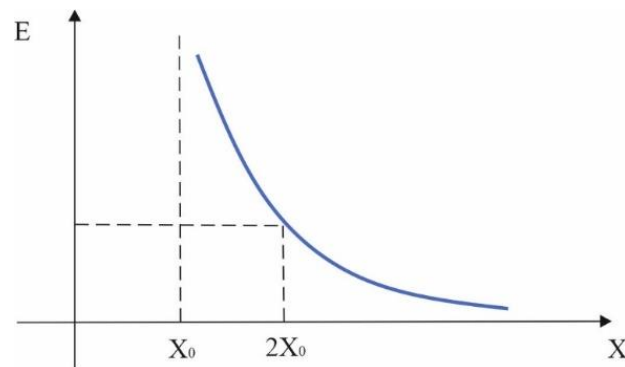
Za ispitivanje uticaja dohotka na potrošnju određenih proizvoda i usluga često se koristi inverzna Engelova kriva ili hiperbola

$$V = \alpha - \frac{\beta}{X}, \alpha, \beta > 0$$

čiji je grafički prikaz dat na Sl. 6.12.



Sl. 6. 12 Engelova hiperbola



Sl. 6. 13 Elastičnost Engelove hiperbole

Jednostavnom transformacijom $Z = 1/X$ hiperbola se svodi na linearnu funkciju, odnosno na pravu liniju.

I ovu Engelovu krivu karakteriše postojanje praga, odnosno inicijalnog nivoa dohotka, koji u ovom slučaju iznosi $X_0 = \beta/\alpha$, iznad kojeg se pojavljuje tražnja za posmatranim proizvodom.

Prvi izvod hiperbole

$$\frac{dV}{dX} = \frac{\beta}{X^2}$$

kazuje da potrošnja raste sve sporije sa povećanjem dohotka (iznad praga $X_0 = \frac{\beta}{\alpha}$). Kada se dohodak X beskrajno povećava vrednost varijable V teži parametru α koji zapravo predstavlja horizontalnu asimptotu ove Engelove krive što označava maksimalni nivo potrošnje, odnosno potpunu saturaciju u potrošnji.

Analizirajući izraz za dohodnu elastičnost potrošnje koju opisuje inverzna Engelova kriva

$$E = \frac{\beta}{\alpha X - \beta}$$

moгу se identifikovati dva karakteristična segmenta krive. Prvi segment krive određen je vrednostima varijable X u intervalu $(X_0, 2X_0)$ odnosno u intervalu $(\frac{\beta}{\alpha}, 2\frac{\beta}{\alpha})$ i opisuje elastičnu potrošnju u odnosu na dohodak ($E > 1$), dok drugi segment, koji odgovara intervalu dohotka $X > 2X_0$, aproksimira neelastičnu potrošnju ($E < 1$). U tački koja razdvaja ova dva intervala dohotka, potrošnja je normalno elastična ($E = 1$), što znači da potrošnja postaje jedinično elastična kada se inicijalni nivo dohotka udvostruči.

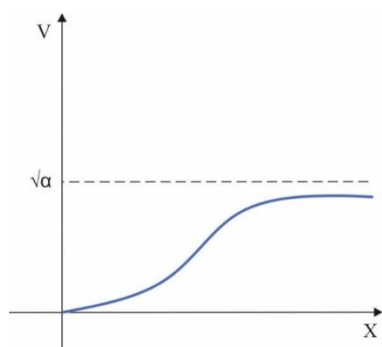
Na osnovu analize ponašanja potrošnje i sledstveno dohodne elastičnosti može se zaključiti da Inverzna Engelova kriva može da se koristi u analizi zavisnosti potrošnje od dohotka kako luksuznih tako i neophodnih proizvoda.

6.1.6 LOG-INVERZNA ENGELOVA KRIVA

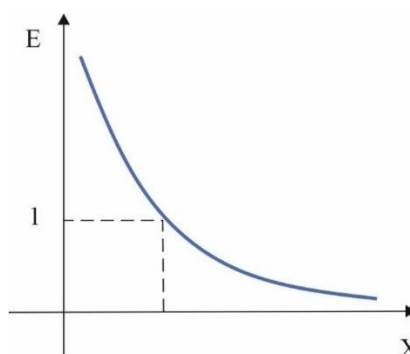
Log-inverzna ili log-hiperbola ili sintetička Engelova kriva, kako se ponekad naziva, ima sledeći analitički oblik:

$$\log V = \alpha - \frac{\beta}{X}; \quad \alpha, \beta > 0$$

pri nultom nivou dohotka posmatrani proizvod nije zastupljen u potrošnji, što znači da je prag dohotka jednak nuli. Kriva polazi od koordinatnog početka i kada se dohodak povećava potrošnja raste, i to najpre ubrzano, a zatim sve sporije, približavajući se horizontalnoj asimptoti $V = e^\alpha$ koja označava nivo potpunog zadovoljenja potrebe koju posmatrani proizvod zadovoljava.



Sl. 6. 14 Engelova log-hiperbola



Sl. 6. 15 Elastičnost Engelove log-hiperbole

Brzinu promena u potrošnji sa porastom dohotka opisuje izvodna funkcija,

$$\frac{dV}{dX} = V \frac{\beta}{X^2}$$

koja kada se pomnoži sa odnosom dohotka i izdataka za posmatrani proizvod (X/V) dobija se izraz za elastičnost potrošnje (izdatak) u odnosu na dohodak

$$E = \frac{\beta}{X}$$

koji se jednostavno analizira. Kada se dohodak neograničeno povećava elastičnost opada težeći ka nuli, pri čemu je moguće identifikovati tri karakteristične situacije: kada je $X < \beta$ potrošnja je elastična ($E > 1$); kada je dohodak tačno jednak vrednosti parametra β , tada je $E = 1$; a kada dohodak nadmašuje vrednost datog parametra procentualne promene u potrošnji su manje od odgovarajućih proporcionalnih promena u dohotku tako da je potrošnja u odnosu na dohodak neelastična ($E < 1$).

6.1.7 LOG-LOG INVERZNA ENGELOVA KRIVA

Log-log inverzna Engelova kriva

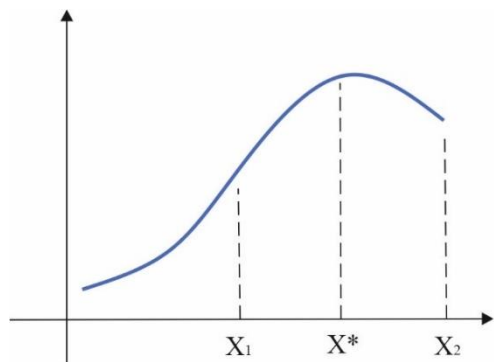
$$\log V = \alpha - \frac{\beta}{X} - \gamma \log X$$

predstavlja Engelovu krivu koju karakteriše visok stepen fleksibilnosti i prilagođavanja empirijskoj distribuciji empirijskih podataka. Ona je fleksibilnija od kvadratne Engelove krive koja takođe sadrži tri parametra.

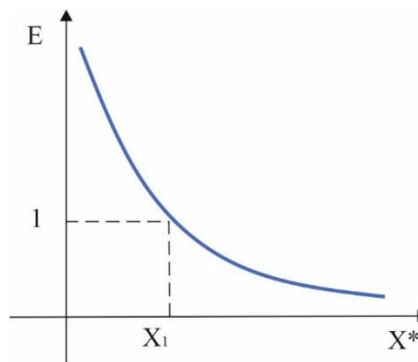
Na osnovu analitičkog izraza ove funkcije i njene izvodne funkcije

$$\frac{dV}{dX} = V \left(\frac{\beta}{X^2} - \frac{\gamma}{X} \right)$$

mogu se izvesti njene karakteristike u pogledu tendencija u potrošnji koje se ispoljavaju sa porastom dohotka. Kriva ima nekoliko karakterističnih segmenata i jednu stacionarnu tačku.



Sl. 6. 16 Engelova log-log hiperbola



Sl. 6. 17 Elastičnost Engelove log-log hiperbole

Prvi segment krive, koji je iznad intervala dohotka $(0, X_1)$, opisuje progresivan rast potrošnje. Sledeći segment krive, odgovara intervalu dohotka (X_1, X^*) . U okolini tačke $X = X^* = \beta/\gamma$ potrošnja se ne menja, dostižući svoj maksimum, odnosno nivo saturacije. U trećem segmentu, koji se nalazi desno od stacionarne tačke, potrošnja opada sa porastom dohotka.

Opisano ponašanje može da se formuliše i u terminima dohodne elastičnosti. Na osnovu matematičkog izraza za elastičnost ove krive

$$E = \frac{\beta - \gamma X}{X}$$

proizlazi da dohodna elastičnost opada od beskonačno velike vrednosti do $-\gamma$, pri čemu elastičnost opada od $+\infty$ do 1 kada dohodak raste od nultog nivoa do nivoa X_1 , za $X = X_1$ koeficijent dohodne elastičnosti uzima jediničnu vrednost, u narednoj zoni dohotka elastičnost opada od 1 do γ , u okolini stacionarne tačke elastičnost je jednaka nuli, a desno od stacionarne tačke rast dohotka dovodi do toga da elastičnost postaje negativna težeći broju $-\gamma$.

Zbog svojih osobina, ovaj oblik Engelove krive je veoma privlačan za analizu potrošnje u uslovima kada dohodak varira u širokom rasponu, kao što je slučaj u regionalnim i međunarodnim istraživanjima uticaja dohotka na izdatke za pojedine grupe proizvoda. Tada može da se otkrije status proizvoda u pojedinim zemljama kod kojih dohodak domaćinstava, odnosno dohodak po glavi stanovnika varira u određenim intervalima, te da se utvrdi u kom rasponu dohotka je potrošnja elastična, jedinično elastična, neelastična, jednaka nuli i negativno elastična, odnosno kada proizvod ima status luksuznog, relativno luksuznog, neophodnog, savršeno neelastičnog i inferiornog proizvoda.

6.1.8 LOGISTIČKA ENGELOVA KRIVA

Logistička Engelova kriva, S kriva ili kriva Perl-Rida

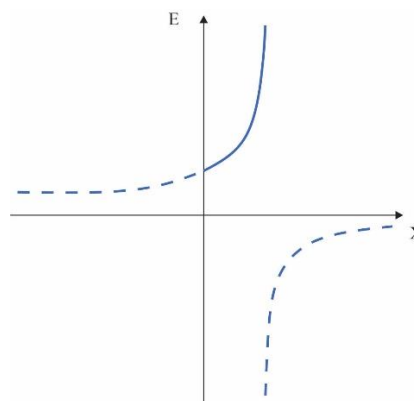
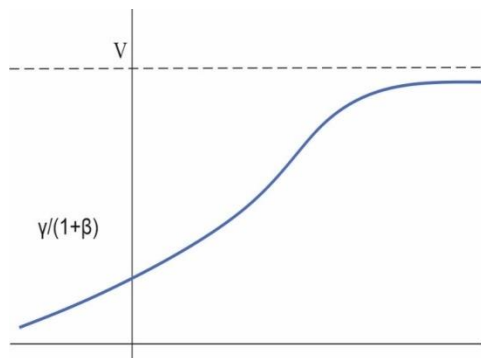
$$V = \frac{\gamma}{1 + \beta e^{-\alpha X}}; \alpha, \beta, \gamma > 0$$

ima široku primenu kako u regresionoj analizi zavisnosti jedne ekonomske veličine (Y) od druge ekonomske veličine (X) tako, a možda i češće, u analizama vremenskih serija usmerenih na otkrivanje trenda kao dugoročne razvojne pojave (Y) tokom vremena (t).

Prvi izvod logističke Engelove krive, dat u obliku sledeće diferencijalne jednačine

$$\frac{dV}{dX} = \frac{\alpha}{\gamma} V(\gamma - V)$$

izražava promene potrošnje u odnosu na promene dohotka kao kod kvadratne funkcije izdataka.



Sl. 6. 18 Logistička Engelova kriva

Sl. 6. 19 Elastičnost logističke Engelove krive

Odnos apsolutnih prirasta potrošnje i prirasta dohotka, $\frac{dV}{dX}$, ima oblik konkavne parabole, što znači da izdaci najpre ubrzano rastu, zatim dostižu svoj maksimum, a potom usporavaju svoj rast. Iz analitičkog izraza prvog izvoda logističke Engelove krive proizlazi da je ubrzanje utoliko veće ukoliko su vrednosti varijable V udaljeniji od tačke koja označava nivo saturacije, odnosno od horizontalne asimptote ($V = \gamma$), te da se rast izdataka sve više usporava kada se približavaju nivou saturacije γ

$$\gamma/(1 + \beta).$$

Polu-elastičnost Engelove logističke krive je funkcija izdataka, koja izražava odnos procentualnih promena izdataka i apsolutnih promena dohotka, ima sledeći matematički izraz

$$\frac{dV}{dX} \frac{1}{V} = \alpha - \frac{\alpha}{\gamma} V$$

dok „celu“ elastičnost dobijamo množenjem prethodnog izraza sa varijablom X

$$\frac{dV}{dX} \frac{X}{V} = \alpha X - \frac{\alpha}{\gamma} XV.$$

Elastičnost Engelove logističke krive je, kao što vidimo, promenljiva veličina, što znači da je odnos procentualnih promena izdataka i dohotka različit na različitim nivoima dohotka (i izdataka).

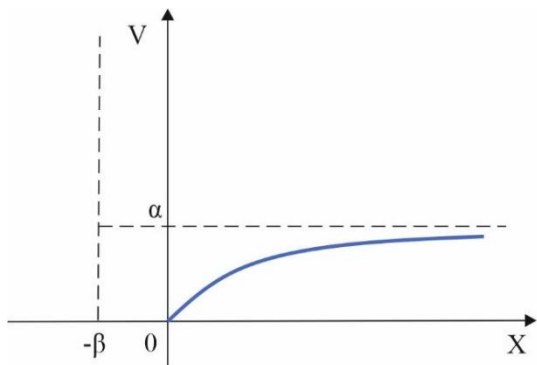
6.1.9 SISTEM TÖRNQUIST ENGELOVIIH KRIVIIH

Polazeći od klasifikacije proizvoda na neophodne, relativno neophodne, luksuzne i inferiorne, u zavisnosti od ponašanja izdataka i dohodne elastičnosti sa promenom dohotka, švedski ekonometričar Törnquist (1941) je uveo četiri tipa Engelovih krivih.

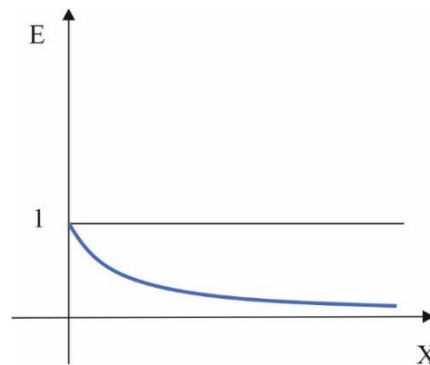
Prva Törnquist Engelova kriva

$$V = \frac{\alpha}{X + \beta} \quad (\alpha, \beta > 0)$$

se zbog svojih osobina koristi u analizi potrošnje proizvoda koji služe za zadovoljenje osnovnih životnih potreba. Kriva polazi od koordinatnog početka i, kada se dohodak neograničeno povećava, teži ka parametru α koji označava nivo potpunog zadovoljenja potreba, odnosno matematički, horizontalnu asimptotu krive. Pri niskim nivoima dohotka, izdaci ubrzano rastu da bi potom pri dovoljno visokom nivou dohotka usporili rast sa tendencijom potpune stagnacije.



Sl. 6. 20 Prva Törnquist Engelova kriva



Sl. 6. 21 Elastičnost Prve Törnquist Engelove krive

Dohodna elastičnost Prve Törnquist Engelove krive

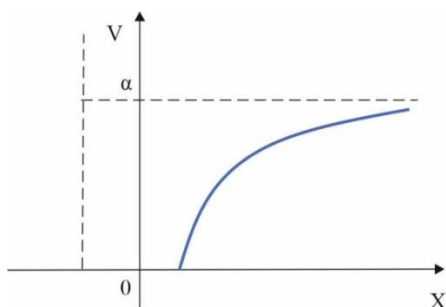
$$E = \frac{\beta}{X + \beta}$$

opada od jedinice i teži ka nuli kada se dohodak neograničeno povećava.

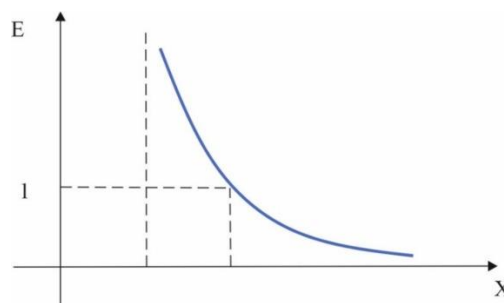
Druga Törnquist Engelova kriva

$$V = \frac{\alpha(X - \gamma)}{X + \beta}; \quad (\gamma > 0, \quad \beta > -\gamma)$$

ima vertikalnu ($X = -\beta$) i horizontalnu asimptotu ($V = \alpha$), pri čemu horizontalna asimptota uslovno obeležava maksimalne izdatke. Za niske dohotke, ne javlja se potrošnja ovih proizvoda tako da su izdaci jednaki nuli sve dok dohodak ne dostigne dovoljno visok nivo ($X = \gamma$). Iznad tog nivoa, koji se naziva prag dohotka, izdaci urbano rastu da bi potom usporili svoj rast i ispoljili tendenciju potpune stagnacije.



Sl. 6. 22 Druga Törnquist Engelova kriva



Sl. 6. 23 Elastičnost Druge Törnquist Engelove krive

Elastičnost Engelove krive ovog tipa

$$E = \frac{\beta}{X + \beta} + \frac{\gamma}{X - \gamma}$$

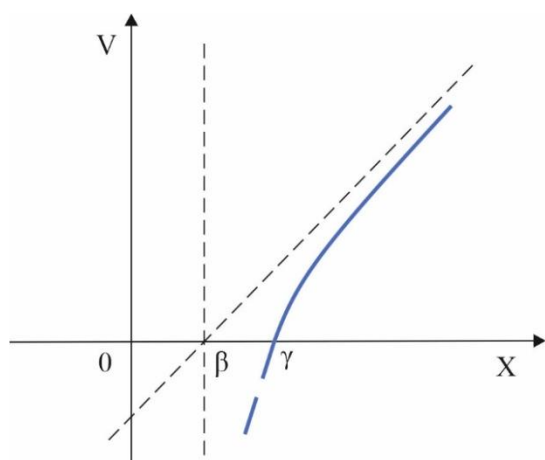
opada od beskonačno visokih vrednosti počev od ($X = \gamma$) i sa daljim povećanjem dohotka teži ka nuli. U središnjem segmentu ove krive dohodna elastičnost varira od 1.4 do 0.6 pa se zbog te osobine ova Engelova kriva koristi u analizi zavisnosti potrošnje od dohotka u slučaju relativno neophodnih (ili relativno luksuznih) proizvoda.

Treća Törnquist Engelova kriva

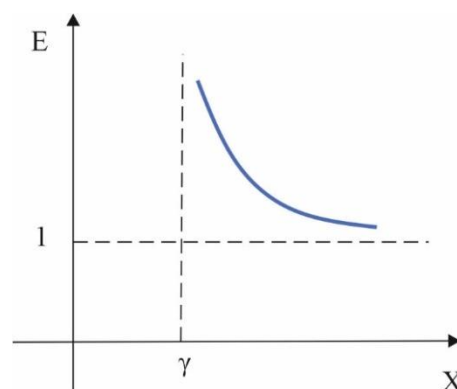
$$V = \alpha X \frac{X - \gamma}{X + \beta}; \quad (\alpha, \gamma > 0, \quad \beta > -\gamma)$$

nema horizontalnu asimptotu, što znači da ova kriva može da se primeni u analizi potrošnje luksuznih proizvoda, tj. kod proizvoda kod kojih sa porastom dohotka ne dolazi do saturacije.

Možemo da primetimo da ova Engelova kriva ima kosu asimptotu s obzirom na to da učešće izdataka u dohotku $w = V/X$ teži ka konstanti α kada se dohodak potrošača neograničeno povećava. Dakle, iako sa povećanjem dohotka izdaci neograničeno rastu, učešće izdataka u dohotku ima svoju granicu rasta.



Sl. 6. 24 Treća Törnquistova Engelova kriva



Sl. 6. 25 Elastičnost Treće Törnquistove Engelove krive

Kako treća Törnquist Engelova kriva predstavlja proizvod dve funkcije, druge Törnquist Engelove funkcije i funkcije $V = V(X) = X$, pa kako je elastičnost proizvoda dve funkcije jednaka zbiru njihovih elastičnosti i kako je elastičnost funkcije $V = X$ jednaka jedinici, elastičnost treće Törnquist Engelove krive ima sledeći matematički izraz

$$E = 1 + \frac{\beta}{X + \beta} + \frac{\gamma}{X - \gamma}$$

koji kazuje da se elastičnost smanjuje od neograničeno velike vrednosti, za $X = \gamma$, težeći ka jedinici.

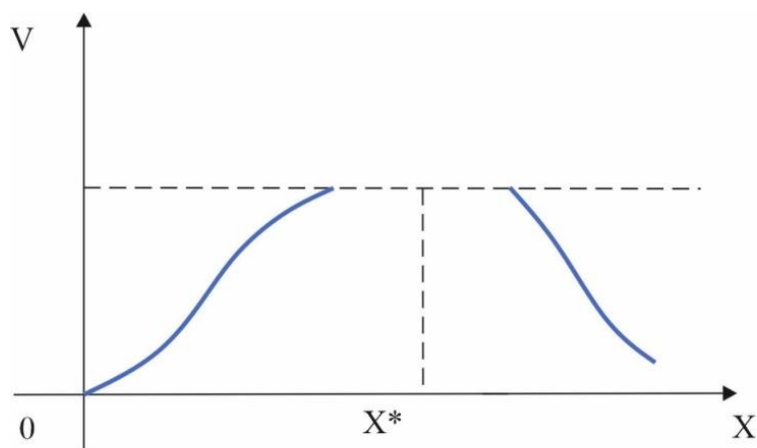
S obzirom na navedena svojstva i činjenicu da je dohodna elastičnost veća od jedinice za sve nivoe dohotka, ovaj tip Engelove krive se koristi u analizi potrošnje luksuznih proizvoda.

Četvrta Törnquist Engelova kriva

$$V = \alpha \frac{X}{X - \beta}; \quad (\alpha, \beta > 0)$$

je opadajuća funkcija, što znači da potrošnja opada sa porastom dohotka, i da je sledstveno tome dohodna elastičnost negativna. Zbog toga se ova Engelova kriva primenjuje veoma retko, i to u analizi potrošnje inferiornih proizvoda čija se potrošnja smanjuje sa porastom dohotka potrošača.

Fisk (1958) je u radu koji je posvećen ocenjivanju Törnquistovih jednačina tražnje uveo modifikovani oblik četvrte Törnquist Engelove krive čiji je grafik prikazan na Sl. 26 koji je *de facto* konstituisan od dve odvojene logističke krive: prve koja aproksimira zavisnost potrošnje od dohotka u domenu nižih dohodaka $(0, X^*)$, gde potrošnja raste sa porastom dohotka implicirajući pozitivnu dohodnu elastičnost, i druge, koja aproksimira zavisnost potrošnje od dohotka u domenu visokih dohodaka (X^*, ∞) , gde potrošnja opada sa porastom dohotka implicirajući negativnu elastičnost koja je svojstvena inferiornim dobrima.



Sl. 6. 26 Četvrta Törnquist Engelova kriva

Izvor: Fisk (1958)

Ovaj tip Engelove krive može prema tome da se koristi da opiše činjenicu da jedan proizvod može i da promeni svoj status od normalnog proizvoda do inferiornog proizvoda kada primanja nastave da rastu počev od nekog dovoljno visokog nivoa dohotka (X^*) ili, pak, u međunarodnim analizama potrošnje kada bi se pokazalo da dati proizvod u zemljama sa nižim nivoima dohotka stanovništva ima status normalnog proizvoda, a u zemljama sa visokim dohocima stanovništva (odnosno domaćinstava) ima status inferiornog proizvoda.

6.1.10 LOG-NORMALANA SINTETIČKA ENGELOVA KRIVA

J. Aitchison i J. A. C. Brown (1954) su u analizu porodičnih budžeta uveli logaritamsko-normalnu (ili, kraće, log-normalnu) Engelovu krivu oblika:

$$\frac{V}{K} = \int_{-\infty}^z \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{1}{2}t^2\right) dt;$$

$$Z = \log \alpha + \beta \log X$$

odnosno

$$V = K\Lambda(\alpha X^\beta)$$

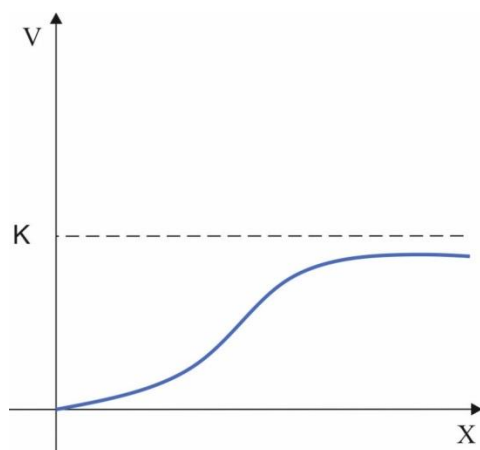
gde $\Lambda(Z)$ označava standardizovanu log-normalnu funkciju raspodele u Z koja je povezana sa standardizovanom normalnom funkcijom (čija je aritmetička sredina jednaka nuli, a standardna devijacija jedinici) distribucije relacijom

$$\Lambda(Z) = N(\log Z)$$

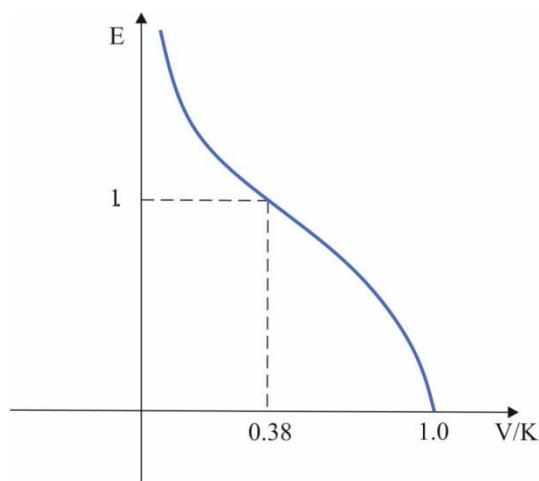
U empirijskim analizama uzima se da je $\beta = 1$, zbog čega se log-normalna Engelova kriva pojavljuje u obliku

$$V = K\Lambda(\alpha X)$$

Funkcija distribucije je sigmoidnog oblika, polazi od koordinatnog početka i asimptotski teži jedinici tako da izdaci teže nekom broju K koji označava nivo saturacije u potrošnji posmatranog proizvoda.



Sl. 6. 27 Log-normalna sintetička Engelova kriva



Sl. 6. 28 Elastičnost log-normalne sintetičke Engelove krive

Parametar α kontroliše približavanje nivou saturacije K , dok količnik V/K meri stepen doseganja nivoa saturacije (na skali od nula do jedan ili od nula do 100%). Logično, ukoliko je za dati proizvod veća vrednost parametra α , utoliko sa datim nivoom dohotka X može da se ostvari veći procenat potrošnje u odnosu na nivo saturacije.

Empirijski je utvrđeno, a i intuitivno je jasno da je stepen dosezanja saturacije za pojedine proizvode različit i da zavisi od potrebe koju dati proizvod zadovoljava. Na primer, stepen dosezanja saturacije u potrošnji hleba je veći (odnosno veća je vrednost parametra α) nego za trajne potrošne proizvode. Zbog toga se parametar α često naziva parametrom jeftinoće, pri čemu treba imati u vidu da njegova numerička vrednost zavisi od toga u kojim novčanim jedinicama je izražen dohodak (koji je predstavljen ukupnim izdacima).

Dohodna elastičnost log-normalne Engelove krive

$$E = \frac{\alpha X \lambda(\alpha X)}{\Lambda(\alpha X)}$$

gde $\lambda(\alpha X)$ označava funkciju gustine ili prvi izvod funkcije raspodele $\Lambda(\alpha X)$ tako da se dohodna elastičnost može izračunati na osnovu tablica normalno raspodeljene slučajne varijable.

Numerička vrednost dohodne elastičnosti zavisi od numeričke vrednosti parametra α . Na slici 28 je prikazana zavisnost dohodne elastičnosti od stepena dosezanja nivoa saturacije V/K . Kada je dohodak blizak nuli, tada je stepen dostizanja saturacije jednak nuli, a elastičnost tada ima beskrajno veliku vrednost. Sa porastom dohotka i, sledstveno, količnika V/K elastičnost opada, težeći jedinici kada V/K teži broju 0.38. U tom intervalu dohotka, odnosno nivoa saturacije potrošnja je elastična u odnosu na dohodak nakon čega koeficijent elastičnosti opada od jedinice do nule sa porastom dohotka do nivoa da su izdaci jednaki saturacionom nivou. U tom intervalu dohotka i potrošnje proizvod ima karakteristike neophodnog dobra.

Upravo zbog velike fleksibilnosti i dobrog prilagođavanja empirijskim podacima log-normalna Engelova kriva se naziva sintetičkom Engelovom krivom.

6.2 OCENJIVANJE ENGELOVIH KRIVIH

Prvi korak u ekonometrijskoj analizi potrošnje domaćinstava, zasnovanoj na parcijalnom pristupu gde se potrošnja svakog proizvoda posmatra izolovano, tj. nezavisno od potrošnje drugih proizvoda, sastoji se u izboru zavisne i nezavisne ili nezavisnih varijabli. U ekonometrijskim istraživanjima potrošnje zavisna varijabla može biti definisana kao tražnja ili potrošnja izražena u fizičkim jedinicama mere, zatim kao novčano izražena potrošnja datog proizvoda, odnosno kao izdaci za posmatrani proizvod, kao učešće izdataka za posmatrani proizvod u ukupnim izdacima i slično, dok se za osnovnu nezavisnu varijablu uzima dohodak, ukupan prihod, raspoloživa sredstva ili, najčešće, ukupni izdaci domaćinstva. U kasnijim fazama ekonometrijskog istraživanja potrošnje nekih proizvoda obično se uključuje veličina domaćinstva i preko tzv. veštačkih varijabli uključuju socio-ekonomske i demografske karakteristike domaćinstva, kao što su: regionalna i verska pripadnost domaćinstva, starosna i obrazovna struktura, zanimanje i pol nosioca domaćinstva i druge.

Bazična hipoteza teorije potrošačke tražnje u kontekstu proučavanja potrošnje domaćinstva na bazi anketa o porodičnim budžetima jeste da potrošnja V po pravilu, u proseku, raste sa porastom dohotka X , tj.

$$V = f(X), \frac{dV}{dX} > 0$$

Sledeći korak u ekonometrijskom istraživanju potrošnje (izdataka) sastoji se u preciziranju oblika zavisnosti f izdataka od dohotka domaćinstva. U prethodnom odeljku navedeni su analitički oblici zavisnosti potrošnje od dohotka koji su do sada najčešće korišćeni u empirijskim analizama i kvantifikovanju uticaja dohotka na potrošnju.

Izbor varijabli i konkretne matematičke forme Engelove krive (funkcije) $V = f(X)$, recimo linearne forme

$$(6.16) \quad V = \alpha + \beta X, \quad \beta > 0$$

gde α i β predstavljaju parametre prve faze ekonometrijskog istraživanja potrošnje koja je poznata pod nazivom specifikacija matematičkog modela potrošnje.

Matematički model Engelove krive koji je prikazan prethodnom jednačinom pretpostavlja egzaktnu ili determinističku zavisnost potrošnje (izdataka) domaćinstva za određeni proizvod od visine dohotka, tj. da sva domaćinstva sa istim nivoom dohotka imaju isti iznos izdataka za posmatrani proizvod (ili grupu proizvoda), što u praksi nije slučaj. Domaćinstva sa istim nivoom dohotka po članu domaćinstva razlikuju se po mnogim karakteristikama (veličina domaćinstva, starosna i obrazovna struktura, domaćinstva i sl.) koje narušavaju egzaktnu vezu između potrošnje i dohotka. Zbog toga se u empirijskoj, odnosno ekonometrijskoj analizi deterministički model (6.1) modifikuje na sledeći način:

$$(6.17) \quad V_i = \alpha + \beta X_i + \varepsilon_i$$

gde ε_i označava stohastički član ili grešku modela.

Model (6.17) predstavlja (linearni) ekonometrijski model ili (linearni) regresioni model koji očigledno sadrži dve komponente: sistematsku komponentu $\alpha + \beta X_i$, koja izražava varijacije u potrošnji koje su determinisane uticajem dohotka domaćinstva, i slučajnu ili stohastičku komponentu koja izražava slučajne varijacije u potrošnji uslovljene (slučajnim) uticajem svih drugih (nebitnih) faktora koji utiču na potrošnju posmatranog proizvoda, a koje nisu eksplicitno uključene u datu specifikaciju ekonometrijskog modela.

Naredni korak u ekonometrijskom istraživanju zavisnosti potrošnje od dohotka sastoji se u prikupljanju podataka o varijablama V i X da bi se dobile numeričke vrednosti parametara α i β . Da bismo odredili prave (tačne) vrednosti parametara α i β za Srbiju morali bismo imati podatke o potrošnji posmatranog proizvoda i visini dohotka svih domaćinstava koja žive u Srbiji i čine osnovni skup ili populaciju. U praksi se gotovo nikada ne posmatra čitava populacija domaćinstava, odnosno čitava populacija varijabli

V i X već se populacijski parametri α i β ocenjuju na osnovu uzorka vrednosti posmatranih varijabli, tj. na osnovu $(V_i, X_i; i = 1, 2, \dots, n)$, gde V_i i X_i predstavljaju opservirane vrednosti varijabli V i X , tj. podatke o potrošnji posmatranog proizvoda (ili grupe proizvoda) i dohotka dobijenog anketiranjem domaćinstava, a n veličinu uzorka odnosno broj anketiranih domaćinstava.

U našem istraživanju, za svaku godinu, obuhvaćenu istraživanjem, podaci o parovima vrednosti (V_i, X_i) , koji se odnose na Srbiju, dobijeni su od Zavoda za statistiku Srbije u obliku baza individualnih (mikro) podataka iz anketnih istraživanja koje naš statistički zavod sprovodi počev od 2006. svake godine prema jedinstvenoj metodologiji EU, o čemu smo opširnije pisali u sedmom poglavlju disertacije.

Sastavni deo specifikacije ekonometrijskog modela Englove krive predstavlja specifikacija distribucije verovatnoće slučajne varijable ε_i i uvođenje drugih pretpostavki o njenim karakteristikama na osnovu kojih je moguće primenom odgovarajućih metoda (tehnika) dobiti dovoljno pouzdane ocene parametara.

U ekonometrijskom ispitivanju uticaja dohotka na potrošnju pretpostavlja se da slučajna varijabla ε_i ima sledeće osobine (Baltagi, 2008):

1. ε_i je normalno distribuirana varijabla, za svako i
2. srednja vrednost greške ε_i jednaka je nuli, $E(\varepsilon_i) = 0$, za svako i
3. varijansa slučajne varijable ε_i je konstantna, tj. $var(\varepsilon_i) = E[\varepsilon_i - E(\varepsilon_i)]^2 = E(\varepsilon_i^2) = \sigma^2$, za svako i (pretpostavka konstantne zajedničke varijanse)
4. slučajne greške (slučajne varijable) ε_i i ε_j su međusobno nezavisne, odnosno njihova kovarijansa je jednaka nuli, tj. $cov(\varepsilon_i, \varepsilon_j) = E(\varepsilon_i \varepsilon_j) = 0$, za svako $i \neq j$
5. vrednosti varijable ε_i su nezavisne od vrednosti eksplanatorne varijable X , tj. $E(\varepsilon_i X_j) = 0$, za svako $i \neq j$.

Prve četiri pretpostavke mogu se sumirati na sledeći način:

$$\varepsilon_i \sim N(0, \sigma^2)$$

što kazuje da je svaka varijabla ε_i normalno (N) distribuirana \sim sa parametrima navedenim u zagradi (aritmetičkom sredinom i varijansom, respektivno) koji reprezentuju normalnu distribuciju. Na osnovu teoreme koja postulira da dve normalno distribuirane međusobno nezavisne varijable nisu samo nekorelirane već su i nezavisno distribuirane (*independently distributed*), prethodni izraz možemo simbolički zapisati ovako (Baltagi, 2008):

$$\varepsilon_i \sim NID(0, \sigma^2)$$

Ekonometrijski model koji ispunjava pet gore navedenih pretpostavki naziva se klasični (standardni ili Gaussian) normalni linearni regresioni model (KNLRM ili na engleskom CNLRM).

6. Ako model potrošnje (izdataka) pored dohotka sadrži i druge eksplanatorne varijable (na primer broj članova domaćinstva, broj godina obrazovanja nosioca domaćinstva, starost nosioca domaćinstva i sl.), tada se u klasični normalni linearni (višestruki) regresioni model uvodi dodatna pretpostavka da nema perfektne multikolinearnosti, tj. da eksplanatorne varijable nisu međusobno perfektно linearno zavisne.

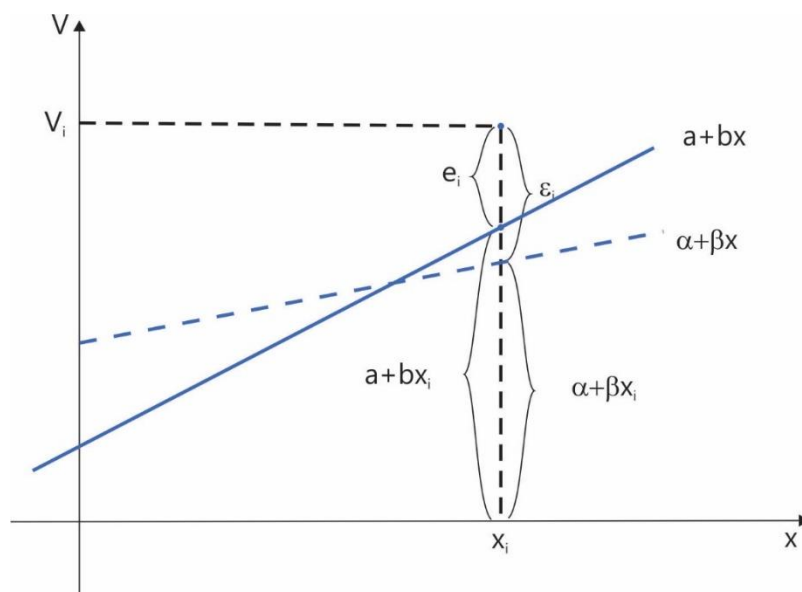
Najčešće korišćen metod ocenjivanja linearnih regresionih modela jeste (običan) metod najmanjih kvadrata (OLS – Ordinary Least Squares). Ocene a i b (populacijskih, nepoznatih) parametara α i β dobijaju se metodom najmanjih kvadrata tako što se minimizira zbir kvadratnih odstupanja opserviranih vrednosti V_i od ocenjenih vrednosti $a + bX_i$, tj. minimiziranjem sume kvadrata reziduala (Hanić, 2006)

$$\sum_{i=1}^n e_i^2 = \sum_{i=1}^n [V_i - (a + bX_i)]^2.$$

Reziduali e_i predstavljaju ocenjene vrednosti greške ε_i . Suma kvadrata ovih reziduala biće minimalna ako se ocene a i b regresionih parametara α i β računaju pomoću sledećih formula (Creel, 2006)

$$b = \frac{\sum x_i v_i}{\sum x_i^2}, \quad a = \bar{V} - b\bar{X}$$

gde x_i i v_i označavaju centrirane vrednosti varijabli X (dohotka) i V (potrošnje), a \bar{X} i \bar{V} njihove srednje vrednosti.



Sl. 6. 29 Populacijska i uzoračka regresiona prava

Uz date pretpostavke standardnog normalnog linearnog regresionog modela, ocene a i b nepoznatih parametara α i β dobijene metodom najmanjih kvadrata, prema Gauss-Markovljevoj teoremi, su najbolje linearne nepristrasne ocene, što znači da su očekivane vrednosti (uzoračkih) ocena jednake odgovarajućim parametrima populacije (osobina nepristrasnosti ocene) (Hanić, 2006)

$$E(a) = \alpha E(b) = \beta$$

i da su varijanse ovih ocena (srednje kvadratne greške)

$$Var(a) = \frac{\sum X_i^2}{n \sum x_i^2} \sigma_\varepsilon^2 Var(b) = \frac{1}{\sum x_i^2} \sigma_\varepsilon^2$$

minimalne (osobina efikasnosti ocene) u poređenju sa varijansama ovih ocena dobijenih bilo kojim drugim metodom ocenjivanja: To, drugim rečima, znači da su ocene regresionih parametara dobijene metodom najmanjih kvadrata najstabilnije, najpouzdanije, odnosno najpreciznije ocene u klasi nepristrasnih ocena (Hanić, 2018).

Ocene a i b , koje predstavljaju linearne kombinacije normalno distribuiranih slučajnih varijabli, su normalno distribuirane (Hanić, 2018):

$$a: N\left(\alpha, \frac{\sum X_i^2}{n \sum x_i^2} \sigma_\varepsilon^2\right) \quad b: N\left(\beta, \frac{1}{\sum x_i^2} \sigma_\varepsilon^2\right)$$

gde n označava veličinu uzorka. Pošto se u gore navedenim izrazima pojavljuje nepoznata varijansa greške modela σ_ε^2 , umesto nje uzimamo njenu nepristrasnu ocenu

$$s_e^2 = \frac{\sum e_i^2}{n - 2}$$

tako da standardne greške ocena regresionih parametara imaju sledeći izraz (Yatchev, 2003):

$$S(a) = S_a = \sqrt{\frac{\sum X_i^2}{n \sum x_i^2} s_e^2} S(b) = S_b = \sqrt{\frac{1}{\sum x_i^2} s_e^2},$$

a statistike

$$\frac{a - \alpha}{S_a} \text{ i } \frac{b - \beta}{S_b}$$

imaju Studentovu t distribuciju sa $n - 2$ stepeni slobode, gde 2 označava broj nepoznatih regresionih parametara, koja se koristi za određivanje intervala poverenja nepoznatih regresionih parametara i testiranje hipoteza o njihovim vrednostima, odnosno za testiranje hipoteza o signifikantnosti regresionih parametara (Hanić, 2018).

Pretpostavka o normalnoj distribuciji greške modela ε_i ima utemeljenje u centralnoj graničnoj teoremi matematičke statistike kojom se dokazuje sledeća tvrdnja: ako neka slučajna varijabla, kao što je greška ε_i , izražava uticaj velikog broja međusobno nezavisnih varijabli, tada sa povećanjem toga broja, distribucija posmatrane varijable teži normalnoj distribuciji. Ova pretpostavka je važna kako za izvođenje distribucije verovatnoća ocena dobijenih metodom najmanjih kvadrata tako i za sprovođenje testova značajnosti t , F i χ^2 (Creel, 2006).

Pretpostavka o normalnoj distribuciji greške modela testira se na osnovu reziduala ocenjenog modela, pri čemu mogu da se koriste različiti testovi, od kojih je najpoznatiji JB Jarke-Bera test koji je sastavni deo svih savremenih softverskih statističkih paketa.

Ako test pokaže da distribucija greške modela odstupa od normalne distribucije, tada se dobija signal da je specifikacija modela pogrešna, tj. da je odabrana pogrešna funkcionalna forma modela i/ili da je iz modela izostavljena neka važna eksplanatorna varijabla.

Kod velikih uzoraka, kao što je slučaj sa uzorcima koje mi koristimo u ispitivanju uticaja dohotka na potrošnju domaćinstava u Srbiji, problem ispunjenosti pretpostavke o normalnosti distribucije se praktično ne postavlja. Ova pretpostavka može biti kritična kod malih uzoraka (čiji je obim manji od 100 opservacija).

Druga pretpostavka, koja se odnosi na nultu srednju vrednost greške modela, zasniva se na postavci da greška obuhvata pozitivne i negativne, pojedinačno posmatrane, neznatne uticaje koji se u proseku potiru. Ova pretpostavka implicira da za svaki dati nivo dohotka sistematska komponenta modela $\alpha + \beta X_i$ izražava prosečnu zavisnost potrošnje od dohotka

$$E(V_i) = \alpha + \beta X_i$$

pri čemu izdaci na posmatrani proizvod svakog pojedinačnog domaćinstva mogu odstupati od tog proseka.

Pri datim pretpostavkama varijansa izdataka kao zavisne varijable jednaka je varijansi greške modela (Baltagi, 2006):

$$var(V_i) = E[V_i - E(V_i)]^2 = E[V_i - (\alpha + \beta X_i)]^2 = E(\varepsilon_i^2) = \sigma^2.$$

Ako pretpostavka o nultoj srednjoj vrednosti nije ispunjena, odnosno ako je očekivana vrednost greške modela recimo jednaka konstanti k za svako i , tj. ako je $E(\varepsilon_i) = k$, $k \neq 0$, za svako i , tada je

$$E(V_i) = (\alpha + k) + \beta X_i.$$

U zavisnosti od znaka konstante k , ocena prvog regresionog parametra precenjuje ili potcenjuje pravu vrednost populacijskog parametra koji predstavlja odsečak regresione prave na vertikalnoj osi ili nivo izdataka pri nultom nivou dohotka domaćinstva, dok je ocena drugog regresionog parametra, koji predstavlja koeficijent pravca regresione prave, invarijantna u slučaju narušene pretpostavke o nultoj srednjoj vrednosti greške modela.

Najčešći uzrok kršenja pretpostavke o nultoj očekivanoj vrednosti greške modela jeste neadekvatna specifikacija modela zbog izostavljanja drugih važnih faktora koji pored dohotka utiču na potrošnju.

Treća pretpostavka klasičnog modela koja postulira da je varijansa greške modela konstantna i jednaka za sve nivoe dohotka (pretpostavka homoskedastičnosti) po pravilu

nije ispunjena kada se ocenjuje uticaj dohotka na potrošnju na osnovu anketa o porodičnim budžetima. Analizom podataka o visini dohotka i izdacima domaćinstava za pojedine proizvode može se uočiti da su razlike u visini izdataka domaćinstava sa višim nivoima dohotka za posmatrani proizvod znatno veće nego razlike domaćinstava sa nižim nivoima dohotka, naprosto zato što je diskrecioni dohodak bolje stojećih domaćinstava veći od diskrecionog dohotka domaćinstava sa nižim primanjima.

U slučaju kada su greške modela različite

$$E(\varepsilon_i^2) = \sigma_i^2,$$

suočavamo se sa problemom koji je u ekonometriji poznat pod nazivom heteroskedastičnost (White, 1980.).

Kao i u slučaju narušavanja prve dve navedene pretpostavke koje se odnose na normalnu distribuciju i nultu očekivanu vrednost greške modela, uzrok narušavanja pretpostavke o homoskedastičnim greškama modela može biti pogrešna specifikacija modela koja se ogleda u izostavljanju važnih objašnjavajućih varijabli ili u izboru pogrešne funkcionalne forme Engelove krive.

Narušavanje pretpostavke o homoskedastičnim greškama modela, što je najčešći slučaj u analizi zavisnosti potrošnje od dohotka na osnovu uporednih podataka, tj. na osnovu podataka ankete o potrošnji domaćinstava izaziva značajne posledice: ocene regresionih koeficijenata nisu efikasne, statistički testovi signifikantnosti regresionih koeficijenata nisu pouzdani (značajnost regresionih koeficijenata je precenjena, pa prihvatamo kao značajne regresione koeficijente i kada u stvari to nisu), intervali poverenja regresionih koeficijenata su nepouzdan (uži nego što bi trebalo da budu), testiranje hipoteza je nepouzdan (rizik odbacivanja nulte hipoteze kada je istinita je potcenjen), a i predviđanje potrošnje na osnovu ocenjenog regresionog modela nije efikasno (Dougherty, 2007). Zbog toga ispitivanje pretpostavke o homoskedastičnosti predstavlja sastavni deo ekonometrijske analize potrošnje na osnovu podataka ankete o potrošnji.

Najpoznatiji testovi heteroskedastičnosti su GQ test odnosno test Goldfelda i Quandta, koji se primenjuje kada se na osnovu velikog uzorka podataka ocenjuje model potrošnje koji sadrži mali broj parametara i BPG test, odnosno Breusch-Pagan-Godfrey test koji se koristi kada model potrošnje sadrži dve ili više objašnjavajućih varijabli (Wooldridge, 2010).

Stoga, kada testovi pokažu da su slučajne greške modela heteroskedastične, tada treba uložiti dodatni napor na otklanjanju ili barem ublažavanju heteroskedastičnosti. Nekada je heteroskedastičnost moguće otkloniti respecifikacijom modela. U opštem slučaju model treba najpre transformisati u skladu sa tipom heteroskedastičnosti tako da greške novog modela budu homoskedastične, pa zatim na transformisani model primeniti metod običnih najmanjih kvadrata. Taj postupak naziva se generalizovani metod najmanjih kvadrata ili metod uopštenih najmanjih kvadrata.

Kako je u analizi zavisnosti potrošnje od dohotka uočen fenomen da sa porastom dohotka raste varijansa greške modela često se originalni linearni model sa heteroskedastičnim slučajnim greškama transformiše u novi model sa homoskedastičnim greškama deljenjem modela sa X_i . Zbog ponderisanja modela (recipročnim vrednostima objašnjavajuće varijable) često se ovaj postupak naziva metoda ponderisanih najmanjih kvadrata.

U ekonometrijskoj analizi potrošnje u zavisnosti od dohotka zasnovanoj na podacima ankete o potrošnji domaćinstava problem heteroskedastičnosti rešava se logaritamskom transformacijom podataka o potrošnji i dohotku jer se time daje manji ponder domaćinstvima sa većim novčanim primanjima.

Ako četvrta pretpostavka modela nije ispunjena, odnosno ako greške modela ε_i i ε_j nisu međusobno nezavisne, tj. ukoliko je njihova kovarijansa različita od nule

$$cov(\varepsilon_i, \varepsilon_j) = E(\varepsilon_i \varepsilon_j) \neq 0, \text{ za svako } i \neq j$$

tada se suočavamo sa problemom koji je u ekonometriji poznat pod nazivom autokorelacija (Wooldridge, 2010).

Mada se autokorelacija najčešće javlja u analizi potrošnje na osnovu podataka vremenskih serija, gde sukcesivne vrednosti slučajnih grešaka modela nisu međusobno nezavisne (tada se često umesto termina autokorelacija koristi termin serijska korelacija), ponekad se ona ispoljava i u uporednim podacima o dohotku i potrošnji anketiranih domaćinstava (tzv. prostorna autokorelacija). U empirijskim istraživanjima najčešće se ispituje autokorelacija prvog reda, odnosno korelacija između uzastopnih grešaka modela, tj. korelacija između slučajnih varijabli ε_i i ε_{i-1} .

Uzroci autokorelacije mogu biti različiti: pogrešna specifikacija funkcionalne forme modela, izostavljanje važne objašnjavajuće varijable (regresora), sistematske greške u merenjima vrednosti varijabli uključenih u model, transformacija originalnih podataka i dr.

Ako obični metod najmanjih kvadrata primenimo direktno na opservacije iz uzorka u uslovima kada je autokorelacija statistički značajna. Prvo, ocene regresionih parametara biće i dalje nepristrasne, ali neefikasne, tj. varijanse ovih ocena biće nepotrebno velike u poređenju sa varijansama koje se dobijaju drugačijim postupkom ocenjivanja. Drugo, primena uobičajenog metoda najmanjih kvadrata direktno na originalne opservacije varijabli o dohotku i izdacima domaćinstava na određeni proizvod ili grupu proizvoda u uslovima kada je narušena pretpostavka o odsustvu autokorelacija po pravilu značajno potcenjuje varijanse ocene i, posledično, precenjuje vrednost koeficijenta determinacije koji se najčešće koristi kao mera kvaliteta ocenjenog regresionog modela potrošnje. Treće, statistike t i F nisu više validne i stoga mogu da dovedu do pogrešnih zaključaka o širini intervala poverenja i tačnosti postavljenih statističkih hipoteza koje se odnose na regresione parametre. Četvrto, predviđanje na osnovu modela ocenjenim običnim metodom najmanjih kvadrata nisu efikasne.

Za dobijanje prve predstave o ispunjenosti pretpostavke o postojanju ili odsustvu autokorelacije u empirijskim ekonometrijskim istraživanjima koristi se grafički prikaz reziduala (ocenjenih slučajnih grešaka), na kome su vrednosti reziduala ucrtane prema visini dohotka domaćinstava. Ako se pretežno uzastopno smenjuju pozitivni i negativni znak izračunatih reziduala, može se zaključiti da je autokorelacija negativna, a ako su nizovi reziduala istog znaka praćeni nizovima reziduala sa suprotnim znakom, može se zaključiti da je autokorelacija pozitivna.

Za otkrivanje autokorelacije (prvog reda) slučajnih grešaka regresionog modela najčešće se koristi DW (Durbin-Watson) test koji je formalizovan i sprovodi se pomoću statistike (Dougherty, 2007)

$$d = \frac{\sum_{i=2}^{i=n} (e_i - e_{i-1})^2}{\sum_{i=1}^{i=n} (e_i)^2}$$

čija vrednost može da se aproksimira pomoću statistike $2(1 - r^*)$, gde

$$r^* = \frac{\sum e_i e_{i+1}}{\sum e_i^2}$$

predstavlja ocenu nepoznatog populacijskog koeficijenta autokorelacije prvog reda ρ .

S obzirom na to da koeficijent autokorelacije varira od -1 do +1, vrednosti statistike d variraju u intervalu od nula do 4, pa se u zavisnosti od oblasti u kojoj se statistika d nalazi izvode zaključci o postojanju autokorelacije i vrsti autokorelacije (pozitivna ili negativna), pri čemu postoji oblast iz domena varijacije statistike d koja ne daje osnovu za izvođenje zaključaka o postojanju autokorelacije.

Ako je poznata shema autokorelacije, problem se jednostavno rešava tako što se model transformiše u skladu sa autokorelacionom shemom tako da novi model ispunjava uslove klasičnog normalnog linearnog regresionog modela, pa se zatim na novi model primenjuje obični metod najmanjih kvadrata. Ovaj postupak ocenjivanja parametara naziva se dvostepeni metod ili generalizovani metod ili metoda uopštenih najmanjih kvadrata.

U regresionoj analizi potrošnje zasnovanoj na podacima vremenskih serija najčešće se pretpostavlja da je koeficijent autokorelacije slučajnih grešaka približno jednak jedinici, pa se model transformiše tako što se umesto vrednosti originalnih varijabli uzimaju njihove diferencije prvog reda:

$$V^* = V_i - V_{i-1} \quad \text{i} \quad X^* = X_i - X_{i-1}$$

pri čemu indeks predstavlja oznaku za vreme (godinu, kvartal ili mesec).

Peta pretpostavka postulira da su greške modela nezavisne od regresora, odnosno objašnjavajuće varijable. Ovaj uslov je automatski ispunjen ako objašnjavajuća varijabla nije stohastička varijabla. Zbog toga se ova pretpostavka formuliše kao zahtev da su

vrednosti objašnjavajuće varijable unapred poznate (fiksirane) u slučaju kada se ponavlja proces uzorkovanja jedinica uzorka.

Kada model sadrži dva ili više regresora (nezavisnih ili objašnjavajućih varijabli), tada se uvodi, kao što smo rekli dodatna (šesta) pretpostavka kojom se postulira da su regresori međusobno nezavisne varijable. Ako je linearna zavisnost između regresora modela signifikantna, tada se suočavamo sa problemom koji je poznat pod nazivom multikolinearnost (Wooldridge, 2010).

Kada između dva regresora postoji perfektna linearna zavisnost, tada se govori o otvorenom obliku multikolinearnosti, jer se tada ne mogu oceniti parametri regresionog modela. Ovaj oblik multikolinearnosti se retko pojavljuje u praktičnim istraživanjima.

Multikolinernost se najčešće ispoljava u skrivenoj formi, jer je korelacija između regresora nepotpuna. U tom slučaju mogu da se izračunaju ocenjene vrednosti regresionih parametara, ali se dobijaju velike vrednosti standardnih grešaka ocena regresionih parametara, što smanjuje preciznost ocene uticaja pojedinih objašnjavajućih varijabli. Ocenjene vrednosti nekih parametara u tom slučaju su precenjene, a nekih potcenjene. Drugim rečima, prisustvo multikolinearnosti u određenom stepenu ne dozvoljava da se kvantifikuje čist uticaj pojedinih faktora na potrošnju posmatranog proizvoda. U nekim ekstremnijim slučajevima može da se desi da zbog multikolinearnosti regresora čak dobije pogrešan predznak ocenjene vrednosti regresionih parametara, pa se tako može izvesti pogrešan zaključak o smeru uticaja proučavanih faktora na potrošnju posmatranog proizvoda.

Postoji više metoda za otkrivanje multikolinearnosti. Sastavni deo izlaza savremenih statističkih softverskih paketa su, pored ostalog, indikatori VIF (Variance-Inflating Faktor – faktor naduvavanja varijanse) obračunati na osnovu koeficijenata determinacije jedne eksplanatorne varijable u odnosu na ostale eksplanatorne varijable.

Problem multikolinearnosti može da se reši na više načina. Jedan od jednostavnih postupaka sastoji se u tome da se iz modela isključuju oni regresori koji pokazuju viši nivo korelacije od ostalih regresora nego koeficijent višestruke korelacije za celu regresionu jednačinu. Nedostatak ovog načina rešavanja problema multikolinearnosti, koji podrazumeva isključivanje iz modela regresora koji naduvavaju varijansu, jeste gubitak dela informacija sadržanih u uzorku. Drugi način sastoji se u tome da se početni skup originalnih varijabli, između kojih postoji linearna zavisnost, transformiše, recimo metodom ortogonalne transformacije glavnih komponenti u novi skup varijabli (glavnih komponenti) koje su među sobom nezavisne. Međutim, pošto su nove varijable veštačke varijable, one u opštem slučaju nemaju svoju ekonomsko-statističku interpretaciju.

U modelima tražnje (potrošnje) u kojima figurišu realni dohoci potrošača i cene potrošnih proizvoda, čiji se parametri ocenjuju na osnovu podataka vremenskih serija, dosta je izražena korelacija između realnog dohotka i cena potrošnih proizvoda, koja dovodi do smanjenja preciznosti (pouzdanosti, efikasnosti) ocena regresionih koeficijenata koji izražavaju uticaj realnog dohotka i cena na tražnju posmatranog proizvoda. Polazeći od

činjenice da se na osnovu podataka anketa o potrošnji domaćinstava može veoma precizno oceniti uticaj dohotka na tražnju, poznati ekonometričar J. Tobin je došao na ideju da dohodni elasticitet, ocenjen na osnovu anketa o potrošnji, iskoristi kao poznat parametar u regresionom modelu tražnje čiji se cenovni uticaji na taj način preciznije mere na osnovu podataka vremenskih serija. Ovaj postupak ocenjivanja parametara modela tražnje poznat je pod nazivom metoda koji koristi eksterne informacije.

Imajući u vidu da slučajne greške slede normalnu distribuciju, ocene parametara koje predstavljaju linearne funkcije slučajnih grešaka modela imaju normalnu distribuciju sa srednjom vrednošću ocene koja je jednaka odgovarajućem nepoznatom parametru i varijansom koja je funkcija varijanse greške modela. Kada se varijansa greške modela zameni njenom ocenjenom vrednošću na osnovu opservacija iz uzorka, tada umesto standardizovanih normalno distribuiranih varijabli koristimo, kao što smo takođe rekli, varijable koje slede t distribuciju (Hanić, 2018). Sledstveno tome, test značajnosti, na primer, ocenjenog parametra b u jednostrukom linearnom regresionom modelu potrošnje ekvivalentan je testiranju hipoteze da varijabla X (dohodak) ne utiče značajno na zavisnu varijablu V (potrošnju). Nulta (H_0) i alternativna hipoteza (H_1) u ovom slučaju mogu se formulisati na sledeći način:

$$H_0 : \beta = 0 \quad H_1 : \beta \neq 0.$$

Ako je nulta hipoteza istinita, tada je očekivana vrednost ocene b jednaka nuli tako da se statistika testa

$$t = \frac{b - \beta}{S_b}$$

svodi na statistiku

$$t = \frac{b}{S_b}$$

koja ima $n - 2$ stepeni slobode (Hausman, 1978).

Ako se nulta hipoteza odbaci (uz određeni rizik greške), to znači da dohodak (varijabla uz parametar koji se ocenjuje) ima značajan (signifikantan) uticaj na potrošnju posmatranog proizvoda.

Ako model sadrži dve ili više objašnjavajućih varijabli, test značajnosti ocenjenih parametara uz svaku pojedinačnu eksplanatornu varijablu sprovodi se na principijelno isti način pomoću t testa.

Za testiranje značajnosti celog regresionog modela koristi se koeficijent determinacije koji pokazuje udeo modelom objašnjenog varijabiliteta u ukupnom varijabilitetu zavisne varijable. Njegova vrednost varira od nule do jedinice. Što je vrednost ovog koeficijenta veća utoliko se model bolje prilagođava podacima iz uzorka.

Kada model sadrži više od jednog regresora, tada se zbog poređenja kvaliteta alternativnih funkcionanih formi regresione jednačine koristi prilagođeni koeficijent determinacije koji

u stvari predstavlja koeficijent determinacije korigovan tako da uzme u obzir broj regresora. Kada su uzorci dovoljno veliki između ova dva koeficijenta ne postoji značajna razlika.

Za testiranje značajnosti hipoteze da nijedan regresor u višestrukom regresionom modelu nema značajan uticaj na zavisnu varijablu koristi se F test. Nulta hipoteza u ovom slučaju glasi da nijedna eksplanatorna varijabla nema signifikantan uticaj na zavisnu varijablu, dok alternativna hipoteza glasi da je barem jedan regresioni koeficijent uz objašnjavajuću varijablu različit od nule.

Pored t testa, koji se koristi u slučaju jednostavne nulte hipoteze ili jednog linearnog ograničenja, i F testa, koji se koristi u slučaju kada je nulta hipoteza složena odnosno kada postoji više linearnih ograničenja, za testiranje hipoteza koje implicira teorija potrošačke tražnje, koje ćemo i mi testirati u disertaciji, koriste se posebni testovi od kojih je za naše potrebe najpoznatiji W (Waldov) test, između ostalog i zbog toga što vrednosti W statistike predstavljaju sastavni deo većine statističkih softverskih paketa.

Dosadašnja razmatranja problema ocenjivanja Engelovih krivih odnosila su se na linearnu funkcionalnu formu

$$V = \alpha + \beta X$$

za koju je razvijena teorija ocena parametara metodom najmanjih kvadrata.

Empirijska istraživanja zavisnosti izdataka, odnosno potrošnje mnogih proizvoda (V) od visine dohotka domaćinstva (X), kao što je u prvom odeljku ovog poglavlja rečeno, pokazuju da postoje brojni oblici nelinearnih funkcionalnih formi koji mnogo bolje reprezentuju proučavanu zavisnost. Najčešće korišćeni oblici krivolinijske zavisnosti izdataka za potrošne proizvode od dohotka domaćinstva predstavljeni su funkcijama (6.1) – (6.15) koje su prikazane na početku ovog poglavlja. Načelno posmatrano, za svaki oblik krivolinijske zavisnosti moguće je na osnovu podataka iz anketa o potrošnji oceniti parametre koje dati krivolinijski funkcionalni oblik sadrži. Međutim, u većini slučajeva postupak ocenjivanja parametara bio bi komplikovan, formule za obračun ocenjenih vrednosti parametara glomazne, a bilo bi veoma teško, ako ne i nemoguće, otkriti svojstva ocena.

Ocenjivanje krivolinijskih funkcionalnih formi Engelovih modela potrošnje metodom najmanjih kvadrata je relativno jednostavno u slučajevima kada se podesnim transformacijama varijabli originalni nelinearni model (krivolinijske regresije) mogu predstaviti kao linearni regresioni model transformisanih varijabli.

U opštem slučaju, ako zavisnost V od X možemo izraziti nekom funkcijom

$$h(V) = \alpha + \beta g(X)$$

gde je varijabla $h(V)$ linearna funkcija funkcije $g(X)$. Ako transformisanu varijablu V u $h(V)$ označimo sa W , a transformisanu varijablu X u $g(X)$ sa Z , tada linearni regresioni model transformisanih varijabli možemo napisati na sledeći način:

$$W = \alpha + \beta Z.$$

Primenom metoda najmanjih kvadrata na (linearni) model sa transformisanim varijablama dobija se

$$b = \frac{\sum z_i w_i}{\sum z_i^2}, \quad a = \bar{W} - b\bar{Z}$$

gde z_i i w_i označavaju centrirane vrednosti varijabli Z i W , a \bar{Z} i \bar{W} njihove srednje vrednosti.

Distribucije ocena a i b nepoznatih (populacijskih) parametara α i β , njihove srednje vrednosti i varijanse su poznate, tako da se testiranje značajnosti regresionih parametara, testiranje značajnosti celog regresionog modela, određivanje intervala poverenja za regresione parametre populacijske regresije sprovodi na isti način kao i kod klasičnog normalnog linearnog regresionog modela sa varijablama X i V .

U Tabeli 6.1 dati su primeri nelinearnih modela čije parametre ocenjujemo metodom najmanjih kvadrata uz prethodnu transformaciju originalnih varijabli X i/ili V u nove varijable Z i W između kojih je uspostavljena linearna zavisnost.

Tabela 6.1 Nelinearni modeli Engelovih funkcija

$h(V)$	$g(X)$	X	$\frac{1}{X}$	$\log X$
V		$V = \alpha + \beta X$ <i>LIN</i>	$V = \alpha + \frac{\beta}{X}$ <i>INV</i>	$V = \alpha + \beta \log X$ <i>LIN-LOG</i>
$\frac{1}{V}$		$\frac{1}{V} = \alpha + \beta X$ <i>INV-LIN</i>	$\frac{1}{V} = \alpha + \frac{\beta}{X}$ <i>INV-INV</i>	$\frac{1}{V} = \alpha + \beta \log X$ <i>INV-LOG</i>
$\log V$		$\log V = \alpha + \beta X$ <i>LOG-LIN</i>	$\log V = \alpha + \frac{\beta}{X}$ <i>LOG-INV</i>	$\log V = \alpha + \beta \log X$ <i>LOG-LOG</i>

Izvor: Hald (1952)

Metodom najmanjih kvadrata, koji se primenjuje za ocenjivanje parametara klasičnog linearnog regresionog modela, mogu se oceniti parametri određenih klasa nelinearnih funkcija pomoću linearnih diferencijalnih jednačina. Radi se o nelinearnim funkcijama koje predstavljaju rešenja linearnih diferencijalnih jednačina, odnosno o funkcijama kod kojih možemo uspostaviti linearnu vezu između diferencijala zavisne i nezavisne varijable. Logistička funkcija

$$V = \frac{\gamma}{1 + \beta e^{-\alpha X}}$$

pripada klasi nelinearnih funkcija čije parametre možemo odrediti metodom najmanjih kvadrata kao u slučaju klasične linearne funkcije s obzirom na to da logistička funkcija predstavlja rešenje sledeće linearne diferencijalne jednačine

$$\frac{dV}{dX} = \frac{\alpha}{\gamma} V(\gamma - V)$$

koju možemo preurediti

$$\frac{dV}{dX} \frac{1}{V} = \alpha - \frac{\alpha}{\gamma} V$$

tako da za jedinične promene nezavisne varijable X relativne promene dV/V zavisne varijable V predstavljaju linearnu funkciju zavisne varijable V .

U diskretnom slučaju, diferencijalnu jednačinu možemo napisati u obliku linearne jednačine

$$W_i = A + BZ_i$$

gde je

$$W_i = \frac{\Delta V_i}{V_i} A = \alpha B = -\frac{\alpha}{\gamma} \quad \text{odnosno} \quad \gamma = -\frac{\alpha}{B}$$

ocenjene vrednosti parametara A i B dobijaju se pomoću obrazaca za ocenjivanje parametara klasičnog linearnog regresionog modela.

Parametri Törnquist Engelovih krivih, sintetičke Engelove krive i nekih drugih krivolinijskih oblika Engelovih funkcija dobijaju se iterativnom metodom najmanjih kvadrata. Najpre se proizvoljno odabere vrednost jednog parametra, pa se zatim metodom najmanjih kvadrata izračuna vrednost drugog parametra i tako redom sve dok se ne dobije zadovoljavajuća aproksimacija zavisnosti potrošnje od dohotka domaćinstava.

6.3 IZBOR ENGELOVIH KRIVIH

Izbor funkcionalnog oblika Engelove krive predstavlja jedan od centralnih metodoloških problema ekonometrijskog ispitivanja uticaja dohotka na osnovu anketa o potrošnji domaćinstava. Naime, kada su poznati podaci o dohotku i izdacima domaćinstava za grupe proizvoda, za uže definisane grupe proizvoda ili za individualne proizvode koji služe za ličnu potrošnju, odnosno kada je poznata baza podataka ankete o potrošnji domaćinstava u datoj godini, prvo pitanje koje se postavlja jeste izbor adekvatne forme Engelove funkcije, odnosno Engelove krive. Izabrana funkcionalna forma trebalo bi, s jedne strane, da zadovolji uslove koje postavlja teorija potrošačke tražnje, a s druge strane, treba da zadovolji praktične zahteve koje postavlja statistička analiza i predviđanje tražnje, odnosno potrošnje. Ovde ćemo navesti i sasvim ukratko obrazložiti najvažnije kriterijume koje ističe većina ekonometričara i empirijskih analitičara potrošačke tražnje, odnosno lične potrošnje.

1. Stepen prilagođavanja empirijskim podacima. U jednostavnijim slučajevima vizuelnim posmatranjem disperzije empirijskih podataka o potrošnji oko ocenjene regresione Engelove krive može se oceniti koliko se dobro konkretna kriva prilagođava empirijskim podacima. Ukoliko su opservacije bliže regresionoj Engelovoj krivoj, utoliko konkretna funkcionalna forma bolje aproksimira zavisnost potrošnje posmatranog proizvoda (ili grupe proizvoda) od dohotka domaćinstva. Ukoliko prethodnim vizuelnim ispitivanjem ne može da se izvrši izbor između dva ili više oblika Engelovih krivih, tada se koriste razni statistički pokazatelji.

Najčešće korišćena mera stepena prilagođavanja regresione Engelove krive empirijskim podacima jeste koeficijent determinacije (Wooldridge, 2010)

$$R^2 = \frac{\sum(\hat{V}_i - \bar{V})^2}{\sum(V_i - \bar{V})^2} = \frac{\sum \hat{v}_i^2}{\sum v_i^2} = 1 - \frac{\sum e_i^2}{\sum v_i^2}$$

gde u slučaju linearne Engelove krive $\hat{V}_i = a + bX$ označava (na osnovu linearnog modela) ocenjenu vrednosti varijable V za $X = X_i$, tj. ocenjeni nivo izdataka za posmatrani proizvod \hat{V}_i za određeni nivo dohotka X_i ; V_i označava empirijski (stvarni, registrovani, opservisani) nivo izdataka za posmatrani nivo dohotka X_i ; \bar{V} označava aritmetičku sredinu varijable V ; $e_i = V_i - \hat{V}_i$ označava rezidual, tj. ocenjenu grešku modela ε_i , a \hat{v}_i i v_i odgovarajuće centrirane vrednosti. Izraz $\sum(\hat{V}_i - \bar{V})^2$ predstavlja zbir kvadrata ocenjenih vrednosti zavisne varijable \hat{V}_i od srednje vrednosti \bar{V} , tj. zbir kvadrata centriranih ocenjenih izdataka; $\sum(V_i - \bar{V})^2$, odnosno $\sum v_i^2$ predstavlja zbir kvadrata odstupanja empirijskih (opservisanih) vrednosti V_i od srednje vrednosti \bar{V} , odnosno ukupni varijabilitet izdataka tako da koeficijent determinacije R^2 zapravo meri udeo varijacija zavisne varijable koji je objašnjen ocenjenim modelom, odnosno uticajem nezavisne varijable u ukupnom varijabilitetu zavisne varijable. Njegove numeričke vrednosti leže u intervalu od nule do jedinice.

Prema tome, od dva alternativna modela (linearnog ili nekog drugog krivolinijskog modela koji je odgovarajućom transformacijom preveden na linearnu zavisnost, prema ovom kriterijumu, bolji je onaj model za koji je izračunata vrednost koeficijenta determinacije veća.

Za poređenje modela koji imaju različit broj objašnjavajućih varijabli koristi se tzv. prilagođeni koeficijent determinacije koji zapravo predstavlja obični koeficijent korelacije korigovan određenim faktorom koji uzima u obzir broj regresora, odnosno broj nezavisnih varijabli (k) koje treba oceniti na osnovu uzorka od n :

$$\bar{R}^2 = R^2 - \frac{k-1}{n-k} (1 - R^2).$$

S obzirom na to da je izveden iz običnog koeficijenta determinacije, veća vrednost prilagođenog koeficijenta determinacije ukazuje na viši stepen prilagođavanja date Engelove krive, te prema tome, od dve ocenjene Engelove krive, empirijskim podacima

se bolje prilagođava ona kriva koja ima viši korigovani koeficijent determinacije, tj. ona kriva koja objašnjava veći procenat varijabiliteta izdataka sa istim brojem regresora.

Za poređenje dva modela u pogledu stepena prilagođavanja empirijskim podacima koriste se i razni informacioni kriterijumi, a najčešće Akaike informacioni kriterijum, skraćeno nazvan AIC (Konishi i Kitagawa, 2008)

$$\ln AIC = \left(\frac{2k}{n}\right) + \ln\left(\frac{\sum e_i^2}{n}\right)$$

gde pojedini simboli imaju ranije navedeno značenje, i Schwartzov informacioni kriterijum, koji se skraćeno označava sa SIC, a njegova numerička vrednost se izračunava pomoću formule

$$\ln SIC = \left(\frac{k}{n}\right) \ln n + \left(\frac{\sum e_i^2}{n}\right)$$

i koji striktno uzima u obzir proporciju između broja regresora i broja jedinica uzorka.

Za razliku od koeficijenta determinacije, čije veće vrednosti ukazuju na viši stepen prilagođavanja modela empirijskim podacima, kod merenja kvaliteta modela sa stanovišta stepena prilagođavanja podacima, niže vrednosti informacionih kriterijuma AIC i SIC su indikator višeg stepena prilagođavanja modela potrošnje empirijskim podacima.

2. Distribucija reziduala oko ocenjene Englove krive. Kao što je ranije istaknuto, tendencija povećavanja ili smanjivanja vrednosti reziduala oko linije potrošnje sa porastom dohotka domaćinstava ukazuje na to da je u model inkorporirana heteroskedastičnost koja stvara krupne probleme pri ocenjivanju parametara, određivanju njihovog intervala poverenja, testiranju signifikantnosti uticaja eksplanatornih varijabli i raznih drugih ekonomskih i statističkih hipoteza (Lane, et al., 2017). Zbog toga se pri izboru specifikacije Englove krive bira ona kod koje rezidualna odstupanja imaju slučajnu distribuciju sa ujednačenom varijansom na svim nivoima dohotka domaćinstva.

3. Potreba koju proizvod zadovoljava. U zavisnosti od intenziteta potrebe, proizvodi se mogu klasifikovati na neophodne proizvode, koji se nalaze na desnom kraju skale na kojoj se meri intenzitet potrebe, luksuzne proizvode, koji se nalaze na levom kraju skale i relativno luksuzne proizvode koji se nalaze na sredini Maslovljeve skale potreba.

Kod većine proizvoda neophodnih za život, kao što je slučaj sa proizvodima koji se koriste za ishranu, karakteristično je postojanje nivoa saturacije koji označava nivo potpunog zadovoljenja potrebe koju dati proizvod zadovoljava. Pri tome treba imati u vidu da se u formalno-matematičkom pogledu maksimum, odnosno saturacija pre dostiže kada se potrošnja izražava u fizičkim jedinicama mere nego kada je ona vrednosno izražena. Na sličan način deluje i stepen agregiranja individualnih proizvoda u grupe: sa povećanjem stepena agregiranja proizvoda, maksimum, odnosno saturacija, u potrošnji se povećava na viši nivo.

Engelove krive koje mogu da izraze tendenciju degresivnog rasta i približavanja potrošnje pojedinih proizvoda nekom maksimumu su konkavna parabola

$$V = -\alpha + \beta X - X^2$$

i log-log inverzna Engelova kriva

$$\log V = \alpha - \frac{\beta}{X_i} - \gamma \log X$$

koje imaju osobinu da pored maksimuma koji odgovara nivou saturacije u potrošnji mogu da opišu i onu fazu u "životnom ciklusu" kada proizvod postaje inferioran. Ovoj familiji, tj. klasi Engelovih krivih koje imaju horizontalnu asimptotu koja odgovara nivou saturacije u potrošnji pripadaju, pored ostalih, hiperbola

$$V = \alpha - \frac{\beta}{X}$$

log-hiperbola

$$\log V = \alpha - \frac{\beta}{X}$$

log-normalna Engelova kriva

$$\frac{q}{K} = \int_{-\infty}^z \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp -\frac{1}{2} t^2 dt, \quad \text{gde je } Z = \log \alpha + \beta \log X$$

i prva Törnquistkriva

$$V = \frac{\alpha}{X + \beta}$$

S druge strane, u potrošnji luksuznih proizvoda ne postoji gornja granica. Zbog toga se za analizu zavisnosti potrošnje od dohotka koriste Engelove krive koje nemaju maksimum niti horizontalnu asimptotu, kao što su lin-logaritamska

$$V = \alpha + \beta \log X$$

dvostruko logaritamska

$$\log V = \alpha + \beta \log X$$

i treća Törnquist Engelova kriva

$$V = \alpha X \frac{X - \gamma}{X + \beta}$$

Pravolinijska Engelova kriva sa pozitivnim odsečkom na vertikalnoj osi može da se koristi u analizi potrošnje proizvoda neophodnih za život, dok se pravolinijska Engelova kriva može koristiti u analizi luksuznih i relativno luksuznih proizvoda, jer ovaj tip Engelove krive karakteriše prag dohotka iznad kojeg se ispoljava tražnja, odnosno potrošnja datog proizvoda.

4. Kompleksnost procedure ocenjivanja Engelove krive, statistička i ekonomska svojstva ocena parametara i mogućnost njihove matematičko-statističke i ekonomske interpretacije.

U prethodnom odeljku je ukazano na problem ocenjivanja parametara različitih funkcionalnih formi Engelovih krivih. Istaknuto je da ocene parametara koje Engelove krive sadrže imaju poželjna svojstva (linearnost, nepristrasnost, efikasnost i dr.) ako se metoda najmanjih kvadrata primenjuje na linearne forme zavisnosti izdataka od dohotka domaćinstva (i drugih regresora). Rečeno je da metoda najmanjih kvadrata može da se primeni ne samo na Engelove krive potrošnje (izdataka) $V = \alpha + \beta X$ koje su linearne i po varijablama i po parametrima već i na Engelove krive koje nisu linearne po varijablama, ali su (i to je dovoljan uslov) linearne po parametrima. Stoga pri izboru funkcionalne forme Engelove krive prednost imaju, pod ostalim jednakim uslovima, linearna forma zavisnosti između (originalnih vrednosti) varijabli i oni krivolinijski oblici Engelovih krivih koji se podesnom transformacijom originalnih varijabli mogu svesti na formu koja je linearna po parametrima i na koju se može primeniti metod najmanjih kvadrata za obračun parametara na osnovu podataka iz uzorka.

Klasi Engelovih krivih koje se mogu jednostavno prevesti na linearnu zavisnost (po parametrima) pripadaju polu-logaritamska, dvostruko-logaritamska, recipročna, logaritamsko-recipročna i kvadratna funkcija koje su korišćene u istraživanju zavisnosti potrošnje od dohotka domaćinstava u Srbiji (i Crnoj Gori).

Kvalitet regresione Engelove krive zavisi od nivoa signifikantnosti regresionih koeficijenta uz regresore. Ovaj kriterijum izbora Engelove krive je posebno važan kada se istraživanja sprovode da bi se precizno kvantifikovao uticaj pojedinih faktora radi korišćenja dobijenih informacija za simulaciju efekata promena pojedinih regresora (nezavisnih ili objašnjavajućih) varijabli na potrošnju domaćinstava.

Ukoliko model M_1 ima veću vrednost koeficijenta determinacije od modela M_2 , a model M_2 generiše više nivoe signifikantnosti ocena regresionih parametara od modela M_1 , tada izbor modela zavisi od toga da li se model koristi u eksplikativne ili prognostičke svrhe. U ovom drugom slučaju, prednost pri izboru ima model sa višim (prilagođenim) koeficijentom determinacije.

Sa stanovišta mogućnosti matematičko-ekonomske interpretacije ocenjenih parametara Engelove krive naročitu prednost imaju linearna specifikacija

$$V = \alpha + \beta X$$

i dvostruko-logaritamska specifikacija

$$\log V = \alpha + \beta \log X$$

jer kod linearne specifikacije ocenjeni parametar uz regresor, koji predstavlja prvi izvod dV/dX , pokazuje za koliko se novčanih jedinica menjaju izdaci za posmatrani proizvod kada se dohodak domaćinstva poveća za jednu novčanu jedinicu, dok kod dvostruko-

logaritamske specifikacije ocenjeni parametar uz logaritam objašnjavajuće varijable X , koji predstavlja izvod varijable zavisne $\log V$ po $\log X$, tj. $d \log V / d \log X$, predstavlja zapravo dohodnu elastičnost izdataka i pokazuje za koliko se procenata menjaju izdaci za dati proizvod kada se ukupni izdaci (dohodak) domaćinstva poveća za jedan procenat.

5. Saglasnost ocenjene Engelove krive sa teorijom potrošačke tražnje. S obzirom na to da Engelova kriva striktno uzevši ne sadrži varijable o cenama proizvoda koji ulaze u potrošnju domaćinstava, teorijski zahtevi svode se na uslov (1) da kod normalnih proizvoda ocenjene vrednosti parametara impliciraju pozitivan prvi izvod funkcije (i pozitivan koeficijent dohodne elastičnosti), (2) da kod neophodnih (luksuznih) proizvoda ocenjena specifikacija implicira koeficijent dohodne elastičnosti signifikantno manji (veći) od jedinice i (3) da parametri ocenjene specifikacije zadovoljavaju uslov aditivnosti.

Ako se ukupan dohodak domaćinstva u celini troši na N proizvoda ili grupu proizvoda i ako, kao i ranije, za određeni nivo dohotka X_0 ocenjeni nivo izdataka za i – ti proizvod (ili grupu proizvoda) označimo sa \hat{V}_i^0 , tada uslov aditivnosti izdataka zahteva da suma ocenjenih izdataka za sve proizvode na koje se bez ostatka troši dohodak u iznosu X_0 bude jednak sumi empirijskih izdataka V_i^0 , za sve proizvode za dati nivo dohotka X_0 , tj.

$$\sum_{i=1}^N \hat{V}_i^0 = \sum_{i=1}^N V_i^0.$$

Linearna specifikacija Engelove krive

$$V_i = a + bX_i$$

zadovoljava navedeni uslov aditivnosti. Ako se regresiona prava koristi kao jedinstven oblik Engelove krive za sve proizvode i ako parametre a_i i b_i regresionih jednačina

$$V_i = a_i + b_i X_i \quad (i = 1, 2, \dots, N)$$

ocenimo metodom najmanjih kvadrata, tada može (Tričković i Hanić, 1996) da se pokaže da je

$$\sum_{i=1}^N a_i = 0 \quad \text{i} \quad \sum_{i=1}^N b_i = 1$$

što implicira

$$\sum_{i=1}^N \hat{V}_i^0 = \sum_{i=1}^N (a_i + b_i X_0) = \sum_{i=1}^N V_i^0 = X_0.$$

Linearna Engelova kriva ima još jedno pogodno svojstvo koje se ogleda u sledećem: ako regresiona prava reprezentuje zavisnost izdataka za dati proizvod od dohotka domaćinstva i ako su ocenjene vrednosti parametara Engelove krive izdataka za posmatrani proizvod identične za sva domaćinstva, tada može da se pokaže (Tričković i Hanić, 1996) da su izdaci za posmatrani proizvod invarijantni u odnosu na distribuciju domaćinstava prema visini dohotka.

6.4 OCENA DOHODNIH ELASTICITETA

Funkcionalna forma Engelove krive reprezentuje oblik zavisnosti potrošnje, odnosno izdataka domaćinstava za određeni proizvod ili grupu proizvoda od dohotka potrošača. Ocenjeni parametri konkretnih matematičkih oblika Engelovih krivih otkrivaju određene karakteristike potrošnje. Jedan od važnih pokazatelja zavisnosti potrošnje posmatranog proizvoda od dohotka domaćinstva predstavlja granična sklonost ka potrošnji

$$\frac{dV}{dX}$$

koja zapravo predstavlja prvi izvod Engelove krive ili u diskretnom slučaju

$$\frac{\Delta V}{\Delta X} = \frac{V_j - V_{j-1}}{X_j - X_{j-1}}$$

i pokazuje za koliko se jedinica promeni potrošnja datog proizvoda kada se dohodak domaćinstva sa određenog nivoa promeni za jednu jedinicu.

Glavni nedostatak koeficijenta granične sklonosti ka potrošnji ogleda se u njegovoj osetljivosti na promene u jedinici mere u kojoj su izraženi podaci o potrošnji i dohotku domaćinstva. Zbog toga se u analitičke svrhe najčešće koristi koeficijent elastičnost potrošnje (izdataka) u odnosu na dohodak ili, kraće, dohodni elasticitet

$$E = \frac{dV}{dX} \frac{X}{V}$$

koji predstavlja količnik relativnih (procentualnih) promena izdataka, odnosno potrošnje određenog proizvoda i dohotka domaćinstva. Njegova numerička vrednost ne zavisi od jedinice mere potrošnje i dohotka i pokazuje za koliko će se procenata promeniti izdaci za određeni proizvod kada se dohodak domaćinstva poveća za jedan procenat.

Na osnovu formule za izračunavanje dohodnog elasticiteta proizlazi da je dohodni elasticitet u opštem slučaju neka funkcija $E = \varphi(X)$ čija vrednost zavisi od visine dohotka. Kao što pokazuje i Tabela 6.2 dohodna elastičnost svih funkcionalnih oblika Engelovih krivih je promenljiva veličina osim u slučaju stepene (ili dvostruko-lagaritamske) Engelove krive

$$V = aX^b$$

kod koje je elastičnost konstantna, uvek jednaka ocenjenom parametru b nezavisno od visine dohotka. Zbog ovog svojstva kriva sa konstantnim dohodnim elasticitetom predstavlja najpopularniji oblik Engelove krive koji se koristi u analizi zavisnosti potrošnje od dohotka domaćinstava.

Tabela 6.2 Marginalna sklonost ka potrošnji i dohodna elastičnost najpoznatijih Engelovih krivih

R.b.	Engelova kriva	Matematički oblik	Izvod $\frac{dV}{dX}$	Elastičnost $\frac{dV/V}{dX/X}$
1	Linearna	$V = a + bX$	b	$b \frac{X}{V}$
2	Kvadratna	$V = -a + b \log X - cX^2$	$b + 2cX$	$(b + 2cx) \frac{X}{V}$
3	Log-log	$\log V = a + b \log X$	$b \frac{V}{X}$	b
4	Lin-log	$V = a + b \log X$	$\frac{b}{X}$	$\frac{b}{V}$
5	Inverzna	$V = a - \frac{b}{X}$	$\frac{b}{X^2}$	$\frac{b}{aX - b}$
6	Log-inverzna	$\log V = a - \frac{b}{X}$	$V \frac{b}{X^2}$	$\frac{b}{X}$
7	Log-log inverzna	$\log V = a - \frac{b}{X} - c \log X$	$V \left(\frac{b}{X^2} - \frac{c}{X} \right)$	$\frac{b - cX}{X}$
8	Logistička	$V = \frac{c}{1 + be^{-aX}}$	$\frac{a}{c} V(c - V)$	$aX - \frac{a}{c} XV$
9	Prva Törnquist	$V = \frac{a}{X + b}$	$\frac{ab}{X(X + b)^2}$	$\frac{b}{X + b}$
10	Druga Törnquist	$V = \frac{a(X - c)}{X + b}$	$\left(\frac{b}{X + b} + \frac{c}{X - c} \right) \frac{V}{X}$	$\frac{b}{X + b} + \frac{c}{X - c}$
11	Treća Törnquist	$V = aX \frac{(X - c)}{X + b}$	$\left(1 + \frac{b}{X + b} + \frac{c}{X - c} \right) \frac{V}{X}$	$1 + \frac{b}{X + b} + \frac{c}{X - c}$
12	Log normalna	$V = K \Lambda(aX)$	$\lambda(aX)$	$\frac{aX \lambda(aX)}{\Lambda(aX)}$

Izvor: Tričković i Hanić (1996) i Haque (2006)

Da bi se (promenljiva) elastičnost izdataka za određeni proizvod u odnosu na dohodak domaćinstva koju implicira konkretna specifikacija Engelove krive sa ocenjenim parametrima, aproksimirala jednim brojem, elastičnost izdataka za određeni interval dohotka se izračunava u težištu ocenjene regresione krive (X_s, V_s) , gde X_s predstavlja srednju vrednost izračunatu kao aritmetička, geometrijska ili harmonijska sredina vrednosti koje uzima varijabla dohodak domaćinstva u zavisnosti od toga da li su vrednosti ove eksplanatorne varijable iskazane na aritmetičkoj ili logaritamskoj skali ili na skali njenih recipročnih vrednosti.

7. EKONOMETRIJSKA ANALIZA POTROŠNJE DOMAĆINSTAVA U SRBIJI

U skladu sa predmetom i ciljem istraživanja, istraživačkim pitanjima, odnosno hipotezama, ekonometrijska (empirijska) analiza potrošnje domaćinstava u Srbiji fokusirana je na istraživanje uticaja dohotka na tražnju za potrošnim dobrima. S obzirom na to da ankete o potrošnji domaćinstava predstavljaju osnovni izvor podataka za ekonometrijska istraživanja, prvi odeljak u ovom poglavlju posvećen je razmatranju anketa o potrošnji kao tehnicu „cross-section“ analize tražnje i vrsti podataka *sui generis*, te anketama o potrošnji domaćinstava u Srbiji i, u manjoj meri, anketama o potrošnji domaćinstava u Crnoj Gori. U tom kontekstu je opisan uzorak čija struktura reprezentuje karakteristike domaćinstava u čitavoj populaciji.

U drugom odeljku su prikazani rezultati empirijske analize uticaja dohotka na potrošnju dobijeni korišćenjem modela jedne regresione jednačine. U narednom odeljku ovog poglavlja prikazani su rezultati modeliranja uticaja demografskih, ekonomskih i socioloških karakteristika domaćinstava na potrošnju na bazi modela jedne regresione jednačine. U četvrtom odeljku prikazani su rezultati koji su dobijeni korišćenjem modela kompletnih sistema regresionih jednačina. Rezultati poređenja dohodnih uticaja, kvantifikovanih modelom jedne regresione jednačine i modelom kompletnih sistema regresionih jednačina diskutovani su u petom odeljku, dok su u poslednjem, šestom odeljku ovog poglavlja prikazani rezultati testiranja hipoteze o stabilnosti preferencija i empirijske provere validnosti Engelovih zakona.

7.1 ANKETE O POTROŠNJI DOMAĆINSTAVA I OPIS UZORKA

Ankete o potrošnji domaćinstava u Srbiji počele su da se sprovode 1951. godine u okviru anketa o potrošnji jugoslovenskih domaćinstava. Prvom sprovedenom anketom obuhvaćeno je 800 radničkih i službeničkih porodica u 35 gradskih naselja u Srbiji. Međutim, rezultat ove ankete nije imao punu statističku vrednost zbog nedostatka iskustva organa koji su sprovodili anketu, ali je već anketa iz 1952. godine pružala pouzdane statističke podatke. Pored anketa koje je sprovodio Zavod za statistiku Srbije, ankete su sprovodili i drugi republički zavodi za statistiku nekadašnje Jugoslavije.

U početnim fazama anketiranja domaćinstava, ankete su se sprovodile u okviru kratkih anketa i godišnjih anketa. Kratke ankete su uglavnom trajale par nedelja ili par meseci, i domaćinstva su u posebnim knjižicama evidentirala sve prihode i rashode koje su imali u tom periodu. Ovim anketama bio je obuhvaćen veći broj domaćinstava nego u drugim anketama, kako bi se eliminisao uticaj vanrednih prihoda i rashoda koje su domaćinstva mogla imati u tako kratkom periodu. Međutim, iako su kratke ankete imale velike

nedostatke, poput toga da se za par nedelja anketiranjem ne može doći do godišnjeg proseka, zatim da nije mogao biti obuhvaćen sezonski karakter izdataka, i sl., ove ankete su se koristile jer nije bilo moguće pridobiti domaćinstva da duži vremenski period evidentiraju svoje prihode i rashode.

Godišnje ankete su prevazilazile nedostatke kratkih anketa, jer su domaćinstva čitave godine evidentirala svoje prihode i rashode, i na taj način se dobijao precizan podatak o godišnjim prosečnim prihodima i rashodima domaćinstava. Domaćinstva su vodila jednu vrstu „knjigovodstva“, te su u posebne knjižice unosila podatke o svojim redovnim i vanrednim prihodima, odnosno prihodima u novcu ili naturi, kao i svojim rashodima izraženih u novčanim jedinicama, ali uz posebne specifikacije o proizvodu poput vrste i količine.

Izbor anketiranih domaćinstava nije tada bio sasvim slučajan, jer nisu sva domaćinstva bila voljna da tokom cele godine vode dnevnik, zato se izbor svodio na nameran izbor tipičnih domaćinstava koja su pristajala da učestvuju u anketiranju. Termin tipično domaćinstvo podrazumevao je da tipičnost određuje veličina prihoda i zanimanje nosioca domaćinstva, broj članova domaćinstva, i broj zaposlenih članova domaćinstva.

Dnevnici koji su vođeni od strane domaćinstva obuhvatali su podatke o domaćinstvu koje ih vodi: imena članova, njihov pol, godine starosti i zanimanje. Leve strane dnevnika su sadržale podatke o prihodima, a desne o rashodima.

Pored anketa o porodičnim budžetima radničkih i službeničkih domaćinstava, od 1952. godine uvedene su i ankete o individualnim poljoprivrednim gazdinstvima. Istraživanja koja su sprovedena mogla su se podeliti u redovna i ostala istraživanja. U redovna istraživanja spadale su:

1) Ankete o porodičnim budžetima radničkih (i službeničkih) domaćinstava koje su redovno sprovedene od 1954. do 1961. godine za četvoročlana domaćinstva, a od 1961. godine anketama su bila obuhvaćena i tročlana domaćinstva. Izbor anketiranih domaćinstava do 1964. godine nije bio slučajan, te se podaci nisu mogli ekspanirati na sva domaćinstva, niti su mogli biti korišćeni za procene potrošnje stanovništva u celini. Od 1964. godine izbor domaćinstava vršio se po principu slučajnosti, te su se podaci mogli koristiti za procene potrošnje domaćinstava, odnosno stanovništva u celini i po kategorijama domaćinstava. Reč je o godišnjim anketama koje su se sprovodile od 1. januara do 31. decembra, a za svaki mesec u toku godine vođen je poseban dnevnik, te je prikupljanje materijala bilo mesečno, a obrada istih vršila se kvartalno.

2) Ankete o individualnim poljoprivrednim gazdinstvima su sprovedene pod ovim nazivom do 1971. godine, a od 1972. ove ankete su se nazivale Ankete o seoskim domaćinstvima. Kao i u slučaju Anketa o porodičnim budžetima radničkih domaćinstava, izbor domaćinstava bio je u statističkom smislu nameran do 1964, da bi od 1965. izbor domaćinstava bio slučajan, čime je bila obezbeđena mogućnost procene celokupne potrošnje poljoprivrednih domaćinstava Jugoslavije. Anketiranje je sprovedeno tokom cele godine, s tim što su se podaci prikupljali mesečno, a obrađivali kvartalno.

3) Ankete o ličnoj potrošnji stanovništva su sprovedene na svakih pet godina. Pod ovim nazivom ankete su sprovedene 1963. i 1968. godine, da bi od 1973. dobile naziv Ankete o prihodima, rashodima i potrošnji domaćinstava. Ove ankete su imale širi cilj od prethodno opisanih. Cilj ovih anketa bio je (Grđić, Eremić, Mladenović, 1980) da obezbede podatke o:

- 1) sastavu domaćinstava i tipološkim demografskim, ekonomskim i sociološkim karakteristikama domaćinstava;
- 2) visini i vrsti raspoloživih sredstava prema izvorima i upotrebljenim sredstvima prema nameni potrošnje, odnosno troškovima života i drugim rashodima domaćinstava (nabavka za gotov novac i na kredit, vrednost prirodne potrošnje);
- 3) količini utrošenih artikala lične potrošnje (nabavljene količine i količine iz vlastite proizvodnje);
- 4) stambenim uslovima i snabdevenosti domaćinstava važnijim trajnim potrošnim dobrima;
- 5) novčanim primanjima, posebno za poljoprivredna gazdinstva i zanatske radnje, te o izdacima za poljoprivredno gazdinstvo i zanatsku radnju.

Pored navedenih anketa sprovedene su još Ankete o prihodima i troškovima radničkih domaćinstava, Ankete o životnom standardu stanovništva, i niz posebnih istraživanja na teritoriji nekadašnje Jugoslavije o ličnoj potrošnji i životnom standardu stanovništva na tim područjima.

Od 1973. godine uzorak za ankete bio je dvoetafni stratifikovani uzorak, pri čemu su se popisni krugovi uzimali kao primarne jedinice izbora, a domaćinstva kao sekundarne. Na isti način se danas određuje uzorak domaćinstava u Srbiji.

Ankete o potrošnji domaćinstava sprovode se u Srbiji prema međunarodnim standardima i preporukama Agencije za statistiku EU (EUROSTAT), Međunarodne organizacije rada i Ujedinjenih nacija (UN), svake godine počev od 2003. godine.

U Biltenu Zavoda za statistiku Republike Srbije za 2017. godinu detaljno su opisane Ankete o potrošnji. Zbog posebnog značaja ovih anketa u istraživanjima sprovedenim u disertaciji, u nastavku ćemo navesti najvažnije navode iz Biltena. Anketom o potrošnji domaćinstava koju sprovodi Republički zavod za statistiku Srbije, prikupljaju se podaci o prihodima i potrošnji u domaćinstvu, odnosno podaci o osnovnim elementima lične potrošnje. Pored toga, prikupljaju se i podaci o nekim važnijim pokazateljima životnog standarda (uslovi stanovanja, snabdevenosti trajnim potrošnim dobrima, i sl.), kao i osnovni podaci o demografskim, ekonomskim i sociološkim karakteristikama domaćinstva.

Domaćinstvo popunjava dnevnik u periodu od 15, odnosno 16 dana u koji upisuje sve izdatke domaćinstva za hranu, piće, odeću, obuću, stanovanje i ostalo.

Od 2015. godine u Anketi o potrošnji domaćinstva primenjuje se Klasifikacija lične potrošnje po nameni (COICOP, čiji je sadržaj dat u Prilogu 1) na petomesečnom nivou (umesto četvoromesnog), što je uslovalo detaljniji obuhvat izdataka domaćinstava za polutrajna i trajna dobra i usluge, kroz uvođenje novih modaliteta. Usklađivanje sa petomesečnim nivoom klasifikacije dovelo je do promena u svakoj grupi lične potrošnje, osim u grupi Hrana i bezalkoholna pića, čiji indeks ne podleže ovom usklađivanju.

Jedinica posmatranja u ovoj anketi je svako domaćinstvo izabrano prema planu uzorka. Domaćinstvom se smatra: a) zajednica lica čiji članovi zajedno stanuju, zajedno se hrane i troše ostvarene prihode; b) samac koji samostalno živi, samostalno se hrani i troši ostvarene prihode.

U anketi se primenjuje metod vođenja dnevnika (domaćinstvo vodi dnevnik potrošnje za 15, odnosno 16 dana) – za proizvode i usluge namenjene ličnoj potrošnji, i metod intervjuja (ispitivanja) na bazi upitnika, gde je referenti period za trajna dobra dvanaest meseci, za polutrajna dobra, poljoprivredu, lov i ribolov tri meseca, a za prihode mesec dana. Ankete o potrošnji domaćinstava sprovode se na celoj teritoriji Republike Srbije. Tip uzorka je dvoetafni stratifikovani uzorak. Jedinice prve etape su popisni krugovi, a jedinice druge etape su domaćinstva. Stratifikacija: popisni krugovi, kao primarne jedinice, stratifikuju se prema tipu naselja (gradsko i ostalo) i prema teritoriji (osnovni geografski stratumi su centralna Srbija i Vojvodina). Izbor uzorka se vrši tako što se jedinice prve etape (popisni krugovi) biraju proporcionalno broju domaćinstava u njima, a jedinice druge etape (domaćinstva) biraju se sa jednakim verovatnoćama. Svakih 15 dana anketira se određeni broj domaćinstava, prema planu predviđenom za datu godinu.

Prihodi domaćinstava u novcu i u naturi obuhvataju prihode u novcu, novčanu vrednost prirodne potrošnje i prihoda u naturi kojima su domaćinstva raspolagala u anketnom periodu.

Prihode domaćinstava u novcu čine sledeće kategorije:

- Prihodi iz redovnog radnog odnosa koji obuhvataju prihode iz redovnog radnog odnosa.
- Prihodi van redovnog radnog odnosa koji obuhvataju novčana primanja od prekovremenog rada, na osnovu ugovora o delu, autorskog ugovora i sl.
- Penzije (starosne, porodične, invalidske i ostale) koje obuhvataju: primanja na osnovu penzijskog i invalidskog osiguranja i dodatke uz penziju.
- Ostala primanja od socijalnog osiguranja uključujući: socijalnu pomoć, dodatke i druga primanja na osnovu socijalne zaštite; primanja na ime materijalnog obezbeđenja nezaposlenih i privremeno nezaposlenih lica; primanja na ime alimentacije, izdržavanja; primanja na osnovu zdravstvenog osiguranja; primanja i dodatke na osnovu invalidskog osiguranja; dečiji dodatak; stipendije đaka i studenata, kao i naknade za učenike škola za kvalifikovane radnike.

- Prihodi od poljoprivrede, lova i ribolova koji obuhvataju: prihode domaćinstava koja se bave poljoprivredom, lovom i ribolovom.
- Primanja iz inostranstva koja čine pokloni u novcu iz inostranstva.
- Prihodi od imovine koji obuhvataju prihode od izdavanja stana ili dela stana, kamate, dividende i sl.
- Pokloni i dobici koji obuhvataju: poklone u novcu, dobitke od igara na sreću i sl.
- Ostala primanja obuhvataju: podizanje štednih uloga, vraćene pozajmice i smanjenje gotovine u domaćinstvu, naknade od nacionalizovane imovine, naknade na osnovu životnog osiguranja, osiguranja imovine i sl.

Prihodi domaćinstava u naturi se sastoje iz dve komponente koje čine:

- Prihodi u naturi na ime zarada koji obuhvataju hranu, odeću, obuću, plaćene račune domaćinstvu za struju, telefon, registraciju vozila, benzin i dr. od strane poslodavca i sl.
- Naturalna potrošnja koja obuhvata vrednost proizvoda iz sopstvene proizvodnje domaćinstava utrošenih za ličnu potrošnju (hrana, piće, drvo za ogrev i sl.).

Lična potrošnja domaćinstava data je po sledećim grupama Klasifikacije proizvoda i usluga lične potrošnje po nameni (COICOP):

- Hrana i bezalkoholna pića;
- Alkoholna pića i duvan;
- Odeća i obuća;
- Stanovanje, voda, el. energija, gas i ostala goriva;
- Oprema za stan i tekuće održavanje;
- Zdravlje;
- Transport;
- Komunikacije;
- Rekreacija i kultura;
- Obrazovanje;
- Restorani i hoteli;
- Ostali lični predmeti i ostale usluge.

Da bi se utvrdila snabdevenost domaćinstava trajnim dobrima Anketom se obuhvataju trajna dobra u vlasništvu domaćinstva, kao i dobra koja su data domaćinstvu na korišćenje kao sastavni deo stana/kuće. Prema tome, podaci se odnose na domaćinstva koja su u

datoj (u navedenom primeru prikaza sadržaja ankete, sprovedene u 2017. godini) posedovala, odnosno koristila navedena trajna dobra.

U Anketi se primenjuje decilna analiza i skale ekvivalencije. Decilna analiza je postupak kojim se ekvivalentna potrošnja svih domaćinstava (potrošnja domaćinstava po potrošačkoj jedinici) rangira od najniže ka najvišoj. Tako rangirana domaćinstva dele se u deset jednakih grupa. U prvom decilu nalaze se domaćinstva čija je ekvivalentna potrošnja najniža (najsiriromašnija domaćinstva), a u desetom decilu su domaćinstva čija je ekvivalentna potrošnja najviša (najbogatija domaćinstva).

Primena skale ekvivalencije (potrošačke jedinice) omogućava poređenje potrošnje domaćinstava različitih po veličini (broju članova), preko zajedničkog imenitelja – potrošačke jedinice. U Anketi se primenjuje ekvivalentna skala OECD-a (po preporuci Eurostata), prema kojoj nosilac domaćinstva dobija ponder 1, svaki odrasli član domaćinstva (star 14 i više godina) ponder 0,7, a deca (ispod 14 godina starosti) ponder 0,5. Tako će, na primer, tročlano domaćinstvo s jednim detetom (ispod 14 godina starosti) imati ponder 2,2 ($1 + 0,7 + 0,5$).

Anketama se, takođe prikupljaju osnovni podaci o demografskim, ekonomskim i sociološkim karakteristikama domaćinstva. Demografske karakteristike uključuju: ime i prezime člana domaćinstva, odnos prema nosiocu domaćinstva, porodične odnose, pol, vremensku prisutnost u domaćinstvu, starost, državu rođenja, državljanstvo, smetnju u obavljanju dnevnih aktivnosti, stepen stečenog obrazovanja, trenutno pohađanje nastave na nekoj obrazovnoj ustanovi i bračni status. Ekonomske karakteristike domaćinstva obuhvataju: trenutnu ekonomsku aktivnost, honorarni rad, trajanje honorarnog rada, oblik svojine u kojem je član domaćinstva radio, period u kojem je radio, angažovanje lica na određeno ili neodređeno vreme, zanimanje, delatnost jedinice u kojem je član domaćinstva radio ili i dalje radi.

Podaci prikupljeni Anketama o potrošnji domaćinstava za Srbiju raspoloživi su od 2006. godine. Prema istoj metodologiji ankete se sprovode u Crnoj Gori i BiH, s tim što su se u Crnoj Gori ove ankete sprovodile svake godine do 2015, zatim u 2017, a u narednom periodu, kako smo saznali na osnovu odgovorne osobe u Centralnoj agenciji za statistiku Crne Gore će se sprovoditi na svake tri godine. Ankete o potrošnji domaćinstva u BiH, sprovedene su 2004, 2007, 2011. i 2015. godine. Zbog navedene dinamike sprovođenja anketa u radu je obrađena uporedna analiza potrošnje domaćinstava Srbije i Crne Gore u periodu od 2006. do 2017. godine

Broj anketiranih domaćinstava u Srbiji u proseku iznosi 5300 domaćinstava, pri čemu se broj anketiranih povećavao svake godine; u 2006. godini taj broj je iznosio 4560 domaćinstava da bi se povećao na 6296 anketiranih domaćinstava u 2019. U Crnoj Gori se takođe povećao broj anketiranih domaćinstava, počev od 2007. godine kad je anketirano 1090 domaćinstava, da bi 2017. uzorak dosegao obim od 1327 anketiranih domaćinstava (videti Tabelu 7.1).

Tabela 7.1 Struktura uzoraka domaćinstava u Srbiji i Crnoj Gori, 2006-2018. godine

Godina	Broj anketiranih domaćinstava		Ocenjeni broj domaćinstava		Frakcija u %		Prosečna veličina domaćinstva	
	Srbija	Crna Gora	Srbija	Crna Gora	Srbija	Crna Gora	Srbija	Crna Gora
2006	4560	1300	2536714	180338	0.18	0.72	3.15	3.47
2007	4608	1090	2536714	183376	0.18	0.59	2.95	3.45
2008	4621	1192	2536714	183853	0.18	0.65	3.04	3.43
2009	4592	1223	2536714	183510	0.18	0.67	3.00	3.43
2010	4585	1250	2536714	183162	0.18	0.68	2.94	3.40
2011	4592	1287	2536714	183330	0.18	0.70	2.89	3.40
2012	4546	1263	2536714	188363	0.18	0.67	2.88	3.30
2013	4517	1199	2465799	192197	0.18	0.62	2.88	3.30
2014	6071	1290	2466316	192197	0.25	0.67	2.86	3.20
2015	6531	1318	2466316	192197	0.26	0.69	2.81	3.20
2016	6457	/	2466316	/	0.26	/	2.74	/
2017	6403	1327	2466316	192197*	0.26	0.69*	2.70	3.10*
2018	6296	/	2466316	/	0.26	/	2.66	/
Prosek	5259	1245	2504183	186252	0.21	0.67	2.89	3.36

Izvor: Republički zavod za statistiku Srbije, Uprava za statistiku Crne Gore i obračuni autora

*Procena autora

U Tabeli 7.2 data je struktura lične potrošnje domaćinstva Srbije za period 2006-2018. godine. Učešće izdataka za hranu i bezalkoholna pića u posmatranom periodu smanjilo se za oko 5 p. p., dok se za alkoholna pića i duvan povećalo sa 4.36% (u 2006. godini) na 4.86% (u 2018. godini). Učešće izdataka za odeću i obuću domaćinstava Srbije takođe je u proseku smanjeno za 1.37 procentnih poena, udeo izdataka za stanovanje, vodu, struju, gas i druga goriva imalo je blago povećanje, dok je učešće izdataka za opremanje i održavanje stana blago smanjeno. Učešće izdataka za zdravlje i obrazovanje gotovo da je ostalo nepromenjeno, dok je udeo izdataka za transport smanjeno za 1.6 procentnih poena. Udeo izdataka za komunikacije, rekreaciju i kulturu, ostale lične predmete i ostale usluge, takođe je povećan, a za grupu restorani i hoteli čak je više nego udvostručen.

Kada je reč o prihodnoj strani budžeta domaćinstava, iz Tabele 7.3 možemo videti da je u posmatranom periodu došlo do značajnih promena u strukturi ukupnih prihoda u novcu i u naturi. Naime, udeo prihoda u novcu u ukupnim prihodima domaćinstva u posmatranom periodu povećan je za 3 p. p. (sa 93.60% u 2006. godini, na 96.60% u 2018. godini), za isti iznos smanjen je udeo prihoda u naturu u ukupnim prihodima domaćinstva (sa 6.40% u 2006. na 3.40% u 2018. godini). U okviru prihoda domaćinstva u novcu najznačajnije kategorije su primanja iz redovnog radnog odnosa, čije je učešće povećano za 4 p. p. (sa 45.10% u 2006. na 49.10 u 2018. godini) i primanja od penzija, čiji je udeo u ukupnim prihodima u novcu, u posmatranom periodu povećan za oko 8 p. p.

Tabela 7.2 Struktura lične potrošnje domaćinstava Srbije, 2006-2018, u procentima

Grupa izdataka	Godina												
	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018
01 HIB	39.05	40.38	41.32	41.28	41.10	42.29	37.74	39.15	35.62	35.49	34.76	34.48	34.32
02 AID	4.36	4.82	4.46	4.47	4.44	4.39	4.06	4.20	4.35	4.61	4.58	4.72	4.86
03 OIB	6.37	5.81	5.67	5.08	4.82	4.77	5.21	5.18	5.45	5.00	5.25	5.27	5.31
04 SVG	16.10	14.71	15.53	16.06	16.04	15.83	17.39	16.91	17.02	16.57	16.75	17.08	16.71
05 ODS	4.95	4.84	4.53	4.36	4.41	4.32	4.75	4.59	4.76	4.51	4.45	4.36	4.23
06 ZDR	4.08	4.20	3.98	3.73	4.13	3.93	4.82	4.27	4.24	4.12	4.25	4.36	4.46
07 TRS	10.60	10.26	9.39	9.01	9.00	8.77	8.80	8.16	9.52	9.54	9.28	8.93	9.31
08 KOM	3.19	3.22	3.32	3.66	3.91	3.97	4.48	4.58	4.94	5.33	5.29	5.32	5.22
09 RIK	4.85	4.76	4.70	4.94	4.67	4.30	4.18	4.68	4.89	5.17	5.24	5.20	5.06
10 OBR	1.07	1.06	1.00	1.02	0.95	0.82	0.95	1.00	1.03	1.22	1.39	1.43	1.50
11 RIH	1.35	1.75	1.96	2.01	1.92	1.95	2.25	2.29	2.39	2.75	2.81	2.88	3.12
12 ODU	4.05	4.19	4.14	4.39	4.62	4.66	5.36	4.99	5.79	5.69	5.94	5.95	5.91
Uk. u %	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
Uk. u din	33910	35414	40100	42548	42448	48179	56543	56013	58713	59052	60720	62275	64481

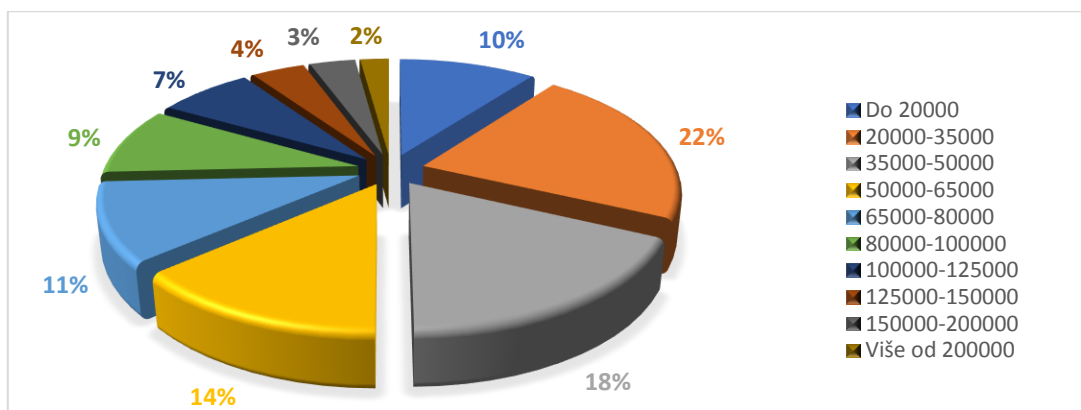
Izvor: Republički zavod za statistiku: Anketa o potrošnji domaćinstava, 2009, Anketa o potrošnji domaćinstava, 2013, Anketa o potrošnji domaćinstava, 2017, Prihodi u novcu i u naturi i lična potrošnja domaćinstava, 2018. i obračuni autora

Tabela 7.3 Struktura prihoda domaćinstava Srbije za period 2006-2018, u procentima

Prihodi/Godina	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018
Prihodi u novcu i naturi – ukupno u RSD	35263	39170	43518	47639	47376	51641	51504	56073	57054	57814	59624	61407	63734
Prihodi u novcu i naturi – ukupno u %	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
Prihodi domaćinstva u novcu	93.60	93.90	94.70	64.60	94.60	94.60	94.10	95.40	96.00	96.00	96.00	96.00	96.60
Prihodi iz redovnog radnog odnosa	45.10	46.10	50.30	45.70	45.70	43.50	43.20	43.80	46.00	48.00	49.00	50.00	49.10
Prihodi van redovnog radnog odnosa	3.10	3.00	2.80	3.20	3.20	2.40	2.70	3.20	3.00	3.00	3.00	3.00	2.80
Penzije (starosne, porodične i ostale)	24.50	27.20	27.50	31.00	31.00	33.60	32.60	32.60	32.00	31.00	31.00	32.00	32.30
Primanja iz socijalnog osiguranja	2.20	2.00	1.70	1.80	1.80	2.10	1.60	2.50	3.70	3.30	3.00	2.60	2.70
Prihodi od poljoprivrede, lova i ribolova	3.20	3.00	3.80	3.30	3.30	3.90	3.70	5.00	5.40	5.00	4.50	4.30	4.50
Prihodi iz inostranstva	1.60	1.40	13.00	15.00	1.50	1.30	1.40	1.60	1.30	1.00	1.10	1.10	1.20
Prihodi od imovine	3.70	2.40	0.60	0.50	0.50	0.60	1.30	0.40	0.60	0.60	0.70	0.60	0.60
Pokloni i dobici	1.10	0.80	1.00	1.30	1.30	1.00	1.10	1.20	0.90	0.90	1.00	0.70	0.70
Potrošački i investicioni krediti	3.90	3.20	1.40	1.30	1.30	1.80	2.10	1.30	-	-	-	-	-
Ostala primanja	5.20	4.80	4.30	5.00	5.00	4.40	4.40	3.80	3.50	2.80	2.70	2.70	2.70
Prihodi domaćinstva u naturi	6.40	6.10	5.30	5.40	5.40	5.40	5.90	4.60	4.30	4.50	4.40	3.70	3.40
Prihodi u naturi na ime zarada	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.00	0.10	0.10	0.10	0.10
Naturalna potrošnja	6.30	6.00	5.20	5.30	5.30	5.30	5.80	4.50	4.30	4.40	4.30	3.60	3.30

Izvor: Republički zavod za statistiku: Anketa o potrošnji domaćinstava, 2009, Anketa o potrošnji domaćinstava, 2013, Anketa o potrošnji domaćinstava, 2017, Prihodi u novcu i u naturi i lična potrošnja domaćinstava, 2018. i obračuni autora

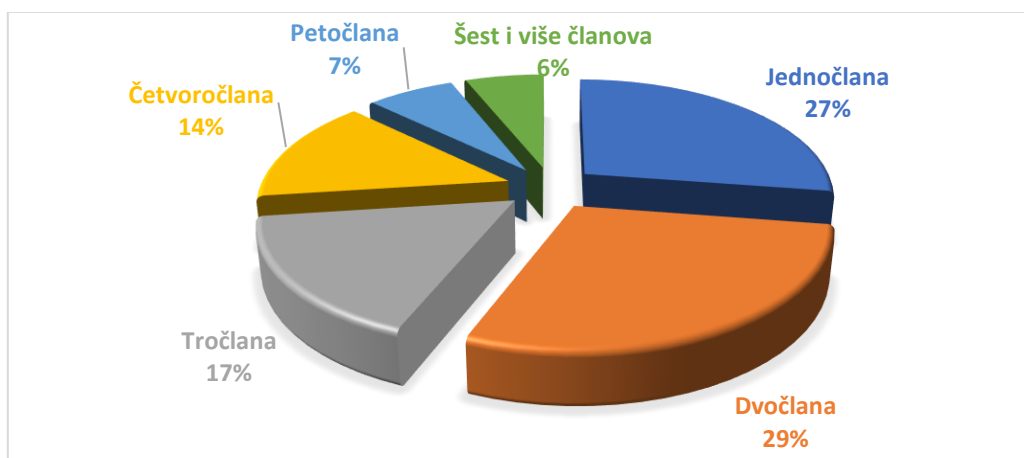
Prosečni mesečni dohodak domaćinstava (prosečni ukupni mesečni izdatak) u Srbiji u 2018. godini iznosio je 64481 dinara. Strukturna raspodela domaćinstava prema visini dohotka prikazana je na Slici 7.1. Učešće domaćinstava sa nivoom mesečnog dohotka do 20000 RSD u ukupnom broju domaćinstava Srbije u 2018. godini iznosilo je 10%; najveći broj domaćinstava, njih 22%, imao je mesečni dohodak između 20000 i 35000 dinara; u svakom narednom intervalu dohotka učešće domaćinstava bilo je sve manje, tako je za udeo domaćinstava sa dohotkom 35000-50000 iznosio 18%, sa dohotkom od 50000 do 65000, udeo je iznosio 14%, sa visinom dohotka od 65000 do 80000 oko 11%, i tako dalje, pri čemu je udeo domaćinstava sa prosečnim mesečnim dohotkom većim od 200000 dinara iznosio 2% (videti Sl. 7.1).



Sl. 7. 1 Struktura domaćinstava Srbije prema visini dohotka u 2018. godini

Izvor: Autor

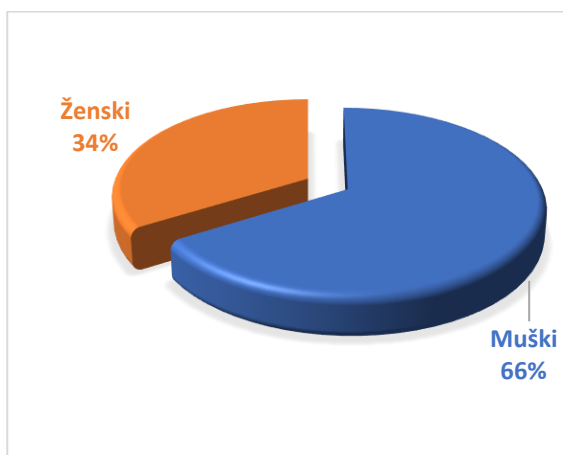
Prosečan broj članova domaćinstva u 2018. godini u Srbiji iznosio je 2.66. Od ukupnog broja domaćinstava obuhvaćenih uzorkom u 2018. godini, 27% čine jednočlana, 29% dvočlana, 17% tročlana, 14% četvoročlana, 7% petočlana i 6% čine domaćinstva sa šest i više članova (Sl. 7.2).



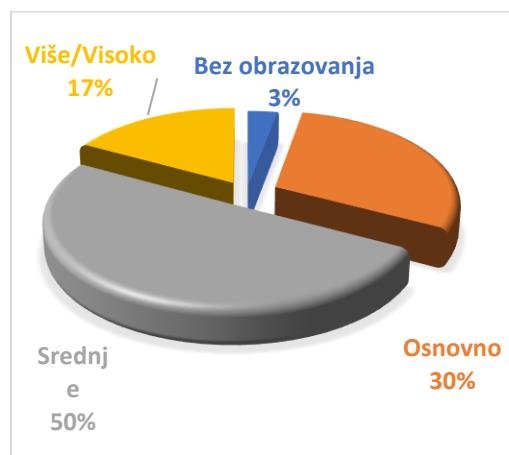
Sl. 7. 2 Struktura domaćinstava Srbije prema broju članova domaćinstva u 2018. godini

Izvor: Autor

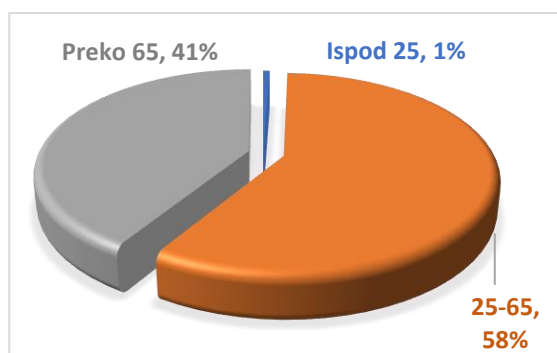
Na sl. 7.3 i 7.4 prikazana je struktura domaćinstava Srbije prema polu i stepenu obrazovanja nosioca domaćinstva u 2018. godini. Domaćinstva u kojima je nosilac muškog pola dominiraju (66%) u odnosu na domaćinstva u kojima je nosilac ženskog pola (34%). Najveći je udeo domaćinstava u kojima nosilac ima srednji nivo obrazovanja, odnosno završenu srednju školu; sa završenom osnovnom školom nosioca domaćinstva u uzorku je 30% domaćinstava; udeo domaćinstva u kojima je nosilac domaćinstva stekao više, odnosno visoko obrazovanje iznosi 17%, dok 3% slučajeva nosilac domaćinstva nije stekao ni jedan stepen obrazovanja.



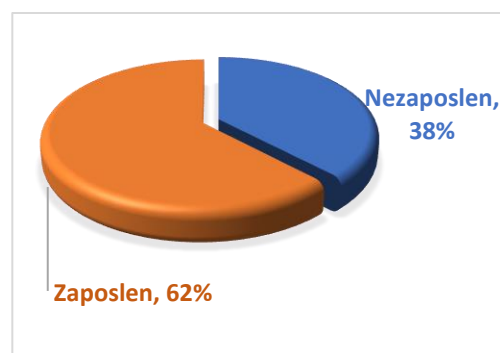
Sl. 7.3 Struktura domaćinstava Srbije prema polu nosioca domaćinstva u 2018. godini



Sl. 7.4 Struktura domaćinstava Srbije prema stepenu obrazovanja nosioca domaćinstva u 2018. godini



Sl. 7.5 Struktura domaćinstava Srbije prema godinama starosti nosioca domaćinstva u 2018. godini



Sl. 7.6 Struktura domaćinstava Srbije prema ekonomskoj aktivnosti nosioca domaćinstva u 2018. godini

Izvor: Autor

Struktura domaćinstava Srbije prema godinama starosti i ekonomskoj aktivnosti domaćinstava u 2018. godini prikazana je respektivno na sl. 5 i 6. Najveći je broj domaćinstva čiji je nosilac starosti između 25 i 65 godina (58%), zatim onih kod kojih je

nosilac stariji od 65 godina (41%), dok je broj domaćinstva čiji je nosilac ispod 25 godina veoma mali (1%). Učešće domaćinstava u kojima je nosilac domaćinstva zaposlen u ukupnom broju uzorkom obuhvaćenih domaćinstava u posmatranoj godini iznosi 62%, dok u preostalom broju domaćinstava nosilac domaćinstva nije imao status zaposlenog lica.

7.2 REZULTATI EKONOMETRIJSKE ANALIZE UTICAJA DOHOTKA NA POTROŠNJU DOMAĆINSTAVA NA BAZI MODELA JEDNE REGRESIJE JEDNAČINE

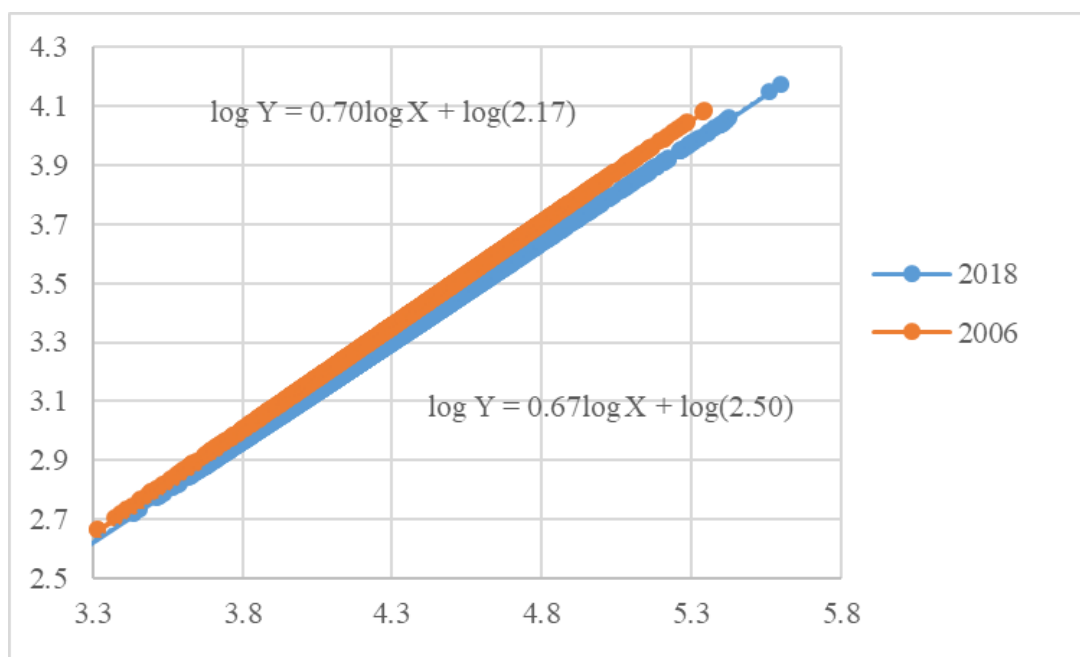
Na osnovu baza podataka iz anketa o potrošnji domaćinstava u Srbiji koje sadrže individualne (mikro) podatke o prihodima i rashodima domaćinstava ocenjeni su parametri za sedam funkcionalnih oblika Engelovih krivih, i to za svaku godinu počev od 2006. do 2018. u Srbiji, dok na osnovu baza podataka iz anketa o potrošnji domaćinstava u Crnoj Gori ocenjene su Engelove krive izdataka domaćinstava za Hranu i bezalkoholna pića u Crnoj Gori za sve godine analizom obuhvaćenog perioda osim za 2016. i 2018. godinu za koje Agencija za statistiku Crne Gore nije sprovela ankete o potrošnji domaćinstava.

7.2.1 HRANA I BEZALKOHOLNA PIĆA

Na osnovu odgovarajućih pokazatelja stepena prilagođavanja alternativnih specifikacija Engelovih krivih izdataka za Hranu i bezalkoholna pića (R^2 i AIC) utvrđeno je da log-log Engelova kriva na najbolji način reprezentuje zavisnost izdataka za hranu i bezalkoholna pića od dohotka domaćinstava u Srbiji za sve posmatrane godine (Videti tabele 7.4-7.6). Log-log Engelova kriva ima takođe najbolje performanse u poređenju sa svim drugim funkcionalnim formama u Crnoj Gori.

U Tabeli 1. Prilog 3. sumirani su rezultati obračuna dohodnih elasticiteta za hranu i bezalkoholna pića u Srbiji i Crnoj Gori za pojedine godine posmatranog perioda, dok je u Tabeli 22. Prilog 3. dat uporedni pregled dohodnih elasticiteta izračunatih na osnovu (a) ponderisanih; (b) neponderisanih izdataka u Srbiji za prvu, središnju i poslednju godinu analiziranog perioda. Za Crnu Goru dat je odgovarajući uporedni pregled dohodnih elasticiteta za 2006, 2012. i 2017. godinu (Videti Tabelu 23. Prilog 3).

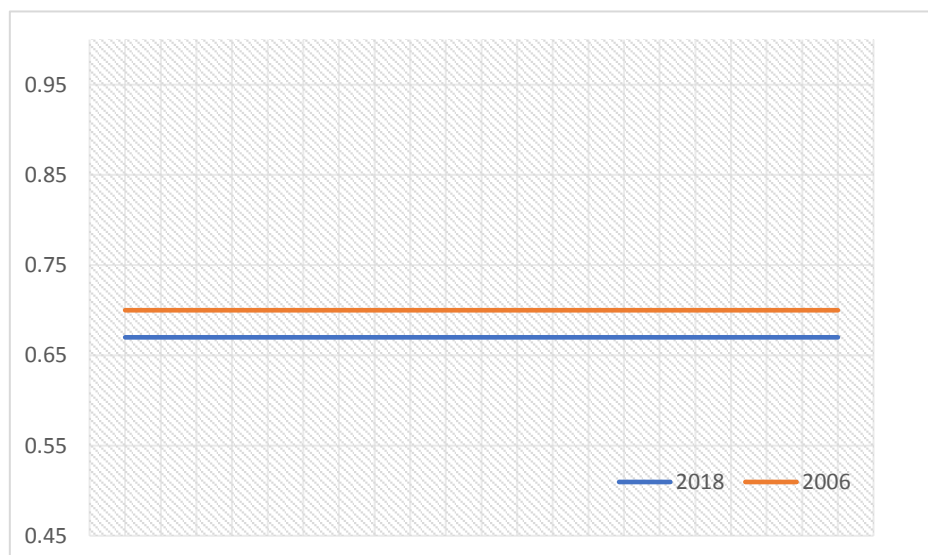
Elasticiteti izdataka za hranu i bezalkoholna pića u odnosu na dohodak domaćinstva u Srbiji i u Crnoj Gori, ocenjeni na osnovu log-log Engelove krive manji su od jedinice u svim godinama analiziranog perioda što potvrđuje zakonitost koju je Engel utvrdio pre više od 150 godina. Numeričke vrednosti dohodnih elasticiteta za ovu grupu proizvoda u Srbiji variraju od 0.67 (2018. godina) do 0.72 (2007. godina), a u Crnoj Gori u rasponu od 0.68 (2011. godina) do 0.73 (2017. godina).



Grafik 7.1 Log-log Engelova kriva izdataka za hranu i bezalkoholna pića u Srbiji (2006. i 2018. godine)

Izvor: Autor

Analizirajući dobijene rezultate može se zaključiti da i u Srbiji i u Crnoj Gori dohodna elastičnost izdataka za hranu i bezalkoholna pića tokom vremena u proseku opada što odražava ekonomski logičnu činjenicu da sa porastom dohotka i potrošnje slabi intenzitet potrebe za dodatnim jedinicama potrošnje proizvoda koji pripadaju posmatranoj grupi.



Grafik 7.2 Dohodni elasticiteti izdataka za hranu i bezalkoholna pića u Srbiji (2006. i 2018. godine)

Izvor: Autor

Tabela 7. 4 Ocenjene Engelove krive izdataka za “Hranu i bezalkoholna pića” domaćinstava u Srbiji i u Crnoj Gori u 2006. godini

Engelova kriva	Indikator	Srbija	Crna Gora
LIN	Jednačina	$Y_i = 5177.784 + 0.240 X_i$	$Y_i = 88.542 + 0.241 X_i$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	4254.746	1041.648
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.483	0.445
	AIC	91911.973	15099.614
LOG-LOG	Jednačina	$\log Y_i = 2.169 + 0.701 \log X_i$	$\log Y_i = 0.690 + 0.749 \log X_i$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	7735.899	2073.533
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.629	0.615
	AIC	3691.019	1122.041
LOG-LIN	Jednačina	$\log Y_i = 8.753 + 0.000X_i$	$\log Y_i = 4.566 + 0.001X_i$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	3540.663	804.805
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.437	0.382
	AIC	5593.931	1735.765
LIN-LOG	Jednačina	$Y_i = -72767.225 + 8423.625 \log X_i$	$Y_i = -555.941 + 127.173 \log X_i$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	4604.974	1566.266
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.502	0.546
	AIC	91734.262	14836.609
QUADRA TIC	Jednačina	$Y_i = 2185.674 + 0.391 X_i - 0.000X_i^2$	$Y_i = 29.634 + 0.447X_i + 0.000X_i^2$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	2625.065	880.774
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.535	0.575
	AIC	91425.460	14752.291
INV	Jednačina	$Y_i = 18037.290 - \frac{1.025e + 08}{X_i}$	$Y_i = 277.316 - \frac{24252.057}{X_i}$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	1830.709	719.301
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.286	0.356
	AIC	93378.774	15292.326
LOG-INV	Jednačina	$\log Y_i = 9.805 + \frac{10238.705}{X_i}$	$\log Y_i = 5.688 + \frac{169.741}{X_i}$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	4873.946	1695.016
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.517	0.566
	AIC	4899.117	1276.853

Izvor: Autor

Tabela 7. 5 Ocenjene Engelope krive izdataka za “Hranu i bezalkoholna pića” domaćinstava u Srbiji i Crnoj Gori u 2012. godini

Engelova kriva	Indikator	Srbija	Crna Gora
LIN	Jednačina	$Y_i = 8723.248 + 0.222 X_i$	$Y_i = 72.748 + 0.248 X_i$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	4587.019	993.772
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.502	0.440
	AIC	95122.110	15269.911
LOG-LOG	Jednačina	$\log Y_i = 2.406 + 0.690 \log X_i$	$\log Y_i = 0.949 + 0.688 \log X_i$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	8123.989	1153.852
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.641	0.477
	AIC	2741.149	1581.996
LOG-LIN	Jednačina	$\log Y_i = 9.275 + 0.000X_i$	$\log Y_i = 4.590 + 0.001X_i$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	3883.794	753.278
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.461	0.373
	AIC	4593.841	1811.075
LIN-LOG	Jednačina	$Y_i = -1.269e + 05 + 13782.634 \log X_i$	$Y_i = -667.104 + 143.078 \log X_i$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	5138.540	970.438
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.531	0.434
	AIC	94855.500	15283.050
QUADRATIC	Jednačina	$Y_i = 5768.369 + 0.305 X_i - 0.000X_i^2$	$Y_i = 18.725 + 0.418 X_i - 0.000X_i^2$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	2683.489	576.508
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.541	0.477
	AIC	94750.952	15185.242
INV	Jednačina	$Y_i = 29700.029 - \frac{3.177e + 08}{X_i}$	$Y_i = 304.087 - \frac{34109.705}{X_i}$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	2047.752	439.420
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.311	0.258
	AIC	96603.460	15626.296
LOG-INV	Jednačina	$\log Y_i = 10.311 + \frac{18462.776}{X_i}$	$\log Y_i = 5.686 + \frac{190.520}{X_i}$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	4654.897	783.291
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.506	0.383
	AIC	4195.845	1792.395

Izvor: Autor

Tabela 7. 6 Ocenjene Engelove krive izdataka “Hranu i bezalkoholna pića” domaćinstava u Srbiji u 2018. godini

ENGELOVA KRIVA	INDIKATOR	SRBIJA
LIN	Jednačina	$Y_i = 2291.074 + 0.308 X_i$
	p – vrednost	0.000
	F	8144.541
	Prob > F	0.0000
	R ²	0.564
	AIC	137597.111
LOG-LOG	Jednačina	$\log Y_i = 2.503 + 0.674 \log X_i$
	p – vrednost	0.000
	F	11878.160
	Prob > F	0.0000
	R ²	0.654
	AIC	4404.688
LOG-LIN	Jednačina	$\log Y_i = 9.230 + 0.000X_i$
	p – vrednost	0.000
	F	8436.699
	Prob > F	0.0000
	R ²	0.573
	AIC	5726.577
LIN-LOG	Jednačina	$Y_i = -1.704e + 05 + 17772.813 \log X_i$
	p – vrednost	0.000
	F	3717.245
	Prob > F	0.0000
	R ²	0.371
	AIC	139902.657
QUADRATIC	Jednačina	$Y_i = 9342.219 + 0.121X_i + 0.000X_i^2$
	p – vrednost	0.000
	F	5164.060
	Prob > F	0.0000
	R ²	0.621
	AIC	136711.803
INV	Jednačina	$Y_i = 34265.789 - \frac{4.861e + 08}{X_i}$
	p – vrednost	0.000
	F	1540.012
	Prob > F	0.0000
	R ²	0.196
	AIC	141446.65
LOG-INV	Jednačina	$\log Y_i = 10.370 + \frac{22635.779}{X_i}$
	p – vrednost	0.000
	F	6863.271
	Prob > F	0.0000
	R ²	0.522
	AIC	6437.768

Izvor: Autor

Tabela 7. 7 Dohodni elasticiteti za kategorije izdataka „Hrana i bezalkoholna pića“ u Srbiji, 2006. i 2018. godine

	LIN		LOG-LOG		LOG-LIN		LIN-LOG		QUADRATIC		INV		LOG-INV	
	2006	2018	2006	2018	2006	2018	2006	2018	2006	2018	2006	2018	2006	2018
Pirinač (sve vrste)	0.00	0.50	0.17	0.27	0.00	0.00	0.30	0.56	0.48	0.00	0.13	0.23	0.08	0.14
Kore, testenina, smrznuto lisnato testo	0.40	0.87	0.34	0.50	0.00	0.00	0.54	0.76	0.80	0.35	0.21	0.34	0.19	0.28
Goveđe i juneće meso	0.67	1.94	0.36	0.62	0.00	0.00	0.78	1.53	1.12	0.12	0.29	0.59	0.22	0.44
Jagnjeće i kozje meso, uključujući ovčije i jareće	1.65	4.54	0.74	1.23	0.00	0.00	1.59	2.84	2.47	-4.91	0.46	0.86	0.67	1.02
Pileće meso i meso ostale živine	0.87	0.90	0.51	0.52	0.00	0.00	0.79	0.78	1.06	0.20	0.26	0.33	0.23	0.29
Mleko	0.33	0.69	0.38	0.50	0.00	0.00	0.41	0.67	0.72	0.49	0.16	0.30	0.16	0.27
Kokošja jaja	0.38	0.45	0.42	0.39	0.00	0.00	0.40	0.46	0.66	0.33	0.16	0.21	0.19	0.21
Puter	0.00	1.93	0.20	0.50	0.00	0.00	0.86	1.68	0.00	-0.96	0.32	0.62	0.21	0.36
Margarin (kikiriki buter i sl.)	0.44	0.63	0.26	0.15	0.00	0.00	0.55	0.40	0.88	0.63	0.21	0.20	0.12	0.08
Maslinovo ulje	3.65	2.98	0.18	0.61	0.00	0.00	2.28	2.17	-3.65	-1.79	0.50	0.74	0.10	0.58
Jestivo ulje, suncokretovo, sojino, kukuruzno, palmino ulje i sl.	0.28	0.61	0.26	0.31	0.00	0.00	0.41	0.55	0.70	0.20	0.17	0.24	0.12	0.16
Svinjska mast, salo, loj i sl.	0.53	0.74	0.32	0.22	0.00	0.00	0.48	0.62	0.53	-0.74	0.18	0.24	0.15	0.10
Sušeno voće, koštunjavo voće i jestivo semenje	1.02	1.47	0.30	0.41	0.00	0.00	0.97	1.16	1.36	-0.49	0.32	0.45	0.18	0.23
Šećer sve vrste	0.44	1.30	0.36	0.39	0.00	0.00	0.54	0.96	1.02	0.00	0.20	0.37	0.17	0.19
Džem, med, marmelada, kompot i ostalo	0.83	1.17	0.14	0.38	0.00	0.00	0.64	1.02	0.83	0.29	0.22	0.39	0.08	0.20
Čokolada	1.06	1.04	0.53	0.67	0.00	0.00	1.02	1.15	1.59	1.34	0.35	0.51	0.36	0.43
Bombone (sve vrste) i žvakaće gume	0.97	0.91	0.34	0.29	0.00	0.00	0.77	0.75	1.46	0.91	0.27	0.35	0.18	0.18
Sladoled	0.96	1.30	0.46	0.57	0.00	0.00	1.06	1.27	1.93	0.87	0.37	0.55	0.33	0.46
Kafa	0.54	0.66	0.50	0.51	0.00	0.00	0.54	0.64	0.81	0.37	0.20	0.29	0.23	0.28
Čaj	1.32	0.00	0.29	0.20	0.00	0.00	0.72	0.32	1.32	0.00	0.25	0.18	0.13	0.13
Mineralna voda i izvorska voda	0.82	0.97	0.46	0.47	0.00	0.00	0.85	0.89	1.03	0.49	0.29	0.39	0.27	0.28
Bezalkoholni napitak (koka kola, pepsi kola, tonik i sl.)	0.94	0.76	0.58	0.44	0.00	0.00	0.97	0.91	1.35	1.32	0.33	0.45	0.32	0.32
Voćni sok (bistar i kašast)	0.83	0.94	0.45	0.43	0.00	0.00	0.79	0.87	1.24	0.19	0.28	0.37	0.25	0.26

Izvor: Autor

Pored ocenjivanja Engelovih krivih i iz njih izvedenih elasticiteta za široko definisanu grupu „Hrana i bezalkoholna pića“, ocenjeni su parametri svih sedam funkcionalnih oblika Engelovih krivih za podgrupe „Hrana“ i „Bezalkoholna pića“ za Srbiju i Crnu Goru, kao i za 23 pojedinačna proizvoda iz obe podgrupe u Srbiji. Dobijeni rezultati pokazuju (a) da od svih ocenjenih funkcionalnih formi log-log Engelova funkcija predstavlja funkcionalnu formu koja najbolje reprezentuje zavisnost izdataka za hranu od dohotka domaćinstava (osim za Crnu Goru u 2012. godini) i (b) dohodni elasticiteti izdataka za hranu domaćinstava u Srbiji praktično se ne razlikuju od odgovarajućih elasticiteta za šire definisanu grupu „Hrana i bezalkoholna pića“. Na osnovu rezultata istraživanja prikazanih u Tabeli 2. Prilog 3 može se primetiti da su dohodni elasticiteti izdataka za hranu domaćinstava u Crnoj Gori u proseku veći od dohodnih elasticiteta u Srbiji.

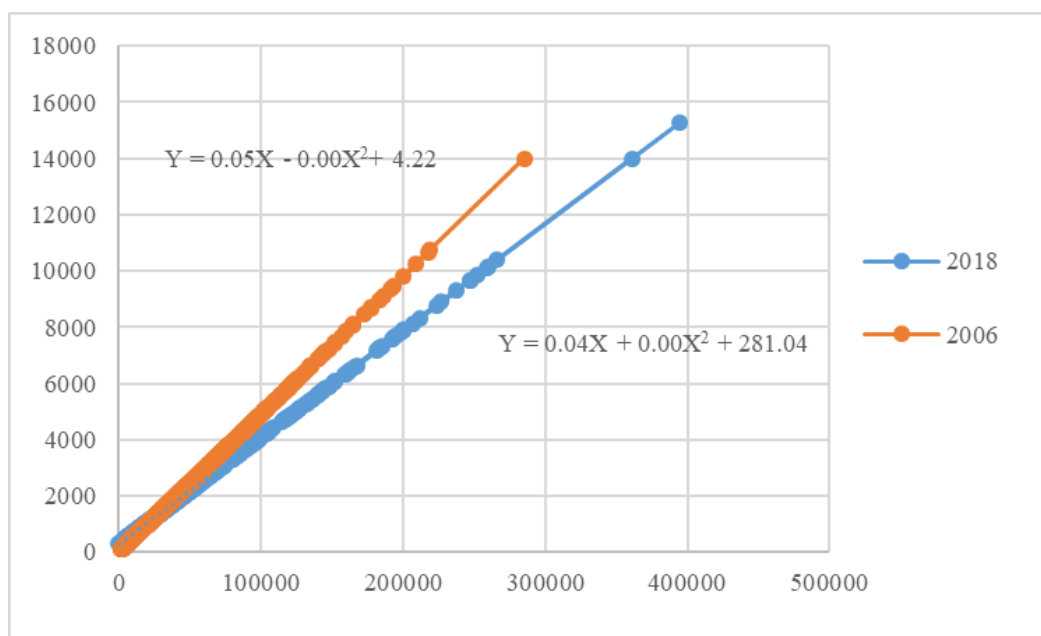
U Tabeli 7.7 prikazani su rezultati obračuna dohodnih elasticiteta za osnovne kategorije proizvoda grupe „Hrana i bezalkoholna pića“ u Srbiji za 2006. i 2018. godinu koji su ocenjeni na osnovu svake pojedinačne funkcionalne forme Engelovih krivih. Na osnovu statističke i ekonomske analize ocenjenih parametara alternativnih ekonometrijskih specifikacija Engelovih krivih i na osnovu njih izvedenih dohodnih elasticiteta može se zaključiti da log-lin Engelova kriva ne predstavlja prikladne oblike za analizu zavisnosti izdataka za individualizirane proizvode koji pripadaju grupi „Hrana i bezalkoholna pića“ u odnosu na dohodak domaćinstava za period 2006-2018, dok kvadratna forma nije prikladna samo za neke proizvode. U poređenju sa rezultatima koji su dobijeni za čitavu grupu „Hrana i bezalkoholna pića“ dohodni elasticiteti obračunati na osnovu linearne forme Engelovih krivih generisali su numeričke vrednosti dohodnih elasticiteta koje u najvećem broju slučajeva realno odražavaju odnos procentualnih promena izdataka za pojedine kategorije proizvoda i dohotka domaćinstva.

U posebnom odeljku ovog poglavlja disertacije prikazani su rezultati ekonometrijske analize uticaja demografskih, ekonomskih i socioloških karakteristika domaćinstava (veličina domaćinstva, pol, stepen obrazovanja, starost i ekonomska aktivnost nosioca domaćinstva dr.) na izdatke za „Hranu i bezalkoholna pića“.

Dohodni elasticiteti izdataka za grupu hrana i bezalkoholna pića i podgrupe hrana i bezalkoholna pića ocenjeni su takođe pomoću AIDS i QUAIDS modela kompletnih sistema regresionih jednačina. Dohodni elasticiteti ocenjeni pomoću ovih modela detaljnije su opisani u četvrtom odeljku ovog poglavlja, pri čemu je izvršena i komparativna analiza dohodnih elasticiteta ocenjenih na bazi modela kompletnih sistema jednačina tražnje i odgovarajućih dohodnih elasticiteta ocenjenih na bazi modela jedne regresione jednačine potrošnje.

7.2.2 ALKOHOLNA PIĆA I DUVAN

Koristeći iste baza podataka kao i za ocenu Engelovih krivih izdataka domaćinstava za hranu i bezalkoholna pića, ocenjene su Engelove krive za alkoholna pića i duvan. Na osnovu odgovarajućih pokazatelja stepena prilagođavanja alternativnih specifikacija Engelovih krivih izdataka za alkoholna pića i duvan (R^2 i AIC) utvrđeno je da kvadratna Engelova kriva na najbolji način reprezentuje izdatke za Alkoholna pića i duvan od dohotka domaćinstava u Srbiji za sve posmatrane godine. Kvadratna Engelova kriva ima takođe najbolje performanse u poređenju sa svim drugim funkcionalnim formama u Crnoj Gori.



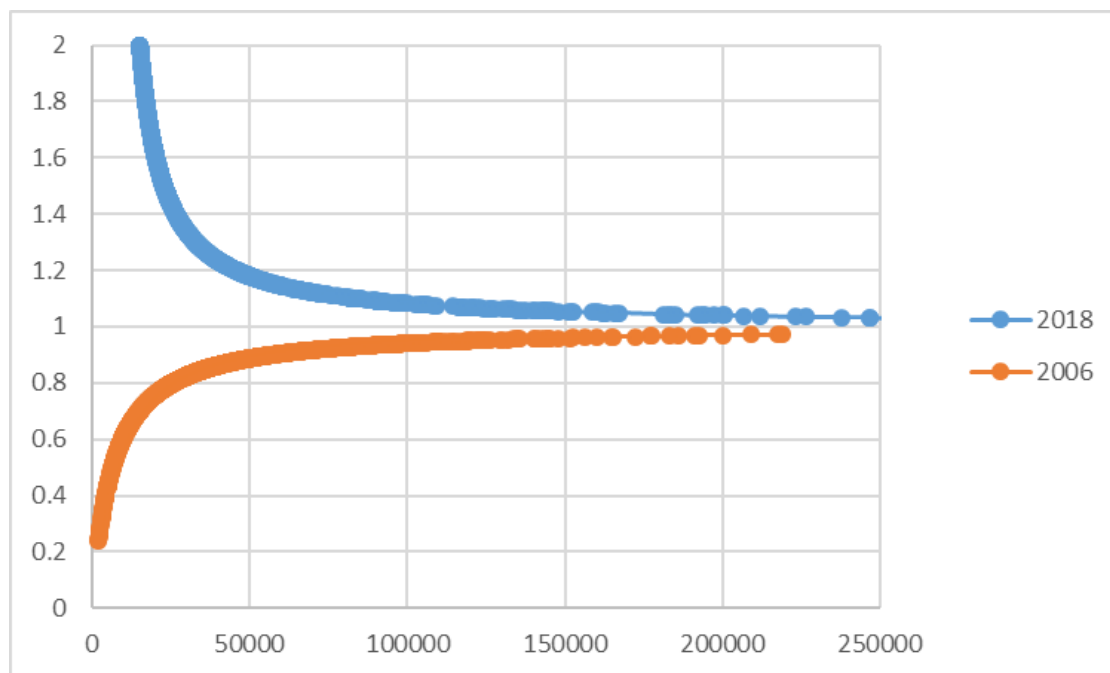
Grafik 7.3 Kvadratna Engelova kriva izdataka za alkoholna pića i duvan u Srbiji (2006. i 2018. godine)

Izvor: Autor

U Tabeli 4. Prilog 3. sumirani su rezultati obračuna dohodnih elasticiteta za Alkoholna pića i duvan u Srbiji i Crnoj Gori za pojedine godine posmatranog perioda. Analizirajući dobijene rezultate može se zaključiti da i u Srbiji i u Crnoj Gori dohodna elastičnost izdataka za alkoholna pića i duvan tokom vremena u proseku raste. Dohodni elasticiteti za alkoholna pića i duvan variraju u Srbiji od 0.76 u 2008. godini do 1.61 u 2013. godini, dok prosečni dohodni elasticitet za posmatrani period iznosi 1.38. Numeričke vrednosti dohodnog elasticiteta u Crnoj Gori kretale su se u rasponu od 0.91 (2010. godina) do 1.65 (2017. godina), pri čemu prosečna vrednost iznosi 1.29. Na osnovu prosečne vrednosti dohodnog elasticiteta za alkoholna pića i duvan možemo zaključiti da ova grupa proizvoda u Srbiji i u Crnoj Gori pripada grupi luksuznih dobara.

Pored ocenjivanja Engelovih krivih i iz njih izvedenih elasticiteta za široko definisanu grupu „Alkoholna pića i duvan“, ocenjeni su parametri svih sedam funkcionalnih oblika

Engelovih krivih za podgrupe „Alkoholna pića“ i „Duvan“ za Srbiju i Crnu Goru. Osnovni rezultati obračuna prikazani su u tabelama 5. i 6. Prilog 3. Reprezentativna funkcionalna forma Engelovih krivih za alkoholna pića u najvećem broju slučajeva je kvadratna, ali se u pojedinim godinama izdvajaju još LOG-LOG i LIN forma. Slični rezultati su dobijeni i u Crnoj Gori, gde se pored kvadratne forme izdvajaju i LIN-LOG i LOG-LOG funkcionalna forma Engelovih krivih.



Grafik 7.4 Dohodni elasticiteti izdataka za alkoholna pića i duvan u Srbiji (2006. i 2018. godine)

Izvor: Autor

Da kvadratna forma Engelovih krivih za alkoholna pića nije reprezentativna za sve godine, može se videti iz Tabele 5. Prilog 3. na osnovu numeričkih vrednosti dohodnih elasticiteta (npr. u 2017. i 2018. godini u Srbiji, odnosno 2010. za Crnu Goru). Stoga smo za obračun dohodnih elasticiteta koristili linearnu formu Engelovih krivih. Na osnovu dobijenih rezultata može se primetiti da numerička vrednost dohodnih elasticiteta u Srbiji raste od 1.00 (2006) do 1.71 u 2018. godini. U Crnoj Gori se kvadratna forma Engelove krive pokazala kao najadekvatnija u svim godinama, osim u 2010, koja implicira porast dohodnih elasticiteta od 1.38 u 2006. do 1.78 u 2017. godini.

U Tabeli 6. Prilog 3. prikazani su rezultati obračuna dohodnih elasticiteta za duvan u Srbiji i u Crnoj Gori za ceo posmatrani period.

Tabela 7. 8 Ocenjene Engelove krive izdataka za “Alkoholna pića i duvan” domaćinstava u Srbiji i Crnoj Gori u 2006. godini

Engelova kriva	Indikator	Srbija	Crna Gora
LIN	Jednačina	$Y_i = 236.167 + 0.037 X_i$	$Y_i = 5.367 + 0.031 X_i$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	1262.890	238.411
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.217	0.155
	AIC	80532.938	11642.895
LOG-LOG	Jednačina	$\log Y_i = 0.155 + 0.675 \log X_i$	$\log Y_i = -1.592 + 0.708 \log X_i$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	577.999	167.727
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.144	0.136
	AIC	9545.039	3056.438
LOG-LIN	Jednačina	$\log Y_i = 6.589 + 0.000X_i$	$\log Y_i = 2.071 + 0.001X_i$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	426.108	133.462
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.111	0.111
	AIC	9677.571	3086.499
LIN-LOG	Jednačina	$Y_i = -11371.318 + 1260.334 \log X_i$	$Y_i = -70.399 + 15.115 \log X_i$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	1186.534	262.118
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.206	0.167
	AIC	80593.149	11622.989
QUADRATIC	Jednačina	$Y_i = 4.225 + 0.049 X_i - 0.000X_i^2$	$Y_i = -1.658 + 0.055X_i + 0.000X_i^2$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	653.008	157.700
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.222	0.194
	AIC	80501.055	11581.136
INV	Jednačina	$Y_i = 2191.713 - \frac{1.486e + 07}{X_i}$	$Y_i = 27.996 - \frac{2689.647}{X_i}$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	565.894	136.862
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.110	0.095
	AIC	81114.513	11731.790
LOG-INV	Jednačina	$\log Y_i = 7.657 + \frac{13446.052}{X_i}$	$\log Y_i = 3.147 + \frac{167.646}{X_i}$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	458.724	108.636
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.118	0.092
	AIC	9648.676	3108.824

Izvor: Autor

Tabela 7. 9 Ocenjene Engelove krive izdataka za “Alkoholna pića i duvan” domaćinstava u Srbiji i Crnoj Gori u 2012. godini

Engelova kriva	Indikator	Srbija	Crna Gora
LIN	Jednačina	$Y_i = 157.238 + 0.039X_i$	$Y_i = 3.822 + 0.034 X_i$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	1127.984	226.051
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.199	0.151
	AIC	85576.643	12082.071
LOG-LOG	Jednačina	$\log Y_i = -1.016 + 0.787 \log X_i$	$\log Y_i = -0.689 + 0.582 \log X_i$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	523.198	74.560
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.145	0.078
	AIC	9362.633	2650.236
LOG-LIN	Jednačina	$\log Y_i = 6.928 + 0.000X_i$	$\log Y_i = 2.441 + 0.001X_i$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	391.614	67.822
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.113	0.072
	AIC	9477.247	2656.475
LIN-LOG	Jednačina	$Y_i = -22066.579 + 2270.106 \log X_i$	$Y_i = -95.298 + 19.193 \log X_i$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	1060.497	219.163
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.189	0.147
	AIC	85631.057	12087.934
QUADRATIC	Jednačina	$Y_i = -152.132 + 0.047X_i - 0.000X_i^2$	$Y_i = -1.839 + 0.051X_i - 0.000X_i^2$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	584.007	119.748
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.204	0.158
	AIC	85546.469	12072.542
INV	Jednačina	$Y_i = 3658.990 - \frac{4.988e + 07}{X_i}$	$Y_i = 34.976 - \frac{4574.309}{X_i}$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	508.524	121.578
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.100	0.087
	AIC	86102.393	12174.074
LOG-INV	Jednačina	$\log Y_i = 8.031 + \frac{20961.463}{X_i}$	$\log Y_i = 3.439 + \frac{211.672}{X_i}$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	330.620	60.240
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.097	0.064
	AIC	9531.860	2663.550

Izvor: Autor

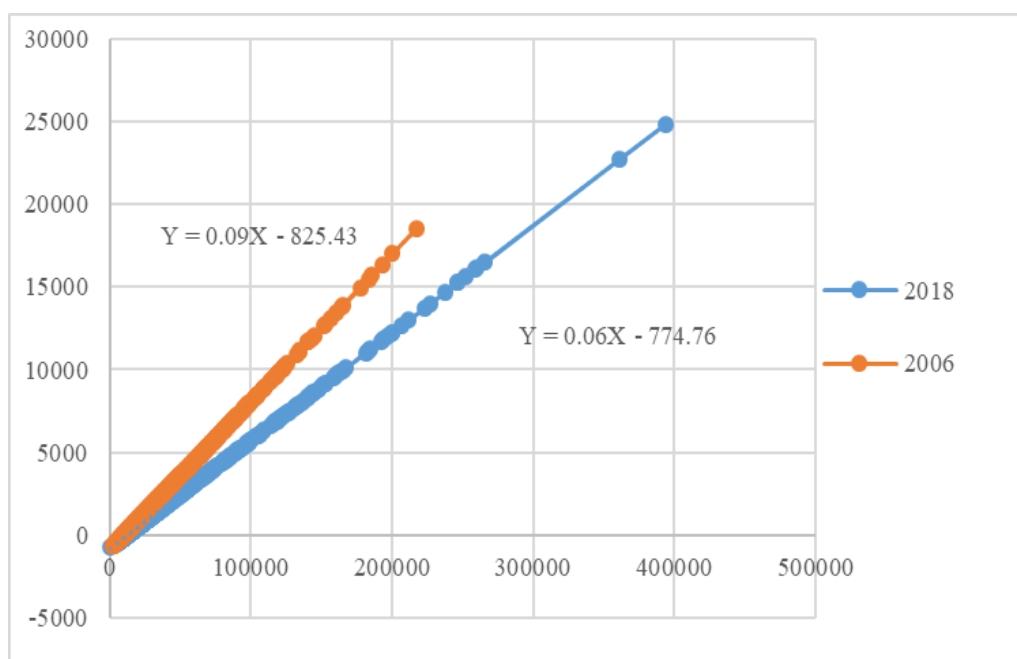
Tabela 7. 10 Ocenjene Engelove krive izdataka za “Alkoholna pića i duvan” domaćinstava u Srbiji u 2018. godini

ENGELOVA KRIVA	INDIKATOR	SRBIJA
LIN	Jednačina	$Y_i = -432.247 + 0.057X_i$
	p – vrednost	0.000
	F	2290.386
	Prob > F	0.0000
	R ²	0.267
	AIC	124329.145
LOG-LOG	Jednačina	$\log Y_i = -0.708 + 0.770 \log X_i$
	p – vrednost	0.000
	F	685.301
	Prob > F	0.0000
	R ²	0.144
	AIC	13204.176
LOG-LIN	Jednačina	$\log Y_i = 7.131 + 0.000X_i$
	p – vrednost	0.000
	F	578.314
	Prob > F	0.0000
	R ²	0.124
	AIC	13296.854
LIN-LOG	Jednačina	$Y_i = -34733.004 + 3506.131 \log X_i$
	p – vrednost	0.000
	F	1572.947
	Prob > F	0.0000
	R ²	0.200
	AIC	124878.629
QUADRATIC	Jednačina	$Y_i = 281.039 + 0.038X_i + 0.000X_i^2$
	p – vrednost	0.000
	F	1193.033
	Prob > F	0.0000
	R ²	0.275
	AIC	124261.085
INV	Jednačina	$Y_i = 5733.926 - \frac{9.988e + 07}{X_i}$
	p – vrednost	0.000
	F	816.560
	Prob > F	0.0000
	R ²	0.115
	AIC	125515.085
LOG-INV	Jednačina	$\log Y_i = 8.414 + \frac{31351.579}{X_i}$
	p – vrednost	0.000
	F	544.110
	Prob > F	0.0000
	R ²	0.118
	AIC	13326.934

Izvor: Autor

7.2.3 ODEĆA I OBUĆA

Na osnovu koeficijenta determinacije i AIC informacionog kriterijuma za sedam ocenjenih Engelovih krivih izdataka za odeću i obuću, može se zaključiti da ne postoji uniformni oblik Engelove krive koji se izdvaja u pogledu stepena prilagođavanja empirijskim podacima. Dobijeni rezultati pokazuju da log-log i kvadratna Engelova kriva predstavljaju podjednako dobre aproksimacije empirijskih podataka u Srbiji, dok je kvadratna Engelova kriva najsuperiorniji oblik krive koja izražava zavisnost izdataka od dohotka (Videti tabele 7.11-7.13).



Grafik 7.5 Linearna Engelova kriva izdataka za odeću i obuću u Srbiji (2006. i 2018. godine)

Izvor: Autor

Numeričke vrednosti dohodnih elasticiteta za sve godine posmatranog perioda i sve korišćene funkcionalne forme Engelovih krivih prikazane su u Tabeli 7. Prilog 3. Minimalna vrednost dohodnog elasticiteta za odeću i obuću u Srbiji zabeležena je u 2012. godini (1.22), a maksimalna u 2006. godini (2.00). I u Crnoj Gori minimalna vrednost dohodnog elasticiteta bila je u 2012. godini (0.95), dok je maksimalna (1.82) registrovana u 2011. godini. Na osnovu Tabele 7. Prilog 3. može se zaključiti da se numerička vrednost dohodnog elasticiteta znatno razlikuje od jedinice, što će kasnije biti potvrđeno pomoću Valdovog F testa. Pored ocenjivanja Engelovih krivih i iz njih izvedenih elasticiteta za široko definisanu grupu „Odeća i obuća“, ocenjeni su parametri svih sedam funkcionalnih oblika Engelovih krivih za podgrupe „Odeća“ i „Obuća“ za Srbiju u godinama 2006, 2012. i 2018, a za Crnu Goru 2006, 2012. i 2017. Dobijeni rezultati dohodnih elasticiteta dati su u tabelama 8. i 9. Prilog 3.

Tabela 7.11 Ocenjene Englove krive izdataka za “Odeću i obuću” domaćinstava u Srbiji i Crnoj Gori u 2006. godini

Engelova kriva	Indikator	Srbija	Crna Gora
LIN	Jednačina	$Y_i = -825.428 + 0.089 X_i$	$Y_i = -15.903 + 0.114 X_i$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	2821.897	860.104
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.382	0.398
	AIC	84791.393	13406.043
LOG-LOG	Jednačina	$\log Y_i = -5.743 + 1.266 \log X_i$	$\log Y_i = -3.261 + 1.105 \log X_i$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	1822.967	598.124
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.360	0.399
	AIC	8876.854	2019.948
LOG-LIN	Jednačina	$\log Y_i = 6.432 + 0.000X_i$	$\log Y_i = 2.603 + 0.002 X_i$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	1194.015	415.608
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.269	0.316
	AIC	9307.105	2136.991
LIN-LOG	Jednačina	$Y_i = -25491.873 + 2710.037 \log X_i$	$Y_i = -245.737 + 47.489 \log X_i$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	1916.912	567.354
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.296	0.304
	AIC	85387.954	13595.556
QUADRATIC	Jednačina	$Y_i = -814.004 + 0.089 X_i + 0.000X_i^2$	$Y_i = -20.112 + 0.129 X_i + 0.000X_i^2$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	1410.665	434.515
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.382	0.400
	AIC	84793.361	13402.276
INV	Jednačina	$Y_i = 3517.688 - \frac{2.870e + 07}{X_i}$	$Y_i = 60.151 - \frac{7477.024}{X_i}$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	667.461	202.913
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.128	0.135
	AIC	86365.581	13878.147
LOG-INV	Jednačina	$\log Y_i = 8.450 + \frac{28651.630}{X_i}$	$\log Y_i = 4.217 + \frac{278.345}{X_i}$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	1432.853	354.046
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.306	0.282
	AIC	9136.940	2180.176

Izvor: Autor

Tabela 7.12 Ocenjene Engelope krive izdataka za “Odeću i obuću” domaćinstava u Srbiji i Crnoj Gori u 2012. godini

Engelova kriva	Indikator	Srbija	Crna Gora
LIN	Jednačina	$Y_i = -2057.309 + 0.090 X_i$	$Y_i = -19.837 + 0.118 X_i$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	3459.348	962.942
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.432	0.433
	AIC	88168.068	13437.908
LOG-LOG	Jednačina	$\log Y_i = -6.901 + 1.346 \log X_i$	$\log Y_i = -2.808 + 1.039 \log X_i$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	2331.206	495.206
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.434	0.352
	AIC	7614.737	2087.390
LOG-LIN	Jednačina	$\log Y_i = 6.752 + 0.000X_i$	$\log Y_i = 2.852 + 0.001X_i$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	1568.632	406.838
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.340	0.309
	AIC	8080.769	2146.582
LIN-LOG	Jednačina	$Y_i = -45616.707 + 4524.402 \log X_i$	$Y_i = -323.470 + 60.259 \log X_i$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	1958.858	631.221
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.301	0.333
	AIC	89111.900	13641.920
QUADRATIC	Jednačina	$Y_i = -1158.912 + 0.065 X_i - 0.000X_i^2$	$Y_i = -7.638 + 0.080X_i + 0.000X_i^2$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	1868.533	497.350
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.451	0.440
	AIC	88014.544	13421.558
INV	Jednačina	$Y_i = 5359.591 - \frac{8.821e + 07}{X_i}$	$Y_i = 82.124 - \frac{13031.237}{X_i}$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	656.084	245.762
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.126	0.162
	AIC	90128.235	13929.617
LOG-INV	Jednačina	$\log Y_i = 8.957 + \frac{54590.818}{X_i}$	$\log Y_i = 4.607 + \frac{400.992}{X_i}$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	1790.981	377.171
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.370	0.293
	AIC	7937.368	2167.350

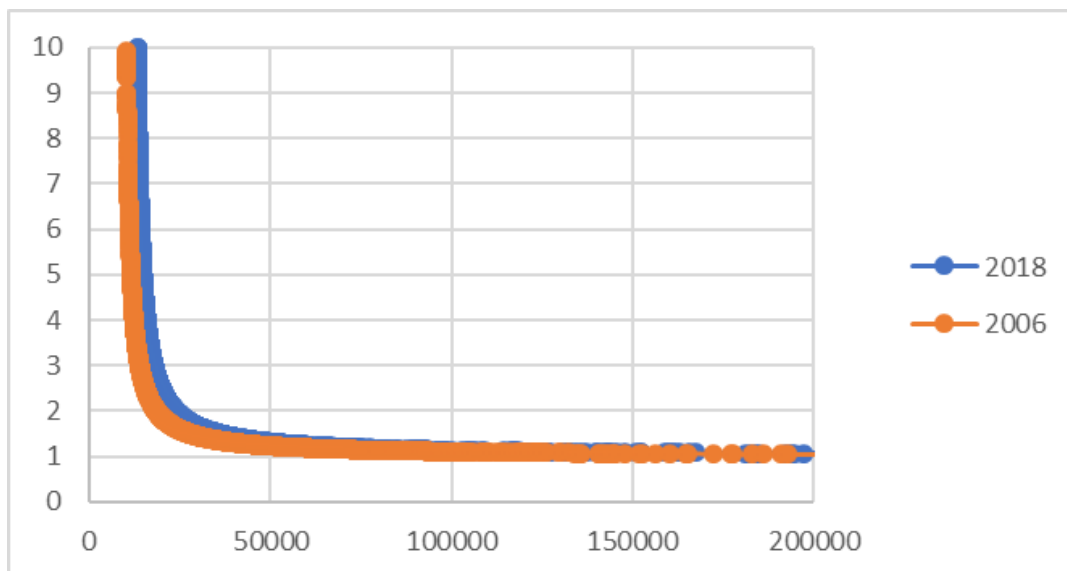
Izvor: Autor

Tabela 7.13 Ocenjene Engelope krive izdataka za “Odeću i obuću” domaćinstava u Srbiji u 2018. godini

ENGELOVA KRIVA	INDIKATOR	SRBIJA
LIN	Jednačina	$Y_i = -774.763 + 0.065 X_i$
	p – vrednost	0.000
	F	2752.643
	Prob > F	0.0000
	R ²	0.304
	AIC	124845.402
LOG-LOG	Jednačina	$\log Y_i = -7.250 + 1.363 \log X_i$
	p – vrednost	0.000
	F	3844.000
	Prob > F	0.0000
	R ²	0.466
	AIC	11664.867
LOG-LIN	Jednačina	$\log Y_i = 6.780 + 0.000X_i$
	p – vrednost	0.000
	F	2033.957
	Prob > F	0.0000
	R ²	0.316
	AIC	12755.909
LIN-LOG	Jednačina	$Y_i = -45855.634 + 4550.335 \log X_i$
	p – vrednost	0.000
	F	2626.163
	Prob > F	0.0000
	R ²	0.294
	AIC	124934.046
QUADRATIC	Jednačina	$Y_i = -2415.556 + 0.108X_i - 0.000X_i^2$
	p – vrednost	0.000
	F	1633.991
	Prob > F	0.0000
	R ²	0.342
	AIC	124498.253
INV	Jednačina	$Y_i = 6675.536 - \frac{1.301e + 08}{X_i}$
	p – vrednost	0.000
	F	1292.388
	Prob > F	0.0000
	R ²	0.170
	AIC	125953.737
LOG-INV	Jednačina	$\log Y_i = 8.973 + \frac{60332.011}{X_i}$
	p – vrednost	0.000
	F	3219.465
	Prob > F	0.0000
	R ²	0.423
	AIC	12011.584

Izvor: Autor

Reprezentativne funkcionalne forme Engelovih krivih za uže definisanu grupu „Odeća“ u Srbiji su linearna i kvadratna u 2006, kvadratna u 2012. i log-log u 2018. godini. U Crnoj Gori za sve tri godine, kvadratna forma Engelove krive pokazala se najboljom aproksimacijom izdataka za posmatranu podgrupu izdataka od dohotka.



Grafik 7.6 Dohodni elasticiteti izdataka za odeću i obuću u Srbiji (2006. i 2018. godine)

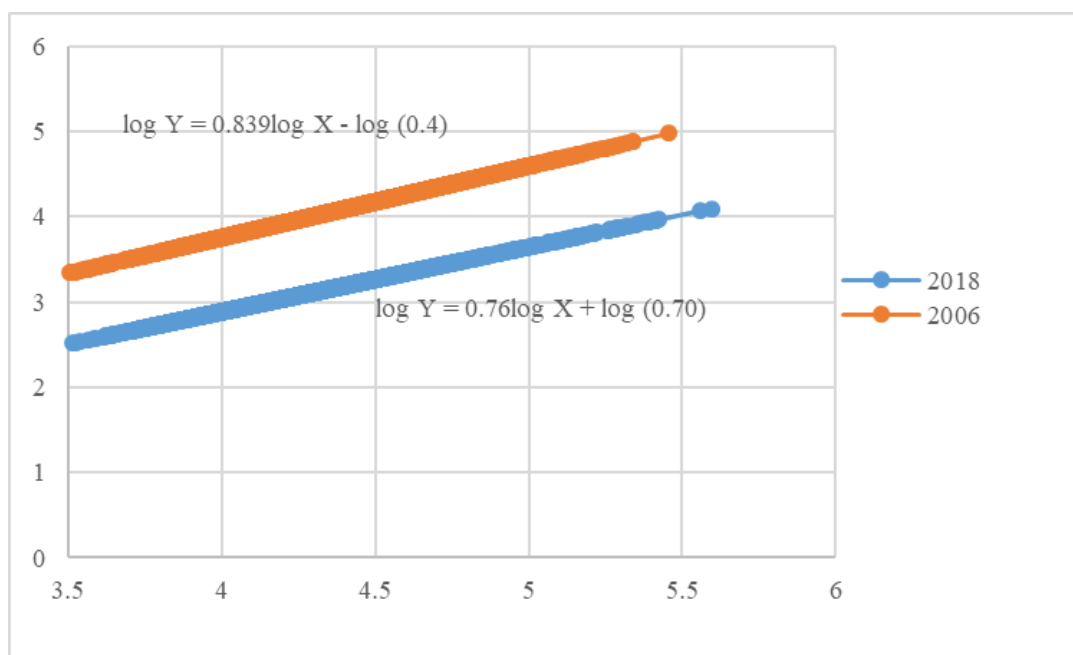
Izvor: Autor

Linearna i kvadratna ekonometrijska specifikacija modela izdataka za obuću u Srbiji pokazale su se kao najbolje specifikacije u 2006. godini, dok se u 2012. i 2018. godini log-log specifikacija Engelove krive pokazala kao najadekvatnija. U analizi zavisnosti izdataka za obuću od dohotka crnogorskih domaćinstava najbolja funkcionalna forma u 2006. i 2012. bila je log-log forma, dok je u 2017. godini kvadratna forma predstavljala najadekvatniju aproksimaciju zavisnosti izdataka od dohotka.

Poređenjem rezultata istraživanja zavisnosti izdataka za odeću od dohotka domaćinstava u Srbiji i u Crnoj Gori može se zaključiti da su izdaci za odeću domaćinstava u Crnoj Gori u proseku elastičniji, dok je situacija u pogledu dohodnih elasticiteta za obuću obrnuta.

7.2.4 STANOVANJE, VODA, STRUJA, GAS I DRUGA GORIVA

Korišćenjem standardnih pokazatelja stepena prilagođavanja alternativnih specifikacija Engelovih krivih izdataka za Stanovanje, vodu, struju, gas i druga goriva empirijskim podacima izveden je zaključak da log-log najbolje aproksimira posmatranu zavisnost u svim analiziranim godinama u obe zemlje, i u Srbiji i u Crnoj Gori.



Grafik 7.7 Log-log Engelova kriva izdataka za stanovanje, vodu, struju, gas i druga goriva u Srbiji (2006. i 2018. godine)

Izvor: Autor

U tabelama 28. i 29. Prilog 3. prikazane su numeričke vrednosti dohodnih elasticiteta izdataka za ovu grupu proizvoda u obe zemlje 2006, 2012. i 2018. (odnosno 2017. za Crnu Goru) godini, pri čemu su rezultati obračuni parametara log-log Engelovih krivih dati posebno za slučaj ponderisanih i za slučaj korišćenja neponderisanih izdataka. Dobijeni rezultati pokazuju da u Srbiji korišćenje ova dva metoda obračuna parametara log-log forme daje približno iste rezultate, dok u Crnoj Gori postoje izvesne razlike u rezultatima obračuna na osnovu neponderisanih i ponderisanih podataka o izdacima za posmatranu grupu proizvoda.

Dohodni elasticiteti izdataka za stanovanje, vodu, struju, gas i druga goriva u odnosu na dohodak domaćinstava, kako u Srbiji, tako i u Crnoj Gori su manji od jedinice u svim posmatranim godinama. U Srbiji vrednosti dohodnih elasticiteta variraju od 0.74 (2007. godina) do 0.88 (2016), dok su se u Crnoj Gori ove vrednosti kretale u intervalu od 0.63 (u 2014. godini) do 0.93 (u 2010. godini). Prosečne vrednosti ovih elasticiteta za posmatrani period respektivno iznose 0.83, odnosno 0.72 u Srbiji i u Crnoj Gori. Prema tome, vrednost dohodnih elasticiteta izdataka za ovu grupu proizvoda u proseku je manja u Crnoj Gori nego u Srbiji (Videti Tabelu 10. Prilog 3).

Tabela 7.14 Ocenjene Engelove krive izdataka za “Stanovanje, vodu, struju, gas i druga goriva” domaćinstava u Srbiji i Crnoj Gori u 2006. godini

Engelova kriva	Indikator	Srbija	Crna Gora
LIN	Jednačina	$Y_i = 1196.610 + 0.116 X_i$	$Y_i = 11.983 + 0.086 X_i$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	1924.393	469.269
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.297	0.265
	AIC	88915.935	13456.811
LOG-LOG	Jednačina	$\log Y_i = -0.400 + 0.839 \log X_i$	$\log Y_i = -0.661 + 0.724 \log X_i$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	2708.427	563.189
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.377	0.309
	AIC	9656.439	2533.190
LOG-LIN	Jednačina	$\log Y_i = 7.491 + 0.000X_i$	$\log Y_i = 3.026 + 0.001 X_i$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	1690.952	439.027
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.274	0.258
	AIC	10340.279	2622.161
LIN-LOG	Jednačina	$Y_i = -34448.326 + 3873.266 \log X_i$	$Y_i = -176.353 + 38.342 \log X_i$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	1760.746	393.971
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.278	0.232
	AIC	89032.530	13513.415
QUADRATIC	Jednačina	$Y_i = 255.418 + 0.164 X_i - 0.000X_i^2$	$Y_i = 4.920 + 0.111X_i - 0.000X_i^2$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	1026.064	245.166
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.310	0.273
	AIC	88828.644	13443.135
INV	Jednačina	$Y_i = 7229.162 - \frac{4.557e + 07}{X_i}$	$Y_i = 72.487 - \frac{6597.573}{X_i}$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	794.147	183.086
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.148	0.123
	AIC	89789.595	13686.469
LOG-INV	Jednačina	$\log Y_i = 8.776 + \frac{13060.265}{X_i}$	$\log Y_i = 4.130 + \frac{152.893}{X_i}$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	1993.435	358.862
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.308	0.221
	AIC	10125.854	2683.133

Izvor: Autor

Tabela 7.15 Ocenjene Engelove krive izdataka za “Stanovanje, vodu, struju, gas i druga goriva” domaćinstava u Srbiji i Crnoj Gori 2012. godini

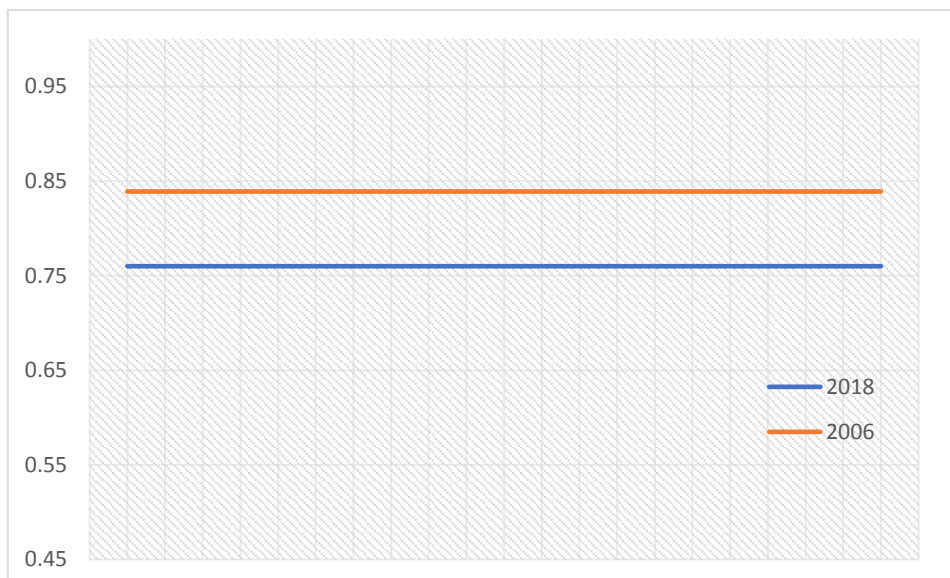
Engelova kriva	Indikator	Srbija	Crna Gora
LIN	Jednačina	$Y_i = 2112.060 + 0.135 X_i$	$Y_i = 28.422 + 0.090 X_i$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	2817.551	402.078
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.383	0.241
	AIC	92851.317	13861.773
LOG-LOG	Jednačina	$\log Y_i = 0.000 + 0.829 \log X_i$	$\log Y_i = -0.924 + 0.811 \log X_i$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	3568.490	708.518
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.445	0.363
	AIC	7744.854	2474.782
LOG-LIN	Jednačina	$\log Y_i = 8.268 + 0.000X_i$	$\log Y_i = 3.426 + 0.001X_i$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	2165.587	435.793
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.327	0.260
	AIC	8601.369	2661.960
LIN-LOG	Jednačina	$Y_i = -73363.492 + 7734.351 \log X_i$	$Y_i = -265.454 + -265.454 \log X_i$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	2357.598	480.888
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.341	0.275
	AIC	93144.614	13803.298
QUADRATIC	Jednačina	$Y_i = 1919.621 + 0.141 X_i - 0.000X_i^2$	$Y_i = 1.662 + 0.174 X_i - 0.000X_i^2$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	1410.493	244.262
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.383	0.278
	AIC	92850.812	13799.493
INV	Jednačina	$Y_i = 14343.133 - \frac{1.721e + 08}{X_i}$	$Y_i = 117.300 - \frac{14216.500}{X_i}$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	1041.507	287.352
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.186	0.185
	AIC	94106.446	13952.052
LOG-INV	Jednačina	$\log Y_i = 9.631 + \frac{27261.768}{X_i}$	$\log Y_i = 4.729 + \frac{253.003}{X_i}$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	3110.995	585.609
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.411	0.321
	AIC	8006.498	2555.661

Izvor: Autor

Tabela 7.16 Ocenjene Engelove krive izdataka za “Stanovanje, vodu, struju, gas i druga goriva” domaćinstava u Srbiji u 2018. godini

ENGELOVA KRIVA	INDIKATOR	SRBIJA
LIN	Jednačina	$Y_i = 3028.027 + 0.117X_i$
	p – vrednost	0.000
	F	2354.696
	Prob > F	0.0000
	R ²	0.272
	AIC	133242.589
LOG-LOG	Jednačina	$\log Y_i = 0.698 + 0.760 \log X_i$
	p – vrednost	0.000
	F	4591.606
	Prob > F	0.0000
	R ²	0.424
	AIC	11670.211
LOG-LIN	Jednačina	$\log Y_i = 8.357 + 0.000X_i$
	p – vrednost	0.000
	F	2568.024
	Prob > F	0.0000
	R ²	0.291
	AIC	12961.535
LIN-LOG	Jednačina	$Y_i = -79909.045 + 8356.907 \log X_i$
	p – vrednost	0.000
	F	2371.707
	Prob > F	0.0000
	R ²	0.274
	AIC	133230.218
QUADRATIC	Jednačina	$Y_i = 692.538 + 0.179 X_i - 0.000X_i^2$
	p – vrednost	0.000
	F	1305.370
	Prob > F	0.0000
	R ²	0.293
	AIC	133060.610
INV	Jednačina	$Y_i = 16974.669 - \frac{2.550e + 08}{X_i}$
	p – vrednost	0.000
	F	1384.781
	Prob > F	0.0000
	R ²	0.180
	AIC	133991.484
LOG-INV	Jednačina	$\log Y_i = 9.637 + \frac{28527.614}{X_i}$
	p – vrednost	0.000
	F	4248.282
	Prob > F	0.0000
	R ²	0.405
	AIC	11871.343

Izvor: Autor



Grafik 7.8 Dohodni elasticiteti izdataka za stanovanje, vodu, struju, gas i druga goriva u Srbiji (2006. i 2018. godine)

Izvor: Autor

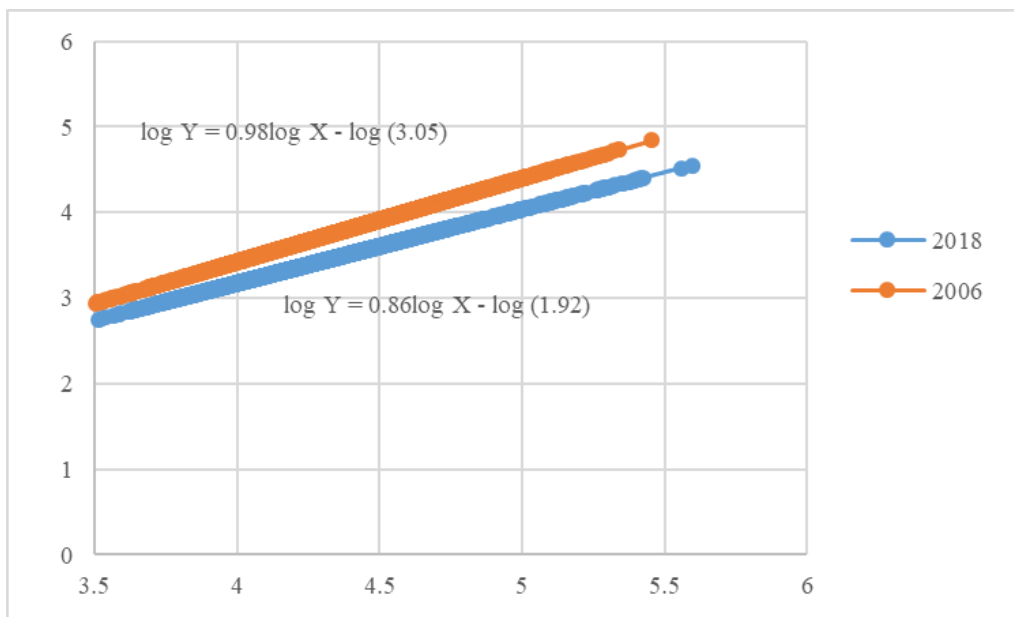
Kada se u analizu uključe rezultati dobijeni za sve godine posmatranog perioda onda se na osnovu podataka Tabele 10. Prilog 3. može zaključiti da dohodni elasticiteti za ovu grupu izdataka i u Srbiji i u Crnoj Gori, ocenjeni na osnovu log-log Engelove krive, ispoljavaju tendenciju opadanja, poprimajući karakteristike proizvoda koji pripadaju grupi tzv. neophodnih dobara.

7.2.5 OPREMA ZA STAN I TEKUĆE ODRŽAVANJE

Grupa proizvoda pod nazivom Oprema za stan i tekuće održavanje sastoji se od izdataka za trajna i polutrajna dobra i usluge. Opremanje stana pripada grupi trajnih dobara, koju sačinjavaju: (1) nameštaj, pokućstvo, tepisi i podne prostirke; (2) tekstilni proizvodi za kuću; (3) uređaji za kuću; (4) stakleno i stolno posuđe; i (5) alati i oprema za kuću i vrt, dok podgrupu polutrajnih dobara čine proizvodi i usluge za redovno održavanje kuće.

Na osnovu koeficijenta determinacije i Akaike informacionog kriterijuma utvrđeno je da Engelova kriva sa konstantnim elasticitetom na najbolji način reprezentuje izdatke za Opremu za stan i tekuće održavanje od dohotka domaćinstava i u Srbiji i u Crnoj Gori za sve posmatrane godine.

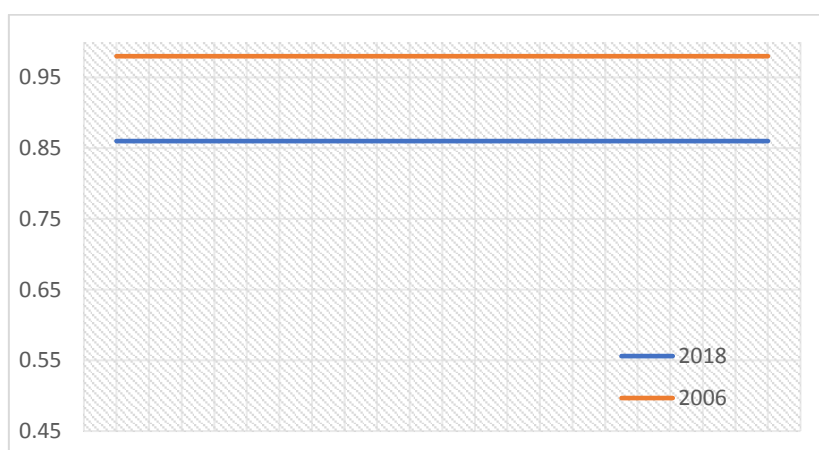
Prosečne vrednosti dohodnih elasticiteta izdataka za Opremu za stan i tekuće održavanje u odnosu na dohodak domaćinstava u Srbiji i u Crnoj Gori respektivno iznosi 0.93 i 1.08, pri čemu pojedinačne vrednosti ovih elasticiteta u Srbiji variraju od 0.82 do 1.05, a u Crnoj Gori raspon varijacije ovih elasticiteta je 1.20 - 0.99. Interesantno je primetiti da se numeričke vrednosti dohodnih elasticiteta izdataka za ovu grupu proizvoda u Srbiji tokom vremena smanjuju, a u Crnoj Gori povećavaju.



Grafik 7.9 Log-log Engelova kriva izdataka za opremanje stana i tekuće održavanje u Srbiji (2006. i 2018. godine)

Izvor: Autor

Izdaci za posmatranu grupu proizvoda u odnosu na dohodak domaćinstava, kako u Srbiji, tako i u Crnoj Gori ne razlikuju se u značajnoj meri od jedinice. Na ovaj zaključak preciznije ukazuju rezultati Valdovog F testa, čije su relevantne vrednosti u petom odeljku. To znači da sa visokim stepenom pouzdanosti možemo zaključiti da su izdaci za opremu za stan i tekuće održavanje normalno elastični u odnosu na dohodak domaćinstva. Ovaj zaključak odgovara tzv. Engelovom zakonu koji se upravo odnosi na ovu grupu izdataka domaćinstava i njihovu zakonomernost kretanja u zavisnosti od promena u dohotku, odnosno ukupnim izdacima domaćinstava.



Grafik 7.10 Dohodni elasticiteti izdataka za opremanje stana i tekuće održavanje u Srbiji (2006. i 2018. godine)

Izvor: Autor

Tabela 7.17 Ocenjene Engelove krive izdataka za “Opremu za stan i tekuće održavanje” domaćinstava u Srbiji i Crnoj Gori u 2006. godini

Engelova kriva	Indikator	Srbija	Crna Gora
LIN	Jednačina	$Y_i = -7.674 + 0.050 X_i$	$Y_i = -0.299 + 0.051 X_i$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	1744.574	379.300
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.277	0.226
	AIC	81711.611	12349.346
LOG-LOG	Jednačina	$\log Y_i = -3.054 + 0.977 \log X_i$	$\log Y_i = -3.838 + 1.081 \log X_i$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	3138.238	710.179
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.411	0.366
	AIC	10540.275	3120.475
LOG-LIN	Jednačina	$\log Y_i = 6.117 + 0.000X_i$	$\log Y_i = 1.735 + 0.002 X_i$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	1966.742	462.662
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.304	0.273
	AIC	11290.072	3288.616
LIN-LOG	Jednačina	$Y_i = -13851.593 + 1520.905 \log X_i$	$Y_i = -111.628 + 22.639 \log X_i$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	1244.840	325.513
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.214	0.200
	AIC	82088.315	12391.717
QUADRA TIC	Jednačina	$Y_i = 145.429 + 0.042 X_i + 0.000X_i^2$	$Y_i = -3.997 + 0.063X_i - 0.000X_i^2$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	879.963	196.009
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.278	0.231
	AIC	81702.238	12341.293
INV	Jednačina	$Y_i = 2465.899 - \frac{1.688e + 07}{X_i}$	$Y_i = 35.135 - \frac{3845.855}{X_i}$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	516.137	150.245
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.102	0.103
	AIC	82700.226	12540.229
LOG-INV	Jednačina	$\log Y_i = 7.608 + \frac{14667.357}{X_i}$	$\log Y_i = 3.402 + \frac{256.379}{X_i}$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	2214.751	526.797
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.329	0.299
	AIC	11120.595	3242.798

Izvor: Autor

Tabela 7. 18 Ocenjene Engelove krive izdataka za “Opremu za stan i tekuće održavanje” domaćinstava u Srbiji i Crnoj Gori u 2012. godini

Engelova kriva	Indikator	Srbija	Crna Gora
LIN	Jednačina	$Y_i = 416.513 + 0.040 X_i$	$Y_i = -8.491 + 0.054 X_i$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	1804.284	381.172
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.284	0.232
	AIC	83894.111	12615.358
LOG-LOG	Jednačina	$\log Y_i = -1.272 + 0.821 \log X_i$	$\log Y_i = -3.682 + 1.013 \log X_i$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	2845.537	572.822
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.386	0.327
	AIC	8994.540	3021.947
LOG-LIN	Jednačina	$\log Y_i = 6.862 + 0.000 X_i$	$\log Y_i = 1.672 + 0.002 X_i$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	2056.456	500.076
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.312	0.297
	AIC	9507.272	3072.023
LIN-LOG	Jednačina	$Y_i = -21436.451 + 2245.991 \log X_i$	$Y_i = -133.134 + 25.222 \log X_i$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	1431.916	225.676
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.239	0.151
	AIC	84168.904	12740.997
QUADRATIC	Jednačina	$Y_i = 313.060 + 0.043 X_i - 0.000 X_i^2$	$Y_i = 9.182 - 0.002 X_i + 0.000 X_i^2$
	p – vrednost	0.000	0.802
	F	905.571	241.014
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.285	0.276
	AIC	83890.917	12541.800
INV	Jednačina	$Y_i = 3976.973 - \frac{4.788e + 07}{X_i}$	$Y_i = 36.165 - \frac{5273.488}{X_i}$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	619.420	94.012
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.120	0.069
	AIC	84833.249	12858.118
LOG-INV	Jednačina	$\log Y_i = 8.199 + \frac{24675.431}{X_i}$	$\log Y_i = 3.315 + \frac{289.649}{X_i}$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	2118.160	351.269
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.319	0.229
	AIC	9465.017	3181.596

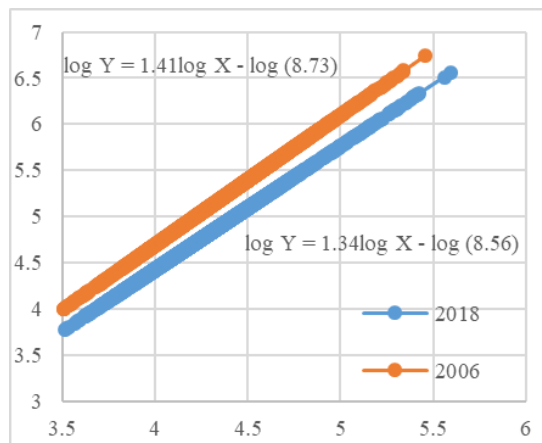
Izvor: Autor

Tabela 7. 19 Ocenjene Engelove krive izdataka za “Opremu za stan i tekuće održavanje” domaćinstava u Srbiji u 2018. godini

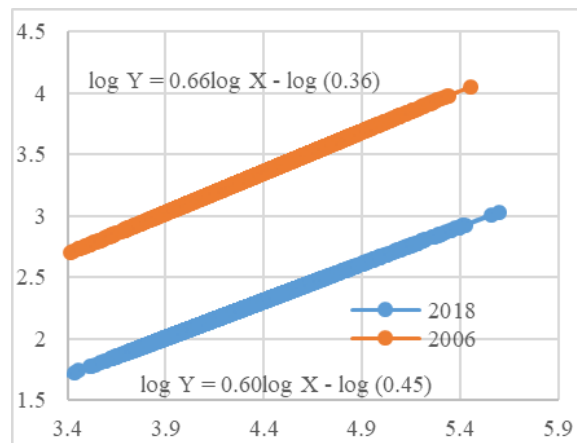
ENGELOVA KRIVA	INDIKATOR	SRBIJA
LIN	Jednačina	$Y_i = 221.324 + 0.039 X_i$
	p – vrednost	0.000
	F	1800.074
	Prob > F	0.0000
	R ²	0.222
	AIC	121097.094
LOG-LOG	Jednačina	$\log Y_i = -1.921 + 0.864 \log X_i$
	p – vrednost	0.000
	F	4836.706
	Prob > F	0.0000
	R ²	0.435
	AIC	13069.572
LOG-LIN	Jednačina	$\log Y_i = 6.753 + 0.000X_i$
	p – vrednost	0.000
	F	3093.850
	Prob > F	0.0000
	R ²	0.330
	AIC	14140.025
LIN-LOG	Jednačina	$Y_i = -25075.963 + 2568.493 \log X_i$
	p – vrednost	0.000
	F	1477.805
	Prob > F	0.0000
	R ²	0.190
	AIC	121352.899
QUADRATIC	Jednačina	$Y_i = -81.193 + 0.047 X_i - 0.000X_i^2$
	p – vrednost	0.000
	F	913.397
	Prob > F	0.0000
	R ²	0.225
	AIC	121078.119
INV	Jednačina	$Y_i = 4583.404 - \frac{7.374e + 07}{X_i}$
	p – vrednost	0.000
	F	785.179
	Prob > F	0.0000
	R ²	0.111
	AIC	121940.596
LOG-INV	Jednačina	$\log Y_i = 8.198 + \frac{30244.426}{X_i}$
	p – vrednost	0.000
	F	3790.924
	Prob > F	0.0000
	R ²	0.377
	AIC	13689.730

Izvor: Autor

S obzirom na heterogenost ove grupe izdataka, sprovedene su posebne analize uticaja dohotka domaćinstva na izdatke za opremanje stana i uticaja dohotka na izdatke za održavanje stana u Srbiji i u Crnoj Gori za tri reprezentativne godine iz analiziranog perioda.



Grafik 7.11 Log-log Engelova kriva izdataka za opremanje stana u Srbiji (2006. i 2018. godine)



Grafik 7.12 Log-log Engelova kriva izdataka za tekuće održavanje stana u Srbiji (2006. i 2018. godine)

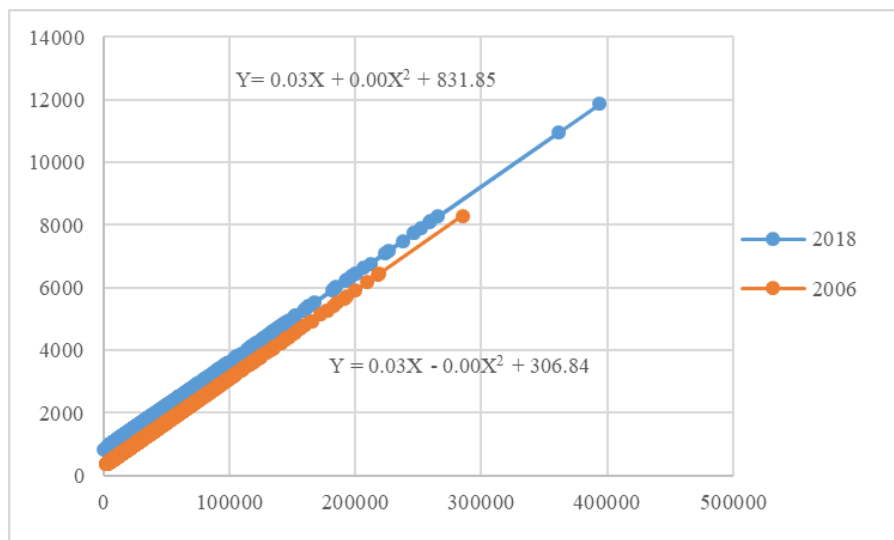
Izvor: Autor

Rezultati koji su dobijeni za Srbiju pokazuju da ne postoji razlika u pogledu funkcionalne forme Engelovih krivih za grupu kao celinu i za navedene dve podgrupe. U oba slučaja pokazalo se da log-log Engelova kriva predstavlja reprezentativnu formu zavisnosti izdataka od dohotka za opremanje stana, za održavanje stana i za ukupne izdatke na ove dve podgrupe proizvoda. Situacija je u tom pogledu različita u Crnoj Gori u kojoj log-log forma predstavlja superioran oblik Engelove krive izdataka za opremanje stana za sve posmatrane godine, dok je za podgrupu izdataka za održavanje stana kvadratna funkcija predstavljala najadekvatniju formu zavisnosti izdataka od dohotka u 2006.

Dobijeni empirijski rezultati pokazuju da su dohodni elasticiteti za polutrajna dobra manji od odgovarajućih elasticiteta za trajna dobra (videti Tabelu 12. Prilog 3). Interesantno je primetiti da je u Srbiji ispoljena tendencija opadanja dohodnih elasticiteta za obe podgrupe proizvoda tokom vremena dok je ovaj trend u slučaju Crne Gore sasvim suprotnog smera.

7.2.6 ZDRAVLJE

Izdaci za zdravlje su prema međunarodnoj COICOP klasifikaciji, koju je usvojio i Zavod za statistiku Republike Srbije podeljeni u tri podgrupe: (1) medicinski proizvodi, pomagala i oprema; (2) zdravstvene usluge (osim bolničkih); i (3) bolničke usluge.

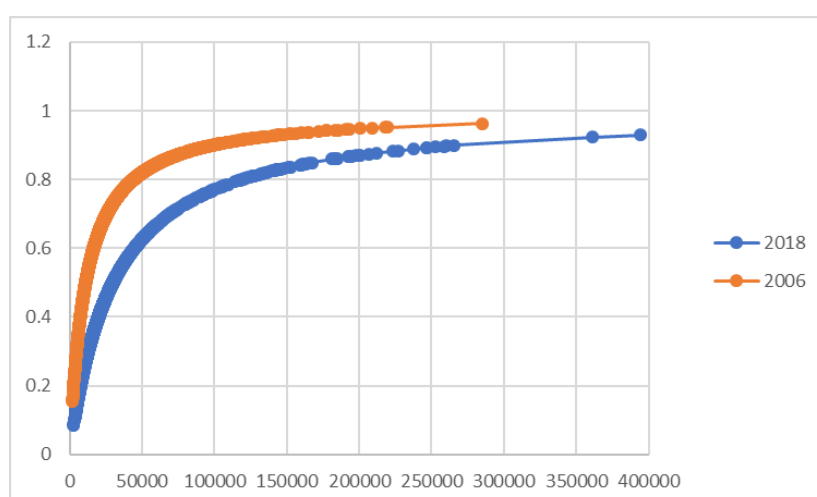


Grafik 7.13 Kvadratna Engelova krivih izdataka za zdravlje u Srbiji (2006. i 2018. godine)

Izvor: Autor

Na osnovu koeficijenta determinacije i AIC informacionog kriterijuma za sedam ocenjenih Engelovih krivih izdataka za Zdravlje u Srbiji je u najvećem broju slučajeva kvadratna forma najbolji reprezentant zavisnosti izdataka od dohotka domaćinstava gotovo u svim godinama analiziranog perioda. U Crnoj Gori, međutim, u najvećem broju slučajeva najbolji reprezentant proučavane zavisnosti izdataka od dohotka je log-lin Engelova kriva.

Prilikom interpretiranja koeficijenta determinacije, koji predstavlja standardnu statističku meru kvaliteta Engelove krive, treba imati u vidu činjenicu da u Srbiji i u Crnoj Gori obavezno osiguranje predstavlja dominantan oblik zdravstvenog osiguranja.



Grafik 7.14 Dohodni elasticiteti izdataka za zdravlje u Srbiji (2006. i 2018. godine)

Izvor: Autor

Tabela 7.20 Ocenjene Engelove krive izdataka za “Zdravlje” domaćinstava u Srbiji i Crnoj Gori u 2006. godini

Engelova kriva	Indikator	Srbija	Crna Gora
LIN	Jednačina	$Y_i = 129.989 + 0.037 X_i$	$Y_i = -7.169 + 0.046 X_i$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	434.899	119.555
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.087	0.084
	AIC	85207.170	13593.318
LOG-LOG	Jednačina	$\log Y_i = 1.543 + 0.502 \log X_i$	$\log Y_i = -1.280 + 0.621 \log X_i$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	341.206	113.937
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.082	0.127
	AIC	11673.159	2172.596
LOG-LIN	Jednačina	$\log Y_i = 6.219 + 0.000X_i$	$\log Y_i = 1.854 + 0.001X_i$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	308.194	121.667
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.075	0.135
	AIC	11703.598	2165.871
LIN-LOG	Jednačina	$Y_i = -9536.609 + 1067.592 \log X_i$	$Y_i = -77.843 + 15.408 \log X_i$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	301.227	57.198
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.062	0.041
	AIC	85330.916	13651.799
QUADRATIC	Jednačina	$Y_i = 306.840 + 0.028 X_i - 0.000X_i^2$	$Y_i = -2.467 + 0.029 X_i + 0.000X_i^2$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	221.262	63.134
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.088	0.087
	AIC	85202.123	13589.087
INV	Jednačina	$Y_i = 1901.520 - \frac{1.152e + 07}{X_i}$	$Y_i = 20.405 - \frac{2126.137}{X_i}$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	130.153	18.977
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.028	0.014
	AIC	85494.350	13688.991
LOG-INV	Jednačina	$\log Y_i = 7.011 + \frac{7400.493}{X_i}$	$\log Y_i = 2.797 + \frac{120.945}{X_i}$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	228.535	54.764
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.056	0.065
	AIC	11778.062	2226.107

Izvor: Autor

Tabela 7.21 Ocenjene Engelove krive izdataka za “Zdravlje” domaćinstava u Srbiji i Crnoj Gori u 2012. godini

Engelova kriva	Indikator	Srbija	Crna Gora
LIN	Jednačina	$Y_i = 48.599 + 0.047 X_i$	$Y_i = -0.514 + 0.036 X_i$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	538.875	61.609
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.106	0.046
	AIC	90828.753	13883.480
LOG-LOG	Jednačina	$\log Y_i = 1.529 + 0.539 \log X_i$	$\log Y_i = 0.189 + 0.439 \log X_i$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	399.326	63.913
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.087	0.074
	AIC	12635.103	2196.046
LOG-LIN	Jednačina	$\log Y_i = 6.821 + 0.000X_i$	$\log Y_i = 2.468 + 0.001X_i$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	420.932	70.786
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.091	0.081
	AIC	12615.411	2189.698
LIN-LOG	Jednačina	$Y_i = -22350.862 + 2333.496 \log X_i$	$Y_i = -76.684 + 15.680 \log X_i$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	343.439	34.580
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.070	0.026
	AIC	91006.995	13909.559
QUADRATIC	Jednačina	$Y_i = 47.542 + 0.047 X_i - 0.000X_i^2$	$Y_i = 8.477 + 0.007 X_i + 0.000X_i^2$
	p – vrednost	0.000	0.519
	F	269.378	34.439
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.106	0.050
	AIC	90830.752	13878.506
INV	Jednačina	$Y_i = 3951.597 - \frac{4.591e + 07}{X_i}$	$Y_i = 28.060 - \frac{3080.786}{X_i}$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	140.414	13.731
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.030	0.010
	AIC	91199.871	13930.048
LOG-INV	Jednačina	$\log Y_i = 7.743 + \frac{15991.918}{X_i}$	$\log Y_i = 3.202 + \frac{116.559}{X_i}$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	279.512	42.069
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.062	0.049
	AIC	12746.010	2216.569

Izvor: Autor

Tabela 7.22 Ocenjene Engelove krive izdataka za “Zdravlje” domaćinstava u Srbiji u 2018. godini

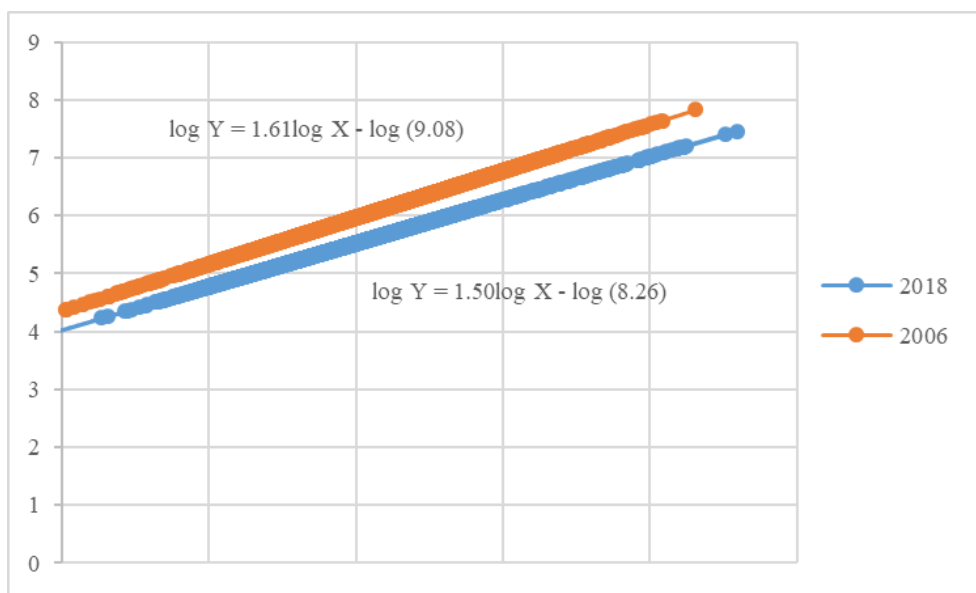
ENGELOVA KRIVA	INDIKATOR	SRBIJA
LIN	Jednačina	$Y_i = 547.915 + 0.035 X_i$
	p – vrednost	0.000
	F	745.153
	Prob > F	0.0000
	R ²	0.106
	AIC	125293.610
LOG-LOG	Jednačina	$\log Y_i = 2.651 + 0.435 \log X_i$
	p – vrednost	0.000
	F	443.234
	Prob > F	0.0000
	R ²	0.072
	AIC	17289.135
LOG-LIN	Jednačina	$\log Y_i = 6.981 + 0.000X_i$
	p – vrednost	0.000
	F	428.531
	Prob > F	0.0000
	R ²	0.069
	AIC	17302.804
LIN-LOG	Jednačina	$Y_i = -20035.313 + 2109.229 \log X_i$
	p – vrednost	0.000
	F	515.559
	Prob > F	0.0000
	R ²	0.076
	AIC	125502.387
QUADRATIC	Jednačina	$Y_i = 831.846 + 0.028 X_i + 0.000X_i^2$
	p – vrednost	0.000
	F	377.819
	Prob > F	0.0000
	R ²	0.107
	AIC	125286.131
INV	Jednačina	$Y_i = 4269.838 - \frac{5.855e + 07}{X_i}$
	p – vrednost	0.000
	F	271.063
	Prob > F	0.0000
	R ²	0.041
	AIC	125732.602
LOG-INV	Jednačina	$\log Y_i = 7.742 + \frac{15119.145}{X_i}$
	p – vrednost	0.000
	F	355.752
	Prob > F	0.0000
	R ²	0.058
	AIC	17370.946

Izvor: Autor

Na Grafikonu 7.14 prikazane su numeričke vrednosti dohodnih elasticiteta za zdravlje u Srbiji za različite nivoe dohotka domaćinstva, dok su u Tabeli 13. Prilog 3. prikazane numeričke vrednosti dohodnih elasticiteta za zdravlje u Srbiji u i Crnoj Gori za sve godine analizom obuhvaćenog perioda i za sve korišćene funkcionalne forme Engelovih krivih, dok su u tabelama 7.17 i 7.18 respektivno prikazani parametri Engelovih krivih izdataka domaćinstava u Srbiji i u Crnoj Gori u zavisnosti od dohotka respektivno za 2006. i 2012., dok su Tabeli 7.19 prikazane odgovarajuće vrednosti samo za Srbiju u 2018. godini, pri čemu su pored ocenjenih Engelovih krivih prikazani relevantni statistički pokazatelji koji se koriste za ocenjivanje kvaliteta pojedinih specifikacija Engelovih krivih i odgovarajuće p-vrednosti koje su relevantne za izvođenje zaključaka o testiranju odgovarajućih statističkih hipoteza.

7.2.7 TRANSPORT

Prema anketi o potrošnji domaćinstava koju sprovodi Zavod za statistiku Republike Srbije izdaci za transport su podeljeni na dve velike grupe: (1) izdaci za trajna dobra i usluge, koji obuhvataju izdatke za putničke automobile (nove i polovne), izdatke za sve tipove motocikala, izdatke za bicikl i izdatke za zaprežna vozila i opremu; i (2) izdaci za polutrajne transportne proizvode i transportne usluge, pri čemu su izdaci za korišćenje i održavanje vozila raščlanjeni u 11 podgrupa, uključujući izdatke za gume za putnička vozila, rezervne delove, gorivo i maziva, putarine i parkiranje i sl., dok izdaci za transportne usluge obuhvataju izdatke za prevoz vozom, tramvajem, autobusom, i drugim vidovima prevoza, itd.



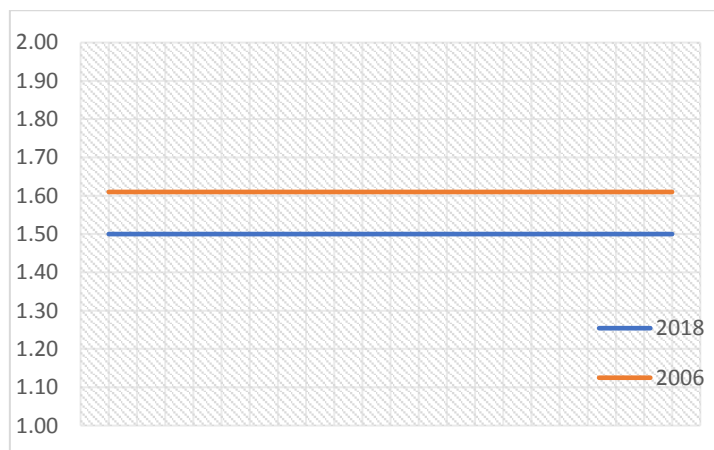
Grafik 7.15 Duplo-logaritamska Engelova kriva izdataka za transport u Srbiji (2006. i 2018. godine)

Izvor: Autor

Učešće izdataka domaćinstava za transport u ukupnim izdacima u Srbiji u 2018. godini u proseku je iznosilo 7%, pri čemu učešće ove grupe izdataka raste sa porastom dohotka i, razume se, znatno varira u zavisnosti od toga da li domaćinstvo živi u gradu ili ostalim oblicima organizacije naselja.

Na osnovu raspoloživih podataka ocenjeni su parametri svih sedam ekonometrijskih funkcionalnih formi Engelovih funkcija za svaku godinu ponaosob, počev od 2006. do 2018. godine. Uzimajući u obzir kriterijume za rangiranje korišćenih specifikacija pokazalo se da log-log odnosno dvostruko-logaritamska Engelova kriva najbolje opisuje zavisnost izdataka za transport od visine dohotka domaćinstava u Srbiji. Rezultati su takođe pokazali da je ovaj oblik zavisnosti izdataka za transport od visine dohotka domaćinstava najreprezentativniji oblik i u Crnoj Gori.

Rastuće učešće izdataka za transport u ukupnim izdacima domaćinstava u Srbiji i u Crnoj Gori implicira dohodne elasticitete sa numeričkim vrednostima većim od jedinice. Vrednosti koeficijenta elastičnosti u odnosu na dohodak domaćinstava u posmatranom periodu varirale su u Srbiji u rasponu od 1.50 (2018. godina) do 1.82 (2011. godina), odnosno u Crnoj Gori u rasponu od 1.19 (2008. godina) do 1.38 (2012. godina). Medijana dohodnih elasticiteta izdataka za transport, ocenjenih na osnovu dvostruko-logaritamske funkcije u Srbiji iznosi 1.66, a u Crnoj Gori 1.29.



Grafik 7.16 Dohodni elasticiteti izdataka za transport u Srbiji (2006. i 2018. godine)

Izvor: Autor

Parametri Engelovih krivih koji se odnose na izdatke za transport domaćinstava u Srbiji i Crnoj Gori obračunati su na osnovu ponderisanih i neponderisanih podataka o izdacima za 2006, 2012. i 2018. godinu (za Srbiju), odnosno za 2006, 2012. i 2017. godinu (za Crnu Goru). Kao što rezultati koji su prikazani u tabelama 34. i 35. Prilog 3. pokazuju, ne postoje značajne razlike u dohodnim elasticitetima obračunatih na osnovu ponderisanog i neponderisanog metoda.

Tabela 7.23 Ocenjene Engelope krive izdataka za “Transport” domaćinstava u Srbiji i Crnoj Gori u 2006. godini

Engelova kriva	Indikator	Srbija	Crna Gora
LIN	Jednačina	$Y_i = -3481.194 + 0.212 X_i$	$Y_i = -71.987 + 0.252 X_i$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	3639.662	1042.782
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.444	0.445
	AIC	91507.783	15209.139
LOG-LOG	Jednačina	$\log Y_i = -9.097 + 1.610 \log X_i$	$\log Y_i = -4.659 + 1.330 \log X_i$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	3448.127	839.496
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.487	0.479
	AIC	10130.150	2085.696
LOG-LIN	Jednačina	$\log Y_i = 6.231 + 0.000X_i$	$\log Y_i = 2.340 + 0.002X_i$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	2424.917	666.336
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.400	0.422
	AIC	10697.523	2180.842
LIN-LOG	Jednačina	$Y_i = -53301.346 + 5576.464 \log X_i$	$Y_i = -397.332 + 74.028 \log X_i$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	1590.808	266.300
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.259	0.170
	AIC	92819.197	15733.099
QUADRATIC	Jednačina	$Y_i = -1721.701 + 0.123 X_i - 0.000X_i^2$	$Y_i = 22.888 - 0.081X_i + 0.000X_i^2$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	1983.014	2020.463
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.465	0.757
	AIC	91331.295	14138.479
INV	Jednačina	$Y_i = 6090.261 - \frac{5.270e + 07}{X_i}$	$Y_i = 73.279 - \frac{9788.507}{X_i}$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	444.829	73.176
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.089	0.053
	AIC	93759.718	15904.400
LOG-INV	Jednačina	$\log Y_i = 8.801 + \frac{32046.920}{X_i}$	$\log Y_i = 4.390 + \frac{355.990}{X_i}$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	2264.008	473.247
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.384	0.341
	AIC	10795.391	2300.113

Izvor: Autor

Tabela 7. 24 Ocenjene Engelove krive izdataka za “Transport” domaćinstava u Srbiji i Crnoj Gori u 2012. godini

Engelova kriva	Indikator	Srbija	Crna Gora
LIN	Jednačina	$Y_i = -4984.887 + 0.176 X_i$	$Y_i = -26.992 + 0.161 X_i$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	3936.593	1331.360
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.464	0.513
	AIC	93718.792	13811.929
LOG-LOG	Jednačina	$\log Y_i = -9.954 + 1.654 \log X_i$	$\log Y_i = -4.872 + 1.384 \log X_i$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	3771.335	1402.838
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.534	0.551
	AIC	8611.798	2505.649
LOG-LIN	Jednačina	$\log Y_i = 6.742 + 0.000X_i$	$\log Y_i = 2.561 + 0.002X_i$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	2397.082	960.022
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.421	0.456
	AIC	9324.723	2724.440
LIN-LOG	Jednačina	$Y_i = -83016.218 + 8186.718 \log X_i$	$Y_i = -436.549 + 81.443 \log X_i$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	1719.376	802.042
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.274	0.388
	AIC	95096.508	14100.382
QUADRATIC	Jednačina	$Y_i = -1942.713 + 0.091X_i + 0.000X_i^2$	$Y_i = -10.456 + 0.109X_i + 0.000X_i^2$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	2511.931	691.194
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.525	0.522
	AIC	93171.886	13788.786
INV	Jednačina	$Y_i = 9028.104 - \frac{1.522e + 08}{X_i}$	$Y_i = 111.267 - \frac{17471.368}{X_i}$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	530.695	290.151
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.104	0.186
	AIC	96053.226	14460.570
LOG-INV	Jednačina	$\log Y_i = 9.440 + \frac{61846.241}{X_i}$	$\log Y_i = 4.827 + \frac{455.660}{X_i}$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	2640.848	918.815
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.445	0.445
	AIC	9186.485	2747.099

Izvor: Autor

Tabela 7.25 Ocenjene Engelove krive izdataka za “Transport” domaćinstava u Srbiji u Srbiji u 2018. godini

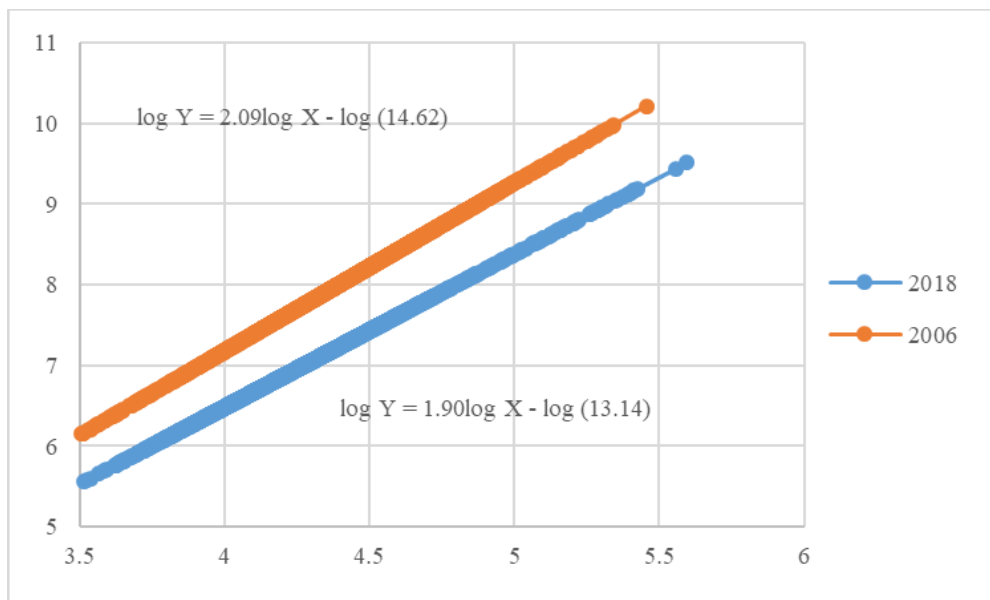
ENGELOVA KRIVA	INDIKATOR	SRBIJA
LIN	Jednačina	$Y_i = -2820.396 + 0.139 X_i$
	p – vrednost	0.000
	F	3646.702
	Prob > F	0.0000
	R ²	0.367
	AIC	132665.795
LOG-LOG	Jednačina	$\log Y_i = -8.259 + 1.497 \log X_i$
	p – vrednost	0.000
	F	4912.787
	Prob > F	0.0000
	R ²	0.504
	AIC	13219.183
LOG-LIN	Jednačina	$\log Y_i = 7.039 + 0.000X_i$
	p – vrednost	0.000
	F	2806.485
	Prob > F	0.0000
	R ²	0.367
	AIC	14396.529
LIN-LOG	Jednačina	$Y_i = -89065.756 + 8792.968 \log X_i$
	p – vrednost	0.000
	F	2557.157
	Prob > F	0.0000
	R ²	0.289
	AIC	133396.694
QUADRATIC	Jednačina	$Y_i = -3616.184 + 0.160X_i - 0.000X_i^2$
	p – vrednost	0.000
	F	1841.339
	Prob > F	0.0000
	R ²	0.369
	AIC	132644.682
INV	Jednačina	$Y_i = 12118.748 - \frac{2.386e + 08}{X_i}$
	p – vrednost	0.000
	F	1115.727
	Prob > F	0.0000
	R ²	0.150
	AIC	134515.837
LOG-INV	Jednačina	$\log Y_i = 9.482 + \frac{62312.766}{X_i}$
	p – vrednost	0.000
	F	3763.410
	Prob > F	0.0000
	R ²	0.438
	AIC	13825.929

Izvor: Autor

Na osnovu empirijskih rezultata može se izvesti zaključak da izdaci za transport spadaju u grupu relativno luksuznih, odnosno luksuznih proizvoda s obzirom na numeričku vrednost ocenjenih dohodnih elasticiteta, te na činjenicu da učešće izdataka za ovu grupu proizvoda i usluga u ukupnim izdacima domaćinstava raste. Takav oblik zavisnosti izdataka za transport od visine dohotka odgovara Trećem Engelovom zakonu.

Reprezentativna funkcionalna forma u slučaju zavisnosti izdataka za trajna dobra od dohotka jeste duplo-logaritamska u 2006, 2012. i 2018. godini. Isto je kada je reč o Crnoj Gori u godinama 2006, 2012. i 2017. Promene u izdacima za korišćenje i održavanje vozila od visine dohotka u Srbiji i u Crnoj Gori u godinama u kojima je sprovedena analiza, najbolje opisuje kvadratna forma Engelove krive.

Na Grafikonu 7.17 prikazane su Engelove krive izdataka za kupovinu vozila u Srbiji, koji predstavljaju glavnu stavku izdataka za trajna dobra i usluge.



Grafik 7.17 Log-log Engelova kriva izdataka za trajna dobra i usluge za transport u Srbiji (2006. i 2018. godine)

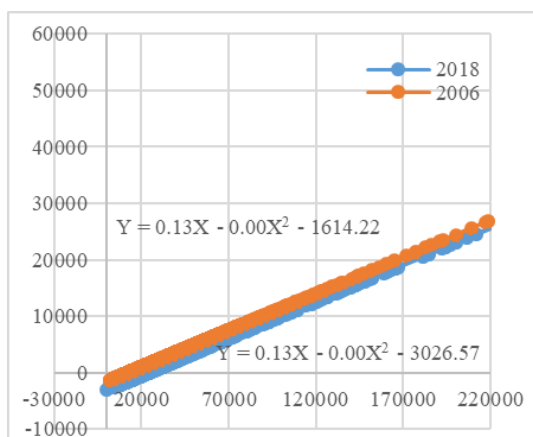
Izvor: Autor

Numeričke vrednosti dohodnih elasticiteta za trajna dobra i usluge iz grupe „Transport“ obračunate za 2006, 2012. i 2018. godinu prikazane su u Tabeli 15. Prilog 3. Dobijeni rezultati pokazuju da su izdaci za ovu podgrupu proizvoda (koje smo označili kao trajna dobra i usluge) veoma elastični u odnosu na dohodak, prosečna vrednost dohodnog elasticiteta, ocenjenih u 2006, 2012. i 2018. godini u Srbiji iznosi približno 2, koliko približno iznosi i u Crnoj Gori. Dobijeni rezultati obračuna dohodnih elasticiteta izdataka za trajna dobra i usluge, kao podgrupe izdataka za transport, nedvosmisleno dokazuju da je tražnja za ovom vrstom proizvoda i usluga elastična i da se posmatrani proizvodi i usluge mogu svrstati u grupu tzv. luksuznih proizvoda i usluga. Ako se dinamički posmatra kretanje dohodnih elasticiteta tokom vremena, može se zaključiti da elastičnost

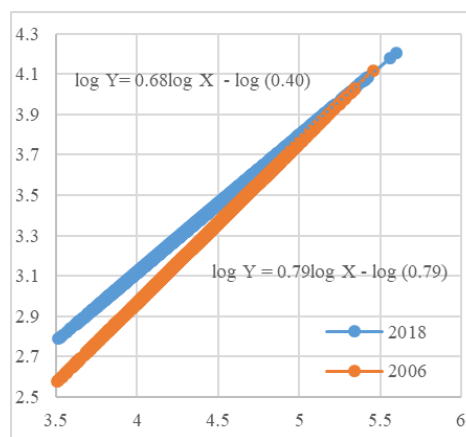
tražnje za ovom vrstom proizvoda i usluga u Srbiji opada, što odražava ekonomski logičnu činjenicu da sa porastom dohotka i životnog standarda stanovništva, intenzitet potreba za transportnim proizvodima i uslugama raste.

Prema klasifikaciji Zavoda za statistiku Republike Srbije izdaci za polutrajna dobra su podeljena na dve podgrupe (1) korišćenje i održavanje vozila i (2) transportne usluge. Dakle, izdatke za transport smo tretirali na isti način kao i izdatke za opremanje i održavanje stana, odnosno sprovedli smo dopunsku analizu za podgrupe izdataka za transport.

Kvadratne Engelove krive izdataka za održavanje vozila u Srbiji u prvoj i poslednjoj godini analiziranog perioda prikazane su na Grafikonu 7.18, dok su na Grafikonu 7.19 za iste godine prikazane log-log Engelove krive izdataka za usluge transporta u Srbiji, koje predstavljaju najadekvatniju funkcionalnu formu zakonitosti promena izdataka za ovu vrstu usluga u zavisnosti visine dohotka domaćinstva.



Grafik 7.18 Kvadratna Engelova kriva izdataka za upotrebu vozila u Srbiji (2006. i 2018. godine)



Grafik 7.19 Log-log Engelova kriva izdataka za usluge transporta u Srbiji (2006. i 2018. godine)

Izvor: Autor

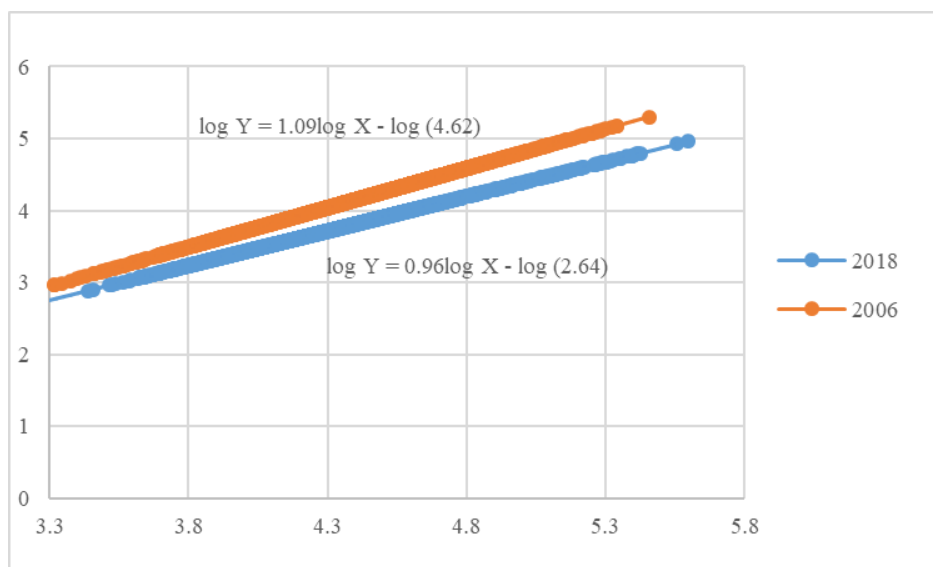
Na osnovu rezultata ocenjivanja parametara kvadratne Engelove krive izdataka za upotrebu vozila i iz njih izvedenih dohodnih elasticiteta, čije su numeričke vrednosti za Srbiju u 2006, 2012. i 2018. godini prikazane u Tabeli 15. Prilog 3. datoj u prilogu, može se videti da je vrednost ovih elasticiteta takođe veća od jedinice, i da tokom vremena opada.

Za razliku od prve podgrupe proizvoda i usluga iz grupe polutrajnih izdataka za transport, tražnja za uslugama transporta je neelastična u odnosu na dohodak kako u Srbiji, tako i u Crnoj Gori u sve tri izabrane godine analiziranog perioda. Prema tome, usluge transporta pripadaju grupi neophodnih proizvoda i usluga.

7.2.8 KOMUNIKACIJE

Prema podacima iz 2018. godine učešće izdataka domaćinstava za komunikacije u ukupnim izdacima u Srbiji iznosi oko 5%. Analiziranjem distribucije učešća izdataka za ovu grupu dohotka prema dohodovnim grupama domaćinstava može se uočiti zakonitost da u određenom intervalu dohotka sa porastom dohotka učešće raste, implicirajući elasticitet izdataka veći od jedinice, zatim da je u višim dohodovnim grupama učešće izdataka za ovu grupu ispoljilo tendenciju opadanja, pri čemu su oscilacije učešća od jedne do druge dohodovne grupe relativno male. Kod domaćinstava koja pripadaju najnižoj dohodovnoj grupi, odnosno čija su mesečna primanja manja od 20000 dinara, učešće izdataka za ovu grupu proizvoda iznosi 4%, a kod najbolje stojećih domaćinstava, čija su mesečna primanja preko 200000 dinara, 3%.

Na osnovu baza podataka iz anketa o potrošnji domaćinstava koje sadrže individualne (mikro) podatke o prihodima i rashodima domaćinstava ocenjeni su parametri odabranih sedam funkcionalnih oblika Engelovih krivih izdataka domaćinstava u Srbiji i u Crnoj Gori, za svaku godinu analiziranog perioda.



Grafik 7.20 Duplo-logaritamska Engelova kriva izdataka za komunikacije u Srbiji (2006. i 2018. godine)

Izvor: Autor

Na osnovu analize pokazatelja prilagođavanja pojedinih funkcionalnih formi Engelovih krivih empirijskim podacima o izdacima za komunikacije i ukupnim izdacima utvrđeno je da za sve godine analiziranog perioda i u Srbiji i u Crnoj Gori log-log kriva najbolje reprezentuje proučavanu zavisnost izdataka od dohotka. Geometrijska forma Engelovih krivih izdataka za komunikacije u Srbiji, ocenjenih na osnovu podataka anketa o potrošnji domaćinstava za 2006. i 2018. godinu prikazana je na Grafikonu 7.20.

Tabela 7. 26 Ocenjene Engelove krive izdataka za “Komunikaciju” domaćinstava u Srbiji i Crnoj Gori u 2006. godini

Engelova kriva	Indikator	Srbija	Crna Gora
LIN	Jednačina	$Y_i = -28.936 + 0.033 X_i$	$Y_i = 6.161 + 0.044 X_i$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	2696.258	646.319
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.372	0.332
	AIC	75898.211	11267.176
LOG-LOG	Jednačina	$\log Y_i = -4.623 + 1.094 \log X_i$	$\log Y_i = -1.830 + 0.809 \log X_i$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	3198.403	850.900
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.440	0.402
	AIC	9199.478	2291.436
LOG-LIN	Jednačina	$\log Y_i = 5.764 + 0.000 X_i$	$\log Y_i = 2.306 + 0.001 X_i$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	2030.953	608.125
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.333	0.324
	AIC	9912.587	2445.848
LIN-LOG	Jednačina	$Y_i = -9809.270 + 1066.404 \log X_i$	$Y_i = -96.272 + 20.604 \log X_i$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	2223.457	637.440
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.328	0.329
	AIC	76205.540	11273.126
QUADRA TIC	Jednačina	$Y_i = -213.792 + 0.042 X_i - 0.000 X_i^2$	$Y_i = 0.307 + 0.064 X_i - 0.000 X_i^2$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	1395.572	368.021
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.380	0.361
	AIC	75840.573	11210.167
INV	Jednačina	$Y_i = 1641.056 - \frac{1.203e + 07}{X_i}$	$Y_i = 37.705 - \frac{3622.216}{X_i}$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	871.606	289.787
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.160	0.182
	AIC	77219.344	11530.518
LOG-INV	Jednačina	$\log Y_i = 7.469 + \frac{20266.172}{X_i}$	$\log Y_i = 3.524 + \frac{171.505}{X_i}$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	2244.460	498.085
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.355	0.282
	AIC	9772.498	2522.556

Izvor: Autor

Tabela 7. 27 Ocenjene Engelove krive izdataka za “Komunikaciju” domaćinstava u Srbiji i Crnoj Gori u 2012. godini

Engelova kriva	Indikator	Srbija	Crna Gora
LIN	Jednačina	$Y_i = 354.003 + 0.038 X_i$	$Y_i = 4.062 + 0.045 X_i$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	4037.121	1200.920
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.470	0.487
	AIC	79683.175	10720.031
LOG-LOG	Jednačina	$\log Y_i = -2.568 + 0.942 \log X_i$	$\log Y_i = -2.910 + 0.973 \log X_i$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	4772.720	1233.171
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.528	0.500
	AIC	6644.303	2160.863
LOG-LIN	Jednačina	$\log Y_i = 6.862 + 0.000X_i$	$\log Y_i = 2.275 + 0.001X_i$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	2922.303	861.824
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.407	0.411
	AIC	7621.727	2362.262
LIN-LOG	Jednačina	$Y_i = -22400.865 + 2317.344 \log X_i$	$Y_i = -126.796 + 25.414 \log X_i$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	4136.258	1078.601
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.476	0.461
	AIC	79630.957	10784.395
QUADRATIC	Jednačina	$Y_i = -108.976 + 0.051X_i - 0.000X_i^2$	$Y_i = -1.175 + 0.062 X_i + 0.000X_i^2$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	2281.015	628.765
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.501	0.499
	AIC	79414.768	10692.818
INV	Jednačina	$Y_i = 3876.673 - \frac{5.155e + 07}{X_i}$	$Y_i = 45.540 - \frac{5993.210}{X_i}$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	1594.686	461.822
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.260	0.267
	AIC	81205.876	11170.894
LOG-INV	Jednačina	$\log Y_i = 8.404 + \frac{32764.051}{X_i}$	$\log Y_i = 3.916 + \frac{323.761}{X_i}$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	3483.484	882.252
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.449	0.417
	AIC	7300.961	2350.286

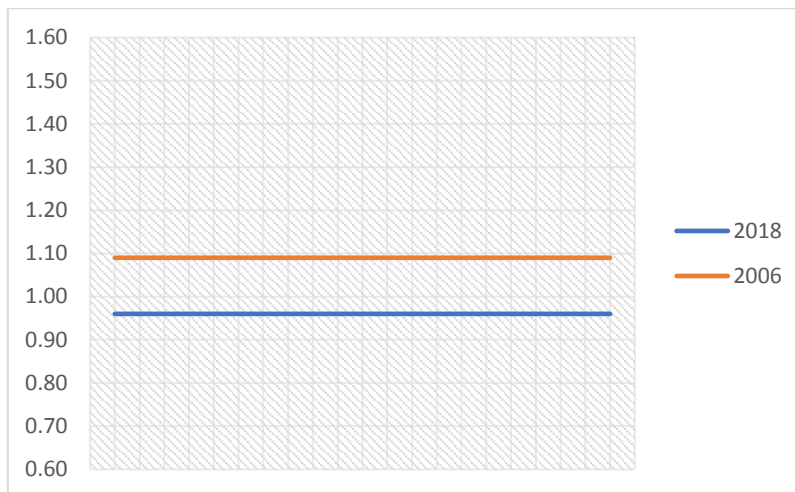
Izvor: Autor

Tabela 7. 28 Ocenjene Engelove krive izdataka za “Komunikaciju” domaćinstava u Srbiji u Srbiji 2018. godini

ENGELOVA KRIVA	INDIKATOR	SRBIJA
LIN	Jednačina	$Y_i = 1200.723 + 0.032 X_i$
	p – vrednost	0.000
	F	4126.171
	Prob > F	0.0000
	R ²	0.396
	AIC	113528.148
LOG-LOG	Jednačina	$\log Y_i = -2.644 + 0.962 \log X_i$
	p – vrednost	0.000
	F	6801.950
	Prob > F	0.0000
	R ²	0.528
	AIC	11388.070
LOG-LIN	Jednačina	$\log Y_i = 7.113 + 0.000X_i$
	p – vrednost	0.000
	F	3129.197
	Prob > F	0.0000
	R ²	0.340
	AIC	13428.895
LIN-LOG	Jednačina	$Y_i = -24685.057 + 2583.803 \log X_i$
	p – vrednost	0.000
	F	6227.327
	Prob > F	0.0000
	R ²	0.497
	AIC	112371.636
QUADRATIC	Jednačina	$Y_i = 108.134 + 0.061X_i - 0.000X_i^2$
	p – vrednost	0.000
	F	2941.586
	Prob > F	0.0000
	R ²	0.483
	AIC	112548.625
INV	Jednačina	$Y_i = 5413.971 - \frac{8.451e + 07}{X_i}$
	p – vrednost	0.000
	F	3802.392
	Prob > F	0.0000
	R ²	0.377
	AIC	113726.883
LOG-INV	Jednačina	$\log Y_i = 8.722 + \frac{38205.808}{X_i}$
	p – vrednost	0.000
	F	6272.356
	Prob > F	0.0000
	R ²	0.508
	AIC	11643.328

Izvor: Autor

Medijana dohodnih elasticiteta izdataka za komunikacije, ocenjenih na osnovu log-log funkcionalne forme u Srbiji iznosi 1.01, a u Crnoj Gori 0.93 iz čega sledi zaključak da ovi proizvodi i usluge pripadaju grupi relativno neophodnih, odnosno relativno luksuznih proizvoda, čija je tražnja normalno elastična.



Grafik 7.21 Dohodni elasticiteti izdataka za komunikacije u Srbiji (2006. i 2018. godine)

Izvor: Autor

Na osnovu podataka iz Tabele 16. Prilog 3. može se zaključiti da su elasticiteti izdataka za ovu grupu proizvoda i usluga tokom analiziranog perioda ispoljili relativno nizak stepen volatlnosti: interval varijacije u Crnoj Gori iznosi približno 0.3, a u Srbiji svega 0.2.

Parametri koje sadrže korišćene ekonometrijske specifikacije Engelovih krivih izdataka domaćinstava za komunikacije u Srbiji i Crnoj Gori za početnu, srednju i završnu godinu analiziranog perioda prikazani su u tabelama 26-28.

Poređenjem numeričkih vrednosti dohodnih elasticiteta ocenjenih korišćenjem ponderisanih i neponderisanih podataka može se zaključiti da tip korišćenih podataka ne utiče u statistički značajnoj meri na dobijene rezultate.

7.2.9 REKREACIJA I KULTURA

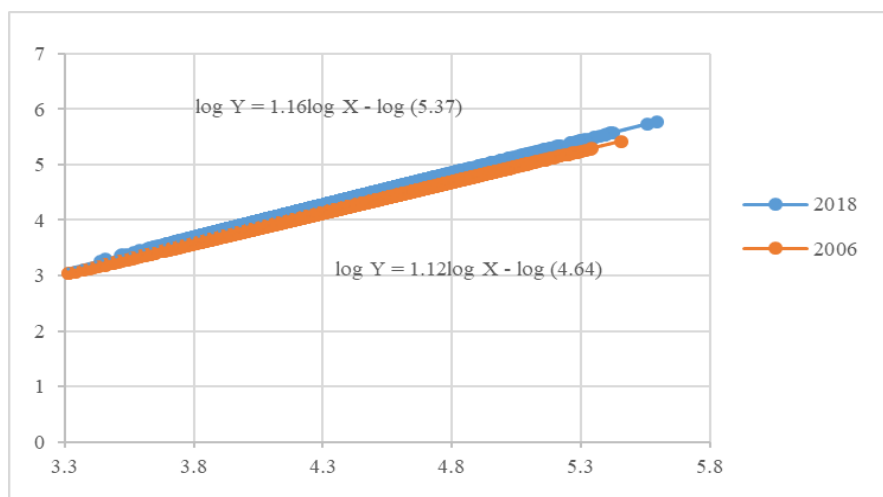
Prema Anketama o potrošnji domaćinstava Zavoda za statistiku Republike Srbije izdaci za rekreaciju i kulturu su podeljeni u šest osnovnih kategorija: (1) audiovizuelna, foto i informatička oprema, koji pripadaju izdacima za trajna potrošna dobra; (2) ostala trajna dobra za rekreaciju i kulturu; (3) ostala dobra za rekreaciju, vrt i kućni ljubimci; (4) usluge rekreacije i kulture; (5) knjige, novine i pisaći pribor; i (6) paket aranžmani.

Imajući u vidu sadržaj pojedinih kategorija izdataka za rekreaciju i kulturu, ovih šest kategorija mogu se objediniti u dve velike podgrupe: (A) trajna dobra za rekreaciju i kulturu (B) polutrajna dobra za rekreaciju i kulturu.

Podgrupu trajnih dobara za rekreaciju i kulturu prema našoj klasifikaciji čine izdaci (1) audiovizuelna, foto i informatička oprema, koji pripadaju izdacima za trajna potrošna dobra i (2) ostala trajna dobra za rekreaciju i kulturu, dok bi podgrupa polutrajnih dobara za rekreaciju i kulturu obuhvatila kategorije izdataka koje su označene rednim brojevima (3-6).

Kao i u slučaju analize ostalih grupa izdataka domaćinstava, uticaj dohotka domaćinstva na izdatke za rekreaciju i kulturu ocenjen je pomoću sedam funkcionalnih formi Engelovih krivih: (1) linearne; (2) duplo-logaritamske; (3) linearno-logaritamske; (4) logaritamsko-linearne; (5) kvadratne; (6) inverzne; i (7) logaritamsko-inverzne. Analizom statističkih pokazatelja, koji mere kvalitet pojedinih ekonometrijskih specifikacija Engelovih krivih, utvrđeno je da zavisnost izdataka domaćinstava Srbije od njihovog dohotka u svim godinama analiziranog perioda (2006-2018) najbolje reprezentuje log-log Engelova kriva, odnosno kriva izdataka sa konstantnim dohodnim elasticitetom. Ova funkcionalna forma bila je najreprezentativnija za domaćinstva u Crnoj Gori samo u tri godine (2007, 2011. i 2014), dok je u ostalim godinama posmatranog perioda proučavanu zavisnost najbolje izražavala kvadratna specifikacija ekonometrijskog modela izdataka za rekreaciju i kulturu.

U tabelama 7.29 i 7.30 prikazani su rezultati obračuna parametara Engelovih krivih izdataka za rekreaciju i kulturu domaćinstva u Srbiji i u Crnoj Gori, ocenjenih za 2006. i 2012. godinu respektivno, dok su u Tabeli 7.31 prikazani parametri Engelovih krivih izdataka za rekreaciju i kulturu domaćinstva u Srbiji, ocenjenih u 2018. godini, kao poslednjoj godini za koju su raspoloživi podaci o izdacima i dohotku domaćinstava.



Grafik 7.22 Log-log Engelova kriva izdataka za rekreaciju i kulturu u Srbiji (2006. i 2018. godine)

Izvor: Autor

Tabela 7. 29 Ocenjene Engelove krive izdataka za “Rekreaciju i kulturu” domaćinstava u Srbiji i Crnoj Gori u 2006. godini

Engelova kriva	Indikator	Srbija	Crna Gora
LIN	Jednačina	$Y_i = -1136.187 + 0.083 X_i$	$Y_i = -2.567 + 0.035 X_i$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	2190.825	496.080
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.324	0.276
	AIC	85271.096	11062.110
LOG-LOG	Jednačina	$\log Y_i = -4.639 + 1.115 \log X_i$	$\log Y_i = -3.772 + 1.035 \log X_i$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	1978.051	354.697
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.337	0.298
	AIC	10615.755	2080.279
LOG-LIN	Jednačina	$\log Y_i = 5.896 + 0.000 X_i$	$\log Y_i = 1.790 + 0.001 X_i$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	1646.105	227.956
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.297	0.214
	AIC	10842.520	2174.504
LIN-LOG	Jednačina	$Y_i = -20310.792 + 2150.870 \log X_i$	$Y_i = -83.024 + 16.263 \log X_i$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	1024.784	456.949
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.183	0.260
	AIC	86136.041	11090.779
QUADRATIC	Jednačina	$Y_i = 440.235 + 0.003 X_i - 0.000 X_i^2$	$Y_i = -8.592 + 0.056 X_i - 0.000 X_i^2$
	p – vrednost	0.343	0.000
	F	1559.504	300.046
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.406	0.315
	AIC	84685.081	10990.530
INV	Jednačina	$Y_i = 2633.371 - \frac{2.110e + 07}{X_i}$	$Y_i = 22.197 - \frac{2700.188}{X_i}$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	332.282	191.718
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.068	0.128
	AIC	86739.956	11303.787
LOG-INV	Jednačina	$\log Y_i = 7.656 + \frac{19780.599}{X_i}$	$\log Y_i = 3.347 + \frac{310.805}{X_i}$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	1203.834	249.763
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.236	0.230
	AIC	11166.725	2157.516

Izvor: Autor

Tabela 7.30 Ocenjene Engelove krive izdataka za "Rekreaciju i kulturu" domaćinstava u Srbiji i Crnoj Gori u 2012. godini

Engelova kriva	Indikator	Srbija	Crna Gora
LIN	Jednačina	$Y_i = -1396.222 + 0.066 X_i$	$Y_i = -14.867 + 0.060 X_i$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	1658.367	377.710
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.267	0.230
	AIC	88706.833	12882.885
LOG-LOG	Jednačina	$\log Y_i = -5.138 + 1.139 \log X_i$	$\log Y_i = -3.194 + 0.953 \log X_i$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	1436.370	181.330
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.284	0.198
	AIC	10310.780	2041.748
LOG-LIN	Jednačina	$\log Y_i = 6.297 + 0.000X_i$	$\log Y_i = 2.034 + 0.001X_i$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	1247.319	176.079
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.257	0.194
	AIC	10448.706	2045.976
LIN-LOG	Jednačina	$Y_i = -34228.446 + 3401.166 \log X_i$	$Y_i = -156.755 + 28.552 \log X_i$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	1101.482	236.141
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.195	0.157
	AIC	89134.500	12997.000
QUADRATIC	Jednačina	$Y_i = -1819.269 + 0.078X_i - 0.000X_i^2$	$Y_i = -7.106 + 0.035X_i + 0.000X_i^2$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	849.676	196.191
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.272	0.236
	AIC	88678.619	12873.390
INV	Jednačina	$Y_i = 4060.146 - \frac{6.509e + 07}{X_i}$	$Y_i = 34.372 - \frac{5765.852}{X_i}$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	388.364	90.917
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.079	0.067
	AIC	89748.379	13125.869
LOG-INV	Jednačina	$\log Y_i = 8.168 + \frac{41465.212}{X_i}$	$\log Y_i = 3.679 + \frac{403.485}{X_i}$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	979.438	127.853
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.213	0.148
	AIC	10653.624	2085.994

Izvor: Autor

Tabela 7. 31 Ocenjene Engelove krive izdataka za “Rekreaciju i kulturu” domaćinstava u Srbiji u 2018. godini

ENGELOVA KRIVA	INDIKATOR	SRBIJA
LIN	Jednačina	$Y_i = -1915.637 + 0.082 X_i$
	p – vrednost	0.000
	F	1926.557
	Prob > F	0.0000
	R ²	0.234
	AIC	129988.245
LOG-LOG	Jednačina	$\log Y_i = -5.375 + 1.163 \log X_i$
	p – vrednost	0.000
	F	2058.047
	Prob > F	0.0000
	R ²	0.305
	AIC	14398.706
LOG-LIN	Jednačina	$\log Y_i = 6.467 + 0.000X_i$
	p – vrednost	0.000
	F	1593.292
	Prob > F	0.0000
	R ²	0.253
	AIC	14733.602
LIN-LOG	Jednačina	$Y_i = -51901.096 + 5102.761 \log X_i$
	p – vrednost	0.000
	F	1381.749
	Prob > F	0.0000
	R ²	0.180
	AIC	130419.975
QUADRATIC	Jednačina	$Y_i = -2701.551 + 0.103X_i - 0.000X_i^2$
	p – vrednost	0.000
	F	985.722
	Prob > F	0.0000
	R ²	0.238
	AIC	129955.722
INV	Jednačina	$Y_i = 6693.183 - \frac{1.335e + 08}{X_i}$
	p – vrednost	0.000
	F	601.697
	Prob > F	0.0000
	R ²	0.087
	AIC	131094.706
LOG-INV	Jednačina	$\log Y_i = 8.422 + \frac{49170.501}{X_i}$
	p – vrednost	0.000
	F	1508.832
	Prob > F	0.0000
	R ²	0.243
	AIC	14797.114

Izvor: Autor

Pored ocenjenih vrednosti parametara koje sadrže pojedine funkcionalne forme Engelovih krivih, u navedenim tabelama su prikazane i vrednosti odgovarajućih statistika koje otkrivaju signifikantnost regresionih koeficijenata i stepen prilagođavanja empirijskim podacima korišćenih ekonometrijskih specifikacija

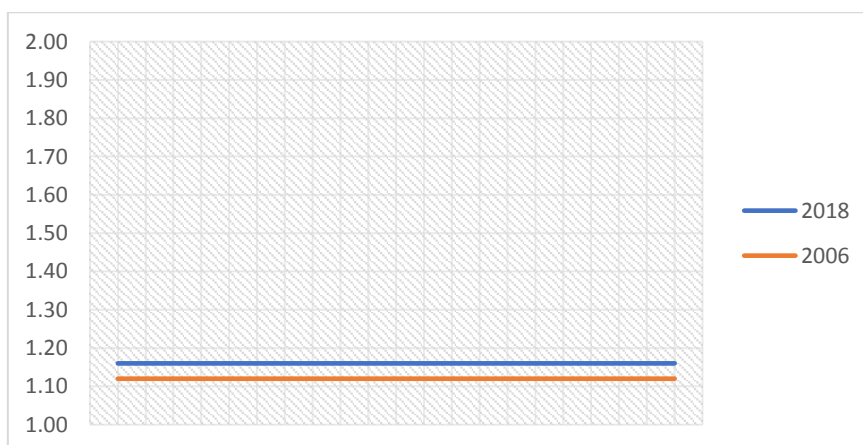
Bez obzira na različit stepen prilagođavanja pojedinih funkcionalnih formi empirijskim podacima u Tabeli 17. Prilog 3. prikazani su kompletni rezultati obračuna dohodnih elasticiteta za rekreaciju i kulturu u Srbiji i u Crnoj Gori za svaku pojedinačnu specifikaciju i za svaku godinu analizom obuhvaćenog perioda.

Imajući u vidu da je log-log funkcionalna forma najbolji reprezentant zavisnosti izdataka za ovu grupu proizvoda od dohotka domaćinstava u Srbiji na Grafikonu 7.22 su, vremenskog poređenja radi, prikazane log-log specifikacije ocenjene za 2006. i 2018. godinu.

Na osnovu vrednosti parametara uz logaritam dohotka domaćinstava obračunatih za 2006. i 2018. godinu može se zaključiti, a na to ukazuju rezultati koji su prikazani u Tabeli 17. Prilog 3. da: prvo, tražnja je za proizvodima i uslugama koji pripadaju grupi rekreacija i kultura elastična u odnosu na dohodak u Srbiji, tj. da se izdaci za ovu grupu proizvoda brže povećavaju od rasta dohotka domaćinstva, i drugo, da su dohodni elasticiteti izdataka za ovu grupu proizvoda tokom vremena veoma stabilni (njihove numeričke vrednosti variraju od 1.12 do 1.31, videti Grafikon 7.23).

Kada se dublje analiziraju rezultati obračuna parametara Engelovih krivih u Crnoj Gori i pokazatelja kvaliteta pojedinih funkcionalnih formi, može se videti da su izdaci za ovu grupu proizvoda elastični u odnosu na dohodak, pri čemu je stepen volatilnosti dohodnih elasticiteta znatno veći u poređenju sa varijabilitetom dohodnih elasticiteta u Srbiji.

Nezavisno od stepena varijabiliteta dohodnih elasticiteta tokom vremena, dobijeni rezultati potvrđuju Treći Engelov zakon.



Grafik 7.23 Dohodni elasticiteti izdataka za rekreaciju i kulturu u Srbiji (2006. i 2018. godine)

Izvor: Autor

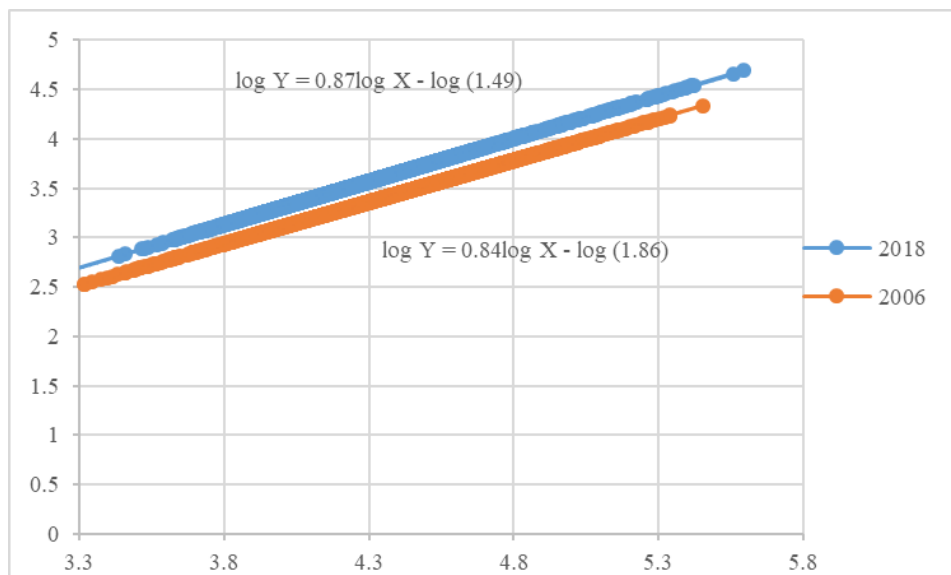
Analogno istraživanjima koja su sprovedena za grupu rekreacija i kultura, sprovedena je kompletna ekonometrijska analiza uticaja dohotka na izdatke i za dve podgrupe (trajna dobra i usluge za rekreaciju i kulturu i polutrajna dobra i usluge za rekreaciju i kulturu) na koje smo podelili sve izdatke domaćinstava za grupu rekreacija i kultura.

Rezultati tih obračuna koje ovde nećemo detaljnije komentarisati prikazani su u Tabeli 18. Prilog 3.

7.2.10 OBRAZOVANJE

Učešće izdataka domaćinstava za obrazovanje u ukupnim izdacima u Srbiji u 2018. godini zavisi od visine dohotka, odnosno od ukupnih izdataka domaćinstva. Ako se u obzir uzmu sva domaćinstva koja su obuhvaćena anketom iz 2018. godine, dobija se informacija da izdaci za obrazovanje učestvuju približno sa 1% u ukupnim izdacima.

Na osnovu detaljne analize zavisnosti visine učešća izdataka za obrazovanje od dohotka za pojedine kategorije domaćinstava utvrđeno je da između gradskih i seoskih domaćinstava ne postoje razlike u visini učešća izdataka za obrazovanje, da sa porastom porasta broja članova domaćinstva neznatno raste učešće izdataka za obrazovanje, kao i to da je učešće izdataka za obrazovne usluge u dohotku domaćinstava u kojima je nosilac domaćinstva starija osoba manje nego kod onih domaćinstava kod kojih je nosilac domaćinstva mlađi u pogledu godina starosti (zbog izuzetno velikog obima ovog rada rezultati sprovedene analize nisu posebno prikazani).



Grafik 7.244 Duplo-logaritamska Engelova kriva izdataka za obrazovanje u Srbiji (2006. i 2018. godine)

Izvor: Autor

Tabela 7.32 Ocenjene Engelove krive izdataka za “Obrazovanje” domaćinstava u Srbiji i Crnoj Gori u 2006. godini

Engelova kriva	Indikator	Srbija	Crna Gora
LIN	Jednačina	$Y_i = -435.511 + 0.023 X_i$	$Y_i = -2.494 + 0.017 X_i$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	432.938	33.669
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.087	0.025
	AIC	81131.707	12627.995
LOG-LOG	Jednačina	$\log Y_i = -1.864 + 0.844 \log X_i$	$\log Y_i = -7.201 + 1.736 \log X_i$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	67.291	24.568
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.114	0.237
	AIC	1681.730	248.855
LOG-LIN	Jednačina	$\log Y_i = 6.424 + 0.000X_i$	$\log Y_i = 2.223 + 0.003X_i$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	66.199	19.482
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.113	0.196
	AIC	1682.700	252.892
LIN-LOG	Jednačina	$Y_i = -5954.614 + 617.607 \log X_i$	$Y_i = -40.611 + 7.710 \log X_i$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	243.581	31.427
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.051	0.023
	AIC	81308.082	12630.186
QUADRATIC	Jednačina	$Y_i = -280.306 + 0.016X_i + 0.000X_i^2$	$Y_i = -5.664 + 0.028 X_i + 0.000X_i^2$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	223.695	19.875
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.089	0.028
	AIC	81120.433	12624.043
INV	Jednačina	$Y_i = 613.730 - \frac{5.639e + 06}{X_i}$	$Y_i = 9.120 - \frac{1234.238}{X_i}$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	75.388	14.253
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.016	0.010
	AIC	81470.677	12647.089
LOG-INV	Jednačina	$\log Y_i = 7.854 + \frac{26271.949}{X_i}$	$\log Y_i = 5.440 + \frac{861.541}{X_i}$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	48.003	26.653
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.084	0.252
	AIC	1699.136	247.259

Izvor: Autor

Tabela 7.33 Ocenjene Engelove krive izdataka za “Obrazovanje” domaćinstava u Srbiji i Crnoj Gori u 2012. godini

Engelova kriva	Indikator	Srbija	Crna Gora
LIN	Jednačina	$Y_i = -1130.525 + 0.029 X_i$	$Y_i = -23.668 + 0.060 X_i$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	482.549	231.144
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.096	0.154
	AIC	87003.763	13519.110
LOG-LOG	Jednačina	$\log Y_i = -7.915 + 1.391 \log X_i$	$\log Y_i = -2.313 + 0.967 \log X_i$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	87.837	20.704
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.203	0.151
	AIC	1145.898	324.279
LOG-LIN	Jednačina	$\log Y_i = 6.660 + 0.000 X_i$	$\log Y_i = 3.390 + 0.001 X_i$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	79.560	20.560
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.187	0.150
	AIC	1152.580	324.402
LIN-LOG	Jednačina	$Y_i = -13307.625 + 0.050 \log X_i$	$Y_i = -139.562 + 24.377 \log X_i$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	240.247	104.163
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.050	0.076
	AIC	87228.358	13631.441
QUADRATIC	Jednačina	$Y_i = -1000.312 + 0.026 X_i + 0.000 X_i^2$	$Y_i = 4.488 - 0.029 X_i + 0.000 X_i^2$
	p – vrednost	0.000	0.003
	F	243.517	173.367
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.096	0.215
	AIC	87001.611	13426.660
INV	Jednačina	$Y_i = 1096.604 - \frac{2.103e + 07}{X_i}$	$Y_i = 21.870 - \frac{4242.798}{X_i}$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	68.054	31.227
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.015	0.023
	AIC	87394.993	13700.789
LOG-INV	Jednačina	$\log Y_i = 9.141 + \frac{95793.294}{X_i}$	$\log Y_i = 5.139 + \frac{709.056}{X_i}$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	74.866	17.530
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.178	0.130
	AIC	1156.428	327.032

Izvor: Autor

Tabela 7.34 Ocenjene Englove krive izdataka za “Obrazovanje” domaćinstava u Srbiji u Srbiji u 2018. godini

ENGELOVA KRIVA	INDIKATOR	SRBIJA
LIN	Jednačina	$Y_i = -736.043 + 0.026 X_i$
	p – vrednost	0.000
	F	573.636
	Prob > F	0.0000
	R ²	0.083
	AIC	123227.441
LOG-LOG	Jednačina	$\log Y_i = -1.492 + 0.870 \log X_i$
	p – vrednost	0.000
	F	63.857
	Prob > F	0.0000
	R ²	0.098
	AIC	1921.883
LOG-LIN	Jednačina	$\log Y_i = 7.902 + 0.000X_i$
	p – vrednost	0.000
	F	42.727
	Prob > F	0.0000
	R ²	0.067
	AIC	1941.303
LIN-LOG	Jednačina	$Y_i = -16960.497 + 1653.566 \log X_i$
	p – vrednost	0.000
	F	446.348
	Prob > F	0.0000
	R ²	0.066
	AIC	123345.229
QUADRATIC	Jednačina	$Y_i = -862.701 + 0.029X_i - 0.000X_i^2$
	p – vrednost	0.000
	F	288.200
	Prob > F	0.0000
	R ²	0.084
	AIC	123226.824
INV	Jednačina	$Y_i = 2028.935 - \frac{4.334e + 07}{X_i}$
	p – vrednost	0.000
	F	209.420
	Prob > F	0.0000
	R ²	0.032
	AIC	123570.521
LOG-INV	Jednačina	$\log Y_i = 9.399 + \frac{77831.046}{X_i}$
	p – vrednost	0.000
	F	66.962
	Prob > F	0.0000
	R ²	0.102
	AIC	1919.083

Izvor: Autor

Na osnovu sprovedenih testova pokazalo se da log-log Engelova kriva predstavlja najbolju aproksimaciju zavisnosti izdataka za obrazovanje od dohotka domaćinstava. U Crnoj Gori, međutim, nije ustanovljena funkcionalna forma koja može podjednako dobro da aproksimira proučavanu zavisnost u svim godinama analiziranog perioda. U nekim godinama, npr. 2012, 2014. i 2017. najadekvatniji oblik zavisnosti predstavljala je linearna Engelova kriva, dok se u 2015. godini kvadratna forma Engelove krive pokazala najboljom analitičkom deskripcijom odnosa kretanja izdataka za obrazovanje i visine dohotka.

S obzirom na generalnu tendenciju bržeg rasta izdataka za obrazovanje od rasta ukupnih izdataka domaćinstava u Srbiji elasticitet izdataka za obrazovanje u odnosu na dohodak domaćinstava je (mada neznatno) veći od 1, što odgovara zakonitostima ponašanja proizvoda i usluga koji pripadaju neneophodnim proizvodima. Imajući u vidu to da potrebe za obrazovanjem na višim nivoima dohotka i tokom vremena poprimaju karakter neophodnih potreba, ne iznenađuje rezultat da su numeričke vrednosti dohodnog elasticiteta malo iznad jedinice, a u dobrom broju slučajeva i manji od jedan.

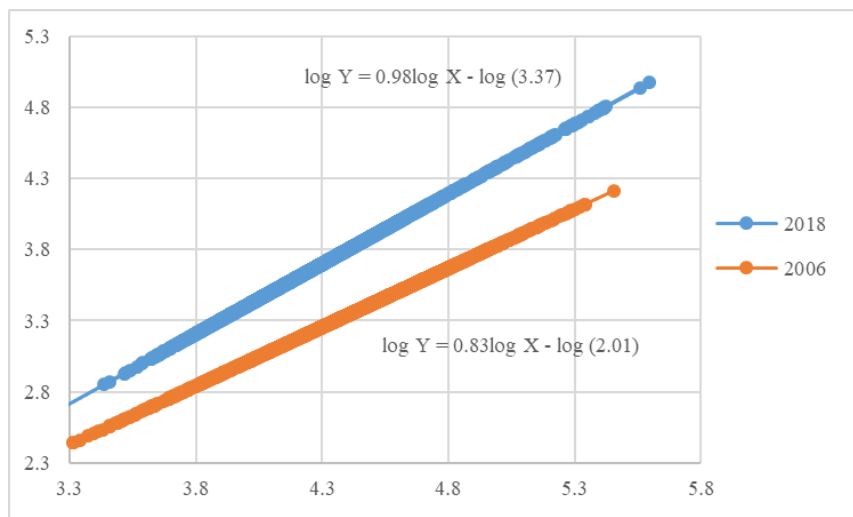
U reprezentativnim godinama analiziranog perioda, u 2006, 2012 i 2018. u Srbiji ocenjeni su parametri log-log Engelove krive, kod koje parametar uz logaritamske vrednosti dohotka predstavlja dohodni elasticitet na osnovu (a) neponderisanih i (b) ponderisanih podataka. Upoređivanjem dobijenih rezultata može se pouzdano zaključiti da ponderisanje originalnih podataka o izdacima i dohotku domaćinstava ne utiče na konačan rezultat obračuna dohodnog elasticiteta.

U Tabeli 17. Prilog 3. prikazani su za sve godine analiziranog perioda elasticiteti izdataka za obrazovanje u Srbiji i Crnoj Gori, obračunati korišćenjem svih sedam alternativnih funkcionalnih formi Engelovih krivih, dok su u tabelama 7.32 i 7.33 respektivno prikazani ocenjeni parametri navedenih funkcionalnih formi izdataka domaćinstava za obrazovanje u Srbiji i u Crnoj Gori, zajedno sa vrednostima statističkih pokazatelja koje su relevantne za sagledavanje stepena reprezentativnosti pojedinih funkcionalnih formi, statističke značajnosti regresionih koeficijenata i statističke značajnosti ekonometrijskih specifikacija odgovarajućih regresionih jednačina.

S obzirom na to da se poslednji raspoloživi podaci za Crnu Goru odnose na 2018. godinu u Tabeli 7.34 prikazani su rezultati ocenjivanja Engelovih krivih i obračuna određenih statističkih parametara u 2018. godini samo za Republiku Srbiju.

7.2.11 RESTORANI I HOTELI

U poređenju sa drugim specifikacijama Engelovih krivih log-log specifikacija predstavlja superiornu specifikaciju zavisnosti izdataka za restoranske i hotelijerske usluge u Srbiji, i to u čitavom periodu u kome su sprovedena empirijska istraživanja. U Crnoj Gori, međutim, najbolji reprezentant proučavane zavisnosti je kvadratna Engelova kriva.

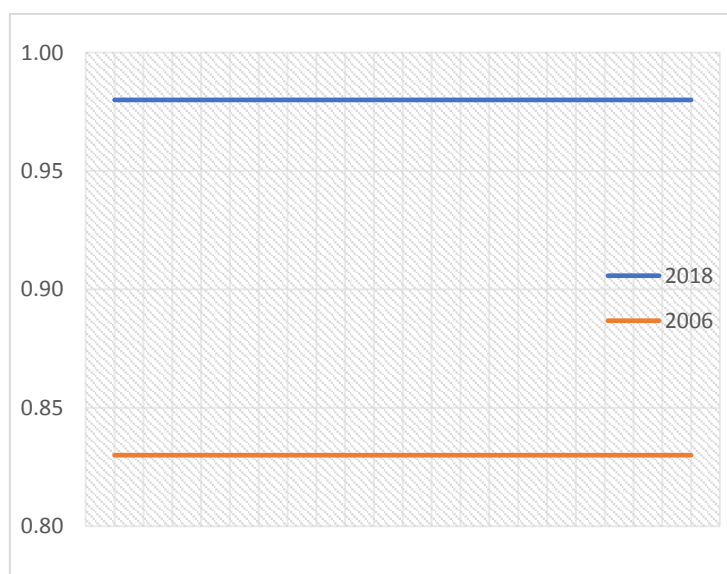


Grafik 7.25 Duplo-logaritamska Engelova kriva izdataka za restorane i hotele u Srbiji (2006. i 2018. godine)

Izvor: Autor

Ocenjene vrednosti parametara alternativnih specifikacija Engelovih krivih za Srbiju i Crnu Goru, u 2006. i 2012. godini prikazani su u tabelama 35 i 36, dok su u Tabeli 37 prikazani odgovarajući rezultati u 2018. godini samo za Srbiju.

Korišćenjem metoda ocenjivanja dohodnih elasticiteta za pojedine funkcionalne forme Engelovih krivih, koji je objašnjen u prethodnom poglavlju, izračunate su numeričke vrednosti dohodnih elasticiteta izdataka za ovu grupu proizvoda za Srbiju i Crnu Goru, za sve godine posmatranog perioda.



Grafik 7.26 Dohodni elasticiteti izdataka za restorane i hotele u Srbiji (2006. i 2018. godine)

Izvor: Autor

Tabela 7. 35 Ocenjene Engelove krive izdataka za “Restorane i hotele” domaćinstava u Srbiji i Crnoj Gori u 2006. godini

Engelova kriva	Indikator	Srbija	Crna Gora
LIN	Jednačina	$Y_i = -195.757 + 0.020X_i$	$Y_i = -6.011 + 0.031 X_i$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	860.140	178.671
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.159	0.120
	AIC	76367.405	12040.578
LOG-LOG	Jednačina	$\log Y_i = -2.015 + 0.828\log X_i$	$\log Y_i = -4.106 + 1.076 \log X_i$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	399.150	190.958
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.202	0.312
	AIC	3955.139	999.348
LOG-LIN	Jednačina	$\log Y_i = 6.035 + 0.000X_i$	$\log Y_i = 1.825 + 0.001X_i$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	335.972	141.122
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.175	0.251
	AIC	4006.421	1035.208
LIN-LOG	Jednačina	$Y_i = -5578.837 + 591.710\log X_i$	$Y_i = -65.394 + 12.367 \log X_i$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	632.973	122.397
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.122	0.085
	AIC	76562.716	12091.087
QUADRATIC	Jednačina	$Y_i = -197.128 + 0.020X_i - 0.000X_i^2$	$Y_i = -5.778 + 0.030X_i + 0.000X_i^2$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	429.978	89.295
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.158	0.120
	AIC	76369.402	12042.528
INV	Jednačina	$Y_i = 753.021 - \frac{6.222e + 06}{X_i}$	$Y_i = 14.019 - \frac{1873.856}{X_i}$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	249.368	47.740
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.052	0.035
	AIC	76912.794	12161.278
LOG-INV	Jednačina	$\log Y_i = 7.352 + \frac{21163.074}{X_i}$	$\log Y_i = 3.461 + \frac{384.715}{X_i}$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	249.368	126.277
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.052	0.230
	AIC	76912.794	1046.510

Izvor: Autor

Tabela 7. 36 Ocenjene Engelope krive izdataka za “Restorane i hotele” domaćinstava u Srbiji i Crnoj Gori u 2012. godini

Engelova kriva	Indikator	Srbija	Crna Gora
LIN	Jednačina	$Y_i = -847.002 + 0.038X_i$	$Y_i = -8.322 + 0.037X_i$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	1646.505	450.689
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.266	0.263
	AIC	83724.590	11434.194
LOG-LOG	Jednačina	$\log Y_i = -4.665 + 1.097 \log X_i$	$\log Y_i = -2.740 + 0.891 \log X_i$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	1040.115	181.996
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.335	0.253
	AIC	5109.915	1209.459
LOG-LIN	Jednačina	$\log Y_i = 6.567 + 0.000X_i$	$\log Y_i = 2.192 + 0.001X_i$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	718.335	190.906
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.258	0.263
	AIC	5335.819	1202.837
LIN-LOG	Jednačina	$Y_i = -19805.953 + 1963.514 \log X_i$	$Y_i = -96.462 + 17.705 \log X_i$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	1100.265	282.136
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.195	0.182
	AIC	84144.535	11565.121
QUADRATIC	Jednačina	$Y_i = -710.367 + 0.034X_i - 0.000X_i^2$	$Y_i = -0.308 + 0.011X_i + 0.000X_i^2$
	p – vrednost	0.000	0.008
	F	829.483	251.994
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.267	0.285
	AIC	83717.182	11397.179
INV	Jednačina	$Y_i = 2317.457 - \frac{3.830e + 07}{X_i}$	$Y_i = 22.317 - \frac{3676.845}{X_i}$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	404.478	113.299
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.082	0.082
	AIC	84742.607	11711.469
LOG-INV	Jednačina	$\log Y_i = 8.308 + \frac{46035.891}{X_i}$	$\log Y_i = 3.662 + \frac{360.618}{X_i}$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	811.679	104.823
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.282	0.163
	AIC	5267.698	1270.541

Izvor: Autor

Tabela 7. 37 Ocenjene Englove krive izdataka za “Restorane i hotele” domaćinstava u Srbiji u 2018. godini

ENGELOVA KRIVA	INDIKATOR	SRBIJA
LIN	Jednačina	$Y_i = -453.316 + 0.037X_i$
	p – vrednost	0.000
	F	1786.957
	Prob > F	0.0000
	R ²	0.221
	AIC	120553.610
LOG-LOG	Jednačina	$\log Y_i = -3.366 + 0.983\log X_i$
	p – vrednost	0.000
	F	1762.204
	Prob > F	0.0000
	R ²	0.324
	AIC	9288.424
LOG-LIN	Jednačina	$\log Y_i = 6.815 + 0.000X_i$
	p – vrednost	0.000
	F	1114.636
	Prob > F	0.0000
	R ²	0.233
	AIC	9754.530
LIN-LOG	Jednačina	$Y_i = -25572.897 + 2541.548\log X_i$
	p – vrednost	0.000
	F	1606.048
	Prob > F	0.0000
	R ²	0.203
	AIC	120696.161
QUADRATIC	Jednačina	$Y_i = -1028.886 + 0.052X_i - 0.000X_i^2$
	p – vrednost	0.000
	F	947.064
	Prob > F	0.0000
	R ²	0.231
	AIC	120472.429
INV	Jednačina	$Y_i = 3764.739 - \frac{7.255e + 07}{X_i}$
	p – vrednost	0.000
	F	835.851
	Prob > F	0.0000
	R ²	0.117
	AIC	121341.995
LOG-INV	Jednačina	$\log Y_i = 8.396 + \frac{37097.610}{X_i}$
	p – vrednost	0.000
	F	1497.442
	Prob > F	0.0000
	R ²	0.290
	AIC	9471.904

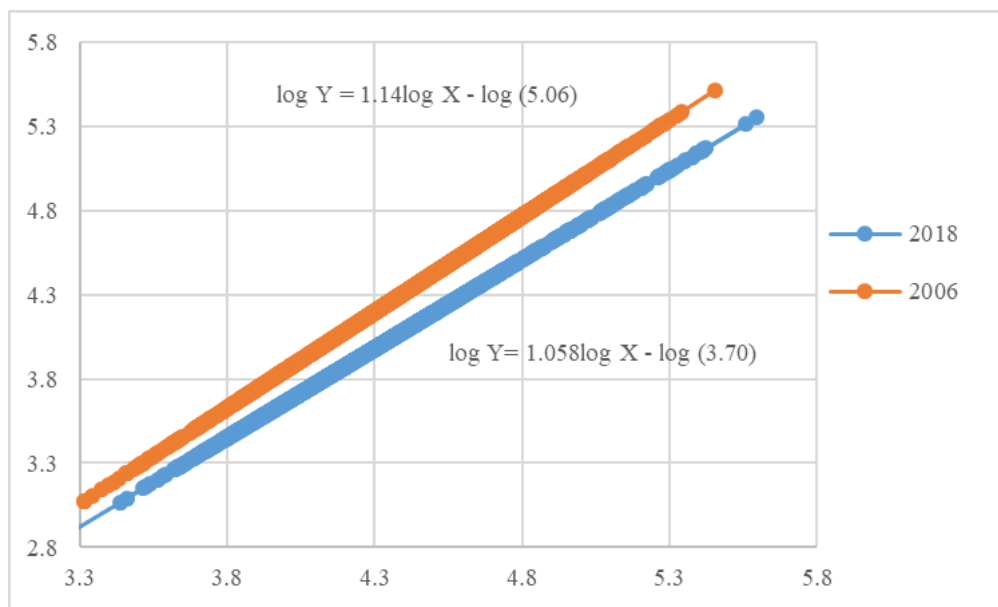
Izvor: Autor

S obzirom na to da je Engelova kriva sa konstantnim elasticitetom najbolji reprezentant proučavane zavisnosti za domaćinstva Srbije na Grafikonu 7.26 prikazane su specifikacije ocenjene u 2006. i 2018. godini. Iz grafičkog prikaza se vidi da je u posmatranom periodu došlo do neznatnih promena u vrednosti odsečka i koeficijentu pravca pravih linija prikazanih u dvostruko-logaritamskom koordinatnom sistemu gde, koeficijent pravca, odnosno koeficijent uz logaritamske vrednosti varijable X , zapravo predstavlja elastičnost izdataka za restorane i hotele u odnosu na dohodak.

Iz navedenog grafičkog prikaza i detaljne analize rezultata obračuna dohodnih elasticiteta prikazanih u Tabeli 20. Prilog 3. može se zaključiti: (a) tipična vrednost dohodnog elasticiteta izdataka za restorane i hotele u Srbiji iznosi približno 1.05, a u Crnoj Gori 1.71, iz čega proizlazi da je tražnja za restoranskim i hotelijerskim uslugama u Srbiji normalno elastična, a da je u Crnoj Gori relativno visoko elastična; i (b) da je stepen stabilnosti Engelovih krivih izdataka za restorane i hotele u Srbiji znatno veći nego u Crnoj Gori.

7.2.12 OSTALI LIČNI PREDMETI I OSTALE USLUGE

Prema anketi o potrošnji domaćinstava koji sprovodi Zavod za statistiku Republike Srbije izdaci za ostale lične predmete i ostale usluge su podeljeni u šest podgrupa: (1) ličnu negu; (2) lične predmete druge namene; (3) socijalnu zaštitu; (4) osiguranje; (5) finansijske usluge; i (6) ostale usluge. Njihovo ukupno učešće u dohotku domaćinstava u Srbiji 2018. godine iznosilo je oko 6%



Grafik 7.27 Duplo-logaritamska Engelova kriva izdataka za ostale lične predmete i ostale usluge u Srbiji (2006. i 2018. godine)

Izvor: Autor

Tabela 7. 38 Ocenjene Engelove krive izdataka za “Ostale lične predmete i ostale usluge” domaćinstava u Srbiji i Crnoj Gori u 2006. godini

Engelova kriva	Indikator	Srbija	Crna Gora
LIN	Jednačina	$Y_i = -629.863 + 0.060 X_i$	$Y_i = -5.625 + 0.054 X_i$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	1212.283	302.704
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.210	0.188
	AIC	84962.300	12805.796
LOG-LOG	Jednačina	$\log Y_i = -5.060 + 1.140 \log X_i$	$\log Y_i = -4.853 + 1.221 \log X_i$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	4035.214	1274.842
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.479	0.502
	AIC	10351.015	2867.729
LOG-LIN	Jednačina	$\log Y_i = 5.608 + 0.000X_i$	$\log Y_i = 1.420 + 0.002X_i$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	2748.587	720.726
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.385	0.363
	AIC	11078.184	3179.345
LIN-LOG	Jednačina	$Y_i = -15193.217 + 1622.652 \log X_i$	$Y_i = -111.390 + 21.946 \log X_i$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	685.606	209.502
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.131	0.138
	AIC	85398.746	12883.783
QUADRATIC	Jednačina	$Y_i = -110.890 + 0.033X_i - 0.000X_i^2$	$Y_i = -9.480 + 0.067 X_i + 0.000X_i^2$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	647.056	155.977
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.221	0.193
	AIC	84899.868	12800.112
INV	Jednačina	$Y_i = 2132.131 - \frac{1.625e + 07}{X_i}$	$Y_i = 29.878 - \frac{3426.902}{X_i}$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	242.191	83.962
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.050	0.060
	AIC	85801.639	12996.818
LOG-INV	Jednačina	$\log Y_i = 7.350 + \frac{16477.651}{X_i}$	$\log Y_i = 3.275 + \frac{272.668}{X_i}$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	2422.599	870.987
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.356	0.408
	AIC	11283.315	3086.981

Izvor: Autor

Tabela 7. 39 Ocenjene Engelove krive izdataka za “Ostale lične predmete i ostale usluge” domaćinstava u Srbiji i Crnoj Gori u 2012. godini

Engelova kriva	Indikator	Srbija	Crna Gora
LIN	Jednačina	$Y_i = -1395.717 + 0.079 X_i$	$Y_i = -6.362 + 0.057 X_i$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	2139.207	409.246
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.320	0.244
	AIC	89190.992	12693.653
LOG-LOG	Jednačina	$\log Y_i = -5.347 + 1.193 \log X_i$	$\log Y_i = -4.890 + 1.232 \log X_i$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	6033.795	1069.378
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.573	0.472
	AIC	8817.264	2800.941
LOG-LIN	Jednačina	$\log Y_i = 6.478 + 0.000X_i$	$\log Y_i = 1.668 + 0.002X_i$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	4127.302	787.713
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.479	0.397
	AIC	9715.065	2960.001
LIN-LOG	Jednačina	$Y_i = -39380.064 + 3949.123 \log X_i$	$Y_i = -164.000 + 30.912 \log X_i$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	1277.556	336.642
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.219	0.210
	AIC	89818.478	12749.784
QUADRATIC	Jednačina	$Y_i = -1155.909 + 0.072 X_i - 0.000X_i^2$	$Y_i = -14.013 + 0.081X_i - 0.000X_i^2$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	1075.773	213.084
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.321	0.252
	AIC	89184.285	12682.669
INV	Jednačina	$Y_i = 5081.602 - \frac{7.575e + 07}{X_i}$	$Y_i = 44.158 - \frac{6720.931}{X_i}$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	443.699	146.587
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.089	0.103
	AIC	90521.258	12909.746
LOG-INV	Jednačina	$\log Y_i = 8.404 + \frac{34966.236}{X_i}$	$\log Y_i = 3.724 + \frac{397.420}{X_i}$
	p – vrednost	0.000	0.000
	F	3546.953	728.986
	Prob > F	0.0000	0.0000
	R ²	0.441	0.378
	AIC	10028.257	2996.003

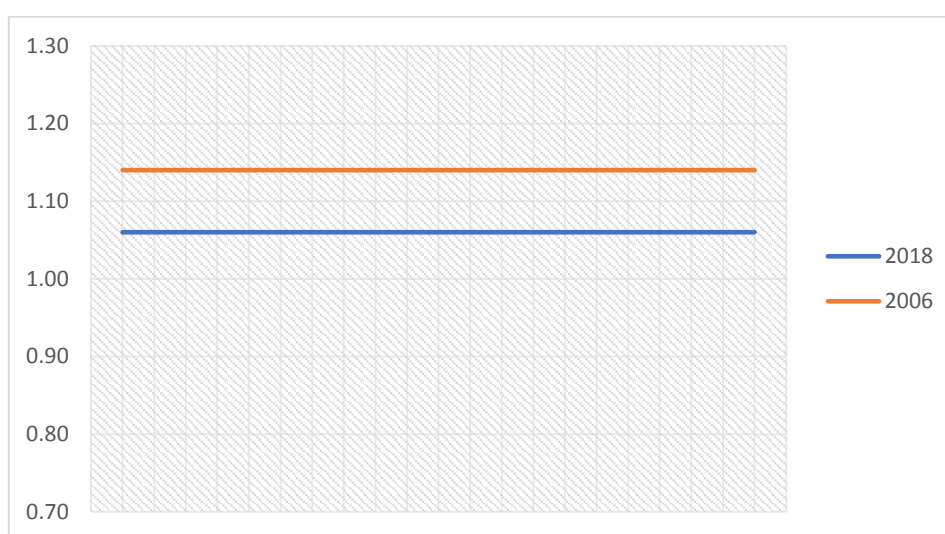
Izvor: Autor

Tabela 7. 40 Ocenjene Engelove krive izdataka za “Ostale lične predmete i ostale usluge” domaćinstava u Srbiji u 2018. godini

ENGELOVA KRIVA	INDIKATOR	SRBIJA
LIN	Jednačina	$Y_i = -156.660 + 0.063 X_i$
	p – vrednost	0.000
	F	2822.126
	Prob > F	0.0000
	R ²	0.309
	AIC	124218.517
LOG-LOG	Jednačina	$\log Y_i = -3.702 + 1.058 \log X_i$
	p – vrednost	0.000
	F	8368.561
	Prob > F	0.0000
	R ²	0.572
	AIC	12151.902
LOG-LIN	Jednačina	$\log Y_i = 6.936 + 0.000X_i$
	p – vrednost	0.000
	F	4604.712
	Prob > F	0.0000
	R ²	0.424
	AIC	14013.674
LIN-LOG	Jednačina	$Y_i = -40702.189 + 4117.048 \log X_i$
	p – vrednost	0.000
	F	2260.101
	Prob > F	0.0000
	R ²	0.264
	AIC	124619.158
QUADRATIC	Jednačina	$Y_i = -549.706 + 0.073X_i - 0.000X_i^2$
	p – vrednost	0.000
	F	1426.477
	Prob > F	0.0000
	R ²	0.312
	AIC	124198.950
INV	Jednačina	$Y_i = 6811.919 - \frac{1.171e + 08}{X_i}$
	p – vrednost	0.000
	F	1122.531
	Prob > F	0.0000
	R ²	0.151
	AIC	125517.593
LOG-INV	Jednačina	$\log Y_i = 8.690 + \frac{37097.610}{X_i}$
	p – vrednost	0.000
	F	6043.476
	Prob > F	0.0000
	R ²	0.491
	AIC	13235.263

Izvor: Autor

Na osnovu podataka o izdacima domaćinstava za ostale lične predmete i usluge, koji predstavljaju dvanaestu zasebnu grupu izdataka domaćinstava i odgovarajućih podataka o dohotku, odnosno ukupnim izdacima domaćinstava ocenjene su alternativne specifikacije Engelovih krivih izdataka domaćinstava Srbije i Crne Gore za sve godine posmatranog perioda pri čemu su u tabelama 7.38 i 7.39 prikazani rezultati za prvu i središnju godinu, dok su u Tabeli 7.40 prikazani rezultati za 2018. godinu za Srbiju. Primenom formula navedenih u šestom poglavlju disertacije, koje se koriste za aproksimaciju dohodnih elasticiteta za ceo period jednom (prosečnom vrednošću) u Tabeli 21. Prilog 3. prikazane su tipične (prosečne) vrednosti dohodnih elasticiteta za „Ostale izdatke“ u Srbiji i Crnoj Gori, za sve godine i za svaku konkretnu funkcionalnu formu Engelovih krivih.



Grafik 7.28 Dohodni elasticiteti izdataka za ostale lične predmete i ostale usluge u Srbiji (2006. i 2018. godine)

Izvor: Autor

Uzimajući u obzir kvalitet prilagođavanja pojedinih funkcionalnih formi empirijskim podacima o „Ostalim izdacima“ i ukupnim izdacima domaćinstava Srbije i Crne Gore mogu se izvesti tri osnovna zaključka. Prvo, dohodni elasticiteti izdataka za ovu grupu proizvoda i usluga su značajno veći od jedinice i u Srbiji i u Crnoj Gori, odakle sledi da je tražnja za proizvodima i uslugama iz ove grupe elastična u odnosu na dohodak domaćinstava. Drugo, raspon varijacije dohodnih elasticiteta za ovu grupu proizvoda je relativno uzak i u Srbiji i u Crnoj Gori. Treće, razlike u prosečnim vrednostima dohodnih elasticiteta obračunatih za domaćinstva Srbije i za domaćinstva Crne Gore, nije statistički značajna, tako da se uzorci domaćinstava iz Srbije i Crne Gore sa opservacijama koje se odnose na „Ostale izdatke“ i ukupne izdatke domaćinstava, mogu objediniti u jedinstven uzorak.

7.3 REZULTATI ANALIZE UTICAJA KVALITATIVNIH KARAKTERISTIKA NA BAZI MODELA JEDNE REGRESIONE JEDNAČINE

Pored dohotka, na tražnju, odnosno potrošnju pojedinih proizvoda i usluga lične potrošnje, utiču, kao što je više puta u disertaciji isticano, i brojni drugi faktori, pre svega oni koji se odnose na karakteristike članova domaćinstva, posebno karakteristike nosioca domaćinstva, te struktura domaćinstava u pogledu obrazovanja, broja članova, starosti, regionalne pripadnosti, radno-pravnog statusa i sl. U ovom odeljku biće ispitivan uticaj navedenih demografskih, socio-ekonomskih i drugih karakteristika domaćinstava u Srbiji na obim i strukturu njihove potrošnje, pri čemu će biti korišćen metod, odnosno model jedne regresione jednačine, dok će u posebnom odeljku ovog poglavlja taj uticaj biti kvantifikovan korišćenjem modela kompletnih sistema regresionih jednačina.

Prilikom kvantifikovanja uticaja karakteristika domaćinstva, odnosno nosioca domaćinstva, koje u stvari predstavljaju kvalitativne varijable i koje po svojoj prirodi imaju funkciju kontrolnih varijabli, tj. varijabli za koje se pretpostavlja da pored dohotka utiču na zavisnost izdataka za pojedine proizvode od dohotka potrošača, korišćene su funkcionalne forme Engelovih krivih za koje je u prethodnom odeljku utvrđeno da na najbolji način reprezentuju proučavanu zavisnost, uključivanjem veštačkih varijabli na način koji je opisan u petom poglavlju.

Na primer, u slučaju kada log-log Engelova kriva predstavlja reprezentant zavisnosti izdataka za određenu grupu proizvoda (kao što je to recimo slučaj sa izdacima za hranu i bezalkoholna pića) kontrolne varijable uključuju se u model pomoću veštačkih varijabli z_1, z_2, \dots, z_K na sledeći način

$$(7.1) \quad \log Y_i = \alpha_i + \beta_i \log X + \sum_{k=1}^K \gamma_{ik} z_k + \sum_{k=1}^K \delta_{ik} \log X z_k + \varepsilon_i.$$

gde $\sum_{k=1}^K z_k$ obuhvata sve veštačke varijable, odnosno sve modalitete kontrolnih varijabli uključene u model, dok izraz $\sum_{k=1}^K X z_k$ obuhvata interakciju dohotka domaćinstva sa veštačkim varijablama, a ostali simboli imaju ranije navedeno značenje.

Jednačina 7.1 može da se napiše i u obliku

$$(7.2) \quad \log Y_i = \left(\alpha_i + \sum_{k=1}^K \gamma_{ik} z_k \right) + \left(\beta_i + \sum_{k=1}^K \delta_{ik} \log X z_k \right) \log X + \varepsilon_i$$

koji omogućava jednostavniju i jasniju interpretaciju ocenjenih parametara.

7.3.1 UTICAJ POLA NOSIOCA DOMAĆINSTVA

Uticaj pola nosioca domaćinstva na izdatke domaćinstva ispitivan je pomoću regresionog modela (formulisanog u obliku jedne regresione jednačine) uključivanjem ove varijable,

koja ima funkciju tzv. kontrolne varijable, u reprezentativnu funkcionalnu specifikaciju Engelove krive.

Kako varijabla Pol nosioca domaćinstva ima dva modaliteta - Muški i Ženski, odgovarajuću veštačku varijablu možemo formalno opisati pomoću varijable z_1

$$z_1 = \begin{cases} 1 - \text{domaćinstva u kojima je nosilac muškog pola} \\ 0 - \text{domaćinstva u kojima je nosilac ženskog pola} \end{cases}$$

tako da za domaćinstva u kojima je nosilac ženskog pola, analitički izraz funkcionalne forme (7.2) ima sledeći jednostavan oblik

$$(7.3) \quad \log Y_i = \alpha_i + \beta_i \log X + \varepsilon_i,$$

a za domaćinstava kod kojih je nosilac muškog pola funkcionalna forma (7.2) ima oblik

$$(7.4) \quad \log Y_i = (\alpha_i + \gamma_i) + (\beta_i + \delta_i) \log X + \varepsilon_i.$$

U Tabeli 7.41 prikazane su numeričke vrednosti parametara koji se odnose na odsečak i nagib ocenjene Engelove krive, kao i parametara koji izražavaju interakciju osnovne eksplanatorne i veštačke varijable, za odabrane godine (prvu, središnju i poslednju) analiziranog perioda. Broj zvezdica u navedenoj tabeli označava nivo signifikantnosti: tri zvezdice označavaju nivo signifikantnosti od 1%, dve zvezdice - nivo signifikantnosti 5%, jedna zvezdica - nivo signifikantnosti 10%.

Dok broj zvezdica uz parametar označava nivo signifikantnosti, dotle na osnovu znaka koji se odnose na odsečak i nagib ocenjenih Engelovih krivih za pojedine grupe proizvoda za slučajeve kada je nosilac domaćinstva ženskog pola (npr. u preseku prvog reda i prve kolone Tabele 7.41 posle polja 01 HIB u prvom redu pretkolone pol, u oznaci ženski, na osnovu njihovih numeričkih vrednosti može se izvesti zaključak u pogledu nivoa izdataka pri nultom nivou dohotka i stepena relativnog uticaja promena u dohotku domaćinstava na relativne (procentualne promene izdataka date kategorije domaćinstva).

U redovima u oznaci muški pol za svaku grupu proizvoda i za sve posmatrane godine prikazane su vrednosti ocenjenih parametara γ_i i δ_i koji figurišu u jednačini (7.4) i koji svojim znakom i brojčanom vrednošću ukazuju na to da li su izdaci za datu grupu proizvoda veći (ako je $\gamma_i > 0$) ili manji (ako je $\gamma_i < 0$) kod domaćinstava u kojima je muškarac nosilac u poređenju sa domaćinstvima u kojima je žena nosilac domaćinstva i koja se koriste kao referentna osnova za analizu.

Parametar δ_i koji reguliše svojim znakom i brojčanom vrednošću pokazuje da li pol nosioca domaćinstva utiče na porast ili smanjenje intenziteta uticaja dohotka na izdatke za datu grupu proizvoda.

Poređenjem položaja Engelove krive koji izražavaju zavisnost izdataka od dohotka, za domaćinstva u kojima je nosilac domaćinstva muškog pola i položaja Engelove krive koje izražavaju zavisnost izdataka od dohotka domaćinstva u kojima je nosilac ženskog pola može se zaključiti da li postoje značajne razlike u nivoima izdataka ove dve grupe domaćinstava i da li postoje značajne razlike u pogledu smera i intenziteta uticaja dohotka

na izdatke domaćinstava. Ukoliko se npr. odsecci i nagibi Engelovih krivih za ovako definisane dve grupe domaćinstava približno poklapaju, to znači da se skup domaćinstava može tretirati homogenim skupom u pogledu pola nosioca domaćinstva kao kontrolne varijable. U ovom slučaju Engelova kriva koja je ocenjena za nepodeljeni uzorak podjednako dobro reprezentuje uticaj dohotka na izdatke domaćinstava za jednu i za drugu kategoriju domaćinstava.

Tabela 7. 41 Ocenjeni parametri uticaja pola nosioca domaćinstva na izdatke domaćinstava u Srbiji u 2006, 2012. i 2018. godini

Grupa proizvoda	Pol	2006		2012		2018	
		Odsećak	Nagib	Odsećak	Nagib	Odsećak	Nagib
01 HIB	Ženski	2.169***	0.701***	2.406***	0.690***	2.503***	0.674***
	Muški	0.011	0.000	-0.048*	0.000*	-0.003	-0.000
02 AID	Ženski	236.167***	0.037***	157.238*	0.039***	-432.247***	0.057***
	Muški	100.450	-0.001	575.034**	-0.004	1100.343**	-0.012
03 OIB	Ženski	-825.428***	0.089***	-6.901***	1.346***	-7.250***	1.363***
	Muški	-624.310*	0.011	-0.152*	0.000*	-0.105*	0.000
04 SVG	Ženski	-0.400*	0.839***	0.000	0.829***	0.698***	0.760***
	Muški	-0.160***	0.000***	-0.152***	0.000**	-0.072*	0.000
05 ODS	Ženski	-3.054***	0.977***	-1.272***	0.821***	-1.921***	0.864***
	Muški	-0.174**	0.000	-0.104*	0.000	-0.065	0.000
06 ZDR	Ženski	129.989	0.037***	48.599	0.047***	547.915***	0.035***
	Muški	-151.017	0.009	704.039	-0.013	473.034	-0.011
07 TRS	Ženski	-9.097***	1.610***	-9.954***	1.654***	-8.259***	1.497***
	Muški	0.265***	-0.000	0.226**	-0.000	0.345***	-0.000
08 KOM	Ženski	-4.623***	1.094***	-2.568***	0.942***	-2.644***	0.962***
	Muški	-0.056	-0.000	-0.097**	0.000	-0.188***	0.000**
09 RIK	Ženski	-4.639***	1.115***	-5.138***	1.139***	-5.375***	1.163***
	Muški	0.006	-0.000*	0.041	-0.000*	-0.173**	0.000
10 OBR	Ženski	-1.864	0.844***	-7.915***	1.391***	-1.492	0.870***
	Muški	-0.327	0.000	-0.214	0.000	-0.238	0.000
11 RIH	Ženski	-2.015***	0.828***	-4.665***	1.097***	-3.366***	0.983***
	Muški	0.052	-0.000	0.170	-0.000	0.237***	-0.000***
12 ODU	Ženski	-5.060***	1.140***	-5.347***	1.193***	-3.702***	1.058***
	Muški	-0.254***	0.000	-0.117*	-0.000	-0.163***	0.000

Izvor: Autor

Imajući prethodno navedeno u vidu, na osnovu rezultata prezentovanih u Tabeli 7.41 može se zaključiti: (a) da pol nosioca domaćinstva u svim odabranim godinama u statistički značajnoj meri utiče na izdatke za odeću i obuću, stanovanje, vodu, struju gas i druga goriva i ostale lične predmete i ostale usluge; (b) da pol nosioca domaćinstva u dve od tri posmatrane godine značajno utiče na izdatke za alkoholna pića i duvan, održavanje i opremanje stana, transport i komunikacije; (c) samo u jednoj od tri posmatrane godine Pol nosioca domaćinstva se pokazao kao signifikantna varijabla za analizu izdataka za hranu i bezalkoholna pića i rekreaciju i kulturu; (d) u slučaju

preostalih grupa proizvoda i usluga pol nosioca domaćinstva ni u jednoj od posmatranih godina nije ispoljio signifikantan uticaj.

Istraživanjem uticaja pola nosioca domaćinstva na izdatke za pojedine grupe proizvoda usluga u poslednjih desetak godina bavio se veći broj autora. Davies (2011) je istraživao uticaj pola nosioca domaćinstva na izdatke u Malavima i došao do interesantnih rezultata koji otkrivaju da domaćinstva ove države u kojima je nosilac ženskog pola više izdvajaju za izdvajaju za žensku odeću, obrazovanje, sredstva za održavanje stana i ličnu higijenu, u poređenju sa domaćinstvima u kojima je nosilac muškog pola, pri čemu ova druga grupa domaćinstava izdvaja više za mušku odeću, gorivo i poklone nego domaćinstva u kojima je nosilac ženskog pola.

Aristei *et al.* (2008) na uzorku italijanskih domaćinstva su utvrdili da je pol nosioca domaćinstva varijabla koja značajno utiče na visinu izdataka za alkoholna pića i ustanovili, što je sasvim logično, da domaćinstva u kojima je nosilac muškarac imaju veće izdatke za alkohol. Do istih rezultata došli su i Yusof i Duasa (2010) proučavajući zavisnost izdataka od dohotka domaćinstva u Maleziji pri čemu su u model analize eksplicitno uključili varijablu Pol nosioca domaćinstva.

U literaturi iz ove oblasti publikovani su i rezultati istraživanja određenog broja autora čiji empirijski rezultati nisu potvrdili hipotezu o uticaja pola nosioca domaćinstva na obrasce potrošnje: Sekhampu i Niyimbanira (2013) i Ojoko i Umbugadu (2016) i dr.

7.3.2 UTICAJ NIVOVA OBRAZOVANJA NOSIOCA DOMAĆINSTVA

Uticaj stepena obrazovanja nosioca domaćinstva na potrošnju pojedinih grupa proizvoda i usluga ispitivan je na principijalno isti način kao što je ispitivan i uticaj pola nosioca domaćinstva.

S obzirom da varijabla Nivo obrazovanja nosioca domaćinstva ima četiri modaliteta (bez obrazovanja, osnovno, srednje i više/visoko obrazovanje), kreirane su tri veštačke varijable koje su uključene u model

$$z_{21} = \begin{cases} 1 - \text{nosilac domaćinstva ima stečeno osnovno obrazovanje} \\ 0 - \text{nosilac domaćinstva pripada nekoj od prestalih kategorija} \end{cases}$$

$$z_{22} = \begin{cases} 1 - \text{nosilac domaćinstva ima stečeno srednje obrazovanje} \\ 0 - \text{nosilac domaćinstva pripada nekoj od prestalih kategorija} \end{cases}$$

$$z_{23} = \begin{cases} 1 - \text{nosilac domaćinstva ima stečeno više/visoko obrazovanje} \\ 0 - \text{nosilac domaćinstva pripada nekoj od prestalih kategorija} \end{cases}$$

U ovom slučaju, kao što vidimo, kreirane su tri veštačke varijable za kontrolnu varijablu koja ima četiri modaliteta u skladu sa ekonometrijskom postavkom da se za kontrolnu varijablu sa S modaliteta uvodi $(S - 1)$ veštačkih varijabli u model koji uključuje slobodan član (odsečak).

U Tabeli 7.42 prikazane su ocenjene vrednosti parametara odgovarajućih funkcionalnih formi Engelovih krivih koje na najbolji način izražavaju zavisnost izdataka za svaku pojedinačnu grupu od ukupno 12 grupa proizvoda od dohotka domaćinstava. Na osnovu rezultata dobijenih za 2018. godinu može se zaključiti da je nivo obrazovanja nosioca domaćinstva signifikantno uticajan na izdatke opremu za stan i tekuće održavanje i na izdatke za ostale lične predmete i usluge, i to tako što porast stepena obrazovanja utiče na porast izdataka za opremanje i održavanje stana, pri čemu interakcija ove varijable sa visinom dohotka domaćinstava utiče na izdatke za ovu grupu proizvoda tako što porast nivoa obrazovanja „za jednu jedinicu“ dovodi do degresivnog (sve sporijeg) rasta izdataka, dok na primer kod grupe „Ostali lični predmeti i usluge“ sa porastom nivoa obrazovanja nosioca domaćinstva rastu izdaci za ovu grupu proizvoda i usluga nezavisno od visine dohotka domaćinstva, pri čemu je prirast izdataka konstantan.

Prezentovani rezultati istraživanja pokazuju da (u 2018. godini) varijabla Nivo obrazovanja nosioca domaćinstva delimično utiče na izdatke domaćinstava za četiri grupe proizvoda i usluga: hranu i bezalkoholna pića; stanovanje, vodu, struju, gas i druga goriva; komunikacije; i rekreaciju i kulturu.

Tabela 7.42 Ocenjeni parametri uticaja nivoa obrazovanja nosioca domaćinstva na izdatke domaćinstava u Srbiji u 2006, 2012. i 2018. godini

Grupa proizvoda	Stepen obrazovanja	2006		2012		2018	
		Odsečak	Nagib	Odsečak	Nagib	Odsečak	Nagib
01 HIB	Bez	2.169***	0.701***	2.406***	0.690***	2.503***	0.674***
	Osnovno	-0.024	-0.000	-0.045	0.000	-0.008	-0.000
	Srednje	-0.084	-0.000	-0.013	-0.000	0.002	-0.000*
	Više/Visoko	-0.106	-0.000	0.009	-0.000	0.026	-0.000*
02 AID	Bez	236.167***	0.037***	157.238*	0.039***	-432.247***	0.057***
	Osnovno	245.141	-0.018	447.677	-0.024	202.276	0.000
	Srednje	142.109	-0.021	390.553	-0.031	37.365	-0.003
	Više/Visoko	666.660*	-0.035**	608.481	-0.047**	-20.630	-0.018
03 OIB	Bez	-825.428***	0.089***	-6.901***	1.346***	-7.250***	1.363***
	Osnovno	-134.859	0.014	0.574*	-0.000*	0.216	-0.000
	Srednje	63.263	0.018	0.661**	-0.000**	0.110	-0.000
	Više/Visoko	780.859	0.010	0.916***	-0.000**	0.291	-0.000
04 SVG	Bez	-0.400*	0.839***	0.000	0.829***	0.698***	0.760***
	Osnovno	0.298**	-0.000	0.203	-0.000	-0.008	0.000
	Srednje	0.409***	-0.000	0.252*	-0.000	-0.034	0.000
	Više/Visoko	0.311*	-0.000	0.236	-0.000	-0.091	0.000**
05 ODS	Bez	-3.054***	0.977***	-1.272***	0.821***	-1.921***	0.864***
	Osnovno	0.343**	-0.000	0.373**	-0.000**	0.183*	-0.000**
	Srednje	0.488***	-0.000*	0.339**	-0.000**	0.222**	-0.000***
	Više/Visoko	0.498**	-0.000*	0.260	-0.000*	0.327***	-0.000***
06 ZDR	Bez	129.989	0.037***	48.599	0.047***	547.915***	0.035***
	Osnovno	-137.107	0.010	-424.192	0.026**	137.831	-0.015
	Srednje	-280.717	0.014	-1701.374**	0.048***	-324.941	-0.004
	Više/Visoko	355.117	-0.004	-2800.171*	0.064**	-1412.280	0.011

Grupa proizvoda	Stepen obrazovanja	2006		2012		2018	
		Odsečak	Nagib	Odsečak	Nagib	Odsečak	Nagib
07 TRS	Bez	-9.097***	1.610***	-9.954***	1.654***	-8.259***	1.497***
	Osnovno	-0.178	0.000	-0.081	-0.000	-0.069	0.000
	Srednje	0.082	0.000	0.145	-0.000	0.096	0.000
	Više/Visoko	0.314	0.000	0.135	-0.000	0.186	0.000
08 KOM	Bez	-4.623***	1.094***	-2.568***	0.942***	-2.644***	0.962***
	Osnovno	0.067	0.000	0.098	-0.000	-0.014	-0.000
	Srednje	0.243	0.000	0.217*	-0.000	0.252**	-0.000**
	Više/Visoko	0.344*	0.000	0.487***	-0.000	0.371***	-0.000**
09 RIK	Bez	-4.639***	1.115***	-5.138***	1.139***	-5.375***	1.163***
	Osnovno	0.061	0.000	-0.133	0.000	0.131	-0.000
	Srednje	0.252	0.000	0.102	0.000*	0.453*	-0.000
	Više/Visoko	0.562***	0.000	0.452	0.000	0.595**	-0.000
10 OBR	Bez	-1.864	0.844***	-7.915***	1.391***	-1.492	0.870***
	Osnovno	-1.528	0.000	0.107	0.000	-0.662	0.000
	Srednje	-1.273	0.000	0.909	0.000	0.310	-0.000
	Više/Visoko	-1.678	0.000*	1.757	0.000	-0.506	0.000
11 RIH	Bez	-2.015***	0.828***	-4.665***	1.097***	-3.366***	0.983***
	Osnovno	0.354	-0.000	-0.245	0.000	0.055	-0.000
	Srednje	0.393	-0.000	-0.300	0.000	0.106	-0.000
	Više/Visoko	0.626*	-0.000	-0.535	0.000*	0.119	0.000
12 ODU	Bez	-5.060***	1.140***	-5.347***	1.193***	-3.702***	1.058***
	Osnovno	0.467***	-0.000	0.163	0.000	0.156*	-0.000
	Srednje	0.612***	-0.000	0.239*	0.000	0.173*	-0.000
	Više/Visoko	0.851***	-0.000	0.356*	-0.000	0.241**	-0.000

Izvor: Autor

Na osnovu dobijenih rezultata može se videti da nivo obrazovanja nosioca domaćinstva nema statistički značajan uticaj niti na inicijalnom nivou izdataka, niti u interakciji sa dohotkom na izdatke za: alkoholna pića i duvan; odeću i obuću; zdravlje; transport; obrazovanje; i restorane i hotele. Na sličan način mogu se interpretirati i ocenjeni parametri regresionih modela izdataka za posmatranih 12 grupa proizvoda i usluga u 2006. i 2012. godini.

U poslednje dve decenije nekoliko poznatijih autora bavilo se istraživanjem uticaja obrazovanja nosioca domaćinstva na izdatke za pojedine grupe proizvoda i usluga: Abdulai, Jain i Sharma (1999) u Indiji; Davies (2011) u Malavima; i Ojoko i Ubugadu (2016) u Nigeriji; Uraz (2008) u Turskoj; Sekhampu i Niyimbanira (2013) u Južnoafričkoj Republici i dr.

7.3.3 UTICAJ STAROSTI NOSIOCA DOMAĆINSTVA

Pored ispitivanja uticaja dohotka na izdatke domaćinstava za svih 12 grupa proizvoda i usluga COICOP klasifikacije, empirijskom analizom kvantifikovan je uticaj varijable

Starost nosioca domaćinstva čije su vrednosti razvrstane u tri grupe (nosilac domaćinstva mlađi od 25 godina, nosilac domaćinstva između 25 i 65 godina starosti i nosilac domaćinstva stariji od 65 godina). Stoga je uticaj varijable Starost nosioca domaćinstva koja ima tri modaliteta modeliran pomoću sledeće dve veštačke varijable

$$z_{31} = \begin{cases} 1 - \text{nosilac domaćinstva ima između 25 i 65 godina} \\ 0 - \text{nosilac domaćinstva pripada nekoj od prestalih kategorija} \end{cases}$$

$$z_{32} = \begin{cases} 1 - \text{nosilac domaćinstva ima preko 65 godina} \\ 0 - \text{nosilac domaćinstva pripada nekoj od prestalih kategorija} \end{cases}$$

Rezultati kvantifikovanja uticaja starosti nosioca domaćinstva na potrošnju, koji su prikazani u Tabeli 7.43, pokazuju da varijabla Starost nosioca domaćinstva (potpuno ili delimično) utiče na izdatke svake druge grupe proizvoda, i to: (1) stanovanje, vodu, struju, gas i druga goriva, (2) zdravlje, (3) komunikacije, (4) alkoholna pića i duvan, (5) odeću i obuću i (6) transport.

Na osnovu dobijenih empirijskih rezultata može se takođe zaključiti da uticaj ove varijable nije isti na potrošnju domaćinstava u sve tri analizirane godine.

Tabela 7. 43 Ocenjeni parametri uticaja starosti nosioca domaćinstva na izdatke domaćinstava u Srbiji u 2006, 2012. i 2018. godini

Grupa proizvoda	Godine starosti	2006		2012		2018	
		Odsečak	Nagib	Odsečak	Nagib	Odsečak	Nagib
01 HIB	Do 25	2.169***	0.701***	2.406***	0.690***	2.503***	0.674***
	Od 25 do 65	0.337**	-0.000**	0.282**	-0.000	0.027	0.000
	Preko 65	0.381***	-0.000**	0.316**	-0.000*	0.085	0.000
02 AID	Do 25	236.167***	0.037***	157.238*	0.039***	-432.247***	0.057***
	Od 25 do 65	-189.335	0.009	428.082	0.001	-1002.646	0.030*
	Preko 65	-394.710	0.002	-71.642	-0.007	-1334.398	0.025
03 OIB	Do 25	-825.428***	0.089***	-6.901***	1.346***	-7.250***	1.363***
	Od 25 do 65	431.447	-0.043	-0.162	-0.000	0.095	-0.000**
	Preko 65	414.277	-0.048	-0.438	-0.000	-0.271	-0.000
04 SVG	Do 25	-0.400*	0.839***	0.000	0.829***	0.698***	0.760***
	Od 25 do 65	0.231	-0.000	-0.137	-0.000	0.397*	-0.000***
	Preko 65	0.313	-0.000	-0.009	-0.000	0.497**	-0.000***
05 ODS	Do 25	-3.054***	0.977***	-1.272***	0.821***	-1.921***	0.864***
	Od 25 do 65	0.009	0.000	-0.211	0.000**	0.220	0.000
	Preko 65	0.032	0.000	-0.212	0.000**	0.276	-0.000
06 ZDR	Do 25	129.989	0.037***	48.599	0.047***	547.915***	0.035***
	Od 25 do 65	-273.571	0.028	641.467	0.018	-1391.000	0.049**
	Preko 65	-183.595	0.041*	2634.091	0.002	-756.544	0.062**
07 TRS	Do 25	-9.097***	1.610***	-9.954***	1.654***	-8.259***	1.497***
	Od 25 do 65	0.058	0.000	0.815**	-0.000	0.594*	-0.000*
	Preko 65	-0.166	0.000	0.493	0.000	0.390	-0.000
08 KOM	Do 25	-4.623***	1.094***	-2.568***	0.942***	-2.644***	0.962***
	Od 25 do 65	0.273	-0.000	0.418	-0.000	0.645***	-0.000***
	Preko 65	0.026	-0.000	0.346	-0.000	0.617***	-0.000***

Grupa proizvoda	Godine starosti	2006		2012		2018	
		Odsečak	Nagib	Odsečak	Nagib	Odsečak	Nagib
09 RIK	Do 25	-4.639***	1.115***	-5.138***	1.139***	-5.375***	1.163***
	Od 25 do 65	0.398	-0.000	0.552	-0.000	0.129	-0.000
	Preko 65	0.385	-0.000	0.734	-0.000	0.265	-0.000
10 OBR	Do 25	-1.864	0.844***	-7.915***	1.391***	-1.492	0.870***
	Od 25 do 65	0.282	-0.000*	-0.726	0.000	0.437	-0.000
	Preko 65	0.484	-0.000*	-1.005	0.000	0.116	-0.000
11 RIH	Do 25	-2.015***	0.828***	-4.665***	1.097***	-3.366***	0.983***
	Od 25 do 65	-0.417	0.000	0.519	-0.000	-0.024	-0.000
	Preko 65	-0.384	0.000	0.172	-0.000	-0.375	0.000
12 ODU	Do 25	-5.060***	1.140***	-5.347***	1.193***	-3.702***	1.058***
	Od 25 do 65	-0.062	0.000	-0.308	0.000	0.267	-0.000
	Preko 65	-0.143	0.000	-0.444*	0.000*	0.153	-0.000

Izvor: Autor

U poslednjih dvadesetak godina uticaj ove varijable na potrošnju proučavali su brojni autori, među kojima su najznačajniji: Abdulai (2002) u Švajcarskoj; Lyssioutou, Pashardes i Stengos (2002) u Velikoj Britaniji; Machado i Cardoso (2003) u Portugalu; Uraz (2008) u Turskoj; Yusof i Duasa (2010) u Maleziji; De Agostini (2014) u Nigeriji; Hasan (2016) u Bangladešu; Ojoko i Ubugadu (2016) u Nigeriji; Siami-Naimi (2017) u SAD i dr.

7.3.4 UTICAJ EKONOMSKE AKTIVNOSTI NOSIOCA DOMAĆINSTVA

U empirijskim analizama uticaja dohotka na potrošnju pojedinih grupa proizvoda i usluga neki autori (npr. Sawtelle (1993) u SAD, Beneito (2003) u Španiji, Sekhampu i Niyimbanira (2013) u Južnoafričkoj Republici) u regresione jednačine potrošnje uključuju ekonomsku aktivnost nosioca domaćinstva kao kontrolnu varijablu da bi se kvantifikovao njen uticaj na obrasce ponašanja domaćinstava u potrošnji, odnosno da bi se izolovao uticaj ove varijable, te utvrdio čist uticaj dohotka na izdatke domaćinstava za pojedine grupe proizvoda i usluga.

Prema podacima obuhvaćenim anketama o potrošnji domaćinstava u Srbiji postoje dva osnovna modaliteta varijable Ekonomska aktivnost koji odgovaraju dvema grupama domaćinstava: prvu grupu čine domaćinstva kod kojih je nosilac domaćinstva zaposlen (zaposlen kod poslodavca, zaposlen u sopstvenoj firmi bez dodatnih zaposlenih i zaposlen u sopstvenoj firmi sa drugim zaposlenima), dok drugu grupu domaćinstava čine sve preostale kategorije domaćinstava koje su definisane kao domaćinstva u kojima je nosilac nezaposleno lice.

Uticaj proučavane kontrolne varijable koja ima dva modaliteta, modeliran je pomoću jedne veštačke varijable

$$z_4 = \begin{cases} 1 - \text{nosilac domaćinstva zaposlen} \\ 0 - \text{nosilac domaćinstva nezaposlen} \end{cases}$$

S obzirom na to da posmatrana varijabla ima samo dva modaliteta, jedan modalitet, nosilac domaćinstva je nezaposleno lice, korišćen je kao bazni modalitet u odnosu na koji se mogu jednostavno interpretirati vrednosti parametara ocenjenog regresionog modela za domaćinstva kod kojih posmatrana varijabla uzima drugu vrednost modaliteta $z_4 = 1$ tj. kod kojih je nosilac domaćinstva u ekonomskom pogledu aktivan.

Tako na primer, na osnovu rezultata prikazanih u Tabeli 7.44 može se izvesti zaključak da varijabla Ekonomska aktivnost nosioca domaćinstva nema statistički značajan i stabilan uticaj u sve tri godine analiziranog perioda ni u jednom slučaju, tj. ni za jednu grupu proizvoda i usluga.

U dve od tri analizirane godine potvrđena je hipoteza o statistički značajnom uticaju (na inicijalnom nivou potrošnje) posmatrane varijable na izdatke za stanovanje, vodu, struju, gas i druga goriva i komunikacije.

Tabela 7. 44 Ocenjeni parametri uticaja aktivnosti nosioca domaćinstva na izdatke domaćinstava u Srbiji u 2006, 2012. i 2018. godini

Grupa proizvoda	Kontrolni modalitet	2006		2012		2018	
		Odsečak	Nagib	Odsečak	Nagib	Odsečak	Nagib
01 HIB	Nezaposlen	2.169***	0.701***	2.406***	0.690***	2.503***	0.674***
	Zaposlen	0.052*	-0.000	0.026	-0.000	0.004	-0.000
02 AID	Nezaposlen	236.167***	0.037***	157.238*	0.039***	-432.247***	0.057***
	Zaposlen	263.532	-0.006	634.118*	-0.009	506.826	-0.010
03 OIB	Nezaposlen	-825.428***	0.089***	-6.901***	1.346***	-7.250***	1.363***
	Zaposlen	446.626	-0.001	-0.050	0.000	0.122*	0.000
04 SVG	Nezaposlen	-0.400*	0.839***	0.000	0.829***	0.698***	0.760***
	Zaposlen	-0.155**	0.000	-0.097*	0.000	-0.067	0.000
05 ODS	Nezaposlen	-3.054***	0.977***	-1.272***	0.821***	-1.921***	0.864***
	Zaposlen	0.064	-0.000	0.038	0.000	-0.098*	0.000
06 ZDR	Nezaposlen	129.989	0.037***	48.599	0.047***	547.915***	0.035***
	Zaposlen	102.188	-0.021	730.726	-0.034	-586.618	-0.006
07 TRS	Nezaposlen	-9.097***	1.610***	-9.954***	1.654***	-8.259***	1.497***
	Zaposlen	0.079	-0.000	0.053	0.000	0.257***	0.000
08 KOM	Nezaposlen	-4.623***	1.094***	-2.568***	0.942***	-2.644***	0.962***
	Zaposlen	-0.041	0.000	0.111**	-0.000	0.155***	-0.000
09 RIK	Nezaposlen	-4.639***	1.115***	-5.138***	1.139***	-5.375***	1.163***
	Zaposlen	-0.013	0.000	-0.238**	0.000***	-0.011	0.000
10 OBR	Nezaposlen	-1.864	0.844***	-7.915***	1.391***	-1.492	0.870***
	Zaposlen	-0.086	0.000	-0.533	0.000	-0.245	0.000
11 RIH	Nezaposlen	-2.015***	0.828***	-4.665***	1.097***	-3.366***	0.983***
	Zaposlen	0.061	0.000	0.023	-0.000	0.196**	0.000
12 ODU	Nezaposlen	-5.060***	1.140***	-5.347***	1.193***	-3.702***	1.058***
	Zaposlen	0.043	-0.000	0.004	0.000	-0.127**	0.000**

Izvor: Autor

Međutim, ako se posmatra uticaj ekonomske aktivnosti domaćinstva na potrošnju samo u jednoj, bilo kojoj od tri godine analiziranog perioda, može se uočiti da se ova varijabla

pokazala signifikantnom gotovo kod svih grupa izdataka, osim na izdatke za zdravlje i obrazovanje kod kojih ni u jednoj godini nije registrovan značajan uticaj, kako na inicijalnom nivou, tako ni u interakciji sa dohotkom kao eksplanatornom varijablom.

7.3.5 UTICAJ VELIČINE DOMAĆINSTVA

Veličina domaćinstva, merena brojem članova domaćinstva, po svojoj prirodi predstavlja numeričku varijablu koja može direktno, bez transformacija, da se uključi u Engelow model potrošnje. Međutim, ova (metrička) varijabla, čije su vrednosti izvorno merene na relacionoj skali (1,2,3, ..., s), gde s označava maksimalan broj članova domaćinstva, transformisana je u novu (kategorijalnu) varijablu sa četiri modaliteta: 1 - jednočlana domaćinstva; 2 - domaćinstva sa dva, tri ili četiri člana; 3 - domaćinstva koja obuhvataju od pet do sedam članova; i 4 - domaćinstva sa više od sedam članova.

Nova varijabla, koja ima četiri modaliteta, uključena je u regresioni model potrošnje pomoću sledeće tri veštačke varijable:

$$z_{51} = \begin{cases} 1 - \text{domaćinstva koja obuhvataju 2 - 4 člana} \\ 0 - \text{sva ostala domaćinstva} \end{cases}$$

$$z_{52} = \begin{cases} 1 - \text{domaćinstva koja obuhvataju 5 - 7 članova} \\ 0 - \text{sva ostala domaćinstva} \end{cases}$$

$$z_{53} = \begin{cases} 1 - \text{domaćinstva koja obuhvataju više od sedam članova} \\ 0 - \text{sva ostala domaćinstva} \end{cases}$$

Na osnovu empirijskih rezultata, prezentovanih u Tabeli 7.45, može se zaključiti da najveći uticaj varijabla Veličina domaćinstva ima na izdatke za hranu i bezalkoholna pića, gde sa povećanjem broja članova rastu izdaci domaćinstava za ovu grupu proizvoda, i to kako na inicijalnom nivou potrošnje tako i u interakciji sa dohotkom. Puni uticaj varijabla Veličina domaćinstva ima i na granične izdatke za komunikacije.

U 2018. godini, na primer, veličina domaćinstva ima signifikantan, ali delimičan uticaj na izdatke za većinu grupa proizvoda. Bilo na inicijalnom nivou potrošnje ili u interakciji sa dohotkom, veličina domaćinstva utiče na izdatke za: alkoholna pića i duvan; odeću i obuću; stanovanje, vodu, struju, gas i druga goriva, opremanje i održavanje stana; zdravlje; transport; rekreaciju i kulturu; restorane i hotele.

Tabela 7. 45 Ocenjeni parametri uticaja veličine domaćinstva na izdatke domaćinstava u Srbiji u 2006, 2012. i 2018. godini

Grupa proizvoda	Broj članova	2006		2012		2018	
		Odsečak	Nagib	Odsečak	Nagib	Odsečak	Nagib
01 HIB	1	2.169***	0.701***	2.406***	0.690***	2.503***	0.674***
	2-4	-0.014	0.000**	0.153***	0.000	0.084**	0.000*
	5-7	0.062	0.000***	0.284***	0.000	0.149**	0.000*
	>7	0.160*	0.000***	0.417***	0.000	0.476***	0.000

Grupa proizvoda	Broj članova	2006		2012		2018	
		Odsečak	Nagib	Odsečak	Nagib	Odsečak	Nagib
02 AID	1	236.167***	0.037***	157.238*	0.039***	-432.247***	0.057***
	2-4	-7.186	0.010	-177.850	-0.000	-1053.679**	0.019*
	5-7	140.692	0.009	-730.549	0.009	-1854.149*	0.023*
	>7	633.913	-0.008	1381.999	-0.010	-1349.222	0.024
03 OIB	1	-825.428***	0.089***	-6.901***	1.346***	-7.250***	1.363***
	2-4	-36.682	0.020	0.023	0.000	0.095	0.000
	5-7	-842.903	0.050**	0.078	0.000**	0.366**	0.000
	>7	-1566.625*	0.055**	0.028	0.000**	-0.241	0.000**
04 SVG	1	-0.400*	0.839***	0.000	0.829***	0.698***	0.760***
	2-4	-0.108	0.000	-0.029	-0.000*	-0.145**	0.000
	5-7	-0.333***	0.000	-0.400***	0.000	-0.473***	0.000**
	>7	-0.443*	0.000	-0.821***	0.000	-0.227	0.000
05 ODS	1	-3.054***	0.977***	-1.272***	0.821***	-1.921***	0.864***
	2-4	-0.026	0.000	0.183**	-0.000	0.062	0.000
	5-7	-0.110	0.000	0.158	0.000	0.065	0.000
	>7	-0.270	0.000	0.108	0.000	-0.236	0.000*
06 ZDR	1	129.989	0.037***	48.599	0.047***	547.915***	0.035***
	2-4	-20.294	-0.013	-461.095	-0.002	399.004	-0.021
	5-7	132.393	-0.028	-1069.185	-0.008	814.660	-0.031*
	>7	-560.687	-0.005	1207.256	-0.031	526.464	-0.028
07 TRS	1	-9.097***	1.610***	-9.954***	1.654***	-8.259***	1.497***
	2-4	0.046	0.000	-0.207	0.000**	0.006	0.000
	5-7	0.274	0.000	-0.006	0.000*	0.005	0.000
	>7	0.076	0.000	-0.538*	0.000*	-0.433	0.000*
08 KOM	1	-4.623***	1.094***	-2.568***	0.942***	-2.644***	0.962***
	2-4	0.018	0.000	0.006	0.000	0.039	0.000***
	5-7	0.061	0.000	-0.079	0.000	0.071	0.000***
	>7	0.124	0.000	-0.168	0.000	-0.518**	0.000***
09 RIK	1	-4.639***	1.115***	-5.138***	1.139***	-5.375***	1.163***
	2-4	-0.253**	0.000	-0.327**	0.000	-0.407**	0.000
	5-7	-0.438***	0.000*	-0.425**	0.000	-0.343	0.000
	>7	-0.198	0.000	0.412	-0.000	-0.428	0.000
10 OBR	1	-1.864	0.844***	-7.915***	1.391***	-1.492	0.870***
	2-4	-0.569	0.000	2.202	-0.000	-0.790	0.000
	5-7	-0.937	0.000	1.962	-0.000	-1.055	0.000
	>7	-0.271	0.000	3.896*	-0.000*	-0.653	-0.000
11 RIH	1	-2.015***	0.828***	-4.665***	1.097***	-3.366***	0.983***
	2-4	-0.390*	0.000	-0.227	-0.000	-0.200*	-0.000
	5-7	-0.524**	0.000	-0.343*	-0.000	-0.262*	-0.000
	>7	-0.711	0.000	-0.742**	0.000	-0.686	-0.000
12 ODU	1	-5.060***	1.140***	-5.347***	1.193***	-3.702***	1.058***
	2-4	0.164	0.000	0.146*	-0.000	0.070	0.000
	5-7	0.371***	0.000	0.380***	-0.000	0.139	0.000
	>7	0.445*	0.000	0.268	-0.000	-0.232	0.000

Izvor: Autor

Uticaj veličine domaćinstva na izdatke domaćinstava nekadašnje Jugoslavije ispitivao je Tričković (1971). Proučavajući posebno uticaj veličine domaćinstva na razlike u nivou potrošnje domaćinstava, on je otkrio nekoliko tipova odnosa: 1) značajni specifični efekat ekonomije obima potrošnje sa porastom veličine domaćinstva je uniformno izražen kod svih kategorija domaćinstava u slučaju izdataka za Stan, ogrev i osvetljenje; 2) približno jednaki specifični i ukupni efekat „ekonomije obima“ potrošnje, u slučaju izdataka za Higijenu i zdravlje kod svih kategorija domaćinstava i izdataka za Odeću i obuću kod radničkih domaćinstava; 3) u slučaju kada je specifični efekat manji od ukupnog, a potrošnja u odnosu na promene dohotka elastična, onda kombinovani efekat veličine domaćinstva deluje u pravcu povećanja izdataka sa porastom veličine domaćinstva, što je slučaj kod izdataka za Pokućstvo i nameštaj i Obrazovanje, razonodu i odmor za sve tri kategorije domaćinstava; 4) kod izdataka za Duvan je izuzetno naglašen efekat „ekonomije obima“ sa porastom veličine domaćinstava.

Proučavajući obrasce ponašanja domaćinstava u Švajcarskoj, Abdulai (2002) je ustanovio da je uticaj veličine domaćinstva na izdatke domaćinstava za hranu signifikantan.

Yeong-Sheng *et al.* (2008) su utvrdili da u Maleziji veličina domaćinstva utiče na izdatke za hranu koja se konzumira van kuće, tj. da domaćinstva sa većim brojem članova troše više na restoranske usluge nego domaćinstva sa manjim brojem članova. Mohamed, Abdullah i Radam (2009) su takođe utvrdili da veličina domaćinstava u Maleziji ima pozitivan uticaj na izdatke za hranu koja se priprema van kuće.

Da varijabla Veličina domaćinstva značajno utiče na izdatke za hranu potvrdili su takođe Dudek (2011) u Poljskoj i De Agostini (2014) u Velikoj Britaniji.

Autori Al-Habashneh i Al-Majali (2014), koji su proučavali potrošnju domaćinstava u Jordanu, došli su do zaključka da varijabla Veličina domaćinstva ne utiče značajno na izdatke za Stanovanje, Transportne i Zdravstvene usluge, dok je njen uticaj na sve ostale grupe izdataka signifikantan.

7.3.6 UTICAJ STEPENA URBANIZACIJE NASELJA KOJEM DOMAĆINSTVO PRIPADA

Uticaj stepena urbanizacije naselja kojem domaćinstvo pripada na izdatke takođe je ispitivan pomoću reprezentativnih funkcionalnih specifikacija Engelovih krivih formulisanih u obliku modela jedne regresione jednačine u kojoj se pored dohotka kao eksplanatorne varijable pojavljuje i ova binarna kovarijabla.

Varijabla Stepenu urbanizacija naselja kojem domaćinstvo pripada, klasifikuje sva domaćinstva u dve kategorije - Urbana i Ostala (seoska) domaćinstva, tako da je u model uvedena pomoću veštačke z_6

$$z_6 = \begin{cases} 1 - \text{domaćinstva koja pripadaju urbanim naseljima} \\ 0 - \text{domaćinstva koja pripadaju ostalim naseljima} \end{cases}$$

Sledstveno tome, za domaćinstva koja pripadaju ostalim tipovima naselja, analitički izraz funkcionalne forme (7.2) ima oblik

$$\log Y_i = \alpha_i + \beta_i \log X + \varepsilon_i,$$

a za domaćinstava koja pripadaju urbanim naseljima

$$\log Y_i = (\alpha_i + \gamma_i) + (\beta_i + \delta_i) \log X + \varepsilon_i.$$

Rezultati modeliranja uticaja varijable Stepen urbanizacije naselja kojem domaćinstvo pripada na izdatke domaćinstava u Srbiji u 2006, 2012. i 2018. godini prikazani su u Tabeli 7.46. Dobijeni rezultati otkrivaju da ne postoje statistički značajne razlike u nivou potrošnje između navedene dve kategorije domaćinstava, identifikovanih prema stepenu urbanizacije naselja u kojima žive, kod mnogih grupa proizvoda i usluga: hrana i bezalkoholna pića; alkoholnih pića i duvan; oprema za stan i tekuće održavanje stana; zdravlje; obrazovanje; i ostali lični predmeti i ostale usluge

Tabela 7. 46 Ocenjeni parametri uticaja stepena urbanizacije naselja kojem domaćinstvo pripada na izdatke domaćinstava u Srbiji u 2006, 2012. i 2018. godini

Grupa proizvoda	Stepen urbanizacije	2006		2012		2018	
		Odsečak	Nagib	Odsečak	Nagib	Odsečak	Nagib
01 HIB	Seosko	2.169***	0.701***	2.406***	0.690***	2.503***	0.674***
	Gradsko	-0.033	-0.000	0.017	-0.000	-0.028	0.000
02 AID	Seosko	236.167***	0.037***	157.238*	0.039***	-432.247***	0.057***
	Gradsko	64.672	-0.008	-150.795	0.004	-129.127	-0.010
03 OIB	Seosko	-825.428***	0.089***	-6.901***	1.346***	-7.250***	1.363***
	Gradsko	-476.675	0.024*	-0.087	0.000	-0.037	0.000
04 SVG	Seosko	-0.400*	0.839***	0.000	0.829***	0.698***	0.760***
	Gradsko	0.359***	-0.000**	-0.056	0.000	0.186***	-0.000**
05 ODS	Seosko	-3.054***	0.977***	-1.272***	0.821***	-1.921***	0.864***
	Gradsko	0.024	-0.000	-0.026	0.000	-0.053	0.000
06 ZDR	Seosko	129.989	0.037***	48.599	0.047***	547.915***	0.035***
	Gradsko	-239.046	0.007	-947.832	0.018	-67.210	0.001
07 TRS	Seosko	-9.097***	1.610***	-9.954***	1.654***	-8.259***	1.497***
	Gradsko	-0.178*	-0.000	0.174**	-0.000*	-0.180**	0.000
08 KOM	Seosko	-4.623***	1.094***	-2.568***	0.942***	-2.644***	0.962***
	Gradsko	0.022	0.000	-0.003	-0.000	0.079**	0.000
09 RIK	Seosko	-4.639***	1.115***	-5.138***	1.139***	-5.375***	1.163***
	Gradsko	0.157*	0.000*	0.019	-0.000	0.186	0.000
10 OBR	Seosko	-1.864	0.844***	-7.915***	1.391***	-1.492	0.870***
	Gradsko	0.112	0.000	-0.261	0.000	-0.431	0.000
11 RIH	Seosko	-2.015***	0.828***	-4.665***	1.097***	-3.366***	0.983***
	Gradsko	0.022	0.000	0.026	-0.000	0.187***	0.000
12 ODU	Seosko	-5.060***	1.140***	-5.347***	1.193***	-3.702***	1.058***
	Gradsko	0.001	0.000	-0.006	0.000	0.045	0.000

Izvor: Autor

Posmatrana (kontrolna) varijabla ima najznačajniji uticaj na izdatke za transport, i to kako na inicijalnom nivou izdataka, nezavisno od dohotka, tako i u interakciji sa dohotkom za sve tri godine analiziranog perioda.

U dve ili samo jednoj od tri godine za koje je sprovedeno istraživanje utvrđen je značajan uticaj stepena urbanizacije naselja kojem domaćinstvo pripada na izdatke domaćinstava za: odeću i obuću; stanovanje, vodu, struju, gas i druga goriva; komunikacije, rekreaciju i kulturu; i restorane i hotele.

Na osnovu ocenjenih parametara prikazanih u Tabeli 7.46 može se takođe zaključiti da je kod određenih kategorija izdataka (izdaci za: odeću i obuću; rekreaciju i kulturu; i restorane i hotele) granični prirast izdataka veći kod domaćinstava urbanih naselja u odnosu na ostala domaćinstva, dok je sasvim obrnuta situacija kod izdataka za stanovanje, vodu, struju, gas i druga goriva.

Postavku o statističkoj značajnosti uticaja stepena urbanizacije na obrasce ponašanja domaćinstava u potrošnji pojedinih grupa proizvoda i usluga potvrdili su, pored ostalih, sledeći istraživači: Mittal (2006) je utvrdio da kod domaćinstava u Indiji urbanizacija ima statistički značajan uticaj na izdatke za hranu; Yusof i Dusasa (2010) su utvrdili da u Maleziji domaćinstva koja pripadaju razvijenijim naseljima u poređenju sa domaćinstvima u manje razvijenim naseljima) više izdvajaju za: hranu koja se priprema i konzumira van kuće, kulturna dobra i proizvode za ličnu higijenu; Luo i Song (2012) su analizom potrošnje domaćinstava u Indiji ustanovili da postoji statistički značajna razlika u tražnji za proizvodima neophodnim za život, zatim za odećom, stanovanjem, zdravstvenom zaštitom, nameštajem, transportom i komunikacijama u ruralnim u odnosu na urbane kineske oblasti.

7.4 REZULTATI EKONOMETRIJSKE ANALIZE POTROŠNJE DOMAĆINSTAVA NA BAZI MODELA KOMPLETNIH SISTEMA JEDNAČINA

Na osnovu individualnih podataka o potrošnji, ukupnim izdacima i učešću izdataka domaćinstava u Srbiji, sadržanih u anketama o potrošnji domaćinstava, definisane su vrednosti odgovarajućih varijabli koje figurišu u AIDS modelu kompletnih sistema regresionih jednačina

$$w_i = \alpha_i + \sum_j \gamma_{ij} \log p_j + \beta_i \log\{x/P\} \quad i = 1, 2, \dots, n$$

i QUAIDS modelu (kompletnih sistema regresionih jednačina)

$$w_i = \alpha_i + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \ln p_j + \beta_i \ln \left[\frac{m}{a(\mathbf{p})} \right] + \frac{\lambda_i}{b(\mathbf{p})} \left\{ \ln \left[\frac{m}{a(\mathbf{p})} \right] \right\}^2 \quad i = 1, 2, \dots, n$$

koji su korišćeni za ocenjivanje uticaja dohotka (merenog na osnovu ukupnih izdataka domaćinstava za hranu i bezalkoholna pića), sopstvene cene i cena drugih proizvoda za 11 kategorija proizvoda iz grupe „Hrana i bezalkoholna pića“.

Modeli AIDS i QUAIDS korišćeni su i za ocene uticaja dohotka i cena na izdatke, odnosno na učešće izdataka za devet kategorija proizvoda iz podgrupe „Hrana“ koja je takođe tretirana kao relativno samostalan sistem potrošnje.

Ocenjene vrednosti parametara AIDS i QUADIS modela kompletnih sistema regresionih jednačina za navedene grupe proizvoda prikazane su respektivno u tabelama 7.47 i 7.48. Da bi se ispitala stabilnost preferencija domaćinstava u slučaju hrane posmatrane kao sistem potrošnje ocenjeni su modeli AIDS i QUAIDS sistema tražnje za pet godina, reprezentativnih za ceo analizirani period: 2006, 2009, 2012, 2015. i 2018. godinu. Dobijeni rezultati prikazani su u tabelama 7.49-7.58.

Na osnovu ocenjenih vrednosti parametara AIDS modela za Hranu i bezalkoholna pića u 2018. godini, njihovih standardnih grešaka, izračunatih vrednosti statistike t i empirijski ocenjene p -vrednosti možemo zaključiti sledeće: (1) dohodak domaćinstva u statistički značajnoj meri utiče na izdatke za sve kategorije proizvoda koji pripadaju grupi hrana i bezalkoholna pića, osim u slučaju ulja i masti i konditorskih proizvoda; (2) na izdatke za hleb i žitarice signifikantan je uticaj cena svih kategorija proizvoda iz ove grupe osim cene ribe; (3) na izdatke za meso statistički značajno utiču kako cene mesa, tako i cena svih ostalih deset kategorija proizvoda; (4) na izdatke za ribu utiču cene ribe, mesa, konditorskih i prehrambenih proizvoda, kao i cena kafe, čaja i kakao-proizvoda; (5) izdaci za mleko, sir i jaja u statistički značajnoj meri zavise od sopstvene cene i cene svih ostalih proizvoda, osim cene ribe; (6) u slučaju ulja i masti signifikantan je uticaj cena svih proizvoda osim cena ribe i prehrambenih proizvoda; (7) visina izdataka za voće u statistički značajnoj meri zavisi od cena svih navedenih kategorija proizvoda, osim od cena ribe, prehrambenih proizvoda i proizvoda iz kategorije kafa, čaj i kakao; (8) na izdatke za povrće značajno utiču cene svih onih kategorija proizvoda koje utiču i na izdatke za voće; (9) tražnja za konditorskim proizvodima zavisi od cene svih kategorija proizvoda osim od cene kafe i čaja, odnosno mineralne vode, napitaka i drugih pojedinačnih proizvoda iz ove kategorije; (10) na potrošnju prehrambenih proizvoda domaćinstava signifikantan uticaj ima osam od jedanaest posmatranih kategorija proizvoda; (11) na tražnju proizvoda iz grupe kafa, čaj i kakao utiču cene hleba i žitarica, mesa, ribe, mleka, sira, jaja, ulja i masti, i prehrambenih proizvoda; (12) na tražnju proizvodima iz kategorije „mineralna voda, napici, sokovi od voća i povrća“ utiču cene svih kategorija proizvoda iz posmatrane grupe osim cena konditorskih i prehrambenih proizvoda, i cene kategorije „kafa, čaj i kakao“.

Tabela 7. 47 Kompletan sistem izdataka za hranu i bezalkoholna pića u Srbiji u 2018. godini ocenjen pomoću AIDS modela

	α_i	β_i	γ_{i1}	γ_{i2}	γ_{i3}	γ_{i4}	γ_{i5}	γ_{i6}	γ_{i7}	γ_{i8}	γ_{i9}	γ_{i10}	γ_{i11}
HIC	0.216 (0.007)	-0.035 (0.004)	0.062 (0.001)										
MES	-0.098 (0.011)	0.022 (0.006)	-0.020 (0.001)	0.135 (0.002)									
RIB	0.000 (0.007)	0.031 (0.004)	0.000 (0.001)	-0.017 (0.002)	0.029 (0.001)								
MSJ	0.297 (0.009)	-0.039 (0.005)	-0.014 (0.001)	-0.020 (0.002)	0.000 (0.001)	0.048 (0.002)							
UIM	0.063 (0.003)	-0.001 (0.002)	-0.004 (0.000)	-0.006 (0.000)	0.000 (0.000)	-0.002 (0.000)	0.020 (0.000)						
VOĆ	0.130 (0.006)	-0.012 (0.003)	-0.008 (0.001)	-0.011 (0.001)	0.001 (0.001)	-0.004 (0.001)	-0.002 (0.000)	0.032 (0.001)					
PVR	0.208 (0.008)	-0.026 (0.004)	-0.011 (0.001)	-0.017 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.010 (0.001)	-0.002 (0.000)	-0.006 (0.001)	0.057 (0.001)				
KON	0.072 (0.006)	0.000 (0.003)	-0.003 (0.000)	-0.007 (0.001)	-0.001 (0.000)	-0.003 (0.001)	-0.001 (0.000)	-0.001 (0.000)	-0.005 (0.000)	0.022 (0.000)			
PRE	0.006 (0.007)	0.036 (0.004)	0.001 (0.001)	-0.011 (0.001)	-0.005 (0.001)	0.004 (0.001)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.000)	0.016 (0.001)		
KČK	-0.027 (0.004)	0.038 (0.002)	0.002 (0.001)	-0.018 (0.001)	-0.008 (0.001)	0.006 (0.001)	-0.001 (0.000)	0.000 (0.000)	0.001 (0.001)	-0.001 (0.000)	-0.004 (0.000)	0.021 (0.001)	
MNS	0.132 (0.005)	-0.013 (0.003)	-0.005 (0.001)	-0.007 (0.001)	0.001 (0.000)	-0.005 (0.001)	-0.002 (0.000)	-0.002 (0.000)	-0.005 (0.001)	0.000 (0.000)	0.001 (0.000)	0.001 (0.000)	0.025 (0.000)

Izvor: Autor

Tabela 7. 48 Kompletan sistem izdataka za hranu i bezalkoholna pića u Srbiji u 2018. godini ocenjen pomoću QUAIDS modela

	α_i	β_i	γ_{i1}	γ_{i2}	γ_{i3}	γ_{i4}	γ_{i5}	γ_{i6}	γ_{i7}	γ_{i8}	γ_{i9}	γ_{i10}	γ_{i11}	λ_i
HIC	0.204 (0.006)	-0.029 (0.007)	0.063 (0.001)											-0.001 (0.002)
MES	-0.196 (0.007)	0.216 (0.007)	-0.010 (0.003)	0.060 (0.005)										-0.060 (0.003)
RIB	0.036 (0.006)	0.027 (0.007)	-0.001 (0.001)	-0.024 (0.002)	0.031 (0.001)									-0.006 (0.002)
MSJ	0.298 (0.007)	-0.068 (0.008)	-0.015 (0.001)	0.003 (0.003)	0.000 (0.001)	0.044 (0.002)								0.010 (0.002)
UIM	0.072 (0.003)	-0.010 (0.004)	-0.005 (0.000)	-0.002 (0.001)	0.001 (0.000)	-0.004 (0.001)	0.020 (0.000)							0.001 (0.001)
VOĆ	0.124 (0.005)	-0.005 (0.006)	-0.007 (0.001)	-0.010 (0.002)	0.000 (0.001)	-0.004 (0.001)	-0.002 (0.000)	0.032 (0.001)						-0.002 (0.002)
PVR	0.202 (0.006)	-0.023 (0.008)	-0.011 (0.001)	-0.010 (0.003)	-0.002 (0.001)	-0.010 (0.001)	-0.002 (0.000)	-0.006 (0.001)	0.057 (0.001)					-0.001 (0.002)
KON	0.078 (0.005)	0.002 (0.006)	-0.003 (0.000)	-0.007 (0.002)	-0.001 (0.000)	-0.003 (0.001)	-0.001 (0.000)	-0.001 (0.000)	-0.005 (0.000)	0.022 (0.000)				-0.003 (0.002)
PRE	0.039 (0.006)	-0.121 (0.004)	-0.003 (0.001)	0.026 (0.002)	0.001 (0.001)	-0.007 (0.001)	-0.002 (0.001)	0.000 (0.001)	-0.003 (0.001)	0.000 (0.001)	-0.012 (0.001)			0.065 (0.001)
KČK	0.017 (0.003)	0.016 (0.004)	-0.001 (0.001)	-0.019 (0.002)	-0.004 (0.000)	0.002 (0.001)	0.000 (0.000)	-0.001 (0.000)	-0.002 (0.000)	-0.001 (0.000)	0.001 (0.001)	0.027 (0.001)		-0.002 (0.001)
MNS	0.124 (0.004)	-0.005 (0.005)	-0.005 (0.001)	-0.006 (0.002)	0.000 (0.000)	-0.004 (0.001)	-0.002 (0.000)	-0.002 (0.000)	-0.005 (0.001)	0.000 (0.000)	0.000 (0.001)	-0.001 (0.000)	0.026 (0.000)	-0.002 (0.001)

Izvor: Autor

U Tabeli 7.48 prikazane su ocenjene vrednosti parametara QUAIDS modela kompletnih sistema regresionih jednačina izdataka za hranu i bezalkoholna pića u Srbiji u 2018. godini. Na osnovu dobijenih rezultata možemo izvesti zaključak da: (1) dohodak domaćinstva (meren na prethodno opisan način) ima sličan signifikantan uticaj na izdatke za sve kategorije proizvoda grupe Hrana i bezalkoholna pića osim u slučaju voća, konditorskih proizvoda i mineralne vode, napitaka i sokova od voća i povrća; (2) dobijeni rezultati takođe ukazuju na to da je uticaj kvadratnog člana signifikantan u proseku u svakoj drugoj kategoriji proizvoda iz grupe Hrana i bezalkoholna pića; (3) kada je u pitanju uticaj cena pojedinih kategorija proizvoda na potrošnju proizvoda iz ove grupe, može se zaključiti da su rezultati dobijeni pomoću QUAIDS modela veoma slični rezultatima koji su dobijeni pomoću AIDS modela.

Rezultati primene AIDS i QUAIDS modela kompletnih sistema regresionih jednačina koji opisuju zavisnost promene učešća izdataka za pojedine kategorije proizvoda unutar grupe (sistema) hrane od dohotka (izraženog kao suma ukupnih izdataka domaćinstava za hranu), sopstvene cene i cene svih drugih proizvoda koji služe za ishranu, ispitivan je pomoću AIDS i QUAIDS modela u 2006, 2009, 2012, 2015. i 2018. godini, kao reprezentativnim tačkama analiziranog vremenskog intervala.

Rezultati obračuna parametara navedenih funkcionalnih formi kompletnih sistema za navedene godine, prikazani su u tabelama 7.49-7.58. Ne ulazeći u detaljniju analizu pojedinačnih rezultata koji su prikazani u prethodno navedenim tabelama, ukazujemo na sledeće: Prvo, u pogledu signifikantnosti uticaja dohotka na potrošnju pojedinih kategorija proizvoda ocenjenog pomoću AIDS modela ne postoje razlike između rezultata dobijanih 2018. i onih dobijenih 2015. i 2009. godine; u poređenju sa ovim godinama određene manje razlike u pogledu uticaja dohotka ispoljene su 2012. i 2006. godine, i to kod potrošnje konditorskih proizvoda (u 2012. godini) i prehrambenih proizvoda (u 2006. godini). Drugo, dohodak kao eksplanatorna varijabla potrošnje pojedinih proizvoda iz grupe hrana pokazao se kao signifikantna varijabla u objašnjenju varijacija u potrošnji gotovo svih proizvoda u svim godinama posmatranog perioda u QUAIDS modelu kompletnog sistema regresionih jednačina.

U pogledu broja kategorija proizvoda iz grupe hrana praktično ne postoje značajne razlike između AIDS i QUAIDS modela ni u jednoj od pet godina za koje je vršeno ocenjivanje uticaja dohotka na potrošnju.

Poređenjem ocenjenih regresionih koeficijenata γ_{ij} u modelima AIDS i QUAIDS koji su ocenjeni za pet karakterističnih godina analizom obuhvaćenog perioda (2006, 2009, 2012, 2015. i 2018) mogu se izvesti sledeći zaključci: (1) u 2006. godini neuporedivo je veći broj signifikantnih ocena cenovnih parametara u modelu QUAIDS nego u modelu AIDS; (2) prema modelu QUAIDS takođe je veći broj kategorija proizvoda čije cene utiču na potrošnju pojedinih proizvoda iz grupe hrana, nego što je to slučaj sa AIDS modelom; (3) u 2012. i 2015. godini situacija je sasvim obrnuta: model AIDS i u 2012. i u 2015. godini sadrži veći broj signifikantnih ocena cenovnih parametara nego model QUAIDS; (4) u

poslednjoj godini posmatranog perioda, u celini uzevši, ne postoje značajne razlike u ukupnom broju cenovnih varijabli čiji je uticaj na potrošnju pojedinih kategorija proizvoda koji služe za ishranu signifikantan u jednom i drugom modelu; (5) regresioni koeficijenti γ_{ij} i γ_{ji} za $i \neq j$ imaju iste vrednosti, što znači da je uticaj cene j -tog proizvoda na potrošnju i -tog proizvoda simetričan uticaju cene i -tog proizvoda na potrošnju j -tog proizvoda; (6) zbog ove osobine cenovnih parametara, koja je osigurana uvođenjem *a priori* ograničenja u model odgovarajuće matrice cenovnih koeficijenata koje su prikazane u tabelama 7.49-7.58 imaju oblik trougaonih matrica.

Tabela 7. 49 Kompletan sistem izdataka za hranu u Srbiji u 2006. godini ocenjen pomoću AIDS modela

	α_i	β_i	γ_{i1}	γ_{i2}	γ_{i3}	γ_{i4}	γ_{i5}	γ_{i6}	γ_{i7}	γ_{i8}	γ_{i9}
HIC	0.248 (0.008)	-0.049 (0.006)	0.072 (0.003)								
MES	-0.189 (0.007)	0.127 (0.007)	-0.005 (0.004)	0.069 (0.007)							
RIB	-0.004 (0.007)	0.067 (0.005)	0.005 (0.002)	-0.052 (0.003)	0.029 (0.002)						
MSJ	0.312 (0.007)	-0.054 (0.006)	-0.022 (0.004)	0.004 (0.004)	0.007 (0.002)	0.050 (0.003)					
UIM	0.086 (0.003)	-0.008 (0.003)	-0.007 (0.001)	-0.005 (0.002)	-0.001 (0.001)	-0.006 (0.001)	0.029 (0.000)				
VOĆ	0.144 (0.005)	-0.024 (0.004)	-0.013 (0.001)	-0.001 (0.002)	0.004 (0.001)	-0.009 (0.001)	-0.003 (0.000)	0.033 (0.001)			
PVR	0.237 (0.007)	-0.048 (0.005)	-0.023 (0.002)	0.002 (0.003)	0.008 (0.002)	-0.017 (0.002)	-0.006 (0.001)	-0.010 (0.001)	0.053 (0.002)		
KON	0.107 (0.006)	-0.009 (0.005)	-0.006 (0.001)	-0.009 (0.002)	-0.001 (0.001)	-0.006 (0.001)	-0.002 (0.000)	-0.001 (0.001)	-0.006 (0.001)	0.030 (0.001)	
PRE	0.060 (0.004)	-0.004 (0.003)	-0.002 (0.001)	-0.002 (0.002)	0.000 (0.001)	-0.002 (0.001)	0.000 (0.000)	-0.001 (0.000)	-0.002 (0.001)	0.000 (0.000)	0.010 (0.000)

Izvor: Autor

Tabela 7. 50 Kompletan sistem izdataka za hranu u Srbiji u 2006. godini ocenjen pomoću QUAIDS modela

	α_i	β_i	γ_{i1}	γ_{i2}	γ_{i3}	γ_{i4}	γ_{i5}	γ_{i6}	γ_{i7}	γ_{i8}	γ_{i9}	λ_i
HIC	0.241 (0.010)	-0.030 (0.008)	0.078 (0.002)									0.001 (0.003)
MES	0.044 (0.010)	-0.125 (0.007)	-0.030 (0.002)	0.117 (0.003)								0.040 (0.002)
RIB	-0.311 (0.005)	0.329 (0.004)	0.008 (0.003)	0.013 (0.003)	-0.077 (0.002)							-0.062 (0.002)
MSJ	0.343 (0.008)	-0.070 (0.007)	-0.014 (0.001)	-0.037 (0.002)	0.023 (0.003)	0.059 (0.002)						0.015 (0.002)
UIM	0.075 (0.004)	0.005 (0.004)	-0.006 (0.001)	-0.006 (0.001)	-0.003 (0.001)	-0.004 (0.001)	0.029 (0.000)					-0.003 (0.001)
VOĆ	0.136 (0.007)	-0.008 (0.005)	-0.011 (0.001)	-0.011 (0.002)	0.004 (0.002)	-0.005 (0.001)	-0.003 (0.000)	0.034 (0.001)				-0.003 (0.002)
PVR	0.254 (0.008)	-0.049 (0.007)	-0.017 (0.001)	-0.025 (0.002)	0.017 (0.002)	-0.011 (0.001)	-0.005 (0.000)	-0.007 (0.001)	0.057 (0.002)			0.005 (0.002)
KON	0.130 (0.007)	-0.024 (0.006)	-0.006 (0.001)	-0.014 (0.001)	0.006 (0.002)	-0.007 (0.001)	-0.001 (0.000)	-0.001 (0.001)	-0.006 (0.001)	0.029 (0.001)		0.002 (0.002)
PRE	0.088 (0.004)	-0.028 (0.004)	-0.002 (0.001)	-0.008 (0.001)	0.009 (0.001)	-0.003 (0.001)	0.000 (0.000)	-0.001 (0.000)	-0.002 (0.001)	-0.001 (0.000)	0.009 (0.001)	0.006 (0.001)

Izvor: Autor

Tabela 7. 51 Kompletan sistem izdataka za hranu u Srbiji u 2009. godini ocenjen pomoću AIDS modela

	α_i	β_i	γ_{i1}	γ_{i2}	γ_{i3}	γ_{i4}	γ_{i5}	γ_{i6}	γ_{i7}	γ_{i8}	γ_{i9}
HIC	0.274 (0.007)	-0.069 (0.005)	0.068 (0.004)								
MES	-0.210 (0.006)	0.140 (0.006)	0.003 (0.002)	0.062 (0.007)							
RIB	-0.009 (0.005)	0.068 (0.004)	0.009 (0.002)	-0.051 (0.002)	0.019 (0.002)						
MSJ	0.325 (0.007)	-0.059 (0.006)	-0.029 (0.001)	0.004 (0.004)	0.011 (0.002)	0.058 (0.003)					
UIM	0.072 (0.003)	0.003 (0.002)	-0.004 (0.001)	-0.011 (0.002)	-0.002 (0.001)	-0.001 (0.001)	0.023 (0.000)				
VOĆ	0.148 (0.005)	-0.025 (0.004)	-0.015 (0.001)	0.000 (0.002)	0.006 (0.001)	-0.012 (0.001)	-0.001 (0.000)	0.032 (0.001)			
PVR	0.230 (0.006)	-0.036 (0.005)	-0.025 (0.001)	-0.003 (0.003)	0.005 (0.001)	-0.020 (0.002)	-0.003 (0.001)	-0.007 (0.001)	0.060 (0.002)		
KON	0.096 (0.005)	-0.006 (0.004)	-0.004 (0.001)	-0.008 (0.002)	0.000 (0.001)	-0.006 (0.001)	-0.001 (0.000)	-0.002 (0.000)	-0.005 (0.001)	0.026 (0.001)	
PRE	0.075 (0.003)	-0.016 (0.003)	-0.004 (0.001)	0.004 (0.002)	0.003 (0.001)	-0.006 (0.001)	0.000 (0.000)	-0.002 (0.000)	-0.004 (0.001)	0.000 (0.001)	0.009 (0.000)

Izvor: Autor

Tabela 7. 52 Kompletan sistem izdataka za hranu u Srbiji u 2009. godini ocenjen pomoću QUAIDS modela

	α_i	β_i	γ_{i1}	γ_{i2}	γ_{i3}	γ_{i4}	γ_{i5}	γ_{i6}	γ_{i7}	γ_{i8}	γ_{i9}	λ_i
HIC	0.208 (0.009)	0.005 (0.008)	0.077 (0.002)									-0.015 (0.002)
MES	0.018 (0.010)	-0.102 (0.008)	-0.017 (0.002)	0.100 (0.003)								0.049 (0.002)
RIB	-0.258 (0.005)	0.285 (0.004)	0.002 (0.003)	-0.006 (0.003)	-0.058 (0.002)							-0.048 (0.001)
MSJ	0.347 (0.009)	-0.069 (0.008)	-0.020 (0.001)	-0.025 (0.002)	0.024 (0.002)	0.063 (0.002)						0.006 (0.002)
UIM	0.084 (0.005)	-0.009 (0.004)	-0.005 (0.000)	-0.010 (0.001)	0.001 (0.001)	-0.003 (0.001)	0.023 (0.000)					0.002 (0.001)
VOĆ	0.151 (0.007)	-0.021 (0.006)	-0.012 (0.001)	-0.009 (0.001)	0.010 (0.002)	-0.010 (0.001)	-0.002 (0.000)	0.032 (0.001)				-0.001 (0.002)
PVR	0.262 (0.008)	-0.058 (0.007)	-0.020 (0.001)	-0.020 (0.002)	0.019 (0.002)	-0.019 (0.001)	-0.004 (0.000)	-0.007 (0.001)	0.059 (0.001)			0.006 (0.002)
KON	0.110 (0.006)	-0.015 (0.005)	-0.004 (0.001)	-0.010 (0.001)	0.004 (0.002)	-0.007 (0.001)	-0.001 (0.000)	-0.002 (0.000)	-0.005 (0.001)	0.026 (0.001)		0.001 (0.001)
PRE	0.077 (0.004)	-0.014 (0.004)	-0.002 (0.001)	-0.003 (0.001)	0.005 (0.001)	-0.005 (0.001)	0.000 (0.000)	-0.001 (0.000)	-0.003 (0.001)	0.000 (0.000)	0.009 (0.000)	0.000 (0.001)

Izvor: Autor

Tabela 7. 53 Kompletan sistem izdataka za hranu u Srbiji u 2012. godini ocenjen pomoću AIDS modela

	α_i	β_i	γ_{i1}	γ_{i2}	γ_{i3}	γ_{i4}	γ_{i5}	γ_{i6}	γ_{i7}	γ_{i8}	γ_{i9}
HIC	0.241 (0.007)	-0.046 (0.005)	0.078 (0.002)								
MES	-0.148 (0.007)	0.087 (0.006)	-0.015 (0.002)	0.103 (0.004)							
RIB	-0.073 (0.005)	0.109 (0.003)	0.009 (0.002)	-0.051 (0.002)	0.003 (0.002)						
MSJ	0.332 (0.007)	-0.056 (0.006)	-0.023 (0.001)	-0.009 (0.003)	0.017 (0.002)	0.064 (0.003)					
UIM	0.072 (0.003)	0.003 (0.002)	-0.004 (0.001)	-0.011 (0.001)	-0.002 (0.001)	-0.004 (0.001)	0.026 (0.000)				
VOĆ	0.160 (0.005)	-0.024 (0.004)	-0.015 (0.001)	-0.007 (0.002)	0.008 (0.001)	-0.011 (0.001)	-0.002 (0.000)	0.036 (0.001)			
PVR	0.248 (0.006)	-0.047 (0.005)	-0.023 (0.001)	-0.005 (0.002)	0.011 (0.002)	-0.022 (0.001)	-0.003 (0.001)	-0.007 (0.001)	0.058 (0.002)		
KON	0.093 (0.005)	-0.010 (0.003)	-0.004 (0.001)	-0.006 (0.001)	0.001 (0.001)	-0.008 (0.001)	-0.001 (0.000)	-0.001 (0.000)	-0.005 (0.001)	0.025 (0.001)	
PRE	0.075 (0.003)	-0.016 (0.002)	-0.003 (0.001)	0.001 (0.001)	0.003 (0.001)	-0.005 (0.001)	0.000 (0.000)	-0.002 (0.000)	-0.004 (0.001)	0.000 (0.000)	0.008 (0.000)

Izvor: Autor

Tabela 7. 54 Kompletan sistem izdataka za hranu u Srbiji u 2012. godini ocenjen pomoću QUAIDS modela

	α_i	β_i	γ_{i1}	γ_{i2}	γ_{i3}	γ_{i4}	γ_{i5}	γ_{i6}	γ_{i7}	γ_{i8}	γ_{i9}	λ_i
HIC	0.230 (0.006)	-0.035 (0.008)	0.077 (0.002)									-0.006 (0.003)
MES	-0.234 (0.006)	0.306 (0.005)	-0.004 (0.004)	-0.013 (0.006)								-0.079 (0.003)
RIB	0.059 (0.005)	-0.124 (0.004)	-0.001 (0.001)	0.010 (0.003)	-0.006 (0.001)							0.083 (0.001)
MSJ	0.318 (0.006)	-0.054 (0.008)	-0.024 (0.001)	0.007 (0.004)	0.001 (0.001)	0.064 (0.003)						0.000 (0.003)
UIM	0.074 (0.002)	0.003 (0.004)	-0.004 (0.001)	-0.010 (0.002)	0.000 (0.001)	-0.004 (0.001)	0.026 (0.000)					-0.001 (0.001)
VOĆ	0.148 (0.004)	-0.006 (0.006)	-0.014 (0.001)	-0.007 (0.003)	0.004 (0.001)	-0.010 (0.001)	-0.002 (0.000)	0.037 (0.001)				-0.006 (0.002)
PVR	0.228 (0.005)	-0.031 (0.007)	-0.022 (0.001)	0.001 (0.004)	0.000 (0.001)	-0.020 (0.001)	-0.004 (0.000)	-0.006 (0.001)	0.060 (0.001)			-0.004 (0.002)
KON	0.107 (0.004)	-0.047 (0.005)	-0.006 (0.001)	0.012 (0.003)	-0.009 (0.001)	-0.011 (0.001)	-0.001 (0.000)	-0.001 (0.001)	-0.006 (0.001)	0.023 (0.001)		0.014 (0.002)
PRE	0.070 (0.003)	-0.011 (0.004)	-0.003 (0.001)	0.004 (0.002)	0.000 (0.001)	-0.005 (0.001)	0.000 (0.000)	-0.001 (0.000)	-0.003 (0.000)	-0.001 (0.000)	0.008 (0.000)	-0.002 (0.001)

Izvor: Autor

Tabela 7. 55 Kompletan sistem izdataka za hranu u Srbiji u 2015. godini ocenjen pomoću AIDS modela

	α_i	β_i	γ_{i1}	γ_{i2}	γ_{i3}	γ_{i4}	γ_{i5}	γ_{i6}	γ_{i7}	γ_{i8}	γ_{i9}
HIC	0.253 (0.006)	-0.055 (0.004)	0.069 (0.002)								
MES	-0.142 (0.008)	0.095 (0.006)	-0.012 (0.002)	0.093 (0.004)							
RIB	-0.022 (0.006)	0.065 (0.004)	0.006 (0.001)	-0.039 (0.002)	0.026 (0.002)						
MSJ	0.324 (0.007)	-0.064 (0.005)	-0.022 (0.001)	0.000 (0.003)	0.009 (0.002)	0.047 (0.002)					
UIM	0.075 (0.003)	-0.002 (0.002)	-0.005 (0.001)	-0.007 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.003 (0.001)	0.023 (0.000)				
VOĆ	0.155 (0.005)	-0.028 (0.003)	-0.013 (0.001)	-0.003 (0.001)	0.004 (0.001)	-0.010 (0.001)	-0.002 (0.000)	0.033 (0.001)			
PVR	0.243 (0.006)	-0.049 (0.004)	-0.020 (0.001)	-0.004 (0.002)	0.004 (0.001)	-0.021 (0.001)	-0.003 (0.000)	-0.010 (0.001)	0.058 (0.002)		
KON	0.088 (0.005)	-0.003 (0.003)	-0.004 (0.001)	-0.008 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.004 (0.001)	-0.001 (0.000)	-0.001 (0.000)	-0.005 (0.001)	0.025 (0.000)	
PRE	0.025 (0.006)	0.040 (0.004)	0.002 (0.001)	-0.018 (0.001)	-0.008 (0.001)	0.004 (0.001)	-0.001 (0.000)	0.002 (0.000)	0.001 (0.001)	-0.001 (0.000)	0.019 (0.001)

Izvor: Autor

Tabela 7. 56 Kompletan sistem izdataka za hranu u Srbiji u 2015. godini ocenjen pomoću QUAIDS modela

	α_i	β_i	γ_{i1}	γ_{i2}	γ_{i3}	γ_{i4}	γ_{i5}	γ_{i6}	γ_{i7}	γ_{i8}	γ_{i9}	λ_i
HIC	0.235 (0.005)	-0.034 (0.007)	0.071 (0.001)									-0.008 (0.002)
MES	-0.238 (0.005)	0.300 (0.005)	-0.005 (0.003)	-0.014 (0.005)								-0.071 (0.003)
RIB	0.067 (0.006)	-0.128 (0.005)	0.000 (0.001)	0.013 (0.003)	-0.002 (0.002)							0.077 (0.001)
MSJ	0.317 (0.006)	-0.073 (0.007)	-0.023 (0.001)	0.022 (0.004)	-0.002 (0.002)	0.044 (0.003)						0.003 (0.002)
UIM	0.075 (0.003)	0.003 (0.004)	-0.005 (0.000)	-0.009 (0.002)	0.000 (0.001)	-0.003 (0.001)	0.023 (0.000)					-0.002 (0.001)
VOĆ	0.145 (0.004)	-0.013 (0.006)	-0.012 (0.001)	-0.001 (0.003)	0.002 (0.001)	-0.010 (0.001)	-0.002 (0.000)	0.033 (0.001)				-0.006 (0.002)
PVR	0.221 (0.006)	-0.028 (0.007)	-0.019 (0.001)	0.002 (0.004)	-0.001 (0.001)	-0.021 (0.001)	-0.003 (0.000)	-0.009 (0.001)	0.060 (0.001)			-0.006 (0.002)
KON	0.099 (0.004)	-0.020 (0.005)	-0.006 (0.001)	0.000 (0.002)	-0.004 (0.001)	-0.006 (0.001)	-0.001 (0.000)	-0.001 (0.000)	-0.006 (0.001)	0.025 (0.001)		0.004 (0.002)
PRE	0.080 (0.004)	-0.008 (0.005)	-0.002 (0.001)	-0.008 (0.002)	-0.006 (0.001)	-0.002 (0.001)	-0.001 (0.000)	0.000 (0.000)	-0.003 (0.001)	-0.001 (0.000)	0.023 (0.000)	0.008 (0.002)

Izvor: Autor

Tabela 7. 57 Kompletan sistem izdataka za hranu u Srbiji u 2018. godini ocenjen pomoću AIDS modela

	α_i	β_i	γ_{i1}	γ_{i2}	γ_{i3}	γ_{i4}	γ_{i5}	γ_{i6}	γ_{i7}	γ_{i8}	γ_{i9}
HIC	0.260 (0.006)	-0.060 (0.004)	0.061 (0.002)								
MES	-0.150 (0.008)	0.083 (0.006)	-0.010 (0.002)	0.109 (0.003)							
RIB	-0.021 (0.005)	0.062 (0.004)	0.007 (0.001)	-0.036 (0.002)	0.021 (0.001)						
MSJ	0.361 (0.007)	-0.077 (0.005)	-0.025 (0.001)	-0.003 (0.003)	0.012 (0.001)	0.040 (0.003)					
UIM	0.076 (0.003)	-0.002 (0.002)	-0.005 (0.000)	-0.008 (0.001)	0.000 (0.000)	-0.003 (0.001)	0.022 (0.000)				
VOĆ	0.142 (0.005)	-0.014 (0.003)	-0.010 (0.001)	-0.010 (0.001)	0.002 (0.001)	-0.007 (0.001)	-0.002 (0.000)	0.035 (0.001)			
PVR	0.241 (0.006)	-0.040 (0.004)	-0.018 (0.001)	-0.013 (0.002)	0.004 (0.001)	-0.018 (0.001)	-0.003 (0.000)	-0.008 (0.001)	0.060 (0.001)		
KON	0.076 (0.005)	0.002 (0.003)	-0.003 (0.001)	-0.009 (0.001)	-0.002 (0.001)	-0.003 (0.001)	-0.001 (0.000)	-0.001 (0.000)	-0.005 (0.001)	0.025 (0.000)	
PRE	0.014 (0.006)	0.046 (0.003)	0.004 (0.001)	-0.020 (0.001)	-0.009 (0.001)	0.009 (0.001)	0.000 (0.000)	0.001 (0.000)	0.000 (0.001)	-0.002 (0.000)	0.017 (0.001)

Izvor: Autor

Tabela 7. 58 Kompletan sistem izdataka za hranu u Srbiji u 2018. godini ocenjen pomoću QUAIDS modela

	α_i	β_i	γ_{i1}	γ_{i2}	γ_{i3}	γ_{i4}	γ_{i5}	γ_{i6}	γ_{i7}	γ_{i8}	γ_{i9}	λ_i
HIC	0.234 (0.005)	-0.046 (0.007)	0.064 (0.002)									-0.002 (0.002)
MES	-0.168 (0.005)	0.219 (0.007)	-0.006 (0.003)	0.059 (0.005)								-0.059 (0.003)
RIB	0.010 (0.005)	0.077 (0.006)	0.005 (0.001)	-0.046 (0.002)	0.023 (0.002)							-0.017 (0.002)
MSJ	0.340 (0.006)	-0.091 (0.008)	-0.024 (0.002)	0.012 (0.003)	0.010 (0.002)	0.038 (0.003)						0.010 (0.002)
UIM	0.079 (0.002)	-0.003 (0.004)	-0.005 (0.001)	-0.006 (0.001)	0.000 (0.001)	-0.004 (0.001)	0.022 (0.000)					-0.001 (0.001)
VOĆ	0.138 (0.004)	-0.011 (0.006)	-0.010 (0.001)	-0.009 (0.002)	0.001 (0.001)	-0.006 (0.001)	-0.002 (0.000)	0.035 (0.001)				-0.001 (0.002)
PVR	0.230 (0.005)	-0.031 (0.007)	-0.017 (0.001)	-0.009 (0.003)	0.002 (0.001)	-0.017 (0.001)	-0.003 (0.000)	-0.008 (0.001)	0.060 (0.001)			-0.002 (0.002)
KON	0.080 (0.004)	0.003 (0.005)	-0.003 (0.001)	-0.009 (0.002)	-0.002 (0.001)	-0.003 (0.001)	-0.001 (0.000)	-0.001 (0.000)	-0.005 (0.001)	0.025 (0.000)		-0.002 (0.002)
PRE	0.056 (0.004)	-0.116 (0.004)	-0.004 (0.001)	0.015 (0.002)	0.005 (0.001)	-0.006 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.004 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.005 (0.001)	0.074 (0.001)

Izvor: Autor

7.4.1 CENOVNI ELASTICITETI OCENJENI MODELIMA KOMPLETNIH SISTEMA REGRESIONIH JEDNAČINA

Primenom i AIDS i QUAIDS modela kompletnih sistema regresionih jednačina za navedene četiri grupe proizvoda posmatrane kao sistemi potrošnje, ocenjeni su direktni i unakrsni cenovni elasticiteti za svaku pojedinačnu kategoriju proizvoda koji čine

elemente analizirana četiri sistema potrošnje za 2018. godinu, pri čemu su za hranu kao sistem potrošnje ocenjeni direktni i unakrsni cenovni elasticiteti pojedinačnih kategorija iz ove grupe proizvode za 2006, 2009, 2012, 2015. i 2018. godinu.

S obzirom na to da u oba modela, AIDS i QUAIDS u regresionim jednačinama figuriše realni dohodak (nominalni dohodak deflacioniran indeksom cena na malo) elasticiteti prikazani u navedenim matricama cenovnih elasticiteta (tabele 7.60 i 7.63) predstavljaju elasticitete Sluckog, odnosno neto cenovne elasticitete koji izražavaju uticaj promene cene jednog proizvoda na potrošnju drugog proizvoda kada su cene svih ostalih proizvoda i realni dohodak domaćinstva nepromenjene veličine.

Tabela 7. 59 Matrica Kurnoovih i Engelovih elasticiteta za grupu „Hrana i bezalkoholna pića“ ocenjena pomoću „AIDS“ sistema u Srbiji u 2018. godini

	HIC	MES	RIB	MSJ	UIM	VIĆ	PVR	KON	PRE	KČK	MNS	E
HIC	-0.45	-0.09	-0.01	-0.04	-0.02	-0.03	-0.04	-0.01	0.00	0.01	-0.02	0.73
MES	-0.11	-0.40	-0.07	-0.12	-0.03	-0.06	-0.10	-0.04	-0.05	-0.08	-0.04	1.11
RIB	-0.31	-1.11	0.37	-0.33	-0.05	-0.09	-0.27	-0.12	-0.15	-0.29	-0.07	2.31
MSJ	-0.04	-0.09	-0.01	-0.56	-0.01	0.00	-0.02	-0.01	0.02	0.03	-0.01	0.71
UIM	-0.18	-0.27	0.00	-0.10	-0.05	-0.07	-0.08	-0.03	-0.02	-0.04	-0.09	0.94
VOĆ	-0.12	-0.21	0.01	-0.03	-0.03	-0.16	-0.10	0.00	-0.01	0.00	-0.03	0.69
PVR	-0.07	-0.14	-0.02	-0.04	-0.01	-0.04	-0.26	-0.04	-0.03	0.00	-0.04	0.70
KON	-0.13	-0.26	-0.04	-0.12	-0.02	-0.03	-0.18	-0.12	-0.05	-0.02	-0.01	1.00
PRE	-0.33	-1.00	-0.18	-0.25	-0.09	-0.15	-0.37	-0.15	-0.08	-0.11	-0.11	2.73
KČK	-0.19	-0.89	-0.21	-0.10	-0.07	-0.09	-0.18	-0.08	-0.07	-0.26	-0.07	2.14
MNS	-0.09	-0.15	0.01	-0.06	-0.05	-0.03	-0.11	0.02	0.00	0.00	-0.05	0.52

Izvor: Autor

Tabela 7. 60 Matrica elasticiteta Sluckog za grupu „Hrana i bezalkoholna pića“ ocenjena pomoću „AIDS“ sistema u Srbiji u 2018. godini

	HIC	MES	RIB	MSJ	UIM	VIĆ	PVR	KON	PRE	KČK	MNS
HIC	-0.34	0.10	0.02	0.08	0.00	0.01	0.05	0.03	0.04	0.04	0.01
MES	0.05	-0.11	-0.02	0.06	0.01	0.01	0.04	0.02	0.01	-0.03	0.01
RIB	0.04	-0.50	0.47	0.05	0.03	0.06	0.02	0.00	-0.02	-0.18	0.03
MSJ	0.07	0.10	0.03	-0.45	0.02	0.04	0.07	0.03	0.05	0.07	0.02
UIM	-0.04	-0.02	0.04	0.05	-0.02	-0.01	0.04	0.02	0.03	0.01	-0.04
VOĆ	-0.02	-0.03	0.04	0.08	-0.01	-0.12	-0.02	0.03	0.03	0.03	0.00
PVR	0.04	0.04	0.02	0.07	0.01	0.00	-0.17	0.00	0.01	0.03	-0.01
KON	0.02	0.00	0.01	0.04	0.01	0.03	-0.06	-0.07	0.01	0.03	0.04
PRE	0.09	-0.29	-0.06	0.19	0.00	0.03	-0.03	-0.01	0.07	0.03	0.02
KČK	0.13	-0.33	-0.12	0.25	0.00	0.05	0.09	0.03	0.05	-0.16	0.02
MNS	-0.01	-0.02	0.04	0.03	-0.03	0.00	-0.05	0.05	0.03	0.02	-0.02

Izvor: Autor

Tabela 7. 61 Matrica elasticiteta Hiks-Alena za grupu „Hrana i bezalkoholna pića“ ocenjena pomoću „AIDS“ sistema u Srbiji u 2018. godini

	HIC	MES	RIB	MSJ	UIM	VIĆ	PVR	KON	PRE	KČK	MNS
HIC	-2.23										
MES	0.36	-0.05									
RIB	0.27	-0.25	10.38								
MSJ	0.46	0.05	0.59	-2.73							
UIM	-0.27	-0.01	0.91	0.32	-0.60						
VOĆ	-0.13	-0.01	0.91	0.51	-0.24	-1.80					
PVR	0.26	0.02	0.35	0.45	0.36	0.04	-1.37				
KON	0.13	0.00	0.11	0.24	0.29	0.51	-0.48	-1.33			
PRE	0.56	-0.14	-1.35	1.18	0.04	0.45	-0.25	-0.21	1.32		
KČK	0.88	-0.16	-2.56	1.52	0.07	0.69	0.69	0.60	0.90	-3.31	
MNS	-0.05	-0.01	0.79	0.16	-1.04	0.04	-0.40	0.88	0.49	0.48	-0.52

Izvor: Autor

Tabela 7. 62 Matrica Kurnoovih i Engelovih elasticiteta za grupu „Hrana i bezalkoholna pića“ ocenjena pomoću „QUAIDS“ sistema u Srbiji u 2018. godini

	HIC	MES	RIB	MSJ	UIM	VIĆ	PVR	KON	PRE	KČK	MNS	E
HIC	-0.45	-0.09	-0.01	-0.04	-0.02	-0.03	-0.04	-0.01	0.00	0.00	-0.02	0.73
MES	-0.07	-0.29	-0.05	-0.09	-0.02	-0.04	-0.07	-0.02	-0.13	-0.05	-0.03	0.91
RIB	-0.15	-0.63	0.46	-0.21	0.00	-0.03	-0.16	-0.05	-0.22	-0.16	-0.03	1.25
MSJ	-0.05	-0.13	-0.02	-0.56	-0.01	-0.01	-0.03	-0.02	0.05	0.00	-0.02	0.78
UIM	-0.16	-0.25	0.01	-0.09	-0.04	-0.07	-0.07	-0.02	0.00	-0.03	-0.08	0.77
VOĆ	-0.12	-0.19	0.00	-0.02	-0.03	-0.16	-0.09	0.00	-0.01	-0.02	-0.03	0.68
PVR	-0.06	-0.14	-0.02	-0.03	-0.01	-0.04	-0.26	-0.04	-0.02	-0.02	-0.04	0.68
KON	-0.09	-0.14	-0.02	-0.09	-0.02	-0.01	-0.15	-0.12	-0.06	-0.01	0.01	0.72
PRE	-0.79	-3.16	-0.53	-0.49	-0.18	-0.38	-0.68	-0.38	0.55	-0.35	-0.26	6.11
KČK	-0.10	-0.47	-0.12	-0.06	-0.03	-0.06	-0.11	-0.03	-0.05	-0.13	-0.05	1.25
MNS	-0.08	-0.16	0.01	-0.06	-0.05	-0.03	-0.11	0.02	-0.02	-0.02	-0.04	0.57

Izvor: Autor

Tabela 7. 63 Matrica elasticiteta Sluckog za grupu „Hrana i bezalkoholna pića“ ocenjena pomoću „QUAIDS“ sistema u Srbiji u 2018. godini

	HIC	MES	RIB	MSJ	UIM	VIĆ	PVR	KON	PRE	KČK	MNS
HIC	-0.33	0.10	0.02	0.08	0.00	0.01	0.05	0.03	0.04	0.03	0.01
MES	0.07	-0.05	-0.01	0.06	0.01	0.02	0.05	0.03	-0.08	0.00	0.01
RIB	0.04	-0.30	0.52	-0.01	0.04	0.05	0.00	0.01	-0.15	-0.10	0.03
MSJ	0.07	0.07	0.01	-0.44	0.01	0.04	0.07	0.03	0.09	0.04	0.02
UIM	-0.04	-0.04	0.05	0.04	-0.02	-0.02	0.03	0.02	0.04	0.01	-0.04
VOĆ	-0.01	-0.01	0.03	0.09	-0.01	-0.11	-0.01	0.03	0.02	0.01	0.01
PVR	0.04	0.04	0.01	0.08	0.01	0.00	-0.17	0.00	0.02	0.02	-0.01
KON	0.02	0.05	0.01	0.03	0.01	0.03	-0.06	-0.08	-0.02	0.03	0.04
PRE	0.14	-1.55	-0.25	0.50	0.02	0.02	0.07	-0.05	0.87	-0.06	0.02
KČK	0.09	-0.14	-0.07	0.14	0.01	0.02	0.04	0.04	0.01	-0.07	0.01
MNS	0.00	-0.01	0.03	0.04	-0.03	0.01	-0.04	0.05	0.01	0.00	-0.02

Izvor: Autor

Tabela 7. 64 Matrica elasticiteta Hiks-Alena za grupu „Hrana i bezalkoholna pića“ ocenjena pomoću „AIDS“ sistema u Srbiji u 2018. godini

	HIC	MES	RIB	MSJ	UIM	VIĆ	PVR	KON	PRE	KČK	MNS
HIC	-2.20										
MES	0.44	-0.10									
RIB	0.26	-0.69	11.43								
MSJ	0.45	0.16	0.29	-2.67							
UIM	-0.29	-0.10	1.04	0.25	-0.48						
VOĆ	-0.08	-0.02	0.77	0.56	-0.33	-1.70					
PVR	0.26	0.10	0.21	0.47	0.31	0.06	-1.39				
KON	0.15	0.11	0.24	0.19	0.27	0.51	-0.52	-1.48			
PRE	0.92	-3.53	-5.52	3.08	0.70	0.36	0.60	-1.00	16.29		
KČK	0.58	-0.33	-1.44	0.89	0.24	0.35	0.34	0.67	0.25	-1.46	
MNS	0.03	-0.02	0.73	0.23	-1.01	0.14	-0.34	0.92	0.28	0.07	-0.34

Izvor: Autor

Analizirajući elemente matrice cenovnih i dohodnih elasticiteta prikazanih u tabelama 7.59-7.64 možemo uočiti:

prvo, da je suma Kurnoovih elasticiteta jednaka Engelovom elasticitetu tražnje te robe, sa suprotnim predznakom,

drugo, da je suma vrednosti Kurnoovih elasticiteta tražnje ponderisanih učešćima izdataka za datu grupu proizvoda jednaka jedinici,

treće, da se cenovni elasticitet Kurnoa za svaki grupu, odnosno podgrupu proizvoda može razložiti na Engelov elasticitet i elasticitet Sluckog,

četvrto, da je zbir svih elasticiteta Sluckog koji izražavaju pojedinačne neto uticaje cene na tražnju posmatranog proizvoda jednak nuli, što je takođe u skladu sa rezultatima koje teorijski model potrošačke tražnje implicira,

peto, da je zbir svih elasticiteta Sluckog ponderisanih učešćem izdataka za pojedine robe u dohotku domaćinstava, takođe jednak nuli,

šesto, da su svi (osim jednog) direktni elasticiteti Sluckog negativni, što je takođe u skladu sa rezultatima teorije potrošačke tražnje.

7.4.2 UTICAJ STEPENA URBANIZACIJE NASELJA NA POTROŠNJU DOMAĆINSTAVA OCENJEN POMOĆU MODELA KOMPLETNIH SISTEMA JEDNAČINA TRAZNJE

Razlike u dohotku, u veličini domaćinstva, u strukturi domaćinstva prema polu i starosti članova domaćinstva nisu jedine varijable koje utiču na razlike u nivou potrošnje pojedinih grupa proizvoda. Razlike između geografskih regiona u kojima se domaćinstvo nalazi, takođe utiču, kako ističu Prais i Houthakker (1955) na razlike u obrascima ponašanja domaćinstava.

Da bismo utvrdili da li postoje statistički značajne razlike u dohodnim elasticitetima obračunatih na uzorku gradskih i uzorku ostalih kategorija domaćinstava ocenjenih pomoću modela kompletnih sistema regresionih jednačina tražnje AIDS i QUAIDS, koristili smo Studentov *t*-test. Pomoću *t*-testa poredili smo parove elasticiteta. U Tabeli 7.65 prikazane su numeričke vrednosti dohodnih elasticiteta po kategorijama proizvoda za grupu „Hrana i bezalkoholna pića“ za gradska i ostala („ne“gradska odnosno seoska) domaćinstva obračunatih pomoću AIDS modela, apsolutne razlike između navedene dve grupe dohodnih elasticiteta, standardne greške, relativne razlike, vrednost *t*-statistike i *p*-vrednosti.

Tabela 7. 65 Dohodni elasticiteti izdataka za „Hranu i bezalkoholna pića“ gradskih i seoskih domaćinstava ocenjeni pomoću „AIDS“ modela u 2018. godini

	Elasticitet		Apsolutne razlike	St. greška	Relativne razlike	t-vrednost	p-vrednost
	Gradska	Seoska					
HIC	0.71	0.72	0.01	0.01	1.68	1.67	0.10
MES	1.10	1.09	0.01	0.00	2.73	-0.79	0.43
RIB	2.40	2.48	0.08	0.06	1.25	1.24	0.22
MSJ	0.72	0.68	0.04	0.01	4.47	-3.85	0.00
UIM	0.95	0.92	0.03	0.00	11.08	-11.23	0.00
VOĆ	0.81	0.65	0.16	0.02	8.43	-8.41	0.00
PVR	0.70	0.67	0.03	0.01	2.08	-2.03	0.04
KON	0.98	0.98	0.00	0.00	0.00	-3.15	0.00
PRE	2.74	3.00	0.26	0.11	2.41	2.47	0.01
KČK	2.22	2.13	0.09	0.06	1.51	-1.53	0.13
MNS	0.53	0.50	0.03	0.02	1.45	-1.74	0.08

Izvor: Autor

Na osnovu p -vrednosti, može se zaključiti da ne postoje razlike u tražnji za hlebom i žitaricama, mesom, ribom, kafom, čajem, kakaom, mineralnom vodom i napicima od soka i povrća između gradskih i ostalih domaćinstva, dok kod kategorija proizvoda meso, sir i jaja, ulja i masti, voće, povrće, konditorski i prehrambeni proizvodi postoje statistički značajne razlike u tražnji gradskih i ostalih domaćinstava za navedenim kategorijama proizvoda.

Tabela 7. 66 Dohodni elasticiteti izdataka za „Hranu i bezalkoholna pića“ gradskih i seoskih domaćinstava ocenjeni pomoću „QUAIDS“ modela u 2018. godini

	Elasticitet		Apsolutne razlike	St. greška	Relativne razlike	t-vrednost	p-vrednost
	Gradska	Seoska					
HIC	0.72	0.73	0.02	0.01	2.67	2.67	0.01
MES	0.90	0.98	0.08	0.02	3.55	3.55	0.00
RIB	1.18	1.28	0.10	0.02	5.28	5.28	0.00
MSJ	0.78	0.75	0.03	0.01	4.83	-4.83	0.00
UIM	0.78	0.72	0.06	0.01	5.67	-5.67	0.00
VOĆ	0.75	0.60	0.14	0.02	6.85	-6.85	0.00
PVR	0.69	0.68	0.02	0.01	1.21	-1.21	0.23
KON	0.72	0.75	0.03	0.01	2.23	2.23	0.03
PRE	5.99	6.06	0.08	0.22	0.35	0.35	0.73
KČK	1.23	1.22	0.01	0.01	0.95	-0.95	0.34
MNS	0.58	0.57	0.01	0.02	0.53	-0.53	0.60

Izvor: Autor

Kada je reč o razlikama u potrošnji između seoskih i gradskih domaćinstava, obračunatih na osnovu QUAIDS modela, utvrđeno je da statistički značajne razlike postoje kod potrošnje hleba i žitarica, mesa, ribe, mleka, sira i jaja, ulja i masti, voća, kao i kod konditorskih proizvoda.

7.5 STABILNOST PREFERENCIJA I VALIDNOST ENGELOVIH ZAKONA

Na osnovu baza podataka anketa o potrošnji domaćinstava u Srbiji koje sadrže individualne (mikro) podatke o prihodima i rashodima domaćinstava ocenjeni su parametri svih sedam funkcionalnih oblika Engelovih krivih, i to za svaku godinu počev od 2006. do 2018. u Srbiji, dok su na osnovu baze podataka anketa o potrošnji domaćinstava u Crnoj Gori ocenjene Englove krive izdataka domaćinstava u Crnoj Gori za sve godine analizom obuhvaćenog perioda, osim za 2016. i 2018. godinu za koje Agencija za statistiku Crne Gore nije sprovodila ankete o potrošnji domaćinstava.

Stepen prilagođavanja alternativnih specifikacija Engelovih krivih izdataka za 12 grupa proizvoda i usluga COICOP klasifikacije meren je na osnovu standardnih statističkih pokazatelja (koeficijenta determinacija i informacionih kriterijuma) za svaku godinu za

koju je sprovedeno istraživanje (u Srbiji za period 2006-2018, a u Crnoj Gori za period 2006-2015. i za 2017. godinu).

Na osnovu vrednosti statističkih pokazatelja kvaliteta modela, koje su prikazane u tabelama 7.4-7.6, jasno proizlazi da je log-log forma bila reprezentativna za sve godine analiziranog perioda u Srbiji za većinu grupa proizvoda i usluga (hrana i bezalkoholna pića; stanovanje, voda, električna energija, gas i ostala goriva; oprema za stan i tekuće održavanje; komunikacije; restorane i hotele; i ostali lični predmeti i usluge. U Crnoj Gori zavisnost izdataka od dohotka najbolje aproksimira log-log Engelova kriva za iste grupe proizvoda kao u Srbiji, s izuzetkom izdataka za komunikacije i restorane i hotele. Kvadratna forma bila je najbolja forma Engelove krive izdataka domaćinstava u Srbiji za sve godine analiziranog perioda za grupu alkoholna pića i duvan, dok je u Crnoj Gori ova funkcionalna forma bila najbolja aproksimacija zavisnosti izdataka za alkoholna pića i duvan, i odeću i obuću od dohotka domaćinstava.

Engelova kriva sa konstantnim elasticitetom na najbolji način reprezentuje zavisnost izdataka za transport, za rekreaciju i kulturu, i za obrazovanje od dohotka domaćinstava u najvećem broju godina za koje je sprovedeno istraživanje, osim za 2007, 2010. i 2011. godinu u kojima je reprezentativna kvadratna forma kod izdataka za transport; za 2006, 2011, 2013-2016. kod izdataka za rekreaciju i kulturu je takođe najbolja kvadratna forma; dok u 2009, 2016. i 2018. godini zavisnost izdataka za obrazovanje od dohotka dobro reprezentuje kvadratna i logaritamsko-inverzna forma. U Crnoj Gori u pogledu stepena prilagođavanja empirijskim podacima o potrošnji i dohotku domaćinstava dominira log-log forma Engelove krive izdataka za transport, komunikacije i obrazovanje implicirajući konstantnu elastičnost izdataka za ovu grupu proizvoda i usluga na svim nivoima dohotka.

Na osnovu koeficijenta determinacije i AIC informacionog kriterijuma za sedam ocenjenih Engelovih krivih izdataka za Zdravlje, može se zaključiti da kod domaćinstava u Srbiji najbolje performanse ima kvadratna Engelova kriva, i to gotovo u svim posmatranim godinama, osim u podperiodu 2012-2014. godine kada se kao reprezentativna pokazala i linearna forma.

U Crnoj Gori zavisnost izdataka za rekreaciju i kulturu, restorane i hotele od dohotka domaćinstava najbolje aproksimira kvadratna funkcionalna forma Engelovih krivih, dok je logaritamsko-linearna forma bila najbolji reprezentant zavisnosti izdataka za zdravlje od dohotka domaćinstava.

U Srbiji nijedna funkcionalna forma Engelove krive ne predstavlja univerzalnu formu koja podjednako dobro tokom vremena, na svim nivoima dohotka, aproksimira zavisnost izdataka za odeću i obuću od dohotka. U približno istom broju godina analiziranog perioda kvadratna i log-log forma Engelove krive podjednako dobro su aproksimirale proučavanu zavisnost izdataka od dohotka.

Empirijskom analizom zavisnosti izdataka za pojedine grupe proizvoda i usluga i ocenjenih dohodnih elasticiteta zapaženo je da je dohodna elastičnost izdataka za pojedine proizvode oscilirala tokom vremena.

Da bi se utvrdila značajnost promena numeričkih vrednosti elasticiteta izdataka u odnosu na dohodak domaćinstva u Srbiji u 2018. u odnosu na 2006. godinu za sve grupe proizvoda sprovedena je detaljnija analiza tako što je u duplo-logaritamske forme Engelovih krivih proširena uvođenjem veštačke varijable koja meri vremenski uticaj na tražnju za pojedinim grupama proizvoda i usluga koji služe za ličnu potrošnju stanovništva.

Na osnovu vrednosti t -statistike odnosno empirijske p -vrednosti utvrđeno je postoji statistički značajna razlika u dohodnim elasticitetima izdataka pića u Srbiji u 2018. u odnosu na 2006. godinu za: hranu i bezalkoholna pića ($t = -2.67$; $p = 0.008$), za alkoholna pića i duvan ($t = 2.28$; $p = 0.023$); za grupu odeća i obuća ($t = 2.63$; $p = 0.008$), za grupa stanovanje, voda, struja, gas i druga goriva ($t = -4.16$; $p = 0.000$); opremu za stan i tekuće održavanje ($t = -5.39$; $p = 0.000$); zdravlje ($t = -1.96$; $p = 0.050$), transport ($t = -3.27$; $p = 0.000$), komunikacije ($t = -6.11$; $p = 0.000$), restorane i hotele ($t = 3.25$; $p = 0.001$), i ostala lična dobra i usluge ($t = -3.96$; $p = 0.000$).

Dobijeni rezultati u pogledu numeričkih vrednosti prethodno navedenih statističkih pokazatelja statističke signifikantnosti razlika pokazuju da ne postoji značajna razlika između vrednosti dohodnih elasticiteta, koje implicira duplo-logaritamska forma u prvoj i poslednjoj godini analiziranog perioda, samo kod izdataka za rekreaciju i kulturu ($t = 1.31$; $p = 0.189$) i obrazovanje ($t = 0.18$; $p = 0.859$).

Na osnovu Valdovog F testa značajnosti, sprovedenog za sve grupe proizvoda u Srbiji i Crnoj Gori za svaku godinu posmatranog perioda (2006-2018. godine, odnosno 2006-2015. i 2017. godine) zaključujemo da je dohodni elasticiteti izdataka za hranu ocenjen pomoću duplo-logaritamske forme Engelove krive manji od jedinice, i da je statistički značajno različit od jedinice u svim godinama za koje je sprovedeno istraživanje u Srbiji (videti Tabelu 76. Prilog 3).

Na osnovu dobijenih rezultata dohodnih elasticiteta (koji su manji od jedinice) možemo zaključiti da hrana i bezalkoholna pića pripadaju grupi neophodnih dobara. Identičan zaključak se može izvesti i kada su u pitanju dohodni elasticiteti izdataka za hranu i bezalkoholna pića domaćinstava u Crnoj Gori (videti Tabelu 76. Prilog 3). Prema tome, Prvi Engelov zakon, koji implicira da izdaci za hranu i bezalkoholna pića rastu sporije od rasta dohotka domaćinstava odnosno da udeo izdataka za ovu grupu proizvoda u ukupnim izdacima domaćinstava opada kada se ukupni izdaci povećavaju, empirijski je potvrđen i u Srbiji i u Crnoj Gori.

Brojna empirijska istraživanja uticaja dohotka na potrošnju, koja su u poslednje dve decenije sprovedli razni autori, potvrdila su validnost Prvog Engelovog zakona: Abdulai (2002) u Švajcarskoj, Ishida, Law i Aita (2003) u Maleziji, Beneito (2003) u Španiji,

Yusof i Dusasa (2010) u Maleziji, Dudek (2011) u Poljskoj, Rufino (2013) u Filipinima, Dybczak, Tóth i Voňka (2014) u Češkoj, Azzam i Rettab (2015) u Ujedinjenim Arapskim Emiratom, Siami-Namini (2017) u SAD, Gostowski (2018) u Poljskoj, Yu (2018) u Kini, Hanić i Dacić (2019) u BiH, i dr.

Analizom zakonitosti promena izdataka za alkoholna pića i duvan u zavisnosti od promena u dohotku (ukupnim izdacima) domaćinstava u Srbiji i Crnoj Gori utvrđeno je da je tražnja za ovim proizvodima u odnosu na dohodak neelastična. U tom smislu ovi proizvodi, za koje se smatra da pripadaju grupi luksuznih proizvoda, u Srbiji i Crnoj Gori ispoljili su karakteristike koje imaju neophodna dobra poput hrane i bezalkoholnih pića (Tabela 76. Prilog 3). Takvo ponašanje izdataka za alkoholna pića i duvan ustanovili su i neki drugi istraživači: Janda (2010) u Češkoj, Yusof i Dusasa (2010) u Maleziji, Sahinli i Ozcelik (2015) u Turskoj (doduše, ovi autori su utvrdili da je dohodni elasticitet izdataka za duvan u Turskoj blizak jedinici).

Numeričke vrednosti dohodnih elasticiteta izdataka za odeću i obuću u Srbiji su veće od jedinice, a statistički značajno različite od jedinice; za sve godine izračunato je $p = 0.0000$, iz čega se izvodi zaključak da odeća i obuća u Srbiji spadaju u grupu luksuznih dobara (videti Tabelu 76. Prilog 3). U Crnoj Gori su nešto manje vrednosti dohodnog elasticiteta ocenjene na osnovu duplo-logaritamske forme, ali su praktično u svim godinama za koje je istraživanje sprovedeno (osim u 2012. godini) ovi elasticiteti statistički značajno različiti od jedinice.

Mada Drugi Engelov zakon implicira da izdaci za odeću i obuću približno rastu istim tempom kao i primanja domaćinstava, empirijska istraživanja potvrdila su navedenu zakonitost samo u relativno malom broju zemalja; na primer Yusof i Duasa (2010) su dokazali da se navedena zakonitost ispoljava u potrošnji domaćinstava u Maleziji. U većem broju studija, međutim, ustanovljeno je da izdaci za odeću i obuću rastu brže od dohotka, tj. da domaćinstva sa većim dohotkom imaju veći udeo izdataka za odeću i obuću nego domaćinstva sa nižim nivom dohotka. Do takvih rezultata došli su: Beneito (2003) u Španiji, Luo i Song (2012) u Kini, Dybczak et al. (2014) u Češkoj, Siami-Namini (2017) u Sjedinjenim Američkim Državama, i dr.

Dohodni elasticiteti izdataka domaćinstava za stanovanje, vodu, električnu energiju, gas i ostala goriva u Srbiji i Crnoj Gori, upućuju na zaključak da su ova dobra neophodna, a kako Drugi Engelov zakon implicira da su promene izdataka za posmatranu grupu proizvoda proporcionalne promenama u visini dohotka domaćinstava, proizlazi da u Srbiji ovaj Engelov zakon nije potvrđen. Do istog rezultata došao je Beneito (2003), dok su Al-Habashneh i Al-Majali (2014) i Gostowski (2018) utvrdili da su izdaci za stanovanje, vodu, električnu energiju, gas i ostala goriva elastični u odnosu na dohodak domaćinstava te da kao takvi spadaju u grupu luksuznih dobara.

Istraživanja koja su nedavno sprovedena u SAD (Siami-Namini, 2017) potvrdila su validnost Drugog Engelovog zakona koji implicira jediničnu elastičnost izdataka za

stanovanje, vodu, električnu energiju, gas i ostala goriva u odnosu na dohodak domaćinstava.

Numeričke vrednosti dohodnih elasticiteta izdataka za opremu za stan i tekuće održavanje u Srbiji, koje su dobijene u godinama 2006. i 2007, bile su približno jednake jedinici, da bi počev od 2008. pa sve do 2018. godine njihove numeričke vrednosti prešle jediničnu kritičnu vrednost.

Elasticiteti izdataka za zdravlje u odnosu na dohodak su u posmatranim godinama bili manji od jedinice, i u Srbiji i u Crnoj Gori (Tabelu 77. Prilog 3). Do istog rezultata došli su i drugi istraživači: Al-Habashneh i Al-Majali (2014) u Jordanu; Dybczak, Tóth i Voňka (2014) u Češkoj; Siami-Namini (2017) u Sjedinjenim Američkim Državama. Za razliku od ovih autora, istraživač Beneito (2003) je utvrdio da su u Španiji izdaci domaćinstava za zdravlje bliski jedinici.

Procentualne promene izdataka za transport su veće od procentualnih promena dohotka domaćinstava, implicirajući dohodne elasticitete veće od jedinice (i statistički značajno različite od jedinice (videti Tabelu 78. Prilog 3). Slični su empirijski nalazi u Španiji (Beneito 2003), u Češkoj (Dybczak, Tóth i Voňka, 2014), u Sjedinjenim Američkim Državama (Siami-Namini, 2017).

Dohodni elasticitet izdataka za komunikacije domaćinstava u Srbiji obračunat u pojedinim godinama analiziranog perioda, bio je promenljiv: numeričke vrednosti dohodnog elasticiteta za navedenu grupu izdataka u početnim godinama (u 2006, 2007, 2008. godini) bile su veće od jedinice, zatim jednake jedinici (u 2009), potom su u potperiodu 2010-2012. godine vrednosti ovih elasticiteta opale ispod jedinice, da bi se u intervalu od 2013. do 2017. godine približile jedinici. U Crnoj Gori vrednost dohodnih elasticiteta za komunikacije takođe je bila promenljiva tokom posmatranog perioda (videti Tabelu 78. Prilog 3).

Prosečna vrednost dohodnih elasticiteta izdataka za komunikacije domaćinstava u Srbiji, izračunata na bazi njihovih prosečnih vrednosti ocenjenih u pojedinim godinama posmatranog perioda, približno je jednaka jedinici, što znači da su procentualne promene izdataka za ovu grupu istog relativnog intenziteta kao i procentualne promene ukupnih izdataka domaćinstava u Srbiji. Analizirajući potrošnju domaćinstava u Češkoj, Dybczak, Tóth i Voňka (2014) su došli do drugačijeg rezultata: elastičnost izdataka za komunikacije je stabilna i znatno veća od jedinice, što upućuje na zaključak da su procentualne promene izdataka čeških domaćinstava za ovu grupu intenzivnije od procentualnih promena ukupnih izdataka.

Treći Engelov zakon koji postulira da izdaci domaćinstava za rekreaciju i kulturu brže rastu od porasta dohotka te da se ovi proizvodi i usluge klasifikuju kao luksuzna empirijski je potvrđen u Srbiji. Navedena zakonitost ispoljena je u svim godinama analiziranog perioda (videti Tabelu 78. Prilog 3). U Crnoj Gori, međutim, utvrđeno da se izdaci za rekreaciju i kulturu menjaju u istoj srazmeri u kojoj se menja dohodak domaćinstava (videti Tabelu 78. Prilog 3).

Validnost Trećeg Engelovog zakona potvrdili su i Dybczak, Tóth i Voňka (2014) u Češkoj, pri čemu su autori Boman, Fredman, Lundmark i Ericsson (2013), koji su detaljnije analizirali izdatke za rekreaciju domaćinstava u Švedskoj u zavisnosti od promena dohotka domaćinstava, utvrdili da na visinu izdataka za rekreaciju pored dohotka utiče i udaljenost mesta rekreacije od mesta prebivališta korisnika usluga. U zavisnosti od zona udaljenosti, ovi istraživači su utvrdili da je u Švedskoj rekreacija na udaljenim destinacijama (preko 100 km) luksuzno dobro ($E > 1$), da se “konzumiranje” rekreacije blizu mesta prebivališta korisnika (do 100 km) ponaša na način na koji se ponaša tražnja za neophodnim dobrima. Oni su takođe ustanovili da se lov kao vid rekreacije ponaša i kao neophodno i kao luksuzno dobro u zavisnosti od visine dohotka ali i od drugih okolnosti koje utiču na ponašanje lovca kao potrošača.

Dohodni elasticiteti izdataka za obrazovanje domaćinstava u Srbiji približno imaju jediničnu vrednost. Njihova vrednost je prilično stabilna tokom vremena osim u 2012. i 2014. godini kada su njihove numeričke vrednosti bile veće od jedinice (videti Tabelu 79. Prilog 3). Nezavisno od toga, odgovarajući statistički test je pokazao da se elastičnost izdataka za obrazovanje domaćinstava u Srbiji ne razlikuje u statistički značajnoj meri od jedinice.

Za razliku od Srbije u kojoj se dohodni elasticitet pokazao stabilnim parametrom izdataka za obrazovanje, u Crnoj Gori su vrednosti dohodnih elasticiteta izdataka za ovu grupu proizvoda i usluga značajno varirale iz godine u godinu (detaljnije u Tabeli 79. Prilog 3). U nekim zemljama, kao na primer u Češkoj izdaci za obrazovanje brže rastu od dohotka domaćinstva, poprimajući karakteristike luksuznih dobara (Dybczak, Tóth i Voňka, 2014).

Na osnovu brojevanih vrednosti dohodnih elasticiteta izdataka za restorane i hotele domaćinstava u Srbiji te ispoljene tendencije u njihovom kretanju tokom vremena može se zaključiti da se izdaci za ovu grupu mogu svrstati u kategoriju neophodnih ali i u kategoriju relativno neophodnih dobara. Sprovedeni testovi o vrednostima dohodnih elasticiteta izdataka za ovu kategoriju proizvoda i usluga domaćinstava u Crnoj Gori ni u jednoj godini za koje je istraživanje sprovedeno nisu bili signifikantno veći od jedinice; njihove vrednosti su oscilirale oko vrednosti 0.85.

Kao i u slučaju nekih drugih grupa proizvoda, elasticiteti tokom vremena, na različitim nivoima dohotka prelaze iz jednog kvaliteta u drugi (manji od jedinice, jednaki jedinici i veći od jedinice) u istoj zemlji. Analogno tome, njihova vrednost je kvalitativno različita od jedne zemlje do druge. Haq, Sherif i Gheblawi (2014) su utvrdili da su izdaci za restorane i hotele domaćinstava u Ujedinjenim Arapskim Emiratima elastični u odnosu na dohodak, odražavajući njihov luksuzni karakter na hijerarhijskoj lestvici potreba domaćinstava.

Izdaci za grupu “Ostali lični predmeti i ostale usluge” se menjaju sa promenom dohotka domaćinstava tako da je odnos procentualnih promena izdataka i dohotka domaćinstava konstantan na svim nivoima dohotka. Stoga se log-log funkcionalna forma Engelove

krive pokazala najboljim reprezentantom proučavane zavisnosti i u Srbiji i u Crnoj Gori. Ocenjeni parametri uz logaritamske vrednosti varijable dohotka u regresionim jednačinama izdataka za ovu grupu proizvoda uglavnom su veći od jedinice, što ovim proizvodima i uslugama daje svojstvo luksuznih dobara. Do sličnih rezultata došli su i brojni drugi istraživači potrošnje domaćinstava, recimo Beneito (2003), koji je proučavao potrošnju španskih domaćinstava i Siami-Namini (2017) u SAD.

8. OSTVARENI REZULTATI I NAUČNI DOPRINOS

U ovom poglavlju ukratko ćemo izložiti ostvareni naučni doprinos, sumirati istraživačke nalaze, ukazati na njihove empirijske implikacije (domete i ograničenja) i dati preporuke za buduća istraživanja u ovoj oblasti.

8.1 OSTVARENI NAUČNI DOPRINOS

Disertacija po našem mišljenju predstavlja originalni doprinos ekonomskoj nauci, posebno u domenu teorije, merenja i analize potrošačke tražnje odnosno lične potrošnje.

Jedan od naučnih doprinosa ove disertacije ogleda se u iscrpnom pregledu literature iz oblasti teorije potrošačke tražnje i najvažnijih studija analize porodičnih budžeta. Literaturom čiji je pregled dat u prvom poglavlju ove disertacije obuhvaćeni su svi važniji, obimniji naučni radovi koji predstavljaju klasične i nezaobilazne izvore literature iz domena proučavanja potrošačke tražnje. Na osnovu pregleda literature, uređene po hronologiji njihovog objavljivanja može se steći potpun uvid u istoriju razvoja teorije potrošačke tražnje i ekonomske teoretičare koji su dali najveći doprinos njenom razvoju. U pregledu literature navedeni su radovi svetski poznatih ekonometričara kao što su Frisch, Stoun, Barten, Theil, Prais, Hautthaker, Deaton, Muellbauer i dr, koji su najviše doprineli ekonometrijskoj razradi i primeni teorije potrošačke tražnje. U skupu radova navedenih u pregledu literature poseban značaj imaju studije i drugi naučni radovi u kojima su predstavljeni rezultati empirijskih istraživanja potrošnje domaćinstava u velikom broju zemalja iz čitavog sveta. Ovi radovi su značajni, kako zbog dobijenih empirijskih rezultata, tako i zbog uvida u izvore podataka, način njihovog korišćenja i pristupe u modeliranju potrošnje domaćinstava.

Teorijsko-metodološki doprinos disertaciji ogleda se u analizi sistema potrošačke tražnje, posebno aditivnosti i homogenosti sistema i opisivanju ovih osobina pomoću dohodnih i cenovnih elasticiteta kao osnovnih parametara sistema potrošačke tražnje koji otkrivaju ključne karakteristike u ponašanju tražnje za pojedinim proizvodima u zavisnosti od promena u dohotku potrošača i cenama proizvoda posebno supstituta i komplementarnih proizvoda. U disertaciji je pokazano da ove i druge osobine sistema potrošačke tražnje koje su testirane u velikom broju empirijskih studija predstavljaju dodatni izvor informacija koji zajedno sa informacijama sadržanim u uzoračkim opservacijama o dohotku i izdacima domaćinstava za pojedine proizvode i usluge omogućavaju da se preciznije ocene parametri ekonometrijskih specifikacija modela tražnje.

U disertaciji je ostvaren veoma značajan empirijski doprinos na planu kvantifikovanja uticaja dohotka i ostalih ekonomsko-socijalnih i demografskih varijabli koje opredeljuju obrasce ponašanja domaćinstava u Srbiji (i Crnoj Gori).

8.2 EMPIRIJSKI REZULTATI: DOMETI I OGRANIČENJA

Zahvaljujući relevantnoj teorijskoj i empirijskoj literaturi, velikim uzorcima podataka koji obezbeđuju ispunjenost važnih pretpostavki za precizno ocenjivanje parametara ekonometrijskih modela, primeni prikladnih funkcionalnih formi Engelovih krivih, ostvaren je značajan doprinos istraživanju uticaja dohotka i drugih socio-ekonomskih i demografskih faktora koji oblikuju obrasce ponašanja domaćinstava u Srbiji.

Poseban kvalitet empirijskih istraživanja proizlazi iz činjenice da su za analizu korišćeni veliki uzorci domaćinstava koji su obuhvaćeni anketama o potrošnji domaćinstava koje svake godine, počev od 2006, Republički zavod za statistiku Srbije sprovodi po jedinstvenoj metodologiji prihvaćenoj u svim zemljama članicama Evropske unije. Zahvaljujući velikim uzorcima i autoritetu Republičkog zavoda za statistiku Srbije obezbeđena je kvalitetna baza koja sadrži veoma detaljne podatke koji se za jednu godinu mogu prikazati u obliku matrice elementarnih podataka približnog formata 5000×300 .

Baze podataka anketa Republičkog zavoda za statistiku omogućili su da se sa izvanredno visokim stepenom pouzdanosti ocene parametri uticaja dohotka kao ključne eksplanatorne varijable i kvalitativnih varijabli koje se odnose na obeležja domaćinstva koje su u odgovarajuće ekonometrijske specifikacije uvedene pomoću veštačkih varijabli.

Za ocenjivanje uticaja dohotka na izdatke za pojedine grupe proizvoda i usluga za svaku godinu posmatranog perioda korišćene su najpoznatije funkcionalne forme Engelovih krivih:

$$(8.1) V = \alpha + \beta X \text{ (Linearna Engelova kriva)}$$

$$(8.2) V = \alpha + \beta \log X + \gamma X^2 \text{ (Kvadratna Engelova kriva ili parabola)}$$

$$(8.3) \log V = \alpha + \beta \log X \text{ (Duplo-logaritamska Engelova kriva)}$$

$$(8.4) \log V = \alpha + \beta X \text{ (Logaritamsko-linearna Engelova kriva)}$$

$$(8.5) V = \alpha + \frac{\beta}{X} \text{ (Inverzna Engelova kriva)}$$

$$(8.6) \log V = \alpha - \frac{\beta}{X} \text{ (Logaritamsko-inverzna Engelova kriva)}$$

$$(8.7) V = \alpha + \beta \log X \text{ (Linearno-logaritamska Engelova kriva)}$$

Za svaku grupu proizvoda i za svaku godinu izračunate su vrednosti statističkih pokazatelja kvaliteta (koeficijenata determinacije i informacionih kriterijuma AIC i BIC) navedenih ekonometrijskih specifikacija, a zatim su primenom odgovarajućeg metoda objašnjenog u šestom poglavlju disertacije izračunate prosečne vrednosti dohodnih

elasticiteta izdataka domaćinstava za svaku od 12 navedenih grupa i određeni broj podgrupa odnosno uže definisanih grupa proizvoda i usluga. Na osnovu izračunatih prosečnih vrednosti dohodnih elasticiteta za svaku godinu i za čitav analizirani period, sve grupe izdataka su klasifikovane u grupu neophodnih, odnosno relativno neophodnih i luksuznih dobara. Primenom Valdovog F testa proverena je istinitost hipoteza koje impliciraju Prvi, Drugi i Treći Engelov zakon, tj. hipoteza da su odgovarajući dohodni elasticiteti manji, jednaki ili veći od jedinice što korespondira odgovarajućim relacijama između kretanja učešća izdataka za pojedine grupe proizvoda sa porastom dohotka domaćinstva.

Imajući u vidu da su se linearna (kvadratna bez kvadratnog člana) i log-log specifikacija u većini slučajeva pokazale reprezentativnim formama Engelovih krivih, te dve specifikacije su korišćene i za ispitivanje uticaja kvalitativnih obeležja domaćinstva odnosno nosioca domaćinstva na visinu izdataka za pojedine proizvode i usluge. Rezultati ocenjivanja uticaja kvalitativnih varijabli kao i parametara iz kojih su izvedeni dohodni elasticiteti prikazani su u odgovarajućim tabelama u sedmom poglavlju i u prilogu disertacije, a pomoćni rezultati obračuna parametara koji su predstavljeni u više od 1000 tabela su zbog ograničenja u pogledu obima izostavljeni disertacije.

Dohodni elasticiteti koji izražavaju uticaj promene dohotka na visinu izdataka domaćinstava mogu se grupisati u tri kategorije. Prvu kategoriju čine dohodni elasticiteti za one grupe izdataka kod kojih je dohodni elasticitet značajno veći od jedinice. U ovu kategoriju proizvoda, koji se zovu luksuzni proizvodi, spadaju: transport ($E=1.66$); alkoholna pića i duvan ($E=1.38$); odeća i obuća ($E=1.35$); ostali lični predmeti i ostale usluge ($E=1.19$); i rekreacija i kultura ($E=1.17$). U kategoriju proizvoda i usluga čija je tražnja u odnosu na dohodak domaćinstva normalno elastična, tj. kod koje je $E \approx 1$ spadaju: obrazovanje ($E=1.11$); restorani i hoteli ($E=1.05$); komunikacije ($E=1.01$); oprema za stan i tekuće održavanje ($E=0.93$); stanovanje, voda, struja, električna energija, gas i druga goriva ($E=0.86$). Proizvodi koji pripadaju ovoj kategoriji, s obzirom na numeričku vrednost dohodnog elasticiteta, u teoriji potrošačke tražnje se nazivaju relativno neophodnim odnosno relativno luksuznim dobrima. Kod preostalih proizvoda koji pripadaju grupi izdataka za hranu i bezalkoholna pića i zdravlje dohodna elastičnost je manja od jedinice. Sledstveno tome, ovi proizvodi se klasifikuju kao neophodna dobra, a izvedeni empirijski rezultati potvrđuju validnost Prvog Engelovog zakona u Srbiji.

Iz prve kategorije navedenih proizvoda kod kojih je $E > 1$ mogu se izdvojiti dve grupe: transport i alkoholna pića i duvan za koje je i u drugim zemljama utvrđeno da pripadaju grupi dobara čije ponašanje u potrošnji opisuje Treći Engelov zakon.

Izdaci za odeću i obuću, prema Drugom Engelovom zakonu rastu proporcionalno sa porastom dohotka. Međutim, dobijeni empirijski rezultat ($E=1.35$) nije u skladu sa Drugim Engelovim zakonom, što znači da kada su u pitanju ovi proizvodi i usluge, Drugi Engelov zakon nije ispoljen u ponašanju srpskih domaćinstava.

Ponašanje domaćinstava u Srbiji u pogledu izdataka za stanovanje, vodu, električnu energiju, gas i ostala goriva; izdataka za opremu za stan i tekuće održavanje; izdataka za restorane i hotele; izdataka za komunikacije; i izdataka za obrazovanje u osnovi sledi zakonitost koja je postulirana Drugim Engelovim zakonom.

Elasticiteti izdataka u odnosu na dohodak domaćinstava ocenjeni su i za 23 odabrana proizvoda iz grupe Hrana i bezalkoholna pića. Dobijeni rezultati pokazuju da iako je tražnja za hranom i bezalkoholnim pićima neelastična pojedinačne vrednosti dohodnih elasticiteta za individualne podgrupe iz ove grupe variraju u širem rasponu otkrivajući da je uticaj dohotka na analizirane kategorije proizvode iz grupe hrana i bezalkoholna pića različit za različite proizvoda.

U celini uzevši dobijeni empirijski rezultati su u dobroj meri potvrdili istinitost pete istraživačke hipoteze koja se odnosi na validnost Engelovih zakona u Srbiji.

Empirijska analiza uticaja socio-ekonomskih i demografskih karakteristika domaćinstava kao celine je pokazala da je uticaj ovih, prevashodno kvalitativnih varijabli na visinu izdataka za pojedine proizvode i grupe proizvoda različit. Tako na primer, rezultati analize sprovedene na podacima uzorka za 2018. godinu su pokazali da varijabla Pol nosioca domaćinstva ima statistički značajan uticaj, kako na inicijalnom nivou, tako i u interakciji sa dohotkom na izdatke za komunikacije; i na izdatke za restorane i hotele; da varijabla Nivo obrazovanja nosioca domaćinstva ima statistički značajan uticaj na izdatke za opremanje stana i tekuće održavanje; i da varijabla Starost nosioca domaćinstva signifikantno utiče na izdatke za stanovanje, vodu, električnu energiju, gas i ostala goriva; i komunikacije.

Empirijskom analizom je utvrđeno da na izdatke za ostale lične predmete i ostale usluge signifikantan uticaj ima varijabla Ekonomska aktivnost nosioca domaćinstva; da je varijabla Veličina domaćinstva kod najvećeg broja grupa izdataka dobara i usluga imala uticaj na inicijalnom nivou potrošnje, dok je u interakciji ove varijable sa varijablom dohotka utvrđen signifikantan uticaj na izdatke za komunikaciju.

Ovi i drugi empirijski rezultati koji su prezentovani u prethodnom poglavlju potvrdili su tvrdnje koje je formulisano hipotezom H4: Pored dohotka koji predstavlja ključnu determinantu obima i strukture potrošnje domaćinstava u Srbiji, na izdatke za pojedine grupe proizvoda određeni uticaj imaju i brojne socio-ekonomske i demografske karakteristike domaćinstva (veličina domaćinstva, pol nosioca domaćinstva, zaposlenost nosioca domaćinstva, nivo obrazovanja nosioca domaćinstva, broj odraslih članova domaćinstva, broj dece u domaćinstvu, broj zaposlenih članova domaćinstva).

Dohodni elasticiteti izdataka za određene grupe odnosno podgrupe proizvoda ocenjeni su i pomoću dve funkcionalne forme kompletnih sistema regresionih jednačina formulisane u obliku AIDS i QUAIDS

$$(8.8) \quad w_i = \alpha_i + \sum_j \gamma_{ij} \log p_j + \beta_i \log\{q/P\} \quad (i = 1, 2, \dots, n) \text{ (AIDS)}$$

$$(8.9) \quad w_i = \alpha_i + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \ln p_j + \beta_i \ln \left[\frac{m}{a(p)} \right] + \frac{\lambda_i}{b(p)} \left\{ \ln \left[\frac{m}{a(p)} \right] \right\}^2 \quad (i = 1, 2, \dots, n) \text{ (QUAIDS)}$$

S obzirom na to da modeli kompletnih sistema regresionih jednačina koji obuhvataju 12 grupa proizvoda i usluga sadrže minimum 12(1+1+12) nepoznatih parametara, gde se 12 parametara u svakoj jednačini tražnje odnosi na cenovne uticaje, jedan parametar na pokazatelj uticaja dohotka, a jedan predstavlja slobodan član, modeli kompletnih sistema regresionih jednačina najčešće se primenjuju u modeliranju potrošnje gde su proizvodi svrstani u manji broj grupa ili se pak pojedine široko definisane grupe tretiraju kao sistemi sastavljeni iz pojedinih podgrupa koje čine elemente toga sistema. Imajući to u vidu u disertaciji su AIDS i QUAIDS model primenjeni za ocenjivanje dohodnih i cenovnih elasticiteta za 11 kategorija grupe Hrana i bezalkoholna pića i za devet uže definisanih grupa za podgrupu Hrana.

Na osnovu ocenjenih vrednosti parametara koji izražavaju uticaj dohotka, sopstvene cene i cene ostalih proizvoda i usluga koje ulaze u sistem potrošnje posmatrane grupe, odnosno podgrupe proizvoda, pored ostalog, utvrđeno je: da je suma Kurnoovih elasticiteta jednaka Engelovom elasticitetu tražnje te robe sa suprotnim predznakom, zatim da je suma vrednosti Kurnoovih elasticiteta tražnje ponderisanih učešćima izdataka za datu grupu proizvoda jednaka jedinici, i da je zbir svih elasticiteta Sluckog ponderisanih učešćem izdataka za pojedine robe u dohotku domaćinstava jednak nuli. Na taj način potvrđena je hipoteza o saglasnosti dobijenih empirijskih rezultata i restrikcija koje postavlja teorijski model potrošačke tražnje.

Poređenjem numeričkih vrednosti elasticiteta ocenjenih modelom jedne regresione jednačine (najčešće formulisane u obliku log-log funkcije) sa odgovarajućim numeričkim vrednostima ocenjenih pomoću AIDS i QUAIDS modela kompletnih sistema regresionih jednačina utvrđeno je da su ocene dobijene modelom kompletnih sistema nešto preciznije u poređenju sa ocenama dobijenim modelom jedne regresione jednačine, ali i da razlika između ocenjenih vrednosti u najvećem broju slučajeva nije statistički značajna.

Jedan od važnih empirijskih rezultata analize potrošnje domaćinstava u Srbiji, zasnovan na proučavanju zavisnosti izdataka za svaku od 12 grupa proizvoda od dohotka domaćinstava za svaku od 13 godina analiziranog perioda odnosi se na činjenicu da ni jedna od razmatranih sedam funkcionalnih formi Engelovih krivih ne može biti odgovarajući reprezentant zavisnosti izdataka od dohotka za sve grupe proizvoda i usluga.

Poređenjem rezultata empirijske analize potrošnje domaćinstava dobijenih za 2018. godinu sa odgovarajućim rezultatima izraženim pre svega u obliku ocenjenih dohodnih elasticiteta za 2006. godinu utvrđeno je da obrazac ponašanja domaćinstava u Srbiji nije isti tokom čitavog analiziranog perioda, čime je potvrđena postavka o promenljivosti preferencija potrošača tokom vremena. Promene preferencija potrošača u modelima tražnje u formalnom pogledu izražavaju isti uticaj koji u modelima proizvodnje izražava uticaj naučno-tehnološkog progresa i koji se često tretira kao rezidualna varijabla u modelima privrednog rasta.

I pored zaključka u pogledu pouzdanosti rezultata empirijske analize koji proizlaze iz činjenice da su u istraživanjima korišćeni veliki uzorci i adekvatni funkcionalni oblici regresionih krivih i metodološki pristupi (parcijalni i kompleksni) analizi potrošačke tražnje ovi rezultati, kao uostalom i rezultati svake druge empirijske analize, imaju određena ograničenja.

Obično se kao osnovno ograničenje u analizama zasnovanim na anketama navodi nedovoljna pouzdanost podataka koji su rezultat odgovora ispitanika na pojedina pitanja u upitniku. Ovo ograničenje može biti ublaženo činjenicom, da ne deluje tako restriktivno s obzirom na zakon velikih brojeva, prema kome se odstupanja iznad (precenjivanje izdataka) i ispod (podcenjivanje izdataka) međusobno poništavaju i u proseku se dobijaju tačni podaci.

Drugo ograničenje proističe iz činjenice da se zbog prirode nekih proizvoda i usluga količine ne mogu precizno izraziti, tako da je veoma teško utvrditi cenovnu komponentu izdataka za te proizvode i usluge i odgovarajuće cenovne varijable uključiti u ekonometrijske modele koje implicira kompleksni pristup proučavanju potrošačke tražnje.

Osnovno ograničenje rezultata koji se dobijaju na bazi modela kompletnih sistema regresionih jednačina tiče se implicitne pretpostavke da su preferencije domaćinstava separabilne, odnosno aditivne, te da se pojedine grupe proizvoda mogu posmatrati kao autonomni podsistemi ukupnog sistema potrošnje domaćinstava.

LITERATURA

- 1 Aasness, J. and Rødseth, A., 1983. Engel curves and systems of demand functions. *European Economic Review*, 20(1-3), pp.95-121.
- 2 Abdulai, A., 2002. Household demand for food in Switzerland. A quadratic almost ideal demand system. *Revue Suisse D Economie Et De Statistique*, 138(1), pp.1-18.
- 3 Abdulai, A., Jain, D.K. and Sharma, A.K., 1999. Household food demand analysis in India. *Journal of Agricultural Economics*, 50(2), pp.316-327.
- 4 Aitchison, J. and Brown, J.A., 1954. A synthesis of Engel curve theory. *The Review of Economic Studies*, 22(1), pp.35-46.
- 5 Al-Habashneh, F. and Al-Majali, K., 2014. Estimating the Engel Curves for household expenditures in Jordan from 2010 to 2011. *European Scientific Journal, ESJ*, 10(2).
- 6 Ali, M.S., 1985. Household consumption and saving behaviour in Pakistan: an application of the extended linear expenditure system. *The Pakistan Development Review*, pp.23-37.
- 7 Allen, R.G., 1936. Professor Slutsky's Theory of Consumers' Choice. *Review of Economic Studies*, 3: 120-9.
- 8 Allen, R.G.D. and Bowley, A.L., 1935. *Family expenditure: a study of its variation* (No. 2). PS King.
- 9 Anker, R., 2011. *Engel's law around the world 150 years later*. Political Economy Research Institute Working Paper No, 247.
- 10 Aristei, D., Perali, F. and Pieroni, L., 2008. Cohort, age and time effects in alcohol consumption by Italian households: a double-hurdle approach. *Empirical Economics*, 35(1), pp.29-61.
- 11 Azzam, A. and Rettab, B., 2015. Estimation and application of a complete demand system for the United Arab Emirates. *International Journal of Emerging Markets*, 10(3), pp.329-349.
- 12 Baltagi, B., 2008. *Econometrics*. Springer-Verlag Berlin Heidelberg.
- 13 Banks, J., Blundell, R. and Lewbel, A., 1997. Quadratic Engel curves and consumer demand. *Review of Economics and statistics*, 79(4), pp.527-539.
- 14 Barnett, W.A. and Seck, O., 2008. Rotterdam model versus almost ideal demand system: will the best specification please stand up?. *Journal of Applied Econometrics*, 23(6), pp.795-824.
- 15 Barnett, W.A. and Usui, I., 2007. The theoretical regularity properties of the normalized quadratic consumer demand model. In *Functional Structure Inference* (pp. 107-127). Emerald Group Publishing Limited.
- 16 Barten, A.P. and Böhm, V., 1982. *Consumer theory*. Handbook of mathematical economics, 2, pp.381-429.
- 17 Barten, A.P., 1964. Consumer demand functions under conditions of almost additive preferences. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, pp.1-38.
- 18 Barten, A.P., 1977. The systems of consumer demand functions approach: a review. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, pp.23-51.

- 19 Barten, A.P., 1993. *Consumer allocation models: choice of functional form*. Empirical Economics, 18(1), pp.129-158.
- 20 Beneito, P., 2003. A complete system of Engel curves in the Spanish economy. *Applied Economics*, 35(7), pp.803-816.
- 21 Bierens, H. J., & Pott-Buter, H. A. 1987. *Specification of household expenditure functions and equivalence scales by nonparametric regression*. Serie research memoranda.
- 22 Blanciforti, L. and Green, R., 1983. *An almost ideal demand system incorporating habits: an analysis of expenditures on food and aggregate commodity groups*. The Review of Economics and Statistics, pp.511-515.
- 23 Blundell, R. and Ray, R., 1984. Testing for linear Engel curves and additively separable preferences using a new flexible demand system. *The Economic Journal*, 94(376), pp.800-811.
- 24 Boman, M., Fredman, P., Lundmark, L. and Ericsson, G., 2013. Outdoor recreation—a necessity or a luxury? Estimation of Engel curves for Sweden. *Journal of Outdoor Recreation and Tourism*, 3, pp.49-56.
- 25 Bourguignon, F., Browning, M., Chiappori, P.A. and Lechene, V., 1993. Intra household allocation of consumption: A model and some evidence from French data. *Annales d'Economie et de Statistique*, pp.137-156.
- 26 Bowley, A.L., 1924. *Mathematical groundwork of economics*. California Press, Oxford.
- 27 Browning, M., Chiappori, P.A. and Lewbel, A., 2013. Estimating consumption economies of scale, adult equivalence scales, and household bargaining power. *Review of Economic Studies*, 80(4), pp.1267-1303.
- 28 Casey, M., 1973. An Application of the Samuelson-Stone Expenditure System to Food Consumption in Ireland. *Economic and Social Review*, 4(3), pp.309.
- 29 Cassel, G., 1899. *Grundriss einer elementaren Preislehre*. Zeitschrift für die gesamte Staatswissenschaft/Journal of Institutional and Theoretical Economics, (H. 3), pp.395-458.
- 30 Chai, A. and Moneta, A., 2010. Retrospectives: Engel curves. *Journal of Economic Perspectives*, 24(1), pp.225-40.
- 31 Chai, A. and Moneta, A., 2013. Back to Engel? Some evidence for the hierarchy of needs. In *Long Term Economic Development* (pp. 33-59). Springer, Berlin, Heidelberg.
- 32 Chakrabarty, M. and Hildenbrand, W., 2011. Engel's law reconsidered. *Journal of mathematical economics*, 47(3), pp.289-299.
- 33 Chern, W.S., Ishibashi, K., Taniguchi, K. and Yokoyama, Y., 2003. *Analysis of food consumption behavior by Japanese households*. FAO economic and social development paper, 152.
- 34 Chipman, J.S., Hurwicz, L., Richter, M.K. (Eds.), 1971. *Preferences, Utility, and Demand*. Harcourt Brace Jovanovich, Inc., New York.
- 35 Christensen, L.R., Jorgenson, D.W. and Lau, L.J., 1975. Transcendental logarithmic utility functions. *The American Economic Review*, 65(3), pp.367-383.
- 36 Clarkson, G.P., 1962. *The theory of consumer demand: A critical appraisal*. Massachusetts Institute of technology.
- 37 Clements, K.W. and Gao, G., 2015. The Rotterdam demand model half a century on. *Economic Modelling*, 49, pp.91-103.

- 38 Creel, M., 2006. *Econometrics*. URL <http://pareto.uab.es/mcreel/Econometrics/econometrics.pdf>.
- 39 Dacić, L., Hanić, H. (2019). Uticaj dohotka na potrošnju hrane i bezalkoholnih pića domaćinstava u Bosni i Hercegovini : mikroekonomski pristup. *EMC review*, Vol. IX, No. 1. ISSN 2232-8823, COBISS.SR-ID 512563554, pp.107-123.
- 40 Davies, S., 2006. Income, gender and consumption: A study of Malawian households.
- 41 Davies, S., 2011. Income, gender, and consumption: A study of Malawian households. *The Journal of Developing Areas*, pp.1-25.
- 42 Dax, P., 1987. Estimation of income elasticities from cross-section data. *Applied Economics*, 19(11), pp.1471-1482.
- 43 De Agostini, P., 2014. *The effect of food prices and household income on the British diet* (No. 2014-10). ISER Working Paper Series.
- 44 Deaton, A. 1985. *Panel data from time-series of cross-sections*. Econometric Research Program, Princeton University.
- 45 Deaton, A. 1986. Demand analysis. *Handbook of econometrics*, 3, 1767-1839.
- 46 Deaton, A. and Muellbauer, J., 1980. An almost ideal demand system. *The American economic review*, 70(3), pp.312-326.
- 47 Deaton, A., 1974. A reconsideration of the empirical implications of additive preferences. *The Economic Journal*, 84(334), pp.338-348.
- 48 Ducpetiaux, E. 1855. *Budgets Economiques des Classes Ouvriers en Belgique*. Brussels.
- 49 Deaton, A.S., Ruiz-Castillo, J. and Thomas, D., 1989. The influence of household composition on household expenditure patterns: theory and Spanish evidence. *Journal of political economy*, 97(1), pp.179-200.
- 50 Dominedò, V. (1933). Considerazioni intorno alla teoria della domanda. *Giornale degli Economisti Rivista di Statistica*, [4], 73: 30-48, pp.765-807.
- 51 Donaldson, D. and Pendakur, K., 2004. Equivalent-expenditure functions and expenditure-dependent equivalence scales. *Journal of Public Economics*, 88(1-2), pp.175-208.
- 52 Dougherty, C., 2007. *Introduction to Econometrics. Ed. Third*. Oxford.
- 53 Dudek, H. and Koszela, G., 2013. Comparison of households' expenditures structures in selected countries of European Union. *Acta Scientiarum Polonorum. Oeconomia*, 12(3).
- 54 Dudek, H., 2011. Quantitative analysis of the household's expenditure for food. *Zeszyty Naukowe Szkoły Głównej Gospodarstwa Wiejskiego w Warszawie. Problemy Rolnictwa Światowego*, 11(3).
- 55 Dudek, H., 2013. Equivalence scales for Poland—new evidence using complete demand systems approach. *Research Papers of Wrocław University of Economics*, (308), pp.128-143.
- 56 Dybczak, K., Tóth, P. and Voňka, D., 2014. Effects of price shocks on consumer demand: Estimating the QUAIDS demand system on Czech household budget survey data. *Czech Journal of Economics and Finance*, 64(6), pp.476-500.
- 57 Edgeworth, F.Y. 1881. *Mathematical Physics*. London: Kegan Paul.
- 58 Engel, E. (1857). *Die Produktions und Consumtionsverhältnisse des Königreichs Sachsen*. Zeitschrift des Statistischen Büreaus des Königlich Sächsischen Ministeriums des Innern, 8 and 9.

- 59 Engel, E. 1895. *Die Lebenskosten belgischer Arbeiterfamilien früher und jetzt*, Appendix I
- 60 Fisher, I. 1926. *Mathematical Investigations in the Theory of Value and Prices*. New Haven: Yale University Press.
- 61 Fisk, P.R., 1958. *Maximum likelihood estimation of Tornqvist demand equations*. *The Review of Economic Studies*, 26(1), pp.33-50.
- 62 Frisch, R. 1959. A Complete Scheme for Computing All Direct and Cross Demand Elasticities in a Model with Many Sectors. *Econometrica*, Vol. 27, No. 2, pp. 177-196.
- 63 Fulponi, L., 1989. The almost ideal demand system: An application to food and meat groups for France. *Journal of Agricultural Economics*, 40(1), pp.82-92.
- 64 Gastwirth, J.L., 1972. The estimation of the Lorenz curve and Gini index. *The review of economics and statistics*, pp.306-316.
- 65 Goldman, S.M. and Uzawa, H., 1964. A note on separability in demand analysis. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, pp.387-398.
- 66 Gostkowski, M., 2018. Elasticity of Consumer Demand: Estimation Using a Quadratic Almost Ideal Demand System. *Econometrics*, 22(1), pp.68-78.
- 67 Grđić, G., Eremić, M., Mladenović, D., 1980. *Ekonomsko-statistička analiza* (Deo I). Ekonomski fakultet Univerzitet u Beogradu.
- 68 Grđić, G., Eremić, M., Mladenović, D., 1980. *Ekonomsko-statistička analiza* (Deo II). Ekonomski fakultet Univerzitet u Beogradu.
- 69 Hanić, H., 1980. *Regresiona analiza tražnje poljoprivrednih proizvoda na osnovu vremenskih serija tržišne statistike*. Simpozijum o regresionoj analizi, Novi Sad.
- 70 Hanić, H., 1981. *Istraživanje tržišta – Modeli i ekonometrijske osnove analize tražnje*. Institut za ekonomiku industrije.
- 71 Hanić, H. 1984. *Utvrđivanje tačnog indeksa troškova života*. Naučna konferencija „Statistika danas“, Savezni zavod za statistiku i Ekonomski fakultet u Beogradu.
- 72 Hanić, H., 1982. *Modeli kompleksne analize potrošačke tražnje*. Doktorska disertacija.
- 73 Hanić, H., 1984. *Teorija i modeli tražnje*. Sloboda.
- 74 Hanić, H., 1990. *Teorija i ekonometrijski modeli potrošačke tražnje*. Ekonomski fakultet Beograd.
- 75 Hanić, H., 2006. *Istraživanje tržišta i marketing informacioni sistem*. Ekonomski fakultet Beograd.
- 76 Hanić, H., 2018. *Repetitorijum osnovnih matematičko-statističkih pojmova*. Beogradska bankarska akademija.
- 77 Haq, Z.U., Sherif, S. and Gheblawi, M., 2014. Impact of socioeconomic and demographic characteristics of households on demand for Food Away from Home in the United Arab Emirates. *International Journal of Hospitality Management*, 42, pp.92-99.
- 78 Haque, M.O., 2006. *Income elasticity and economic development: Methods and applications* (Vol. 42). Springer Science & Business Media.
- 79 Hasan, S.A., 2016. Engel curves and equivalence scales for Bangladesh. *Journal of the Asia Pacific Economy*, 21(2), pp.301-315.
- 80 Hausman, J., 1978. Specification tests in econometrics. *Econometrica* 46: pp.1251–1271.
- 81 Henningsen, A., 2017. Demand Analysis with the “Almost Ideal Demand System” in R: Package micEconAids.

- 82 Hicks, J.R. 1937. *Théorie mathématique de la valeur*. Paris: Hermann & Cie.
- 83 Hicks, J.R. 1939. *Value and Capital*. Oxford: Clarendon Press.
- 84 Hicks, J.R. and Allen, R.G.D. 1934. A Reconsideration of the Theory of Value. *Economica*, 1: 52-76, pp.196-219.
- 85 Horton, S. and Campbell, C., 1991. Wife's employment, food expenditures, and apparent nutrient intake: evidence from Canada. *American Journal of Agricultural Economics*, 73(3), pp.784-794.
- 86 Houthakker, H.S., 1950. Revealed preference and the utility function. *Economica*, 17(66), pp.159-174.
- 87 Houthakker, H.S., 1957. An international comparison of household expenditure patterns, commemorating the centenary of Engel's law. *Econometrica, Journal of the Econometric Society*, pp.532-551.
- 88 Houthakker, H.S., 1960. Additive preferences. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, pp.244-257.
- 89 Ishida, A., Law, S.H. and Aita, Y., 2003. Changes in food consumption expenditure in Malaysia. *Agribusiness: An International Journal*, 19(1), pp.61-76.
- 90 Janda, K., Mikolášek, J. and Netuka, M., 2010. Complete almost ideal demand system approach to the Czech alcohol demand. *Agricultural Economics*, 56(9), pp.421-434.
- 90 Johnson, W.E. (1913). The Pure Theory of Utility Curves. *Economic Journal*, 23: pp.483-513.
- 91 Jevons, W.S. 1871. *The Theory of Political Economy*. London-New York: Macmillan.
- 92 Jorgenson, D.W. 1997. *Welfare: Measuring social welfare* (Vol. 2). Mit Press.
- 93 Jorgenson, D.W. and Lau, L.J., 1975. The structure of consumer preferences. In *Annals of Economic and Social Measurement*, Volume 4, number 1 (pp. 49-101). NBER.
- 94 Kalwij, A. and Salverda, W., 2007. The effects of changes in household demographics and employment on consumer demand patterns. *Applied Economics*, 39(11), pp.1447-1460.
- 95 Kirkpatrick, S. and Tarasuk, V., 2003. The relationship between low income and household food expenditure patterns in Canada. *Public health nutrition*, 6(6), pp.589-597.
- 96 Konishi, S. and Kitagawa, G., 2008. *Information criteria and statistical modeling*. Springer Science & Business Media.
- 97 LaFrance, J.T., 2004. Integrability of the linear approximate almost ideal demand system. *Economics Letters*, 84(3), pp.297-303.
- 98 Lane, D.M., Scott, D., Hebl, M., Guerra, R., Osherson, D. and Zimmer, H., 2017. *An Introduction to Statistics*. Rice University.
- 99 Leser, C.E.V., 1963. Forms of Engel functions. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, pp.694-703.
- 100 Lewbel, A. and Pendakur, K., 2008. Equivalence scales. *New Palgrave Dictionary of Economics*. Boston College, Simon Fraser University.
- 101 Lewbel, A. and Pendakur, K., 2008. Tricks with hicks: the EASI implicit marshallian demand system for unobserved heterogeneity and flexible Engel curves. *American Economic Review*, 2.
- 102 Lewbel, A., 2006. *Engel curves: entry for the new palgrave dictionary of economics*. Boston College.

- 103 Luo, D. and Song, B., 2012. Analysis of the income elasticity of the consumer demand of Chinese rural residents and prediction of its trend. *Grey Systems: Theory and Application*, 2(2), pp.148-156.
- 104 Lyssiotou, P., Pashardes, P. and Stengos, T., 2002. Age effects on consumer demand: an additive partially linear regression model. *Canadian Journal of Economics/Revue canadienne d'économie*, 35(1), pp.153-165.
- 105 Machado, C.S. and Cardoso, A.R., 2003. Female labor force participation and household expenditure patterns. Instituto *Politécnico do Cávado e do Ave, Barcelos, Portugal*.
- 106 Majumder, A. and Chakrabarty, M., 2010. Estimating equivalence scales through Engel curve analysis. In *Econophysics and economics of games, social choices and quantitative techniques* (pp. 241-251). Springer, Milano.
- 107 Marshall, A., 1961. Principles of Economics, ninth (variorum) edition. Guillebaud, CW, ed.
- 108 Menger, C. 1871. *Grundsätze der Volkswirtschaftslehre*. Wien: Braumüller.
- 109 Mergos, G.J. and Donatos, G. S., 1989. Demand for food in Greece: An almost ideal demand system analysis. *Journal of Agricultural Economics*, 40(2), pp.178-184.
- 110 Muellbauer, J., 1975. Aggregation, income distribution and consumer demand. *The Review of Economic Studies*, 42(4), pp.525-543.
- 111 Mittal, S., 2006. *Structural shift in demand for food: projections for 2020* (No. 184). Working paper.
- 112 Mohamed, Z., Abdullah, A.M. and Radam, A., 2009. *Evidence of Engel curves in food away from home: A study of Malaysia*. MPRA Paper.
- 113 Moneta, A. and Chai, A., 2013. The evolution of Engel curves and its implications for structural change theory. *Cambridge journal of economics*, 38(4), pp.895-923.
- 114 Moscati, I., 2007. History of consumer demand theory 1871–1971: A Neo-Kantian rational reconstruction. *The European Journal of the History of Economic Thought*, 14(1), pp.119-156.
- 115 Nelson, J. A. 1988. Household economies of scale in consumption: theory and evidence. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, pp.1301-1314.
- 116 Neves, P. 1987. *Analysis of Consumer Demand in Portugal, 1958-1981*. Memoire de matrise en sciences économiques. Universite Catholique de Louvain, Louvain-la-Neuve.
- 117 Nicholson, J.L., 1949. Variations in working class family expenditure. *Journal of the Royal Statistical Society. Series A (General)*, 112(4), pp.359-418.
- 118 Ojoko, E.A. and Umbugadu, G. B., 2016. Factors Influencing Household Expenditure Patterns on Cereal Grains in Nasarawa State, Nigeria. World Academy of Science, Engineering and Technology, *International Journal of Social, Behavioral, Educational, Economic, Business and Industrial Engineering*, 10(4), pp.1132-1137.
- 119 Paraguas, M. D. S. and Kamil, A. A., 2005. Model Selection of Meat Demand System Using the Rotterdam Model and the Almost Ideal Demand System (AIDS). *Journal of Modern Applied Statistical Methods*, 5(2), pp.26.
- 120 Pareto, V. 1906. *Manuale di Economia Politica*. Milano: Società Editrice Libraria.
- 121 Parks, R.W., 1969. Systems of demand equations: an empirical comparison of alternative functional forms. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, pp.629-650.

- 122 Pendakur, K., 1999. Semiparametric estimates and tests of base-independent equivalence scales. *Journal of Econometrics*, 88(1), pp.1-40.
- 123 Perthel, D. 1975. Engel's law revisited. *International Statistical Review*. Vol. 43, No. 2, pp 211-218.
- 124 Phipps, S.A. and Burton, P.S., 1998. What's mine is yours? The influence of male and female incomes on patterns of household expenditure. *Economica*, 65(260), pp. 599-613.
- 125 Poi, B.P., 2012. Easy demand-system estimation with quads. *Stata Journal*, 12(3), pp.433.
- 126 Pollak, R. A. i Wales, T. J. (1969). Estimation of the Linear Expenditure System. *Econometrica*. Vol. 37, No. 4, pp.611-628.
- 127 Pollak, R. A., & Wales, T. J. (1981). Demographic variables in demand analysis. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, pp.1533-1551.
- 128 Pollak, R.A. and Wales, T.J., 1978. Estimation of complete demand systems from household budget data: the linear and quadratic expenditure systems. *The American Economic Review*, pp.348-359.
- 129 Prais, S.J. and Houthakker, H.S., 1955. *The analysis of family budgets* (Vol. 4). CUP Archive.
- 130 Prais, S.J., 1952. *Non-linear estimates of the Engel curves*. *The Review of Economic Studies*, 20(2), pp.87-104.
- 131 Ray, R. 1983. Measuring the costs of children: An alternative approach. *Journal of Public Economics*, 22: pp.89–102.
- 132 Republički zavod za statistiku Srbije, 2009. *Anketa o potrošnji domaćinstava*. Republički zavod za statistiku Srbije.
- 133 Republički zavod za statistiku Srbije, 2013. *Anketa o potrošnji domaćinstava*. Republički zavod za statistiku Srbije.
- 134 Republički zavod za statistiku Srbije, 2017. *Anketa o potrošnji domaćinstava*. Republički zavod za statistiku Srbije.
- 135 Republički zavod za statistiku Srbije, 2018. *Prihodi u novcu i u naturi i lična potrošnja domaćinstava*. Republički zavod za statistiku Srbije.
- 136 Rufino, C., 2013. Consumption pattern of the poor households in Metro Manila-A microeconomic evaluation. *DLSU Business & Economics Review*, 23(1), pp.10-24.
- 137 Ryan, D.L. and Wales, T.J., 1999. Flexible and semiflexible consumer demands with quadratic Engel curves. *Review of Economics and Statistics*, 81(2), pp.277-287.
- 138 Sahinli, M.A. and Ozcelik, A., 2015. An Almost Ideal Demand System: An Application To The Different Commodities For Turkey. *Agriculture and Food*.
- 139 Samuelson, P.A., 1948. Consumption theory in terms of revealed preference. *Economica*, 15(60), pp.243-253.
- 140 Sasaki, K. and Fukagawa, Y., 1987. An analysis of the Japanese expenditure pattern: an application of a dynamic linear expenditure system to the 1961–1982 data. *Agribusiness*, 3(1), pp.51-68.
- 141 Sawtelle, B.A., 1993. *Income elasticities of household expenditures: a US cross-section perspective*. *Applied Economics*, 25(5), pp.635-644.
- 142 Schultz, H. (1933). Interrelations of Demand. *Journal of Political Economy*, 41: 468-512.

- 143 Sekhampu, T.J. and Niyimbanira, F., 2013. Analysis of the factors influencing household expenditure in a South African township. *The International Business & Economics Research Journal (Online)*, 12(3), pp.279.
- 144 Siami-Namini, S. 2017. *Analysis of U. S. Household Final Consumption Expenditure using LA/AIDS Approach*. International Journal of Current Advanced Research. Vol. 6, No. 9, pp.6315-6320.
- 145 Slutsky, E., 1915. *Sulla teoria del bilancio del consumatore*. Giornale degli economisti e rivista di statistica, pp.1-26.
- 146 Stigler, G. J. 1950. The Development of Utility Theory. *The Journal of Political Economy*, Vol. 58, No. 4, pp.307-327
- 147 Stigler, G.J., 1954. The early history of empirical studies of consumer behavior. *Journal of Political Economy*, 62(2), pp.95-113.
- 148 Stone, R. 1954. Linear expenditure systems and demand analysis: an application to the pattern of British demand. *The Economic Journal*, 64(255),pp. 511-527.
- 149 Sulgham, A. and Zapata, H., 2006, July. A semiparametric approach to estimate engel curves using the US micro data. In *American Agricultural Economics Association Annual Meetings*, Long Beach, California (pp. 23-26).
- 150 Šuvaković, Đ., Hanić, H. i Bisić, M. 1999. *Teorija cena*. Univerzitet u Beogradu, Ekonomski fakultet.
- 151 Theil, H., 1965. The information approach to demand analysis. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, pp.67-87.
- 152 Theil, H., 1971. *Principles of econometrics* (Vol. 4). New York: Wiley.
- 153 Theil, H., 1975. *Theory and measurement of consumer demand* (Vol. 1). North-Holland Publishing company - Amsterdam, Oxford, American Elsevier publishing company, Inc.-New York.
- 154 Theil, H., 1975. *Theory and measurement of consumer demand* (Vol. 2). North-Holland Publishing company - Amsterdam, Oxford.B120
- 155 Thiele, S. and Weiss, C., 2003. Consumer demand for food diversity: evidence for Germany. *Food policy*, 28(2), pp.99-115.
- 156 Törnquist, L., 1941. *Ekonomisk statistik*. Wiley on behalf of The Scandinavian Journal of Economics.
- 157 Tričković, V., 1971. *Proučavanje potrošačke tražnje sa posebnim osvrtom na analizu porodičnih budžeta*. Institut društvenih nauka-Centar za ekonomska istraživanja.
- 158 Tričković, V., i Hanić, H., 1996. *Istraživanje tržišta*. Univerzitet u Beogradu, Ekonomski fakultet.
- 159 Uraz, A.R.Z.U., 2008. *Assessing patterns of household expenditures on recreation and culture in Turkey in 2003*. Diss. middle east Technical University.
- 160 Von Neumann, J., Morgenstern, O. 1947. *Theory of games and economic behavior*. Princeton university press.
- 161 Walras, L. 1874. *Éléments d'économie politique pure*. Corbaz & C., Lausanne.
- 162 White, H., 1980. A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, pp.817-838.
- 163 Wold, H. and Jureen, L., 1953. *Demand analysis*. John Wiley And Sons, Inc.; New York.
- 164 Wooldridge, J.M., 2010. *Econometric analysis of cross section and panel data*. MIT press.

- 165 Working, H., 1943. Statistical laws of family expenditure. *Journal of the American Statistical Association*, 38(221), pp.43-56.
- 166 Xi, J., Mittelhammer, R. i Heckelei, T. (2004). A Quaid's Model of Japanese Meat Demand. American Agricultural Economics Association (AAEA) 2004 Annual meeting, August 1-4, Denver, CO.
- 167 Wright, C. D. 1989. Comparative Wages, Prices and Cost of Living. *Reprint of 16th Annual Report of the Massachusetts Bureau of Statistics and Labor for 1885*. Wright and Potter Printing Co. 1889. Boston.
- 168 Yatchew, A. 2003. *Semiparametric regression for the applied econometrician*. Cambridge University Press.
- 169 Yeong-Sheng, T.E.Y., Shamsudin, M.N., Mohamed, Z., Abdullah, A.M. and Radam, A., 2008. *Demand analyses of food in Malaysia: Effects of model specification and demographic variables*. University Library of Munich, Germany.
- 170 Yu, X., 2018. Engel curve, farmer welfare and food consumption in 40 years of rural China. *China Agricultural Economic Review*, 10(1), pp.65-77.
- 171 Yusof, S.A. and Duasa, J., 2010. Consumption patterns and income elasticities in Malaysia. *Malaysian Journal of Economic Studies*, 47(2), pp.91-106.
- 172 Zavod za statistiku – MONSTAT, 2006. *Ankete o potrošnji domačinstava u 2005. godini*. Zavod za statistiku – MONSTAT.
- 173 Zavod za statistiku – MONSTAT, 2007. *Ankete o potrošnji domačinstava u 2006. godini*. Zavod za statistiku – MONSTAT.
- 174 Zavod za statistiku – MONSTAT, 2008. *Ankete o potrošnji domačinstava u 2007. godini*. Zavod za statistiku – MONSTAT.
- 175 Zavod za statistiku – MONSTAT, 2009. *Ankete o potrošnji domačinstava u 2008. godini*. Zavod za statistiku – MONSTAT.
- 176 Zavod za statistiku – MONSTAT, 2010. *Ankete o potrošnji domačinstava u 2009. godini*. Zavod za statistiku – MONSTAT.
- 177 Zavod za statistiku – MONSTAT, 2011. *Ankete o potrošnji domačinstava u 2010. godini*. Zavod za statistiku – MONSTAT.
- 178 Zavod za statistiku – MONSTAT, 2012. *Ankete o potrošnji domačinstava u 2011. godini*. Zavod za statistiku – MONSTAT.
- 179 Zavod za statistiku – MONSTAT, 2013. *Ankete o potrošnji domačinstava u 2012. godini*. Zavod za statistiku – MONSTAT.
- 180 Zavod za statistiku – MONSTAT, 2014. *Ankete o potrošnji domačinstava u 2013. godini*. Zavod za statistiku – MONSTAT.
- 181 Zavod za statistiku – MONSTAT, 2015. *Ankete o potrošnji domačinstava u 2014. godini*. Zavod za statistiku – MONSTAT.
- 182 Zavod za statistiku – MONSTAT, 2016. *Ankete o potrošnji domačinstava u 2015. godini*. Zavod za statistiku – MONSTAT.
- 183 Zavod za statistiku – MONSTAT, 2018. *Ankete o potrošnji domačinstava u 2017. godini*. Zavod za statistiku – MONSTAT.

PRILOZI

1. KLASIFIKACIJA LIČNE POTROŠNJE PO NAMENI

COICOP - Classification of Individual Consumption According To Purpose

(Izvor:https://ec.europa.eu/eurostat/ramon/nomenclatures/index.cfm?TargetUrl=LST_NOM_DTL&StrNom=HICP_2000&StrLanguageCode=EN&IntPcKey=37591913&StrLa)

01. HRANA I BEZALKOHOLNA PIĆA		
01.1.	Hrana	
	01.1.1.	Hleb i cerealijske
	01.1.2.	Meso
	01.1.3.	Riba
	01.1.4.	Mleko, sir i jaja
	01.1.5.	Ulja i masti
	01.1.6.	Voće
	01.1.7.	Povrće
	01.1.8.	Šećer, džem, med, čokolada i konditorski proizvodi
	01.1.9.	Prehrambeni proizvodi
01.2.	Bezalkoholna pića	
	01.2.1.	Kafa, čaj i kakao
	01.2.1.	Mineralna voda, napici, sokovi od voća i povrća
02. ALKOHOLNA PIĆA I DUVAN		
02.1.	Alkoholna pića	
	02.1.1.	Žestoka pića
	02.1.2.	Vina
	02.1.3.	Piva
02.2.	Duvan	
	02.2.0.	Duvan
03 ODEĆA I OBUĆA		
03.1.	Odeća	
	03.1.1	Materijal za odeću
	03.1.2	Odeća
	03.1.3	Ostali predmeti za odeću
	03.1.4	Čišćenje, popravka i iznajmljivanje odeće
03.2.	Obuća	
	03.2.1 / 2	Obuća i ostala obuća, uključujući popravku i iznajmljivanje obuće
04 STANOVANJE, VODA, ELEKTRIČNA ENERGIJA, GAS I OSTALA GORIVA		
04.1.	Stvarna renta	
	04.1.1 / 2	Stvarne zakupnine koje plaćaju stanari, uključujući ostale stvarne najamnine
04.3.	Održavanje i popravka stana	
	04.3.1	Materijali za održavanje i popravku stana
	04.3.2	Usluge održavanja i popravke stana
04.4.	Vodosnabdevanje i različite komunalne usluge	
	04.4.1	Snabdevanje vodom

	04.4.2	Prikupljanje otpada
	04.4.3	Sakupljanje kanalizacije
	04.4.4	Ostale usluge koje se odnose na stan
04.5.	Električna energija, plin i drugi energenti	
	04.5.1	Električna energija
	04.5.2	Gas
	04.5.3	Tečna goriva
	04.5.4	Čvrsta goriva
	04.5.5	Toplotna energija
05 OPREMA ZA STAN I TEKUĆE ODRZAVANJE		
05.1.	Nameštaj, pokućstvo, tepisi i podne prostirke	
	05.1.1	Nameštaj i pokućstvo
	05.1.2	Tepisi i druge podne obloge
	05.1.3	Popravka nameštaja, pokućstva i podnih obloga
05.2.	Tekstilni proizvodi za kuću	
	05.2.0	Tekstilni proizvodi za kuću
05.3.	Uređaji za kuću	
	05.3.1 / 2	Glavni kućni aparati bez obzira da li su električni ili ne i mali električni kućni aparati
	05.3.3	Popravka kućnih aparata
05.4.	Stakleno i stolno posuđe	
	05.4.0	Stakleno i stolno posuđe
05.5.	Alati i oprema za kuću i vrt	
	05.5.1 / 2	Glavni alati i oprema i sitni alati i razni pribor
05.6.	Proizvodi i usluge za redovno održavanje kuće	
	05.6.1	Netrajna roba za domaćinstvo
	05.6.2	Kućne usluge i usluge za održavanje domaćinstva
06 ZDRAVLJE		
06.1.	Medicinski proizvodi, pomagala i oprema	
	06.1.1	Farmaceutski proizvodi
	06.1.2 / 3	Ostali medicinski proizvodi, terapijski uređaji i oprema
06.2.	Zdravstvene usluge, osim bolničkih	
	06.2.1 / 3	Medicinske i paramedicinske usluge
	06.2.2	Stomatološke usluge
06.3.	Bolničke usluge	
	06.3.0.	Bolničke usluge
07 TRANSPORT		
07.1.	Kupovina vozila	

	07.1.1	Motorna vozila
	07.1.2 / 3 / 4	Motocikli, bicikli i vozila sa životinjama
07.2.	Upotreba prevoznih sredstava	
	07.2.1	Rezervni delovi i pribor za ličnu transportnu opremu
	07.2.2	Goriva i maziva za ličnu transportnu opremu
	07.2.3	Održavanje i popravka lične transportne opreme
	07.2.4	Ostale usluge u vezi sa ličnom prevoznom opremom
07.3.	Usluge prevoza	
	07.3.1	Putnički prevoz železnicom
	07.3.2	Putnički prevoz drumskim saobraćajem
	07.3.3	Prevoz putnika vazdušnim saobraćajem
	07.3.4	Putnički prevoz morskim i unutrašnjim plovnim putevima
	07.3.5	Kombinovani prevoz putnika
	07.3.6	Ostale kupljene prevozne usluge
08 KOMUNIKACIJE		
08.1.	Poštanske usluge	
	08.1.0	Poštanske usluge
	08.x	Telefonska i telefaks oprema i telefonske i telefaks usluge
	08.2 / 3.0	Telefonska i telefaks oprema i telefonske i telefaks usluge
09 REKREACIJA I KULTURA		
09.1.	Audiovizuelna, foto i informatička oprema	
	09.1.1	Oprema za prijem, snimanje i reprodukciju zvuka i slika
	09.1.2	Fotografska i kinematografska oprema i optički instrumenti
	09.1.3	Oprema za obradu informacija
	09.1.4	Mediji za snimanje
	09.1.5	Popravka audio-vizuelne, fotografske i opreme za obradu informacija
09.2.	Ostala trajna dobra za rekreaciju i kulturu	
	09.2.1 / 2	Glavne izdržljivosti za rekreaciju u zatvorenom i na otvorenom, uključujući muzičke instrumente
	09.2.3	Održavanje i popravka ostalih glavnih trajnih proizvoda za rekreaciju i kulturu
09.3.	Ostala dobra za rekreaciju, vrt i kućni ljubimci	
	09.3.1	Igre, igračke i hobiji
	09.3.2	Oprema za sport, rekreaciju i kampovanje na otvorenom
	09.3.3	Bašte, biljke i cveće
	09.3.4 / 5	Kućni ljubimci i srodni proizvodi uključujući veterinarske i druge usluge za kućne ljubimce
09.4.	Usluge rekreacije i kulture	

	09.4.1	Rekreativne i sportske usluge
	09.4.2	Kulturne usluge
09.5.	Knjige, novine i pisaći pribor	
	09.5.1	Knjige
	09.5.2	Novine i periodika
	09.5.3 / 4	Razna štampana sredstva i pribor i materijali za crtanje
09.6.	Paket aranžmani	
	09.6.0	Paket aranžmani
10 OBRAZOVANJE		
10.x	Predosnovni, osnovno, srednje, post srednje ne-visoko, visoko i obrazovanje koje nije definisano nivoom	
11 RESTORANI I HOTELI		
11.1.	Usluge ishrane	
	11.1.1	Restorani, kafići i slično
	11.1.2	Kantine
11.2.	Usluge smeštaja	
	11.2.0	Usluge smeštaja
12 OSTALI LIČNI PREDMETI I OSTALE USLUGE		
12.1.	Lična nega	
	12.1.1	Frizerski saloni i ustanove za lično negovanje
	12.1.2 / 3	Električni uređaji za ličnu negu i drugi uređaji, proizvodi i proizvodi za ličnu negu
12.3.	Lični predmeti druge namene	
	12.3.1	Nakit, ručni satovi i zidni satovi
	12.3.2	Ostali lični predmeti
12.4.	Socijalna zaštita	
	12.4.0	Socijalna zaštita
12.5.	Osiguranje	
	12.5.2	Osiguranje stana
	12.5.3	Zdravstveno osiguranje
	12.5.4	Osiguranje u vezi sa prevozom
	12.5.5	Ostala osiguranja
12.6.	Finansijske usluge	
	12.6.2	Ostale finansijske usluge
12.7.	Ostale usluge	
	12.7.0	Ostale usluge

2. ANKETA O POTROŠNJI DOMAĆINSTAVA

Шифра истраживања: 005010

Анкета о потрошњи домаћинства, 2018.

Обавеза давања података темељи се на члану 26, а казнене одредбе за одбијање давања података или давање непотпуних и нетачних података на члану 54. Закона о статистичким истраживањима, („Сл. гласник РС”, бр. 104/2009).
Подаци ће бити коришћени искључиво у статистичке сврхе и неће бити објављивани као појединачни.
Сви подаци имају карактер пословне тајне.

Идентификациони подаци:

Подручно одељење:

--	--

Општина:

--	--	--	--	--

Пописни круг:

--	--	--	--

Месец и година:

		1	8
--	--	---	---

Период спровођења анкете:

првих петнаест дана у месецу

1

других петнаест дана у месецу

2

Редни број домаћинства у узорку:

--	--

Редни број домаћинства у пописном кругу:

--	--	--	--

Укупан број чланова домаћинства:

--	--

Име и презиме носиоца домаћинства:

Улица и кућни број:

Позивни број и број телефона: 0 _____ / _____

ДЕМОГРАФСКЕ КАРАКТЕРИСТИКЕ

Редни број	Име и презиме члана домаћинства	Однос према носиоцу домаћинства	Породични односи			Пол
			Супружник/партнер <i>Ујисаџи редни број лица</i>	Отац/старатељ <i>Ујисаџи редни број лица</i>	Мајка/старатељ <i>Ујисаџи редни број лица</i>	
			<i>Уколико њишњање није применљиво, ујисаџи 99</i>			
0	1	2	3.1	3.2	3.3	4
01		1				
02						
03						
04						
05						
06						
07						
08						
09						
10						

- 1 – Носилац домаћинства
- 2 – Супружник/партнер
- 3 – Син/ћерка
- 4 – Отац/мајка носиоца/супружника
- 5 – Зет/снаја
- 6 – Унук/унука
- 7 – Други сродник
- 8 – Не постоји родбинска веза

- 1 – Мушки
- 2 – Женски

ДЕМОГРАФСКЕ КАРАКТЕРИСТИКЕ

Редни број	Присутност у домаћинству у претходних <u>12</u> месеци	Навршене године живота	Држава рођења: 1 – Република Србија 2 – Држава чланица ЕУ 3 – Држава која није чланица ЕУ	Држављанство: 1 – Републике Србије 2 – Државе чланице ЕУ 3 – Државе која није чланица ЕУ	Да ли имате потешкоће у обављању свакодневних активности код куће/у школи/на послу због неког од проблема са: – Видом } За лица стара од 2 до 4 год. – Слухом } – Ходом } – Памћењем/концентрацијом – Самосталношћу при одевању/исхрани/одржавању личне хигијене – Комуникацијом 1 – Да 2 – Не <i>Не попуњава се за лица млађа од 2 године</i>	Да ли тренутно похађате неку образовну установу? (за лица стара 3 и више година) 1 – Да 2 – Не <i>Ако је одговор „Не“ → 12</i>	Коју образовну установу тренутно похађате?
	5	6	7	8	9	10	11
01							
02							
03							
04							
05							
06							
07							
08							
09							
10							

1 – Стална присутност – особе стално присутне у домаћинству и особе одсутне мање од 30 дана у последњих 12 месеци;
2 – Повремено одсутни – особе одсутне из домаћинства до 6 месеци (због посла, школовања, путовања и сл.);
3 – Дуга одсутност са чврстом везом са домаћинством – особе одсутне из домаћинства 7 и више месеци у последњих 12 месеци, али са чврстом економском везом са матичним домаћинством (нпр. особе на раду у другом месту у земљи или иностранству, на дужем школовању, на лечењу, у домовима за негу, на издржавању затворске казне).

1 – Обданиште, припремни предшколски програм (ППП)
2 – I – IV разред основне школе
3 – V – VIII разред основне школе
4 – Средњу стручну школу/обуку у трајању од 1 – 2 године
5 – Средњу стручну школу/обуку у трајању од 3 године
6 – Средњу стручну школу/обуку у трајању од 4 године
7 – Гимназију
8 – Специјализацију после средње школе
9 – Факултет, основне академске студије, високу струковну школу, специјалистичке струковне студије
10 – Мастер, интегрисане студије (медицина, фармација, стоматологија и ветерина), специјалистичке академске студије
11 – Докторске студије

ЗА ЛИЦА СТАРА 15 И ВИШЕ ГОДИНА

ДЕМОГРАФСКЕ КАРАКТЕРИСТИКЕ				ЕКОНОМСКА АКТИВНОСТ		
Редни број	Стечени ниво образовања	Законски брачни статус: 1 – Нежењен/неудата 2 – Ожењен/удата 3 – Удовац/удовица 4 – Разведен/разведена	Да ли лице живи у ванбрачној заједници? 1 – Да 2 – Не	Тренутна економска активност (статус)	Да ли сте нешто радили за накнаду (у новцу/натури) <u>у претходних 12 месеци</u> ? 1 – Да 2 – Не → 18	Колико сте месеци радили?
	12	13	14	15	16	17
01						
02						
03						
04						
05						
06						
07						
08						
09						
10						

- 1 – Без школе, I-III разреда основне школе
- 2 – IV-VII разред основне школе
- 3 – Основна школа
- 4 – Средња стручна школа у трајању од 1-2 године
- 5 – Средња стручна школа у трајању од 3 године
- 6 – Средња стручна школа у трајању од 4 године
- 7 – Гимназија
- 8 – Специјализација после средње школе, школа за ВКВ раднике
- 9 – Виша школа, први степен факултета
- 10 – Факултет, основне академске студије, висока струковна школа, специјалистичке струковне студије
- 11 – Мастер, интегрисане студије (медицина, фармација, стоматологија и ветерина), специјалистичке академске студије
- 12 – Магистратура
- 13 – Докторат

- 1 – Самосталан са запосленима
- 2 – Самосталан без запослених
- 3 – Запослени радник
- 4 – Неплаћени помажући члан домаћинства у породичном послу
- 5 – Незапослено лице
- 6 – Пензионер
- 7 – Ученик/студент
- 8 – Лице које обавља кућне послове у свом домаћинству
- 9 – Лице са трајним инвалидитетом које не ради
- 10 – Лице на одслужењу војног рока/на издражавању казне
- 11 – Друго неактивно лице

ЗА ЛИЦА СТАРА 15 И ВИШЕ ГОДИНА

ЕКОНОМСКА АКТИВНОСТ

Редни број	Претежна економска активност <u>у претходних 12 месеци</u>	Облик својине у којем радите/сте радили <u>у претходних 12 месеци</u> 1 – Јавни сектор 2 – Приватни сектор	Да ли обављате/сте обављали посао на? <u>(у претходних 12 месеци)</u> 1 – Неодређено време (стални посао) 2 – Одређено време (привремени, сезонски или повремени посао)	Да ли радите/сте радили <u>у претходних 12 месеци?</u> 1 – Пуно радно време 2 – Краће од пуног радног времена
	18	19	20	21
01				
02				
03				
04				
05				
06				
07				
08				
09				
10				

- 1 – Самосталан са запосленима
 2 – Самосталан без запослених
 3 – Запослени радник
 4 – Неплаћени помажући члан домаћинства у породичном послу
 5 – Незапослено лице
 6 – Пензионер
 7 – Ученик/студент
 8 – Лице које обавља кућне послове у свом домаћинству
 9 – Лице са трајним инвалидитетом које не ради
 10 – Лице на одслужењу војног рока/на издражавању казне
 11 – Друго неактивно лице

ЗА ЛИЦА СТАРА 15 И ВИШЕ ГОДИНА

ЕКОНОМСКА АКТИВНОСТ

Редни број	Занимање	Шифра занимања	Делатност (локалне јединице) у којој радите/сте радили	Шифра делатности
	(описите претежни посао који обављате/сте обављали)	Појуњава сйайисйика	(шта се производи или које се услуге пружају)	Појуњава сйайисйика
	22	23	24	25
01				
02				
03				
04				
05				
06				
07				
08				
09				
10				

26. НАВЕДИТЕ ГЛАВНИ ИЗВОР ПРИХОДА ВАШЕГ ДОМАЋИНСТВА:
(Заокружите само један одговор)

- Приход од зараде 1
 Приход од samozапослености 2
 Приход од имовине 3
 Пензија 4
 Накнада за незапосленост 5
 Социјална примања (новчана социјална
 помоћ, дечији додатак и др.) 6
 Остала примања 7

**27. ДА ЛИ ДОМАЋИНСТВО/ЧЛАН ДОМАЋИНСТВА ОБАВЉА САМОСТАЛНО НЕКУ АКТИВНОСТ КОЈА
ДОНОСИ ПРИХОД (не односи се на пољопривредну активност)?**

- Да 1
 Не 2

28. АКО ОБАВЉА, ДА ЛИ ЈЕ САМОСТАЛНА АКТИВНОСТ РЕГИСТРОВАНА?

- Да 1
 Не 2

→ Попунити табелу Приходи и издаци домаћинства која се баве нерегистрованом самосталном активношћу

СТАНОВАЊЕ

1. ОСНОВ КОРИШЋЕЊА СТАНА

Власник	1
Закупац стана у државној својини	2
Закупац (подстанар) стана у приватној својини (цео или део стана)	3
Смештај је бесплатан	4

2. ПОВРШИНА СТАНА КОЈУ ДОМАЋИНСТВО КОРИСТИ (само за становање)

_____ m²

3. АКО СТЕ ЗАКУПАЦ (ПОДСТАНАР) СТАНА НАВЕДИТЕ ИЗНОС МЕСЕЧНЕ ЗАКУПНИНЕ

_____ РСД

4. АКО СТЕ ВЛАСНИК СТАНА, ЖИВИТЕ БЕСПЛАТНО ИЛИ СТЕ ЗАКУПАЦ СТАНА У ДРЖАВНОЈ СВОЈИНИ, НАВЕДИТЕ ИЗНОС МЕСЕЧНЕ ЗАКУПНИНЕ КОЈА СЕ ПЛАЋА ЗА СТАН СЛИЧАН ВАШЕМ

_____ РСД

5. ВРСТА СТАНА

Посебна соба	1
Гарсоњера.....	2
Једнособан стан.....	3
Двособан стан.....	4
Трособан стан.....	5
Четворособан и већи стан.....	6
Нестамбена просторија.....	7

6. ГОДИНА ИЗГРАДЊЕ СТАНА

□	□	□	□	□
---	---	---	---	---

7. ИНСТАЛАЦИЈЕ У СТАНУ

Има = 1 Нема = 2

1. Водовод	1	2
2. Канализација.....	1	2
3. Електрична енергија	1	2
4. Централно/етажно грејање	1	2
5. Гасовод (за гас који се испоручује преко мреже)	1	2

8. ПРОСТОРИЈЕ У СТАНУ

Има = 1, Нема = 2

1. Кухиња	1	2
2. Купатило	1	2
3. Тераса/лођа	1	2
4. Гаража	1	2
5. Друге просторије	1	2

9. БРОЈ СОБА У СТАНУ ПОРЕД КУХИЊЕ И КУПАТИЛА

10. НАЧИН ЗАГРЕВАЊА СТАНА

Централно грејање преко топлане	1
Електрична енергија	2
Чврсто гориво.....	3
Течно гориво	4
Комбиновано	5
Гас/плин	6

11. АКО ЗА ГРЕЈАЊЕ ИЛИ КУВАЊЕ КОРИСТИТЕ ДРВО ИЗ СОПСТВЕНЕ ПРОИЗВОДЊЕ, НАВЕДИТЕ ВРЕДНОСТ УТРОШЕНЕ КОЛИЧИНЕ (у претходних 12 месеци)

_____ РСД

12. ДА ЛИ ПОРЕД СТАНА У КОЈЕМ ЖИВИТЕ, ПОСЕДУЈЕТЕ ЈОШ НЕКИ ОБЈЕКАТ? (други стан, викендицу, пословни објекат и сл.)?

Да = 1, Не = 2

1. Кућу/други стан	1	2	_____ m ²
2. Викендицу	1	2	_____
3. Локал	1	2	_____
4. Остало.....	1	2	_____

СНАБДЕВЕНОСТ ТРАЈНИМ ПОТРОШНИМ ДОБРИМА		
13.	ДА ЛИ ВАШЕ ДОМАЋИНСТВО ПОСЕДУЈЕ:	Уписати број
1.	Шпорет на чврсто гориво	
2.	Електрични шпорет, шпорет на плин, комбиновани шпорет	
3.	Микроталасна пећница	
4.	Фрижидер	
5.	Замрзивач	
6.	Комбиновани фрижидер	
7.	Машина за прање веша	
8.	Машина за прање судова	
9.	Клима уређај	
10.	Телевизор	
11.	Радио (све врсте)	
12.	Персонални рачунар или лаптоп	
13.	Прикључак на интернет	
14.	Фиксни телефон	
15.	Мобилни телефон	
16.	Путнички аутомобил или комби	

ПОДАЦИ О ЕЛЕМЕНТИМА ГАЗДИНСТВА		
1.	УКУПНА ПОВРШИНА ЗЕМЉИШТА КОЈИМ ДОМАЋИНСТВО РАСПОЛАЖЕ _____ у арима	
2.	УКУПНА ПОВРШИНА ПОЉОПРИВРЕДНОГ ЗЕМЉИШТА КОЈЕ ДОМАЋИНСТВО КОРИСТИ _____ у арима	
3.	ДА ЛИ ВАШЕ ДОМАЋИНСТВО ПОСЕДУЈЕ:	Уписати број
1.	Говеда	
2.	Магарце	
3.	Коње	
4.	Овце	
5.	Козе	
6.	Свиње	
7.	Живину	
8.	Кошнице пчела	
4.	ДА ЛИ ВАШЕ ДОМАЋИНСТВО ПОСЕДУЈЕ ПОЉОПРИВРЕДНЕ МАШИНЕ:	Уписати број
1.	Комбајн (за жетву и вршидбу стрних жита)	
2.	Трактор, двоосовински	
3.	Мотокултиватор	
4.	Пратеће машине (ротифреза, плуг, тањирача, косилица, прскалица и сл.)	
5.	Друге пољопривредне машине	

НОВЧАНИ ИЗДАЦИ (КУПОВИНА) ЗА ПОЛУТРАЈНА ДОБРА И УСЛУГЕ У ПРЕТХОДНА 3 МЕСЕЦА

Ако је добро купљено на кредит, уписати цео износ, а не рату која је у току

ОДЕЋА И ОБУЋА		Износ
1.	Материјал за одећу	
2.	Мушка одећа	
3.	Женска одећа	
4.	Дечија одећа (за децу до 13 година)	
5.	Остали одевни предмети (кравата, рукавице, каиш, шал, шешир, заштитне кациге за моторе и бицикле и сл.)	
6.	Позамантерија (конци, дугмад, патент затварачи, вуница и сл.)	
7.	Хемијско чишћење одеће (чишћење, прање и пеглање одеће)	
8.	Шивење, поправка и изнајмљивање одеће	
9.	Мушка обућа	
10.	Женска обућа	
11.	Дечија обућа (за децу до 13 година)	
12.	Поправка и изнајмљивање обуће (пенцетирање, стављање флекаца, бојење и сл.)	

СТАНОВАЊЕ, ВОДА, ЕЛ. ЕНЕРГИЈА, ГАС И ДРУГА ГОРИВА		Износ
13.	Стварна стамбена рента (станарина коју плаћају станари у изнајмљеним становима)	
14.	Стварна стамбена рента за друго боравиште (домаћинства или члана домаћинства)	
15.	Стварна рента за изнајмљивање гараже, паркинг места и других просторија повезаних са становањем	
16.	Импутирана рента за власнике стана (процењена, тржишна вредност изнајмљивања стана)	
17.	Остала импутирана рента (импутирана рента за домаћинства која живе бесплатно и домаћинства која не плаћају пун износ станарине, заштићени станари, подстанари)	
18.	Материјал за одржавање и поправку стана	
19.	Услуге водоинсталатера (одржавање и поправка водоводне инсталације)	
20.	Услуге електричара (одржавање и поправка електричних инсталација)	
21.	Услуге одржавања система за грејање (одржавање и поправка система за грејање)	
22.	Услуге молера (кречење стана, фарбање дрвенарије и сл.)	
23.	Услуге столара (услуге хобловања паркета, замена прозора и сл.)	
24.	Остале услуге за одржавање и поправку стана (услуге керамичара, стаклорезаца, декоратера, изолациони радови и сл.)	
25.	Снабдевање водом	
26.	Одношење смећа	
27.	Одвођење отпадне воде (канализација)	
28.	Трошкови одржавања заједничких стамбених просторија (чишћење степеништа, одржавање лифтова, заједничка струја и вода и сл.)	
29.	Услуге обезбеђивања стамбеног простора	
30.	Остале услуге везане за становање (чишћење септичке јаме, димњака, снега и сл.)	
31.	Електрична енергија	
32.	Градски и природни гас (градски гасовод)	
33.	Течни гас у боцама (бутан, пропан и сл.)	
34.	Течна горива (уље за ложење, петролеј)	
35.	Угаљ (укључути трошкове превоза)	
36.	Остала чврста горива (дрво за огрев, пелет, брикети и сл.), укључујући трошкове превоза и резања дрва	
37.	Даљинско грејање (централно загревање стана) и топла вода	

СРЕДСТВА И УСЛУГЕ ЗА ТЕКУЋЕ ОДРЖАВАЊЕ СТАНА		Износ
38.	Производи за чишћење и одржавање стана и ствари у домаћинству (детерџенти, омекшивачи, дезинфекциона средства, маст за обућу и сл.)	
39.	Остала потрошна роба за одржавање стана (метле, четке, кесе, сунђери, ексери, шрафови и сл.)	
40.	Услуге особља запосленог у домаћинству (чување деце, кућне помоћнице, куварице, возачи и сл.)	
41.	Услуге чишћења тепиха, подних облога и кућног текстила	
42.	Изнајмљивање намештаја и опреме за домаћинство	
43.	Кућне услуге, повремене (прање прозора, пеглање, чување деце, дератизација, дезинсекција и сл.)	

ЗДРАВЉЕ		Износ
44.	Лекови (лекови, витамини, минерали, вакцине и сл.)	
45.	Контрацептивна средства и тестови за трудноћу	
46.	Остали медицински производи (топломер, ханзапласт, завој, шприц, прибор за прву помоћ, термофор и сл.)	
47.	Корективне наочаре и сочива	
48.	Слушни апарати	
49.	Остали терапеутски производи и опрема (зубне протезе, апарати за мерење крвног притиска, апарати за мерење шећера у крви, ортопедска обућа, вештачки удови и остале протезе и сл.)	
50.	Поправка терапеутских производа и опреме	
51.	Услуге лекара опште праксе	
52.	Услуге лекара специјалисте	
53.	Стоматолошке услуге	
54.	Услуге лабораторија медицинске анализе и центара за рендген (ултразвук, рендген, скенер, доплер и сл.)	
55.	Термалне купке, корективна гимнастика, услуге транспорта колима хитне помоћи и изнајмљивање терапеутске опреме	
56.	Услуге додатног медицинског особља (физиотерапеута, медицинских сестара и бабица, логопеда и сл.)	
57.	Остале неболничке услуге (алтернативна медицина, услуге акупункторолога, кинезитерапеута, хомеопата, травара и сл.)	
58.	Болничке услуге (смештај и лечење у болници)	
59.	Услуге за болничко бањско лечење	

КОРИШЋЕЊЕ И ОДРЖАВАЊЕ ВОЗИЛА		Износ
60.	Гуме за путничка возила, мотоцикле и бицикле	
61.	Резервни делови за путничка возила, мотоцикле и бицикле (акумулатори, филтери за уље, седиште за бицикл и сл.)	
62.	Прибор за путничка возила, мотоцикле и бицикле (пресвлаке за седишта, патоснице, спојлери, GPS уређај и друга помоћна опрема)	
63.	Дизел гориво	
64.	Моторни бензин	
65.	Остала горива за возила (ауто гас и сл.)	
66.	Мазива и моторно уље (моторно уље, кочионо уље, антифриз, адитиви и сл.)	
67.	Одржавање и поправка возила (поправка, прање, редован сервис и сл.)	
68.	Трошкови за паркирање и изнајмљивање возила без возача (rent-a car) (изнајмљивање гараже и паркинг места које није повезано са становањем)	
69.	Путарине и паркирање (паркинг сат)	
70.	Трошкови у вези са полагањем возачког испита (часови, тестови, полагање), издавање возачке дозволе, технички преглед и други трошкови у вези са регистрацијом возила (комунална такса, накнада за путеве и сл.)	

ТРАНСПОРТНЕ УСЛУГЕ		Износ
71.	Превоз путника возом	
72.	Превоз путника трамвајем и тролејбусом	
73.	Превоз путника аутобусом у градском саобраћају (појединачне карте за превоз)	
74.	Претплатна карта за превоз путника аутобусом у градском саобраћају	
75.	Међуградски превоз путника аутобусом, укључујући претплатне карте	
76.	Превоз таксијем и изнајмљивање возила са возачем	
77.	Превоз путника авионом	
78.	Превоз путника морем	
79.	Превоз путника унутрашњим пловним путевима (реке и језера)	
80.	Комбиновани превоз путника, укључује претплатну карту за превоз у градском саобраћају у Београду	
81.	Услуге чувања и ношења пртљага	
82.	Остале транспортне услуге (услуге селидбе, провизије путничких агенција ако су посебно плаћене и сл.)	
83.	Пакет аранжман у земљи (превоз, смештај, храна, укључујући излете, екскурзије, рекреативну наставу и сл.)	
84.	Пакет аранжман у иностранству (превоз, смештај, храна, укључујући излете, екскурзије, рекреативну наставу и сл.)	
85.	Трошкови путовања у иностранство	

КОМУНИКАЦИЈЕ		Износ
86.	Услуге слања писама (обично писмо, препоручено, дописнице, разгледнице и сл.)	
87.	Остале поштанске услуге (слање пакета и сл.)	
88.	Фиксна телефонија (рачун за телефон, хало картица и други трошкови коришћења јавног телефона)	
89.	Мобилна телефонија (припејд тарифни пакет, постпејд тарифни пакет, укључујући и вредност апарата уколико је део тарифног пакета)	
90.	Издаци за интернет	
91.	Пакети телекомуникационих услуга (телевизија /интернет/телефон)	
92.	Остале услуге преноса информација (телеграм, телефакс, услуге радиотелефоније, радиотелеграфије и сл.)	

РЕКРЕАЦИЈА И КУЛТУРА		Износ
93.	Снимљен CD, DVD, blu-ray диск и сл.	
94.	Празан CD, DVD, blu-ray диск и сл.	
95.	Други медији за снимање (меморијске картице, УСБ меморија, папир за штампање фотографија и сл.)	
96.	Игре и хоби (карте за играње, шах и друге кућне друштвене игре, софтвери за рачунарске и видео игрице, филателистички и нумизматички албуми и сл.)	
97.	Играчке и предмети за прославе (дечије играчке, коцкице, слагалице, дечији бицикли и трицикли, маске, петарде, ватромет, венчићи за прославе и украси за новогодишњу јелку, бадњак и сл.)	
98.	Опрема за спорт (лопте, рекети, клизачке, ролери, опрема за лов и риболов, опрема за плажу и игре на отвореном)	
99.	Опрема за камповање и рекреацију на отвореном (шатор, врећа за спавање, камп боца, роштиљ, ђумур и сл.)	
100.	Поправка опреме за спорт, камповање и рекреацију на отвореном	
101.	Производи за баште (земља, ђубриво, саксије и сл.)	
102.	Биљке и цвеће (резано, вештачко, саднице, семење, новогодишња јелка и сл.)	
103.	Куповина кућних љубимаца	
104.	Производи за кућне љубимце (опрема, храна, лекови и сл.)	
105.	Ветеринарске и друге услуге за кућне љубимце (дресура, услуге неге и сл.)	
106.	Улазнице за спортска такмичења	

РЕКРЕАЦИЈА И КУЛТУРА		Износ
107.	Трошкови коришћења спортских и других објеката за рекреацију, укључујући и изнајмљивање спортске опреме (базени, фитнес центри, терени за рекреацију, спортске школе и сл.)	
108.	Биоскоп, позориште, концерти, изнајмљивање музичара, аниматора и сл.	
109.	Музеј, библиотека, изложба, зоолошки врт и сл.	
110.	Кабловска телевизија	
111.	Изнајмљивање опреме и предмета за културу (изнајмљивање DVD-а, CD-а, blu-raya, видео касета, конзола за видео игрице и сл.)	
112.	Фотографске услуге (услуге фотографа, израда фотографија и сл.)	
113.	Остале услуге у вези културе (изнајмљивање музичких инструмената и сл.)	
114.	Игре на срећу (лутрија, кладионица, томбола, казина и сл.)	
115.	Белетристика, књиге за децу, сликовнице и сл.	
116.	Стручне књиге (учбеници, остале стручне књиге и приручници)	
117.	Књиге о уметности, речници, енциклопедије, туристички водичи и сл.	
118.	Услуге повезивања књига и услуге преузимања књига у електронском облику	
119.	Дневне новине	
120.	Часописи (недељни, месечни и сл.)	
121.	Остали штампани материјал (постери, календари, честитке, позивнице, мапе и сл.)	
122.	Канцеларијски материјал од папира (свеске, папир за штампање и копирање, коверте, налепнице и сл.)	
123.	Остали канцеларијски материјал и материјал за цртање (оловке, хефталнице, лепљиве траке, маказе, спајалице, лењери, тонери, кертрици и сл.)	

ОБРАЗОВАЊЕ		Износ
124.	Дечији вртићи и предшколско образовање (ППП), за децу од 3 и више година	
125.	Нижи разреди основне школе (1 – 4)	
126.	Виши разреди основне школе (5 – 8)	
127.	Средња стручна школа у трајању до 3 године	
128.	Четворогодишња средња стручна школа и гимназија	
129.	Специјализација после средње школе	
130.	Факултет, основне академске студије, висока струковна школа, специјалистичке струковне студије	
131.	Мастер, интегрисане студије (медицина, фармација, стоматологија и ветерина), специјалистичке академске студије	
132.	Докторске студије	
133.	Остали видови образовања (курсеви страних језика, обука за рад на рачунару, приватни часови математике, физике, хемије и сл.)	

РЕСТОРАНИ И ХОТЕЛИ		Износ
134.	Ресторани, кафеи и клубови	
135.	Брза храна и храна за понети (готова јела која се носе или достављају на кућну адресу, куповина хране и пића на киосцима и аутоматима, услуге кетеринга и сл.)	
136.	Кантине	
137.	Услуге смештаја у хотелу, мотелу, пансиону и сл.	
138.	Услуге смештаја у хостелу, кампу, планинарском дому, излетничком месту и сл.	
139.	Остале услуге смештаја (домови ученика, студената и сл.)	

ОСТАЛИ ЛИЧНИ ПРЕДМЕТИ И ОСТАЛЕ УСЛУГЕ		Износ
140.	Услуге у фризерским салонима за мушкарце и децу (до 13 година)	
141.	Услуге у фризерским салонима за жене	
142.	Услуге у козметичким салонима (козметичке услуге, соларијум, сауна, немедицинске масаже и сл.)	

ОСТАЛИ ЛИЧНИ ПРЕДМЕТИ И ОСТАЛЕ УСЛУГЕ		Износ
143.	Електрични апарати за личну негу	
144.	Поправка електричних апарата за личну негу	
145.	Неелектрични предмети за личну негу (четкица за зубе, чешаљ и четка за косу, бријач, прибор за нокте, вага и сл.)	
146.	Козметички и други производи за личну негу и хигијену (сапун, шампон, дезодоранс, паста за зубе, креме, шминка, тоалетни папир и сл.)	
147.	Накит	
148.	Сатови (ручни сат, будилник, зидни сат и сл.)	
149.	Поправка накита и сатова	
150.	Кофер, путна торба, ташна и остали предмети за путовања (новчаник, ранац и сл.)	
151.	Прибор за бебе (носиљка, колица, ауто седиште и сл.)	
152.	Поправка осталих личних предмета (кофер, прибор за бебе и сл.)	
153.	Остали лични предмети (упаљач, електронска цигарета, кишобран, наочари за сунце, погребна опрема и сл.)	

СОЦИЈАЛНА ЗАШТИТА И ОСИГУРАЊЕ		Износ
154.	Дечије јаслице	
155.	Домови за стара лица и установе за особе с посебним потребама	
156.	Услуге социјалне заштите пружене у стану особе којој се пружа помоћ (дневна нега и помоћ у кући и сл.)	
157.	Услуге саветовалишта за усвајање деце и хранитељство	
158.	Животно осигурање	
159.	Осигурање стана	
160.	Приватно здравствено осигурање	
161.	Осигурање возила	
162.	Путно осигурање	
163.	Остала осигурања (осигурање према трећим лицима)	
164.	Накнаде у банкама и поштама (накнада за вођење текућег рачуна, провизија приликом плаћања рачуна и сл.)	
165.	Таксе и накнаде за услуге брокера и инвестиционих саветника	
166.	Административне таксе (издавање извода из матичних књига и осталих личних докумената – пасош, лична карта и сл.)	
167.	Правне услуге и књиговодство (услуге адвоката и сл.)	
168.	Погребне услуге (услуге организовања сахране)	
169.	Остале накнаде и услуге (услуге нотара, услуге агенција за запошљавање, оглашавање у новинама, фотокопирање, услуге организовања свечаности и сл.)	

НОВЧАНИ ИЗДАЦИ (КУПОВИНА) ЗА ТРАЈНА ДОБРА И УСЛУГЕ У ПРЕТХОДНИХ 12 МЕСЕЦИ

Ако је добро купљено на кредит, уписати цео износ, а не рату која је у току

НАМЕШТАЈ, ТЕПИСИ И ОСТАЛЕ ПОДНЕ ПРОСТИРКЕ		Износ
1.	Намештај за домаћинство	
2.	Баштенски намештај	
3.	Расвета за домаћинство (лампе, лустери, плафоњерке и сл.)	
4.	Остали намештај и покућство (намештај за бебе, декоративна опрема и сл.)	
5.	Теписи и друге подне простирке (теписи, итисони, стазе, крпаре и сл.)	
6.	Остале подне подлоге (топли ПВЦ под, линолеум и сл.)	
7.	Услуге постављања тепиха и подних подлога	
8.	Поправка намештаја, расвете и подних простирки	
9.	Мебл за намештај и завесе	
10.	Постељина	
11.	Текстил за кухињу и купатило (столњаци, кухињске крпе, пешкири и сл.)	
12.	Поправка текстила за домаћинство	
13.	Остали текстил за домаћинство (простирке за купатило, отирачи, прекривачи за намештај и сл.)	

АПАРАТИ ЗА ДОМАЋИНСТВО		Износ
14.	Фрижидер, замрзивач, комбиновани фрижидер	
15.	Машине за прање и сушење рубља, прање посуђа, пеглање и сл.	
16.	Шпорет, рерна и микроталасна пећница	
17.	Клима уређај, грејалица, бојлер, ТА пећ	
18.	Усисивач и остали апарати за чишћење	
19.	Други велики кућни апарати (машина за шивење, машина за плетење, апарати за пречишћавање воде, сефови и сл.)	
20.	Електрични кухињски апарати за припремање хране (мултипрактик, миксер, блендер, месорезница и сл.)	
21.	Електрични кухињски апарати за кафу, чај и слично	
22.	Електрична пегла	
23.	Електрични апарати за гриловање и тостери	
24.	Други мали кућни електрични апарати (вентилатор, електрични млин, електрични нож, цитромат, решо, електрично ћебе и сл.)	
25.	Поправка апарата за домаћинство (фрижидера, шпорета, пегле, апарата за кафу, чај и сл.)	
26.	Фиксни телефон	
27.	Мобилни телефони и опрема	
28.	Остала телефонска и телефакс опрема (телефакс машина, спикерфон, телефонска секретарица и сл.)	
29.	Поправка телефонске и телефакс опрема	

ПОСУЂЕ И ОСТАЛИ ПРИБОР		Износ
30.	Посуђе и остали прибор од стакла, кристала, порцелана и глине (тањери, шољице, чаше, сервиси за ручавање, чиније и сл.)	
31.	Прибор за јело, есцајг (виљушке, ножеви, кашике и сл.)	
32.	Остали неелектрични прибор (лонци, тигањи, лавори, кофе, ручни неелектрични кухињски апарати, флашице за бебе, даска за пеглање и сл.)	
33.	Поправке посуђа и осталог прибора (оштрење ножева и сл.)	

АЛАТ И ОСТАЛА ОПРЕМА ЗА КУЋУ И ВРТ		Износ
34.	Већи електрични алати и опрема за кућу и врт (ел. бушилица, косилица, моторна тестера, пумпа за воду, баштенска фреза и сл.)	
35.	Поправка и изнајмљивање већих електричних алата и опреме за кућу и врт	
36.	Мали неелектрични алати и разноврсни прибор (секира, мотика и други ручни алат за врт, чекић, клешта, шрафцигер, мердевине и сл.)	
37.	Остали прибор (сијалице, батерије, прекидачи, гајтани, кваке, браве и сл.)	
38.	Поправка неелектричних малих алата и прибора	

РЕКРЕАЦИЈА И КУЛТУРА		Износ
39.	Опрема за пријем, снимање и репродукцију звука (радио апарат, музички стерео уређај, радио за ауто, појачало, звучници, микрофон, тјунер и сл.)	
40.	Телевизор, DVD плејер, кућни биоскоп, видео пројектор, сателитски рисивер, blu-ray плејер, антене, конзола за видео игрице и сл.	
41.	Преносиви уређаји за репродукцију звука и слике (преносиви TV, CD, MP3/4 и сл.)	
42.	Остала опрема за пријем, снимање и репродукцију звука и слике (читач е-књига, слушалице, дигитални рам за слике и сл.)	
43.	Камера и фотографски апарат	
44.	Додатна опрема за фотографске и филмске уређаје (екран, сочиво, филтер, објектив и сл.)	
45.	Оптички инструменти (двоглед, микроскоп, телескоп, компас и сл.)	
46.	Рачунари (персонални рачунар, лаптоп, таблет, iPad) и монитор, тастатура, миш, штампач, скенер и сл. када се купују у комплекту са рачунаром	
47.	Додатна опрема за уређаје за обраду података (монитор, тастатура, миш, штампач, скенер и сл.)	
48.	Рачунарски програмски пакет, софтвер (оперативни систем, апликативни софтвер и сл.)	
49.	Калкулатори и друга опрема за обраду података	
50.	Поправка аудио-визуелне, фотографске и рачунарске опреме	
51.	Камп возила (кампери), камп кућице и камп приколице	
52.	Опрема за параглајдинг и ваздушне једрилице	
53.	Чамци, ванбродски мотори, једра и остала опрема за пловила	
54.	Коњи, понији и опрема за јахање	
55.	Већа трајна опрема за рекреацију на отвореном простору (кану, кајак, даска за сурфовање, опрема за роњење и сл.)	
56.	Музички инструменти (гитара, клавир, виолина и сл.)	
57.	Већа трајна добра за рекреацију у затвореном простору (сто за стони тенис, билијар сто, спортске справе и сл.)	
58.	Одржавање и поправка музичких инструмената и опреме за рекреацију и културу, укључујући и услуге марина	

ТРАНСПОРТ		Износ
59.	Нови путнички аутомобил	
60.	Половни путнички аутомобил	
61.	Мотоцикл (сви типови, скутер и сл.)	
62.	Бицикл	
63.	Запрежно возило и опрема (узде, јарам и сл.)	

**ПРИХОДИ ЧЛАНОВА ДОМАЋИНСТВА СТАРИХ 15 И ВИШЕ ГОДИНА
У ПРЕТХОДНОМ МЕСЕЦУ**

Уписати редни број члана домаћинства који је остварио приход Не укључивати трансфере унутар домаћинства				
1. Редовна и повремена новчана примања из радног односа (зарада, плата, аконтација)				
2. Новчана примања од прековременог рада, награде, уштеде са службеног путовања, накнада за превоз, регрес, топли оброк као додатак на плату и сл.				
3. Новчана примања од повременог и привременог рада, на основу уговора о делу, ауторског уговора, од рада у слободном занимању и сл.				
4. Примања на основу здравственог осигурања (накнада за боловање и сл.)				
5. Накнада за трудничко и породилшко одсуство				
6. Новчана социјална помоћ				
7. Једнократна новчана помоћ				
8. Дечији додатак				
9. Родитељски додатак				
10. Допатак за помоћ и негу другог лица				
11. Остала примања на основу социјалне заштите				
12. Примања на име материјалног обезбеђења незапослених и привремено незапослених лица				
13. Пензија (старосна, породична, додаци уз пензију и сл.)				
14. Лична, породична инвалидна и додаци на основу инвалидности, цивилни инвалиди рата и учесници рата				
15. Пензија из иностранства				
16. Примања на име алиментације, издржавања				

**ПРИХОДИ ЧЛАНОВА ДОМАЋИНСТВА СТАРИХ 15 И ВИШЕ ГОДИНА
У ПРЕТХОДНОМ МЕСЕЦУ**

Уписати редни број члана домаћинства који је остварио приход					
Не укључивати трансфере унутар домаћинства					
17.	Стипендије ђака и студената, накнаде ученика за квалификоване раднике, награде и сл.				
18.	Примања (нето) од издавања под закуп соба, стана/куће, гараже, покретне и непокретне имовине				
19.	Камата на штедне улоге				
20.	Приход од акција, обвезница и других хартија од вредности				
21.	Поклони и разни новчани добаци (добаци од игара на срећу, клађење, поклони за свадбе, рођендане и сл.)				
22.	Поклони у новцу и примања из иностранства				
23.	Примљене накнаде од национализоване имовине				
24.	Примања на име осигурања живота				
25.	Примања на име осигурања имовине (уништена или оштећена)				
26.	Примања у природи на име зараде (храна, обућа, одећа, огрев и сл.)				
27.	Донације у новцу и природи од владиних и невладиних организација из земље				
28.	Донације у новцу и природи од владиних и невладиних организација из иностранства				
29.	Враћене позајмице које је домаћинство дало другим лицима пре анкетног периода				
30.	Смањење готовине у домаћинству, подизање штедних улога, позајмице од приватних лица				
31.	Остали приходи				

ПРИХОДИ И ИЗДАЦИ ДОМАЋИНСТАВА КОЈА СЕ БАВЕ ПОЉОПРИВРЕДОМ, ЛОВОМ И РИБОЛОВОМ

ПРИХОДИ ОД ПРОДАЈЕ У ПРЕТХОДНА 3 МЕСЕЦА		Износ
1.	Месо и жива стока	
2.	Живина	
3.	Прерађевине од меса (сланина, пршута, кобасица и сл.)	
4.	Риба и прерађевине од рибе (сушена, димљена риба и сл.)	
5.	Млеко и млечни производи (сир, кајмак, путер и сл.)	
6.	Јаја	
7.	Жита (пшеница, кукуруз, раж, брашно - све врсте и сл.)	
8.	Воће и прерађевине од воћа (џем, суво воће, ракија и сл.)	
9.	Поврће и прерађевине од поврћа (сушено поврће, укисељено поврће, ајвар, печурке и сл.)	
10.	Мед и други пчелињи производи (матични млеч, полен, прополис и сл.)	
11.	Огрев и грађевински материјал	
12.	Производи домаће радиности и занатски производи (одећа, обућа, вез, ћилими и сл.)	
13.	Остали производи ратарства (шећерна репа, сунцокрет, лековито биље, дуван и сл.)	
14.	Сточна храна	
15.	Остало (добијено у новцу или у природи за услугу или рад, примања на име осигурања усева, плодова и животиња, примања од земљишта датог у закуп и сл.). Описати.....	

ИЗДАЦИ У ПРЕТХОДНА 3 МЕСЕЦА		Износ
16.	Куповина сточне хране	
17.	Сточна храна из сопствене производње	
18.	Куповина вештачког и стајског ђубрива, средстава за заштиту биља и плаћене услуге станици за заштиту биља	
19.	Куповина семена, расада и сл.	
20.	Ђубриво из сопствене производње	
21.	Закупнина (земља, пољопривредне зграде и просторије)	
22.	Гориво, мазиво, електрична енергија и сл.	
23.	Набавка алата	
24.	Плаћено за ветеринарске услуге, поткивање стоке и друге услуге у вези са стоком	
25.	Трошкови продаје (пијачне таксе, трошкови превоза, пасош и сл.)	
26.	Поправка и одржавање зграда, опреме и возила	
27.	Плаћене услуге у новцу (људска радна снага, изнајмљена радна стока и машине)	
28.	Плаћене услуге у природи (људска радна снага, изнајмљена радна стока и машине)	
29.	Остали издаци, описати:	

ПРИХОДИ И ИЗДАЦИ ДОМАЋИНСТАВА КОЈА СЕ БАВЕ НЕРЕГИСТРОВАНОМ САМОСТАЛНОМ АКТИВНОШЋУ КОЈА ДОНОСИ ПРИХОД

ПРИХОДИ У ПРЕТХОДНА 3 МЕСЕЦА		Износ
1.	Препродаја купљене робе	
2.	Продаја произведене робе и сировина	
3.	Продаја сакупљене робе (хартија и сл.)	
4.	Потрошња производа од нерегистроване самосталне активности у домаћинству	
5.	Примања у новцу за учињене услуге и рад	
6.	Примљено у природи за учињене услуге и рад	
7.	Остала примања од нерегистроване самосталне активности, описати:.....	

ИЗДАЦИ У ПРЕТХОДНА 3 МЕСЕЦА		Износ
8.	Набавка робе, материјала, сировина и сл.	
9.	Материјал и сировине из сопствене производње	
10.	Закупнина опреме, алата, објеката, превозних средстава и сл.	
11.	Гориво, мазиво, електрична енергија и сл.	
12.	Трошкови продаје (пијачне таксе, трошкови превоза, пасош и сл.)	
13.	Поправка и одржавање зграда, опреме и возила	
14.	Плаћене услуге у новцу (људска радна снага)	
15.	Плаћене услуге у природи (људска радна снага)	
16.	Остали издаци, описати:.....	

ИЗДАЦИ ДОМАЋИНСТАВА ЗА ИНВЕСТИЦИОНО ОДРЖАВАЊЕ СТАНА

ИЗДАЦИ У ПРЕТХОДНИХ 12 МЕСЕЦИ		Износ
1.	Замена старих, дотрајалих прозора, новим	
2.	Унутрашња/собна врата – куповина и монтажа	
3.	Сигурносна врата – куповина и монтажа	
4.	Постављање ламината/паркета у целом стану/делу стана	

Напомене анкетара:

Потпис анкетара:

Потпис контролора:

3. NEKI REZULTATI EMPIRIJSKE ANALIZE

Tabela 1. Dohodni elasticiteti izdataka za „Hranu i bezalkoholna pića“ u Srbiji i Crnoj Gori, 2006-2018.

God.	LIN		LOG-LOG		LOG-LIN		LIN-LOG		QUADRATIC		INV		LOG-INV	
	SRB	CG	SRB	CG	SRB	CG	SRB	CG	SRB	CG	SRB	CG	SRB	CG
2006	0.61	0.55	0.70	0.75	0.00	0.45	0.64	0.65	0.99	1.02	0.23	0.28	0.31	0.38
2007	0.66	0.65	0.72	0.73	0.00	0.51	0.65	0.65	1.09	1.07	0.22	0.24	0.29	0.31
2008	0.67	0.58	0.72	0.76	0.00	0.63	0.66	0.67	1.02	0.92	0.28	0.16	0.36	0.22
2009	0.64	0.62	0.71	0.69	0.00	0.56	0.66	0.62	1.00	0.88	0.30	0.18	0.36	0.26
2010	0.60	0.67	0.67	0.73	0.00	0.56	0.64	0.67	0.86	1.04	0.31	0.24	0.37	0.31
2011	0.63	0.64	0.70	0.68	0.00	0.56	0.66	0.69	1.04	0.96	0.33	0.35	0.39	0.39
2012	0.59	0.66	0.69	0.69	0.00	0.58	0.65	0.66	0.81	1.12	0.26	0.27	0.33	0.33
2013	0.67	0.70	0.72	0.71	0.00	0.54	0.68	0.66	1.03	0.86	0.29	0.30	0.36	0.36
2014	0.63	0.65	0.69	0.74	0.00	0.58	0.65	0.69	0.95	1.08	0.30	0.36	0.37	0.44
2015	0.65	0.64	0.69	0.74	0.00	0.58	0.64	0.68	1.02	1.05	0.28	0.32	0.34	0.39
2016	0.64	/	0.68	/	0.00	/	0.65	/	0.91	/	0.27	/	0.32	/
2017	0.67	0.72	0.68	0.73	0.00	0.64	0.67	0.69	0.93	1.06	0.31	0.36	0.36	0.42
2018	0.90	/	0.67	/	0.00	/	0.81	/	0.35	/	0.35	/	0.36	/

Izvor: Autor

Tabela 2. Dohodni elasticiteti izdataka za „Hranu“ u Srbiji i Crnoj Gori, 2006-2018.

God.	LIN		LOG-LOG		LOG-LIN		LIN-LOG		QUADRATIC		INV		LOG-INV	
	SRB	CG	SRB	CG	SRB	CG	SRB	CG	SRB	CG	SRB	CG	SRB	CG
2006	0.60	0.55	0.69	0.75	0.00	0.45	0.63	0.65	0.98	1.02	0.23	0.28	0.30	0.38
2007	0.65	0.65	0.71	0.74	0.00	0.51	0.64	0.65	1.08	1.08	0.21	0.24	0.28	0.32
2008	0.65	0.58	0.71	0.76	0.00	0.63	0.65	0.67	1.00	0.91	0.28	0.15	0.35	0.22
2009	0.62	0.62	0.69	0.69	0.00	0.56	0.65	0.62	0.98	0.87	0.29	0.18	0.36	0.26
2010	0.59	0.67	0.66	0.72	0.00	0.56	0.64	0.66	0.85	1.04	0.31	0.24	0.36	0.31
2011	0.62	0.64	0.69	0.67	0.00	0.56	0.65	0.69	1.03	0.97	0.32	0.35	0.38	0.39
2012	0.58	0.66	0.68	0.68	0.00	0.58	0.64	0.66	0.82	1.11	0.26	0.27	0.32	0.33
2013	0.67	0.69	0.72	0.71	0.00	0.54	0.68	0.66	1.02	0.88	0.29	0.30	0.35	0.37
2014	0.62	0.65	0.68	0.75	0.00	0.58	0.64	0.69	0.95	1.09	0.30	0.36	0.36	0.44
2015	0.64	0.64	0.68	0.74	0.00	0.58	0.64	0.68	1.02	1.05	0.28	0.32	0.34	0.39
2016	0.64	/	0.67	/	0.00	/	0.65	/	0.91	/	0.27	/	0.31	/
2017	0.67	0.73	0.67	0.74	0.00	0.64	0.67	0.70	0.93	1.08	0.31	0.37	0.35	0.43
2018	0.91	/	0.67	/	0.00	/	0.82	/	0.33	/	0.35	/	0.35	/

Izvor: Autor

Tabela 3. Dohodni elasticiteti izdataka za „Bezalkoholna pića“ u Srbiji i Crnoj Gori, 2006-2018.

God.	LIN		LOG-LOG		LOG-LIN		LIN-LOG		QUADRATIC		INV		LOG-INV	
	SRB	CG	SRB	CG	SRB	CG	SRB	CG	SRB	CG	SRB	CG	SRB	CG
2006	0.71	0.57	0.78	0.66	0.00	0.45	0.73	0.63	1.05	1.00	0.26	0.26	0.36	0.33
2007	0.79	0.60	0.86	0.67	0.00	0.51	0.76	0.61	1.25	1.03	0.25	0.22	0.43	0.27
2008	0.81	0.64	0.88	0.73	0.00	0.63	0.78	0.73	1.22	0.99	0.32	0.16	0.45	0.31
2009	0.78	0.69	0.87	0.70	0.00	0.56	0.78	0.68	1.18	1.01	0.34	0.20	0.46	0.29
2010	0.69	0.75	0.79	0.71	0.00	0.56	0.73	0.73	0.97	1.03	0.35	0.25	0.44	0.37
2011	0.74	0.79	0.83	0.66	0.00	0.56	0.76	0.76	1.16	0.92	0.37	0.36	0.47	0.36
2012	0.67	0.71	0.77	0.69	0.00	0.58	0.71	0.70	0.77	1.28	0.28	0.29	0.44	0.33
2013	0.70	0.78	0.78	0.65	0.00	0.54	0.71	0.71	1.08	0.50	0.30	0.30	0.40	0.32
2014	0.68	0.64	0.75	0.70	0.00	0.58	0.68	0.67	0.99	0.92	0.32	0.35	0.41	0.42
2015	0.73	0.66	0.79	0.72	0.00	0.58	0.72	0.68	1.02	1.01	0.31	0.32	0.42	0.39
2016	0.66	/	0.74	/	0.00	/	0.67	/	0.96	/	0.28	/	0.37	/
2017	0.67	0.67	0.73	0.65	0.00	0.64	0.68	0.63	1.01	0.78	0.32	0.33	0.40	0.37
2018	0.79	/	0.70	/	0.00	/	0.76	/	0.55	/	0.35	/	0.40	/

Izvor: Autor

Tabela 4. Dohodni elasticiteti izdataka za „Alkoholna pića i duvan“ u Srbiji i Crnoj Gori, 2006-2018.

God.	LIN		LOG-LOG		LOG-LIN		LIN-LOG		QUADRATIC		INV		LOG-INV	
	SRB	CG	SRB	CG	SRB	CG	SRB	CG	SRB	CG	SRB	CG	SRB	CG
2006	0.83	0.73	0.68	0.71	0.00	0.45	0.10	0.79	1.10	1.29	0.03	0.32	0.40	0.37
2007	0.96	0.83	0.82	0.74	0.00	0.51	0.90	0.83	1.45	1.40	0.29	0.30	0.47	0.43
2008	0.91	0.63	0.77	0.60	0.00	0.63	0.89	0.74	1.36	0.92	0.38	0.17	0.50	0.31
2009	0.85	0.73	0.75	0.60	0.00	0.56	0.89	0.75	1.39	1.19	0.40	0.22	0.48	0.33
2010	0.90	0.77	0.75	0.41	0.00	0.56	0.95	0.72	1.40	0.91	0.45	0.26	0.51	0.22
2011	0.95	0.86	0.79	0.61	0.00	0.56	0.98	0.90	1.53	0.96	0.47	0.46	0.53	0.41
2012	0.94	0.85	0.79	0.58	0.00	0.58	0.97	0.83	1.14	1.27	0.38	0.34	0.37	0.37
2013	0.91	0.80	0.70	0.51	0.00	0.54	0.93	0.80	1.61	1.53	0.39	0.37	0.37	0.31
2014	0.92	0.87	0.69	0.71	0.00	0.58	0.92	0.92	1.30	1.55	0.42	0.47	0.41	0.45
2015	0.98	0.96	0.75	0.66	0.00	0.58	0.95	0.97	1.55	1.56	0.40	0.43	0.49	0.35
2016	0.92	/	0.74	/	0.00	/	0.93	/	1.38	/	0.38	/	0.34	/
2017	1.02	1.06	0.77	0.86	0.00	0.64	1.00	1.01	1.16	1.65	0.45	0.53	0.49	0.61
2018	1.14	/	0.77	/	0.00	/	1.10	/	0.76	/	0.49	/	0.49	/

Izvor: Autor

Tabela 5. Dohodni elasticiteti izdataka za „Alkoholna pića“ u Srbiji i Crnoj Gori, 2006-2018.

God.	LIN		LOG-LOG		LOG-LIN		LIN-LOG		QUADRATIC		INV		LOG-INV	
	SRB	CG	SRB	CG	SRB	CG	SRB	CG	SRB	CG	SRB	CG	SRB	CG
2006	1.00	0.75	0.52	0.60	0.00	0.45	0.91	0.84	1.07	1.38	0.30	0.33	0.29	0.32
2007	1.08	0.95	0.62	0.61	0.00	0.51	0.95	0.90	1.27	1.48	0.29	0.31	0.36	0.36
2008	1.01	0.92	0.57	0.54	0.00	0.63	0.92	0.91	1.21	0.99	0.38	0.19	0.36	0.26
2009	1.03	0.87	0.58	0.49	0.00	0.56	0.97	0.84	1.44	1.14	0.40	0.24	0.36	0.29
2010	1.06	1.01	0.56	0.46	0.00	0.56	1.03	0.85	1.29	0.61	0.46	0.28	0.37	0.26
2011	1.08	1.07	0.54	0.49	0.00	0.56	1.03	0.99	1.08	1.00	0.46	0.46	0.35	0.28
2012	1.02	0.97	0.56	0.47	0.00	0.58	0.99	0.91	1.19	1.20	0.37	0.36	0.24	0.29
2013	1.08	0.98	0.52	0.34	0.00	0.54	0.99	0.86	1.08	1.16	0.39	0.36	0.32	0.18
2014	0.99	1.04	0.54	0.65	0.00	0.58	0.97	1.07	1.48	1.57	0.43	0.53	0.31	0.47
2015	1.10	0.89	0.52	0.49	0.00	0.58	1.00	0.92	1.19	1.48	0.40	0.41	0.32	0.27
2016	1.00	/	0.51	/	0.00	/	0.95	/	1.16	/	0.36	/	0.21	/
2017	1.25	1.01	0.53	0.64	0.00	0.64	1.09	1.00	0.62	1.78	0.46	0.52	0.32	0.48
2018	1.71	/	0.58	/	0.00	/	1.38	/	0.30	/	0.53	/	0.34	/

Izvor: Autor

Tabela 6. Dohodni elasticiteti izdataka za „Duvan“ u Srbiji i Crnoj Gori, 2006-2018.

God.	LIN		LOG-LOG		LOG-LIN		LIN-LOG		QUADRATIC		INV		LOG-INV	
	SRB	CG	SRB	CG	SRB	CG	SRB	CG	SRB	CG	SRB	CG	SRB	CG
2006	0.78	0.68	0.49	0.44	0.00	0.45	0.82	0.76	1.11	1.23	0.30	0.30	0.31	0.22
2007	0.90	0.73	0.53	0.56	0.00	0.51	0.88	0.76	1.53	1.33	0.28	0.28	0.32	0.36
2008	0.86	0.44	0.44	0.51	0.00	0.63	0.88	0.62	1.43	0.84	0.38	0.16	0.32	0.27
2009	0.76	0.65	0.43	0.43	0.00	0.56	0.84	0.69	1.36	1.22	0.39	0.21	0.32	0.25
2010	0.83	0.61	0.41	0.43	0.00	0.56	0.92	0.63	1.41	1.12	0.45	0.24	0.31	0.23
2011	0.89	0.79	0.47	0.52	0.00	0.56	0.95	0.86	1.74	0.90	0.47	0.46	0.36	0.39
2012	0.92	0.75	0.41	0.44	0.00	0.58	0.96	0.79	1.12	1.35	0.38	0.33	0.32	0.28
2013	0.85	0.73	0.49	0.37	0.00	0.54	0.91	0.78	1.80	1.67	0.39	0.37	0.26	0.23
2014	0.88	0.81	0.53	0.47	0.00	0.58	0.89	0.87	1.24	1.55	0.41	0.45	0.34	0.31
2015	0.94	0.99	0.57	0.50	0.00	0.58	0.94	0.99	1.67	1.60	0.41	0.44	0.41	0.27
2016	0.89	/	0.54	/	0.00	/	0.92	/	1.45	/	0.38	/	0.34	/
2017	0.93	1.05	0.59	0.69	0.00	0.64	0.96	1.02	1.35	1.63	0.45	0.54	0.44	0.51
2018	0.93	/	0.57	/	0.00	/	0.99	/	0.93	/	0.47	/	0.43	/

Izvor: Autor

Tabela 7. Dohodni elasticiteti izdataka za „Odeću i obuću“ u Srbiji i Crnoj Gori, 2006-2018.

God.	LIN		LOG-LOG		LOG-LIN		LIN-LOG		QUADRATIC		INV		LOG-INV	
	SRB	CG	SRB	CG	SRB	CG	SRB	CG	SRB	CG	SRB	CG	SRB	CG
2006	1.38	1.45	1.27	1.11	0.00	0.90	1.82	1.35	2.00	1.64	0.58	0.47	0.86	0.62
2007	1.55	1.50	1.33	1.10	0.00	1.02	1.31	1.30	1.22	1.64	0.37	0.40	0.92	0.66
2008	1.50	1.05	1.31	1.15	0.00	0.63	1.31	1.17	1.50	1.74	0.49	0.24	0.87	0.83
2009	1.44	1.35	1.30	1.17	0.00	0.56	1.33	1.24	1.60	1.82	0.53	0.32	0.93	0.83
2010	1.58	1.47	1.36	1.19	0.00	1.12	1.47	1.27	1.49	1.51	0.61	0.40	0.99	0.81
2011	1.62	1.28	1.45	1.10	0.00	0.56	1.51	1.33	1.65	1.82	0.65	0.63	1.09	0.76
2012	1.68	1.40	1.35	1.04	0.00	0.58	1.49	1.24	1.22	0.95	0.51	0.46	0.96	0.69
2013	1.70	1.42	1.41	1.16	0.00	1.07	1.49	1.25	1.41	1.16	0.54	0.51	0.94	0.77
2014	1.59	1.25	1.33	1.14	0.00	0.58	1.42	1.26	1.67	1.87	0.58	0.62	0.89	0.88
2015	1.46	1.56	1.35	1.26	0.00	1.16	1.32	1.37	1.68	1.18	0.52	0.57	0.92	0.94
2016	1.53	/	1.43	/	0.00	/	1.37	/	1.41	/	0.50	/	0.95	/
2017	1.52	1.25	1.39	1.32	0.00	1.28	1.38	1.17	1.48	1.65	0.58	0.59	0.93	0.89
2018	1.23	/	1.36	/	0.00	/	1.35	/	2.04	/	0.61	/	0.95	/

Izvor: Autor

Tabela 8. Dohodni elasticiteti izdataka za „Odeću“ u Srbiji i Crnoj Gori, 2006-2018.

God.	LIN		LOG-LOG		LOG-LIN		LIN-LOG		QUADRATIC		INV		LOG-INV	
	SRB	CG	SRB	CG	SRB	CG	SRB	CG	SRB	CG	SRB	CG	SRB	CG
2006	1.45	1.59	1.13	1.01	0.00	0.90	1.30	1.44	1.42	1.72	0.41	0.49	0.79	0.53
2007	1.61	1.67	1.21	1.01	0.00	1.02	1.34	1.39	1.20	1.62	0.38	0.42	0.86	0.61
2008	1.59	1.17	1.19	1.02	0.00	0.63	1.36	1.26	1.42	1.84	0.50	0.25	0.85	0.77
2009	1.52	1.44	1.11	1.11	0.00	0.56	1.36	1.31	1.52	1.87	0.53	0.33	0.81	0.87
2010	1.56	1.54	1.16	1.06	0.00	0.56	1.46	1.33	1.44	1.59	0.61	0.42	0.86	0.74
2011	1.59	1.36	1.24	0.99	0.00	0.56	1.48	1.39	1.62	1.96	0.64	0.65	0.96	0.70
2012	1.70	1.57	1.13	0.94	0.00	0.58	1.49	1.32	1.09	0.57	0.51	0.48	0.84	0.68
2013	1.67	1.54	1.18	1.06	0.00	1.07	1.46	1.32	1.24	0.93	0.53	0.53	0.81	0.75
2014	1.59	1.26	1.15	1.04	0.00	0.58	1.41	1.27	1.59	1.89	0.58	0.63	0.77	0.83
2015	1.43	1.64	1.17	1.12	0.00	0.58	1.30	1.42	1.56	1.18	0.51	0.59	0.82	0.89
2016	1.51	/	1.26	/	0.00	/	1.35	/	1.36	/	0.49	/	0.85	/
2017	1.48	1.26	1.22	1.18	0.00	1.28	1.35	1.18	1.45	1.65	0.57	0.60	0.83	0.83
2018	1.21	/	1.22	/	0.00	/	1.34	/	2.06	/	0.60	/	0.89	/

Izvor: Autor

Tabela 9. Dohodni elasticiteti izdataka za „Obuču“ u Srbiji i Crnoj Gori, 2006-2018.

God.	LIN		LOG-LOG		LOG-LIN		LIN-LOG		QUADRATIC		INV		LOG-INV	
	SRB	CG	SRB	CG	SRB	CG	SRB	CG	SRB	CG	SRB	CG	SRB	CG
2006	1.27	1.24	0.98	0.83	0.00	0.45	1.19	1.22	1.31	1.52	0.39	0.45	0.73	0.51
2007	1.44	1.30	0.99	0.88	0.00	0.51	1.25	1.17	1.30	1.68	0.36	0.37	0.71	0.54
2008	1.34	0.87	0.97	0.83	0.00	0.63	1.23	1.04	1.62	1.59	0.47	0.23	0.65	0.62
2009	1.36	1.22	1.04	0.93	0.00	0.56	1.28	1.14	1.71	1.74	0.52	0.30	0.81	0.65
2010	1.61	1.37	1.09	0.89	0.00	0.56	1.49	1.20	1.56	1.40	0.62	0.39	0.85	0.64
2011	1.69	1.21	1.22	0.86	0.00	0.56	1.57	1.24	1.74	1.62	0.66	0.60	0.99	0.61
2012	1.66	1.18	1.13	0.87	0.00	0.58	1.50	1.13	1.42	1.49	0.52	0.44	0.87	0.59
2013	1.75	1.25	1.16	0.92	0.00	0.54	1.54	1.15	1.70	1.51	0.56	0.49	0.94	0.59
2014	1.60	1.20	1.07	0.94	0.00	0.58	1.44	1.23	1.80	1.85	0.59	0.61	0.86	0.74
2015	1.04	1.48	1.07	0.95	0.00	0.58	1.35	1.31	1.82	1.17	0.53	0.55	0.83	0.70
2016	1.55	/	1.13	/	0.00	/	1.40	/	1.50	/	0.51	/	0.86	/
2017	1.58	1.24	1.05	1.15	0.00	1.28	1.42	1.16	1.53	1.63	0.59	0.59	0.79	0.79
2018	1.27	/	0.98	/	0.00	/	1.37	/	2.06	/	0.61	/	0.75	/

Izvor: Autor

Tabela 10. Dohodni elasticiteti izdataka za „Stanovanje, vodu, električnu energiju, gas i ostala goriva“ u Srbiji i Crnoj Gori, 2006-2018.

God.	LIN		LOG-LOG		LOG-LIN		LIN-LOG		QUADRATIC		INV		LOG-INV	
	SRB	CG	SRB	CG	SRB	CG	SRB	CG	SRB	CG	SRB	CG	SRB	CG
2006	0.76	0.76	0.84	0.72	0.00	0.45	0.76	0.76	1.08	0.98	0.27	0.29	0.39	0.34
2007	0.72	0.74	0.74	0.67	0.00	0.51	0.70	0.74	1.13	1.19	0.23	0.27	0.36	0.38
2008	0.76	0.56	0.77	0.73	0.00	0.63	0.71	0.68	0.94	1.02	0.30	0.16	0.40	0.38
2009	0.76	0.66	0.83	0.84	0.00	0.56	0.77	0.72	1.09	1.24	0.34	0.22	0.47	0.36
2010	0.74	0.87	0.83	0.93	0.00	1.12	0.79	0.81	1.15	1.04	0.37	0.28	0.47	0.39
2011	0.75	0.71	0.83	0.83	0.00	0.56	0.77	0.78	1.14	0.95	0.38	0.41	0.51	0.51
2012	0.78	0.64	0.83	0.81	0.00	0.58	0.79	0.69	0.82	1.25	0.31	0.30	0.48	0.44
2013	0.74	0.56	0.83	0.65	0.00	0.54	0.76	0.59	1.20	1.13	0.32	0.28	0.45	0.38
2014	0.83	0.57	0.83	0.63	0.00	0.58	0.81	0.60	1.07	0.74	0.36	0.33	0.46	0.38
2015	0.81	0.55	0.84	0.67	0.00	0.58	0.78	0.61	0.99	0.97	0.33	0.30	0.46	0.41
2016	0.84	/	0.88	/	0.00	/	0.82	/	1.05	/	0.33	/	0.49	/
2017	0.89	0.61	0.84	0.64	0.00	0.64	0.83	0.59	0.71	0.78	0.37	0.33	0.48	0.39
2018	0.71	/	0.76	/	0.00	/	0.80	/	1.09	/	0.38	/	0.45	/

Izvor: Autor

Tabela 11. Dohodni elasticiteti izdataka za „Opremu za stan i tekuće održavanje“ u Srbiji i Crnoj Gori, 2006-2018.

God.	LIN		LOG-LOG		LOG-LIN		LIN-LOG		QUADRATIC		INV		LOG-INV	
	SRB	CG	SRB	CG	SRB	CG	SRB	CG	SRB	CG	SRB	CG	SRB	CG
2006	1.00	1.02	0.98	1.08	0.00	0.90	0.91	1.01	0.84	1.26	0.30	0.39	0.44	0.57
2007	0.95	0.98	1.01	0.99	0.00	1.02	0.87	0.94	1.10	1.50	0.27	0.31	0.48	0.40
2008	0.95	0.98	1.05	1.20	0.00	0.63	0.90	1.06	1.28	1.60	0.36	0.22	0.54	0.64
2009	0.91	1.20	0.94	1.07	0.00	1.13	0.88	1.00	1.16	0.41	0.37	0.26	0.48	0.59
2010	0.94	1.26	0.95	1.07	0.00	0.56	0.94	1.07	1.15	0.94	0.00	0.34	0.51	0.58
2011	0.23	1.33	0.87	1.16	0.00	1.11	0.86	1.25	1.21	1.21	0.11	0.58	0.48	0.66
2012	0.23	1.38	0.82	1.01	0.00	1.16	0.83	1.12	0.90	-0.05	0.09	0.40	0.44	0.50
2013	0.26	1.15	0.84	1.00	0.00	1.07	0.85	1.03	0.58	1.27	0.09	0.42	0.42	0.56
2014	0.99	1.30	0.90	1.16	0.00	1.15	0.90	1.19	0.91	1.14	0.39	0.55	0.48	0.67
2015	0.93	1.27	0.93	1.14	0.00	1.16	0.86	1.13	0.97	1.15	0.36	0.48	0.46	0.63
2016	0.92	/	0.94	/	0.00	/	0.86	/	0.99	/	0.34	/	0.45	/
2017	0.91	1.24	0.93	1.15	0.00	1.28	0.87	1.06	0.95	0.35	0.39	0.52	0.51	0.66
2018	0.92	/	0.86	/	0.00	/	0.95	/	1.11	/	0.43	/	0.47	/

Izvor: Autor

Tabela 12. Uporedni pregled dohodnih elasticiteta izdataka za opremanje stana i održavanje stana u Srbiji i Crnoj Gori

Grupa	God.	LIN		LOG-LOG		LOG-LIN		LIN-LOG		QUADRATIC		INV		LOG-INV	
		SRB	CG	SRB	CG	SRB	CG	SRB	CG	SRB	CG	SRB	CG	SRB	CG
Opremanje stana	2006	1.32	1.20	1.41	1.09	0.00	0.90	1.16	1.21	0.94	1.72	0.37	0.45	0.72	0.64
Održavanje stana		0.64	0.68	0.66	0.68	0.00	0.45	0.63	0.70	0.77	0.58	0.23	0.29	0.30	0.38
Opremanje stana	2012	1.42	2.04	1.51	1.13	0.00	1.16	1.30	1.51	1.30	-1.29	-0.46	0.50	0.85	0.77
Održavanje stana		0.52	0.69	0.60	0.61	0.00	0.58	0.57	0.69	0.68	1.32	0.23	0.30	0.32	0.31
Opremanje stana	2018	1.28	1.32	1.34	1.16	0.00	1.28	1.30	1.18	1.38	1.28	0.56	0.59	0.77	0.83
Održavanje stana		0.58	1.14	0.60	0.72	0.00	0.64	0.63	0.91	0.85	-0.79	0.31	0.43	0.34	0.40

Izvor: Autor

Tabela 13. Dohodni elasticiteti izdataka za „Zdravlje“ u Srbiji i Crnoj Gori, 2006-2018.

God.	LIN		LOG-LOG		LOG-LIN		LIN-LOG		QUADRATIC		INV		LOG-INV	
	SRB	CG	SRB	CG	SRB	CG	SRB	CG	SRB	CG	SRB	CG	SRB	CG
2006	0.91	1.55	0.50	0.62	0.00	0.45	0.79	1.16	0.69	0.97	0.26	0.36	0.22	0.27
2007	0.78	2.28	0.48	0.58	0.00	0.51	0.68	1.21	0.59	-5.74	0.21	0.30	0.23	0.26
2008	0.74	0.43	0.45	0.36	0.00	0.00	0.65	0.40	0.51	0.58	0.26	0.09	0.22	0.17
2009	0.86	0.63	0.46	0.52	0.00	0.56	0.73	0.58	0.43	0.77	0.29	0.17	0.23	0.24
2010	0.60	1.29	0.46	0.54	0.00	0.56	0.62	0.90	0.88	-0.57	0.29	0.27	0.24	0.29
2011	0.73	0.71	0.54	0.54	0.00	0.56	0.70	0.72	0.85	1.01	0.32	0.35	0.29	0.32
2012	0.98	1.03	0.54	0.44	0.00	0.58	0.85	0.78	0.97	0.20	0.30	0.26	0.28	0.20
2013	0.58	1.18	0.47	0.41	0.00	0.54	0.61	0.83	0.64	-1.30	0.24	0.30	0.26	0.19
2014	0.61	1.47	0.45	0.54	0.00	0.58	0.58	1.08	0.54	0.23	0.27	0.42	0.26	0.25
2015	0.76	0.79	0.51	0.49	0.00	0.58	0.67	0.69	0.54	0.52	0.00	0.29	0.27	0.28
2016	0.80	/	0.55	/	0.00	/	0.71	/	0.68	/	0.28	/	0.29	/
2017	0.84	0.82	0.49	0.56	0.00	0.64	0.73	0.69	0.41	0.14	0.31	0.33	0.27	0.31
2018	0.80	/	0.44	/	0.00	/	0.76	/	0.64	/	0.33	/	0.24	/

Izvor: Autor

Tabela 14. Dohodni elasticiteti izdataka za „Transport“ u Srbiji i Crnoj Gori, 2006-2018.

God.	LIN		LOG-LOG		LOG-LIN		LIN-LOG		QUADRATIC		INV		LOG-INV	
	SRB	CG	SRB	CG	SRB	CG	SRB	CG	SRB	CG	SRB	CG	SRB	CG
2006	1.97	2.77	1.61	1.33	0.00	0.90	1.55	1.82	1.14	-0.89	0.44	0.54	0.96	0.80
2007	2.03	1.62	1.66	1.29	0.00	1.02	1.51	1.32	-0.42	1.09	0.40	0.40	1.02	0.77
2008	2.00	1.51	1.67	1.19	0.00	0.63	1.54	1.28	0.19	1.77	0.54	0.24	1.07	0.74
2009	2.05	1.73	1.66	1.33	0.00	1.13	1.65	1.33	0.82	0.70	0.59	0.32	1.05	0.62
2010	2.17	1.37	1.66	1.24	0.00	1.12	1.76	1.17	0.25	1.15	0.67	0.37	1.11	0.62
2011	4.83	1.60	1.82	1.30	0.00	1.11	3.97	1.41	-0.33	0.83	1.57	0.63	1.24	0.87
2012	3.64	1.40	1.65	1.38	0.00	1.16	1.63	1.23	1.03	0.95	0.98	0.46	1.09	0.79
2013	3.32	1.17	1.61	1.25	0.00	1.07	1.48	1.07	1.14	1.43	1.07	0.46	1.05	0.70
2014	1.84	1.31	1.70	1.27	0.00	1.15	1.53	1.21	0.64	1.25	0.61	0.57	1.11	0.76
2015	1.81	1.49	1.67	1.26	0.00	1.16	1.47	1.21	0.56	0.28	0.00	0.50	1.02	0.72
2016	1.72	/	1.64	/	0.00	/	1.45	/	0.94	/	0.00	/	1.02	/
2017	1.66	1.15	1.62	1.30	0.00	1.28	1.45	1.06	0.81	1.31	0.60	0.54	1.03	0.83
2018	1.46	/	1.50	/	0.00	/	1.45	/	1.69	/	0.62	/	0.98	/

Izvor: Autor

Tabela 15. Usporedni pregled dohodnih elasticiteta izdataka za kupovinu vozila, upotrebnu prevoznih sredstava i usluge prevoza u Srbiji i Crnoj Gori

Grupa	God.	LIN		LOG-LOG		LOG-LIN		LIN-LOG		QUADRATIC		INV		LOG-INV	
		SRB	CG	SRB	CG	SRB	CG	SRB	CG	SRB	CG	SRB	CG	SRB	CG
Kupovina vozila	2006	4.75	8.91	2.09	1.92	0.00	0.45	2.88	4.04	-1.43	-12.62	0.62	0.84	2.24	3.62
Upotreba prevoznih sredstava		1.43	1.49	0.92	0.78	0.00	0.45	1.34	1.40	1.95	1.83	0.42	0.50	0.86	0.70
Usluge prevoza		0.87	0.89	0.79	0.66	0.00	0.45	0.88	0.90	1.20	1.45	0.31	0.34	0.47	0.33
Kupovina vozila	2012	6.86	4.75	2.00	1.30	0.00	0.58	3.50	2.85	-6.41	-8.45	0.81	0.76	2.48	2.20
Upotreba prevoznih sredstava		1.69	1.46	0.97	0.82	0.00	0.58	1.59	1.33	1.78	1.50	0.55	0.50	0.99	0.71
Usluge prevoza		1.27	0.83	0.82	0.57	0.00	0.58	1.11	0.74	1.16	0.62	0.39	0.30	0.53	0.33
Kupovina vozila	2018/17	3.57	3.52	1.90	2.07	0.00	1.28	2.65	2.50	0.83	-0.54	0.87	0.99	2.24	2.79
Upotreba prevoznih sredstava		1.37	1.31	0.91	0.71	0.00	0.64	1.43	1.24	1.86	1.98	0.63	0.64	0.84	0.62
Usluge prevoza		0.69	0.56	0.68	0.41	0.00	0.64	0.88	0.50	1.38	0.00	0.43	0.27	0.43	0.28

Izvor: Autor

Tabela 16. Dohodni elasticiteti za „Komunikacije“ u Srbiji i Crnoj Gori, 2006-2018.

God.	LIN		LOG-LOG		LOG-LIN		LIN-LOG		QUADRATIC		INV		LOG-INV	
	SRB	CG	SRB	CG	SRB	CG	SRB	CG	SRB	CG	SRB	CG	SRB	CG
2006	1.03	0.77	1.09	0.81	0.00	0.45	0.00	0.80	1.31	1.12	0.34	0.32	0.61	0.38
2007	1.04	0.88	1.04	0.77	0.00	0.51	0.00	0.84	1.29	1.30	0.30	0.29	0.62	0.41
2008	1.00	0.64	1.07	0.85	0.00	0.63	0.96	0.75	1.42	1.05	0.39	0.17	0.63	0.47
2009	0.96	0.96	1.02	1.01	0.00	0.56	0.97	0.91	1.36	1.27	0.42	0.25	0.63	0.44
2010	0.93	0.80	0.96	0.93	0.00	0.56	0.97	0.77	1.30	1.07	0.45	0.28	0.60	0.48
2011	0.42	0.87	0.96	0.98	0.00	0.56	0.43	0.92	0.61	1.22	0.20	0.46	0.61	0.61
2012	0.43	0.86	0.94	0.97	0.00	0.58	0.92	0.84	1.15	1.19	0.18	0.34	0.58	0.56
2013	0.50	0.71	1.01	0.84	0.00	0.54	0.94	0.72	1.44	1.46	0.21	0.33	0.53	0.43
2014	0.88	0.79	0.99	0.90	0.00	0.58	0.89	0.82	1.21	1.22	0.41	0.43	0.57	0.56
2015	0.82	0.89	1.00	0.97	0.00	0.58	0.83	0.87	1.32	1.13	0.37	0.40	0.56	0.54
2016	0.77	/	1.02	/	0.00	/	0.82	/	1.29	/	0.35	/	0.61	/
2017	0.80	0.94	1.02	1.10	0.00	1.28	0.85	0.91	1.38	1.41	0.41	0.48	0.61	0.69
2018	0.62	/	0.96	/	0.00	/	0.79	/	1.19	/	0.41	/	0.60	/

Izvor: Autor

Tabela 17. Dohodni elasticiteti izdataka za „Rekreaciju i kulturu“ u Srbiji i Crnoj Gori, 2006-2018.

God.	LIN		LOG-LOG		LOG-LIN		LIN-LOG		QUADRATIC		INV		LOG-INV	
	SRB	CG	SRB	CG	SRB	CG	SRB	CG	SRB	CG	SRB	CG	SRB	CG
2006	1.70	1.19	1.12	1.04	0.00	0.45	1.32	1.23	0.06	1.90	0.39	0.46	0.59	0.69
2007	1.44	1.18	1.16	1.03	0.00	0.51	1.23	1.15	1.38	2.09	0.35	0.38	0.69	0.78
2008	1.62	1.09	1.20	1.07	0.00	0.63	1.34	1.18	0.90	1.80	0.49	0.24	0.67	0.75
2009	1.58	1.32	1.17	1.00	0.00	0.56	1.38	1.24	1.42	2.06	0.53	0.32	0.72	0.65
2010	1.65	1.91	1.19	1.10	0.00	1.12	1.49	1.45	1.44	-0.11	0.60	0.43	0.75	0.71
2011	1.84	2.67	1.15	1.10	0.00	0.56	1.55	1.86	0.49	-2.06	0.62	0.73	0.75	0.81
2012	1.60	1.78	1.14	0.95	0.00	0.58	1.45	1.46	1.89	1.04	0.49	0.51	0.73	0.70
2013	1.97	1.55	1.23	0.96	0.00	0.54	1.54	1.36	-0.31	1.80	0.54	0.53	0.76	0.61
2014	1.61	1.41	1.15	0.98	0.00	0.58	1.37	1.36	0.88	2.05	0.55	0.64	0.77	0.65
2015	1.83	1.76	1.27	0.99	0.00	0.58	1.45	1.40	0.39	0.49	0.52	0.55	0.78	0.63
2016	1.97	/	1.27	/	0.00	/	1.52	/	0.33	/	0.51	/	0.78	/
2017	1.70	1.47	1.31	1.02	0.00	0.64	1.49	1.28	1.55	1.22	0.60	0.62	0.85	0.74
2018	1.58	/	1.16	/	0.00	/	1.55	/	1.99	/	0.63	/	0.77	/

Izvor: Autor

Tabela 18. Upporedni pregled dohodnih elasticiteta izdataka za trajna i polutrajna dobra i usluge za rekreaciju i kulturu u Srbiji i Crnoj Gori

Grupa	God.	LIN		LOG-LOG		LOG-LIN		LIN-LOG		QUADRATIC		INV		LOG-INV	
		SRB	CG	SRB	CG	SRB	CG	SRB	CG	SRB	CG	SRB	CG	SRB	CG
Trajna	2006	1.34	1.46	0.65	0.70	0.00	0.45	1.28	1.45	1.79	2.29	0.41	0.51	0.53	0.74
Polutrajna		1.45	1.13	0.94	0.99	0.00	0.45	1.18	1.19	0.49	1.82	0.36	0.45	0.50	0.65
Trajna	2012	1.81	1.93	0.74	0.66	0.00	0.58	1.69	1.63	2.33	1.93	0.56	0.57	0.53	0.47
Polutrajna		1.58	1.75	1.05	0.85	0.00	0.58	1.42	1.44	1.83	0.91	0.48	0.50	0.68	0.64
Trajna	2018/17	1.30	3.28	0.58	0.56	0.00	0.64	1.42	2.87	1.55	3.51	0.62	1.37	0.55	0.47
Polutrajna		1.59	1.23	1.11	0.88	0.00	0.64	1.56	1.07	2.01	0.92	0.64	0.52	0.73	0.63

Izvor: Autor

Tabela 19. Dohodni elasticiteti izdataka za „Obrazovanje“ u Srbiji i Crnoj Gori, 2006-2018.

God.	LIN		LOG-LOG		LOG-LIN		LIN-LOG		QUADRATIC		INV		LOG-INV	
	SRB	CG	SRB	CG	SRB	CG	SRB	CG	SRB	CG	SRB	CG	SRB	CG
2006	2.22	1.52	0.84	1.74	0.00	1.34	1.79	1.54	1.54	2.50	0.49	0.55	0.79	1.92
2007	1.93	2.12	1.16	0.85	0.00	0.51	1.72	1.68	2.22	2.00	0.45	0.48	1.16	0.91
2008	2.34	1.85	0.99	1.16	0.00	0.63	1.84	1.75	1.32	2.97	0.62	0.31	1.26	1.09
2009	3.54	2.83	1.11	2.47	0.00	1.13	2.25	2.02	-6.38	0.99	0.71	0.42	1.07	2.84
2010	2.89	2.33	1.20	0.88	0.00	0.56	2.27	1.87	1.03	2.06	0.81	0.52	1.53	1.27
2011	3.24	2.84	1.16	0.96	0.00	0.56	2.46	2.40	-0.62	3.04	0.87	0.93	1.49	1.33
2012	3.04	3.17	1.39	0.97	0.00	0.58	2.38	2.23	2.73	-1.53	0.69	0.67	1.69	1.23
2013	2.85	3.08	1.11	1.00	0.00	0.54	2.21	2.23	0.10	0.21	0.70	0.73	1.42	0.94
2014	2.92	3.82	1.34	0.33	0.00	0.00	2.15	2.35	-0.69	-8.45	0.76	0.87	1.61	0.37
2015	2.54	1.94	0.94	0.37	0.00	0.00	1.94	1.81	0.17	3.01	0.65	0.72	0.93	0.66
2016	2.13	/	0.71	/	0.00	/	1.78	/	1.99	/	0.59	/	0.82	/
2017	2.32	3.08	1.06	0.92	0.00	0.64	1.92	2.24	1.38	-2.72	0.73	0.92	1.26	1.29
2018	1.79	/	0.87	/	0.00	/	1.78	/	1.99	/	0.73	/	1.22	/

Izvor: Autor

Tabela 20. Dohodni elasticiteti izdataka za „Restorane i hotele“ u Srbiji i Crnoj Gori, 2006-2018.

God.	LIN		LOG-LOG		LOG-LIN		LIN-LOG		QUADRATIC		INV		LOG-INV	
	SRB	CG	SRB	CG	SRB	CG	SRB	CG	SRB	CG	SRB	CG	SRB	CG
2006	1.46	1.79	0.83	1.08	0.00	0.45	1.29	1.59	1.46	1.73	0.41	0.54	0.63	0.86
2007	1.47	1.49	0.92	0.74	0.00	0.51	1.26	1.31	1.37	1.87	0.37	0.41	0.68	0.68
2008	1.51	1.10	0.99	0.72	0.00	0.63	1.32	1.17	1.56	1.72	0.50	0.24	0.79	0.60
2009	1.46	1.78	1.02	0.87	0.00	0.56	1.36	1.45	1.85	1.43	0.54	0.34	0.76	0.68
2010	1.66	1.82	1.04	0.79	0.00	0.56	1.51	1.43	1.32	0.62	0.62	0.43	0.79	0.54
2011	1.55	1.44	1.05	0.78	0.00	0.56	1.44	1.40	1.35	1.53	0.63	0.66	0.89	0.68
2012	1.65	1.66	1.10	0.89	0.00	0.58	1.50	1.38	1.48	0.49	0.52	0.49	0.81	0.62
2013	1.81	1.43	1.15	0.90	0.22	0.54	0.28	1.30	0.93	1.67	0.55	0.53	0.88	0.69
2014	1.50	1.38	1.07	0.88	0.00	0.58	1.36	1.37	1.58	2.07	1.11	0.67	0.82	0.87
2015	1.50	1.34	1.12	0.94	0.00	0.58	1.32	1.29	1.42	1.71	0.51	0.56	0.74	0.77
2016	1.51	/	1.08	/	0.00	/	1.34	/	1.36	/	0.49	/	0.77	/
2017	1.43	1.33	1.12	0.99	0.00	0.64	1.33	1.26	1.64	1.77	0.57	0.64	0.84	0.83
2018	1.23	/	0.98	/	0.00	/	1.32	/	1.73	/	0.59	/	0.73	/

Izvor: Autor

Tabela 21. Dohodni elasticiteti izdataka za „Ostale lične predmete i ostale usluge“ u Srbiji i Crnoj Gori, 2006-2018.

God.	LIN		LOG-LOG		LOG-LIN		LIN-LOG		QUADRATIC		INV		LOG-INV	
	SRB	CG	SRB	CG	SRB	CG	SRB	CG	SRB	CG	SRB	CG	SRB	CG
2006	1.47	1.31	1.14	1.22	0.00	0.90	1.19	1.19	0.81	1.62	0.36	0.41	0.49	0.61
2007	1.23	1.50	1.20	1.17	0.00	1.02	1.09	1.18	1.50	0.43	0.32	0.36	0.58	0.51
2008	1.35	4.03	1.30	1.42	0.00	1.25	1.17	1.88	1.40	-2.60	0.44	0.27	0.64	0.62
2009	1.46	1.90	1.23	1.27	0.00	1.13	1.23	1.36	0.85	0.34	0.47	0.31	0.61	0.52
2010	1.37	1.24	1.25	1.25	0.00	1.12	1.27	1.08	1.28	1.28	0.53	0.35	0.65	0.68
2011	1.39	1.42	1.24	1.29	0.00	1.11	1.27	1.32	1.29	1.42	0.54	0.60	0.66	0.77
2012	1.45	1.23	1.19	1.23	0.00	1.16	1.28	1.15	1.33	1.74	0.43	0.43	0.62	0.69
2013	1.46	1.40	1.15	1.25	0.00	1.07	1.24	1.20	0.65	1.10	0.45	0.48	0.55	0.64
2014	1.20	1.31	1.19	1.25	0.00	1.15	1.10	1.22	1.23	1.62	0.47	0.57	0.62	0.75
2015	1.14	1.45	1.09	1.23	0.00	1.16	1.02	1.22	1.14	0.85	0.41	0.50	0.53	0.65
2016	1.11	/	1.06	/	0.00	/	1.00	/	0.97	/	0.38	/	0.50	/
2017	1.02	1.52	1.06	1.37	0.00	1.28	0.98	1.28	1.24	0.70	0.43	0.60	0.56	0.78
2018	1.05	/	1.06	/	0.00	/	1.07	/	1.21	/	0.48	/	0.58	/

Izvor: Autor

Tabela 22. Uporedni pregled dohodnih elasticiteta izdataka za „Hranu i bezalkoholna pića“ izračunatih na osnovu ponderisanih i neponderisanih izdataka u Srbiji za 2006, 2012. i 2018. godinu

God.	LIN		LOG-LOG		LOG-LIN		LIN-LOG		QUADRATIC		INV		LOG-INV	
	BP	P	BP	P	BP	P	BP	P	BP	P	BP	P	BP	P
2006	0.61	0.60	0.70	0.70	0.00	0.00	0.64	0.64	0.99	0.98	0.23	0.24	0.31	0.31
2012	0.59	0.60	0.69	0.69	0.00	0.00	0.65	0.65	0.81	0.83	0.26	0.27	0.33	0.34
2018	0.90	0.88	0.67	0.67	0.00	0.00	0.81	0.80	0.35	0.32	0.35	0.35	0.36	0.35

Izvor: Autor

Tabela 23. Uporedni pregled dohodnih elasticiteta izdataka za „Hranu i bezalkoholna pića“ izračunatih na osnovu ponderisanih i neponderisanih izdataka u Crnoj Gori za 2006, 2012. i 2017. godinu

God.	LIN		LOG-LOG		LOG-LIN		LIN-LOG		QUADRATIC		INV		LOG-INV	
	BP	P	BP	P	BP	P	BP	P	BP	P	BP	P	BP	P
2006	0.55	0.53	0.75	0.73	0.45	0.45	0.65	0.62	1.02	0.97	0.28	0.26	0.38	0.36
2012	0.66	0.63	0.69	0.68	0.58	0.58	0.66	0.62	1.12	1.06	0.27	0.26	0.33	0.32
2017	0.72	0.66	0.73	0.72	0.64	0.64	0.69	0.65	1.06	1.05	0.36	0.34	0.42	0.41

Izvor: Autor

Tabela 24. Uporedni pregled dohodnih elasticiteta izdataka za „Alkoholna pića i duvan“ izračunatih na osnovu ponderisanih i neponderisanih izdataka u Srbiji za 2006, 2012. i 2018. godinu

God.	LIN		LOG-LOG		LOG-LIN		LIN-LOG		QUADRATIC		INV		LOG-INV	
	BP	P	BP	P	BP	P	BP	P	BP	P	BP	P	BP	P
2006	0.83	0.85	0.68	0.69	0.00	0.00	0.10	0.86	1.10	1.10	0.03	0.31	0.40	0.41
2012	0.94	0.90	0.79	0.76	0.00	0.00	0.97	0.93	1.14	1.11	0.38	0.38	0.37	0.38
2018	1.14	1.16	0.77	0.77	0.00	0.00	1.10	1.09	0.76	0.64	0.49	0.49	0.49	0.49

Izvor: Autor

Tabela 25. Uporedni pregled dohodnih elasticiteta izdataka za „Alkoholna pića i duvan“ izračunatih na osnovu ponderisanih i neponderisanih izdataka u Crnoj Gori za 2006, 2012. i 2017. godinu

God.	LIN		LOG-LOG		LOG-LIN		LIN-LOG		QUADRATIC		INV		LOG-INV	
	BP	P	BP	P	BP	P	BP	P	BP	P	BP	P	BP	P
2006	0.73	0.68	0.71	0.72	0.45	0.45	0.79	0.74	1.29	1.20	0.32	0.28	0.37	0.36
2012	0.85	0.80	0.58	0.55	0.58	0.58	0.83	0.77	1.27	1.17	0.34	0.31	0.37	0.33
2017	1.06	0.92	0.86	0.70	0.64	0.64	1.01	0.91	1.65	1.65	0.53	0.48	0.61	0.47

Izvor: Autor

Tabela 26. Uporedni pregled dohodnih elasticiteta izdataka za „Odeću i obuću“ izračunatih na osnovu ponderisanih i neponderisanih izdataka u Srbiji za 2006, 2012. i 2018. godinu

God.	LIN		LOG-LOG		LOG-LIN		LIN-LOG		QUADRATIC		INV		LOG-INV	
	BP	P	BP	P	BP	P	BP	P	BP	P	BP	P	BP	P
2006	1.38	1.38	1.27	1.26	0.00	0.00	1.82	1.26	2.00	1.38	0.58	0.41	0.86	0.86
2012	1.68	1.61	1.35	1.35	0.00	0.00	1.49	1.45	1.22	1.24	0.51	0.52	0.96	0.97
2018	1.23	1.25	1.36	1.38	0.00	0.00	1.35	1.38	2.04	2.12	0.61	0.63	0.95	0.99

Izvor: Autor

Tabela 27. Uporedni pregled dohodnih elasticiteta izdataka za „Odeću i obuću“ izračunatih na osnovu ponderisanih i neponderisanih izdataka u Crnoj Gori za 2006, 2012. i 2017. godinu

God.	LIN		LOG-LOG		LOG-LIN		LIN-LOG		QUADRATIC		INV		LOG-INV	
	BP	P	BP	P	BP	P	BP	P	BP	P	BP	P	BP	P
2006	1.45	1.46	1.11	1.09	0.90	0.90	1.35	1.33	1.64	1.61	0.47	0.45	0.62	0.58
2012	1.40	1.45	1.04	1.10	0.58	1.16	1.24	1.28	0.95	1.04	0.46	0.47	0.69	0.73
2017	1.25	1.24	1.32	1.31	1.28	1.28	1.17	1.16	1.65	1.60	0.59	0.58	0.89	0.87

Izvor: Autor

Tabela 28. Uporedni pregled dohodnih elasticiteta izdataka za „Stanovanje, vodu, električnu energiju, gas i ostala goriva“ izračunatih na osnovu ponderisanih i neponderisanih izdataka u Srbiji za 2006, 2012. i 2018. godinu

God.	LIN		LOG-LOG		LOG-LIN		LIN-LOG		QUADRATIC		INV		LOG-INV	
	BP	P	BP	P	BP	P	BP	P	BP	P	BP	P	BP	P
2006	0.76	0.76	0.84	0.83	0.00	0.00	0.76	0.77	1.08	1.09	0.27	0.28	0.39	0.39
2012	0.78	0.79	0.83	0.83	0.00	0.00	0.79	0.79	0.82	0.83	0.31	0.32	0.48	0.48
2018	0.71	0.73	0.76	0.76	0.00	0.00	0.80	0.81	1.09	1.11	0.38	0.40	0.45	0.46

Izvor: Autor

Tabela 29. Uporedni pregled dohodnih elasticiteta izdataka za „Stanovanje, vodu, električnu energiju, gas i ostala goriva“ izračunatih na osnovu ponderisanih i neponderisanih izdataka Crnoj Gori za 2006, 2012. i 2017. godinu

God.	LIN		LOG-LOG		LOG-LIN		LIN-LOG		QUADRATIC		INV		LOG-INV	
	BP	P	BP	P	BP	P	BP	P	BP	P	BP	P	BP	P
2006	0.76	0.90	0.72	0.76	0.45	0.45	0.76	0.85	0.98	1.14	0.29	0.31	0.34	0.35
2012	0.64	0.66	0.81	0.79	0.58	0.58	0.69	0.70	1.25	1.25	0.30	0.30	0.44	0.41
2017	0.61	0.81	0.64	0.69	0.64	0.64	0.59	0.74	0.78	0.69	0.33	0.37	0.39	0.40

Izvor: Autor

Tabela 30. Uporedni pregled dohodnih elasticiteta izdataka za „Opremu za stan i tekuće održavanje“ izračunatih na osnovu ponderisanih i neponderisanih izdataka u Srbiji za 2006, 2012. i 2018. godinu

God.	LIN		LOG-LOG		LOG-LIN		LIN-LOG		QUADRATIC		INV		LOG-INV	
	BP	P	BP	P	BP	P	BP	P	BP	P	BP	P	BP	P
2006	1.00	1.00	0.98	0.98	0.00	0.00	0.91	0.92	0.84	0.86	0.30	0.31	0.44	0.45
2012	0.23	0.84	0.82	0.81	0.00	0.00	0.83	0.82	0.90	0.92	0.09	0.32	0.44	0.43
2018	0.92	0.94	0.86	0.87	0.00	0.00	0.95	0.96	1.11	1.15	0.43	0.44	0.47	0.48

Izvor: Autor

Tabela 31. Uporedni pregled dohodnih elasticiteta izdataka za „Opremu za stan i tekuće održavanje“ izračunatih na osnovu ponderisanih i neponderisanih izdataka u Crnoj Gori za 2006, 2012. i 2017. godinu

God.	LIN		LOG-LOG		LOG-LIN		LIN-LOG		QUADRATIC		INV		LOG-INV	
	BP	P	BP	P	BP	P	BP	P	BP	P	BP	P	BP	P
2006	1.02	1.02	1.08	1.09	0.90	0.90	1.01	1.00	1.26	1.24	0.39	0.37	0.57	0.56
2012	1.38	1.38	1.01	1.02	1.16	1.16	1.12	1.12	-0.05	-0.08	0.40	0.40	0.50	0.52
2017	1.24	1.19	1.15	1.15	1.28	1.28	1.06	1.03	0.35	0.51	0.52	0.49	0.66	0.66

Izvor: Autor

Tabela 32. Uporedni pregled dohodnih elasticiteta izdataka za „Zdravlje“ izračunatih na osnovu ponderisanih i neponderisanih izdataka u Srbiji za 2006, 2012. i 2018. godinu

God.	LIN		LOG-LOG		LOG-LIN		LIN-LOG		QUADRATIC		INV		LOG-INV	
	BP	P	BP	P	BP	P	BP	P	BP	P	BP	P	BP	P
2006	0.91	0.94	0.50	0.52	0.00	0.00	0.79	0.81	0.69	0.69	0.26	0.27	0.22	0.23
2012	0.98	0.97	0.54	0.54	0.00	0.00	0.85	0.83	0.97	0.91	0.30	0.30	0.28	0.28
2018	0.80	0.87	0.44	0.45	0.00	0.00	0.76	0.82	0.64	0.71	0.33	0.36	0.24	0.24

Izvor: Autor

Tabela 33. Uporedni pregled dohodnih elasticiteta izdataka za „Zdravlje“ izračunatih na osnovu ponderisanih i neponderisanih izdataka u Crnoj Gori za 2006, 2012. i 2017. godinu

God.	LIN		LOG-LOG		LOG-LIN		LIN-LOG		QUADRATIC		INV		LOG-INV	
	BP	P	BP	P	BP	P	BP	P	BP	P	BP	P	BP	P
2006	1.55	1.61	0.62	0.63	0.45	0.45	1.16	1.21	0.97	1.18	0.36	0.37	0.27	0.28
2012	1.03	1.01	0.44	0.50	0.58	0.58	0.78	0.79	0.20	0.52	0.26	0.28	0.20	0.23
2017	0.82	1.06	0.56	0.67	0.64	0.64	0.69	0.88	0.14	-0.16	0.33	0.42	0.31	0.39

Izvor: Autor

Tabela 34. Uporedni pregled dohodnih elasticiteta izdataka za „Transport“ izračunatih na osnovu ponderisanih i neponderisanih izdataka u Srbiji za 2006, 2012. i 2018. godinu

God.	LIN		LOG-LOG		LOG-LIN		LIN-LOG		QUADRATIC		INV		LOG-INV	
	BP	P	BP	P	BP	P	BP	P	BP	P	BP	P	BP	P
2006	1.97	2.01	1.61	1.62	0.00	0.00	1.55	1.58	1.14	1.12	0.44	0.45	0.96	0.97
2012	3.64	1.96	1.65	1.65	0.00	0.00	1.63	1.63	1.03	1.04	0.98	0.56	1.09	1.10
2018	1.46	1.43	1.50	1.51	0.00	0.00	1.45	1.44	1.69	1.66	0.62	0.62	0.98	1.00

Izvor: Autor

Tabela 35. Uporedni pregled dohodnih elasticiteta izdataka za „Transport“ izračunatih na osnovu ponderisanih i neponderisanih izdataka u Crnoj Gori za 2006, 2012. i 2017. godinu

God.	LIN		LOG-LOG		LOG-LIN		LIN-LOG		QUADRATIC		INV		LOG-INV	
	BP	P	BP	P	BP	P	BP	P	BP	P	BP	P	BP	P
2006	2.77	2.57	1.33	1.31	0.90	0.90	1.82	1.67	-0.89	-0.92	0.54	0.48	0.80	0.79
2012	1.40	1.43	1.38	1.41	1.16	1.16	1.23	1.24	0.95	0.96	0.46	0.45	0.79	0.78
2017	1.15	1.19	1.30	1.28	1.28	1.28	1.06	1.10	1.31	1.36	0.54	0.55	0.83	0.81

Izvor: Autor

Tabela 36. Uporedni pregled dohodnih elasticiteta izdataka za „Komunikaciju“ izračunatih na osnovu ponderisanih i neponderisanih izdataka u Srbiji za 2006, 2012. i 2018. godinu

God.	LIN		LOG-LOG		LOG-LIN		LIN-LOG		QUADRATIC		INV		LOG-INV	
	BP	P	BP	P	BP	P	BP	P	BP	P	BP	P	BP	P
2006	1.03	1.03	1.09	1.10	0.00	0.00	0.00	1.00	1.31	1.34	0.34	0.35	0.61	0.62
2012	0.43	0.88	0.94	0.94	0.00	0.00	0.92	0.93	1.15	1.20	0.18	0.38	0.58	0.59
2018	0.62	0.64	0.96	0.97	0.00	0.00	0.79	0.81	1.19	1.25	0.41	0.42	0.60	0.61

Izvor: Autor

Tabela 37. Uporedni pregled dohodnih elasticiteta izdataka za „Komunikaciju“ izračunatih na osnovu ponderisanih i neponderisanih izdataka u Crnoj Gori za 2006, 2012. i 2017. godinu

God.	LIN		LOG-LOG		LOG-LIN		LIN-LOG		QUADRATIC		INV		LOG-INV	
	BP	P	BP	P	BP	P	BP	P	BP	P	BP	P	BP	P
2006	0.77	0.79	0.81	0.82	0.45	0.90	0.80	0.81	1.12	1.14	0.32	0.30	0.38	0.38
2012	0.86	0.90	0.97	0.99	0.58	0.58	0.84	0.87	1.19	1.21	0.34	0.35	0.56	0.56
2017	0.94	0.99	1.10	1.10	1.28	1.28	0.91	0.96	1.41	1.51	0.48	0.50	0.69	0.67

Izvor: Autor

Tabela 38. Uporedni pregled dohodnih elasticiteta izdataka za „Rekreaciju i kulturu“ izračunatih na osnovu ponderisanih i neponderisanih izdataka u Srbiji za 2006, 2012. i 2018. godinu

God.	LIN		LOG-LOG		LOG-LIN		LIN-LOG		QUADRATIC		INV		LOG-INV	
	BP	P	BP	P	BP	P	BP	P	BP	P	BP	P	BP	P
2006	1.70	1.72	1.12	1.11	0.00	0.00	1.32	1.33	0.06	0.02	0.39	0.40	0.59	0.60
2012	1.60	1.67	1.14	1.14	0.00	0.00	1.45	1.49	1.89	1.82	0.49	0.52	0.73	0.74
2018	1.58	1.51	1.16	1.11	0.00	0.00	1.55	1.50	1.99	1.93	0.63	0.63	0.77	0.75

Izvor: Autor

Tabela 39. Uporedni pregled dohodnih elasticiteta izdataka za „Rekreaciju i kulturu“ izračunatih na osnovu ponderisanih i neponderisanih izdataka u Crnoj Gori za 2006, 2012. i 2017. godinu

God.	LIN		LOG-LOG		LOG-LIN		LIN-LOG		QUADRATIC		INV		LOG-INV	
	BP	P	BP	P	BP	P	BP	P	BP	P	BP	P	BP	P
2006	1.19	1.25	1.04	1.05	0.45	0.90	1.23	1.26	1.90	1.97	0.46	0.45	0.69	0.68
2012	1.78	1.75	0.95	0.96	0.58	0.58	1.46	1.46	1.04	1.18	0.51	0.50	0.70	0.67
2017	1.47	1.33	1.02	0.94	0.64	0.64	1.28	1.17	1.22	1.19	0.62	0.57	0.74	0.70

Izvor: Autor

Tabela 40. Uporedni pregled dohodnih elasticiteta izdataka za „Obrazovanje“ izračunatih na osnovu ponderisanih i neponderisanih izdataka u Srbiji za 2006, 2012. i 2018. godinu

God.	LIN		LOG-LOG		LOG-LIN		LIN-LOG		QUADRATIC		INV		LOG-INV	
	BP	P	BP	P	BP	P	BP	P	BP	P	BP	P	BP	P
2006	2.22	2.31	0.84	0.85	0.00	0.00	1.79	1.87	1.54	1.64	0.49	0.52	0.79	0.81
2012	3.04	3.14	1.39	1.39	0.00	0.00	2.38	2.38	2.73	2.31	0.69	0.72	1.69	1.65
2018	1.79	1.86	0.87	0.88	0.00	0.00	1.78	1.85	1.99	2.20	0.73	0.77	1.22	1.22

Izvor: Autor

Tabela 41. Uporedni pregled dohodnih elasticiteta izdataka za „Obrazovanje“ izračunatih na osnovu ponderisanih i neponderisanih izdataka u Crnoj Gori za 2006, 2012. i 2017. godinu

God.	LIN		LOG-LOG		LOG-LIN		LIN-LOG		QUADRATIC		INV		LOG-INV	
	BP	P	BP	P	BP	P	BP	P	BP	P	BP	P	BP	P
2006	1.52	1.79	1.74	1.85	1.34	1.34	1.54	1.69	2.50	2.68	0.55	0.57	1.92	2.03
2012	3.17	3.48	0.97	0.90	0.58	0.58	2.23	2.50	-1.53	-1.27	0.67	0.76	1.23	1.17
2017	3.08	2.99	0.92	0.68	0.64	0.64	2.24	2.18	-2.72	-3.53	0.92	0.89	1.29	0.99

Izvor: Autor

Tabela 42. Uporedni pregled dohodnih elasticiteta izdataka za „Restorane i hotele“ izračunatih na osnovu ponderisanih i neponderisanih izdataka u Srbiji za 2006, 2012. i 2018. godinu

God.	LIN		LOG-LOG		LOG-LIN		LIN-LOG		QUADRATIC		INV		LOG-INV	
	BP	P	BP	P	BP	P	BP	P	BP	P	BP	P	BP	P
2006	1.46	1.46	0.83	0.81	0.00	0.00	1.29	1.31	1.46	1.46	0.41	0.42	0.63	0.63
2012	1.65	1.65	1.10	1.10	0.00	0.00	1.50	1.50	1.48	1.52	0.52	0.54	0.81	0.83
2018	1.23	1.36	0.98	0.98	0.00	0.00	1.32	1.43	1.73	1.89	0.59	0.64	0.73	0.75

Izvor: Autor

Tabela 43. Uporedni pregled dohodnih elasticiteta izdataka za „Restorane i hotele“ izračunatih na osnovu ponderisanih i neponderisanih izdataka u Crnoj Gori za 2006, 2012. i 2017. godinu

God.	LIN		LOG-LOG		LOG-LIN		LIN-LOG		QUADRATIC		INV		LOG-INV	
	BP	P	BP	P	BP	P	BP	P	BP	P	BP	P	BP	P
2006	1.79	2.07	1.08	1.14	0.45	0.45	1.59	1.81	1.73	2.25	0.54	0.58	0.86	0.91
2012	1.66	1.75	0.89	0.88	0.58	0.58	1.38	1.47	0.49	0.58	0.49	0.52	0.62	0.59
2017	1.33	1.38	0.99	1.06	0.64	0.64	1.26	1.32	1.77	2.14	0.64	0.67	0.83	0.89

Izvor: Autor

Tabela 44. Uporedni pregled dohodnih elasticiteta izdataka za „Ostale lične predmete i ostale usluge“ izračunatih na osnovu ponderisanih i neponderisanih izdataka u Srbiji za 2006, 2012. i 2018. godinu

God.	LIN		LOG-LOG		LOG-LIN		LIN-LOG		QUADRATIC		INV		LOG-INV	
	BP	P	BP	P	BP	P	BP	P	BP	P	BP	P	BP	P
2006	1.47	1.42	1.14	1.13	0.00	0.00	1.19	1.19	0.81	0.86	0.36	0.37	0.49	0.50
2012	1.45	1.44	1.19	1.18	0.00	0.00	1.28	1.26	1.33	1.29	0.43	0.45	0.62	0.61
2018	1.05	1.01	1.06	1.05	0.00	0.00	1.07	1.06	1.21	1.23	0.48	0.48	0.58	0.59

Izvor: Autor

Tabela 45. Uporedni pregled dohodnih elasticiteta izdataka za „Ostale lične predmete i ostale usluge“ izračunatih na osnovu ponderisanih i neponderisanih izdataka u Crnoj Gori za 2006, 2012. i 2017. godinu

God.	LIN		LOG-LOG		LOG-LIN		LIN-LOG		QUADRATIC		INV		LOG-INV	
	BP	P	BP	P	BP	P	BP	P	BP	P	BP	P	BP	P
2006	1.31	1.24	1.22	1.19	0.90	0.90	1.19	1.13	1.62	1.55	0.41	0.39	0.61	0.57
2012	1.23	1.21	1.23	1.21	1.16	1.16	1.15	1.11	1.74	1.70	0.43	0.42	0.69	0.68
2017	1.52	1.43	1.37	1.38	1.28	1.28	1.28	1.24	0.70	1.18	0.60	0.59	0.78	0.78

Izvor: Autor

Tabela 46. Matrica Kurnoovih i Engelovih elasticiteta za podgrupu „Hrana“ ocenjena pomoću „AIDS“ sistema u Srbiji u 2006. godini

	HIC	MES	RIB	MSJ	UIM	VIĆ	PVR	KON	PRE	E
HIC	-0.40	-0.04	-0.01	-0.04	-0.03	-0.05	-0.08	-0.01	0.00	0.67
MES	-0.18	-0.66	-0.17	-0.15	-0.05	-0.08	-0.12	-0.09	-0.03	1.56
RIB	-0.61	-2.19	0.62	-0.55	-0.19	-0.16	-0.35	-0.28	-0.11	3.65
MSJ	-0.04	0.01	0.00	-0.51	-0.02	-0.01	-0.03	-0.01	0.00	0.61
UIM	-0.20	-0.21	-0.06	-0.13	0.17	-0.08	-0.15	-0.04	0.01	0.70
VOĆ	-0.17	-0.06	0.03	-0.03	-0.04	0.03	-0.11	0.04	0.01	0.29
PVR	-0.11	0.00	0.02	-0.02	-0.04	-0.05	-0.16	-0.01	0.00	0.39
KON	-0.08	-0.26	-0.05	-0.10	-0.03	0.01	-0.10	-0.12	0.01	0.71
PRE	-0.08	-0.15	-0.02	-0.06	0.01	-0.02	-0.06	0.01	-0.39	0.72

Izvor: Autor

Tabela 47. Matrica elasticiteta Sluckog za podgrupu „Hrana“ ocenjena pomoću „AIDS“ sistema u Srbiji u 2006. godini

	HIC	MES	RIB	MSJ	UIM	VIĆ	PVR	KON	PRE
HIC	-0.28	0.17	0.03	0.08	0.00	0.00	0.01	0.03	0.02
MES	0.10	-0.17	-0.08	0.13	0.01	0.03	0.08	0.01	0.02
RIB	0.04	-1.03	0.83	0.12	-0.04	0.08	0.12	-0.04	0.00
MSJ	0.07	0.21	0.04	-0.40	0.01	0.03	0.05	0.03	0.02
UIM	-0.08	0.01	-0.03	0.00	0.20	-0.03	-0.06	0.01	0.03
VOĆ	-0.12	0.03	0.05	0.02	-0.03	0.05	-0.07	0.06	0.02
PVR	-0.04	0.13	0.04	0.05	-0.02	-0.02	-0.11	0.01	0.01
KON	0.04	-0.04	-0.01	0.03	0.00	0.06	0.00	-0.07	0.03
PRE	0.05	0.08	0.02	0.07	0.04	0.03	0.04	0.06	-0.36

Izvor: Autor

Tabela 48. Matrica elasticiteta Hiks-Alena za podgrupu „Hrana“ ocenjena pomoću „AIDS“ sistema u Srbiji u 2006. godini

	HIC	MES	RIB	MSJ	UIM	VIĆ	PVR	KON	PRE
HIC	-1.56								
MES	0.54	-0.52							
RIB	0.22	-3.24	14.77						
MSJ	0.39	0.65	0.65	-2.21					
UIM	-0.43	0.03	-0.45	-0.02	4.89				
VOĆ	-0.67	0.10	0.88	0.12	-0.70	0.70			
PVR	-0.21	0.39	0.74	0.26	-0.51	-0.30	-0.82		
KON	0.24	-0.12	-0.24	0.15	-0.06	0.88	-0.04	-1.10	
PRE	0.29	0.25	0.33	0.38	1.03	0.48	0.29	0.92	-11.50

Izvor: Autor

Tabela 49. Matrica Kurnoovih i Engelovih elasticiteta za podgrupu „Hrana“ ocenjena pomoću „QUAIDS“ sistema u Srbiji u 2006. godini

	HIC	MES	RIB	MSJ	UIM	VIĆ	PVR	KON	PRE	E
HIC	-0.42	-0.14	-0.02	-0.05	-0.04	-0.06	-0.09	-0.02	0.00	0.83
MES	-0.19	-0.48	-0.28	-0.17	-0.06	-0.08	-0.13	-0.08	-0.02	1.32
RIB	0.73	-0.35	3.12	0.30	0.28	0.45	0.43	0.21	-0.09	-0.64
MSJ	-0.11	-0.22	-0.13	-0.53	-0.05	-0.05	-0.07	-0.05	0.00	1.05
UIM	-0.15	-0.13	0.09	-0.11	0.19	-0.05	-0.12	-0.02	0.01	0.48
VOĆ	-0.15	-0.08	0.13	-0.02	-0.03	0.03	-0.10	0.04	0.01	0.30
PVR	-0.15	-0.16	-0.07	-0.04	-0.05	-0.07	-0.17	-0.04	0.00	0.66
KON	-0.08	-0.21	-0.12	-0.09	-0.03	0.01	-0.08	-0.12	0.01	0.61
PRE	-0.20	-0.40	-0.50	-0.11	-0.04	-0.08	-0.11	-0.04	-0.37	1.26

Izvor: Autor

Tabela 50. Matrica elasticiteta Sluckog za podgrupu „Hrana“ ocenjena pomoću „QUAIDS“ sistema u Srbiji u 2006. godini

	HIC	MES	RIB	MSJ	UIM	VIĆ	PVR	KON	PRE
HIC	-0.27	0.13	0.02	0.10	-0.01	0.00	0.02	0.03	0.02
MES	0.04	-0.06	-0.21	0.07	0.00	0.01	0.04	0.01	0.02
RIB	0.62	-0.56	3.08	0.19	0.25	0.41	0.34	0.17	-0.11
MSJ	0.07	0.11	-0.07	-0.34	-0.01	0.02	0.07	0.02	0.03
UIM	-0.06	0.03	0.12	-0.02	0.20	-0.02	-0.06	0.01	0.03
VOĆ	-0.10	0.02	0.15	0.03	-0.02	0.05	-0.06	0.06	0.02
PVR	-0.03	0.05	-0.04	0.08	-0.03	-0.03	-0.08	0.01	0.02
KON	0.03	-0.02	-0.08	0.02	-0.01	0.05	0.00	-0.08	0.03
PRE	0.02	0.00	-0.43	0.12	0.01	0.00	0.05	0.04	-0.33

Izvor: Autor

Tabela 51. Matrica elasticiteta Hiks-Alena za podgrupu „Hrana“ ocenjena pomoću „QUAIDS“ sistema u Srbiji u 2006. godini

	HIC	MES	RIB	MSJ	UIM	VIĆ	PVR	KON	PRE
HIC	-1.51								
MES	0.23	-0.20							
RIB	3.48	-1.75	54.90						
MSJ	0.41	0.35	-1.25	-1.88					
UIM	-0.35	0.08	2.13	-0.10	5.07				
VOĆ	-0.55	0.06	2.65	0.18	-0.47	0.80			
PVR	-0.19	0.16	-0.65	0.42	-0.70	-0.40	-0.63		
KON	0.18	-0.05	-1.50	0.11	-0.20	0.80	-0.02	-1.18	
PRE	0.11	0.00	-7.60	0.66	0.18	-0.01	0.40	0.69	-10.43

Izvor: Autor

Tabela 52. Matrica Kurnoovih i Engelovih elasticiteta za podgrupu „Hrana“ ocenjena pomoću „AIDS“ sistema u Srbiji u 2009. godini

	HIC	MES	RIB	MSJ	UIM	VIĆ	PVR	KON	PRE	E
HIC	-0.42	-0.01	0.00	-0.03	-0.01	-0.04	-0.06	0.00	0.01	0.57
MES	-0.19	-0.69	-0.14	-0.17	-0.06	-0.07	-0.13	-0.08	-0.03	1.58
RIB	-0.66	-2.18	0.32	-0.53	-0.17	-0.11	-0.41	-0.22	-0.11	3.94
MSJ	-0.05	0.00	0.02	-0.51	0.00	-0.03	-0.04	-0.01	-0.01	0.60
UIM	-0.24	-0.47	-0.07	-0.11	0.06	-0.07	-0.16	-0.06	-0.01	1.14
VOĆ	-0.15	-0.04	0.06	-0.09	-0.01	-0.07	-0.04	0.00	0.01	0.29
PVR	-0.14	-0.06	0.00	-0.09	-0.02	-0.03	-0.19	-0.02	-0.01	0.57
KON	-0.07	-0.26	-0.02	-0.13	-0.03	-0.03	-0.10	-0.19	0.01	0.82
PRE	0.10	0.13	0.02	-0.02	0.02	0.02	-0.01	0.06	-0.48	0.01

Izvor: Autor

Tabela 53. Matrica elasticiteta Sluckog za podgrupu „Hrana“ ocenjena pomoću „AIDS“ sistema u Srbiji u 2009. godini

	HIC	MES	RIB	MSJ	UIM	VIĆ	PVR	KON	PRE
HIC	-0.31	0.16	0.02	0.07	0.01	0.00	0.01	0.04	0.03
MES	0.10	-0.21	-0.07	0.13	0.00	0.03	0.06	0.01	0.02
RIB	0.07	-0.98	0.49	0.21	-0.03	0.15	0.08	0.00	0.02
MSJ	0.07	0.19	0.04	-0.39	0.02	0.01	0.03	0.02	0.01
UIM	-0.03	-0.13	-0.02	0.10	0.10	0.00	-0.02	0.00	0.03
VOĆ	-0.09	0.05	0.08	-0.03	0.00	-0.05	-0.01	0.02	0.02
PVR	-0.03	0.11	0.02	0.02	0.00	0.01	-0.12	0.01	0.01
KON	0.08	-0.01	0.01	0.03	0.00	0.02	0.00	-0.14	0.04
PRE	0.10	0.14	0.02	-0.01	0.02	0.02	-0.01	0.06	-0.48

Izvor: Autor

Tabela 54. Matrica elasticiteta Hicks-Alena za podgrupu „Hrana“ ocenjena pomoću „AIDS“ sistema u Srbiji u 2009. godini

	HIC	MES	RIB	MSJ	UIM	VIĆ	PVR	KON	PRE
HIC	-1.67								
MES	0.54	-0.70							
RIB	0.39	-3.23	11.33						
MSJ	0.35	0.61	0.99	-2.07					
UIM	-0.15	-0.42	-0.49	0.55	2.69				
VOĆ	-0.51	0.16	1.78	-0.17	-0.07	-0.83			
PVR	-0.15	0.36	0.54	0.11	-0.08	0.18	-0.94		
KON	0.45	-0.04	0.26	0.14	-0.02	0.31	-0.02	-2.46	
PRE	0.54	0.45	0.41	-0.07	0.61	0.34	-0.09	0.99	-14.68

Izvor: Autor

Tabela 55. Matrica Kurnoovih i Engelovih elasticiteta za podgrupu „Hrana“ ocenjena pomoću „QUAIDS“ sistema u Srbiji u 2009. godini

	HIC	MES	RIB	MSJ	UIM	VIĆ	PVR	KON	PRE	E
HIC	-0.38	-0.03	0.09	-0.01	-0.01	-0.02	-0.05	0.01	0.01	0.49
MES	-0.28	-0.62	-0.29	-0.22	-0.06	-0.09	-0.15	-0.09	-0.04	1.65
RIB	0.74	-1.67	1.79	0.29	-0.04	0.25	0.04	0.05	0.05	1.28
MSJ	-0.09	-0.07	-0.02	-0.52	-0.01	-0.04	-0.06	-0.02	-0.01	0.78
UIM	-0.28	-0.43	-0.14	-0.13	0.06	-0.08	-0.17	-0.07	-0.01	1.14
VOĆ	-0.12	-0.02	0.10	-0.07	-0.01	-0.07	-0.03	0.00	0.01	0.25
PVR	-0.18	-0.10	-0.06	-0.11	-0.03	-0.04	-0.19	-0.03	-0.01	0.66
KON	-0.05	-0.19	-0.05	-0.11	-0.03	-0.03	-0.09	-0.19	0.02	0.67
PRE	0.07	0.06	0.01	-0.03	0.02	0.01	-0.02	0.05	-0.48	0.30

Izvor: Autor

Tabela 56. Matrica elasticiteta Sluckog za podgrupu „Hrana“ ocenjena pomoću „QUAIDS“ sistema u Srbiji u 2009. godini

	HIC	MES	RIB	MSJ	UIM	VIĆ	PVR	KON	PRE
HIC	-0.28	0.12	0.11	0.08	0.00	0.01	0.01	0.04	0.03
MES	0.03	-0.12	-0.22	0.09	0.00	0.02	0.05	0.01	0.02
RIB	0.98	-1.28	1.85	0.53	0.01	0.33	0.20	0.13	0.10
MSJ	0.06	0.17	0.02	-0.37	0.02	0.01	0.04	0.02	0.01
UIM	-0.07	-0.08	-0.09	0.08	0.10	0.00	-0.03	0.00	0.02
VOĆ	-0.07	0.05	0.11	-0.02	0.00	-0.05	0.00	0.02	0.02
PVR	-0.06	0.10	-0.03	0.02	-0.01	0.01	-0.11	0.01	0.01
KON	0.07	0.01	-0.02	0.02	0.00	0.02	0.00	-0.15	0.04
PRE	0.13	0.15	0.02	0.02	0.03	0.03	0.01	0.07	-0.47

Izvor: Autor

Tabela 57. Matrica elasticiteta Hicks-Alena za podgrupu „Hrana“ ocenjena pomoću „QUAIDS“ sistema u Srbiji u 2009. godini

	HIC	MES	RIB	MSJ	UIM	VIĆ	PVR	KON	PRE
HIC	-1.52								
MES	0.18	-0.40							
RIB	5.23	-4.21	42.84						
MSJ	0.32	0.55	0.39	-1.96					
UIM	-0.38	-0.26	-2.16	0.44	2.75				
VOĆ	-0.39	0.18	2.58	-0.12	-0.06	-0.83			
PVR	-0.31	0.32	-0.65	0.10	-0.16	0.10	-0.89		
KON	0.38	0.04	-0.45	0.11	-0.02	0.26	-0.04	-2.53	
PRE	0.69	0.51	0.51	0.13	0.74	0.50	0.11	1.17	-14.38

Izvor: Autor

Tabela 58. Matrica Kurnoovih i Engelovih elasticiteta za podgrupu „Hrana“ ocenjena pomoću „AIDS“ sistema u Srbiji u 2012. godini

	HIC	MES	RIB	MSJ	UIM	VIĆ	PVR	KON	PRE	E
HIC	-0.44	-0.07	0.00	-0.05	-0.01	-0.06	-0.08	0.00	0.00	0.72
MES	-0.18	-0.54	-0.16	-0.17	-0.06	-0.08	-0.12	-0.06	-0.02	1.40
RIB	-1.04	-3.11	0.21	-0.75	-0.26	-0.23	-0.63	-0.38	-0.19	6.03
MSJ	-0.04	-0.03	0.04	-0.49	-0.01	-0.02	-0.05	-0.02	-0.01	0.64
UIM	-0.17	-0.42	-0.04	-0.18	0.01	-0.09	-0.15	-0.06	-0.01	1.11
VOĆ	-0.20	-0.11	0.08	-0.08	-0.03	-0.07	-0.04	0.02	0.00	0.37
PVR	-0.10	-0.01	0.01	-0.07	-0.02	-0.02	-0.30	-0.01	0.00	0.49
KON	-0.04	-0.17	-0.04	-0.16	-0.03	0.01	-0.09	-0.21	0.02	0.70
PRE	0.09	0.14	0.00	0.02	0.02	0.03	0.02	0.06	-0.54	0.10

Izvor: Autor

Tabela 59. Matrica elasticiteta Sluckog za podgrupu „Hrana“ ocenjena pomoću „AIDS“ sistema u Srbiji u 2012. godini

	HIC	MES	RIB	MSJ	UIM	VIĆ	PVR	KON	PRE
HIC	-0.30	0.13	0.03	0.08	0.02	-0.01	0.02	0.04	0.03
MES	0.08	-0.15	-0.10	0.10	0.00	0.01	0.06	0.02	0.02
RIB	0.12	-1.42	0.47	0.40	-0.01	0.19	0.15	-0.04	0.01
MSJ	0.08	0.15	0.07	-0.37	0.01	0.02	0.03	0.01	0.02
UIM	0.04	-0.11	0.01	0.04	0.06	-0.02	-0.01	0.00	0.03
VOĆ	-0.13	0.00	0.10	-0.01	-0.01	-0.05	0.00	0.04	0.02
PVR	0.00	0.13	0.04	0.02	0.00	0.02	-0.24	0.01	0.01
KON	0.10	0.03	-0.01	-0.03	0.00	0.05	0.00	-0.17	0.04
PRE	0.11	0.16	0.00	0.04	0.03	0.03	0.03	0.06	-0.53

Izvor: Autor

Tabela 60. Matrica elasticiteta Hicks-Alena za podgrupu „Hrana“ ocenjena pomoću „AIDS“ sistema u Srbiji u 2012. godini

	HIC	MES	RIB	MSJ	UIM	VIĆ	PVR	KON	PRE
HIC	-1.56								
MES	0.44	-0.52							
RIB	0.62	-5.05	10.76						
MSJ	0.41	0.53	1.48	-1.93					
UIM	0.22	-0.38	0.12	0.18	1.41				
VOĆ	-0.66	-0.01	2.17	-0.06	-0.34	-0.68			
PVR	-0.01	0.45	0.82	0.13	0.04	0.27	-1.83		
KON	0.51	0.09	-0.15	-0.13	-0.04	0.77	0.03	-2.97	
PRE	0.57	0.58	0.06	0.21	0.64	0.50	0.22	1.12	-16.45

Izvor: Autor

Tabela 61. Matrica Kurnoovih i Engelovih elasticiteta za podgrupu „Hrana“ ocenjena pomoću „QUAIDS“ sistema u Srbiji u 2012. godini

	HIC	MES	RIB	MSJ	UIM	VIĆ	PVR	KON	PRE	E
HIC	-0.43	-0.05	-0.01	-0.05	-0.01	-0.05	-0.07	0.00	0.00	0.65
MES	-0.10	-0.32	-0.25	-0.09	-0.04	-0.04	-0.06	-0.06	-0.01	1.02
RIB	-1.40	-5.10	1.15	-1.09	-0.35	-0.45	-0.89	-0.30	-0.24	8.40
MSJ	-0.05	-0.05	0.04	-0.49	-0.02	-0.02	-0.05	-0.02	-0.01	0.67
UIM	-0.14	-0.32	-0.04	-0.17	0.02	-0.08	-0.14	-0.05	-0.01	0.94
VOĆ	-0.17	-0.05	0.03	-0.07	-0.03	-0.06	-0.03	0.01	0.01	0.36
PVR	-0.10	-0.03	0.01	-0.07	-0.02	-0.01	-0.30	-0.02	0.00	0.55
KON	-0.12	-0.53	0.10	-0.21	-0.05	-0.03	-0.14	-0.17	0.00	1.11
PRE	0.11	0.16	-0.01	0.04	0.02	0.04	0.03	0.05	-0.54	0.10

Izvor: Autor

Tabela 62. Matrica elasticiteta Sluckog za podgrupu „Hrana“ ocenjena pomoću „QUAIDS“ sistema u Srbiji u 2012. godini

	HIC	MES	RIB	MSJ	UIM	VIĆ	PVR	KON	PRE
HIC	-0.30	0.14	0.02	0.08	0.02	-0.01	0.02	0.03	0.03
MES	0.10	-0.04	-0.21	0.10	0.00	0.03	0.07	0.00	0.03
RIB	0.21	-2.75	1.52	0.53	0.00	0.13	0.20	0.18	0.03
MSJ	0.08	0.14	0.07	-0.36	0.01	0.02	0.04	0.01	0.02
UIM	0.04	-0.05	0.00	0.01	0.06	-0.02	-0.02	0.00	0.02
VOĆ	-0.10	0.06	0.05	0.00	-0.01	-0.03	0.02	0.03	0.02
PVR	0.01	0.12	0.03	0.04	0.00	0.02	-0.23	0.01	0.02
KON	0.09	-0.22	0.15	0.00	0.00	0.04	0.01	-0.11	0.04
PRE	0.13	0.19	-0.01	0.06	0.03	0.05	0.04	0.06	-0.53

Izvor: Autor

Tabela 63. Matrica elasticiteta Hicks-Alena za podgrupu „Hrana“ ocenjena pomoću „QUAIDS“ sistema u Srbiji u 2012. godini

	HIC	MES	RIB	MSJ	UIM	VIĆ	PVR	KON	PRE
HIC	-1.58								
MES	0.50	-0.13							
RIB	1.10	-9.80	34.55						
MSJ	0.41	0.50	1.51	-1.90					
UIM	0.19	-0.19	-0.08	0.08	1.42				
VOĆ	-0.55	0.20	1.12	0.02	-0.30	-0.51			
PVR	0.03	0.44	0.70	0.19	0.02	0.35	-1.76		
KON	0.49	-0.77	3.36	0.00	-0.08	0.63	0.07	-1.86	
PRE	0.67	0.68	-0.15	0.29	0.67	0.71	0.34	1.05	-16.40

Izvor: Autor

Tabela 64. Matrica Kurnoovih i Engelovih elasticiteta za podgrupu „Hrana“ ocenjena pomoću „AIDS“ sistema u Srbiji u 2015. godini

	HIC	MES	RIB	MSJ	UIM	VIĆ	PVR	KON	PRE	E
HIC	-0.43	-0.05	0.00	-0.03	-0.02	-0.04	-0.05	-0.01	0.00	0.64
MES	-0.18	-0.59	-0.15	-0.14	-0.05	-0.07	-0.12	-0.07	-0.07	1.43
RIB	-0.55	-1.98	0.43	-0.47	-0.14	-0.18	-0.46	-0.23	-0.26	3.67
MSJ	-0.02	0.03	0.02	-0.56	0.00	-0.01	-0.04	0.00	0.01	0.58
UIM	-0.21	-0.31	-0.04	-0.11	-0.01	-0.07	-0.10	-0.05	-0.03	0.93
VOĆ	-0.11	-0.03	0.03	-0.02	-0.02	-0.16	-0.09	0.02	0.02	0.30
PVR	-0.06	0.00	-0.01	-0.06	-0.01	-0.04	-0.25	-0.01	-0.01	0.46
KON	-0.12	-0.27	-0.04	-0.09	-0.04	-0.02	-0.14	-0.16	-0.02	0.91
PRE	-0.41	-0.97	-0.20	-0.39	-0.09	-0.13	-0.35	-0.14	-0.07	2.77

Izvor: Autor

Tabela 65. Matrica elasticiteta Sluckog za podgrupu „Hrana“ ocenjena pomoću „AIDS“ sistema u Srbiji u 2015. godini

	HIC	MES	RIB	MSJ	UIM	VIĆ	PVR	KON	PRE
HIC	-0.32	0.13	0.04	0.09	0.00	0.01	0.04	0.03	0.03
MES	0.07	-0.18	-0.08	0.13	0.00	0.03	0.07	0.01	0.01
RIB	0.11	-0.95	0.60	0.21	0.00	0.07	0.03	-0.02	-0.05
MSJ	0.08	0.19	0.05	-0.45	0.02	0.03	0.04	0.04	0.04
UIM	-0.04	-0.05	0.01	0.07	0.02	0.00	0.02	0.00	0.03
VOĆ	-0.06	0.06	0.05	0.03	0.00	-0.14	-0.05	0.04	0.04
PVR	0.02	0.13	0.02	0.03	0.01	-0.01	-0.19	0.01	0.02
KON	0.04	-0.02	0.00	0.08	-0.01	0.04	-0.02	-0.11	0.03
PRE	0.09	-0.19	-0.07	0.13	0.01	0.06	0.02	0.02	0.09

Izvor: Autor

Tabela 66. Matrica elasticiteta Hiks-Alena za podgrupu „Hrana“ ocenjena pomoću „AIDS“ sistema u Srbiji u 2015. godini

	HIC	MES	RIB	MSJ	UIM	VIĆ	PVR	KON	PRE
HIC	-1.79								
MES	0.42	-0.65							
RIB	0.61	-3.36	12.61						
MSJ	0.45	0.67	1.02	-2.40					
UIM	-0.23	-0.18	0.16	0.35	0.59				
VOĆ	-0.31	0.21	0.95	0.18	-0.13	-2.07			
PVR	0.11	0.45	0.32	0.14	0.17	-0.15	-1.43		
KON	0.24	-0.07	-0.04	0.42	-0.22	0.60	-0.12	-1.90	
PRE	0.48	-0.69	-1.49	0.69	0.32	0.81	0.14	0.38	1.55

Izvor: Autor

Tabela 67. Matrica Kurnoovih i Engelovih elasticiteta za podgrupu „Hrana“ ocenjena pomoću „QUAIDS“ sistema u Srbiji u 2015. godini

	HIC	MES	RIB	MSJ	UIM	VIĆ	PVR	KON	PRE	E
HIC	-0.42	-0.03	0.00	-0.03	-0.02	-0.03	-0.04	0.00	0.00	0.58
MES	-0.10	-0.37	-0.24	-0.08	-0.03	-0.04	-0.06	-0.05	-0.05	1.09
RIB	-1.09	-4.27	1.02	-0.77	-0.27	-0.40	-0.84	-0.35	-0.37	6.97
MSJ	-0.03	0.00	0.05	-0.55	-0.01	-0.01	-0.04	0.00	0.00	0.59
UIM	-0.17	-0.23	-0.05	-0.10	0.00	-0.05	-0.09	-0.05	-0.02	0.77
VOĆ	-0.07	0.06	0.01	0.00	-0.01	-0.15	-0.06	0.02	0.02	0.21
PVR	-0.06	0.01	-0.02	-0.06	-0.01	-0.04	-0.25	-0.02	-0.01	0.45
KON	-0.12	-0.33	0.01	-0.08	-0.04	-0.02	-0.13	-0.15	-0.02	0.85
PRE	-0.30	-0.84	-0.05	-0.27	-0.07	-0.09	-0.27	-0.09	0.01	1.91

Izvor: Autor

Tabela 68. Matrica elasticiteta Sluckog za podgrupu „Hrana“ ocenjena pomoću „QUAIDS“ sistema u Srbiji u 2015. godini

	HIC	MES	RIB	MSJ	UIM	VIĆ	PVR	KON	PRE
HIC	-0.31	0.13	0.02	0.08	0.00	0.01	0.04	0.03	0.03
MES	0.09	-0.06	-0.19	0.12	0.01	0.04	0.08	0.02	0.01
RIB	0.16	-2.30	1.36	0.53	-0.02	0.08	0.08	0.04	0.02
MSJ	0.08	0.16	0.08	-0.44	0.01	0.03	0.04	0.03	0.04
UIM	-0.03	-0.01	-0.01	0.04	0.03	0.00	0.01	0.00	0.02
VOĆ	-0.04	0.11	0.02	0.03	0.00	-0.14	-0.03	0.04	0.04
PVR	0.02	0.14	0.00	0.03	0.01	-0.01	-0.19	0.01	0.01
KON	0.04	-0.09	0.05	0.07	-0.01	0.04	-0.02	-0.10	0.03
PRE	0.04	-0.30	0.04	0.08	0.00	0.04	-0.02	0.02	0.11

Izvor: Autor

Tabela 69. Matrica elasticiteta Hiks-Alena za podgrupu „Hrana“ ocenjena pomoću „QUAIDS“ sistema u Srbiji u 2015. godini

	HIC	MES	RIB	MSJ	UIM	VIĆ	PVR	KON	PRE
HIC	-1.75								
MES	0.52	-0.22							
RIB	0.87	-8.18	28.48						
MSJ	0.44	0.58	1.59	-2.38					
UIM	-0.16	-0.05	-0.26	0.23	0.78				
VOĆ	-0.21	0.40	0.41	0.19	0.02	-2.03			
PVR	0.13	0.49	0.06	0.15	0.17	-0.10	-1.40		
KON	0.20	-0.31	1.15	0.40	-0.31	0.55	-0.13	-1.78	
PRE	0.22	-1.07	0.77	0.44	-0.01	0.53	-0.13	0.40	2.03

Izvor: Autor

Tabela 70. Matrica Kurnoovih i Engelovih elasticiteta za podgrupu „Hrana“ ocenjena pomoću „AIDS“ sistema u Srbiji u 2018. godini

	HIC	MES	RIB	MSJ	UIM	VIĆ	PVR	KON	PRE	E
HIC	-0.44	-0.02	0.01	-0.04	-0.02	-0.03	-0.04	0.00	0.01	0.58
MES	-0.15	-0.57	-0.12	-0.13	-0.05	-0.08	-0.13	-0.06	-0.07	1.37
RIB	-0.41	-1.84	0.14	-0.37	-0.11	-0.15	-0.36	-0.21	-0.23	3.38
MSJ	-0.02	0.04	0.03	-0.55	0.00	0.01	-0.01	0.01	0.03	0.47
UIM	-0.18	-0.32	-0.02	-0.11	-0.04	-0.07	-0.09	-0.03	-0.02	0.90
VOĆ	-0.14	-0.20	0.02	-0.04	-0.03	-0.15	-0.12	0.00	0.00	0.66
PVR	-0.07	-0.09	0.01	-0.05	-0.01	-0.04	-0.26	-0.03	-0.02	0.57
KON	-0.13	-0.33	-0.06	-0.13	-0.03	-0.04	-0.18	-0.12	-0.05	1.08
PRE	-0.41	-1.25	-0.24	-0.31	-0.11	-0.18	-0.43	-0.19	-0.05	3.05

Izvor: Autor

Tabela 71. Matrica elasticiteta Sluckog za podgrupu „Hrana“ ocenjena pomoću „AIDS“ sistema u Srbiji za 2018. godini

	HIC	MES	RIB	MSJ	UIM	VIĆ	PVR	KON	PRE
HIC	-0.34	0.15	0.04	0.07	0.00	0.01	0.04	0.03	0.04
MES	0.08	-0.17	-0.06	0.11	0.00	0.02	0.06	0.02	0.01
RIB	0.15	-0.87	0.30	0.24	0.01	0.09	0.10	-0.01	-0.03
MSJ	0.06	0.17	0.06	-0.47	0.02	0.04	0.05	0.04	0.06
UIM	0.13	0.30	0.08	-0.39	0.03	0.07	0.11	0.06	0.08
VOĆ	-0.03	-0.01	0.05	0.08	-0.01	-0.10	-0.03	0.03	0.04
PVR	0.02	0.08	0.03	0.05	0.01	0.00	-0.18	0.01	0.01
KON	0.05	-0.02	0.00	0.07	0.01	0.04	-0.04	-0.06	0.01
PRE	0.10	-0.37	-0.08	0.23	0.00	0.04	-0.02	-0.01	0.13

Izvor: Autor

Tabela 72. Matrica elasticiteta Hiks-Alena za podgrupu „Hrana“ ocenjena pomoću „AIDS“ sistema u Srbiji u 2018. godini

	HIC	MES	RIB	MSJ	UIM	VIĆ	PVR	KON	PRE
HIC	-2.06								
MES	0.50	-0.60							
RIB	0.90	-3.01	6.15						
MSJ	0.36	0.60	1.12	-2.60					
UIM	0.78	1.03	1.55	-2.17	0.86				
VOĆ	-0.19	-0.02	1.08	0.42	-0.20	-1.40			
PVR	0.14	0.27	0.70	0.31	0.28	-0.02	-1.37		
KON	0.27	-0.06	-0.09	0.37	0.16	0.50	-0.29	-0.98	
PRE	0.61	-1.30	-1.71	1.30	0.01	0.61	-0.15	-0.20	2.19

Izvor: Autor

Tabela 73. Matrica Kurnoovih i Engelovih elasticiteta za podgrupu „Hrana“ ocenjena pomoću „QUAIDS“ sistema u Srbiji u 2018. godini

	HIC	MES	RIB	MSJ	UIM	VIĆ	PVR	KON	PRE	E
HIC	-0.44	-0.05	0.00	-0.04	-0.02	-0.03	-0.04	0.00	0.00	0.62
MES	-0.09	-0.41	-0.07	-0.09	-0.03	-0.05	-0.09	-0.03	-0.12	1.03
RIB	-0.17	-0.92	0.36	-0.21	-0.03	-0.05	-0.17	-0.09	-0.35	1.84
MSJ	-0.04	-0.05	0.00	-0.56	-0.01	0.00	-0.02	0.00	0.05	0.61
UIM	-0.16	-0.23	0.00	-0.10	-0.04	-0.06	-0.08	-0.02	-0.03	0.72
VOĆ	-0.13	-0.19	0.01	-0.04	-0.03	-0.14	-0.11	0.00	0.00	0.65
PVR	-0.07	-0.10	0.00	-0.04	-0.01	-0.04	-0.26	-0.03	-0.01	0.57
KON	-0.11	-0.25	-0.04	-0.11	-0.03	-0.03	-0.17	-0.11	-0.06	0.91
PRE	-0.83	-3.29	-0.76	-0.54	-0.24	-0.39	-0.75	-0.41	0.49	6.17

Izvor: Autor

Tabela 74. Matrica elasticiteta Sluckog za podgrupu „Hrana“ ocenjena pomoću „QUAIDS“ sistema u Srbiji u 2018. godini

	HIC	MES	RIB	MSJ	UIM	VIĆ	PVR	KON	PRE
HIC	-0.34	0.13	0.04	0.07	0.00	0.01	0.04	0.03	0.04
MES	0.08	-0.12	-0.02	0.10	0.01	0.02	0.05	0.03	-0.06
RIB	0.13	-0.39	0.45	0.12	0.03	0.08	0.07	0.02	-0.24
MSJ	0.06	0.13	0.03	-0.45	0.01	0.04	0.06	0.03	0.09
UIM	-0.04	-0.03	0.04	0.03	-0.01	-0.01	0.02	0.02	0.01
VOĆ	-0.03	-0.01	0.04	0.08	-0.01	-0.10	-0.02	0.03	0.04
PVR	0.03	0.07	0.03	0.06	0.01	0.00	-0.19	0.01	0.02
KON	0.04	0.02	0.01	0.05	0.01	0.04	-0.04	-0.06	-0.01
PRE	0.19	-1.52	-0.45	0.57	-0.01	0.06	0.08	-0.05	0.86

Izvor: Autor

Tabela 75. Matrica elasticiteta Hiks-Alena za podgrupu „Hrana“ ocenjena pomoću „QUAIDS“ sistema u Srbiji u 2018. godini

	HIC	MES	RIB	MSJ	UIM	VIĆ	PVR	KON	PRE
HIC	-2.03								
MES	0.49	-0.41							
RIB	0.80	-1.34	9.04						
MSJ	0.39	0.45	0.61	-2.51					
UIM	-0.24	-0.10	0.76	0.18	-0.24				
VOĆ	-0.16	-0.02	0.89	0.45	-0.25	-1.33			
PVR	0.15	0.24	0.55	0.33	0.24	-0.01	-1.38		
KON	0.26	0.06	0.13	0.30	0.20	0.50	-0.32	-1.03	
PRE	1.16	-5.27	-9.12	3.17	-0.29	0.81	0.61	-0.90	14.61

Izvor: Autor

Tabela 76. WALD test značajnosti za dohodne elasticitete za „Hranu i bezalkoholna pića“, „Alkoholna pića i duvan“ i „Odeću i obuću“ u Srbiji i u Crnoj Gori

Godina	Pokazatelj	Hrana i bezalkoholna pića		Alkoholna pića i duvan		Odeća i obuća	
		SRB	CG	SRB	CG	SRB	CG
2006	Dohodni elasticitet	0.70	0.75	0.67	0.71	1.27	1.11
	Valdov F test	1409.94	232.83	134.16	28.54	80.56	5.41
	p-vrednost	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0203
2007	Dohodni elasticitet	0.72	0.73	0.82	0.74	1.33	1.09
	Valdov F test	1599.95	251.92	38.77	20.91	135.34	4.23
	p-vrednost	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0400
2008	Dohodni elasticitet	0.72	0.76	0.77	0.60	1.31	1.15
	Valdov F test	1538.36	182.25	54.95	48.95	106.53	9.10
	p-vrednost	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0026
2009	Dohodni elasticitet	0.71	0.69	0.75	0.60	1.30	1.17
	Valdov F test	1800.57	309.44	69.98	54.31	119.29	11.91
	p-vrednost	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0006
2010	Dohodni elasticitet	0.67	0.73	0.75	0.41	1.36	1.19
	Valdov F test	2271.42	281.34	62.49	91.70	191.62	16.12
	p-vrednost	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0001
2011	Dohodni elasticitet	0.70	0.68	0.79	0.61	1.45	1.10
	Valdov F test	1851.61	335.23	37.57	36.73	242.59	5.65
	p-vrednost	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0176
2012	Dohodni elasticitet	0.69	0.69	0.79	0.58	1.35	1.04
	Valdov F test	1640.96	237.44	38.27	38.40	153.90	0.69
	p-vrednost	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.4057
2013	Dohodni elasticitet	0.72	0.71	0.70	0.51	1.41	1.16
	Valdov F test	1550.74	241.65	68.69	50.02	235.23	13.20
	p-vrednost	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0003
2014	Dohodni elasticitet	0.69	0.74	0.69	0.71	1.33	1.14
	Valdov F test	2351.37	230.44	103.09	19.19	205.68	9.77
	p-vrednost	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0018
2015	Dohodni elasticitet	0.69	0.74	0.75	0.66	1.35	1.26
	Valdov F test	2788.93	264.54	72.60	24.84	235.70	38.42
	p-vrednost	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
2016	Dohodni elasticitet	0.68	-	0.74	-	1.43	-
	Valdov F test	3057.19	-	74.00	-	428.22	-
	p-vrednost	0.0000	-	0.0000	-	0.0000	-
2017	Dohodni elasticitet	0.68	0.73	0.77	0.86	1.39	1.32
	Valdov F test	2927.99	323.98	59.02	4.08	358.43	103.71
	p-vrednost	0.0000	0.0000	0.0000	0.0438	0.0000	0.0000
2018	Dohodni elasticitet	0.67	-	0.77	-	1.36	-
	Valdov F test	2775.94	-	60.86	-	272.23	-
	p-vrednost	0.0000	-	0.0000	-	0.0000	-

Izvor: Autor

Tabela 77. WALD test značajnosti za dohodne elasticitete za „Stanovanje, vodu, električnu energiju, gas i ostala goriva“, „Opremu za stan i tekuće održavanje“ i „Zdravlje“ u Srbiji i u Crnoj Gori

Godina	Pokazatelj	Stanovanje, voda, električna energija, gas i ostala goriva		Oprema za stan i tekuće održavanje		Zdravlje	
		SRB	CG	SRB	CG	SRB	CG
2006	Dohodni elasticitet	0.84	0.72	0.98	1.08	0.50	0.62
	Valdov F test	99.48	81.85	1.71	3.99	336.71	42.56
	p-vrednost	0.0000	0.0000	0.1908	0.0460	0.0000	0.0000
2007	Dohodni elasticitet	0.74	0.67	1.01	0.98	0.48	0.58
	Valdov F test	325.65	94.10	0.47	0.14	373.55	52.19
	p-vrednost	0.0000	0.0000	0.4928	0.7044	0.0000	0.0000
2008	Dohodni elasticitet	0.77	0.72	1.05	1.20	0.45	0.36
	Valdov F test	230.58	74.15	8.19	20.59	384.03	146.31
	p-vrednost	0.0000	0.0000	0.0042	0.0000	0.0000	0.0000
2009	Dohodni elasticitet	0.83	0.84	0.94	1.07	0.46	0.52
	Valdov F test	161.48	20.29	16.35	2.91	422.83	66.34
	p-vrednost	0.0000	0.0000	0.0001	0.0882	0.0000	0.0000
2010	Dohodni elasticitet	0.83	0.93	0.95	1.07	0.46	0.54
	Valdov F test	156.94	4.77	10.22	3.26	449.69	78.79
	p-vrednost	0.0000	0.0292	0.0014	0.0712	0.0000	0.0000
2011	Dohodni elasticitet	0.83	0.83	0.87	1.16	0.54	0.54
	Valdov F test	134.44	29.72	71.87	15.02	296.33	89.81
	p-vrednost	0.0000	0.0000	0.0000	0.0001	0.0000	0.0000
2012	Dohodni elasticitet	0.83	0.81	0.82	1.01	0.54	0.44
	Valdov F test	150.96	38.41	136.04	0.09	291.88	104.03
	p-vrednost	0.0000	0.0000	0.0000	0.7627	0.0000	0.0000
2013	Dohodni elasticitet	0.83	0.65	0.84	1.00	0.47	0.41
	Valdov F test	148.10	144.33	109.11	0.00	379.74	110.75
	p-vrednost	0.0000	0.0000	0.0000	0.9819	0.0000	0.0000
2014	Dohodni elasticitet	0.83	0.63	0.90	1.16	1.70	0.54
	Valdov F test	212.13	177.36	60.13	17.22	915.05	67.20
	p-vrednost	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
2015	Dohodni elasticitet	0.84	0.67	0.93	1.14	0.51	0.49
	Valdov F test	204.06	157.54	35.15	15.39	470.62	112.76
	p-vrednost	0.0000	0.0000	0.0000	0.0001	0.0000	0.0000
2016	Dohodni elasticitet	0.88	-	0.94	-	0.55	-
	Valdov F test	101.22	-	20.26	-	456.29	-
	p-vrednost	0.0000	-	0.0000	-	0.0000	-
2017	Dohodni elasticitet	0.84	0.64	0.93	1.15	0.49	0.55
	Valdov F test	192.85	226.03	33.67	19.00	549.33	83.76
	p-vrednost	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
2018	Dohodni elasticitet	0.76	-	0.86	-	0.44	-
	Valdov F test	459.94	-	118.92	-	747.05	-
	p-vrednost	0.0000	-	0.0000	-	0.0000	-

Izvor: Autor

Tabela 78. WALD test značajnosti za dohodne elasticitete za „Transport“, „Komunikaciju“ i „Rekreaciju i kulturu“ u Srbiji i u Crnoj Gori

Godina	Pokazatelj	Transport		Komunikacije		Rekreacija i kultura	
		SRB	CG	SRB	CG	SRB	CG
2006	Dohodni elasticitet	1.61	1.33	1.09	0.81	1.12	1.03
	Valdov F test	495.23	51.71	23.56	47.58	21.11	0.40
	p-vrednost	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.5280
2007	Dohodni elasticitet	1.66	1.29	1.04	0.77	1.16	1.03
	Valdov F test	577.32	48.22	4.35	70.17	42.58	0.20
	p-vrednost	0.0000	0.0000	0.0372	0.0000	0.0000	0.6548
2008	Dohodni elasticitet	1.67	1.19	1.07	0.85	1.20	1.07
	Valdov F test	621.18	27.42	16.13	38.89	60.28	1.36
	p-vrednost	0.0000	0.0000	0.0001	0.0000	0.0000	0.2442
2009	Dohodni elasticitet	1.66	1.33	1.02	1.01	1.17	1.00
	Valdov F test	606.68	71.18	2.28	0.12	43.73	0.00
	p-vrednost	0.0000	0.0000	0.1310	0.7306	0.0000	0.9511
2010	Dohodni elasticitet	1.66	1.24	0.96	0.93	1.19	1.10
	Valdov F test	594.16	37.52	6.96	7.46	45.42	1.81
	p-vrednost	0.0000	0.0000	0.0084	0.0064	0.0000	0.1784
2011	Dohodni elasticitet	1.82	1.30	0.96	0.98	1.15	1.09
	Valdov F test	845.22	56.49	5.79	0.65	23.21	2.06
	p-vrednost	0.0000	0.0000	0.0162	0.4187	0.0000	0.1520
2012	Dohodni elasticitet	1.65	1.38	0.94	0.97	1.14	0.95
	Valdov F test	589.91	107.88	18.20	0.92	21.29	0.44
	p-vrednost	0.0000	0.0000	0.00	0.3371	0.0000	0.5085
2013	Dohodni elasticitet	1.61	1.25	1.01	0.84	1.23	0.96
	Valdov F test	484.28	42.17	0.22	31.45	61.55	0.45
	p-vrednost	0.0000	0.0000	0.6411	0.0000	0.0000	0.5011
2014	Dohodni elasticitet	1.70	1.27	0.99	0.90	1.15	0.98
	Valdov F test	915.05	66.02	0.24	13.29	37.70	0.07
	p-vrednost	0.0000	0.0000	0.6272	0.0003	0.0000	0.7857
2015	Dohodni elasticitet	1.67	1.26	1.00	0.97	1.27	0.99
	Valdov F test	920.06	70.68	0.01	0.88	120.38	0.01
	p-vrednost	0.0000	0.0000	0.9264	0.3497	0.0000	0.9111
2016	Dohodni elasticitet	1.64	-	1.02	-	1.27	-
	Valdov F test	872.88	-	1.65	-	113.85	-
	p-vrednost	0.0000	-	0.1993	-	0.0000	-
2017	Dohodni elasticitet	1.62	1.30	1.02	1.10	1.31	1.02
	Valdov F test	831.87	121.02	3.39	11.86	143.95	0.18
	p-vrednost	0.0000	0.0000	0.0654	0.0006	0.0000	0.6698
2018	Dohodni elasticitet	1.50	-	0.96	-	1.16	-
	Valdov F test	541.52	-	10.46	-	40.56	-
	p-vrednost	0.0000	-	0.0012	-	0.0000	-

Izvor: Autor

Tabela 79. WALD test značajnosti za dohodne elasticitete za „Obrazovanje“, „Restorane i hotele“ i „Ostale lične predmete i ostale usluge“ u Srbiji i u Crnoj Gori

Godina	Pokazatelj	Obrazovanje		Restorani i hoteli		Ostali lični predmeti i ostale usluge	
		SRB	CG	SRB	CG	SRB	CG
2006	Dohodni elasticitet	0.84	1.74	0.83	1.08	1.14	1.22
	Valdov F test	2.30	4.41	17.26	0.96	60.55	41.73
	p-vrednost	0.1297	0.0390	0.0000	0.3287	0.0000	0.0000
2007	Dohodni elasticitet	1.16	0.85	0.92	0.74	1.20	1.17
	Valdov F test	2.06	0.64	4.58	14.28	132.35	20.75
	p-vrednost	0.1516	0.4245	0.0325	0.0002	0.0000	0.0000
2008	Dohodni elasticitet	0.99	1.16	0.99	0.72	1.30	1.42
	Valdov F test	0.01	1.07	0.10	24.99	292.98	128.91
	p-vrednost	0.9053	0.3008	0.7507	0.0000	0.0000	0.0000
2009	Dohodni elasticitet	1.11	2.47	1.02	0.87	1.23	1.27
	Valdov F test	0.66	35.52	0.18	4.30	200.18	58.18
	p-vrednost	0.4177	0.0000	0.6732	0.0387	0.0000	0.0000
2010	Dohodni elasticitet	1.20	0.88	1.04	0.79	1.25	1.25
	Valdov F test	2.64	0.18	1.67	10.85	250.57	42.63
	p-vrednost	0.1051	0.6756	0.1964	0.0011	0.0000	0.0000
2011	Dohodni elasticitet	1.16	0.96	1.05	0.78	1.24	1.29
	Valdov F test	0.97	0.04	1.59	14.26	230.31	70.54
	p-vrednost	0.3254	0.8440	0.2069	0.0002	0.0000	0.0000
2012	Dohodni elasticitet	1.39	0.97	1.10	0.89	1.19	1.23
	Valdov F test	6.95	0.02	8.11	2.70	158.57	37.89
	p-vrednost	0.0088	0.8761	0.0044	0.1009	0.0000	0.0000
2013	Dohodni elasticitet	1.11	1.00	1.15	0.90	1.15	1.25
	Valdov F test	0.48	0.00	18.23	2.69	96.89	40.52
	p-vrednost	0.4871	0.9852	0.0000	0.1019	0.0000	0.0000
2014	Dohodni elasticitet	1.34	0.33	1.08	0.88	1.19	1.25
	Valdov F test	9.57	13.67	7.16	4.07	221.20	44.92
	p-vrednost	0.0021	0.0003	0.0075	0.0440	0.0000	0.0000
2015	Dohodni elasticitet	0.94	0.37	1.12	0.94	1.09	1.23
	Valdov F test	0.47	12.68	19.96	1.59	1.09	52.76
	p-vrednost	0.4948	0.0005	0.0000	0.2073	0.0000	0.0000
2016	Dohodni elasticitet	0.71	-	1.08	-	1.05	-
	Valdov F test	11.75	-	11.00	-	26.43	-
	p-vrednost	0.0006	-	0.0009	-	0.0000	-
2017	Dohodni elasticitet	1.06	0.92	1.12	0.99	1.06	1.37
	Valdov F test	0.37	0.11	23.69	0.03	26.19	165.57
	p-vrednost	0.5436	0.7420	0.0000	0.8640	0.0000	0.0000
2018	Dohodni elasticitet	0.87	-	0.98	-	1.06	-
	Valdov F test	1.41	-	0.51	-	25.49	-
	p-vrednost	0.2348	-	0.4751	-	0.0000	-

Izvor: Autor