

**UNIVERZA V LJUBLJANI
EKONOMSKA FAKULTETA**

MAGISTRSKO DELO

POVPRAŠEVANJE PO HRANI V SLOVENIJI

Ljubljana, september 2005

DARJA REGORŠEK

IZJAVA

Študentka DARJA REGORŠEK izjavljam, da sem avtorica tega magistrskega dela, ki sem ga napisala pod mentorstvom prof. dr. Emila Erjavca in somentorstvom prof. dr. Lovrenca Pfajfarja in skladno s 1. odstavkom 21. člena Zakona o avtorskih in sorodnih pravicah dovolim objavo magistrskega dela na fakultetnih spletnih straneh.

V Ljubljani, dne 25.9.2005

Podpis:

KAZALO

1. UVOD.....	1
1.1 OPREDELITEV PROBLEMA.....	1
1.2 CILJI IN HIPOTEZE.....	2
1.3 VSEBINA.....	4
2. TEORETIČNA IZHODIŠČA IN PREGLED OBJAV	6
2.1 MIKROEKONOMSKA TEORIJA POVPRASEVANJA	6
2.1.1 IZHODIŠČA	6
2.1.2 TEORIJA OBNAŠANJA POTROŠNIKOV.....	6
2.1.3 ZNAČILNOSTI FUNKCIJE POVPRASEVANJA.....	9
2.1.4 AGREGIRANJE.....	13
2.1.5 OBLIKA FUNKCIJ POVPRASEVANJA.....	16
2.2 EMPIRIČNI MODEL IN ELASTIČNOSTI POVPRASEVANJA.....	18
2.2.1 SKORAJ IDEALNI SISTEM POVPRASEVANJA (AIDS).....	18
2.2.2 IZRAČUN ELASTIČNOSTI POVPRASEVANJA V MODELU AIDS.....	21
2.3 ANALIZA POVPRASEVANJA PO HRANI IN MODEL AIDS.....	22
2.3.1 TUJI VIRI.....	22
2.3.2 DOMAČI VIRI.....	29
3. ANALIZA POVPRASEVANJA PO HRANI V SLOVENIJI V LETU 2001.....	32
3.1 POTEK ANALIZE	32
3.2 PODATKOVNI VIRI.....	33
3.2.1 ANKETA O PORABI GOSPODINJSTEV.....	33
3.2.2 OBLIKOVANJE BAZE PODATKOV.....	34
3.2.3 RAZŠIRJENA ANALIZA PODATKOV	35
3.3 PORAZDELITEV DOHODKA, POTROŠNJA IN PORABA HRANE.....	36
3.3.1 PORAZDELITEV DOHODKA	36
3.3.2 POTROŠNJA IN PORABA HRANE.....	37
3.4 EMPIRIČNI MODEL IN ELASTIČNOSTI POVPRASEVANJA.....	37
3.4.1 SPECIFIKACIJA SISTEMA POVPRASEVANJA	37
3.4.2 ELASTIČNOSTI POVPRASEVANJA V MODELU AIDS.....	39
4. REZULTATI ANALIZ IN UPORABE MODELA LA/AIDS.....	42
4.1 PORAZDELITEV DOHODKA, POTROŠNJA IN PORABA HRANE.....	42
4.1.1 PORAZDELITEV DOHODKA	42
4.1.2 POTROŠNJA IN PORABA HRANE.....	43

4.2 EKONOMETRIČNI REZULTATI	45
4.3 OCENE ELASTIČNOSTI POVPRASEVANJA	46
4.3.1 IZDATKOVNE ELASTIČNOSTI POVPRASEVANJA	46
4.3.2 CENOVNE ELASTIČNOSTI POVPRASEVANJA	48
RAZPRAVA	54
5.1 RAZPRAVA O REZULTATIH MODELA	54
5.1.1 UGOTOVITVE O TEMELJNIH DOMNEVAH POVPRASEVANJA PO HRANI	54
5.1.2 OCENE ELASTIČNOSTI POVPRASEVANJA	56
5.2 POMEN IN UPORABNOST REZULTATOV	60
5.3 PRIPOROČILA ZA NADALJNE DELO	61
6. ZAKLJUČEK IN SKLEPI	64
7. LITERATURA IN VIRI	66
PRILOGA	

KAZALO TABEL IN SLIK

TABELA 1: KRATEK PREGLED NEKATERIH NOVEJŠIH TUJIH OBJAV S PODROČJA POVPRÁŠEVANJA PO SKUPINAH ŽIVIL OCENJENIH Z METODO AIDS ALI NJENO RAZLIČICO	23
TABELA 2: PREGLED OCEN IZDATKOVNIH IN LASTNIH CENOVNIH ELASTIČNOSTI POVPRÁŠEVANJA PO SKUPINAH ŽIVIL AVTORJEV PO TABELI 1 (RAZVITE DRŽAVE)	25
TABELA 3: PREGLED OCEN IZDATKOVNIH IN LASTNIH CENOVNIH ELASTIČNOSTI POVPRÁŠEVANJA PO SKUPINAH ŽIVIL AVTORJEV PO TABELI 1 (TRANZICIJSKE DRŽAVE OZ. DRŽAVE V RAZVOJU)	26
TABELA 4: KRONOLOŠKI PREGLED OBJAV S PODROČJA POVPRÁŠEVANJA PO HRANI IN/ALI SKUPINAH ŽIVIL V SLOVENIJI	29
TABELA 5: OCENE IZDATKOVNIH IN LASTNIH CENOVNIH ELASTIČNOSTI POVPRÁŠEVANJA PO SKUPINAH ŽIVIL, SLOVENIJA, 1988 IN 1993	31
TABELA 6: SKUPINE VREDNOSTI ELASTIČNOSTI	41
TABELA 7: DISTRIBUCIJA POVPREČNEGA LETNEGA DOHODKA NA ČLANA GOSPODINJSTVA MED DOHODKOVNO KVARTILNE RAZREDE, SLOVENIJA, 2001	42
TABELA 8: DELEŽI PORABE IN POTROŠNJE POSAMEZNIH SKUPIN ŽIVIL V SKUPNI POTROŠNJI OZIROMA PORABI HRANE NA ČLANA GOSPODINJSTVA PO COICOP KLASIFIKACIJI, SLOVENIJA SKUPAJ IN DOHODKOVO KVARTILNI RAZREDI, 2001	44
TABELA 9: OCENE IZDATKOVNIH ELASTIČNOSTI SKUPIN ŽIVIL, η_i , IN DELEŽEV IZDATKV SKUPIN ŽIVIL V SKUPNIH IZDATKIHZ ZA HRANO NA ČLANA GOSPODINJSTVA (V %), w_i , SLOVENIJA SKUPAJ IN DOHODKOVO KVARTILNI RAZREDI, 2001	47
TABELA 10: OCENE NEKOMPENZIRANIH, e_{ij} , IN KOMPENZIRANIH, e_{ij}^* , CENOVNIH ELASTIČNOSTI SKUPIN ŽIVIL, SLOVENIJA SKUPAJ IN DOHODKOVO KVARTILNI RAZREDI, 2001	48
SLIKA 1: POTEK ANALIZE - PRIPRAVA BAZE PODATKOV ZA IZRAČUN DELEŽEV POTROŠNJE IN PORABE NA ČLANA GOSPODINJSTVA V SKUPNI PORABI OZIROMA IZDATKIHZ ZA HRANO NA ČLANA GOSPODINJSTVA, MER NEENAKOSTI DOHODKA, KOEFICIENTOV POVPRÁŠEVANJA PO HRANI TER IZDATKOVNIH IN CENOVNIH ELASTIČNOSTI HRANE	32
SLIKA 2: DVO NIVOJSKO RAZDELJEVANJE POTROŠNIH IZDATKOV GOSPODINJSTVA MED IZDATKEPROUČEVANIH SKUPIN ŽIVIL	38
SLIKA 3: LORENZOVA KRIVULJA DISTRUBUCIJE POVPREČNIH LETNIH DOHODKOV NA ČLANA GOSPODINJSTVA, SLOVENIJA, 2001	43
SLIKA 4: NEKOMPENZIRANE LASTNE CENOVNE ELASTIČNOSTI, e_{ii} , KOMPENZIRANE LASTNE CENOVNE ELASTIČNOSTI, e_{ii}^* IN IZDATKOVNE ELASTIČNOSTI, η_i , POVPRÁŠEVANJA PO SKUPINAH ŽIVIL, SLOVENIJA SKUPAJ IN DOHODKOVO KVARTILNI RAZREDI, 2001	53

KAZALO PRILOG

TABELA P1: TABELA IZRAZOV IN KRATIC	1
TABELA P2: DELITEV DOBRIN PO KLASIFIKACIJI COICOP - PO ODDELKIH (XX) IN DELITEV DOBRIN SKUPINE HRANA (XXX) PO RAZREDIH (XXXX)	2
TABELA P3: OCENE KOEFICIENTOV POVPRASEVANJA PO SKUPINAH ŽIVIL (i), SLOVENIJA SKUPAJ, 2001	3
TABELA P4: OCENE KOEFICIENTOV POVPRASEVANJA PO SKUPINAH ŽIVIL (i), PRVI DOHODKOVNO KVARTILNI RAZRED, SLOVENIJA, 2001	3
TABELA P5: OCENE KOEFICIENTOV POVPRASEVANJA PO SKUPINAH ŽIVIL (i), DRUGI DOHODKOVNO KVARTILNI RAZRED, SLOVENIJA, 2001	4
TABELA P6: OCENE KOEFICIENTOV POVPRASEVANJA PO SKUPINAH ŽIVIL (i), TRETJI DOHODKOVNO KVARTILNI RAZRED, SLOVENIJA, 2001	4
TABELA P7: OCENE KOEFICIENTOV POVPRASEVANJA PO SKUPINAH ŽIVIL (i), ČETRTI DOHODKOVNO KVARTILNI RAZRED, SLOVENIJA, 2001	5
TABELA P8: REZULTATI TESTIRANJA OMEJITEV SIMETRIJA IN HOMOGENOST (OCENE, TOČNE STOPNJE ZNAČILNOSTI)	6

1. UVOD

1.1 OPREDELITEV PROBLEMA

Ocenjevanje povpraševanja po hrani je v literaturi pogosto obravnavano vprašanje. Zanimivo je z vidika proučevanja odzivnosti porabnikov in tudi z razvoja modelov za ocenjevanje funkcij povpraševanja. Ocenjene funkcije povpraševanja po hrani nam namreč omogočajo oceniti dohodkovne in cenovne elastičnosti hrane, ki so sestavni del modelov v podporo različnih politik. Na primer, ocene omenjenih elastičnosti obdavčljivih dobrin in storitev so pomembna informacija pri določanju posrednega obdavčenja in subvencioniranja (Deaton, 1988, str. 419).

Sprva se je dohodkovne in cenovne elastičnosti ocenjevalo z direktnim definiranjem modelov, ki pa niso temeljili na ekonomski teoriji in obnašanju potrošnikov. Ta starejši (tradicionalen) pristop prepozna le pomembnost cen in dohodkov. Najbolj znano in najpogosteje uporabljeno obliko povezave, kjer proučujemo odvisnost povpraševane količine za posamezno vrsto blaga le od razpoložljivega dohodka, imenujemo Engelova krivulja. Pri tej analizi odvisnosti povpraševanja določene dobrine od razpoložljivega dohodka se predpostavlja, da so vsi ostali faktorji, ki vplivajo na povpraševanje po tej dobrini, nespremenjeni (Kebrič, 1981, str. 385). Naslednja značilnost tega pristopa je, da analiza povpraševanja temelji na ocenjevanju linearnih funkcij oziroma funkcij, ki se lahko prevedejo v linearno obliko (Andžić, 1982, str. 35-36).

Prvotnim posameznim modelom povpraševanja je sledil razvoj različnih sistemov povpraševanja. Novejše ocene dohodkovnih in cenovnih elastičnosti temeljijo na koristnosti in kot take domnevajo, da se potrošniki obnašajo tako, da izberejo tako košarico dobrin, ki maksimizira njihovo funkcijo koristnosti ob upoštevanju omejenega dohodka. V teh modelih se torej upošteva, da povpraševanje po posamezni dobrini temelji na lastni ceni dobrine, na cenah drugih dobrin in dohodku. To se manifestira v celovitem sistemu enačb povpraševanja. Ta sistem opisuje alokacijo izdatkov gospodinjstva med nekatere dobro definirane potrošne kategorije. Niz podatkov za ocenjevanje takega sistema je velik, če je vsaka posamezna dobrina, ki bo potrošena, vključena v model posebej. Ocenjevanje takega sistema bi bilo nepraktično. Zato teorija omogoča drugo pot za ocenjevanje podmnožice dobrin. Ločene predpostavke omogočajo uporabo pristopa sistema enačb povpraševanja za podmnožico dobrin kot je na primer povpraševanje po hrani. Pristop sistema enačb omogoča empirično analizo povpraševanja s konceptualnim okvirom, in sicer neoklasično teorijo povpraševanja, ki opravi s problemom medsebojne odvisnosti povpraševanja za različne dobrine (Blanciforti, Green, King, 1986, str. 2-4).

Pionir na tem področju je bil Stone (1954), ki je predstavil linearni izdatkovni sistem (Linear Expenditure System, LES). Nekatere omejitve LES, kot so proporcionalni dohodek in cenovne elastičnosti, so odprle vrata razvoju drugih modelov, npr. Rotterdamskemu. Deaton in Muellbauer (1980) sta razvila alternativno modeliranje, ki sta ga poimenovala skoraj idealni sistem povpraševanja (Almost Ideal Demand System, AIDS). V svetu je omenjeni

model pritegnil veliko pozornost in se intenzivno uporablja v empiričnih študijah. Še več, narejenih je veliko razširitev tega modela, da bi modeliranje postalo še bogatejše (Blanciforti, Green, King, 1986, str. 2).

V Sloveniji sta omenjeni model prvič ocenjevala Erjavec in Turk (1998), in sicer sta analizirala povpraševanje po hrani v Sloveniji v letih 1988 in 1993. Z ocenjevanjem sistema enačb povpraševanja sta ocenila koeficiente povpraševanja po skupinah živil. Te ocene se navezujejo na prvo obdobje prehoda Slovenije v tržno gospodarstvo. Z njimi sta potrdila domnevo, da prehod gospodarstva v tržno naravnano, povečuje stopnjo občutljivosti obnašanja potrošnikov na trgu hrane (Erjavec, Turk, 1998, str. 527).

1.2 CILJI IN HIPOTEZE

Menimo, da v slovenskem prostoru primanjkuje ocen povpraševanja po hrani. Dosedanje ocene so ali premalo ažurne (glej Erjavec, Turk, 1998) ali pa manj zanesljive (glej Regoršek, 2002). Z uporabo metode AIDS poskušamo v nalogi prispevati k novejšim, bolj zanesljivim ocenam povpraševanja po hrani v Sloveniji.

Da bi bolje spoznali obnašanje slovenskega potrošnika pri nakupu hrane sta glavna cilja naloge prikazana v naslednjih dveh vsebinskih sklopih:

1. oceniti povpraševanje po hrani, natančneje po sedmih agregiranih skupinah živil (kruh in žitarice, meso in ribe, mlečni izdelki, olje in maščobe, sadje, zelenjava, sladki izdelki),
2. oceniti dohodkovne in cenovne elastičnosti povpraševanja teh skupin živil.

Funkcijo povpraševanja v splošnem opredelimo kot zvezo med obsegom povpraševanja po določenem blagu in vsemi dejavniki, ki vplivajo na povpraševanje. Formalno to zapišemo kot

$$Q = f(Y, P, Z) \quad (1.1)$$

kjer je količina dobrine, po kateri povprašujejo potrošniki (Q) odvisna od razpoložljivega dohodka potrošnika (Y), relativnih cen dobrin (P) in ostalih pojasnjevalnih spremenljivk (Z) (Wold, 1953, str. 77). Raziskovalci pogosto namesto razpoložljivega dohodka uporabljajo izdatke. Ker bomo tudi mi uporabili kategorijo izdatkov, bomo posledično govorili o izdatkovnih in ne o dohodkovnih elastičnostih.

S prehodom v tržno gospodarstvo se dohodkovna neenakost poveča (Poročilo o človekovem razvoju - Slovenija 2000-2001, 2001, str. 97) kar pomeni, da je bil dohodek v Sloveniji v referenčnem letu 2001 neenakomerno porazdeljen. Z analizo mer neenakosti porazdelitve razpoložljivih sredstev na člana gospodinjstva bomo pokazali kako neenakomerno so bila ta sredstva porazdeljena. To nam bo služilo tudi kot utemeljitev za delitev vseh slovenskih gospodinjstev v štiri dohodkovne razrede. Tako bomo oba zastavljena cilja aplicirali na Slovenijo kot celoto in dohodkovne razrede.

Vsebinski sklop povezan s prvim ciljem dela je namenjen ocenjevanju koeficientov povpraševanja skupin živil v Sloveniji in po dohodkovnih razredih v letu 2001. V okviru tega vsebinskega sklopa torej izhajamo iz delovnih hipotez kot sledi.

Kot izhaja iz (1.1) v teoriji povpraševanja spadata dohodek in cena med najpomembnejša dejavnika povpraševanja (Stojiljković, 1981, str. 218), zato pričakujemo statistično značilne dohodkovne (v našem primeru izdatkovne) in cenovne koeficiente povpraševanja po hrani.

Z naraščanjem izdatkov, ki jih potrošniki namenijo nakupom hrane, se povpraševanje po luksuznih živilih povečuje, medtem ko se povpraševanje po normalnih živilih zmanjšuje. Delitev živil med luksuzne in normalne dobrine temelji na osnovi gibanja deleža izdatkov teh živil v skupnih izdatkih za hrano. Če s povečanjem izdatkov za hrano narašča tudi delež izdatkov posameznih živil v skupnih izdatkih za hrano, je to živilo luksuzna dobrina oziroma normalna, če se ta delež zmanjšuje (National Food Survey 2000, 2001, str. 95). V primerjavi rezultatov med dohodkovnimi razredi pričakujemo, da se bo delež izdatkov luksuznih dobrin v skupnih izdatkih za hrano povečeval z višjim dohodkovnim razredom, delež izdatkov normalnih dobrin pa se bo zmanjševal.

Drugi vsebinski sklop, in z njim delovne hipoteze, je povezan z ocenjevanjem izdatkovnih in cenovnih elastičnosti povpraševanja po omenjenih sedmih skupinah hrane. Glede na široko agregacijo dobrin v skupine živil pričakujemo, da bomo te skupine razdelili le med nujne in luksuzne dobrine. To pomeni, da pričakujemo da bodo vrednosti izdatkovnih elastičnosti večje od 0 in manjše (nujna dobrina) ali večje (luksuzna dobrina) od ena. Poleg tega menimo, da bodo zaradi široko definiranih skupin živil le-te med seboj šibko povezane - ocene križnih elastičnosti povpraševanja po hrani bodo blizu 0.

Za hrano velja prvi Engelov zakon kar pomeni, da so gospodinjstva z nižjimi dohodki bolj občutljiva (odzivna) na spremembe v cenah in izdatkih kot tista z višjimi dohodki (Stigler, 1954, str. 96-102). Tako v splošnem pričakujemo, da bo analiza izdatkovnih in lastnih cenovnih elastičnosti po dohodkovnih razredih pokazala, da vrednosti teh ocen v splošnem padajo z naraščanjem dohodkovnega razreda.

Slovenija je bila v letu 2001 v zadnji fazi prehoda, ki ga je sklenila s članstvom v Evropski uniji (Vpliv obrambnega gospodarjenja na države v tranziciji, 2002), zato v splošnem pričakujemo nižje ocene izdatkovnih in lastnih cenovnih elastičnosti povpraševanja kot so pokazale Erjavčeve in Turkove ocene teh elastičnosti za leto 1993. Izjema so izdatkovne in lastne cenovne elastičnosti sadja in zelenjave, kjer pričakujemo dvig njunih (pre)nizkih ocen iz leta 1993. Pričakujemo tudi nižje vrednosti ocen elastičnosti večine proučevanih skupin živil v primerjavi z ocenami teh elastičnost v tranzicijskih državah oz. državah v razvoju. Posledično pričakujemo, da bodo naše ocene bližje ocenam za razvite države.

Opredeljene delovne hipoteze in cilja naloge so integrirani v naslednjih raziskovanih vprašanjih:

a) Temeljne domneve povpraševanja po hrani

- Ali sta cena in dohodek (skupni izdatki za hrano) najpomembnejša dejavnika pri proučevanju povpraševanja po hrani?

- Ali se delež izdatkov luksuznih živil v skupnih izdatkih za hrano tudi dejansko povečuje z višjim dohodkovnim razredom, delež izdatkov normalnih živil pa se zmanjšuje?

b) Izdatkovne in cenovne elastičnosti povpraševanja po hrani

- Ali je velikost izdatkovnih elastičnosti različna od dohodkovnih elastičnosti?
- Ali so gospodinjstva z nižjimi dohodki bolj občutljiva na spremembe skupnih izdatkov namenjenih nakupom hrane in na spremembe cen?
- Ali so prehranske navade Slovencev že podobne prehranskim navadam prebivalcev iz razvitih držav?

1.3 VSEBINA

Struktura magistrskega dela v splošnem poteka skladno s koraki raziskovanja, ki so:

1. specifikacija modela, s katerim merimo proučevani pojav,
2. ocenitev tega modela, torej določitev parametrov,
3. presoja rezultatov ocenjenega modela ter
4. preverba napovedne moči modela in njegova neposredna uporaba pri analizi obravnavanega problema (Pfajfar, 1999, str. 10).

Delo je razdeljeno na šest poglavij. V prvem, uvodnem delu smo že opredelili problem, cilje in hipoteze dela, sledi še zasnova dela.

Drugo poglavje je namenjeno mikroekonomski teoriji povpraševanja in prikazu ekonometričnega modela. V tem poglavju uporabljamo predvsem metode, ki temeljijo na proučevanju teoretične podlage vedenja potrošnikov, ki dajejo osnovo za definiranje in ocenjevanje funkcij povpraševanja. Teoretično je predstavljen izbrani sistem povpraševanja (AIDS) in izpeljava izračuna elastičnosti povpraševanja iz le-tega. Predstavljen je delček iz obsežnega seznama literature iz tega področja, tako z vidika razvoja ocenjevanja sistema povpraševanja kot tudi z vidika novejših objav rezultatov. Predstavljamo nekaj del avtorjev iz razvitih in tranzicijskih držav oziroma držav v prehodu, ki so ocenjevali sistem povpraševanja po hrani z metodo AIDS ali njeno različico. Sledi tudi kratek pregled slovenskih avtorjev izbranega področja in njihovih rezultatov.

Tretje poglavje namenjamo podrobnejši predstavitvi analize povpraševanja po hrani v Sloveniji v letu 2001. Potek analize je prikazan v grafični in besedni obliki. Nekoliko podrobneje predstavljamo glavni vir podatkov, Anketo o porabi gospodinjstev (v nadaljevanju APG) za leto 2001, ki jo vsako leto izvaja Statistični urad Republike Slovenije (v nadaljevanju SURS). Anketa je bogat vir podatkov o značilnostih gospodinjstev. Zato smo v skladu z osnovno enačbo povpraševanja (1.1) ter z namenom pokazati, v kakšni meri je bil dohodek (razpoložljiva denarna sredstva) neenakomerno porazdeljen, nekaj besed namenili analizi teh podatkov. Zanimalo nas je analiza mer neenakosti dohodka ter kolikšen je delež potrošnje in porabe skupin živil na člana gospodinjstva v skupni porabi oziroma v skupnih

izdatkih za hrano v letu 2001. V drugem delu tega poglavja je opisana in izpeljana metoda AIDS ter njena linearna različica LA/AIDS, katero smo uporabili pri empiričnem delu. Poleg tega smo zapisali tudi enačbe potrebne za izračun izdatkovnih in cenovnih elastičnosti v omenjenem modelu.

V četrtem poglavju so prikazani rezultati analiz in uporabe modela LA/AIDS. Mere neenakosti ter analiza deležev potrošnje in porabe skupin živil na člana slovenskega gospodinjstva po dohodkovnih razredih pričajo o neenaki porazdelitvi dohodka in neenaki potrošnji in porabi teh živilskih skupin po dohodkovnih razredih v letu 2001. Sistem povpraševanja po skupinah živil ter izdatkovne in cenovne elastičnosti so zato ocenjene za Slovenijo kot celoto in za štiri dohodkovne razrede.

Delo zaokrožujemo z razpravo. Pri tem najprej navežemo na uvodoma postavljene hipoteze ter na ocene elastičnosti dohodka/izdatkov in cen tujih avtorjev. S primerjavo njihovih in naših ocen elastičnosti skupin živil skušamo Slovenijo (ne)uvrstiti med razvite države z vidika prehranskih navad. Sledi razprava o pomenu in uporabnosti dobljenih rezultatov ter o možnih nadaljnjih korakih v analizi povpraševanja po hrani.

V zadnjem poglavju so prikazane sklepne ugotovitve.

V delu uporabljamo izrazoslovje, ki se pojavlja v (predvsem tuji) literaturi značilni za to področje. Po začetni obrazložitvi izrazoslovja le-tega v nadaljevanju uporabljamo brez podrobnih obrazložitvev. Razlago in prevod uporabljenih kratic in tujih izrazov si bralec najde tudi v Prilogi (glej Tab. P1, str. 1).

2. TEORETIČNA IZHODIŠČA IN PREGLED OBJAV

2.1 MIKROEKONOMSKA TEORIJA POVPRASEVANJA

2.1.1 IZHODIŠČA

Proučevanje literature o študijah povpraševanja pokaže, da obstajata dva pristopa v analizi povpraševanja, in sicer:

1. direktno definiranje modelov povpraševanja ali *pristop ene enačbe* in
2. modeli povpraševanja, ki temeljijo na koristnosti ali *pristop sistema povpraševanja*.

Ugotovili smo, da je očitna pomanjkljivost prvega pristopa, da odnosi med proučevanimi dobrinami ne morejo biti določeni hkrati. Ker je delo osredotočeno na drugi pristop, bo v nadaljevanju predstavljen tisti del teorije povpraševanja, ki daje hrbenico pristopu sistema povpraševanja.

2.1.2 TEORIJA OBNAŠANJA POTROŠNIKOV

Pri analiziranju statističnih podatkov potrošnje bomo začeli z definicijo funkcije koristnosti u za vsakega (povprečnega) potrošnika:

$$u = f(q_1, q_2, \dots, q_n) \quad (2.1)$$

pri čemer je q_i za $i = 1, 2, \dots, n$ količina i -te dobrine z določenimi značilnostmi, ki olajšajo maksimiziranje u .

Ekonomski teorija te značilnosti (domneve) formulira kot aksiome, tj. trditve, ki so resnične brez predhodnega dokazovanja le-teh. Osnovni aksiomi za določanje funkcije koristnosti so (Phlips, 1990, str. 3-9):

1. *dovršenost ali primerljivost*: če v množici X obstajata dve dobrini, x, y , velja ali $x \geq y$ ali $y \geq x$ ali oboje,
2. *refleksivnost*: za vsak x v množici X velja, da je $x \leq x$,
3. *tranzitivnost ali konsistentnost*: če v množici X obstajajo dobrine x, y, z in če velja $x \geq y$ in $y \geq z$ potem velja $x \geq z$,
4. *kontinuiranost*.

Zgornji aksiomi omogočajo obstoj funkcije koristnosti, vendar pa funkcija kljub temu še nima vseh zelenih lastnosti. Kot je že bilo omenjeno, želimo imeti funkcijo koristnosti, ki jo lahko maksimiziramo z namenom, da s tem dobimo dober opis opazovanega obnašanja potrošnikov na trgu. S tem namenom, je potrebna vpeljava še treh dodatnih aksiomov, in sicer (Phlips, 1990, str. 9-11):

5. *monotonost*: če v množici X obstajata dve dobrini, x, y , za kateri velja, da je $x \geq y$, potem je x bolj zaželena kot y ,

6. *striktna konveksnost*: če je potrošnik indiferenten med x in y , potem je zanj bolj zaželena rešitev linearna kombinacija obeh dobrin,

7. *diferenciabilnost*: in sicer se zahtevna, da je funkcija koristnosti dvakrat odvedljiva.

Funkcija koristnosti

Količine, ki jih kupi potrošnik so optimalne tj. količine, ki so določene z maksimiziranjem njegove funkcije koristnosti upoštevajoč omejitvev dohodka. Formalo to zapišemo kot

$$\text{Max } u(q) \quad (2.2)$$

kjer je u strogo naraščajoča, strogo kvazi konkavna in dvakrat odvedljiva funkcija koristnosti.

Ob upoštevanju omejitve dohodka:

$$\sum_i p_i q_i = y \quad (2.3)$$

pri čemer p_i predstavlja ceno i -te dobrine, q_i je količina i -te dobrine in y je dohodek oziroma celotni izdatki potrošnika. Za vse cene se predpostavlja, da so dane - potrošnik torej nima vpliva nanje. Iz tega sledi, da je tudi dohodek, y , dan. Rešitev enačbe (2.2) je rezultat sistema n enačb znana kot *Marshallova funkcija povpraševanja*. Ta pravi, da je povpraševanje po dobrini i funkcija njene lastne cene, cen drugih dobrin in dohodka (Phlips, 1990, str: 16-17).

Funkcija koristnosti $u(q)$ izraža koristnost potrošene količine in se imenuje *direktna funkcija koristnosti*. Z vstavitvijo Marshallove funkcije povpraševanja v (2.2) dobimo

$$u = f [q_1(p_1, p_2, \dots, p_n, y), q_2(p_1, p_2, \dots, p_n, y), \dots, q_n(p_1, p_2, \dots, p_n, y)] \quad (2.4)$$

oziroma

$$u = v(p, y) \quad (2.5)$$

Razmerje v enačbi (2.5) je tako imenovana *indirektna funkcija koristnosti*. Izraža koristnost skozi cene in dohodek, kar je popolnoma različno glede na direktno funkcijo koristnosti, ki izraža koristnost skozi količino. Vendar tako direktna (2.2) kot indirektna (2.5) funkcija koristnosti predstavljata isto rangiranje preferenc. To lahko pojasnimo z dejstvom, da maksimizacija u glede na količino q pri danih cenah in dohodku ali maksimizacija v glede na cene p in dohodek y rezultira v enakih funkcijah povpraševanja.

Indirektna funkcija povpraševanja ima naslednje značilnosti:

1. kontinuiranost pri vseh striktno pozitivnih cenah in pozitivnemu dohodku,
2. ni naraščujoča v cenah, npr. ko se cene zvišajo, se koristnost ne poveča,
3. ni padajoča v dohodku, npr. ko dohodek naraste, se koristnost ne poveča,
4. kvazi konveksna v cenah,

5. homogena stopnje nič tako v cenah kot dohodku (Varian, 1992, str. 94-108).

Pristop indirektne funkcije koristnosti omogoča izpeljavo funkcije povpraševanja z uporabo *Royeve identite*. Royeva identiteta je definirana kot kvocient parcialnega odvoda indirektne funkcije koristnosti glede na ceno in parcialnega odvoda indirektne funkcije koristnosti glede na dohodek.

$$-\frac{\partial v / \partial p_i}{\partial v / \partial y} = q_i \quad i = 1, 2, \dots, n \quad (2.6)$$

Ko torej specificiramo v , lahko rešimo (2.5) in tako dobimo funkcije povpraševanja (Phlips, 1990, str. 27-31).

Izdatkovna funkcija

V teoriji proizvodnje smo koncepta stroškovnih funkcij vajeni. Argumenti so proizvodi (outputi) in cene vložkov (inputov), funkcija stroškov pa nam pove, kakšni so minimalni stroški proizvodnje za proizvodnjo danega produkta ob danih cenah vložkov. Izbira potrošnika se lahko definira na isti način. Predpostavka za izpeljavo funkcije povpraševanja po tem pristopu je torej, da so preference potrošnikov definirane skozi funkcijo stroškov. Cene, s katerimi se srečuje potrošnik so dane in funkcija stroškov (ali izdatkov) je izpeljana pod predpostavko, da potrošnik minimizira stroške dosegljive koristnosti u pri danih cenah. Ta problem lahko definiramo kot

$$e(u, p) = \min p, q \quad (2.7)$$

ob upoštevanju omejitve

$$u(q_1, q_2, \dots, q_n) = u \quad (2.8)$$

pri čemer so $e(u, p)$ minimalni izdatki potrebni za doseg nivoja koristnosti u povezanega s potrošnjo optimalnih količinah q_i pri cenah p_i , pri čemer $i=1, 2, \dots, n$. Problem minimiziranja izdatkov (2.7) je skupaj z originalnim problemom maksimizacije koristnosti (2.2) pogostokrat omenjen kot »*dualni problem*«.

Značilnosti funkcije izdatkov so:

1. naraščajoča v u , ni padajoča v cenah p in naraščajoča v vsaj eni ceni p_i ,
2. homogena stopnje 1 v cenah p ,
3. konkavna v cenah p ,
4. kontinuirana v cenah p za $\forall p \gg 0$,
5. kjer obstajajo parcialni odvodi izdatkovne funkcije glede na cene, so le-ti Hicksove funkcije povpraševanja:

$$h_i = \partial C(u, p) = \frac{\partial C(u, p)}{\partial p_i} \quad i = 1, 2, \dots, n$$

Če je y celoten razpoložljiv dohodek, potem je y najcenejša pot za doseganje kateregakoli nivoja koristnosti u , ki ga lahko dosežemo pri p in y . Rešitev problema minimizacije vodi k *Hicksovi funkciji povpraševanja*, ki jo lahko zapišemo na sledeč način:

$$\frac{\partial C(u, p)}{\partial p_i} = h_i(u, p) = q_i \quad \forall i=1, 2, \dots, n \quad (2.9)$$

Te funkcije povpraševanja so torej definirane tako, da potrošnik kljub spreminjanju cen obdrži svojo koristnost na danem nivoju. Ker koristnosti ni mogoče direktno opazovati (proučevati), tudi Hicksovih funkcij povpraševanja ni mogoče proučevati direktno. Kljub temu lahko katerakoli funkcija stroškov s pravimi značilnostmi služi kot alternativa za direktno funkcijo koristnosti. Deaton je pokazal, da je takšna funkcija koristnosti lahko izpeljana iz stroškovnih funkcij (Deaton, 1986, str. 1772-1777).

Ker je funkcija stroškov $e(u, p) = y$ obrnjena (inverzna) funkcija indirektno funkcije koristnosti $u = v(y, p)$ dobimo identiteto:

$$[e(u, p), p] \equiv u \quad (2.10)$$

S substitucijo indirektno funkcije koristnosti (2.5) v (2.9) je q_i izražena v p in y :

$$q_i = h_i(u, p) = h_i[v(u, p), p] = q_i(y, p) \quad (2.11)$$

pri čemer je $q_i(y, p)$ Marshallova funkcija povpraševanja. Hicksova funkcija povpraševanja je izpeljana z vpeljavo funkcije stroškov $e(u, p) = y$ v (2.3).

$$q_i = q_i(y, p) = q_i[C(u, p), p] = h_i(u, p) \quad (2.12)$$

Zgornja enačba prikazuje enakost med Marshallovimi in Hicksovimi funkcijami povpraševanja pri primernem nivoju dohodka, tj. minimalni dohodek, potreben za doseganje nivoja koristnosti pri danih cenah. Zato je lahko rešitev za optimalno kombinacijo potrošnih dobrin izražena na dva načina. Prvič, kot rešitev problema maksimizacije koristnosti in drugič, kot rešitev problema minimiziranja stroškov. Oba pristopa vodita k identičnima izbira (Deaton, Muellbauer, 1980a, str. 37-42).

2.1.3 ZNAČILNOSTI FUNKCIJE POVPRASHVANJA¹

Slutskyjeva enačba

Značilnosti funkcije povpraševanja so dane v obliki omejitev, ki veljajo za funkcijo povpraševanja, in sicer:

1. seštevanje,
2. homogenost,
3. simetričnost,
4. negativnost.

¹ Za podrobnejša pojasnila glej Varian (1992), Jehle in Reny (2001), Deaton in Muellbauer (1980).

Za razumevanje zadnjih dveh značilnosti je nujno potrebna vpeljava in razlaga Slutskyjeve enačbe, ki jo bomo predstavili le intuitivno² (Jehle, Reny, 2001, 173-184).

Osnovna ideja Slutskyjeve enačbe je, da se cenovni odvodi funkcije povpraševanja lahko razstavijo. Slutsky (1915) je prvi pokazal, da se sprememba v količini povpraševane dobrine zaradi spremembe v ceni (lastni ali v ceni druge dobrine) lahko razdeli na dva ločena učinka, dohodkovnega in substitucijskega.

Dohodkovni učinek je določen z variiranjem povpraševane količine zaradi dejstva, da cenovna sprememba povzroči spremembo realnega dohodka potrošnika. In sicer, če cena naraste, se kupna moč potrošnika zmanjša, zato bo temu ustrezno prilagodil povpraševanje. V splošnem velja, da zmanjšanje kupne moči vodi do zmanjšanja povpraševanja.

Substitucijski učinek je tisti del variiranja povpraševane količine, ki je posledica dejstva, da sprememba cene ene dobrine povzroči tudi spremembo lastne relativne cene. Rezultat tega je, da se je zmanjšala potrošnja tiste dobrine, kateri se je relativna cena zvišala, pri čemer ne upoštevamo dohodkovnega učinka.

Oba učinka sta rezultat ene in enake cenovne spremembe. Vsota obeh učinkov je enaka opazovani spremembi povpraševane količine. Potrebno je poudariti, da je dohodkovni učinek količinska sprememba, ki je posledica spremembe cene (in ne dohodka).

Enačbo (2.12) lahko uporabimo tudi za izpeljavo substitucijske matrike ali Slutskyjeve matrike kompenziranih cenovnih odzivov. Glede na tretjo (simetričnost) in četrto (negativnost) značilnost funkcije povpraševanja sledi, da mora biti Slutskyjeva matrika negativno semi definitna. Če želimo testirati simetrijo in negativnost je potrebno imeti primerno substitucijsko matriko in to pomeni, da jo definiramo v obliki Marshallovega povpraševanja. Če diferenciramo enačbo (2.12) glede na p_i , dobimo komponente (s_{ij}) Slutskyjeve matrike (S_{ij}):

$$s_{ij} = \frac{\partial h_i(u, p)}{\partial p_j} = \frac{\partial h_i[v(p, y), p]}{\partial p_j} = \frac{\partial q_i(y, p)}{\partial p_j} + \frac{\partial q_i(y, p)}{\partial y} q_j \quad (2.13)$$

Prvi člen ($\partial q_i(y, p)/\partial p_j$) je nekompenzirani cenovni odvod. Da bi to »kompenzirali«, je potrebno dodati količino q_j pomnoženo z $\partial q_i(y, p)/\partial p_j$ (drugi člen).

Ponavadi je Slutskyjeva enačba zapisana kot

$$\frac{\partial q_i(y, p)}{\partial p_j} = \frac{\partial h_i[v(p, y), p]}{\partial p_j} - \frac{\partial q_i(y, p)}{\partial y} q_j \quad (2.14)$$

oziroma

$$\frac{\partial q_i(y, p)}{\partial p_j} = s_{ij} - \frac{\partial q_i(y, p)}{\partial y} q_j \quad (2.15)$$

² Za izpeljavo le-te glej Philips (1990).

Slutskyjeva enačba (2.15) torej prikazuje, da se celotni učinek nekompenziranih cenovnih sprememb $(\partial q_i(y, p)/\partial p_j)$ lahko razdeli na substitucijski učinek (s_{ij}) in dohodkovni učinek $(-q_j \partial q_i(y, p)/\partial y)$, oba kot posledica iste cenovne spremembe (p_j). Učinek substitucije je vedno negativen. Dohodkovni učinek pa je lahko pozitiven (v primeru normalnih dobrin) in negativen (v primeru inferiornih dobrin).

Poleg tega ima Slutskyjeva matrika še eno pomembno vlogo, ki pa je po svoji definiciji že standardna. In sicer je Hicks dobrine klasificiral v komplemente in substitute. Po tej klasifikaciji velja, da sta dobrini i in j komplementa, če je s_{ij} negativna oziroma substituta, če je s_{ij} pozitivna (Deaton, Muellbauer, 1980a, str. 44-46).

Seštevanje

Omejitev seštevanja pravi, da je vsota izdatkov posameznih dobrin enaka celotnim izdatkom. Ta omejitev izvira iz omejitve dohodka, in sicer če je delež dohodka dobrine i enak

$$w_i = \frac{p_i q_i}{y} \text{ potem je razvidno, da } \sum w_i = 1, \text{ to je, da je vsota vseh deležev dohodka enaka ena.}$$

Odvod omejitve dohodka (2.3) glede na y pripelje do

$$\sum p_i \frac{\partial q_i}{\partial y} = \sum \frac{\partial(p_i q_i)}{\partial y} = 1 \quad (2.16)$$

kjer so $p_i q_i$ izdatki za dobrino i , $\partial(p_i q_i)/\partial y$ je mejna nagnjenost k potrošnji dobrine i (ali njen mejni delež dohodka). Tako kot povprečni delež dohodka, w_i , je tudi seštevek mejnih deležev dohodka, θ , enak ena (Phlips, 1990, str. 38-40). Vendar pa je, za razliko od w_i , mejna nagnjenost k potrošnji lahko negativna, če je i inferiorna dobrina. To lahko zapišemo v obliki elastičnosti, pri čemer je dohodkovna elastičnost definirana kot

$$\eta_i = \frac{\partial q_i}{\partial y} \frac{y}{q_i} \quad (2.17)$$

in

$$w_i \eta_i = \frac{p_i q_i}{y} \frac{\partial q_i}{\partial y} \frac{y}{q_i} = p_i \frac{\partial q_i}{\partial y} = \frac{\partial(p_i q_i)}{\partial y} \quad (2.18)$$

kar je

$$w_i \eta_i = \theta_i \quad (2.19)$$

ali

$$\eta_i = \frac{\theta_i}{w_i} \quad (2.20)$$

Ker je $\sum \theta_i = 1$, je tudi vsota deležev dohodka utežena z dohodkovnimi elastičnostmi enaka izrazu $\sum_i w_i \eta_i = \sum \theta_i = 1$. Ta pogoj je znan pod imenom *Engelov agregacijski pogoj*.

Učinek spremembe cene, pri čemer predpostavljamo, da so ostale cene nespremenjene, je definiran kot Cournot - jeva agregacija. Parcialni odvod omejitve dohodka glede na p_j nam da

$$\sum_j p_j \frac{\partial q_i}{\partial p_j} + q_i = 0 \quad (2.21)$$

ali

$$\sum_{j=1}^n p_j \frac{\partial q_j}{\partial p_j} = -q_j \quad j=1,2,\dots,n \quad (2.22)$$

Ponovna agregacija desne in leve strani enačbe (2.22) je matematični izraz *Cournotjevega agregacijskega pogoja*:

$$\sum_{i=1}^n w_i e_{ij} = -w_j \quad j=1,2,\dots,n \quad (2.23)$$

kjer je e_{ij} križna elastičnost dobrine i glede na dobrino j .

Engelov pogoj agregacije pravi, da je tehtana vsota dohodkovnih elastičnosti enaka ena. Cournotjev pogoj agregacije pa pravi, da je vsota lastnih in križnih cenovnih elastičnosti za dobrino j uteženih s svojim deležem v dohodku enaka negativni vrednosti dohodkovnega deleža dobrine j . Engelov pogoj zagotavlja le eno omejitev koeficientov funkcije povpraševanja. Cournotjeva omejitev pa po drugi strani temelji na n cenah in zato določa n pogojev, ki jim morajo zadostiti koeficienti funkcije povpraševanja.

Homogenost

Homogenost naj zagotavlja, da če se cene in dohodek spremenijo proporcionalno, povpraševana količina ostane enaka. Funkcije povpraševanja so torej homogene stopnje nič v cenah in dohodku. To predpostavlja, da potrošnik nima denarne iluzije in da vse, kar potrošnika skrbi so relativne cene in realni dohodek, kar se ne spreminja, če se vse cene in dohodek spremenijo proporcionalno.

Če izpeljemo parcialni odvod funkcije povpraševanja glede na cene in dohodek dobimo

$$\sum_{j=1}^n p_j \frac{\partial q_j}{\partial p_j} + y \frac{\partial q_j}{\partial y} = 0 \quad j=1,2,\dots,n \quad (2.24)$$

Če elemente gornje enačbe delimo s q_i , dobimo cenovne in dohodkovne elastičnosti in omejitev tako zapišemo kot

$$\sum_j \frac{p_j}{q_i} \frac{\partial q_i}{\partial p_j} = - \frac{y}{q_i} \frac{\partial q_i}{\partial y} \quad (2.25)$$

Omejitev zapisana v obliki elastičnosti pravi, da je vsota lastnih in križnih cenovnih elastičnosti dobrine i enaka svoji negativni dohodkovnih elastičnosti. To pomeni (Phlips, 1990, str. 34-40)

$$\sum_{i=1}^n e_{ij} = \eta_i \quad i=1, 2, \dots, n \quad (2.26)$$

Simetričnost

Pogoj simetričnosti pravi, da je Slutskyjeva matrika substitutov oziroma matrika kompenziranih cenovnih odvodov, ki je definirana kot $S_{ij} = \partial h_i(u, p) / \partial p_j$ simetrična. Ravno tako pravi, da so parcialni odvodi simetrični. Ta pogoj lahko zapišemo kot

$$\frac{\partial h_i}{\partial p_j} = \frac{\partial^2 C}{\partial p_j \partial p_i} = \frac{\partial^2 C}{\partial p_i \partial p_j} = \frac{\partial h_j}{\partial p_i} \quad (2.27)$$

V obliki elastičnosti je ta izraz zapisan kot (Deaton, Muellbauer, 1980a, str. 44)

$$w_i(e_{ij} + \eta_i w_j) = w_j(e_{ji} + \eta_j w_i) \quad \forall i \neq j \quad (2.28)$$

Negativnost

Pogoj negativnosti pravi, da je povpraševanje vedno padajoče zaradi zvišanja cen (zakon povpraševanja). To cenovno zvišanje je kompenzirano z višjim dohodkom, zato nivo koristnosti ostaja nespremenjen. Ker je funkcija stroškov konkavna funkcija cen p , mora biti Slutskyjeva matrika substitutov S_{ij} negativno semi definitna, če naj pogoj negativnosti drži. Slutskyjeva matrika je negativno semi definitna, če so vrednosti diagonalnih členov matrike nepozitivne ali če glavni členi izmenjaje menjajo predznak začevši z negativnim predznakom. To pomeni, da za $\forall i$ velja

$$\frac{\partial h(u, p)}{\partial p_i} = \frac{\partial^2 C(u, p)}{\partial p_i^2} \leq 0 \quad (2.29)$$

Pogoj simetričnosti in negativne semi definitnosti je povzet v Slutskyjevi matriki v enačbi (2.15). Ta pravi, da učinek spremembe v ceni p_j na dobrino q_i potrošniku omogoča trošenje količine q_j ($\partial q_i / \partial p_j$).

Ozirajoč se na dejstvo, da morajo biti izpolnjeni vsi ti pogoji, se vsak raziskovalec vpraša, ali opazovano obnašanje potrošnikov zadovoljuje teoretične omejitve? Philips pravi da ne, ker je teorija poenostavitev realnosti in da statistični podatki vedno vsebujejo napako zaradi merjenja. Uporabljen bi torej moral biti fleksibilen pristop, ki dovoljuje testiranje teoretičnih omejitev (Philips, 1990, str. 53).

2.1.4 AGREGIRANJE

Neoklasična teorija povpraševanja temelji na preferencah individualnega potrošnika. V resničnem svetu so podatki, ki se uporabljajo za testiranje teorije ponavadi podani za skupino potrošnikov kot je na primer gospodinjstvo. Pogosteje ima raziskovalec na voljo podatke o celotni potrošnji agregirane skupine potrošnikov in o agregiranih skupinah dobrin. Predmet agregacije je torej pomemben v empiričnih raziskavah. Kakšni pogoji nam omogočajo konsistentno obravnavati agregatne skupine dobrin in potrošnikov ob upoštevanju teorije, ki

temelji na mikro podatkih? Prvi problem, agregiranje dobrin je rešen z uporabo konceptov ločljivosti. Diskusija o drugem problemu pa sledi.

Agregiranje dobrin

Teorija obnašanja potrošnikov predpostavlja, da potrošniki pri svojih nakupih upoštevajo cene vseh dobrin. V empiričnih analizah je ta proces odločanja kompleksen, ker zahteva informacije o mnogih cenovnih parametrih. Ekonometrične analize vseh dobrin, ki so del potrošnikovega proračuna v splošnem niso praktične, ker vsebujejo preveliko število parametrov, ki naj bi jih ocenili. Če je funkcija povpraševanja definirana kot funkcija n dobrin in dohodka, potem je potrebno oceniti n število lastnih cenovnih elastičnosti, $n^2 - n$ število križnih cenovnih elastičnosti in n število dohodkovnih elastičnosti. Če vpeljemo pogoja agregacije in simetrije, je potrebno oceniti še $1/2(n^2 + n) - 1$ parametrov. Očitna pomanjkljivost ocenjevanja takega sistema je nizko število stopinj prostosti in možnost multikolinearnosti med cenovnimi serijami. Zato je agregiranje dobrin v skupine nujna.

Pri agregiranju dobrin v skupine si lahko pomagamo s procesom več nivojskega razdeljevanja dohodka med dobrine in s koncepti ločljivosti. Intuicija *več nivojskega razdeljevanja dohodka* je sledeča. Nabor vseh potrošnih dobrin je ločen v manjše nabore (skupine), ki vključujejo dobrine, ki so si ali bližnji substituti ali komplementi. Na primer: celotni izdatki oziroma dohodek so tako razdeljeni med skupine dobrin kot so hrana, oblačila, obutev, itd. (prvi nivo razdelitve dohodka). Odločitev o nivoju potrošnje določene dobrine (npr. sadja) v skupini (hrana) je osnovana na informaciji o celotnih izdatkih oziroma dohodkih te skupine in cenah dobrin znotraj pripadajoče skupine (drugi nivo razdelitve dohodka) (Varian, 1992, str. 147-152).

Potreben pogoj za več nivojsko razdeljevanje dohodka je domneva o *šibki ločljivosti*. Ta se nanaša na tip preference, na podlagi katerih potrošnik deli dobrine v agregatne skupine in jih rangira znotraj teh dobro definiranih skupin, ki so neodvisne od potrošnje dobrin izven te skupine.

Direktna funkcija koristnosti je šibko ločljiva, če in samo če je mejna stopnja substitucije med katerikoli dvema dobrinama, i in j , ki pripadata isti skupini neodvisna od potrošene količine tretje dobrine, k , v katerikoli drugi skupini:

$$\frac{\partial(u_i / u_j)}{\partial q_k} = 0 \quad i, j \in I, k \notin I \quad (2.30)$$

kjer sta u_i in u_j mejni koristnosti dobrin i in j , ki pripadata skupini I in q_k je količina dobrine k , ki ne pripada skupini I .

Empirične analize povpraševanja pogosto uporabljajo koncept šibke ločljivosti, saj le-ta ponavadi povzroči zmanjšanje števila neznanih parametrov, ki jih je potrebno oceniti. Kadar se analiza povpraševanja osredotoči na agregatne skupine dobrin, je koncept šibke ločljivosti nujen in zadosten pogoj za drugo fazo razdeljevanja dohodka. V prvi fazi se za potrošnika predpostavlja, da celotne izdatke alokira med široke kategorije skupin. V drugi fazi pa se predpostavlja, da potrošnik optimalno razdeli trošenje na specifične dobrine znotraj skupine.

Ločljivost narekuje omejitve za potrošnikovo obnašanje, ker omejuje možnost učinka substitucije med dobrinami različnih skupin. Količina ali izdatki širše skupine (npr. hrane) so izraženi kot funkcija cen hrane in celotnih izdatkov za hrano. Sprememba v celotnih izdatkih x ali sprememba cene katerekoli dobrine izven skupine I , vpliva na povpraševanje po dobrini znotraj skupine I samo preko učinka celotnih izdatkov te skupine. Celotni dohodki in cene neživilskih izdelkov vplivajo na povpraševano količino hrane samo skozi njihov učinek celotnih izdatkov dodeljenih za skupino živil (skozi prvi nivo razdelitve dohodka) (Blanciforti, Green, King, 1986, str. 3-4).

Prednost uvedbe koncepta šibke ločljivosti je v tem, da zmanjša število odvisnih cen in dohodkov. Vendar ta omejitev kljub temu lahko pusti raziskovalcu ocenjevanje velikega števila cenovnih in dohodkovnih parametrov in ni vedno ekonometrično fleksibilna. Na primer, če predvidevamo da so žitarice podskupina znotraj širše definirane skupine, hrane, je težko oceniti sistem povpraševanja z ločenim vključevanjem vseh različnih vrst žitaric. Zato je potrebno formirati sestavljene dobrine s pomočjo uporabe količinskih in cenovnih meril³ (Deaton, Muellbauer, 1980a, str. 124).

Agregiranje potrošnikov

Glede agregacije dobrin je bilo narejeno že veliko, tako da je Muellbauer zaključil, da o tej temi gotovo ne obstajajo nobene nove zakonitosti, ki bi jih še lahko odkrili. (Muellbauer, 1975, str. 525). Taisto ne velja za agregiranje potrošnikov. Vprašanje, ki se zastavlja je torej, ali obstaja agregatna funkcija povpraševanja? In če obstaja, ali zadovolji pogojem, ki izhajajo iz teorije osnovane na individualnem potrošniku? Leighton (1987) predlaga, da je preprost pogoj agregacije domneva, da ima sistem povpraševanja linearne Engelove krivulje. Kljub temu je ta domneva preveč restriktivna. Praksa empiričnega dela, pri katerem so uporabljeni podatki o proračunu gospodinjstev tako pravi, da obstajajo nelinearne Engelove krivulje (Leighton, 1987, str. 54-68).

Najpogosteje uporabljen pristop pri agregiranju potrošnikov je domneva, da so preference vseh potrošnikov enake, zato se spremenljivke lahko izrazijo per capita in posledično se vzpostavi argument *reprezentativnega potrošnika*. Natančneje, domneva se, da prenos mikro ali individualnih rezultatov na agregatne ali tržne krivulje povpraševanja (a priori) predstavlja agregatne funkcije povpraševanja izražene v per capita spremenljivkah. Vendar ima ta trditev malo teoretične osnove.

Muellbauer (1975) je razložil (postavil) pogoje, pod katerimi je mogoča konsistentna agregacija potrošnikov. Če preference pripadajo cenovno neodvisnemu linearno generaliziranemu (PIGL) razredu, potem je tržno povpraševanje možno predstaviti kot, če bi bilo le-to rezultat odločitev razumnega reprezentativnega potrošnika (Deaton, Muellbauer, 1980, str. 313). Pokazal je torej, da je tudi v primeru obstoja nelinearnih Engelovih krivulj možna konsistentna agregacija potrošnikov. Po njegovem, reprezentativni potrošnik obstaja, če je vsak povprečni delež dohodka w_i , lahko zapisan kot funkcija cen p , in

³ Nabor pogojev, ki je potreben za obstoj sestavljenih dobrin je izpeljal Hicks (1936).

reprezentativnega nivoja dohodka oz. celotnih izdatkov, sestavljenih iz x_i . V svojem delu je agregatne deleže dohodka definiral kot spremenljivko odvisno od vseh cen in distribucije izdatkov individualnih gospodinjstev. Kot posebnost je navedel primer, ko so izdatki reprezentativnega potrošnika neodvisni od cen in so odvisni le od distribucije izdatkov gospodinjstva. Tako izdatkovno funkcijo je poimenoval PIGL oziroma PIGLOG, kadar je izražena v logaritmičnih cenah kot cenovno neodvisna generalizirana oblika le-te. V primeru PIGLOG je reprezentativni nivo izdatkov neodvisen od cen in je odvisen samo od distribucije dohodka. V takem primeru je možno agregiranje individualnih proračunskih deležev gospodinjstev v agregatno enačbo. Le-ta je lahko izpeljana iz funkcije stroškov reprezentativne maksimizacije koristnosti gospodinjstva (Muellbauer, 1975, 525-543).

2.1.5 OBLIKA FUNKCIJ POVPRASEVANJA

Zanesljivost ocenjenih parametrov funkcije povpraševanja je posledično odvisna od oblike enačbe, ki jo ocenjujemo. Ekonomska teorija ne daje veliko napotil o obliki strukture povpraševanja. Jasnih smernic glede oblike (vrste) enačb (modelov) ni. V teoriji lahko najdemo katere tipe spremenljivk vključiti ali celo izključiti, vendar pa ne pojasnjuje podrobneje natančne narave odnosov med njimi (Hrovatin, 1994, str. 12-14). Chambers (1983) je zapisal, da teorija podaja značilnosti funkcije, vendar obstaja veliko funkcij, ki zadostijo potrebam teorije. Ravno zaradi tega je bilo predlaganih in uporabljenih veliko različnih oblik funkcij povpraševanja, ki so pojasnjevale odnose med spremenljivkami.

Večina analitikov funkcij povpraševanja je ali arbitrarno izbrala eno izmed oblik funkcije povpraševanja ali pa je poizkusila uporabiti alternativne funkcije in izbrati najboljšo na podlagi v naprej določenih kriterijev kot na primer pričakovane velikosti in statistične značilnosti ocen parametrov ter na podlagi dobre ustreznosti (Hrovatin, 1994, str. 22-26). Kar nekaj avtorjev je empirično primerjalo obliko različno specificiranih funkcij.

Prvo in najznamenitejšo statistično analizo dohodka je leta 1857 opravil nemški statistik Ernest Engel. Temeljila je na podatkih o dohodku belgijskih družin, ki jih je razdelil v tri socialno-ekonomske skupine. Na podlagi te analize je prišel do empiričnih, ti. *Engelovih zakonov*, ki pojasnjujejo odnos med dohodkom in izdatki za določene dobrine. Ti zakoni so:

1. večji je dohodek, manjši je relativni delež izdatkov namenjen za hrano,
2. delež izdatkov za oblačila ostaja približno enak ne glede na dohodek,
3. delež izdatkov za stanovanje, najemnino, gorivo in razsvetljavo ostaja nespremenjen ne glede na dohodek,
4. s povečanjem dohodka se delež izdatkov za druge dobrine razen naštetih povečuje.

Te, tako imenovane Engelove krivulje proučujejo le izdatke za hrano kot funkcijo dohodka (Stigler, 1954, str. 96-102).

Prais in Houthakker sta zavrnila linearno Engelovo krivuljo, ker se je izkazala kot neprimerna v primerih velikih variacij spremenljivk, zato sta preizkusila kar nekaj oblik nelinearnih funkcij. Ekonomski pomisleki v algebraični formulaciji Engelovih krivulj so bili:

1. obstaja določen nivo dohodka pod katerim se te dobrine ne kupujejo,
2. obstaja nivo zasičenosti dobrin, ki ni presežen kljub povišanju dohodka,
3. kriterij seštevanja posledično narekuje, da vse dobrine ne morejo doseči nivoja zasičenosti, ker bi v nasprotnem primeru za nekatere nivoje dohodka veljalo, da celoten dohodek ne bi bil popolnoma porabljen.

Ugotovila sta, da so različne oblike Engelovih krivulj za različne vrste dobrin boljše kot ena, linearna, algebrainska specifikacija. Tako je na primer za prehranske dobrine najboljše rezultate dala semi-logaritimska funkcija, za vse ostale dobrine in storitve pa se je kot najprimernejša izkazala dvojno logaritimska funkcija (Prais, Houthakker, 1955, str. 80-81).

Pri proučevanju povpraševanja v času pa poleg variranja dohodka variirajo tudi cene, ki jih je potrebno vključiti v analizo povpraševanja. Ker se cene in dohodek v splošnem gibajo v isto smer, postane težko ločiti kakšen je njun individualni vpliv na potrošnjo. Stone je v svojem delu »*The Measurement of Consumer's Expenditure and Behaviour in the United Kingdom*« pokazal možnost vključitve cen in per capita dohodka v svoje regresijske enačbe. Nadalje, ker cenovne elastičnosti vključujejo tako dohodkovni kot substitucijski učinek, je Stone ta problem rešil tako, da je (glede na Slutskyjeve enačbe) križne elastičnosti razstavil na ta dva učinka. Dekompozicija učinkov je bila mogoča na podlagi predhodnega definiranja splošnega cenovnega indeksa cen kot geometrične sredine (Stone, 1954, str. 262-278).

Linearni izdatkovni sistem (LES) je sistem, ki ga je Stone objavil v svojem kasnejšem delu, v katerem so bile enačbe povpraševanja prvič empirično ocenjene kot sistem in ki so zadostile vsem splošnim omejitvam (Stone 1954a, str. 511-527). Ta sistem se še vedno pogosto uporablja, predvsem za kratkoročne napovedi. Kljub njegovi pogosti uporabi pa ne daje vedno zadovoljivega odgovora, ker se ne moremo ogniti testiranju velikega števila restrikcij. Poleg tega ni primeren za ocenjevanje podsistemov enačb povpraševanja po specifičnih dobrinah (npr. ocenjevanje različnih vrst sadja) (Phlips, 1990, str. 128-133).

Z namenom zaobiti nekatere izmed teh problemov, so se razvile bolj fleksibilne oblike funkcij povpraševanja kot na primer direktna in indirektna translog funkcija, kvadratni izdatkovni sistem, AIDS in Rotterdamski model. Z izrazom fleksibilne oblike funkcij se želi poudariti, da so z dodajanjem pravšnjega (zadostnega) števila spremenljivk te oblike dober približek ne glede na to, kakšna je resnična, nam neznana funkcija.

Ena izmed glavnih prednosti teh fleksibilnih oblik funkcij povpraševanja je, da omogočajo testiranje nekaterih teoretičnih omejitev kot so simetrija, homogenost (stopnje nič) in negativnost. Pogosto namreč nefleksibilne oblike avtomatično predpostavljajo te omejitve. Druga prednost teh fleksibilnih oblik povpraševanja je, da omogočajo dohodkovnim in cenovnim elastičnostim variranje v času. Pri tem dovoljujejo podatkom, da ti določajo empirične vrednosti. Prav tako fleksibilne oblike jemljejo konstantne elastičnosti kot posebne primere (Blanciforti, Green, King, 1986, str. 5-7).

2.2 EMPIRIČNI MODEL IN ELASTIČNOSTI POVPRASEVANJA

2.2.1 SKORAJ IDEALNI SISTEM POVPRASEVANJA (AIDS)

Model AIDS temelji na pristopu stroškovne funkcije v teoriji povpraševanja potrošnikov. Princip dualnosti je uporabljen za prenos potrošnikovega problema maksimizacije koristnosti pri danih cenah k minimiziranju stroškov pri doseganju danega nivoja koristnosti za enake cene in dohodek. Deaton in Muellbauer (1980) sta pristop stroškovne funkcije uporabila pri izpeljavi modela skoraj idealnega sistema povpraševanja (Almost Ideal Demand System, AIDS) izraženega v obliki deleža dohodka.

Deaton in Muellbauer sta začela z definicijo preferenc v obliki PIGLOG⁴ razreda, kar je omogočalo popolno agregacijo po potrošnikih. Ta definicija preferenc je omogočila definiranje stroškovne funkcije $c(u, p)$ kot

$$\log c(u, p) = (1-u)\log a(p) + u\log b(p) \quad (2.31)$$

kjer so c vsi stroški, u je nivo koristnosti in lahko zavzame vrednosti med 0 in 1, p je vektor cen in $\log a(p)$ ter $\log b(p)$ sta funkciji, ki imata specifični funkcijski obliki.

Stroške, ki jih ima potrošnik, da vzdržuje oziroma ostaja na minimalnem ali eksistenčnem nivoju koristnosti predstavlja $\log a(p)$. Ko u naraste, so celotni stroški definirani kot tehtano povprečje stroškov povezanih z doseganjem eksistenčnega nivoja koristnosti in stroškov povezanih z doseganjem dodatne koristnosti, ki je določena s cenovnim indeksom $\log b(p)$. Obliki funkcij $\log a(p)$ in $\log b(p)$ sta dani kot

$$\log a(p) = \alpha_0 + \sum_k \alpha_k \log p_k + \frac{1}{2} \sum_k \sum_j \gamma_{kj}^* \log p_k \log p_j \quad (2.32)$$

in

$$\log b(p) = \log a(p) + \beta_0 \prod_k p_k^{\beta_k} \quad (2.33)$$

kjer je α_0 konstanta, p_i cene in α_k , γ_{kj}^* , β_0 ter β_k so cenovni parametri.

Z vstavljanjem (2.32) in (2.33) v stroškovno funkcijo (2.31) dobimo funkcijo stroškov AIDS, ki je linearno homogena v cenah

$$\log c(u, p) = \alpha_0 + \sum_k \alpha_k \log p_k + \frac{1}{2} \sum_k \sum_j \gamma_{kj}^* \log p_k \log p_j + u\beta_0 \prod_k p_k^{\beta_k} \quad (2.34)$$

kjer so α_0 , α_k , β_0 , γ_{kj}^* parametri.

⁴ Preference so izražene v obliki izdatkovnih deležev dobrin, ki so neodvisni od cen in odvisni le od distribucije izdatkov. Za podrobnejšo razlago glej Muellbauer, 1975.

Funkcijo povpraševanja lahko izpeljemo iz (2.34). Osnovna značilnost funkcije izdatkov je, da so njeni cenovni odvodi povpraševane količine: $\partial c(u, p)/\partial p_i = q_i$. Z množenjem obeh strani z $p_i/c(u, p)$ dobimo

$$\frac{\partial \log c(u, p)}{\partial \log p_i} = \frac{p_i q_i}{c(u, p)} = w_i \quad (2.35)$$

kjer je w_i delež dohodka za dobrino i .

Z odvajanjem logaritemske enačbe (2.34) dobimo delež dohodka izražen kot funkcija cen in koristnosti:

$$w_i = \alpha_i + \sum_j \gamma_{ij} \log p_j + \beta_i u \beta_0 \prod_k p_k^{\beta_k} \quad (2.36)$$

kjer je

$$\gamma_{ij} = \frac{1}{2} (\gamma_{ij}^* + \gamma_{ji}^*) \quad (2.37)$$

Za potrošnika, ki maksimizira koristnost so celotni stroški x enaki $c(u, p)$. Ta enakost je lahko obrnjena za izpeljavo indirektna funkcije koristnosti, kjer dobimo u kot funkcijo p in x . Indirektna funkcija koristnosti za katerokoli PIGLOG funkcijo stroškov je predstavljena kot

$$u = \frac{\log x - \log a(p)}{\log b(p) - \log a(p)} \quad (2.38)$$

S substitucijo (2.38) v (2.36) dobimo AIDS funkcijo povpraševanja izraženo kot delež dohodka:

$$w_i = \alpha_i + \sum_j \gamma_{ij} \log p_j + \beta_i \log \left(\frac{x}{P} \right) \quad (2.39)$$

kjer je w_i delež dohodka za dobrino i , $\alpha_i, \beta_i, \gamma_{ij}$ so parametri, x celotni stroški in P cenovni indeks, ki je definiran kot

$$\log P = \alpha_0 + \sum_k \alpha_k \log p_k + \frac{1}{2} \sum_j \sum_k \gamma_{kj} \log p_k \log p_j \quad (2.40)$$

Omejitve parametrov iz enačbe (2.34) in enačbe (2.37) so hkrati omejitve parametrov AIDS enačbe (2.39). Te omejitve so (Deaton in Muellbauer, 1980, str. 312-316):

1. seštevanje

$$\sum_{i=1}^n \alpha_i = 1 \quad \sum_{i=1}^n \gamma_{ij} = 0 \quad \sum_{i=1}^n \beta_i = 0 \quad (2.41)$$

ki omogoča $\sum w_i = 1$ kot je razvidno iz (2.39).

2. homogenost

$$\sum_j \gamma_{ij} = 0 \quad (2.42)$$

3. simetrija

$$\gamma_{ij} = \gamma_{ji} \quad (2.43)$$

4. monotonost in konkavnost.

Prvi trije pogoji se lahko testirajo kot a priori omejitve za enačbo povpraševanja in se hkrati obravnavajo kot *omejitve enakosti*. Pogoja monotonost in konkavnost sta *omejitvi neenakosti*. Čeprav sta ti dve omejitvi ravno tako pomembni kot omejitve enakosti, je v empirični analizi povpraševanja tendenca, da se ju ignorira zaradi težav pri njunem testiranju.

Pogoju konkavnost zadostimo, če je matrika drugih odvodov izdatkovne funkcije ali ekvivalentno elastičnosti substitucije negativno semi definitna. Po drugi strani, pa je pogoj monotonost izpolnjen, če so predvideni deleži dohodka med 0 in 1, saj se s tem zagotovi, da so predvidene potrošne količine pozitivne.

AIDS enačba namenjena ocenjevanju se lahko izpelje z vstavljanjem enačbe (2.40) v (2.39). Ocenjevanje zahteva uporabo nelinearne tehnike, ker nelinearnost izhaja iz cenovnega indeksa. Deaton in Muellbauer sta zato predlagala, da se v primeru, ko so cene močno povezane (odvisne) uporabi linearno aproksimacijo ocenjene enačbe znane pod imenom LA/AIDS. Le-to dobimo tako, da uporabimo Stonov cenovni indeks:

$$\log P^* = \sum w_k \log p_k \quad P \equiv \phi P^* \quad (2.44)$$

kar pomeni, da se za P domneva, da je približno proporcionalen P^* . Če velja $P = \phi P^*$, potem lahko enačbo (2.39) ocenimo kot sledi

$$w_i = \alpha_i^* + \sum_j \gamma_{ij} \log p_j + \beta_i \log \left(\frac{x}{P^*} \right) \quad (2.45)$$

kjer $\alpha_i^* = \alpha_i - \beta_i \log \phi$.

Verjetnostni testi dobljeni iz modela, ki je bil ocenjen za britanske podatke v obdobju 1954-1974 in v katerem se je namesto P uporabljal P^* , so potrdili empirično nepomembno razliko med obema vrstama cenovnih indeksov.

Oblika AIDS funkcije pravi, da se delež dohodka za dobrino i spremeni zaradi sprememb v relativnih cenah in realnih izdatkih. Cenovni parametri γ_{ij} predstavljajo učinek spremembe v relativnih cenah. Učinek spremembe izdatkov oziroma dohodka meri parameter β_i .

Deaton in Muellbauer opisujeta značilnosti AIDS kot sledi:

1. AIDS je arbitrarni približek prvega reda za katerikoli sistem povpraševanja,
2. popolnoma zadovolji aksiom izbire,

3. popolno agregira potrošnike brez vzporedne uporabe Engelovih krivulj,
4. njegova oblika je skladna z znanimi podatki o proračunu gospodinjstva,
5. je enostaven za ocenjevanje, pri čemer se v veliki meri izognemo potrebi po nelinearnem ocenjevanju,
6. lahko se ga uporabi za testiranje omejitev homogenosti in simetrije kot linearne restrikcije na danih parametrih (Deaton in Muellbauer, 1980, str. 312-326).

2.2.2 IZRAČUN ELASTIČNOSTI POVPRASEVANJA V MODELU AIDS

Cenovna elastičnost povpraševanja je v splošnem definirana kot:

$$e_{ij} = \frac{\partial \ln Q_i}{\partial \ln P_j} \quad (2.46)$$

Na tem področju prihaja v literaturi do razlik, ki so lahko predstavljene kot različni izrazi za elastičnosti cenovnega indeksa skupine glede na j -to ceno (npr. $\partial \ln P / \partial \ln p_j$ ali $\partial \ln P^* / \partial \ln p_j$). Te razlike so direktno prinesene s seboj v izračun cenovnih elastičnosti povpraševanja, tako da ločimo med nekompenziranimi in kompenziranimi cenovnimi elastičnostmi povpraševanja.

Izpeljava definicije *nekompenzirane ali Marshallove cenovne elastičnosti povpraševanja* (e_{ij}) iz metode AIDS oziroma LA/AIDS je sledeča:

$$\begin{aligned}
 e_{ij} &= \frac{\partial \ln Q_i}{\partial \ln P_j} = \frac{\partial \ln w_i}{\partial \ln p_j} \\
 e_{ij} &= \frac{\partial (p_i q_i / x)}{\partial \ln p_j} \\
 &= \frac{1}{x} \frac{\partial (p_i q_i)}{\partial \ln p_j} \\
 &= \frac{p_i}{x} \frac{\partial q_i}{\partial \ln p_j} + \frac{q_i}{x} \frac{\partial p_i}{\partial \ln p_j} \\
 &= \frac{p_i}{x} \frac{q_i}{q_i} \frac{\partial q_i}{\partial \ln p_j} + \frac{q_i}{x} \frac{p_i}{p_i} \frac{\partial p_i}{\partial \ln p_j} \\
 &= w_i \frac{\partial \ln q_i}{\partial \ln p_j} + w_i \frac{\partial \ln p_i}{\partial \ln p_j} \\
 &= w_i e_{ij} + w_i \\
 &= w_i (e_{ij} + 1) \\
 \therefore \\
 e_{ij} &= -1 + \frac{1}{w_i} \left(\frac{\partial w_i}{\partial \ln p_j} \right) \\
 e_{ij} &= -1 + \frac{1}{w_i} \left(\gamma_{ij} - \beta_i \frac{\partial \ln P}{\partial \ln p_j} \right) \quad (2.47)
 \end{aligned}$$

kjer w_i predstavlja dohodkovni delež dobrine i , p_j cene dobrine j , q_i količino dobrine i , x so celotni izdatki in P je cenovni indeks (Hahn, 1994, str. 972-977).

V splošnem jo zapišemo kot

$$e_{ij} = -\delta_{ij} + \frac{\gamma_{ij}}{w_i} - \beta_i \left(\frac{w_j}{w_i} \right) \quad (2.48)$$

Kjer se elastičnosti nanašajo na alokacijo znotraj skupine ob ohranjanju nespremenjenih celotnih izdatkov skupine (x) in nespremenjenih vseh ostalih cen ($p_k, k \neq j$), δ_{ij} je Kroneckerjeva delta, za katero velja $\delta_{ij} = 1$ za $i = j$ in $\delta_{ij} = 0$ za $i \neq j$. V modelu LA/AIDS namesto P iz (2.40) uporabimo P^* iz (2.44) (Green, Alston, 1990, str. 442-445).

Dohodkovno oziroma izdatkovno elastičnost povpraševanja (η_i) v obravnavanem sistemu povpraševanja lahko zapišemo kot (Moschini, 1995, str. 66-67):

$$\eta_i = 1 + \frac{\beta_i}{w_i} \quad (2.49)$$

Kompenzirane ali Hicksove cenovne elastičnosti povpraševanja (e_{ij}^*) izračunamo kot

$$e_{ij}^* = e_{ij} + w_j \left(1 + \frac{\beta_i}{w_i} \right) \quad (2.50)$$

oziroma

$$e_{ij}^* = e_{ij} + w_i \eta_i \quad (2.51)$$

V poglavju 2.1.3 smo s pomočjo Slutskyjeve enačbe videli, da je celotni učinek cenovne spremembe na povpraševano količino vsota cenovnega (substitucijskega) in dohodkovnega učinka. Iz enačb (2.47) in (2.49) pa vidimo, da do razlik med ocenami nekompenziranih in kompenziranih cenovnih elastičnosti povpraševanja prihaja zaradi dohodkovnega učinka. Leta je prisoten le pri izračunu nekompenziranih cenovnih elastičnosti povpraševanja (Chalfant, 1987, str. 233-242).

2.3 ANALIZA POVPRÁŠEVANJA PO HRANI IN MODEL AIDS

2.3.1 TUJI VIRI

AIDS model sta prvič uporabila njegova avtorja, Deaton in Muellbauer (1980), za analiziranje potrošnih vzorcev v Veliki Britaniji v obdobju 1954-1974. Od tedaj je veliko številno raziskovalcev ta model uporabilo za empirično delo.

Tabela 1: *Kratek pregled nekaterih novejših tujih objav s področja povpraševanja po skupinah živil ocenjenih z metodo AIDS ali njeno različico*

VIR	DRŽAVA	NAMEN RAZISKAVE	VRSTA IN LETO ZAJEMA PODATKOV	METODA	DRUGO
Duffy (2001)	Velika Britanija	Integriranje sistema povpraševanja po hrani	Četrletni podatki, 1963-2000	AIDS	- dvo nivojsko razdeljevanje dohodka, - šibka ločljivost
Ledezma, Njonou, De Frahan (2002)	Francija	Ocene skoraj idealnega sistema povpraševanja za visoko disagregirano paleto proizvodov	Letni podatki, 1985-1999	LA/AIDS	- tri nivojsko razdeljevanje dohodka, - šibka ločljivost, - delitev do prehrabnih podrazredov
Huang, Lin (2000)	ZDA	Ocenjevanje povpraševanja po hrani in elastičnosti prehrabnih vrednosti hrane iz ankete o porabi gospodinjstev	Presečni podatki (anketa o porabi gospodinjstev), 1987/1988	AIDS	- vrednost prehrabne dobrine, - elastičnost kvalitete, - značilnosti gospodinjstev (dummy spremenljivke), - dohodkovni razredi
Conforti, Pierani, Rizzi (2000)	Italija	Povpraševanje po hrani in prehrabni vrednosti hrane, upoštevajoč heterogene preference potrošnikov	Presečni podatki (anketa o porabi gospodinjstev), 1985-1995	QAIDS	- tri nivojsko razdeljevanje dohodka, - šibka ločljivost, - značilnosti gospodinjstev (dummy spremenljivke), - delitev do prehrabnih podrazredov
Abdulah, Rahman, Radman, Baharumshah (1999)	Malezija	Povpraševanje in predvidevanja hrane	Presečni podatki (anketa o porabi gospodinjstev), 1990	LA/AIDS	
Stavrev, Kambouro (1999)	Bolgarija	Primerjava deležnih enačb in dvojno logaritemskih funkcij v ocenjevanju dohodkovnih in cenovnih elastičnosti	Presečni podatki (anketa o porabi gospodinjstev), 1993	AIDS	- elastičnost kvalitete, - značilnosti gospodinjstev (dummy spremenljivke)
Katchova, Chern (2004)	Kitajska	Primerjava kvadratnega izdatkovnega sistema in skoraj idealnega sistema povpraševanja z uporabo empiričnih podatkov	Presečni podatki (anketa o porabi kmečkih gosp.), 1994	QES, AIDS	
Abdulai, Aubert (2004)	Tanzanija	Analiza povpraševanja gospodinjstev po hrani in prehrabnih vrednosti	Presečni podatki (anketa o porabi gospodinjstev), 1998-1999	QAIDS	- značilnosti gospodinjstev (dummy spremenljivke), - dohodkovni razredi

Vir: Glej poglavje 7

Tudi iz zgornje tabele je razvidno, da je empirična uporaba metode AIDS in njenih različic priljubljena za ocenjevanje povpraševanja po hrani v razvitih in v tranzicijskih državah oz. državah v razvoju. Naj povzamemo še nekaj ostalih splošnih značilnosti empirične aplikacije omenjene metode razvidnih iz tabele 1.

Model omogoča ocenjevanje povpraševanja od visoko agregiranih skupin (npr. hrana) pa do posameznih dobrin (npr. jajca). Za nižje nivoje agregacije oz. individualne dobrine je ob uporabi proučevane metode potrebno vpeljati koncept več nivojskega razdeljevanja dohodka.

Podatki, uporabljeni v analizah povpraševanja, lahko zajemajo ali daljše časovne serije ali pa letne (presečne) podatke. Tranzicijske države oz. države v razvoju imajo ponavadi na voljo le letne podatke iz anket o porabi gospodinjstev. V razvitih državah najpogosteje analizirajo povpraševanje po hrani na podlagi podatkov dolgih časovnih serij. Novejše, bolj izpopolnjene

različice metode AIDS narekujejo uporabo podatkov iz letnih anket porabe gospodinjstev, zato tudi ti raziskovalci vse pogosteje podatke črpajo iz le-teh.

Čeprav je kreiranje baze ustreznih vhodnih podatkov pridobljenih iz ankete o porabi gospodinjstev zamudno in povezano z visokimi stroški, pa je anketa bogat vir informacij o značilnostih gospodinjstev (npr. izobrazba, starost, velikost gospodinjstva, itd), ki pomembno vplivajo na povpraševanje na sploh (Stojiljković, 1981, str. 62-63). Zato je prvotni AIDS model v literaturi nemalokrat razširjen z vključitvijo nepravilnih spremenljivk, s pomočjo katerih poleg vpliva ekonomskih dejavnikov ugotavljamo tudi vpliv socialno-ekonomskih dejavnikov na povpraševanje.

Koeficienti povpraševanja po hrani se v veliki meri uporabljajo za izračun dohodkovnih oz. izdatkovnih in cenovnih elastičnosti povpraševanja. V zadnjem času se predvsem v državah v razvoju pojavljajo tudi izračuni elastičnosti prehranskih vrednosti, ki temeljijo na ocenjenih elastičnostih povpraševanja po hrani. Gospodinjstva s (pre)nizkimi dohodki kupujejo živila z revno in/ali neustrezno prehransko vrednostjo. S pomočjo ocen elastičnosti prehranskih vrednosti se tako lahko oceni vpliv izdatkov za hrano na razpoložljivost prehranske vrednosti zaužitih (kupljenih) živil (Huang, Lin, 2000, str. 12-13).

V literaturi se metoda AIDS uporablja za analiziranje povpraševanja na različnih področjih v gospodarstvu (npr. turizem). Logična posledica široke in pogoste uporabe te metode je njen razvoj oz. razvoj njenih številnih različic, med katerimi so v zadnjem času najbolj aktualne naslednje tri:

LA/AIDS (poglavje 2.2.1) sta predstavila že Deaton in Muellbauer (1980) kot linearno aproksimacijo prvotnega modela, ki omogoča lažje ocenjevanje, saj namesto splošnega indeksa cen vpelje njegov približek, tj. Stone-ov cenovni indeks.

Q(U)AIDS se med drugim uporablja v primerih, ko se oblika funkcije povpraševanja ne sklada s teorijo zaradi nelinearnosti odvisne spremenljivke tj. deležev izdatkov. Pogosto se uporablja tudi v primerih, ko ocenjujemo povpraševanje po hrani na nižje agregiranih nivojih dobrin oz. po individualnih dobrinah. V zadnjem primeru je metoda AIDS še vedno primerna, vendar je za boljše in zanesljivejše ocene nujna vpeljava konceptov šibke ločljivosti in več nivojskega razdeljevanja dohodka (Banks, Blundell, Lewbel, 1997, str. 527-539).

AIDS z uporabo vrednosti je primernejša metoda za ocenjevanje povpraševanja v primeru, ko imamo na voljo le podatke iz ankete o porabi gospodinjstev. Ta baza podatkov ponavadi ne vsebuje podatka o cenah dobrin, zato namesto cene uporabimo vrednost dobrine. Da pa bi ugotovili prave ocene dohodkovne (izdatkovne) in cenovne elastičnosti brez vedenja o cenah je potrebno izločiti vpliv kvalitete dobrin. (Deaton, 1988, str. 418-430).

Tabela 2: Pregled ocen izdatkovnih in lastnih cenovnih elastičnosti povpraševanja po skupinah živil avtorjev po tabeli 1 (razvite države)

VRSTA KOEFICIENTA		IZDATKOVNA ELASTIČNOST POVPRÁŠEVANJA (η_i)						LASTNA CENOVNA ELASTIČNOST POVPRÁŠEVANJA (e_{ii})				
DRŽAVA		Velika Britanija***	Francija***	ZDA		Italija		Velika Britanija***	Francija***	ZDA	Italija	
OBDOBJE		1963-2000	1985-1999	1987/88		1985-1995		1963-2000	1985-1999	1987/88	1985-1995	
METODA		AIDS	LA/AIDS	AIDS (vrednost enote)		QAIDS		AIDS	LA/AIDS	AIDS (vrednost enote)	QAIDS	
PODROBNOSTI KOEFICIENTA				Izločen vpliv kvalitete	Upoštevan vpliv kvalitete	4 odrasli (14-64 let)	Par z 2 otrokoma mlajšima od 14 let				4 odrasli (14-64 let)	Par z 2 otrokoma mlajšima od 14 let
VRSTA DOBRINE (i)	Kruh	1,41	n.p.	0,58	0,73	0,27-0,34*	0,22-0,38*	-0,64	n.p.	-0,35	-0,21-(-0,82)*	-0,20-(-0,85)*
	Žitarice		1,87	0,68	0,79				-0,64	-0,55		
	Meso	0,247	0,26	0,67-0,90*	0,81-1,09*	0,18-0,34*	0,12-0,21*	-0,16	-0,37	-0,35-(-0,69)*	-0,40-(-0,89)*	-0,38-(-0,89)*
	Ribe		n.p.	0,89	1,12	0,37	0,24		n.p.	-0,39	-0,88	-0,87
	Mlečni izdelki	-0,97	1,15	0,67**	0,97**	0,03-0,10*	0,02-0,07*	-0,36	-0,37	-0,79**	-0,39-(-0,65)*	-0,72-(-0,68)*
	Maščobe		0,95	0,82	1,01	0,68-0,85*	0,62-0,77*		-0,13	-0,40	0,03-(-0,14)*	-0,02
	Sadje	2,89	2,63	1,16	1,43	0,49	0,37	-0,15	-0,80	-0,72	-0,61	-0,59
	Zelenjava		0,98	0,98	1,17				-0,05	-0,72		
Sladki izdelki	1,03	n.p.	n.p.	n.p.	n.p.	n.p.	n.p.	-0,73	n.p.	n.p.	n.p.	n.p.

Vir: Glej poglavje 7

Legenda:

- * glede na vrsto dobrine v skupini živil
- ** brez jajc
- *** kompenzirane elastičnosti povpraševanja
- n.p. ni podatka

Tabela 3: Pregled ocen izdatkovnih in lastnih cenovnih elastičnosti povpraševanja po skupinah živil avtorjev po tabeli 1 (tranzicijske države oz. države v razvoju)

VRSTA KOEFICIENTA		IZDATKOVNA ELASTIČNOST POVPRÁŠEVANJA (η_i)				LASTNA CENOVNA ELASTIČNOST POVPRÁŠEVANJA (e_{ii})			
DRŽAVA		Malezija	Bolgarija	Kitajska*	Tanzanija	Malezija	Bolgarija	Kitajska*	Tanzanija
OBDOBJE		1990	1993	1994	1998/99	1990	1993	1994	1998/99
METODA		LA/AIDS	AIDS (vrednost enote)	AIDS	QAIDS	LA/AIDS	AIDS (vrednost enote)	AIDS	QAIDS
VRSTA DOBRINE (i)	Kruh	0,53	0,22	0,87	0,74	-1,04	-0,40	-0,55	-1,03
	Žitarice	n.p.	n.p.			n.p.	n.p.		
	Meso	0,51	0,58	1,24; 1,36***	1,04****	-0,40	-1,36	-0,20; -0,85***	-1,00****
	Ribe	0,42	n.p.	n.p.		-0,47	n.p.	n.p.	n.p.
	Mlečni izdelki	0,54	0,37**	n.p.	1,41	0,30	-1,23**	n.p.	-1,55
	Maščobe	0,56	n.p.	n.p.	0,95	-1,22	n.p.	n.p.	-1,05
	Sadje	0,54	n.p.	1,12	0,88	1,12	n.p.	-1,32	-0,76
	Zelenjava	0,46	n.p.	0,95		-0,65	n.p.	-0,91	
	Sladki izdelki	n.p.	n.p.	n.p.	n.p.	n.p.	n.p.	n.p.	n.p.

Vir: Glej poglavje 7

Legenda:

- * samo podeželsko prebivalstvo
- ** samo sir
- *** svinjina; perutnina
- **** tudi jajca
- n.p. ni podatka

V tabelah 2 in 3 predstavljamo rezultate analiz avtorjev omenjenih v tabeli 1. V tabeli 2 smo izbrali avtorje, ki po kriteriju BDP na prebivalca predstavljajo razvite države (BDP pc > 20.000 USD). Avtorji raziskav iz tabele 3 pa so predstavniki tranzicijskih držav oz. držav v razvoju (BDP pc < 10.000 USD). V obeh tabelah so izbrane raziskave, ki so bile izvedene z omenjenimi tremi različicami metode AIDS.

Pri primerjavi ocen različnih avtorjev je v splošnem potrebna zelo velika previdnost, saj razlike izhajajo že iz široke uporabe različic modela. Objavljene ocene med seboj niso neposredno primerljive tudi zaradi nepoznavanja vrst dobrin, ki so bile vključene v višje agregirane dobrine. K razlikam v ocenah pripomore tudi različen zajem podatkov (tako glede na vir podatkov, kot tudi čas oz. časovno obdobje).

Izdatkovne elastičnosti

Če namesto dejanskih cen uporabimo vrednosti dobrin, iz katerih izločimo vpliv kvalitete, so prave ocene izdatkovnih elastičnosti nižjajo. Še več, luksuzna dobrina lahko postane normalna kot npr. v primeru nekaterih vrst mesa, rib, maščob in zelenjave (Huang, Lin, 2000). Izdatkovne elastičnosti z izločenim vplivom kvalitete postanejo sorazmerno nizke v primerjavi z ostalimi tranzicijskimi državami oz. državami v razvoju in celo v primerljivi z ocenami razvitih držav. Vse dobrine so normalne, a je povpraševanje po kruhu in žitaricah še enkrat manj občutljivo na spremembo dohodka kot povpraševanje po mesu (Stavrev, Kambouro, 1999).

V tabeli 2 vidimo, da sprememba izdatkov povzroči skoraj enako veliko spremembo nakupov sadja in zelenjave in spremembo nakupov mesa in kruha. Do tako specifične (nenavadne) ugotovitve lahko pridemo le z upoštevanjem dodatnih dejavnikov - značilnosti gospodinjstev. Razvidno je, da so v splošnem ocene izdatkovnih elastičnosti ob upoštevanju starostne strukture članov gospodinjstev razmeroma nizke v primerjavi z ocenami ostalih navedenih avtorjev iz razvitih držav (Conforti, Pierani, Rizzi, 2000). Za Italijo so bili na voljo le podatki za različne starostne strukture gospodinjstev, zato smo izbrali dve strukturi, ki sta se nam zdeli najbolj pogosti v slovenskem prostoru (4 odrasli med 14 in 64 let ter par z dvema otrokoma mlajšima od 14 let).

Kompenzirane izdatkovne elastičnosti povpraševanja za kruh in žitarice kažejo, da sta to luksuzni dobrini. Sadje in zelenjava se v splošnem smatrata za luksuzni dobrini, a je njuna izdatkovna elastičnost kljub temu precej višja kot sicer. Po drugi strani, pa je ta ocena za meso primerljiva z ostalimi (Duffy, 2001 in Ledezma, Njonou, De Frahan, 2002).

Kitajsko podeželsko prebivalstvo smatra meso in sadje za luksuzni dobrini, pa tudi sicer so izdatkovne elastičnosti skupin živil razmeroma višje kot v ostalih državah v razvoju po tabeli 3 (Katchova, Chern, 2004). Tudi Abdulai in Aubert (2004) sta meso uvrstila med luksuzne dobrine in na ta seznam dodala še mlečne izdelke. Ostala živila (kruh in žitarice, sadje ter zelenjava) sta uvrstila med normalne dobrine.

Abdulah et al. (1999) je za vse skupine živil ugotovil zelo enako in po vrednostih povprečno odzivnost povpraševanja zaradi spremembe skupnih izdatkov. Povpraševanje po ribah in zelenjavi je malenkost manj občutljivo kot so ostala živila.

V splošnem lahko povzamemo, da imajo na podlagi ocen iz tabel 2 in 3 razvite države v povprečju nižje oziroma primerljive ocene izdatkovnih elastičnosti kruha in žitaric oziroma mesa kot tranzicijske države oziroma države v prehodu. Po drugi strani, pa večina teh držav sadje in zelenjavo uvršča med luksuzne dobrine z zelo visokimi vrednostmi izdatkovnih elastičnosti za razliko od držav v razvoju.

Lastne cenovne elastičnosti

Kompenzirane lastne cenovne elastičnosti kruha in žitaric so najbolj občutljiva skupina živil na spremembe lastne cene v primerjavi z občutljivostjo drugih skupin živil na njim lastne cenovne spremembe. Povpraševanje po sadju (Duffy, 2001) oziroma zelenjavi (Ledezma, Njonou, De Frahan, 2002) pa se skoraj ne odziva na spremembe lastne cene. Nekompenzirane lastne cenovne elastičnosti kruha in žitaric so v povprečju enako velike kot koeficienti nekompenziranih lastnih cenovnih elastičnosti mesa. Najbolj je na lastne (nekompenzirane) cenovne spremembe občutljivo povpraševanje po sadju in zelenjavi (tabela 2).

Značilnosti gospodinjev pomembno vplivajo tudi na velikost ocen lastnih cenovnih elastičnosti. To je jasno razvidno iz lastne cenovne elastičnosti za ribe, ki je v povprečju višja od ostalih ocen le-teh v tabeli 2. Še en tak dokaz je lastna cenovna elastičnost maščob, ki je izredno nizka v primerjavi s taistimi ocenami, ki vpliva starosti posebej ne izpostavljajo (Conforti, Pierani, Rizzi, 2000).

Abdulai in Aubert (2004) sta ocenila, da so prebivalci Tanzanije zelo občutljiv na lastne spremembe cen vseh proučevanih skupin živil, saj so pripadajoče ocene lastnih cenovnih elastičnosti višje od ena. Izjema je le lastna cenovna elastičnost za sadje in zelenjavo. Tudi Stavrev in Kambouro (1999) sta v svoji raziskavi ugotovila visoko občutljivost ($|e_{ii}| > 1$) povpraševanja po živilih v primeru spremembe lastne cene le-teh. Po drugi strani, pa sprememba cene kruha ne vpliva sorazmerno veliko na njegovo povpraševanje.

Cenovno zelo občutljivo je povpraševanje po sadju, nekoliko manj po zelenjavi, medtem ko na povpraševanje po mesu (odvisno sicer od vrste mesa) ter kruhu in žitaricah sprememba lastne cene ne vpliva močno (Katchova, Chern, 2004).

Abdulah et al. (1999) je ugotovil veliko odzivnost povpraševanja po kruhu in maščobah, če se spremeni njegova lastna cena. Lastna cenovna elastičnost sadja je v nasprotju s teorijo pozitivna, a se je hkrati izkazala tudi kot statistično neznačilna.

V splošni primerjavi občutljivosti povpraševanja skupin živil na njihove lastne cenovne spremembe med razvitimi državami in tranzicijskimi državami oziroma državami v razvoju ugotovimo, da so slednje države bolj občutljive na spremembe cen mlečnih izdelkov, maščob, sadja in zelenjave. Občutljivost povpraševanja po mesu ter kruhu in žitaricah na spremembe lastnih cen je v splošnem primerljiva med obema skupinama držav.

2.3.2 DOMAČI VIRI

Prve študije, ki so ocenjevale elastičnosti povpraševanja po hrani, so bile izvedene s pomočjo ocenjevanja različnih tipov Engelovih krivulj in so kot take omogočale le ocenjevanje dohodkovnih elastičnosti povpraševanja po hrani. Ti modeli so bili ocenjeni kot posamezne, med seboj ločene enačbe. Erjavec in Turk (1998) sta prva v Sloveniji ocenila povpraševanje po hrani, natančneje po skupinah živil kot sistem enačb. Za ocenjevanje koeficientov povpraševanja sta uporabila metodo LA/AIDS.

Tabela 4: Kronološki pregled objav s področja povpraševanja po hrani in/ali skupinah živil v Sloveniji

VIR	NAMEN RAZISKAVE	VRSTA IN LETO ZAJEMA PODATKOV	METODA	DRUGO
Frankovič, Rismal, Kozak (1958)	Vpliv dohodkov in cen na raven potrošnje prebivalstva v Sloveniji	Presečni podatki (anketa o porabi gospodinjstev), 1955	Engelove krivulje	- dohodkovne elastičnosti - cenovne elastičnosti - hrana
Verk (1969)	Vpliv dohodkov na povpraševanje po potrošnih dobrinah in storitvah	Presečni podatki (anketa o porabi gospodinjstev), 1966	Engelove krivulje	- dohodkovne elastičnosti - hrana in skupine živil
Kranjec (1981)	Ocene koeficientov elastičnosti potrošnje	Presečni podatki (anketa o porabi gospodinjstev), 1978	Engelove krivulje: - linearna - linerano log - lin. dvojno log - log-recipročna	- dohodkovne elastičnosti - cenovne elastičnosti - saturacijski nivo - vpliv velikosti gosp. - hrana
Kebrič (1981)	Vpliv velikosti gospodinjstva na povpraševanje po posameznih vrstah blaga	Presečni podatki (anketa o porabi gospodinjstev), 1978	Engelove krivulje: - linearna - linerano log - lin. dvojno log	- dohodkovne elastičnosti - elastičnost velikosti gosp. - hrana
Šumi (1986)	Življenjski stroški in socialni položaj gospodinjstev	Presečni podatki (anketa o porabi gospodinjstev), 1986	Engelove krivulje	- dohodkovne elastičnosti - hrana
Erjavec, Turk (1998)	Ekonometrična analiza povpraševanja po hrani	Presečni podatki (anketa o porabi gospodinjstev), 1988, 1993	LA/AIDS	- dohodkovne elastičnosti - cenovne elastičnosti - značilnosti gosp. (dummy sprem.) - dohodkovni razredi - kmečka, nekmečka gosp. - skupine živil
Regoršek (2002)	Analiza povpraševanja po hrani v Sloveniji	Presečni podatki (anketa o porabi gospodinjstev), 2000	Engelove krivulje: - linearna - linerano log - lin. dvojno log - log-recipročna	- dohodkovne elastičnosti - cenovne elastičnosti - saturacijski nivo - vpliv velikosti gosp. - skupine živil

Vir: Glej poglavje 7

Prvo študijo vpliva dohodkov in cen na potrošnjo je leta 1958 izdelal V. Frankovič na podlagi ankete o družinskih proračunih za delavske in uslužbenske družine v LR Sloveniji v letu 1955 (Kranjec, 1981, str. 1). V tabeli 4 povzemamo slovenske objave s področja povpraševanja po hrani oziroma skupinah živil. Skupna značilnost vseh omenjenih študij je, da so vse elastičnosti ocenjene na osnovi letnih presečnih podatkov, in sicer s pomočjo uporabe podatkov iz ankete o porabi gospodinjstev oz. o družinskih proračunih. Kranjec (1981) je ocenil cenovne elastičnosti povpraševanja hrane s pomočjo vpeljave parametra θ . Ta je omogočal izračun cenovnih elastičnosti brez poznavanja cenovnih variacij. Definicija parametra je zahtevala le predhodne ocene dohodkovne elastičnosti (npr. preko Engelovih

krivulj) in deleže potrošnje posameznih dobrin (Kranjec, 1981, str. 42-47). Erjavec in Turk (1998) sta z ocenjevanjem sistema enačb lahko hkrati ocenila izdatkovne in cenovne elastičnosti povpraševanja brez dodatnega definiranja teoretičnih predpostavk oz. vpeljave koeficientov.

Verk je na osnovi letnih podatkov iz družinskih proračunov za leto 1966 ocenil Engelove krivulje za vse skupine živil in hrano uvrstil med nujne življenjske dobrine, torej z dohodkovno elastičnostjo, ki je pozitivna, a nižja od ena. Glede na ocenjene količinske elastičnosti je škrobna živila in maščobe uvrstil med inferiorne dobrine, mesne in mlečne izdelke, jajca, sladkor, sadje in zelenjavo pa je uvrstil med nujne življenjske dobrine (Verk, 1969, str. 79-82).

Kranjec je s pomočjo podatkov iz družinskih proračunov za leto 1978 ocenil dohodkovne in cenovne elastičnosti povpraševanja. Povpraševanje po hrani je dohodkovno in cenovno neelastično, dobrine pa so komplementarne (Kranjec, 1981, str. 58-59). Na podlagi ocenjenih funkcij je predlagal, da je za analizo izdatkov hrane najprimernejša dvojno logaritemsko linearna oblika funkcije (Kranjec, 1981, str. 19).

Tudi Kebrič je v svoji študiji, kjer je proučeval vpliv velikosti gospodinjstva na povpraševanje po posameznih vrstah blaga ugotovil, da je izdatkovna elastičnost hrane zelo nizka. To pomeni, da se izdatki za to vrsto dobrin relativno malo spremenijo, če se spremeni skupni dohodek gospodinjstva. Tudi on je kot najprimernejšo obliko funkcije izbral dvojno logaritemsko linearno funkcijo v primeru, da so kot neodvisna spremenljivka izbrani izdatki in ne nabavljene količine posameznega blaga. (Kebrič, 1981, str. 393).

Šumi je na podlagi raziskave osebne potrošnje v Sloveniji leta 1986 ugotovil, da spada hrana med najnujnejše dobrine, katerih dohodkovna elastičnost je manjša od ena (Šumi, 1986, str. 49).

Erjavec in Turk sta na podlagi modela LA/AIDS za leti 1988 in 1993 ocenila izdatkovne in cenovne elastičnosti sedmih najpomembnejših skupin živil v Sloveniji (tabela 5). To je do sedaj edina študija v Sloveniji, ki je koeficiente povpraševanja po hrani ocenila kot sistem enačb. Njuni rezultati izdatkovnih elastičnosti so pokazali, da so se sadni in mlečni izdelki ter druga živila v proučevanih letih uvrščali med luksuzne dobrine, vsa ostala živila pa med nujne. Direktna cenovna elastičnost povpraševanja za posamezne vrste živil je bila neelastična. Najmanj elastični sta bili skupini živil kruh in olje, najbolj pa meso in sadje, ki sta jima sledila še mleko in zelenjava. Ocene križnih elastičnosti povpraševanja kažejo na komplementarnost dobrin. Po pričakovanjih so obstajale močnejše povezave med povpraševanjem po olju, kruhu in mesu ter med mesom in zelenjavo (Erjavec, Turk, 1998, str. 527-537).

Tabela 5: *Ocene izdatkovnih in lastnih cenovnih elastičnosti povpraševanja po skupinah živil, Slovenija, 1988 in 1993*

VRSTA DOBRINE (i)	IZDATKOVNA ELASTIČNOST POVPRAŠEVANJA (η_i)		LASTNA CENOVNA ELASTIČNOST POVPRAŠEVANJA (e_{ii})	
	1988	1993	1988	1993
Kruh in testenine	0,861	0,949	-0,331	-0,409
Meso	0,892	0,873	-0,412	-0,750
Mleko	1,163	1,173	-0,630	-0,677
Olja in maščobe	0,912	0,949	0,072	-0,404
Sadje	1,218	1,252	-0,877	-0,708
Zelenjava	0,991	1,053	-0,629	-0,461
Druga živila	1,083	1,032	-1,273	-1,244

Vir: Erjavec, Turk, 1998, str. 534-535

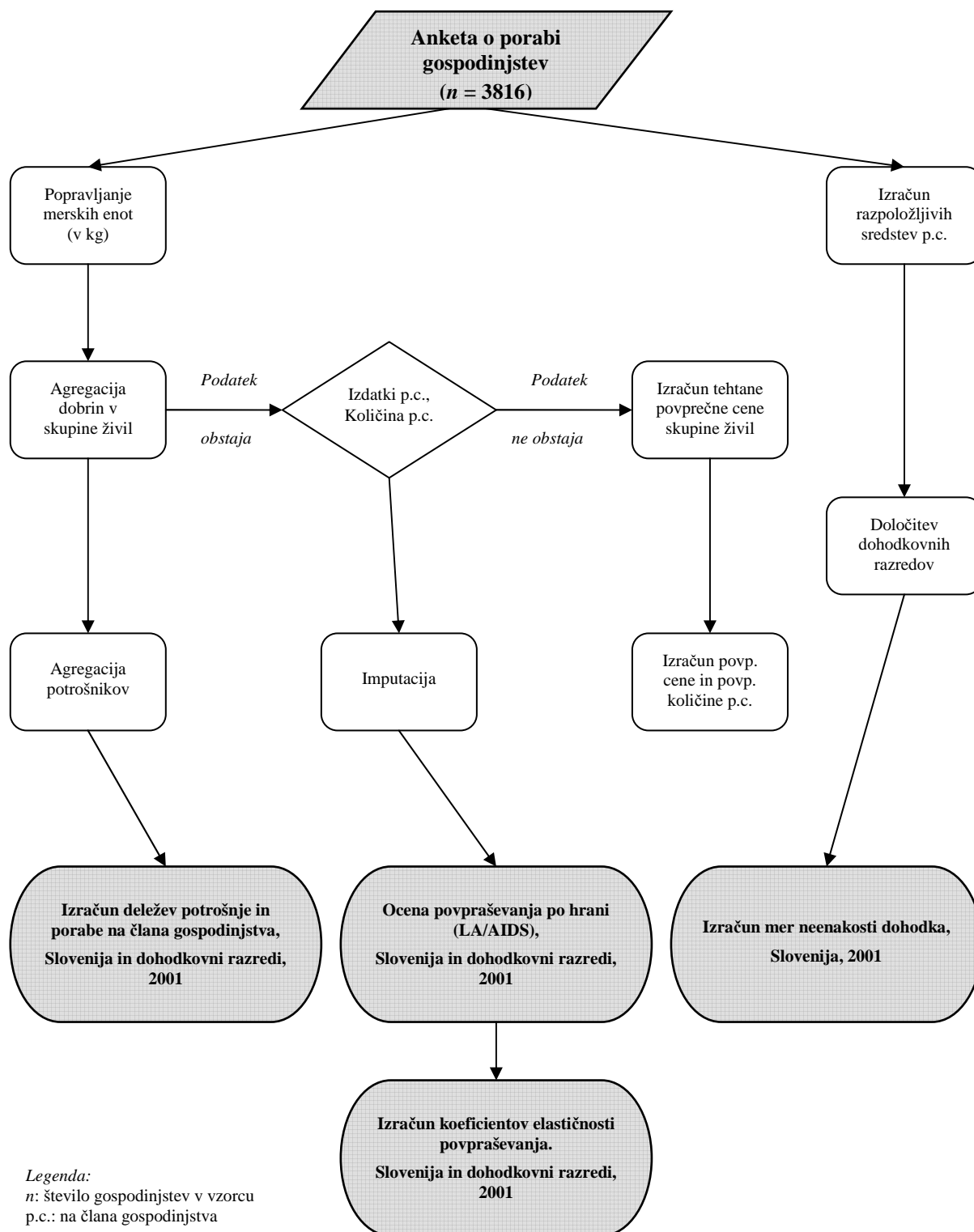
Zadnja analiza povpraševanja po hrani v Sloveniji je ocenjevala elastičnosti povpraševanja po osmih skupinah živil za leto 2000. Ocenjene so bile dohodkovne in cenovne elastičnosti povpraševanja po sistemu ocenjevanja posameznih enačb tj. različnih oblik Engelovih krivulj. Cenovne elastičnosti povpraševanja so bile ocenjene s pomočjo vpeljave Frischovega koeficienta ϖ , ki ga je imenoval fleksibilna marginalna koristnost denarja. Ocene izdatkovnih elastičnosti skupin živil so se gibale med 0,1 (izdelki iz žit in druga živila) in 0,6 (sadje in meso), kar pomeni, da so vsa živila spadala med nujne življenjske dobrine. Dvojno logaritemaska linearna funkcija je bila izbrana kot najprimernejša (Regoršek, 2002, str. 27-32). Vse vrednosti direktnih cenovnih elastičnosti so bile negativne in absolutno manjše od ena - povpraševanje po teh dobrinah je bilo cenovno neelastično. Cenovno najmanj elastični so bili izdelki iz žit, olje in maščobe, druga živila ter kava, čaj in kakav. Najbolj cenovno elastična sta bili skupini meso in sadje. Negativni predznaki križnih elastičnosti povpraševanja so govorili o komplementarnih dobrinah (Regoršek, 2002, str. 39-41).

Izračuni cenovnih elastičnosti povpraševanja s pomočjo koeficienta ϖ so lahko tarča kritik, posebno glede teoretičnih predpostavk, vendar te ocene niso brez praktične vrednosti (Kranjec, 1981, str. 60). Temu v prid govori tudi primerjava analize povpraševanja po hrani v Sloveniji ocenjena kot sistem enačb, ki je dala zelo podobne ocene cenovnih elastičnosti povpraševanja posameznih skupin živil kot zadnja analiza na tem področju izvedena z ocenjevanjem Engelovih krivulj.

3. ANALIZA POVPRASEVANJA PO HRANI V SLOVENIJI V LETU 2001

3.1 POTEK ANALIZE

Slika 1: Potek analize - priprava baze podatkov za izračun deležev potrošnje in porabe na člana gospodinjstva v skupni porabi oziroma izdatkih za hrano na člana gospodinjstva, mer neenakosti dohodka, koeficientov povpraševanja po hrani ter izdatkovnih in cenovnih elastičnosti hrane



Grafičen prikaz postopka dela predstavljamo v zgornji sliki, podrobnejši opis postopka pa v poglavju 3.2.3. Vsi podatki iz Ankete o porabi gospodinjstev (v nadaljevanju APG) predstavljeni v nadaljevanju, so iz obdobja treh let (2000-2001) in so preračunani na srednje leto (2001), ki je uporabljeno kot referenčno leto (Statistični letopis RS 2003, str. 258).

3.2 PODATKOVNI VIRI

3.2.1 ANKETA O PORABI GOSPODINJSTEV

Vir podatkov za ocenjevanje sistema povpraševanja po hrani je bila Anketa o porabi gospodinjstev (APG) za leto 2001, ki jo izvaja Statistični urad Republike Slovenije.

Od uvedbe ankete leta 1983 pa do leta 1997 se le-ta ni dosti spreminjala - anketiranje je ves ta čas potekalo po enotni metodologiji in na vsebinsko enakih obrazcih. Leta 1997 je bila anketa vsebinsko in po načinu izvedbe prenovljena. Prilagojena je bila priporočilom Eurostata in poteka neprekinjeno čez celo leto. Novost je tudi koncept potrošnih izdatkov (prej bilančni), kateri so identificirani po COICOP-HBS klasifikaciji (Classification of Individual Consumption by Purpose - Klasifikacija osebne porabe po namenu) (glej Prilogo, Tab. P2, str. 2). Nekatera vprašanja so bila izločena, zato je primerjava rezultatov s prejšnjimi leti zdaj možna samo na ravni tekočega dohodka in potrošnih izdatkov.

Od leta 1997 naprej so anketni podatki, zbrani v več letih, združeni z namenom pridobitve natančnejše ocene. Podatki iz obdobja treh let so tako preračunani na srednje leto, ki je pri interpretaciji rezultatov navedeno kot referenčno leto.

To je vzorčna anketa. Stratifikacija vzorca je izdelana glede na 12 statističnih regij in 6 tipov naselij. V večjih naseljih (z več kot 10.000 prebivalci) je uporabljeno enostavno slučajno vzorčenje, v manjših pa vzorčenje v skupinah po 4 osebe, ki določajo gospodinjstvo. Najprej so zbrani popisni okoliši (glede na velikost) za celo leto vnaprej, nato pa za vsako četrletje po 4 osebe v vsakem okolišu. V večjih naseljih so s slučajnim enostavnim vzorčenjem za vsako četrletje izbrane le osebe. Vzorec je enakomerno porazdeljen skozi vse leto. Metoda substitucije (izbiranje nadomestnih gospodinjstev, ki bi zamenjala tista, ki niso sodelovala) se ne uporablja. Namesto tega je vzorec ustrezno povečan glede na delež odgovorov iz prejšnjih let.

V anketi je uporabljena metoda osebne intervjuja, ki temelji na vprašalniku (za pridobitev podatkov o razpoložljivih in porabljenih sredstvih v gospodinjstvu) ter dnevnik, v katere člani gospodinjstva 14 dni sami zapisujejo dnevne izdatke in kupljene količine življenjskih potrebščin. Poleg tega so vprašana tudi po raznih socio-ekonomskih značilnostih. Gospodinjstva so enakomerno porazdeljena skozi vse leto, vsako izbrano gospodinjstvo pa sodeluje v anketi 14 dni (Statistični letopis RS, 2003, str. 254-255).

Zajem gospodinjstev

Definicija *gospodinjstvo* kot enoto opazovanja opredeljuje kot skupnosti oseb, ki skupaj stanujejo in skupaj porabljajo svoje prejemke za osnovne življenjske potrebe (stanovanje, hrano in drugo) ali samske osebe, ki živijo same ter sredstva porabljajo in se hranijo samostojno.

V anketi niso upoštevana skupinska gospodinjstva, kot so internati, domovi za varstvo in nego otrok in starejših občanov, bolnišnice, dijaški in študentski domovi, ipd..

APG 2001 zajema podatke za leta 2000, 2001 in 2002, ki so bili preračunani na referenčno leto 2001. V anketni vzorec za obdobje omenjenih treh let je bilo zbranih 4986 gospodinjstev, odgovarjalo pa je 3816 gospodinjstev izmed izbranih. Ocenjeno je bilo, da je povprečno gospodinjstvo v Sloveniji v tem obdobju štelo 2,9 člana (Statistični letopis RS, 2003, str. 255).

Že zaradi narave zbiranja podatkov v APG vsa gospodinjstva niso poročala o izdatkih in kupljenih količinah določenih dobrin. Take vrednosti smo obravnavali kot manjkajoče, ki smo jih nadomestili s postopkom imputacije. Ta postopek nam je omogočal, da so v raziskavi ostala vsa gospodinjstva, ki so sodelovala v APG.

3.2.2 OBLIKOVANJE BAZE PODATKOV

Za nas relevantni podatki, ki jih najdemo v anketi, so podatki gospodinjstev o izdatkih kupljenih dobrin, podatki o kupljenih količinah teh dobrin, podatki o razpoložljivih sredstvih gospodinjstva in velikost gospodinjstva. Z namenom pridobiti podatke na nacionalnem nivoju, so bili individualni podatki uteženi.

Najprej smo izračunali razpoložljiva sredstva na člana gospodinjstva. Na podlagi tega smo nato gospodinjstva razdelili v kvartilne razrede.

Vzporedno je bilo potrebno urediti tudi podatke o izdatkih in kupljenih količinah dobrin. Anketa poroča o podatkih (izdatkih in kupljenih količinah) posameznih dobrin. Ker za ocenjevanje povpraševanja po dobrinah na nižjih nivojih (npr. svinjsko, goveje, telečje meso, itd. v okviru razreda meso) obstajajo primernejše metode ocenjevanja kot LA/AIDS⁵, je bilo za naše potrebe podatke o kupljenih količinah in njihovih izdatkih potrebno agregirati. Za pravilno izvedbo agregiranja je bilo predhodno potrebno vse dobrine določene skupine živil izraziti v enakih merskih enotah. V skladu s tem je bila poraba nekaterih dobrin iz prehranskih skupin mlečni izdelki, olje in maščobe ter sladki izdelki pretvorjena v kilograme. To je posledično pomenilo tudi, da je prišlo do spremembe porabe kupljenih količin nekaterih dobrin v primerjavi s poročano kupljeno količino v anketi.

Nato smo lahko kupljene količine dobrin agregirali. Agregacijo skupin živil smo prevzeli po COICOP klasifikaciji in tako dobili devet širokih skupin živil. Deveto skupino (drugi prehranski izdelki) smo izločili, saj so bili v APG na voljo le podatki o izdatkih dobrin v tej skupini. Preostale skupine živil so: (1) kruh in žitarice, (2) meso, (3) ribe, (4) mlečni izdelki, (5) olje in maščobe, (6) sadje, (7) zelenjava in (8) sladki izdelki. Izdatki teh skupin skupaj predstavljajo več kot 96% vseh izdatkov za hrano. V nadaljevanju priprave podatkov za vhodno bazo podatkov se je izkazalo, da je število gospodinjstev, ki so dejansko kupovala izdelke tretje skupine premajhno, zato smo za namen ocenjevanja povpraševanja po skupinah živil drugo in tretjo skupino združili v eno (meso in ribe). Tako je bilo v postopku ocenjevanja sistema povpraševanja in nadalje elastičnosti povpraševanja uporabljenih sedem agregatnih skupin živil.

⁵ Za podrobnejšo razlago glej Banks, Blundell in Lewbel (1997).

Sledil je preračun izdatkov in kupljenih količin omenjenih skupin na člana gospodinjstva. Ugotovili smo, da kljub dokaj visokemu nivoju agregacije dobrin še vedno obstajajo gospodinjstva, ki v opazovanem obdobju niso konzumirala oziroma niso imela izdatkov vsaj ene skupine živil. Take podatke smo obravnavali kot manjkajoče, zato smo tehtano povprečno ceno posamezne skupine lahko izračunali le za gospodinjstva, ki so o omenjenih podatkih poročala. Zavedati se moramo, da kljub temu, da govorimo o ceni dobrine (skupine) gre dejansko za vrednost, ki jo določena dobrina (skupina) predstavlja gospodinjstvu. APG namreč ne beleži podatka o cenah. Povprečne cene so bile izračunane kot tehtano povprečje izdatkov in količin. Izbrane so bile take uteži, da so določale relativno pomembnost (težo) spremembe cene posamezne dobrine glede na skupno spremembo cen. Tako so uteži predstavljali relativni deleži izdatkov dobrine v skupni vrednosti vseh opazovanih izdelkov.

Temu je sledil izračun tehtane povprečne cene skupine živil in povprečne količine skupine na člana gospodinjstva. To so bili vhodni podatki v procesu imputacije. V ta proces so bila vključena vsa tista gospodinjstva, za katera smo predhodno ugotovili, da nimajo podatka o poročani kupljeni količini in izdatkih. Tem gospodinjstvom smo torej pripisali (imputirali) tehtane povprečne cene skupine in povprečne količine skupine na člana gospodinjstva. Proces imputacije nam je tako omogočil, da so v nadaljnji raziskavi ostala vključena vsa gospodinjstva, ki so sodelovala v APG.

Za izračun deležev potrošnje in porabe v skupnih izdatkih oziroma skupni porabi hrane, pa je agregaciji dobrin v skupine sledila le še agregacija potrošnikov.

3.2.3 RAZŠIRJENA ANALIZA PODATKOV

Povpraševanje po skupinah živil in v nadaljevanju izdatkovne in cenovne elastičnosti teh skupin smo ocenili za Slovenijo skupaj in glede na višino dohodka na člana gospodinjstva. Natančneje, gospodinjstva smo razvrstili v štiri dohodkovne razrede, ki smo jih oblikovali na podlagi mej, ki veljajo za posamezne meje kvartilno dohodkovnih razredov te proučevane populacije (glej Tab 7, str.42). Za ta korak smo se odločili na podlagi rezultatov analize neenake porazdelitve dohodka (poglavje 4.1.1). Razvrstitev posameznega gospodinjstva v določen dohodkovno kvartilni razred je potekala po kriteriju povprečnih letnih razpoložljivih sredstvih na člana gospodinjstva.

Med definicijo denarnega dohodka in razpoložljivih sredstev obstaja vsebinska razlika, čeprav skozi celotno delo govorimo o dohodku namesto o razpoložljivih sredstvih. Razpoložljiva denarna sredstva zajemajo vsa denarna sredstva, ki so bila gospodinjstvu na voljo v anketnem obdobju. Denarni dohodek gospodinjstva zajema vse denarne prejeme, ki so jih člani gospodinjstva prejeli v 12 mesecih, in sicer naslednje:

- dohodek iz zaposlitve (plače, prejemke iz honorarnega dela in druge prejemke zaposlenih članov, vključno s prejemki iz avtorskih pravic in plačil preko študentskega servisa),
- dohodek iz samozaposlitve (plača podjetnika, dohodek iz kmetijstva in iz dejavnosti),

- socialne prejemke (pokojnine z dodatki, socialne pomoči, invalidnine, štipendije, nadomestila brezposelnih),
- družinske prejemke (otroški dodatek, nadomestilo za porodniški dopust, starševski dodatek, dodatek za nego otroka),
- dohodek iz lastnine (prejemki od oddajanja sob, stanovanja, dohodek na podlagi patentov, licenc in drugih pravic, dividende, obresti),
- denarne pomoči in darila (preživnine, vzdrževalnine, denarna darila).

Razpoložljiva denarna sredstva zajemajo tudi:

- prejemke od prodaje (premičnin in nepremičnin ter vrednostnih papirjev),
- druge prejemke (dobitki pri igrah na srečo, nadomestila za nacionalizirano in razlaščno imetje, dediščine in zapuščine, prejemki iz naslova življenjskega zavarovanja, od zavarovalnic) (Statistični letopis RS, 2004, str. 266-267).

3.3 PORAZDELITEV DOHODKA, POTROŠNJA IN PORABA HRANE

3.3.1 PORAZDELITEV DOHODKA

Da bi se s podatki, potrebnimi za raziskavo, nekoliko bolje »spoznali«, smo pred ocenjevanjem modela povpraševanja naredili dve predhodni analizi. Že v Uvodu smo zapisali, da je povpraševanje v splošnem odvisno od dohodka in cen (enačba 1.1), zato smo izračunali mere neenake porazdelitve dohodka v Sloveniji. Z namenom spoznati potrošne navade povprečnega prebivalca Slovenije smo izračunali tudi deleže potrošnje in porabe devetih skupin živil na člana gospodinjstva v skupnih izdatkih za hrano oziroma skupni porabi hrane.

Pri ponazoritvi dohodkovne neenakosti v Sloveniji si bomo pomagali z uporabo dohodkovnih kvartilnih razredov, Ginijevega koeficienta in Lorenzeve krivulje, ki jih predstavljamo v nadaljevanju.

Dohodkovno kvartilni razredi

Prvo merilo neenakosti prikazuje odstotkovno distribucijo povprečnega letnega dohodka na člana gospodinjstva za vsakih 25% populacije. Populacija je tako razdeljena na štiri dohodkovne kvartilne razrede in za vsak tak razred je izračunan prejeti odstotek povprečnega letnega dohodka na člana gospodinjstva v proučevanem letu.

Lorenzova krivulja

Druga mera neenakosti, Lorenzova krivulja, kaže, s kolikšnim delom dohodka dejansko razpolaga določen delež prebivalstva (Stanovnik, Stropnik, 1995, str. 204). Na abscisi Lorenzovega grafikona imamo nanese kumulativne odstotke populacije (gospodinjstev), ki so rangirani po višini povprečnega letnega dohodka na člana gospodinjstva tako, da je subjekt z najnižjim dohodkom rangiran kot prvi, subjekt z najvišjim dohodkom pa kot zadnji. Na ordinati Lorenzovega grafikona merimo kumulativne odstotke povprečnega letnega dohodka na člana gospodinjstva. Lorenzovo krivuljo dobimo tako, da za vsak kumulativni odstotek

populacije na abscisi kumulativno naneseemo pripadajoči delež dohodka. Prava Lorenzova krivulja je zaradi svojega značilnega ustroja vedno konveksna glede na spodnji desni kot grafikona ter ne more ležati nad diagonalo, ki označuje kot 45° in pomeni stanje popolnoma enake razdelitve proučevane spremenljivke (v našem primeru dohodka) med enote populacije. Velja, da večja je deviacija Lorenzove krivulje od te diagonale, večja je neenakost (Cowell, 1998, str. 63-66).

Ginijev koeficient

Kljub temu da je Lorenzova krivulja ilustracija obstoječe neenakosti, pa ni natančno merilo le-te. Uporaba Ginijevega koeficienta nam omogoča kvantificiranje velikosti neenakosti. Ginijev koeficient je že skoraj stoletje star, vendar je kljub številnim novejšim meram neenakosti in nekaterim pomanjkljivostim, najbolj pogosto uporabljen instrument za prikazovanje stopnje neenakosti razdelitve nekega pojava. V našem primeru dohodka oz. povprečnih letnih razpoložljivih denarnih sredstev na člana gospodinjstva. Vzrok za to gre verjetno iskati v na prvi pogled preprosti meri, ki je dokaj lahko razumljiva. Poleg tega je Ginijev koeficient izveden iz Lorenzovega grafikona, ki je prav tako zelo priljubljen pripomoček grafičnega predstavljanja neenakosti.

Kadar je Lorenzova krivulja enaka diagonali, je Ginijev koeficient enak 0, kar je hkrati njegova spodnja meja. V takem hipotetičnem primeru bi bile vse enote populacije deležne enakega dohodka. Zgornja meja Ginijevega koeficienta je enaka 1 oziroma 100 Ginijevih točk. V tam primeru Lorenzova krivulja poteka po abscisi in ordinati grafikona ter kaže stanje popolne neenakosti oziroma koncentracije dohodka, kjer $n-1$ enot ne dobi ničesar, zadnja enota pa pobere ves razpoložljivi dohodek. Lastnost Ginijevega koeficienta, da zavzame le vrednosti na intervalu $[0,1]$ je ena izmed bolj zaželenih, kar dodatno vpliva na njegovo priljubljenost. Dejansko se torej Ginijev koeficient in neenakost povečujeta z oddaljenostjo Lorenzove krivulje od diagonale.

3.3.2 POTROŠNJA IN PORABA HRANE

Vrednost potrošnje predstavljajo izdatki za hrano in vrednost lastne proizvodnje hrane. Iz Ankete o porabi gospodinjstev je bilo mogoče pridobiti le vrednostni podatek o lastni proizvodnji hrane skupaj, ne pa tudi o lastni proizvodnji posameznih dobrin oziroma posameznih skupin živil. Tako so v četrtem poglavju predstavljeni le deleži porabe kupljenih količin devetih skupin živil v skupni porabi hrane in delež izdatkov zanje v skupnih izdatkih namenjenih hrani.

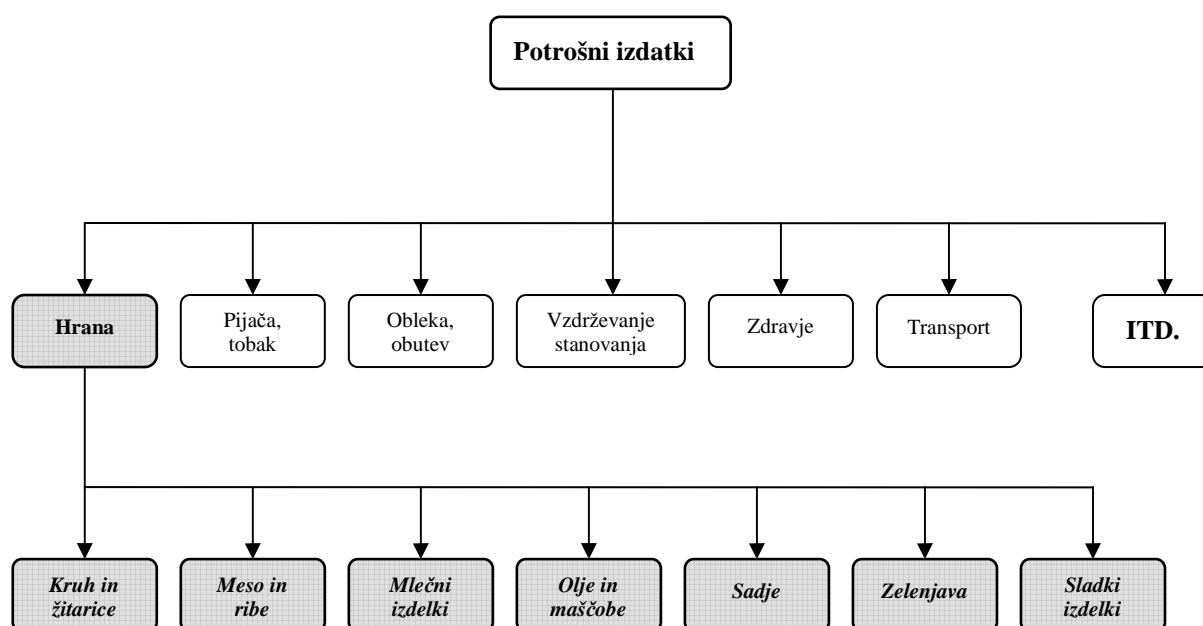
3.4 EMPIRIČNI MODEL IN ELASTIČNOSTI POVPRASEVANJA

3.4.1 SPECIFIKACIJA SISTEMA POVPRASEVANJA

Pri razdeljevanju gospodinjanskega proračuna med izdatke različnih dobrin je bila uporabljena dvo nivojska procedura razdeljevanja. To pomeni, da smo domnevali, da gospodinjstva v prvi fazi vse svoje potrošne izdatke razdelijo med najširše skupine dobrin (živilske in neživilske),

v drugi fazi razdeljevanja pa predhodno določene izdatke za hrano razdelijo med različne skupine živil (slika 2).

Slika 2: Dvo nivojsko razdeljevanje potrošnih izdatkov gospodinjstva med izdatkeproučevanih skupin živil



Krivuljo povpraševanja po hrani za Slovenijo skupaj in za slovenske dohodkovno kvartilne razrede smo ocenili z modelom LA/AIDS zapisanim v (2.45), in sicer:

$$w_i = \alpha_i + \sum_j \gamma_{ij} \log p_j + \beta_i \log \left(\frac{x}{P^*} \right) + \varepsilon_i \quad (3.1)$$

kjer je w_i delež izdatkov za dobrino i ($i = 1, 2, \dots, 7$), $\alpha_i, \beta_i, \gamma_{ij}$ so parametri, x celotni izdatki in P^* Stone-ov cenovni indeks, ki je definiran kot v (2.44):

$$\log P^* = \sum w_k \log p_k \quad (3.2)$$

Izdatkovni delež dobrine i na člana gospodinjstva w_i je izražen s cenami in celotnimi izdatki. Parameter α_i je konstanta in predstavlja izdatkovni delež na člana gospodinjstva, ko so vsi cenovni parametri in izdatkovni parameter enaki nič. Konstanta nima ekonomske vsebine. Parameter γ_{ij} je cenovni parameter, ki je enak spremembi i -tega izdatkovnega deleža na člana gospodinjstva za $\gamma_{ij} = \partial w_i / \partial \log p_j$ odstotkovnih točk zaradi ene odstotkovne spremembe v j -ti ceni, pri čemer so celotni izdatki na člana gospodinjstva konstantni. Dohodkovni parameter β_i predstavlja spremembo v i -tem izdatkovnem deležu za $\beta_i = \partial w_i / \partial \log(x/P^*)$ odstotkovnih točk zaradi ene odstotkovne spremembe celotnih izdatkov na člana gospodinjstva, pri čemer so cene konstantne (Blanciforti, Green, King, 1986, str. 8).

Za parametre enačbe (3.1) bomo preverili tudi statistično značilnost omejitev simetrije in homogenosti.

Zaradi relativno velikega števila pojasnjevalnih spremenljivk, vključenih v model (3.1), bomo v nadaljevanju statistično značilen vpliv koeficientov povpraševanja spremljali pri točni stopnji značilnosti $p \leq 0,10$.

Ker v realnem svetu na povpraševanje potrošnikov poleg cen in dohodka vplivajo tudi neekonomski faktorji (npr. značilnosti gospodinjstva kot je izobrazba, starost, itd.) in ker teh elementov nismo eksplicitno proučevali v naših modelih, so ocenjeni sistemi povpraševanja nepopolni. Domneva se, da te spremenljivke v sistem vstopajo naknadno (preko slučajne spremenljivke ε_i) in tako preko skupnih izdatkov in izdatkovnih deležev vplivajo na povpraševanje (Blanciforti, Green, King, 1986, str. 16).

Pojav heteroskedastičnosti je predvsem pogost pojav, kadar so razlike v vrednosti spremenljivke med posameznimi enotami zelo velike. Ker LA/AIDS model povpraševanja temelji na presečnih podatkih gospodinjstev, je prisotnost heteroskedastičnosti napak modela skoraj neizogibna. Model, kjer je heteroskedastičnost napak prisotna ima nepristranske ocene regresijskih koeficientov. Prisotnost pojava heteroskedastičnosti v proučevanih modelih povpraševanja po hrani bomo testirali z Whitovim testom. Preverili bomo ničelno domnevo homoskedastičnosti, ki pravi, da je varianca napak opazovanj posameznega modela, σ_i^2 , konstanta, σ^2 (Pfajfar, 1999, str. 161-185):

$$H_0 : \sigma_i^2 = \sigma^2 \quad (3.3)$$

3.4.2 ELASTIČNOSTI POVPRASHVANJA V MODELU AIDS

Koeficienti sistema povpraševanja, ocenjeni z modelom (3.1), so bili nadalje uporabljeni za izračun izdatkovnih in cenovnih elastičnosti povpraševanja pri povprečnem izdatkovnem deležu skupine živil za Slovenijo skupaj in za vsak dohodkovno kvartilni razred (slika 1).

Izdatkovne elastičnosti povpraševanja

Skupni izdatki se v izračunih pogosto uporabljajo namesto skupnega dohodka zaradi zanesljivejših ocen le-teh. Uporaba skupnih izdatkov ni nova. Raziskovalci jih pogosto uporabljajo namesto dohodka, ker o njem nimajo podatkov. Obstaja tudi drugi razlog za uporabo skupnih izdatkov tudi v primeru, ko so podatki o skupnem dohodku na razpolago. Potrošniki imajo namreč, vsaj na kratek rok, večjo kontrolo čez svoje izdatke kot prilive dohodkov tako, da so celotni izdatki boljše merilo »resničnih« dohodkov potrošnika (Kranjec, 1981, str. 49-63). Tudi mi smo v svoji raziskavi uporabili izdatke namesto dohodkov, zato govorimo o izdatkovnih elastičnostih povpraševanja.

Izdatkovna elastičnost povpraševanja je relativna sprememba povpraševane količine zaradi relativne spremembe izdatkov. Dobrine glede na velikost izdatkovnih elastičnosti razdelimo med *luksuzne* (izdatkovna elastičnosti večja od 1), *normalne* (izdatkovna elastičnost je med 0 in 1) in *inferiorne dobrine* (negativna izdatkovna elastičnost). Dobrina je luksuzna v smislu, da povečanje izdatkov za 1% povzroči povečanje povpraševane količine za več kot 1% in povečanje deleža te dobrine v skupnih izdatkih. Za normalno dobrino povečanje izdatkov ravno tako poveča povpraševano količino, vendar za manjši delež kot je delež povečanja

izdatkov tako, da se njihov delež v skupnih izdatkih zmanjšuje z izdatki. Povpraševanje po inferiornih dobrinah in njihovih deležih izdatkov se s povečanjem izdatkov zmanjšuje (National Food Survey 2000, 2001, str. 95-96).

V AIDS oz. LA/AIDS modelu je izdatkovna elastičnost (η_i) izračunan po enačbi (2.49)

$$\eta_i = 1 + \frac{\beta_i}{w_i} \quad (3.4)$$

kjer je w_i delež izdatkov za dobrino i ($i = 1, 2, \dots, 7$), in β_i je izdatkovni parameter v sistemu povpraševanja.

Izdatkovna elastičnost povpraševanja (η_i) posamezne skupine živil meri občutljivost spremembe obsega povpraševanja po dobrini i na člana gospodinjstva zaradi spremembe celotnih izdatkov za hrano na člana gospodinjstva. Predstavlja torej odstotkovno spremembo obsega povpraševanja po določeni dobrini zaradi 1 % spremembe vseh izdatkov preračunano na člana gospodinjstva (National Food Survey 2000, 2001, str. 95-96).

Nekompenzirane cenovne elastičnosti povpraševanja

Lastne in križne cenovne elastičnosti povpraševanja merijo odstotne spremembe v povpraševani količini dobrine i zaradi eno odstotne spremembe cene dobrine. Lastne cenovne elastičnosti dajejo to merilo odzivnosti zaradi spremembe lastne cene proučevane dobrine. Križne elastičnosti pa merijo odzivnost povpraševanja po dobrini i zaradi sprememb v cenah dobrine j .

V AIDS modelu so vplivi cen in dohodka (v našem primeru izdatkov) na cenovne elastičnosti izraženi skozi svoj vpliv na dohodkovni oz. izdatkovni delež dobrin. Kompenzirane cenovne elastičnosti so izračunane po formuli (2.48):

$$e_{ij} = -\delta_{ij} + \frac{\gamma_{ij}}{w_i} - \beta_i \left(\frac{w_j}{w_i} \right) \quad (3.5)$$

kjer je e_{ij} cenovna elastičnost dobrine i glede na spremembe cene dobrine j in kjer velja, $\delta_{ij} = 1$, če $i = j$, in $\delta_{ij} = 0$, če $i \neq j$.

Za lastne cenovne elastičnosti pričakujemo negativen predznak ocenjenih elastičnosti, kar kaže na to, da povečanje cene dobrine vodi k zmanjšanju povpraševanja po tej dobrini. Križne elastičnosti so lahko negativne, pozitivne ali enake nič, kar je odvisno ali povečanje cene dobrine j povzroči zmanjšanje v povpraševani količini dobrine i (dobrini sta *komplementa*), njeno povečanje (dobrini sta *substituta*) ali nima vpliva na povpraševano količino dobrine i (dobrini *nista povezani*) (National Food Survey 2000, 2001, str. 91-92).

Skupine elastičnosti glede na višine ocen elastičnosti, ki so na splošno najpogostejše v raziskavah so (Košmelj, 1988, str. 66):

Tabela 6: Skupine vrednosti elastičnosti

Absolutna vrednost koeficienta elastičnosti	Stopnja elastičnosti
0	neelastično
nad 0,0 do 0,5	zelo slabo elastično
nad 0,5 do 1,0	slabo elastično
1,0	usklajeno elastično
nad 1,0 do 2,0	elastično
nad 2,0	zelo elastično

Vir: Košmelj, 1988, str. 66

Kompenzirane cenovne elastičnosti povpraševanja

Vsaka sprememba cene ima dvojni učinek na povpraševanje, in sicer, učinek dohodka in učinek substitucije. Oba učinka nastopita istočasno, saj so pri nižji ceni potrošniki pripravljene kupovati večje količine dobrine zaradi substitucijskega in dohodkovnega učinka (Prašnikar, 1994, str. 137).

Da je celotni učinek cenovne spremembe vsota substitucijskega in dohodkovnega učinka kaže tudi Slutskyjeva enačba (2.15). Kadar nas zanima le učinek substitucije zaradi spremembe cene, je potrebno izračunati kompenzirane cenovne elastičnosti. Zato je absolutno izražena kompenzirana cenovna elastičnost manjša kot absolutno izražena nekompenzirana cenovna elastičnost (Deaton, Muellbauer, 1980a, str 44-46).

Kompenzirano cenovno elastičnost povpraševanja v AIDS modelu izračunamo po enačbi (2.51):

$$e_{ij}^* = e_{ij} + w_i \eta_i \quad (3.6)$$

kjer e_{ij} predstavlja nekompenzirano cenovno elastičnost povpraševanja, w_i delež izdatkov in η_i izdatkovno elastičnost povpraševanja.

4. REZULTATI ANALIZ IN UPORABE MODELA LA/AIDS

4.1 PORAZDELITEV DOHODKA, POTROŠNJA IN PORABA HRANE

4.1.1 PORAZDELITEV DOHODKA

Dohodkovni kvartilni razredi

Proučevano populacijo smo razvrstili v štiri dohodkovno kvartilne razrede glede na povprečni letni dohodek (tj. povprečna letna razpoložljiva denarna sredstva) na člana gospodinjstva v Sloveniji leta 2001. To pomeni, da smo za vsako gospodinjstvo v vzorcu izračunali prejeti odstotek povprečnega letnega dohodka na člana gospodinjstva v omenjenem letu ter gospodinjstva na podlagi te spremenljivke razdelili v štiri dohodkovno kvartilne razrede. Distribucija teh dohodkov med gospodinjstvi za vsak dohodkovno kvartilni razred je prikazana v tabeli 7.

Tabela 7: *Distribucija povprečnega letnega dohodka na člana gospodinjstva med dohodkovno kvartilne razrede, Slovenija, 2001*

DOHODKOVNO KVARTILNI RAZREDI	%		KUMULATIVNI %	
	dohodka na člana gospodinjstva	gospodinjstev Slovenije	dohodka na člana gospodinjstva	gospodinjstev Slovenije
1. 0 - 584.300 SIT	8,9	25,0	8,9	25,0
2. 584.300 - 884.400 SIT	15,8	25,0	24,8	50,0
3. 884.400 - 1.334.300 SIT	23,7	25,0	48,5	75,0
4. 1.334.300 - ∞ SIT	51,5	25,0	100,0	100,0

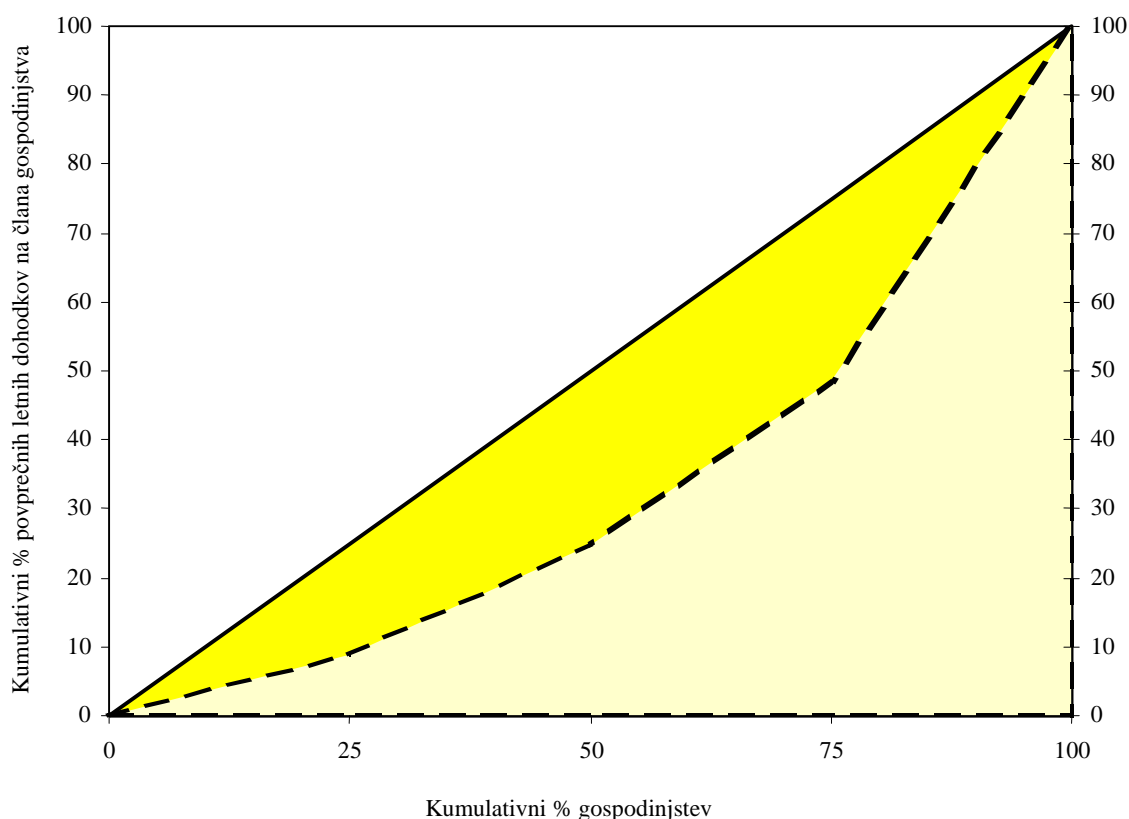
Vir: Anketa o porabi gospodinjstev 2001, SURS

Analiza rezultatov iz Ankete o porabi gospodinjstev kaže, da je v letu 2001 četrtna slovenskih gospodinjstev z najnižjimi povprečnimi letnimi dohodki na člana gospodinjstva preživela z le 8,9% celotnimi letnimi dohodki na člana gospodinjstva v Sloveniji v tem letu. Polovica gospodinjstev z najnižjimi povprečnimi letnimi dohodki na člana gospodinjstva je v omenjenem letu razpolagala z 24,8% vseh letnih dohodkov na člana gospodinjstva. Po drugi strani je preostala polovica proučevane populacije z najvišjimi povprečnimi letnimi dohodki na člana gospodinjstva razpolagala s tremi četrtinami vseh letnih dohodkov na člana gospodinjstva. 75% slovenskih gospodinjstev z najnižjimi povprečnimi letnimi dohodki na člana gospodinjstva je v letu 2001 prejelo manj kot polovico vsega razpoložljivega dohodka na člana gospodinjstva (48,5%), medtem ko je zgornjih 25% gospodinjstev prejelo več kot polovico (51,5%) vsega letnega dohodka na člana gospodinjstva.

Lorenzova krivulja

Grafična porazdelitev povprečnega dohodka na člana gospodinjstva v Sloveniji leta 2001 s pomočjo Lorenzeve krivulje je predstavljena na sliki 3. Prikazuje kako so deleži povprečnega letnega dohodka na člana gospodinjstva porazdeljeni med dohodkovne kvartile gospodinjstev (interpretacija le-teh je zapisana zgoraj) in kako dejanska porazdelitev tega dohodka (črčkana linija) odstopa od enake porazdelitve (neprekinjena linija). Ovrednotenje te neenake porazdelitve dohodka pa nam omogoča izračun Ginijevega koeficienta.

Slika 3: Lorenzova krivulja distribucije povprečnih letnih dohodkov na člana gospodinjstva, Slovenija, 2001



Vir: Anketa o porabi gospodinjstev 2001, SURS

Ginijev koeficient

Omenili smo že, da popolna enakost porazdelitve dohodka pomeni, da ima izračunani Ginijev koeficient vrednost 1 in takrat se nahajamo na neprekinjeni liniji (slika 3). V primeru popolne neenakosti porazdelitve pa je njegova vrednost 0. Leta 2001 je bila v Sloveniji vrednost Ginijevega koeficienta enaka 0,25. Od leta 1997 je vrednost Ginijevega koeficienta rasla, od leta 2000 naprej pa pada (Prva statistična objava št. 135, september 2004, str. 1). Po teh uradnih podatkih dohodkovna neenakost v Sloveniji od leta 2000 naprej pada.

4.1.2 POTROŠNJA IN PORABA HRANE

Kakšni so bili deleži potrošnih izdatkov in porabljenih kupljenih količin posameznih skupin živil na člana gospodinjstva v skupnih izdatkih za hrano oziroma celotni kupljeni količini hrane v Sloveniji in po posameznih dohodkovno kvartilnih razredih v letu 2001, vidimo v spodnji tabeli.

Tabela 8: *Deleži porabe in potrošnje posameznih skupin živil v skupni potrošnji oziroma porabi hrane na člana gospodinjstva po COICOP klasifikaciji, Slovenija skupaj in dohodkovo kvartilni razredi, 2001*

na člana gospodinjstva

VRSTA DOBRINE (i)	PORABA (%)						POTROŠNJA (%)					
	Slovenija skupaj		Dohodkovo kvartilni razred				Slovenija skupaj		Dohodkovo kvartilni razred			
	(%)	(kg)	1.	2.	3.	4.	(%)	(SIT)	1.	2.	3.	4.
Kruh in žitarice	26,4	102,1	31,5	27,1	25,3	24,1	21,8	38.894	24,0	21,9	21,5	20,8
Meso	12,1	46,8	11,1	12,0	12,6	12,4	28,6	51.134	27,3	29,2	29,0	28,6
Ribe	0,9	3,4	0,7	0,9	0,9	1,0	2,5	4.538	2,0	2,6	2,5	2,8
Mlečni izdelki	25,0	96,3	23,3	25,6	24,6	25,7	16,1	28.782	15,7	16,3	15,6	16,6
Olje in maščobe	1,6	6,3	1,7	1,7	1,7	1,5	4,0	7.169	4,5	3,9	4,0	3,8
Sadje	13,4	52,0	11,3	12,5	14,3	14,7	7,2	12.771	6,1	6,6	7,5	7,8
Zelenjava	14,9	57,3	13,9	14,8	15,0	15,3	7,7	13.672	7,4	7,5	7,6	7,9
Sladki izdelki	5,8	21,7	6,6	5,4	5,7	5,2	8,0	14.232	8,2	7,6	8,1	8,0
Drugi preh. izd.	n.p.	n.p.	n.p.	n.p.	n.p.	n.p.	4,2	7.420	4,8	4,4	4,1	3,7
HRANA	100,0		100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	178.612	100,0	100,0	100,0	100,0

Vir: Anketa o porabi gospodinjstev 2001, SURS in lastni izračuni

Izdatki za hrano na člana gospodinjstva so v letu 2001 znašali 178.600 SIT. Dobrih 66,5% teh izdatkov so predstavljali izdatki za kruh in žitarice, meso ter mlečne izdelke. Vendar je, v splošnem, struktura med deleži izdatkov in deleži porabe kupljenih izdelkov na člana gospodinjstva različna. Izdatki za meso na člana gospodinjstva so predstavljali 28,6% vseh izdatkov za hrano na člana gospodinjstva, poraba le-tega na člana gospodinjstva pa je predstavljala le 12,1% celotne porabe hrane na člana gospodinjstva. Obratno razmerje med deležem porabe kupljenih izdelkov in deležem izdatkov na člana gospodinjstva je veljalo za izdelke skupin kruh in žitarice, mlečni izdelki, sadje ter zelenjava. Eden izmed možnih razlogov za tako razmerje (večji delež porabe kot delež izdatkov na člana gospodinjstva v skupni porabi hrane oz. skupnih izdatkih za hrano na člana gospodinjstva) je lahko nižja povprečna cena omenjenih skupin živil kot pa je bila povprečna cena mesa. Za skupino drugi prehrabeni izdelki smo razpolagali le s podatki za izdatke, ne pa tudi s podatki porabe dobrin v tej skupini.

Ker smo v APG dobili le podatke o kupljenih količinah, je predvsem za skupini sadje in zelenjava smiselna tudi informacija o lastni proizvodnji dobrin teh skupin. Po podatkih Statističnega urada je npr. kupljena količina jabolok v letu 2001 na člana gospodinjstva znašala 13,5 kg, količina doma pridelanih jabolok pa 8,5 kg. Delež porabe jabolok na člana gospodinjstva je v skupni porabi sadja znašal 14,6% (pred agrumi - 22,6% in bananami - 15,6%). Tudi v skupini zelenjava je situacija podobna. Še več, delež doma proizvedene posamezne vrste zelenjave je v povprečju večji kot je delež kupljene. Tako je na primer

posamezen član gospodinjstva v letu 2001 pojedel 10,4 kg zelene solate (od tega jo je 5,5 kg proizvedel sam) in kar 41,7 kg krompirja (od tega je bilo 20,1 kg proizvedenega doma) (Statistične informacije št. 260, 2004, str. 4). V razredu mlečni izdelki se tako izrazit vzorec razmerja med porabo kupljene in doma proizvedene dobrine na člana gospodinjstva pojavlja predvsem pri mleku. Delež kupljenega mleka na člana gospodinjstva je predstavljal kar 67% celotne porabe mlečnih izdelkov oziroma 63,1 litra. Celotna poraba mleka znaša 78,4 litra na člana gospodinjstva, če upoštevamo porabljeno kupljeno mleku in porabo doma proizvedenega mleka (Statistična informacija št. 260, 2004, str. 3).

V letu 2001 je vrednost lastne proizvodnje hrane na člana gospodinjstva predstavlja 18% celotne vrednosti potrošnje hrane na člana gospodinjstva, medtem ko so preostalih 82% te vrednosti predstavljali izdatki za hrano na člana gospodinjstva. Hkrati so izdatki za hrano na člana slovenskega gospodinjstva v tem letu predstavljali 16% celotnih porabljenih sredstev gospodinjstva, preračunanih na člana gospodinjstva.

Iz zgornje tabele vidimo, da je 25% gospodinjstev z najnižjimi dohodki na člana gospodinjstva v letu 2001 porabilo manjši delež izdatkov za meso (27,3% vseh izdatkov za hrano) kot so ga nakupom mesa v povprečju namenila gospodinjstva z višjimi dohodki na člana gospodinjstva (cca. 29%). Tudi delež porabe mesa na člana gospodinjstva prvega dohodkovno kvartilnega razreda je bil najnižji. Po drugi strani, pa je teh 25% gospodinjstev namenilo višji odstotek svojih izdatkov za hrano na člana gospodinjstva za nakupe kruha in žitaric (31,5%) kot ga je namenilo 25% gospodinjstev z najvišjimi dohodki na člana gospodinjstva (24,1%). Delež porabe in izdatkov na člana gospodinjstva za mlečne izdelke in sladke izdelke variira po dohodkovno kvartilnih razredih. Kljub temu, da je delež porabe olja in maščob na člana gospodinjstva za prve tri dohodkovno kvartilne razrede enak (1,7%), pa gospodinjstva z najnižjimi povprečnimi dohodki na člana gospodinjstva namenijo nakupom te skupine večji delež svojih izdatkov za hrano na člana gospodinjstva, kot gospodinjstva v ostalih treh dohodkovno kvartilnih razredih. Delež izdatkov sadja in zelenjave v skupnih izdatkih hrane na člana gospodinjstva in delež porabe kupljene količine omenjenih dveh skupin živil na člana gospodinjstva pa narašča z naraščanjem dohodka na člana gospodinjstva.

4.2 EKONOMETRIČNI REZULTATI

Povpraševanje po skupinah živil (3.1) je bilo ocenjeno kot sistem linearnih enačb z metodo LA/AIDS. Ocenjevanje petih modelov (Slovenija skupaj in štiri dohodkovno kvartilni razredi) je potekalo dveh fazah. V prvi fazi so bili modeli (3.1) ocenjeni s cenilko OLS. Rezultati tega postopka so bili nadalje uporabljeni za ocenjevanje omenjenih modelov s cenilko ITSUR (Zellner, 1962, str. 348-368). Omejitvi parametrov, homogenost in simetrija, sta bili upoštevani kot linearni omejitvi sistemov. V večini primerov sta bili ti dve omejitvi statistično neznačilni (glej Prilogo, Tab. P8, str. 6). To pomeni, da se ocene regresijskih koeficientov v modelih z omejitvami (ocenjene s cenilko ITSUR) ne razlikujejo statistično značilno od ocen le teh v modelih brez omejitev (ocenjene s cenilko OLS).

Čeprav omejitev neenakosti (monotonost in konkavnost) nismo posebej preverjali, lahko kljub temu s preverjanjem predznakov deležev izdatkov posameznih skupin živil w_i vidimo, da je omejitev monotonost upoštevana, saj v vseh primerih velja $w_i > 0$ (glej Tab. 9, str. 47).

Iz pogoja seštevanje velja, da je vsota izdatkovnih deležev dobrin enaka ena, iz česar sledi, da je variančno kovariančna matrika singularna. Da bi se izognili singularnosti variančno kovariančne matrike, smo deležno enačbo za sladke izdelke pri ocenjevanju vseh petih modelov (3.1) izpustili. Ocene koeficientov te enačbe smo kasneje dobili z upoštevanjem omejitev parametrov homogenost, simetrija in seštevanje.

Pri testiranju prisotnosti pojava heteroskedastičnosti z Whitovim testom smo ugotovili, da je ta pojav prisoten v vseh modelih proučevanih vzorcev. Odpravljanje tega pojava pomeni novo definiranje variančno kovariančne matrike modelov, kar pa presega okvire tega dela.

V Prilogi tabele P3-P7 predstavljajo rezultate ocenjenih parametrov LA/AIDS modelov (3.1) in njihove točne stopnje značilnosti p za Slovenijo skupaj in za štiri dohodkovno kvartilne razrede. Delež ocen koeficientov povpraševanja, katerih vrednost p je večja od 0,1 pri preverjanju ničelnih domnev $H_0 : \alpha_i = 0$, $H_0 : \gamma_{ij} = 0$ in $H_0 : \beta_i = 0$ glede na proučevan vzorec variira med 70% in 81%. (Relativno) dobra splošna statistična značilnost koeficientov povpraševanja za Slovenijo skupaj in za dohodkovno kvartilne razrede pa ne velja za posamezne skupine živil v posameznih modelih. Ne glede na proučevan vzorec imajo zelo nizke vrednosti p le ocene koeficientov povpraševanja v modelu za meso in ribe. Največ statistično neznačilnih koeficientov povpraševanja najdemo v modelih za zelenjavo.

V četrtem dohodkovno kvartilnem razredu je izdatkovni koeficient, β_i , kar v treh primerih statistično neznačilen (kruh in žitarice, meso in ribe, sadje). To pomeni, da ne moremo trditi, da odstotkovna sprememba izdatkov za hrano povzroči tudi spremembo v deležu izdatkov omenjenih treh skupin živil ob nespremenjenih cenah teh treh skupin. Spodnja dva dohodkovno kvartilna razreda pa imata statistično neznačilen izdatkovni koeficient za skupino kruh in žitarice.

4.3 OCENE ELASTIČNOSTI POVPRASHVANJA

4.3.1 IZDATKOVNE ELASTIČNOSTI POVPRASHVANJA

Parametri sistema povpraševanja predstavljeni v tabelah P3-P7 v Prilogi so bili v nadaljevanju uporabljeni za izračun elastičnosti povpraševanja za vsako skupino živil za Slovenijo skupaj in za vsak dohodkovno kvartilni razred.

Tabela 9 prikazuje ocene izdatkovnih elastičnosti skupaj z deležem izdatkov posamezne skupine živil v celotnih izdatkih za hrano⁶ na člana gospodinjstva za vsa slovenska gospodinjstva in za gospodinjstva razdeljena v štiri dohodkovno kvartilne razrede v letu 2001.

⁶ Delež izdatkov po skupinah živil v celotnih izdatkih za hrano se razlikuje od dejanskih deležev izdatkov skupin živil v izdatkih za hrano (tabela 7), ker v ocenjevanje modelov LA/AIDS ni bila vključena skupina drugi prehrabeni izdelki.

Po ocenah izdatkovnih elastičnosti za Slovenijo skupaj se skupini mlečni izdelki in zelenjava uvrščata med luksuzni dobrini, saj je η_i večji od 1. To pomeni, da bo povečanju izdatkov, ki jih je potrošnik namenil za hrano, sledilo povečanje povpraševanja po teh dveh skupinah po višji stopnji kot se je povečal delež izdatkov za nakup mlečnih izdelkov oziroma zelenjave v skupnih izdatkih za hrano. Zanimivo pri tem je, da delež izdatkov mlečnih izdelkov predstavlja dobrih 22% skupnih izdatkov hrane. Vse ostale skupine živil je član slovenskega gospodinjstva v letu 2001 smatral kot normalne dobrine, katerih elastičnosti izdatkov je blizu 1. Izjema je le izdatkovna elastičnost skupine olje in maščobe, ki ima opazno nižjo vrednost (okoli 0,7) kot ostale normalne dobrine.

Tabela 9: *Ocene izdatkovnih elastičnosti skupin živil, η_i , in deležev izdatkov skupin živil v skupnih izdatkih za hrano na člana gospodinjstva (v %), w_i , Slovenija skupaj in dohodkovno kvartilni razredi, 2001*

VRSTA DOBRINE (i)	Slovenija skupaj		1. dohodkovno kvartilni razred		2. dohodkovno kvartilni razred		3. dohodkovno kvartilni razred		4. dohodkovno kvartilni razred	
	w_i	η_i	w_i	η_i	w_i	η_i	w_i	η_i	w_i	η_i
Kruh in žitarice	18,1	0,961 (0,0041)	20,4	1,026 (0,2098)	18,2	0,994 (0,4198)	17,5	0,929 (0,0100)	16,4	0,966 (0,4426)
Meso in ribe	29,0	0,952 (0,0005)	26,4	0,924 (0,0099)	30,5	0,938 (0,0153)	29,9	0,930 (0,0109)	29,2	0,968 (0,1291)
Mlečni izdelki	22,2	1,121 (<0,0001)	21,5	1,093 (0,0046)	21,8	1,141 (<0,0001)	22,0	1,170 (<0,0001)	23,6	1,063 (0,0173)
Olje in maščobe	5,2	0,708 (<0,0001)	5,4	0,729 (<0,0001)	5,2	0,670 (<0,0001)	5,1	0,677 (<0,0001)	5,0	0,726 (<0,0001)
Sadje	8,6	0,967 (0,0830)	8,4	0,897 (0,0240)	8,1	0,841 (0,0005)	8,5	1,023 (0,3204)	9,2	1,004 (0,4653)
Zelenjava	9,7	1,180 (<0,0001)	9,9	1,234 (<0,0001)	9,3	1,226 (<0,0001)	9,8	1,141 (0,0038)	9,7	1,150 (0,0005)
Sladki izdelki	7,2	0,927	8,0	0,939	6,8	0,976	7,2	0,953	6,8	0,912

Vir: Lastni izračuni

Vrednosti v oklepajih so točne stopnje značilnosti, p , dvostranskega t-testa, in sicer

$$H_0 : \eta_i = 1$$

$$H_1 : \eta_i \neq 1$$

Analiza izdatkovnih elastičnosti po dohodkovno kvartilnih razredih pokaže podrobnejše zanimivosti. In sicer, za prvi dohodkovni razredi velja, da je poleg mlečnih izdelkov in zelenjave luksuzna dobrina tudi skupina kruh in žitarice, katerih izdatki zavzemajo približno eno petino vseh izdatkov za hrano tega dohodkovnega razreda. Vendar pa izdatkovna elastičnost za kruh in žitarice ni statistično značilno večja od 1, tako da omenjene skupine živil na podlagi statističnih testov ne moremo uvrstiti med luksuzne dobrine. Čeprav gospodinjstva v drugem in četrtem dohodkovno kvartilnem razredu to skupino živil uvrščata med normalne dobrine, pa je točna stopnja značilnosti precej večja od 0,10. Nadalje, zgornji najbogatejši polovici gospodinjstev naj bi luksuzno dobrino predstavljalo tudi sadje, a te trditve ne moremo statistično potrditi.

Ostale ocene izdatkovnih elastičnosti so pozitivne in manjše od 1 - te skupine živil uvrščamo med normalne dobrine tudi, če gospodinjstva razdelimo v razrede oblikovane glede na višino dohodka na člana gospodinjstva. Vendar pa na podlagi navedenih točnih stopenj značilnosti za vse te skupine živil ne moremo statistično potrditi, da jih potrošnik res smatra kot normalne dobrine. Izdatkovne elastičnosti olja in maščob so tudi po posameznih dohodkovno kvartilnih razredih najnižje (od 0,670 do 0,729) in statistično značilno manjše od 1.

Med dohodkovno kvartilnimi razredi deleži izdatkov posamezne skupine živil v skupnih izdatkih za hrano na člana gospodinjstva variirajo in to variiranje ni vedno v skladu z variiranjem izdatkovnih elastičnosti. Tako se na primer delež izdatkov za olje in maščobe v celotnih izdatkih namenjenih prehrani za posameznega člana gospodinjstva vztrajno zmanjšuje s prehodom v višji dohodkovni razred, medtem ko izdatkovne elastičnosti te skupine živil med dohodkovno kvartilnimi razredi variirajo.

4.3.2 CENOVNE ELASTIČNOSTI POVRAŠEVANJA

Tabela 10 predstavlja nekompenzirane, e_{ij} in kompenzirane, e_{ij}^* cenovne elastičnosti za Slovenijo skupaj in za dohodkovno kvartilne razrede v letu 2001. In sicer, so diagonalne vrednosti (krepko označene) lastne cenovne elastičnosti, nediagonalne pa križne cenovne elastičnosti.

Tabela 10: *Ocene nekompenziranih, e_{ij} , in kompenziranih, e_{ij}^* , cenovnih elastičnosti skupin živil, Slovenija skupaj in dohodkovno kvartilni razredi, 2001*

VRSTA DOBRINE (i)	Cenovna elastičnost (e_{ij} , e_{ij}^*)	CENA (p_i)						
		Kruh in žitarice	Meso in ribe	Mlečni izdelki	Olje in maščobe	Sadje	Zelenjava	Sladki izdelki
<i>Slovenija skupaj</i>								
Kruh in žitarice	e_{ij}	-0,474	-0,249	-0,052	-0,050	-0,065	-0,004	-0,068
	e_{ij}^*	-0,299	0,030	0,162	0,000	0,017	0,089	0,002
Meso in ribe	e_{ij}	-0,154	-0,332	-0,152	-0,078	-0,084	-0,071	-0,081
	e_{ij}^*	0,019	-0,056	0,059	-0,029	-0,002	0,021	-0,012
Mlečni izdelki	e_{ij}	-0,071	-0,248	-0,814	0,019	-0,031	0,018	0,007
	e_{ij}^*	0,132	0,077	-0,565	0,077	0,065	0,127	0,087
Olje in maščobe	e_{ij}	-0,128	-0,368	0,172	-0,570	0,110	0,074	0,003
	e_{ij}^*	0,001	-0,162	0,329	-0,534	0,170	0,142	0,054
Sadje	e_{ij}	-0,139	-0,288	-0,047	0,053	-0,520	-0,049	0,023
	e_{ij}^*	0,036	-0,007	0,168	0,103	-0,437	0,045	0,093
Zelenjava	e_{ij}	-0,048	-0,279	0,029	0,015	-0,061	-0,852	0,016
	e_{ij}^*	0,166	0,063	0,291	0,076	0,040	-0,737	0,101
Sladki izdelki	e_{ij}	-0,164	-0,317	0,064	-0,009	0,031	0,045	-0,576
	e_{ij}^*	0,004	-0,048	0,270	0,039	0,110	0,135	-0,509

se nadaljuje na naslednji strani

VRSTA DOBRINE (i)	Cenovna elastičnost (e_{ij}, e_{ij}^*)	CENA (p_i)						
		Kruh in žitarice	Meso in ribe	Mlečni izdelki	Olje in maščobe	Sadje	Zelenjava	Sladki izdelki
1. dohodkovno kvartilni razred								
Kruh in žitarice	e_{ij}	-0,539	-0,220	0,027	-0,062	-0,097	-0,039	-0,096
	e_{ij}^*	-0,330	0,051	0,247	-0,006	-0,010	0,063	-0,014
Meso in ribe	e_{ij}	-0,149	-0,206	-0,179	-0,104	-0,107	-0,084	-0,094
	e_{ij}^*	0,039	0,038	0,019	-0,054	-0,029	0,008	-0,021
Mlečni izdelki	e_{ij}	0,012	-0,266	-0,842	0,034	-0,023	0,002	-0,010
	e_{ij}^*	0,234	0,024	-0,607	0,093	0,069	0,110	0,077
Olje in maščobe	e_{ij}	-0,171	-0,457	0,211	-0,596	0,152	0,079	0,052
	e_{ij}^*	-0,022	-0,264	0,368	-0,556	0,213	0,151	0,110
Sadje	e_{ij}	-0,208	-0,328	-0,017	0,088	-0,579	0,082	0,064
	e_{ij}^*	-0,025	-0,091	0,176	0,137	-0,503	0,170	0,136
Zelenjava	e_{ij}	-0,122	-0,306	-0,027	0,016	0,041	-0,901	0,063
	e_{ij}^*	0,129	0,020	0,238	0,083	0,146	-0,779	0,162
Sladki izdelki	e_{ij}	-0,227	-0,317	0,007	0,024	0,064	0,107	-0,596
	e_{ij}^*	-0,036	-0,069	0,208	0,075	0,143	0,200	-0,521
2. dohodkovno kvartilni razred								
Kruh in žitarice	e_{ij}	-0,479	-0,248	-0,115	-0,030	-0,058	-0,022	-0,042
	e_{ij}^*	-0,297	0,055	0,101	0,022	0,023	0,071	0,026
Meso in ribe	e_{ij}	-0,138	-0,374	-0,119	-0,072	-0,072	-0,061	-0,101
	e_{ij}^*	0,033	-0,088	0,085	-0,023	0,004	0,026	-0,037
Mlečni izdelki	e_{ij}	-0,123	-0,229	-0,821	-0,005	-0,045	0,059	0,024
	e_{ij}^*	0,085	0,119	-0,573	0,054	0,048	0,165	0,102
Olje in maščobe	e_{ij}	-0,046	-0,339	0,082	-0,630	0,158	0,091	0,013
	e_{ij}^*	0,076	-0,134	0,228	-0,595	0,212	0,153	0,059
Sadje	e_{ij}	-0,102	-0,243	-0,055	0,092	-0,508	-0,086	0,062
	e_{ij}^*	0,051	0,013	0,128	0,136	-0,440	-0,008	0,120
Zelenjava	e_{ij}	-0,085	-0,288	0,118	0,022	-0,106	-0,924	0,037
	e_{ij}^*	0,138	0,087	0,386	0,086	-0,007	-0,810	0,121
Sladki izdelki	e_{ij}	-0,109	-0,464	0,111	-0,006	0,063	0,074	-0,645
	e_{ij}^*	0,069	-0,166	0,324	0,045	0,142	0,165	-0,578

se nadaljuje na naslednji strani

VRSTA DOBRINE (i)	Cenovna elastičnost (e_{ij}, e_{ij}^*)	CENA (p_i)						
		Kruh in žitarice	Meso in ribe	Mlečni izdelki	Olje in maščobe	Sadje	Zelenjava	Sladki izdelki
3. dohodkovno kvartilni razred								
Kruh in žitarice	e_{ij}	-0,467	-0,249	-0,068	-0,052	-0,043	0,011	-0,061
	e_{ij}^*	-0,304	0,028	0,136	-0,005	0,037	0,103	0,006
Meso in ribe	e_{ij}	-0,146	-0,340	-0,158	-0,070	-0,082	-0,079	-0,055
	e_{ij}^*	0,017	-0,062	0,047	-0,022	-0,003	0,012	0,012
Mlečni izdelki	e_{ij}	-0,096	-0,286	-0,817	0,009	-0,004	0,028	-0,004
	e_{ij}^*	0,108	0,063	-0,559	0,068	0,096	0,143	0,080
Olje in maščobe	e_{ij}	-0,136	-0,334	0,145	-0,512	0,139	0,067	-0,048
	e_{ij}^*	-0,017	-0,132	0,294	-0,478	0,197	0,134	0,001
Sadje	e_{ij}	-0,104	-0,316	0,023	0,065	-0,578	-0,100	-0,013
	e_{ij}^*	0,075	-0,010	0,248	0,118	-0,491	0,001	0,060
Zelenjava	e_{ij}	-0,017	-0,304	0,070	0,011	-0,097	-0,785	-0,020
	e_{ij}^*	0,183	0,037	0,321	0,069	0,000	-0,673	0,062
Sladki izdelki	e_{ij}	-0,153	-0,234	0,035	-0,048	-0,009	-0,009	-0,535
	e_{ij}^*	0,014	0,051	0,245	0,001	0,072	0,085	-0,467
4. dohodkovno kvartilni razred								
Kruh in žitarice	e_{ij}	-0,438	-0,282	-0,089	-0,054	-0,073	0,015	-0,075
	e_{ij}^*	-0,274	0,008	0,146	-0,004	0,019	0,112	-0,007
Meso in ribe	e_{ij}	-0,155	-0,397	-0,150	-0,071	-0,070	-0,058	-0,066
	e_{ij}^*	0,005	-0,115	0,078	-0,023	0,019	0,036	0,000
Mlečni izdelki	e_{ij}	-0,073	-0,213	-0,766	0,033	-0,053	-0,002	0,012
	e_{ij}^*	0,102	0,097	-0,515	0,086	0,045	0,101	0,084
Olje in maščobe	e_{ij}	-0,132	-0,344	0,236	-0,539	-0,001	0,060	-0,007
	e_{ij}^*	-0,013	-0,133	0,408	-0,502	0,066	0,131	0,043
Sadje	e_{ij}	-0,131	-0,232	-0,123	-0,014	-0,412	-0,090	-0,002
	e_{ij}^*	0,034	0,061	0,115	0,036	-0,319	0,008	0,066
Zelenjava	e_{ij}	0,000	-0,228	-0,026	0,010	-0,099	-0,794	-0,014
	e_{ij}^*	0,189	0,107	0,246	0,067	0,007	-0,682	0,065
Sladki izdelki	e_{ij}	-0,166	-0,267	0,077	-0,014	0,005	0,004	-0,551
	e_{ij}^*	-0,016	-0,001	0,292	0,032	0,090	0,092	-0,489

Vir: Lastni izračuni

Nekompenzirane cenovne elastičnosti povpraševanja

Lastne nekompenzirane cenovne elastičnosti imajo, po pričakovanjih, negativen predznak: povpraševanje po določeni skupini živil bo padlo, ko se bo njena cena dvignila.

Za povpraševanje slovenskih gospodinjstev v letu 2001 po posameznih skupinah živil lahko povzamemo, da je cenovno neelastično, saj so vse lastne cenovne elastičnosti absolutno manjše od 1. To pomeni, da bo povišanje lastne cene določene skupine živil povzročilo padec povpraševanja po tej dobrini po manjši stopnji kot je stopnja naraščanja njene cene. Povpraševanje po skupinah živil kruh in žitarice ter meso in ribe je glede na tabelo 10 zelo slabo elastično (-0,47 oz. -0,33). Po drugi strani pa je na lastne cenovne spremembe najbolj

občutljivo povpraševanje po mlečnih izdelkih in zelenjavi, kajti lastna cenovna elastičnost teh dveh skupin živil je višja od -0,80. Ocene lastnih cenovnih elastičnosti olja in maščobe, sadja in sladkih izdelkov se gibljejo med -0,52 in -0,58.

Večina nediagonalnih vrednosti za Slovenijo skupaj ima negativen predznak, kar pomeni, da so te dobrine komplementarne - dvig cene npr. mlečnih izdelkov bo povzročil zmanjšanje povpraševanja po mesu in ribah. Absolutne vrednosti križnih elastičnosti so za vse skupine živil najvišje pri cenah skupinah kruh in žitarice ter meso in ribe (od 0,05 do 0,37). To pomeni, da je povpraševanje po vseh proučevanih skupinah živil najbolj odzivno na spremembe cen omenjenih dveh skupin živil. Sladki izdelki so substituti za vsem živilskim skupinam, razen za kruh in žitarice ter meso in ribe.

Tudi ocene nekompenziranih lastnih cenovnih elastičnosti za gospodinjstva razdeljena v štiri dohodkovno kvartilne razrede imajo pričakovan negativen predznak. Vse skupine živil so slabo elastične, saj je absolutna vrednost teh ocen nižja od ena. Tudi za dohodkovno kvartilne razrede velja, da je absolutna vrednost nekompenzirane lastne cenovne elastičnosti najnižja za povpraševanje po mesu in ribah (med -0,21 in -0,40) ter najvišja za povpraševanje po skupinah mlečni izdelki ter zelenjava (cca. -0,80).

Četrty dohodkovno kvartilni razred ima najvišjo oceno lastne nekompenzirane cenovne elastičnosti mesa in rib (-0,40) in najnižjo oceno te vrste elastičnosti za kruh in žitarice (-0,44). Nasprotna ugotovitev pa velja za najnižji dohodkovno kvartilni razred. Kar precej nižjo vrednost lastne cenovne elastičnosti povpraševanja po zelenjavi imata zgornja dohodkovno kvartilna razreda, medtem ko za spodnja dohodkovno kvartilna razreda velja skoraj usklajena lastna cenovna elastičnost povpraševanja po zelenjavi (-0,92 oz. -0,90). Povpraševanje po zelenjavi torej pada skoraj po isti stopnji kot se povečuje njena cena, vendar pa lastne cenovne spremembe te skupine skoraj ne vplivajo na spremembe deleža izdatkov zanjo. Gospodinjstva drugega dohodkovno kvartilnega razreda imajo opazno višjo ocenjeno lastno cenovno elastičnost povpraševanja po skupini sladki izdelki.

Ocene nekompenziranih lastnih cenovnih elastičnosti povpraševanja kruha in žitaric oziroma mlečnih izdelkov padajo z naraščanjem dohodkovno kvartilnega razreda, ocene omenjenih vrst elastičnosti povpraševanja za ostale proučevane skupine živil pa variirajo. Če združimo gospodinjstva v prvem in drugem ter gospodinjstva v tretjem in četrtem dohodkovno kvartilnem razredu zakonitosti padanja oziroma naraščanja teh ocen znotraj omenjenih dveh združenih dohodkovno kvartilnih razredov postanejo enoznačne. Tako ocene lastnih cenovnih elastičnosti povpraševanja po sadju padajo, za meso in ribe, olje in maščobe, zelenjavo in sladke izdelke pa naraščajo.

Ocene nekompenziranih križnih elastičnosti povpraševanja po dohodkovno kvartilnih razredih so v splošnem za vse razrede negativne in relativno visoke v primeru spremembe cene kruha in žitaric ter cene mesa in rib. Vpliv cen ostalih dobrin na povpraševanje pa je tako pozitiven kot tudi negativen in v splošnem manj močan. Opozoriti velja, da za 25% gospodinjstev z najvišjimi dohodki na člana gospodinjstva sprememba cene kruha in žitaric ne vpliva na povpraševanje po zelenjavi - križna elastičnosti povpraševanja po zelenjavi je nič. V

najnižjem dohodkovno kvartilnem razredu pa izstopa pozitivna križna elastičnost povpraševanja po mlečnih izdelkih glede na spremembo cene kruha in žitaric, ki je enaka 0,012. Čeprav je moč povezave med omenjenima skupinama živil zelo šibka, sta dobrini substituta - zvišanje cene kruha in žitaric bo povzročilo porast, čeprav majhen povpraševanja po mlečnih izdelkih.

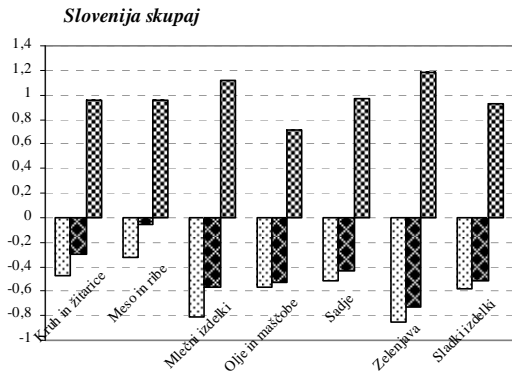
Kompenzirane cenovne elastičnosti povpraševanja

V tretjem poglavju smo omenili, da je absolutno izražena kompenzirana cenovna elastičnost manjša kot absolutno izražena nekompenzirana cenovna elastičnost (Deaton, Muellbauer, 1980a, str 44-46), o čemer pričajo tudi rezultati v tabeli 10 in sliki 4.

Iz tabele 10 lahko za Slovenijo skupaj in za vse dohodkovno kvartilne razrede povzamemo, da so ocene kompenziranih lastnih cenovnih elastičnosti povpraševanja po skupinah kruh in žitarice, meso in ribe ter mlečni izdelki izrazito nižje kot pripadajoče ocene nekompenziranih lastnih cenovnih elastičnosti. To pomeni, da je vpliv dohodka, ki ga povzroči sprememba lastne cene posamezne omenjene skupine živil na povpraševanje po teh skupinah živil, velik. Izmed povpraševanja po omenjenih treh skupinah živil, je razlika med ocenami lastnih nekompenziranih in lastnih kompenziranih cenovnih elastičnosti najvišja za povpraševanje po skupini meso in ribe - dohodkovni učinek spremembe cene te skupine na njeno povpraševanje je največji (slika 4). Ob neupoštevanju dohodkovnega učinka zaradi spremembe cene mesa in rib, je povpraševanje po tej skupini živil skoraj popolnoma neelastično. Sprememba cene mesa in rib skoraj ne vpliva na obseg povpraševanja po mesu in ribah. Lastne kompenzirane cenovne elastičnosti ostalih skupin živil se niso bistveno zmanjšale, kar nakazuje na dejstvo, da je substitucijski učinek spremembe lastne cene precej večji od dohodkovnega učinka. Zelenjava pa je dobrina, po kateri je povpraševanje najbolj občutljivo na lastne cenovne spremembe. Omeniti velja pozitivno kompenzirano lastno cenovno elastičnost mesa in rib za gospodinjstva v prvem dohodkovno kvartilnem razredu (slika 4). Čeprav je pozitivna vrednost te elastičnosti zelo nizka, njen pozitiven predznak vseeno pove, da povečanje cene mesa in rib vodi 25% gospodinjstev z najnižjimi dohodki na člana gospodinjstva v letu 2001 k povečanju nakupov te dobrine.

Kompenzirane križne elastičnosti so v splošnem nižje od nekompenziranih, zato je povezava med temi dobrinami še šibkejša. Druga ugotovitev pa se nanaša na predznak teh ocen, ki je v večini primerov pozitiven - dobrine so substituti.

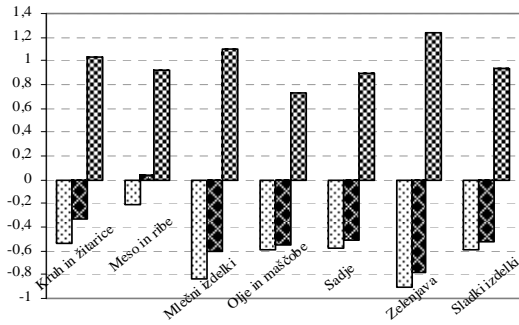
Slika 4: Nekompenzirane lastne cenovne elastičnosti, e_{ii} , kompenzirane lastne cenovne elastičnosti, e_{ii}^* in izdatkovne elastičnosti, η_i , povpraševanja po skupinah živil, Slovenija skupaj in dohodkovno kvartilni razredi, 2001



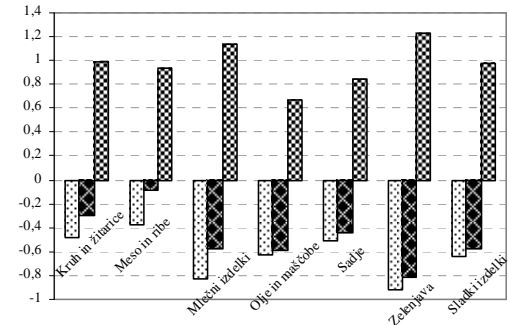
Legenda:

- Nekompenzirana (Marshallova) lastna cenovna elastičnost
- Kompenzirana (Hicksova) lastna cenovna elastičnost
- ▣ Izdatkovna elastičnost

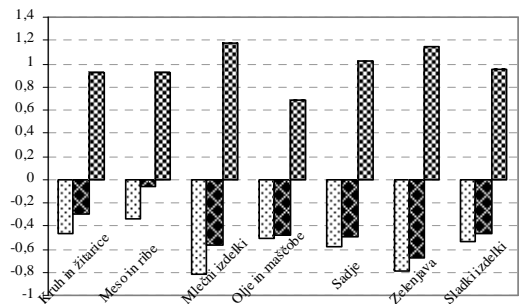
1. dohodkovno kvartilni razred



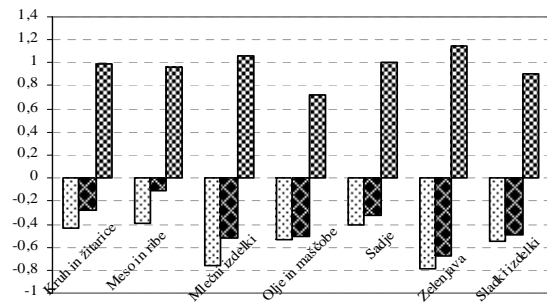
2. dohodkovno kvartilni razred



3. dohodkovno kvartilni razred



4. dohodkovno kvartilni razred



Vir: Lastni izračuni

RAZPRAVA

5.1 RAZPRAVA O REZULTATIH MODELA

5.1.1 UGOTOVITVE O TEMELJNIH DOMNEVAH POVPRASEVANJA PO HRANI

Ali so cene in dohodek najpomembnejša dejavnika pri proučevanju povpraševanja po hrani?

Glede na tabele P3-P7 v Prilogi je 65-80% cenovnih koeficientov oziroma 67-86% dohodkovnih koeficientov povpraševanja po hrani statistično značilno različnih od nič pri točni stopnji značilnosti $p \leq 0,10$. Število oziroma delež koeficientov povpraševanja, ki so statistično značilno različni od nič, je odvisno od proučevanega vzorca (Slovenija skupaj oziroma posamezen dohodkovno kvartilni razred). Ti naši rezultati so primerljivi s sorodnimi raziskavami v literaturi, kajti rezultati ocenjenega sistema povpraševanja so pokazali 75% cenovnih koeficientov in 50% dohodkovnih koeficientov, ki so bili statistično značilno različni od nič pri enaki stopnji značilnosti (Ledezma, Njonou, De Frahan, 2002, str. 9-15).

Z dohodkovno kvartilnimi razredi, grafično ponazoritvijo (Lorenzova krivulja) in izračuni (Ginijev koeficient) smo potrdili uvodoma postavljeno domnevo, da je bil dohodek v Sloveniji leta 2001 neenakomerno porazdeljen. Pokazali smo, da je 25% gospodinjstev z najvišjimi letnimi dohodki na člana gospodinjstva pripadalo 51,5% vseh povprečnih letnih dohodkov na člana gospodinjstva. Zato je bila delitev populacije v dohodkovno kvartilne razrede smiselna. Nadalje se je tudi izkazalo, da obstajajo razlike v koeficientih povpraševanja ter v ocenah izdatkovnih in cenovnih elastičnosti med dohodkovno kvartilnimi razredi. Nadaljni korak v tej analizi bi lahko bilo ugotavljanje velikosti razlik ocenjenih elastičnosti povpraševanja med dohodkovnimi razredi, kajti med njimi obstajajo majhne, a statistično značilne razlike teh koeficientov za večino proučevanih prehrabnih proizvodov (Huang, Lin, 2000, str. 11-14).

Čeprav je delež statistično značilnih parametrov dejavnikov, ki najpomembnejše vplivajo na povpraševanje po hrani (izdatki in cene) relativno visok, se vseeno zastavlja vprašanje ali je vpliv drugih (ne vključenih) faktorjev nepomemben. Poseben razmislek v tej smeri je potreben že zato, ker ekonometrične študije na področju hrane dokazujejo, da je odzivnost na absolutno velikost dohodka in na cene majhna še posebej v primerih, ko so dobrine visoko agregirane (Conforti, Pierani, Rizzi, 2000, str. 1).

Ali se delež izdatkov luksuznih dobrin v skupnih izdatkih za hrano dejansko povečuje z višjim dohodkovnim razredom, delež izdatkov normalnih dobrin pa se zmanjšuje?

Glede na rezultate tabele 9 mlečne izdelke in zelenjavo v Sloveniji v letu 2001 obravnavamo kot luksuzni dobrini, saj so $\eta_i > 1$ pri točni stopnji značilnosti $p \leq 0,10$ za Slovenijo skupaj in za vse dohodkovno kvartilne razrede⁷. Ostale dobrine so potrošniki v splošnem obravnavali kot normalne, čeprav za vse normalne dobrine ni veljalo, da je njihova izdatkovna elastičnost statistično značilno različna od ena.

⁷ Izjema je le izdatkovna elastičnost povpraševanja po mlečnih izdelkih za četrti dohodkovni razred, kjer $p = 0,173$.

Nadalje, za mlečne izdelke lahko potrdimo hipotezo, da se delež izdatkov mlečnih izdelkov v skupnih izdatkih za hrano na člana gospodinjstva povečuje z višjim dohodkovnim razredom (glej Tab. 9, str. 47). (Ne)pravilnosti zgornje hipoteze lahko ocenimo tudi v širšem kontekstu tako, da med izdatke za hrano vključimo še razred drugi prehrambeni izdelki po COICOP klasifikaciji, ki so bili v ocenjevanju modelov povpraševanja izpuščeni. Tako glede na rezultate iz APG (glej Tab. 8, str. 44) zgornje hipoteze za mlečne izdelke ne moremo ne potrditi ne ovreči, ker je očitno, da delež izdatkov teh dobrin v skupnih izdatkih za hrano na člana gospodinjstva variira glede na dohodkovno kvartilni razred. Če pa gospodinjstva razdelimo le v spodnjo dohodkovno polovico gospodinjstev (1. in 2. dohodkovno kvartilni razred) in zgornjo dohodkovno polovico gospodinjstev (3. in 4. dohodkovno kvartilni razred), pa hipotezo lahko dodatno potrdimo tudi s pomočjo gibanja deleža izdatkov mlečnih izdelkov na člana gospodinjstva v tabeli 8, ker delež le-teh narašča znotraj spodnje oziroma zgornje polovice slovenskih gospodinjstev.

Delež izdatkov za zelenjavo v izdatkih za hrano na člana gospodinjstva po dohodkovno kvartilnih razredih variira (glej Tab. 9, str. 47). To variiranje je v primeru razdelitve proučevane populacije glede na dohodek na člana gospodinjstva na polovico v nasprotju s hipotezo, kajti delež teh izdatkov v izdatkih za hrano pada znotraj spodnje in znotraj zgornje dohodkovne polovice gospodinjstev. Ob upoštevanju izdatkov vseh skupin živil (glej Tab. 8, str. 44) pa je hipoteza veljavna, ker delež izdatkov za zelenjavo v izdatkih za hrano narašča s prehodom v višji (bogatejši) dohodkovno kvartilni razred gospodinjstev.

Sadje naj bi v letu 2001 gospodinjstvom v tretjem in četrtem dohodkovno kvartilnem razredu predstavljalo luksuzno dobrino, vendar tega ne moremo statistično potrditi. Po drugi strani pa lahko zgornjo hipotezo za tretji in četrti razred potrdimo iz vidika dejanskega (po podatkih iz APG) povečanja deleža izdatkov za sadje v skupnih izdatkih za hrano na člana gospodinjstva s prehodom v višji razred (tabeli 8 in 9). Glede na deleže izdatkov sadja za posamezen dohodkovno kvartilni razred v tabeli 8 ugotovimo celo, da delež le-teh narašča. Za prvi in drugi dohodkovni razred je ta ugotovitev v nasprotju s postavljeno hipotezo, ker jima sadje predstavlja normalno dobrino, kar smo potrdili tudi s statističnim testom.

Delež izdatkov na člana gospodinjstva za skupino kruh in žitarice v skupnih izdatkih za hrano v skladu s hipotezo pada z naraščanjem dohodkovno kvartilnega razreda. Ta skupina živil sicer predstavlja normalno dobrino ($\eta_i < 1$) (z izjemo najnižjega dohodkovnega razreda), a je ta opredelitev statistično značilno potrjena le za tretji dohodkovni razred. Pravilno gibanje deleža izdatkov v skupnih izdatkih za hrano velja tudi za skupino olje in maščobe, katere točna stopnja značilnosti izdatkovne elastičnosti potrjuje značilnost normalne dobrine za vse dohodkovno kvartilne razrede.

Za sladke izdelke ter meso in ribe o pravilnosti hipoteze ne moremo soditi, ker delež izdatkov po dohodkovnih razredih variira. Vendar za sladke izdelke ugotovimo pravilnost hipoteze znotraj spodnje in zgornje polovice gospodinjstev. Posebnost je tudi skupina meso in ribe, ki jo uvrščamo med normalne dobrine, vendar se delež teh izdatkov v izdatkih za hrano na člana

gospodinjstva, v nasprotju z zgoraj postavljeno hipotezo, povečuje z višjim dohodkovnim razredom (z izjemo četrtega razreda).

Gledano širše (tabela 8), hipotezo lahko zopet potrdimo za kruh in žitarice ter v splošnem tudi za sladke izdelke in druge prehrabene proizvode. Za slednje seveda le pod pogojem, da bi bila pripadajoča izdatkovna elastičnost tudi statistično značilno manjša od ena.

Med prebiranjem literature, ki ocenjuje modele povpraševanja skupin živil po dohodkovnih razredih, se le-ta ni osredotočala na primerjavo med gibanjem deleža izdatkov skupin živil po dohodkovnih razredih, zato umestitev naših rezultatov v širše (tuje) okvire žal ni mogoča. Možno je le preverjati pravilnost uvodoma postavljene hipoteze za posamezne skupine živil.

5.1.2 OCENE ELASTIČNOSTI POVPRASEVANJA

Ocene izdatkovnih elastičnosti povpraševanja po skupinah živil so večje od 0 in manjše ali večje od ena, kar pomeni, da smo opazovane skupine živil razvrstili le med normalne ali med luksuzne dobrine, ne pa tudi med inferiorne, za katere je značilno $\eta_i < 0$ (glej Tab. 9, str. 47). Na tako delitev je zagotovo vplivala tudi široka agregacija teh skupin. Do podobne delitve dobrin, le na normalne in luksuzne, so prišli tudi tuji avtorji (glej Tab. 2 in 3, str. 25, 26). Le Duffy (2001) je ugotovil priostnost inferiorne dobrine - povpraševanje po mlečnih izdelkih pada z naraščanjem izdatkov za hrano (Duffy, 2001, str. 7-24).

Ocene lastnih cenovnih elastičnosti so skladno s teorijo povpraševanja negativne (glej Tab. 10, str. 48). Izjema je kompenzirana lastna cenovna elastičnost povpraševanja po mesu in ribah za prvi dohodkovno kvartilni razred, ki ima pozitiven predznak. Vsekakor bi bilo potrebno vzroke temu raziskati, začevši z ugotavljanjem ali je ta ocena elastičnosti statistično značilno različna od nič.

Glede na široko agregacijo dobrin v skupine živil, lahko potrdimo pričakovano šibko povezavo med povpraševanjem po določeni živilski skupini in ceni skupine živil (za Slovenijo skupaj in za vse dohodkovno kvartilne razrede). Predznaki nekompenziranih križnih elastičnosti povpraševanja nakazujejo na prevlado komplementov, predznaki kompenziranih križnih elastičnosti pa na substitute. Ocene križnih cenovnih elastičnosti tujih avtorjev sicer niso predstavljene v tabelah 2 in 3, vendar je večina avtorjev povzela, da so ocene teh elastičnosti blizu nič, kar nakazuje na zelo šibko povezavo med dobrinami in da je večina teh dobrin komplementarnih.

Ali so izdatkovne elastičnosti različne od dohodkovnih elastičnosti?

V Slovenij so bile relativno visoke izdatkovne elastičnost skupin živil že v letu 1993 (glej Tab. 5, str. 31). In ne glede na to, ali proučujemo ocene teh elastičnosti avtorjev razvitih držav (glej Tab. 2, str. 25) ali pa držav v razvoju oz. tranziciji (glej Tab. 3, str. 26), v splošnem za vse velja, da so vrednosti izdatkovnih elastičnosti razmeroma visoke. Park et al. (1996) je to razložil kot posledico, da so izdatkovne elastičnosti hrane glede na spremembe dohodka v splošnem nižje od ena. Stavrev in Kambourov (1999) v svoji študiji pravita celo, da je višja izdatkovna elastičnost lahko tudi posledica definiranja odvisne spremenljivke, in sicer

izdatkovnega deleža skupine živil namesto količine le-tega (Stavrev, Kambourov, 1999, str. 9), vendar je to že predmet nadaljnje primerjalne analize.

Zaključimo lahko, da so relativno visoke vrednosti izdatkovnih koeficientov elastičnosti, ki smo jih dobili z uporabo metode LA/AIDS prej pravilo kot izjema. S preverjanjem ničelne domneve, $H_0 : \eta_i = 1$, smo kljub relativno visokim ocenam izdatkovnih elastičnosti utemeljili razvrstitev dobrin med normalne in luksuzne.

Ali so gospodinjstva z nižjimi dohodki bolj občutljiva na spremembe skupnih izdatkov namenjenih nakupom hrane in na spremembe cen?

Za gospodinjstva, ki so bolj občutljiva na spremembe dejavnikov povpraševanja so ocene elastičnosti povpraševanja v splošnem nižje. V našem primeru tega ne moremo potrditi za odzivnost na spremembe v skupnih izdatkih za hrano, saj elastičnosti izdatkov po dohodkovno kvartilnih razredih variirajo (glej Tab. 9, str. 47). To sta v svoji študiji ugotovila tudi Huang in Lin (2000, str. 12-13). Za natančnejše proučevanje gibanja izdatkovnih elastičnosti je gospodinjstva zopet smiselno razdeliti na dve polovici (z združevanjem 1. in 2. dohodkovno kvartilnega razreda ter 3. in 4. dohodkovno kvartilnega razreda), saj znotraj obeh polovic opazimo naraščanje oziroma padanje teh ocen za povpraševanje po skupinah meso in ribe ter sadju. Tako lahko za povpraševanje po sadju zgornjo hipotezo sprejmemo, za povpraševanje po skupini meso in ribe pa ovržemo. Velja namreč, da s prehodom iz 1. v 2. oziroma iz 3. v 4. dohodkovno kvartilni razred, izdatkovna elastičnost pada (sadje) oziroma raste (meso in ribe).

Pričakovanja, da bo analiza kompenziranih in nekompenziranih lastnih cenovnih elastičnosti po dohodkovno kvartilnih razredih pokazala strogo padanje vrednosti teh elastičnosti z naraščanjem dohodkovnega razreda, so se potrdila le za povpraševanje po skupinah kruh in žitarice ter mlečni izdelki. Za povpraševanje po ostalih skupinah živil kompenzirane in nekompenzirane lastne cenovne elastičnosti po dohodkovno kvartilnih razredih variirajo. Pri delitvi gospodinjstev na dve polovici, znotraj katerih proučujemo gibanje lastnih cenovnih elastičnosti med 1. in 2. oziroma med 3. in 4. dohodkovno kvartilnim razredom, se znotraj opazovanih polovic populacije zopet izkaže pričakovano padanje ocen omenjenih elastičnosti za povpraševanje po sadju. Po drugi strani, pa v tako razdeljenih gospodinjstvih, v nasprotju s pričakovanji, obe vrsti lastnih cenovnih elastičnosti povpraševanja za skupine olje in maščobe, zelenjava in sladki izdelki naraščata. Tako (nepravilno) gibanje zaznamo tudi v primeru nekompenziranih lastnih cenovnih elastičnosti povpraševanja po mesu in ribah (glej Tab. 10, str. 48).

Tudi Huang in Lin (2000) sta ugotovila, da se vrednosti lastnih cenovnih elastičnosti ne gibljejo v skladu s pričakovanji. Ker vrednost dobrine odseva njeno pravo (tržno) ceno in kvaliteto, sta z ocenjevanjem ugotovila pomemben vpliv obeh. Nesistematično variiranje elastičnosti je bilo velikokrat posledica vpliva kvalitete. Dokazala sta namreč, da višji dohodkovni razred kvaliteti pripisuje večji pomen, vendar tudi najnižji dohodkovni razred pri nakupu dobrin ne zanemarja vpliva kvalitete. (Huang, Lin, 2000, str. 1-30). Ker v svoji

raziskavi kljub uporabi vrednosti skupin živil nismo posebej izpostavili vpliva kvalitete, so zgornje ugotovitve lahko tudi (delna) posledica te omejitve.

Ali so prehranske navade Slovencev že podobne prehranskim navadam prebivalcev iz razvitih držav?

Ne glede na razvitost države, uporabljeno metodo ocenjevanja povpraševanja ali velikost ocen izdatkovnih elastičnosti skupina kruh in žitarice v splošnem velja za normalno dobrino, ki ni občutljiva na lastne cenovne spremembe (glje Tab. 2, 3, str. 25, 26). Tudi naše ocene izdatkovnih in lastnih cenovnih elastičnosti podobno opišejo značilnosti povpraševanja po tej skupini živil v Sloveniji. Kljub tej »etiketi« je pri povpraševanju po kruhu in žitaricah pomembno upoštevati prehranske navade. V Maleziji je na primer ocena cenovne elastičnosti te skupine visoka zaradi sprememb v porabi znotraj te skupine - poraba riža se zmanjšuje na račun večje porabe kruha (Abdulah et. al., 199, str. 5-7). Duffy pa pravi, da je ta skupina živil upravičeno luksuzna dobrina, ker njena poraba v zadnjem času raste (Duffy, 2001, str. 7-17). Tudi v Sloveniji jo gospodinjstva z najnižjimi dohodki na člana gospodinjstva smatrajo za luksuzno dobrino, čeprav tega statistično ne moremo potrditi. Po drugi strani pa tudi ne moremo statistično potrditi, da jo gospodinjstva iz višjih dohodkovno kvartilnih razredov smatrajo kot normalno dobrino kot sta to ugotovila Huang in Lin za vse dohodkovne razrede (Huang, Lin, 2000, str. 11-27).

V Sloveniji je meso že leta 1993 veljalo za normalno dobrino, ki je bilo relativno neobčutljivo na lastne cenovne spremembe. Leta 2001 se je ocena lastne cenovne elastičnosti prepolovila. Ker se poraba mesa od leta 1997 znižuje (Volk, 2004, str. 121), povečano stopnjo cenovne neobčutljivosti med drugim lahko pripišemo spremembam prehranskih navad Slovencev. Tudi v razvitih državah se potrošniki slabo odzivajo na spremembe dohodkov in cen ko povprašujejo po mesu, kar večina avtorjev raziskav pripisuje konstantnemu deležu porabe mesa v času. Nasprotno pa so prebivalci iz držav v razvoju in iz tranzicijskih držav pri povpraševanju po mesu zelo občutljivi na dohodkovne in lastne cenovne spremembe. Izjema med njimi so le prebivalci Malezije, ki so zaradi regulacije cen mesa neobčutljivi na spremembe cen le-tega.

Slovenci smo pri povpraševanju po mlečnih izdelkih še vedno občutljivi na variiranje izdatkov, ki jih namenimo hrani in na spremembe cen omenjene skupine živil. Mlečni izdelki nam predstavljajo luksuzno dobrino. Tudi v Franciji imajo ti izdelki značilnosti luksuzne dobrine. Izdatkovno občutljivost povpraševanja po izdelkih te skupine živil obeh narodov, se vsaj delno lahko pojasni s podobnimi prehranskimi navadami - oboji imamo velik delež porabe te skupine izdelkov. V ekonometrično analizo povpraševanja ni bila zajeta lastna proizvodnja mlečnih izdelkov, ki je relativno pomembna v celotni porabi te skupine zato sklepamo, da bi visoka ocena lastne cenovne elastičnosti lahko bila tudi posledica tega neupoštevanja porabe domače proizvodnje. Po drugi strani, pa bi bilo z nadaljnjimi analizami možno pokazati, da morda spremembe v porabi posameznih vrst izdelkov znotraj omenjene skupine živil prispevajo k visoki lastni cenovni občutljivosti tako kot se je to izkazalo v ameriškem primeru (Huang, Lin, 2000, str. 11-27).

Izdatkovna elastičnost olja in maščob v Sloveniji ima najnižje ocenjeno vrednost izmed vseh izdatkovnih elastičnosti proučevanih skupin živil. Konstantna poraba teh živil po dohodkovno kvartilnih razredih, z izjemo 25% gospodinjstev z najvišjimi letnimi dohodki na člana gospodinjstva (glej Tab. 8, str. 44) pojasni to neobčutljivost povpraševanja na izdatkovne spremembe. Prav tako potrošniki niso občutljivi na spremembe lastne cene te skupine živil, kar je podobno obnašanju potrošnikov v razvitih državah (glej Tab. 2, str. 25).

Analiza obnašanja slovenskega potrošnika pri nakupih sadja in zelenjave zahteva posebno pozornost. Iz tabel 2 in 3 je razvidno, da vedno velja $\eta_{\text{sadja}} > \eta_{\text{zelenjava}}$ ne glede ali imata obe dobrini hkrati značilnosti normalne ali luksuzne dobrine, oziroma je sadje luksuzna, zelenjava pa normalna dobrina. V Sloveniji sta imeli dobrini leta 1993 značilnosti luksuzne dobrine in veljala je tudi omenjena ugotovitev, $\eta_{\text{sadja}} > \eta_{\text{zelenjava}}$ (glej Tab. 5, str. 31). V letu 2001 se je zgodil neznačilen preobrat - sadje je postalo normalna dobrina, zelenjava pa luksuzna (glej Tab. 9, str. 47). K temu preobratu so zagotovo prispevale spremenjene prehranske navade (kupljenega in lastno proizvedenega) sadja in zelenjave. In sicer, od leta 1992 naprej se poraba obeh skupin živil povečuje, vendar pa je poraba zelenjave manjša kot je poraba sadja (Volk, 2004, str. 121). Naslednja skupna značilnost se navezuje na odzivnost potrošnikov na spremembe lastne cene omenjenih skupin živil. Nakupi sadja so v letu 2001 postali veliko manj občutljivi na lastne cenovne spremembe kot nakupi zelenjave (glej Tab. 10, str. 48). Pri analiziranju porabe in potrošnje omenjenih vrst skupin živil je (ne)upoštevanje deleža lastne proizvodnje zelo pomembno. Ker podatki v tabelah 8 in 9 le-te ne zajemajo, je lahko večja lastna cenovna občutljivost zelenjave kot sadja posledica relativno večjega deleža lastne proizvodnje zelenjave kot pa je delež lastne proizvodnje sadja. V letu 2001 so se za ti dve dobrini torej spremenile prehranske in kupne navade Slovencev v primerjavi z letom 1993. Ledezma, Njonou in De Frahan (2000) so pokazali »običajen« primer, ko je sadje luksuzna, zelenjava pa normalna dobrina (glej Tab. 2, str.). Kar se zdi v tem pogostem primeru na prvi pogled nenavadno je, da francoski potrošniki večji delež izdatkov za hrano namenijo nakupom sadja kot nakupom zelenjave. Vendar do te nenavadnosti v razporejanju izdatkov med sadje in zelenjavo prihaja iz strani ponudbe - relativno velik delež sadja je iz uvoza, medtem ko je zelenjava v večji meri domača. To potrjuje visok razkorak v lastni cenovni elastičnosti obeh vrst dobrin. V zadnjem času se smernice o zdravem življenju, s poudarkom na večjem uživanju sadja in zelenjave in manjšem uživanju maščob, sodeč po rezultatih tabele 9, bolj malo dotaknejo gospodinjstev z višjimi letnimi dohodki na člana gospodinjstva. Za 3. in 4. dohodkovno kvartilni razred namreč tudi sadje pomeni luksuzno dobrino, a te ugotovitve statistično ni mogoče potrditi. Lastna cenovna občutljivost zelenjave pa je v 4. dohodkovno kvartilnem razredu večja kot v tretjem.

Trendi v spremembah prehranskih navad prebivalcev Slovenije, kot je zmanjševanje porabe mesa in povečanje porabe sadja (Volk, 2004, str. 121), vplivajo na kupne navade potrošnikov in s tem na odzivnost povpraševanja po hrani. V splošnem lahko zaključimo, da je odzivnost povpraševanja po sedmih proučevanih skupinah živil zelo podobna smeri odzivanja potrošnikov v razvitih državah. Predvsem ta ugotovitev velja za spremembe v skupnih izdatkih namenih hrani ter nekoliko manj za spremembe lastnih cen skupin živil. Hkrati pa so

leta 2001 obstajale določene posebnosti v povpraševanju po hrani, ki so predvsem zaradi prehranskih navad značilne le za slovenske razmere.

5.2 POMEN IN UPORABNOST REZULTATOV

Kljub temu, da so z analizo ugotovljene ocene izdatkovnih in cenovnih elastičnosti skupin živil zaradi pomanjkanja le-teh v slovenskem prostoru zelo dobrodošle, se moramo zavedati tudi nekaterih njihovih omejitev. Povpraševanje po vsaki izmed sedmih skupin živil, ki so vključene v sistem povpraševanja po hrani, je odvisno od cen teh skupin in skupnih izdatkov namenjenih hrani. Opisana dvo nivojska procedura razdeljevanja potrošnih izdatkov gospodinjstva med izdatke za posamezne skupine živil tako domneva, da so bili celotni izdatki za izbrano skupino živil določeni eksogeno. Za cene dobrin, ki niso vključene v ta sistem povpraševanja pa se predpostavlja, da na parametre sistema povpraševanja vplivajo preko izdatkov za hrano, ki jih potrošnik določi v prvi fazi razdeljevanja.

Cene se razlikujejo tako v prostoru kot v času. Za Stone-ov cenovni indeks se domneva, da je dober približek realnega indeksa cen (Deaton, Muellbauer, 1980, str. 316). Ta realni indeks cen je bil ocenjen kot vsota produktov cen vključenih skupin živil, določenih kot tehtano povprečje izdatkov in količin posameznega gospodinjstva, ter deležev izdatkov teh sedmih skupin živil.

Domnevali smo, da na povpraševanje po hrani vplivajo samo cene in izdatki. Vpliv velikosti gospodinjstva je bil delno upoštevan, saj so izdatki izraženi na člana gospodinjstva. V splošnem pa vpliva neekonomskih dejavnikov v tej fazi nismo proučevali.

Omejitvi homogenost in simetrija⁸ parametrov sta bili upoštevani kot omejitvi sistema povpraševanja (glej Prilogo Tab. P8, str. 44), omejitev monotonost smo preverili naknadno. Omejitve konkavnosti pa nismo posebej preverjali, ker to presega okvir tega dela.

Narava poročanih podatkov (za posamezno gospodinjstvo) zahteva preverjanje ničelne domneve homoskedastičnosti, ki pravi, da mora biti varianca slučajne napake konstanta. Z Wheitovim testom pa smo ugotovili, da je heteroskedastičnost prisotna. Le-te nismo odpravljali, delno zaradi tehničnih omejitev, delo tudi zato, ker presega okvir tega dela. Tako je zaradi manjše učinkovitosti koeficientov povpraševanja, ocene elastičnosti potrebno obravnavati pazljivejše.

Popularnost uporabe modela LA/AIDS povečuje ena izmed njegovih temeljnih značilnosti tj. možnost ocenjevanja nelinearnih modelov, lahko hkrati predstavlja tudi omejitev. Uporaba tega modela brez predhodne proučitve (ne)linearnosti odvisne spremenljivke (deleža izdatkov skupine živil v skupnih izdatkih za hrano), je lahko vprašljiva. Možnosti, da najdemo ustrežnejši model oziroma različico AIDS kot je npr. LA/AIDS so velike, kar je razvidno že iz tabel 2 in 3.

⁸ Omejitev homogenost zahteva, da enake proporcionalne spremembe vseh cen in celotnih izdatkov ne vplivajo na spremembo povpraševanja. Omejitev simetrija zahteva, da je koristnost kompenzirana s križnimi cenovnimi odzivi povpraševanja po dobrini i glede na spremembo cene dobrine j in povpraševanja po dobrini j glede na spremembo cene dobrine i enaka (National Food Survey 2000, 2001, str. 91).

5.3 PRIPOROČILA ZA NADALJNE DELO

Tako proučevano področje kot tudi uporaba ekonometričnega modela nudita široke možnosti za nadaljnje raziskave. Možnosti nadaljnjega raziskovalnega dela izhajajo tudi iz zgornjih omejitev. Na podlagi preverjanja cenovnih elastičnosti statistično značilno različnih od nič, bi lahko ugotovili velikost razlik teh elastičnosti med dohodkovno kvartilnimi razredi. Med dohodkovnimi razredi namreč obstajajo majhne, a statistično značilne razlike teh ocen za večino proučevanih prehranskih proizvodov (Huang, Lin, 2000, str. 11-14). Glede na to, da so se v naši študiji izkazale določene zakonitosti gibanja elastičnosti povpraševanja v spodnji in zgornji dohodkovni polovici gospodinjstev, bi bilo to populacijo smiselno razdeliti v dohodkovne razrede tudi na podlagi drugih meril (npr. stopnje revščine).

Nekompenzirane cenovne elastičnosti povpraševanja imajo v podpori oblikovanja različnih politik večjo težo kot kompenzirane, saj merijo spremembe cenovnih in dohodkovnih učinkov povpraševanja zaradi spremembe cen. S pomočjo izračuna Slutskyjeve matrike bi lahko vpliv obeh učinkov tudi izmerili (Deaton, Muellbauer, 1980a, str. 44-46).

Z vpeljavo več nivojske razdelitve proračuna (oz. celotnih potrošnih izdatkov) gospodinjstva, in s tem tudi vpeljavo koncepta šibke ločljivosti, bi upoštevali tudi vpliv cen dobrin, ki v proučevani sistem povpraševanja niso bile vključene. Tako bi se tudi Stone-ov indeks cen bolj približal »realnemu« indeksu cen. Nadalje, vpeljava večnivojskega razdeljevanja dohodka in koncepta šibke ločljivosti omogoča ocenjevanje sistema povpraševanja nižje agregiranih dobrin oziroma celo povpraševanja po individualnih dobrinah. Iz tabel 2 in 3 je namreč razvidno, da ocene elastičnosti povpraševanja znotraj določene skupine živil zelo nihajo, če so dobrine individualne oziroma nižje agregirane. Na primer: lastna cenovna elastičnost povpraševanja po kruhu in žitu v Italiji niha med -0,21 in -0,82. Po drugi strani pa je iz tabele 4 razvidno, da je bilo do sedaj v Sloveniji premalo pozornosti posvečene ocenjevanju povpraševanja nižje agregiranih skupin živil. Najnižji nivo agregacije hrane so bile skupine živil, katerih koeficienti povpraševanja so bili ocenjeni predvsem v devetdesetih letih. Že z opazovanjem porabe v času vidimo, da se trend porabe različnih vrst mesa (goveje meso) opazno spreminja, kar posledično vpliva tudi na odzivnost mesa kot skupine in posameznih vrst mesa (Volk, 2002, str. 121).

Cena igra v procesu potrošnikovega odločitvenega procesa dve pomembni vlogi. Pomaga mu racionalno razporediti razpoložljiv dohodek med različne vrste nakupov in nudi mu informacije o kakovosti izdelka, saj naj bi bila prav višja cena indikator boljše kakovosti izdelka ali storitve (Deaton, 1988, str. 418-424). Cene, ali natančneje vrednosti skupin živil, so bile v proučevanem sistemu povpraševanja po hrani izračunane po gospodinjstvih. Dobljeni široki razponi cen (vrednosti) posamezne skupine živil med gospodinjstvi so zelo zgovoren podatek, da gospodinjstva pri vrednotenju dobrine upoštevajo tudi vpliv kvalitete. V primeru uporabe vrednosti dobrine kot približek dejanske cene, lahko le z upoštevanjem vpliva kvalitete pridobimo prave ocene elastičnosti povpraševanja, tj. ocene, ki ob izločenem vplivu kvalitete pokažejo proporcionalno gibanje vrednosti dobrine s pravo (edino) ceno (Stavrev, Kambourov, 1999, str. 2-6).

V Sloveniji je bilo proučevanje vpliva cen na povpraševanje po hrani prvič obravnavano v začetku 80. let. Temeljilo je na predhodnih ocenah dohodkovnih elastičnosti in na velikem številu omejitev modela povpraševanja (glej Kebrič, 1981). Novejše ocene koeficientov povpraševanja in elastičnosti so se izognile velikemu številu predpostavk in so tudi v splošnem zanesljivejše, a vpliv kvalitete pri ocenjevanju odzivnosti povpraševanja ni bil izločen (glej Erjavec, Turk, 1998). V nadaljnjih ekonometričnih analizah, ki bodo temeljile na podlagi podatkov APG in vrednostih dobrin, je nujno potrebno določiti (izmeriti) vpliv kvalitete v vrednosti dobrine, kar bo omogočilo izračun pravih ocen elastičnosti povpraševanja.

Večina držav v razvoju, tranzicijskih držav in tudi Slovenija žal ne razpolaga z dolgimi časovnimi serijami podatkov o potrošnji hrane oziroma nižje agregirnih skupin živil ter njihovimi tržnimi cenami. Ko bo to mogoče, bo model možno oceniti na podlagi podatkov iz časovnih serij in/ali kot nadgradnja proučevanega modela z vključevanjem časovno odloženih spremenljivk (dinamični AIDS). Zanimiva bo tudi primerjava rezultatov empirične uporabe modela AIDS v času in modela ocenjenega na podlagi presečnih podatkov.

Zadnje ekonometrične raziskave povpraševanja po hrani v razvitih državah vedno pogosteje pokažejo statistično značilen vpliv vključenih opisnih spremenljivk. Še več, raziskave so pokazale, da imata absolutna velikost dohodka in cene majhen učinek na povpraševanje po hrani še posebej, če so dobrine visoko agregirane. Vedno večji vpliv na povpraševanje po hrani pa lahko pripišemo neekonomskim dejavnikom (Conforti, Pierani, Rizzi, 2000, str. 1). Zato v zadnjem času tudi v razvitih državah, kjer razpolagajo z dolgimi časovnimi serijami podatkov o potrošnji hrane in tržnih cenah, vedno več študij temelji na uporabi panelnih podatkov o porabi gospodinjstev.

Čeprav je bila v Sloveniji dosedaj edini vir podatkov Anketa o porabi gospodinjstev, pa tega vira nismo dovolj dobro izkoristili za proučevanje vpliva socio-ekonomskih značilnosti slovenskih gospodinjstev na povpraševanje. Že s preprosto analizo deležev potrošnje in porabe skupin živil in s primerjavo le-te v času (glej Volk, 2004) smo ugotovili specifične prehranske navade v Sloveniji. Ugotovili smo tudi, da obstajajo določeni trendi gibanja elastičnosti povpraševanja med dohodkovnimi razredi. Do sedaj sta bila največkrat upoštevana velikost gospodinjstva in dohodek na člana gospodinjstva, Erjavčeva in Turkova študija pa je upoštevala tudi vpliv izobrazbe in starost nosilca gospodinjstva. In ker je Anketa porabe v gospodinjstvih najbogatejši vir podatkov o socio-ekonomskih značilnostih gospodinjstev, ki vse pomembneje vplivajo na povpraševanje in zaradi bogatih izkušenj slovenskih raziskovalcev pri obvladovanju velike baze podatkov gospodinjstev, je v naslednji fazi v model povpraševanja po hrani nujno potrebno vključiti več opisnih spremenljivk, ki bodo jasneje opisale potrošne in prehranske navade Slovencev.

Glede na slovenske izkušnje, je uporaba enostavnih linearnih Engelovih krivulj dodobra obdelana, z vidika razvoja modelov povpraševanja pa tudi preživeta. Čeprav se šele v zadnjem desetletju spogledujemo z aplikativno uporabo sistemov povpraševanja na področju

prehrane, pa razvoj tega področja sili ne le k uporabi sistemov povpraševanja temveč tudi k poseganju po novih različicah AIDS.

Ugotovili smo, da na tej točki težko sodimo ali so značilnosti povpraševanja po hrani v Sloveniji bolj podobne prehranskim značilnostim tranzicijskih ali razvitih držav, da pa se vsekakor približujemo trendu slednjih z izjemo potrošnje in porabe nekaterih živil. Priporočamo ponovitev analize z upoštevanjem (nekaterih) zgoraj navedenih omejitev in priporočil, ki bi izboljšala ocene odzivnosti povpraševanja in tako bolj enoznačno potrdila ugotovljeni trend približevanja prehranskim navadam gospodinjstev iz razvitih držav. Zanimiva bi bila tudi primerjava izdatkovnih (dohodkovnih) in cenovnih elastičnosti z ocenami starih in/ali novih držav članic EU.

6. ZAKLJUČEK IN SKLEPI

Merjenje odzivnosti potrošnje hrane zahteva veliko truda, tako zaradi narave hrane kot tudi zaradi intervencij kot so davki in subvencije. Zadnje ocene izdatkovnih in cenovnih elastičnosti povpraševanja po hrani v Sloveniji so bile merjene z Engelovimi krivuljami in Frischovim koeficientom ω , ki so zaradi specifikacije modela in upoštevanjem velikega števila predpostavk manj zanesljive (glej Regoršek, 2002). Po drugi strani pa so zanesljivejše ocene teh elastičnosti izračunane s pomočjo sistema enačb povpraševanja premalo ažurne, saj se nanašajo na prvo obdobje prehoda Slovenije v tržno gospodarstvo (glej Erjavec, Turk, 1998).

Glavni namen dela je bilo spoznati obnašanje slovenskega potrošnika pri nakupu hrane. To smo dosegli s pomočjo ocenjevanja sistema povpraševanja po sedmih agregiranih skupinah živil in nadalje s pomočjo elastičnosti izdatkov in cen.

Temelje dela smo postavili s teoretičnimi izhodišči teorije povpraševanja in metode AIDS ter s pregledom novejših objav ocen elastičnosti povpraševanja po skupinah živil v razvitih državah, državah v razvoju oziroma v tranzicijskih državah. Kljub temu, da je pri primerjavi teh ocen potrebna zelo velika pazljivost, je možno potegniti nekatere skupne značilnosti za vsako skupino držav. Poleg tega ta pregled omogoča tudi vpogled v razvoj metode AIDS, ki povečuje uporabnost podatkovne baze APG. S pregledom domačih objav smo ugotovili (pre)pogosto uporabo Engelovih krivulj v Sloveniji, ki potrjujejo domnevo, da je tudi v Sloveniji hrana nujna življenjska dobrina.

V postopku priprave vhodne baze podatkov za ocenjevanje modela LA/AIDS smo izračunali dohodek, izdatke za hrano, porabo in izdatke skupin živil na člana gospodinjstva ter cene teh skupin. Na tem mestu izpostavljamo proces agregiranja in imputiranja. Agregiranje je potekalo po skupinah živil in po potrošnikih. V procesu imputacije pa smo gospodinjstvom, ki niso poročala o svojih izdatkih in nakupih določene skupine dobrin, pripisali povprečno porabo oziroma izdatke ter povprečno ceno te skupine živil. Gospodinjstva smo razdelili na štiri dohodkovno kvartilne razrede - meje kvartilnih razredov so hkrati tudi meje štirih dohodkovnih razredov. Sistem povpraševanja po hrani smo ocenili s pomočjo metode LA/AIDS, ki temelji na Stone-ovem linearnem približku realnega indeksa cen, pri čemer smo predpostavljali dvonivojsko odločanje razdeljevanja dohodka. Specificirali smo model LA/AIDS, ki smo ga ocenili za vsa gospodinjstva in za vse štiri dohodkovno kvartilne razrede. Dobljene ocene koeficientov povpraševanja so bile osnova za nadaljnje ocenjevanje izdatkovnih in kompenziranih ter nekompenziranih lastnih in križnih cenovnih elastičnosti povpraševanja po posamezni proučevani skupini živil v vseh petih vzorcih.

Z Lorenzovo krivuljo in Ginijevim koeficientom smo dokazali, da je v Sloveniji leta 2001 obstajala neenaka porazdelitev dohodka, ki se v času zmanjšuje. S tem smo hkrati upravičili smiselnost proučevanja povpraševanja gospodinjstev razdeljenih v dohodkovno kvartilne razrede. Na podlagi COICOP klasifikacije in dejanskih podatkov je bila skupina hrana razdeljena na devet skupin živil. Z analizo deležev potrošnje in porabe posamezne skupine v skupnih izdatkih za hrano oziroma v skupni potrošnji hrane smo v splošnem ugotovili, da so

skupine kruh in žitarice, meso ter mlečni izdelki predstavljale približno 60% celotne potrošnje in porabe hrane v Sloveniji v letu 2001. Prispevek vsake od omenjenih treh skupin v povprečju variira od 15-25% (odvisno tudi ali proučujemo delež izdatkov ali delež porabe). V splošnem smo ugotovili tudi, da je lastna proizvodnja, predvsem sadja in zelenjave pa tudi mlečnih izdelkov, zelo pomembna, čeprav je pri analizi povpraševanja nismo imeli možnost upoštevati.

Devet skupin živil smo za potrebe proučevanja sistema povpraševanja skrčili na sedem. In sicer smo skupini meso in ribe združili v eno, zaradi pomanjkanja podatkov o porabi skupine drugi prehrambeni izdelki pa smo le-to izpustili iz ocenjevanja. Cene skupin živil in izdatki za hrano so za gospodinjstva pomembni dejavniki povpraševanja, ko povprašujejo po različnih skupinah živil, saj je ocenjeni sistem povpraševanja pokazal kar 70-81% statistično značilnih koeficientov povpraševanja pri 10% stopnjah značilnosti ali manj. Ne glede na proučevan vzorec, pa je edino v modelu povpraševanje po mesu in ribah vpliv vseh vključenih dejavnikov povpraševanja statistično značilno različen od nič. Njegovo nasprotje, z najvišjim odstotkom statistično neznačilnih koeficientov povpraševanja, je model povpraševanja po zelenjavi.

Na podlagi rezultatov empirične analize sistema povpraševanja sedmih skupin živil so bile izračunane izdatkovne ter kompenzirane in nekompenzirane cenovne elastičnosti. Vse izdatkovne elastičnosti so pozitivne, vendar niso vse manjše od ena. Mlečni izdelki in zelenjava sta v očeh slovenskega potrošnika luksuzni dobrini ne glede na višino dohodka na člana gospodinjstva. To razvrščanje je bilo z ugotavljanjem točne stopnje statistične značilnosti izdatkovne elastičnosti pri vrednosti ena, kjer poteka razvrščanje dobrin med luksuzne in normalne, tudi statistično podkrepljeno. Ocenjene lastne cenovne elastičnosti imajo pričakovan negativen predznak. Poleg tega so absolutne vrednosti teh elastičnosti vseh skupin živil manjše od ena. To pomeni, da je odzivnost potrošnikov na spremembe v lastni ceni skupine živil majhna. Najmanj se potrošniki odzivajo na spremembe cen mesa in rib ter kruha in žitaric, najbolj pa na spremembo cen mlečnih izdelkov in zelenjave. Če pri izračunu križnih cenovnih elastičnosti upoštevamo substitucijski in dohodkovni učinek za večino skupin živil ugotovimo, da so le-te komplementi. Naslednja ugotovitev je tudi, da ceni kruha in žitaric ter mesa in rib najmočneje vplivata na povpraševanje po vseh živilskih skupinah. Ob upoštevanju le substitucijskega učinka (kompenzirane križne cenovne elastičnosti) pa večino skupin dobi lastnosti substitutov, ki so med seboj zelo šibko povezani. Tudi kompenzirane lastne cenovne elastičnosti so nižje, a z istim trendom kot ga najdemo pri nekompenziranih lastnih cenovnih elastičnostih.

Nekatere hipoteze, ki smo si jih zastavili v uvodu smo potrdili, druge ovrgli, nekatere celo le deloma potrdili. Na tem mestu pa še enkrat izpostavljam ugotovitev, da je Slovenijo težko enoznačno umestiti med ali razvite države ali med tranzicijske države na področju prehranjevalnih navad potrošnikov in da so nujno potrebne nadaljnje, bolj izpopolnjene analize na tem področju. Lahko pa rečemo, da značilnosti v povpraševanju po skupinah živil nakazujejo na nakupne navade, ki so bolj primerljive z nakupnimi navadami potrošnikov v razvitih državah, ob upoštevanju nekaterih slovenskih posebnosti (povpraševanje po sadju in zelenjavi).

7. LITERATURA IN VIRI

Literatura

1. Abdulah R. Mustapha Nik et al.: Demand and Prospects for Food in Malaysia. University Putra Malaysia: Faculty of Economics and Management, 1999. 10 str.
2. Abdulai Awudu, Aubert Dominique: A cross-section analysis of household demand for food and nutrients in Tanzania. *Agricultural Economics* let. 31, 2004. str. 67-79.
3. Andžić Rosa: Kritički pregled modela i metoda proučavanja tražnje i potrošnje. *Prodaja*, št. 4, let. 3, 1982. str. 34-37.
4. Banks James, Blundell Richard, Lewbel Arthur: Quadratic Engel Curves and Consumer Demand. *Review of Economics and Statistics*, št. 4, let. 79, 1997. str. 527-539.
5. Blanciforti A. Laura, Green D. Richard, King A. Gordon: U.S. Consumer Behaviour Over the Postwar Period: An Almost Ideal Demand System Analysis. University of California: Giannini Foundation of Agricultural Economic, Paper Monograph Series št. 40, 1986. 66 str.
6. Chalfant A. James: A Globally Flexible, Almost Ideal Demand System. *Journal of Business and Economic Statistics*, št. 2, let. 5, 1987. str. 233-242.
7. Conforti Piero, Pierani Pierpaolo, Rizzi L. Pier: Food and Nutrient Demands in Italy. Actual Behaviour and Forecast Through a Multistage Quadratic System with Heterogeneous Preferences. *Universita degli Studi di Siena, Dipartimento di Economia Politica, Quaderni* št. 303, oktober 2000. 22 str.
8. Cowell A. Frank: Measurement of Inequality. Discussion Paper No. DARP 36. London: London School of Economics and Political Science. STICERD, July 1998. 95 str.
9. Deaton Angus, Muellbauer John: An Almost Ideal Demand System. *American Economic Review*, št.3, let. 70, 1980. str. 312-326.
10. Deaton Angus, Muellbauer John: *Economics and Consumer Behaviour*. Cambridge: Cambridge University Press, 1980a. 450 str.
11. Deaton Angus: Demand Analysis, *Handbook of Econometrics*. Edit by Griliches Zvi, Intriligator D. Michael, Amsterdam: North-Holland, let. 3, 1986. str. 1768-1839.
12. Deaton, Angus: Quality, Quantity, and Spatial Variation of Price. *American Economic Review*, št. 3, let. 78, 1988. str. 418-430.
13. Duffy Martyn: Integrating demand system for food in the United Kingdom. Manchester School of Management, Working Paper Series št. 108, 2001. 28 str.
14. Erjavec Emil, Turk Jernej: Ekonometrična analiza povpraševanja po hrani v Sloveniji. *Slovenska ekonomska revija*, Ljubljana, št.6, let. 49, 1998. str. 527-538.

15. Green Richard, Alston M. Julian: Elasticities in AIDS Models. *American Journal of Agricultural Economics*, št. 2, let. 72, 1990. str. 442-445.
16. Hahn F. William: Elasticities in AIDS model: Comment. *American Journal of Agricultural Economics*, št. 4, let. 72, 1994. str. 972-977.
17. Hicks R. John: *Value and Capital: An inquiry into some fundamental principles of economic theory*. Oxford: Oxford University Press, 1939. str. 352
18. Hrovatin Nevenka: *Ocenjevanje funkcije povpraševanja*. Ljubljana: Ekonomska fakulteta, oktober 1994. 86 str.
19. Huang S. Kuo, Lin Biing-Hwan: *Estimation of Food Demand and Nutrient Elasticities from Household survey Data*. United States Department of Agriculture, Economic Research Service, Technical Bulletin št. 1887, 2000. 30 str.
20. Jehle A. Geoffrey, Reny J. Philip: *Advanced Microeconomic Theory*, 2nd edition. Massachusetts: Addison-Wesley, 2001. 560 str.
21. Katchova L. Ani, Chern S. Wen: *Comparison of Quadratic Expenditure System and Almost Ideal Demand System Based on Empirical Data*. University of Illinois: *International Journal of Applied Economics*, št. 1, let. 1, 2004. str. 55-64.
22. Kebrič Ivan: *Vpliv velikosti gospodinjstva na povpraševanje po posameznih vrstah blaga*. Ljubljana: Slovenska ekonomska revija, št. 4, let. 32, 1981. str. 385-394.
23. Košmelj Blaženka: *Analiza odvisnosti za vzorčne podatke*. Ljubljana: Ekonomska fakulteta Borisa Kidriča, 1988. 136 str.
24. Kranjec Marko: *Ocene koeficientov elastičnosti potrošnje v Sloveniji*. Ljubljana: Inštitut za ekonomska raziskovanja, 1981. 115 str.
25. Ledezma T. Sebastian, Njonou Y. Rabelais, De Frahan H. Bruno: *Almost ideal demand system estimates for a highly disaggregated product palette in France*. Catholic University of Louvain, CAPRI Working papers št. 4, 2002. 22 str.
26. Leighton R. Thomas: *Applied Demand Analysis*. New York: Longman Inc., 1987. 112 str.
27. Moschini Giancarlo: *Units of Measurement and the Stone index in Demand System Estimation*. *American Journal of Agricultural Economics*, št. 1, let. 77, 1995. str. 63-68.
28. Muellbauer John: *Aggregation, Income Distribution and Consumer Demand*. *Review of Economic Studies*, št. 42, let. 4, 1975. str. 525-543.
29. Park L. John et al: *A Demand System Analysis of Food Commodities by U.S. Households Segmented by Income*. *American Journal of Agricultural Economics*, let. 78, 1996. str. 290-300.
30. Pfajfar Lovrenc: *Ekonometrija, Zapiski predavanj, 1. del*. Ljubljana: Ekonomska fakulteta, 1999. 118 str.

31. Philips Louis: *Applied Consumption Analysis*, Revised and enlarged edition. Amsterdam: North-Holland, 1990. 331 str.
32. Prais S. J., Houthakker S. Hendrik: *The Analysis of Family Budgets*. Cambridge: Cambridge University Press, 1955. 232 str.
33. Prašnikar Janez: *Uvod v mikroekonomijo*, 2. izdaja. Ljubljana: Ekonomska fakulteta, 1994. 457 str.
34. Regoršek Darja: *Analiza povpraševanja po hrani v Sloveniji*. Diplomsko delo. Ljubljana: Ekonomska fakulteta, 2002. 46 str., 41 pril.
35. Slutsky E.: *Sulla teoria di bilancio del consumatore*. *Giornale degli Economisti*, št. 51, 1915. (angleški prevod) Stigler George, Boulding Kenneth: *Readings in Price Theory*., London: George Allen and Unwin, 1952. str. 331-351.
36. Stanovnik Tine, Stropnik Nada: *Dohodkovni položaj slovenskih gospodinjstev*. *Statistika dela, delovnih in življenjskih pogojev*. Zbornik referatov 5. mednarodnega statističnega posvetovanja Radenci 1995. Ljubljana: Statistični urad Republike Slovenije, Statistično društvo Slovenije, 1995. str. 196-214.
37. Stavrev Emil, Kambourov Gueorgui: *Share Equations versus Double Logarithmic Functions in the Estimation of Income, Own- and Cross-Price Elasticities, An Application for Bulgaria*. Vienna: Institute for Advanced Studies, Transition Economics Series št.7, 1999. 13 str.
38. Stigler George: *The Early History of Empirical Studies of Consumer Behavior*. *The Journal of Political Economy*, št. 2, LXII (1954). str. 95-113.
39. Stojiljković Dragoljub: *Kvalitativna i kvantitativna analiza tražnje*. Beograd: Savremena administracija, 1981. 305 str.
40. Stone Richard: *Linear Expenditure Systems and Demand Analysis: An Application to the Pattern of British Demand*. *Economic Journal*, št. 255, let. 64, 1954a. str. 511-527.
41. Stone Richard: *The Measurement of Consumers' Expenditure and Behaviour in the United Kingdom 1920-1938*. Cambridge: Cambridge University Press, let. 1, 1954. 435 str.
42. Šumi Janez: *Življenjski stroški in socialni položaj gospodinjstev v Sloveniji leta 1986*. Ljubljana: Inštitut za ekonomska raziskovanja, 1986. 72 str.
43. Varian R. Hal: *Microeconomic Analysis*, 3rd Edition. New York: W.W.Norton & Company, 1992. 506 str.
44. Verk Emil: *Vpliv dohodkov na povpraševanje po potrošnih dobrinah in storitvah*. Ljubljana: Inštitut za ekonomska raziskovanja, 1969. 82 str., 41 pril., 25 tbl.
45. Volk S. Tinca: *Uticaj agrarne politike na razvoj poljoprivrede Slovenije u periodu tranzicije i uključenja u Evropsku uniju*. Ponatis doktorske disertacije. Zbirka DAES, Društvo agrarnih ekonomistov Slovenije, Domžale, avgust 2004. 213 str.

46. Wold Herman: Demand Analysis. New York: John Wiley and Sons, 1953. 358 str.
47. Zellner Arnold: An Efficient Method of Estimating Seemingly Unrelated Regressions and Tests of Aggregation Bias. Journal of the American Statistical Association, let. 57, 1962. str. 348-368.

Viri

1. Anketa o porabi gospodinjstev 2001. Interno gradivo Statističnega urada Republike Slovenije.
2. National Statistics UK: National Food Survey: 2000. London: Department of Environment, Food and Rural Affairs, 2001. 108 str., 105 pril.
3. Poročilo o človekovem razvoju - Slovenija 2000-2001. Ljubljana: Urad RS za makroekonomske analize in razvoj, 2001. 124 str., 11 pril.
4. SAS Online Doc, Version 8. SAS Institute Inc., februar 2000. Interno gradivo Statističnega urada Republike Slovenije.
5. Statistične informacije: Življenjska raven: Anketa o porabi v gospodinjstvih, Slovenija, 2001, 2002. Ljubljana: Statistični urad Republike Slovenije, št. 260, september 2004. 7 str.
6. Statistični letopis Republike Slovenije 2003. Ljubljana: Statistični urad Republike Slovenije, 2003. 660 str.
7. Statistični letopis Republike Slovenije 2004. Ljubljana: Statistični urad Republike Slovenije, 2004. 650 str.
8. Urad vlade za informiranje: Vpliv obrambnega gospodarjenja na države v tranziciji. [URL: <http://nato.gov.si/slo/novinarsko-sredisce/sporocila-za-javnost/1235>], Bled, 29.1.2002

PRILOGE

Tabela P1: Tabela izrazov in kratic

OKRAJŠAVA	IZVIRNI IZRAZ	SLOVENSKI IZRAZ
LES	Linear Expenditure System	Linearni izdatkoni sistem
QES	Quadratic Expenditure System	Kvadratni izdatkovni sistem
AIDS	Almost Ideal Demand System	Skoraj popolni sistem povpraševanja
LA/AIDS	Linear Approximation/Almost Ideal Demand System	Linearna aproksimacija skoraj popolnega sistema povpraševanja
Q(U)AIDS	Quadratic Almost Ideal Demand System	Kvadratni skoraj popolni sistem povpraševanja
PIGL	Price Independent Generalized Linear Class	Cenovno neodvisnen linearno generaliziran razred
PIGLOG	Price Independent Generalized Linear Class Logarithmic	Logaritem cenovno neodvisnega linearno generaliziranega razreda
OLS	Ordinary Least Squares Estimator	Cenilka navadnih najmanjših kvadratov
ITSUR	Iterative Seemingly Unrelated Regression	Cenilka ponavljanja navidezno nepovezanih regresij
APG	Anketa o porabi gospodinjstev	
SURS	Statistični urad Republike Slovenije	
	Separability concept	Koncept ločljivosti
	Multistage budgeting	Več nivojsko razdeljevanje (razdelitav) dohodka
	Unit value	Vrednost dobrine
	Dummy	Neprava (opisna) spremenljivka

Tabela P2: *Delitev dobrin po klasifikaciji COICOP - po oddelkih (xx) in delitev dobrin skupine Hrana (xxx) po razredih (xxxx)*

KODA	NAZIV PO KLASIFIKACIJI COICOP
01	HRANA IN BREZALKOHOLNA PIJAČA
<i>011</i>	<i>HRANA</i>
0111	Kruh in žitarice
0112	Meso
0113	Ribe
0114	Mleko, sir in jajca
0115	Olje in maščobe
0116	Sadje
0117	Zelenjava
0118	Sladkor, marmelada, med, sirup, čokolada in sladkarije
0119	Drugi prehrambeni izdelki
<i>012</i>	<i>BREZALKOHOLNE PIJAČE</i>
02	ALKOHOLNA PIJAČA, TOBAK IN NARKOTIKI
03	OBLEKA IN OBUTEV
04	STANOVANJE, VODA, ELEKTRIKA, PLIN IN DRUGO GORIVO
05	POHIŠTVO, GOSPODINJSKA OPREMA IN TEKOČE
06	ZDRAVJE
07	TRANSPORT
08	KOMUNIKACIJE
09	REKREACIJA IN KULTURA
10	IZOBRAŽEVANJE
11	HOTELI, KAVARNE IN RESTAVRACIJE
12	RAZLIČNE DOBRINE IN STORITVE
13	DRUGI IZDATKI, KI NISO DEL POTROŠNIH IZDATKOV

Vir: Anketa o porabi gospodinjstev 2001, SURS

Tabela P3: Ocene koeficientov povpraševanja po skupinah živil (i), Slovenija skupaj, 2001

VRSTA DOBRINE (i)	α_i	γ_1	γ_2	γ_3	γ_4	γ_5	γ_6	γ_7	β_i
(1) Kruh in žitarice (p vred.)	0,292 <0,0001	0,094 <0,0001	-0,047 <0,0001	-0,011 0,0030	-0,009 <0,0001	-0,012 <0,0001	-0,001 0,6046	-0,013 <0,0001	-0,007 0,0082
(2) Meso in ribe (p vred.)	0,155 <0,0001	-0,047 <0,0001	0,190 <0,0001	-0,047 <0,0001	-0,023 <0,0001	-0,026 <0,0001	-0,022 <0,0001	-0,024 <0,0001	-0,014 0,0009
(3) Mlečni izdelki (p vred.)	0,109 <0,0001	-0,011 0,0030	-0,047 <0,0001	0,047 <0,0001	0,006 0,0044	-0,005 0,0909	0,007 0,0342	0,003 0,1430	0,027 <0,0001
(4) Olje in maščobe (p vred.)	0,164 <0,0001	-0,009 <0,0001	-0,023 <0,0001	0,006 0,0044	0,021 <0,0001	0,004 0,0022	0,002 0,1223	-0,001 0,3723	-0,015 <0,0001
(5) Sadje (p vred.)	0,143 <0,0001	-0,012 <0,0001	-0,026 <0,0001	-0,005 0,0909	0,004 0,0022	0,041 <0,0001	-0,004 0,0349	0,002 0,2432	-0,003 0,1712
(6) Zelenjava (p vred.)	0,019 0,2012	-0,001 0,6046	-0,022 <0,0001	0,007 0,0342	0,002 0,1223	-0,004 0,0349	0,016 <0,0001	0,003 0,1078	0,017 <0,0001
(7) Sladki izdelki	0,119	-0,013	-0,024	0,003	-0,001	0,002	0,003	0,030	-0,005

Vir: Lastni izračuni

Legenda:

 α_i konstanta γ_i izdatkovni koeficient β_i cenovni koeficienttočna stopnja značilnosti, p , večja od 10%

Tabela P4: Ocene koeficientov povpraševanja po skupinah živil (i), prvi dohodkovno kvartilni razred, Slovenija, 2001

VRSTA DOBRINE (i)	α_i	γ_1	γ_2	γ_3	γ_4	γ_5	γ_6	γ_7	β_i
(1) Kruh in žitarice (p vred.)	0,232 <0,0001	0,095 <0,0001	-0,043 <0,0001	0,007 0,4338	-0,012 0,0040	-0,019 0,0005	-0,007 0,2583	-0,019 <0,0001	0,005 0,4121
(2) Meso in ribe (p vred.)	0,155 0,0025	-0,043 <0,0001	0,205 <0,0001	-0,052 <0,0001	-0,029 <0,0001	-0,030 <0,0001	-0,024 <0,0001	-0,027 <0,0001	-0,020 0,0192
(3) Mlečni izdelki (p vred.)	0,151 0,0008	0,007 0,4338	-0,052 <0,0001	0,038 0,0016	0,008 0,0486	-0,003 0,5628	0,002 0,7300	-0,001 0,9200	0,020 0,0090
(4) Olje in maščobe (p vred.)	0,166 <0,0001	-0,012 0,0040	0,029 <0,0001	0,008 0,0486	0,021 <0,0001	0,007 0,213	0,003 0,3905	0,002 0,4991	-0,015 <0,0001
(5) Sadje (p vred.)	0,175 <0,0001	-0,019 0,0005	-0,030 <0,0001	-0,003 0,5628	0,007 0,0213	0,035 <0,0001	0,006 0,1667	0,005 0,1572	-0,009 0,0481
(6) Zelenjava (p vred.)	-0,006 0,8574	-0,077 0,2583	-0,024 <0,0001	0,002 0,7300	0,003 0,3905	0,006 0,1667	0,012 0,0918	0,008 0,0393	0,023 <0,0001
(7) Sladki izdelki	0,127	-0,019	-0,027	-0,001	0,002	0,005	0,008	0,032	-0,005

Vir: Lastni izračuni

Legenda:

 α_i konstanta γ_i izdatkovni koeficient β_i cenovni koeficienttočna stopnja značilnosti, p , večja od 10%

Tabela P5: *Ocene koeficientov povpraševanja po skupinah živil (i), drugi dohodkovno kvartilni razred, Slovenija, 2001*

VRSTA DOBRINE (i)	α_i	γ_1	γ_2	γ_3	γ_4	γ_5	γ_6	γ_7	β_i
(1) Kruh in žitarice (p vred.)	0,257 <0,0001	0,095 <0,0001	-0,046 <0,0001	-0,021 0,0037	-0,006 0,1156	-0,011 0,0316	-0,004 0,4467	-0,008 0,0484	-0,001 0,8425
(2) Meso in ribe (p vred.)	0,200 0,0001	-0,046 <0,0001	0,185 <0,0001	-0,041 <0,0001	-0,023 <0,0001	-0,024 <0,0001	-0,020 0,0001	-0,032 <0,0001	-0,019 0,0296
(3) Mlečni izdelki (p vred.)	0,076 0,0827	-0,021 0,0037	-0,041 <0,0001	0,046 <0,0001	0,001 0,8815	-0,007 0,1750	0,16 0,0121	0,007 0,1201	0,031 <0,0001
(4) Olje in maščobe (p vred.)	0,177 <0,0001	-0,006 0,1156	-0,023 <0,0001	0,001 0,8815	0,18 <0,0001	0,007 0,0113	0,003 0,2547	-0,0005 0,8096	-0,017 <0,0001
(5) Sadje (p vred.)	0,193 <0,0001	-0,011 0,0316	-0,024 <0,0001	-0,007 0,1750	0,007 0,0113	0,039 <0,0001	-0,008 0,0417	0,004 0,1554	-0,013 0,0011
(6) Zelenjava (p vred.)	-0,011 0,7215	-0,004 0,4467	-0,020 0,0001	0,016 0,0121	0,003 0,2547	-0,008 0,0417	0,009 0,1604	0,005 0,1524	0,021 <0,0001
(7) Sladki izdelki	0,108	-0,008	-0,032	0,007	-0,0005	0,004	0,005	0,024	-0,002

Vir: Lastni izračuni

Legenda:

α_i konstanta

γ_i izdatkovni koeficient

β_i cenovni koeficient

točna stopnja značilnosti, p , večja od 10%

Tabela P6: *Ocene koeficientov povpraševanja po skupinah živil (i), tretji dohodkovno kvartilni razred, Slovenija, 2001*

VRSTA DOBRINE (i)	α_i	γ_1	γ_2	γ_3	γ_4	γ_5	γ_6	γ_7	β_i
(1) Kruh in žitarice (p vred.)	0,319 <0,0001	0,091 <0,0001	-0,047 <0,0001	-0,015 0,0364	-0,010 0,0094	-0,009 0,0758	0,001 0,8860	-0,012 0,0013	-0,012 0,0205
(2) Meso in ribe (p vred.)	0,198 0,0004	-0,047 <0,0001	0,191 <0,0001	-0,052 <0,0001	-0,022 <0,0001	-0,026 <0,0001	-0,026 <0,0001	-0,018 <0,0001	-0,021 0,0216
(3) Mlečni izdelki (p vred.)	0,053 0,2357	-0,015 0,0364	-0,052 <0,0001	0,049 <0,0001	0,004 0,3466	0,002 0,6616	0,010 0,1179	0,002 0,6848	0,037 <0,0001
(4) Olje in maščobe (p vred.)	0,171 <0,0001	-0,010 0,0094	-0,022 <0,0001	0,004 0,3466	0,024 <0,0001	0,006 0,0491	0,002 0,5645	-0,004 0,0790	-0,016 <0,0001
(5) Sadje (p vred.)	0,115 <0,0001	-0,009 0,0758	-0,026 <0,0001	0,002 0,6616	0,006 0,0491	0,036 <0,0001	-0,008 0,0453	-0,001 0,7292	0,002 0,6456
(6) Zelenjava (p vred.)	0,045 0,1541	0,001 0,8860	-0,026 <0,0001	0,010 0,1179	0,002 0,5645	-0,008 0,0453	0,023 0,0009	-0,001 0,7679	0,014 0,0076
(7) Sladki izdelki	0,099	-0,012	-0,018	0,002	-0,004	-0,001	-0,001	0,033	-0,003

Vir: Lastni izračuni

Legenda:

α_i konstanta

γ_i izdatkovni koeficient

β_i cenovni koeficient

točna stopnja značilnosti, p , večja od 10%

Tabela P7: Ocene koeficientov povpraševanja po skupinah živil (i), četrti dohodkovno kvartilni razred, Slovenija, 2001

VRSTA DOBRINE (i)	α_i	γ_1	γ_2	γ_3	γ_4	γ_5	γ_6	γ_7	β_i
(1) Kruh in žitarice	0,239	0,092	-0,047	-0,015	-0,009	-0,012	0,002	-0,012	-0,0007
(<i>p vred.</i>)	<0,0001	<0,0001	<0,0001	0,0228	0,0086	0,0094	0,6236	0,0004	0,8758
(2) Meso in ribe	0,152	-0,047	0,173	-0,046	-0,021	-0,021	-0,018	-0,020	-0,009
(<i>p vred.</i>)	0,0038	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001	0,0007	<0,0001	0,2604
(3) Mlečni izdelki	0,181	-0,015	-0,05	0,059	0,009	-0,011	0,001	0,004	0,015
(<i>p vred.</i>)	<0,0001	0,0228	<0,0001	<0,0001	0,0198	0,0456	0,8742	0,3732	0,0359
(4) Olje in maščobe	0,150	-0,009	-0,02	0,009	0,022	-0,001	0,002	-0,001	-0,014
(<i>p vred.</i>)	<0,0001	0,0086	<0,0001	0,0198	<0,0001	0,6397	0,5687	0,5388	<0,0001
(5) Sadje	0,134	-0,012	-0,021	-0,011	-0,001	0,054	-0,008	-0,0002	0,0004
(<i>p vred.</i>)	<0,0001	0,0094	<0,0001	0,0456	0,6397	<0,0001	0,0499	0,9482	0,9245
(6) Zelenjava	0,031	0,002	-0,018	0,001	0,002	-0,008	0,021	-0,0003	0,015
(<i>p vred.</i>)	0,2683	0,6236	0,0007	0,8742	0,5687	0,0499	0,0006	0,9177	0,0010
(7) Sladki izdelki	0,113	-0,012	-0,020	0,004	-0,001	-0,0002	-0,000	0,030	-0,006

Vir: Lastni izračuni

Legenda:

α_i konstanta

γ_i izdatkovni koeficient

β_i cenovni koeficienti

točna stopnja značilnosti, p , večja od 10%

Tabela P8: Rezultati testiranja omejitev simetrija in homogenost (ocene, točne stopnje značilnosti), Slovenija skupaj in dohodkovno kvartilni razredi, 2001

OMEJITEV	Slovenija skupaj	1. dohodkovno kvartilni razred	2. dohodkovno kvartilni razred	3. dohodkovno kvartilni razred	4. dohodkovno kvartilni razred
Simetrija: $\gamma_{ij} = \gamma_{ji}$					
$\gamma_{21} = \gamma_{12}$	323,63	232,40	253,66	-223,46	-51,78
(p vred.)	0,2431	0,0577	0,0668	0,1135	0,7406
$\gamma_{31} = \gamma_{13}$	-42,85	20,46	147,49	-135,81	-164,62
(p vred.)	0,8817	0,8686	0,3040	0,3660	0,3162
$\gamma_{41} = \gamma_{14}$	-364,21	63,21	-123,15	-119,23	-310,73
(p vred.)	0,4190	0,7368	0,6040	0,6089	0,2218
$\gamma_{51} = \gamma_{15}$	226,09	88,13	199,88	5,71	-128,69
(p vred.)	0,5612	0,6049	0,3119	0,8774	0,5481
$\gamma_{61} = \gamma_{16}$	75,16	-37,57	377,01	-100,25	-183,86
(p vred.)	0,8335	0,8049	0,0376	0,5882	0,3674
$\gamma_{32} = \gamma_{23}$	-403,34	-248,13	-46,38	-9,06	-38,30
(p vred.)	0,1307	0,0457	0,7274	0,9482	0,7773
$\gamma_{42} = \gamma_{24}$	-391,89	-205,95	-9,19	66,18	-270,24
(p vred.)	0,2750	0,2339	0,9636	0,7407	0,1950
$\gamma_{52} = \gamma_{25}$	-470,50	-65,64	-61,69	23,21	-194,49
(p vred.)	0,1559	0,6934	0,7310	0,9011	0,2947
$\gamma_{62} = \gamma_{26}$	494,83	-353,49	79,13	53,36	-132,86
(p vred.)	0,2107	0,0205	0,6383	0,7503	0,4528
$\gamma_{43} = \gamma_{34}$	-288,06	36,13	171,17	255,18	30,83
(p vred.)	0,4245	0,8294	0,4035	0,2181	0,8875
$\gamma_{53} = \gamma_{35}$	103,20	-25,12	-212,40	-8,63	-22,89
(p vred.)	0,7568	0,8787	0,2364	0,9632	0,9050
$\gamma_{63} = \gamma_{36}$	-813,19	-39,16	75,87	151,50	-21,58
(p vred.)	0,1078	0,7904	0,6536	0,3770	0,9052
$\gamma_{54} = \gamma_{45}$	-702,38	-110,01	-301,14	-203,96	-97,51
(p vred.)	0,1429	0,6245	0,2658	0,4369	0,7090
$\gamma_{64} = \gamma_{46}$	-138,24	-361,486	-96,29	-74,87	-80,51
(p vred.)	0,7502	0,0799	0,6989	0,7663	0,7552
$\gamma_{65} = \gamma_{56}$	-305,72	-185,01	219,29	54,64	-90,66
(p vred.)	0,2387	0,3514	0,4977	0,8061	0,6947
Homogenost: $\sum_j \gamma_{ij}$					
$\sum_1 \gamma_{i1}$	804,28	-183,30	-172,44	142,87	115,56
(p vred.)	0,0012	0,0864	0,1874	0,2891	0,4453
$\sum_2 \gamma_{i2}$	292,16	256,63	152,51	105,72	177,83
(p vred.)	0,2247	0,0186	0,2243	0,4068	0,1856
$\sum_3 \gamma_{i3}$	-1279,29	40,89	89,30	40,47	60,94
(p vred.)	0,0033	0,7002	0,4557	0,7537	0,6431
$\sum_4 \gamma_{i4}$	1270,29	-202,69	-547,13	-220,59	-537,83
(p vred.)	0,0002	0,2822	0,0178	0,3088	0,0218
$\sum_5 \gamma_{i5}$	-115,79	225,89	236,78	507,58	193,56
(p vred.)	0,7189	0,1353	0,1914	0,0041	0,2863
$\sum_6 \gamma_{i6}$	-115,785	-146,44	152,84	79,77	-119,70
(p vred.)	0,7189	0,3099	0,3532	0,6210	0,4893

Vir: Lastni izračuni

Legenda:

- 1 Kruh in žitarice
- 2 Meso in ribe
- 3 Mlečni izdelki
- 4 Olje in maščobe
- 5 Sadje
- 6 Zelenjava

točna stopnja značilnosti, p , manjša od 10%

