

Percepcija zadovoljstva z dohodkom in kakovostjo življenja

Empirična analiza časovne dinamike slovenskih gospodinjstev

Povzetek

Članek prikazuje analizo subjektivne percepcije dohodka in kakovosti življenja v Sloveniji na osnovi podatkov Ankete o porabi gospodinjstev ter Slovenskega javnega mnenja. Analiza Anket o porabi gospodinjstev temelji na vzorcih presečnih podatkov za leta 1988, 1993 in 1997-1999, analiza Slovenskega javnega mnenja pa

temelji na vzorcih presečnih podatkov za leta 1988, 1993 in 1998. S pomočjo urejenega probit modela verjetnosti smo analizirali vplive razpoložljivega dohodka, velikosti družine in drugih družbenoekonomskih značilnosti gospodinjstva na subjektivno percepcijo zadovoljstva z dohodkom in kakovostjo življenja in ugotovili

relativno stabilnost pripadajočih učinkov. Dobljeni rezultati so v splošnem sicer v skladu s izsledki podobnih raziskav v razvitih državah, niso pa popolnoma v skladu s pričakovanji za tranzicijsko državo, podvrženo velikim ekonomskim, političnim in družbenim spremembam, kakršna je Slovenija.

Summary

The article presents an analysis of income satisfaction and satisfaction with the quality of living in Slovenia, based on the Household Expenditure Surveys and Public Opinion Surveys. The analysis of the Household Expenditure Survey is based on three cross-sections of data, i.e. the years 1988, 1993 and 1997-1999, whereas the analysis of the Public

Opinion Survey is based on the years 1988, 1993 and 1998. By application of the ordered probit model the effects of disposable income, family size, and other socio-economic characteristics of the household on the subjective perception of income satisfaction and the satisfaction with the quality of living were analysed, and the relative stability of these

effects was established. The results of the analysis are in broad agreement with similar studies performed in other countries. However, this stability is somewhat surprising, given the fact that Slovenia has experienced vast economic, social and political changes during this period.

1. Uvod

Mejo revščine običajno pojmuje kot v denarju izraženo mero ekonomskega blagostanja posameznika, ki zajema izdatke za vse blago in storitve, pri katerih so zadovoljene osnovne potrebe pri danih cenah in preferenčnem okusu posameznika. Kot vidimo iz navedene definicije, pojem vsebuje pomembno subjektivno komponento, zaradi česar so nekateri ekonomisti označili mejo med nujnim in luksuznim kot socialno determinirano in venomer spreminjajočo se; taka relacija pa je po njihovem mnenju neprimerna za kvantitativno analizo (cf. Scitovsky

1978, 108). Od takrat naprej se je analiza revščine polarizirala na objektivno oziroma kvantitativno ter subjektivno oziroma kvalitativno šolo z le malo poskusi povezovanja obeh pristopov (Pradhan in Ravallion 2000, 462). Nekakšna vmesna varianta je šele pristop na podlagi konceptov subjektivno pojmovanega minimalnega dohodka ter zadovoljstva z dohodkom, ki povezuje objektivne determinante revščine s subjektivnimi.

Navedeni multidisciplinarni pristop utegne biti še posebej zanimiv v intertemporalnem smislu v tranzicijskih državah, kjer prihaja do obsežnih družbenoekonomskih in političnih sprememb, verjetno pa tudi do sprememb v načinu dojemanja

* Raziskovalni asistent, Inštitut za ekonomska raziskovanja v Ljubljani

** Inštitut za ekonomska raziskovanja v Ljubljani

različnih družbenoekonomskih konceptov, zato je to tudi predmet proučevanja našega prispevka. Zanima nas, kakšna je bila časovna „dinamika“ v zadovoljstvu z dohodkom in kakovostjo življenja (s tem pa tudi v percepciji revščine) v Sloveniji v tranzicijskem obdobju 1988–1999 na osnovi podatkov Ankete o porabi gospodinjstev ter Slovenskega javnega mnenja. V drugem razdelku zatorej prikazujemo kratek pregled metodoloških pristopov k obravnavani problematiki, v tretjem in četrtem razdelku pa analiziramo zadovoljstvo z dohodkom in kakovostjo življenja. V petem razdelku zaključujemo naše delo s ključnimi ugotovitvami.

2. Metodološki pristopi k analizi percepcije revščine

Kot je bilo omenjeno že v uvodu, ločimo v okviru kombiniranja kvantitativne in kvalitativne šole analize revščine v splošnem dva širše sprejeta in v ekonomski literaturi uveljavljena koncepta: (1) subjektivno pojmovani minimalni dohodek ter (2) subjektivno pojmovano zadovoljstvo z dohodkom. Potrebno podatkovno podlago za tovrstno analizo v Sloveniji vsebuje tudi Anketa o porabi gospodinjstev, ki jo izvaja Statistični urad RS, zato si bomo v nadaljevanju podrobneje ogledali oba navedena pristopa.

Prvi in dokaj neposreden pristop k analizi individualne percepcije revščine je, da enostavno vprašamo anketirance (gospodinjstva), kakšen bi bil njihov minimalni mesečni dohodek, s katerim bi se lahko shajali (angl. *Minimum Income Question - MIQ*). Tovrstni pristop je bil uporabljen v Kilpatrick (1973), Goedhart *et al.* (1977), Danziger *et al.* (1984), Kapteyn *et al.* (1988), De Vos in Garner (1989), Stanovnik (1992), Kapteyn (1994) ter Garner in de Vos (1995). Posameznika oziroma (upoštevajoč ekonomije obsega) gospodinjstvo, ki se nahaja pod tem minimalnim dohodkom, lahko pojmuje kot revno. Vendar pa to skoraj neizbežno vodi tudi do nekonsistentnosti v meri revščine, saj tudi anketiranci z enakim „minimalnim“ dohodkom navadno ne pojmujejo enake ravni blaginje s tovrstnim odgovorom, vendar jih zaradi zagotavljanja konsistentnosti obravnavamo kot enako „revne“ (Goedhart *et al.* 1977; Lanjouw in Ravallion 1995). Kakorkoli že, citirane empirične študije so pokazale, da je pričakovana vrednost odgovora na vprašanje o minimalnem dohodku naraščajoča funkcija

razpoložljivega dohodka, kar moramo upoštevati pri našem delu.

Drugi pristop temelji na določenih teoretičnih temeljih, ki so pripeljali do formulacije in konstrukcije funkcije blaginje na osnovi dohodka (angl. *Welfare Function of Income - WFI*), ki je v bistvu operacionalizacija kardinalne funkcije koristnosti dohodka in opisuje, kako posamezniki pojmujejo različne ravni dohodka. Pristop je razvil Van Praag s sodelavci in je bil prvič predstavljen v Van Praag (1968), kasneje pa je bil apliciran tudi v Van Praag *et al.* (1980), Van Praag *et al.* (1982), Pradhan in Ravallion (2000), Fernández-Ballesteros *et al.* (2001), Ravallion in Lokshin (2002) ter Van Praag *et al.* (2003). Empirično funkcijo blaginje na osnovi dohodka dobimo tako, da anketirance vprašamo, kakšno velikost dohodka povezujejo z različnimi nivoji blaginje oziroma (enostavneje) v kolikšni meri njihovi dohodki zadoščajo za pokritje stroškov (npr. povsem zadoščajo, zadoščajo, komaj zadoščajo, ne zadoščajo) in na osnovi rezultatov kreiramo lognormalno porazdelitveno funkcijo v skladu s primernimi teoretičnimi lastnostmi.

Navedeni pristop je sicer konsistenten v primerjavi s prejšnjim, saj se je anketiranec „prisiljen“ opredeliti glede na dano skalo vrednotenja blaginje, vendar pa ima nekatere druge pomanjkljivosti. Vprašamo se namreč lahko o smiselnosti kreiranja dvoparametrične krivulje na osnovi navadno štirih do osmih podatkovnih točk. Poleg tega ima izbrana lognormalna porazdelitvena funkcija nezaželeno lastnost, saj implicira (sicer v majhnem podatkovnem področju, pa vendarle) naraščajočo mejno koristnost dohodka. Da bi lahko prišli do določenih bolj splošnih zaključkov, parametra individualne funkcije blaginje na osnovi dohodka (m , s) modeliramo kot funkciji „objektivnih“ lastnosti anketiranca in njegovega gospodinjstva, kot so dohodek, velikost gospodinjstva, delež otrok ali delež starejših oseb. Eden od obeh parametrov (s) do sedaj še ni bil zadovoljivo modeliran, kar seveda omejuje empirično uporabnost funkcije blaginje na osnovi dohodka¹.

Ob upoštevanju opisanih pomanjkljivosti obeh pristopov in splošnih prednosti drugega pristopa smo se v tej raziskavi odločili za uporabo le-tega, vendar pa ne bomo analizirali le subjektivne percepcije dohodka, temveč bomo pristop razširili tudi na analizo subjektivne percepcije kakovosti življenja, ki jo lahko pojmuje kot širši koncept oziroma kot kompozitni kazalec številnih komponent življenjskega standarda.

¹ Obširnejši in natančnejši pregled koncepta funkcije blaginje na osnovi dohodka je mogoče najti v Hartog (1988), kritiko tega pristopa pa v Seidl (1994) z odgovorom Van Praaga in Kapteyna (1994).

Tabela 1: Povprečne vrednosti nekaterih spremenljivk

Dohodki za pokritje življenjskih stroškov					
	sploh ne zadoščajo	ne zadoščajo	zadoščajo	popolnoma zadoščajo	
Vzorec podatkov APG za leto 1988 (3250 opazovanj)					
Dohodek gospodinjstva	96,21	114,88	151,31	223,35	
Starost nosilca gospodinjstva	50,2	49,1	49,1	47,8	
Velikost gospodinjstva	2,67	2,39	2,51	2,50	
Delež lastnikov stanovanj/hiš	53,6 %	59,4 %	66,1 %	74,0 %	
Delež brezposelnih članov na gospodinjstvo	1,8 %	1,1 %	0,5 %	0,8 %	
Število gospodinjstev	321	751	1978	200	
Delež gospodinjstev	9,9 %	23,1 %	60,9 %	6,2 %	
Vzorec podatkov APG za leto 1993 (3270 opazovanj)					
Dohodek gospodinjstva	113,08	143,19	187,70	294,57	
Starost nosilca gospodinjstva	48,5	49,8	49,6	49,8	
Velikost gospodinjstva	2,32	2,52	2,56	2,54	
Delež lastnikov stanovanj/hiš	72,0 %	86,7 %	90,9 %	94,7 %	
Delež brezposelnih članov na gospodinjstvo	15,0 %	7,3 %	3,6 %	1,1 %	
Število gospodinjstev	261	849	1896	264	
Delež gospodinjstev	8,0 %	26,0 %	58,0 %	8,1 %	
	z veliki težavami	s težavami	z nekaj težavami	dokaj lahko	lahko
Vzorec podatkov APG za leta 1997-1999 (3867 opazovanj)					
Dohodek gospodinjstva	132,00	168,39	214,53	259,24	312,47
Starost nosilca gospodinjstva	49,4	49,6	49,1	50,9	52,3
Velikost gospodinjstva	2,46	2,52	2,51	2,36	2,25
Delež lastnikov stanovanj/hiš	77,3 %	84,1 %	87,4 %	88,8 %	92,6 %
Delež brezposelnih članov na gospodinjstvo	18,7 %	9,9 %	4,7 %	1,7 %	0,8 %
Število gospodinjstev	449	973	1631	502	312
Delež gospodinjstev	11,6 %	25,2 %	42,2 %	13,0 %	8,1 %

Opombe: Z dohodkom gospodinjstva je mišljen razpoložljivi mesečni dohodek v tisoč SIT, preračunan v stalne cene iz leta 1998 (uporabljen je indeks CPI). Velikost gospodinjstva je merjena v ekvivalentnem številu odraslih oseb po navadni lestvici OECD.

3. Analiza zadovoljstva z dohodkom

Analizo zadovoljstva z dohodkom za leti 1988 in 1993 smo izvedli na osnovi vprašanja iz Ankete o porabi gospodinjstev, ki se glasi: „Dohodki gospodinjstva za pokritje življenjskih stroškov: (1) popolnoma zadoščajo, (2) v glavnem zadoščajo, (3) v glavnem ne zadoščajo, (4) sploh ne zadoščajo?“ S spremembo anketne metodologije leta 1997 se je to vprašanje spremenilo in se po novem glasi: „Ali vaše gospodinjstvo s svojim razpoložljivim mesečnim dohodkom shaja: (1) z velikimi težavami, (2) s težavami, (3) z nekaj težavami, (4) dokaj lahko, (5) lahko, (6) zelo lahko?“ Zaradi majhnega števila opazovanj v šestem razredu pa smo se dodatno odločili, da peti

in šesti razred pri vzorcu za leta 1997-1999² združimo.

Poglejmo si najprej nekaj opisnih statistik iz vzorčnih podatkov, ki so prikazane v tabeli 1. Najprej lahko ugotovimo, da zadovoljstvo z dohodkom v skladu z našimi pričakovanju raste z naraščanjem dejanskega razpoložljivega dohodka in upada z večanjem družine³. Glede na tradicionalno slovensko prepričanje o nujnosti lastništva hiše ali stanovanja ter institucionalne pomanjkljivosti finančnih trgov, ki so posledica prejšnje družbenoekonomske in politične ureditve, sklepamo, da bi utegnili tudi lastništvo tovrstnih nepremičnin vplivati na večanje zadovoljstva. Omeniti velja še fenomen t. i. „prikrite

² Prva dva vzorca zajemata koncept t. i. velike ankete, ki se je načeloma izvajala v razmaku petih let. Z že omenjenimi metodološkimi spremembami je Statistični urad RS spremenil tudi način zajemanja podatkov in se omejil na letne ankete, zato smo se zaradi zagotavljanja dovolj velikih vzorcev po skandinavskem vzoru odločili za združevanje takih letnih anket.

³ Dovolili si bomo to poenostavitev in gospodinjstvo enačili z družino (bodisi nuklearno bodisi razširjeno), saj tudi empirični podatki kažejo, da gospodinjstvo v veliki večini tvorijo družinski člani.

brezposelnosti“ oziroma „zaposlenih brez dela“ (Mencinger 1983), ki se zrcali v komparativni statiki deleža brezposelnih članov na gospodinjstvo in do katerega je prihajalo, ker so podjetja v družbeni lasti zaposlovala več delavcev, kot je bilo optimalno potrebno. Porast tega deleža v začetku devetdesetih let 20. stoletja je moč pripisati dvema dejavnikoma: (1) začetku prestrukturiranja, ob katerem je takšen položaj postal nevzdržen ter (2) reševanju posledičnih socialnih problemov z množičnim predčasnim upokojevanjem.

Sedaj se lahko lotimo konstrukcije našega modela. Kot odvisno spremenljivko bomo upoštevali kar „zadovoljstvo z dohodkom“ in jo označili z *ISAT*. Gre za veččlensko nepravo spremenljivko, ki lahko zavzame štiri vrednosti⁴, in sicer 0 v primeru, da je anketiranec izbral možnost, da njegovi dohodki za pokritje življenjskih stroškov „sploh ne zadoščajo“, 1 v primeru, da je izbral možnost „ne zadoščajo“, 2 v primeru, da je izbral možnost „zadoščajo“ ter 3 v primeru, da je izbral možnost „popolnoma zadoščajo“. Gre torej za urejen veččlenski model z diskretno odvisno spremenljivko oziroma za t. i. urejeni multinomni model kvalitativnega odziva⁵. Navedene štiri vrednosti, ki jih lahko zavzame odvisna spremenljivka, lahko obravnavamo kot rezultat zveznega procesa, determiniranega z latentno (neopazovano) spremenljivko, ki jo lahko imenujemo „indeks dohodkovne zadostnosti“, označimo z *I* in izrazimo z naslednjo populacijsko relacijo:

$$I_i = \alpha_0 + \alpha_1 \ln y_i + \alpha_2 \ln fs_i + \alpha_3 S60_i + \alpha_4 SCH_i + \alpha_5 SUN_i + \alpha_6 DAH_i + \alpha_7 DPH_i + u_i \quad (1)$$

kjer je *y* razpoložljivi dohodek gospodinjstva; *fs* število članov gospodinjstva po navadni OECD ekvivalenčni lestvici; *S60* delež članov gospodinjstva, starejših od 60 let; *SCH* delež otrok (oseb, mlajših od 18 let) v gospodinjstvu; *SUN* delež brezposelnih članov gospodinjstva; *DAH* neprava spremenljivka, ki zavzame vrednost 1, če gospodinjstvo živi v lastni hiši ali stanovanju, in 0 v nasprotnem primeru ter *DPH* neprava spremenljivka, ki zavzame vrednost 1, če gre za enočlansko ali dvočlansko upokojsko gospodinjstvo, in 0 v nasprotnem primeru⁶. Za slučajno spremenljivko *u_i* predpostavljamo, da je asimptotsko normalno porazdeljena z vsemi lastnostmi, ki so potrebne za sklepanje na osnovi danih statistik.

Relacijo lahko zapišemo tudi v naslednji obliki:

$$I_i = \alpha'x + u_i, \quad (2)$$

kjer je *x* vektor pojasnjevalnih spremenljivk. Označimo našo odvisno spremenljivko sedaj z oznako *ISAT* in formulirajmo odločitveni proces gospodinjstva *i* v obliki:

$$ISAT_i = \begin{cases} 0; & \text{ko je } I_i < \mu_0 \\ 1; & \text{ko je } \mu_0 \leq I_i < \mu_1 \\ 2; & \text{ko je } \mu_1 \leq I_i < \mu_2 \\ 3; & \text{ko je } \mu_2 \leq I_i \end{cases}, \quad (3)$$

kjer so *m_k*, *k* = 0, 1, 2 neznane konstante. Sedaj lahko zapišemo:

$$\begin{aligned} P(ISAT_i = 0) &= P(I_i < \mu_0) \\ P(ISAT_i = 1) &= P(\mu_0 \leq I_i < \mu_1) = P(I_i < \mu_1) - P(I_i < \mu_0) \\ P(ISAT_i = 2) &= P(\mu_1 \leq I_i < \mu_2) = P(I_i < \mu_2) - P(I_i < \mu_1) \\ P(ISAT_i = 3) &= P(\mu_2 \leq I_i) = 1 - P(I_i < \mu_2) \end{aligned}$$

oziroma

$$\begin{aligned} P(ISAT = 0) &= \Phi(\mu_0 - \alpha'x) \\ P(ISAT = 1) &= \Phi(\mu_1 - \alpha'x) - \Phi(\mu_0 - \alpha'x) \\ P(ISAT = 2) &= \Phi(\mu_2 - \alpha'x) - \Phi(\mu_1 - \alpha'x), \quad (4) \\ P(ISAT = 3) &= 1 - \Phi(\mu_2 - \alpha'x) \end{aligned}$$

kjer $\Phi(\cdot)$ označuje standardno normalno kumulativno funkcijo. Model, ki smo ga definirali z relacijami, se imenuje urejeni probit model, regresijske koeficiente α pa bomo ocenili z maksimizacijo funkcije največjega verjetja. Če sedaj (zaradi jedratosti) zapišemo desne strani izraza kot *F_{i,0}*, *F_{i,1}*, *F_{i,2}* in *F_{i,3}* ter zapišemo našo odvisno spremenljivko v obliki:

$$ISAT_{i,j} = \begin{cases} 1; & \text{ko } ISAT_i = j \\ 0; & \text{ko } ISAT_i \neq j, j = 0, 1, 2, 3 \end{cases} \quad (5)$$

lahko končno zapišemo funkcijo verjetja v naslednji obliki:

$$LF = \prod_{i=1}^n \prod_{j=0}^3 F_{i,j}^{ISAT_{i,j}}. \quad (6)$$

Rezultat maksimizacije funkcije na konkretnih vzorcih za leta 1988, 1993 in 1997-1999 so asimptotsko učinkovite nepristranske normalne

⁴ Odvisna spremenljivka pri vzorcu podatkov za leta 1997-1999 lahko v skladu z že omenjenimi metodološkimi spremembami in združitvijo razredov zavzame pet vrednosti.

⁵ Več o modelih kvalitativnega odziva in njihovem ocenjevanju je mogoče najti v Aldrich in Nelson (1984), Amemiya (1981) ali McKelvey in Zavoina (1975).

⁶ Enočlansko upokojsko gospodinjstvo je tisto gospodinjstvo, ki ima le enega člana-ta je hkrati upokojenec. Dvočlansko upokojsko gospodinjstvo pa je tisto gospodinjstvo, ki je sestavljeno iz dveh članov, pri čemer sta oba upokojenca.

ocene regresijskih koeficientov funkcije, ki jih prikazujemo v tabeli 2.

Kot je razvidno iz izraza, pozitivna vrednost ocenjenega probit regresijskega koeficienta pomeni, da bo povečanje v pripadajoči pojasnjevalni spremenljivki hkrati pomenilo povečanje v „indeksu dohodkovne zadostnosti“ in zatorej tudi večjo verjetnost, da bo anketiranec izrazil večje zadovoljstvo s svojim dohodkom. Kot je razvidno iz tabele 2, imajo vsi ocenjeni regresijski koeficienti pričakovani predznak, smer vplivanja posameznih dejavnikov pa se v času ne spreminja. Poglejmo si smer posameznih vplivov podrobneje.

Tabela 2: Rezultati ocenjevanja zadovoljstva z dohodkom

	ISAT _[1988]	ISAT _[1993]	ISAT _[1997-1999]
C	-7,4661 ^a (-19,82)	-10,4816 ^a (-21,63)	-14,8003 ^a (-37,95)
ln y	0,9876 ^a (23,39)	1,0434 ^a (24,63)	1,4251 ^a (41,82)
ln fs	-0,5651 ^a (-7,171)	-0,7567 ^a (-7,879)	-1,3867 ^a (-20,05)
S60	0,2549 ^b (3,100)	0,2129 ^b (2,638)	0,2388 ^b (3,560)
SCH	-0,3889 ^b (-3,302)	-0,4627 ^a (-4,038)	-0,4358 ^a (-5,159)
SUN	-1,0885 ^b (-3,159)	-1,4351 ^a (-9,350)	-0,6566 ^a (-5,827)
DAH	0,2546 ^a (5,735)	-0,3507 ^a (5,509)	0,2234 ^a (4,440)
DPH	0,1863 ^b (2,607)	0,2044 ^b (2,673)	0,2525 ^a (3,793)
n	3250	3270	3867
Log L	-3088,6	-3079,2	-4872,4
Log L	-3383,2	-3502,5	-5609,8
χ^2	589,1 ^a	846,5 ^a	1474,8 ^a
Pseudo R ²	0,7747	0,8178	0,9070

Opomba: Pri vsaki oceni sta navedeni vrednost regresijskega koeficienta in z-statistika (v oklepaju). Oznaki ^a in ^b pomenita, da je vrednost statistično značilna pri stopnji značilnosti 0,0001 oziroma 0,01. Izračun vrednosti nepravega multiplega determinacijskega koeficienta temelji na formuli McKelveya in Zavoina (1975).

Verjetnost, da bo družina zadovoljna s svojim dohodkom, *ceteris paribus*, narašča z naraščajočim razpoložljivim dohodkom, kot smo ugotovili že s pomočjo opisnih statistik v tabeli 1. Verjetnost, da

bo družina zadovoljna s svojim dohodkom, *ceteris paribus*, upada z naraščanjem njene velikosti (številom njenih članov). Starejša gospodinjstva oziroma tista, kjer je več družinskih članov starejših od 60 let, bodo, *ceteris paribus*, verjetneje bolj zadovoljna s svojim dohodkom, kot mlajša gospodinjstva. Podobno velja tudi za upokojska gospodinjstva. Kot so ugotovili že Katona *et al.* (1971), je starost nekakšen vmesnik za realnost; možnosti mladih postanejo omejitve starejših in tako so tudi doje. Seveda nimajo starejša gospodinjstva le nižjih aspiracij, temveč tudi nižje objektivne potrebe, saj je njihovo akumulirano premoženje v toku življenjskega cikla bistveno višje kot pri mlajših gospodinjstvih⁷. Ena izmed takšnih premoženjskih oblik je tudi stanovanje oziroma hiša. Ugotovili smo namreč, da bodo, *ceteris paribus*, gospodinjstva, ki živijo v lastnem stanovanju ali hiši, verjetneje bolj zadovoljna s svojim dohodkom od drugih gospodinjstev. To lahko argumentiramo vsaj z dvema dejstvom: (1) odplačila posojil za nakup stanovanja so zmerno breme za družinski proračun; zaradi strukture dolga in dejstva, da le-ta v prvih letih obdobja naše analize ni bil zadostno korigiran za inflacijo so ta odplačila resno breme le v prvih letih odplačevanja ter (2) lastništvo stanovanja ali hiše so, kot smo že omenili, v Sloveniji „sanje“ vsake družine; gospodinjstva, ki živijo v najetih stanovanjih imajo zatorej dosti večje dohodkovne potrebe, da bi lahko akumulirala zadosti prihrankov za nakup stanovanja ali gradnjo hiše. Ugotovimo lahko tudi, da bodo gospodinjstva z več otroki ali pa več nezaposlenimi člani, *ceteris paribus*, verjetneje manj zadovoljna s svojim dohodkom od gospodinjstev z manj otroki ali manj brezposelnimi družinskimi člani.

Več kot o predznaku vpliva posamezne pojasnjevalne spremenljivke na odvisno spremenljivko pa s pomočjo rezultatov regresije iz tabele 2 ne moremo sklepati, saj urejeni probit regresijski koeficient za razliko od linearne regresijskega koeficienta, ki je že sam po sebi mejni učinek, ne omogoča neposredne interpretacije. V ta namen pri tovrstnih modelih mejne učinke posebej izračunavamo⁸ tako, da urejeni probit regresijski koeficient spremenljivke x (torej α) tehtamo s pomočjo standardne normalne funkcije gostote verjetnosti $\phi(\cdot)$, ki je odvisna od vrednosti vseh pojasnjevalnih spremenljivk⁹:

⁷ Pri tem gre predvsem za akumulirano premoženje v obliki trajnih dobrin in likvidnih finančnih oblik (gotovine v obliki tujih valut in bančnih vlog), ne pa za razvite finančne produkte (npr. vrednostne papirje organiziranega trga), saj prejšnja družbenoekonomska in politična ureditev nista omogočali kumuliranja tovrstnega premoženja (cf. Verbič 2002).

⁸ Več o izračunavanju mejnih učinkov pri urejenih modelih kvalitativnega odziva ter o posebnostih pri izračunavanju mejnih učinkov pri nepravih spremenljivkah je mogoče najti v Greene (1997), Greene (1998) ali Johnston in DiNardo (1997).

⁹ Kot je bilo že rečeno, lahko odvisna spremenljivka pri vzorcu podatkov za leta 1997-1999 v skladu z že omenjenimi metodološkimi spremembami in združitvijo razredov zavzame pet vrednosti.

$$\begin{aligned}\frac{\partial P(ISAT=0)}{\partial x} &= -\phi(\mu_0 - \alpha'x)\alpha \\ \frac{\partial P(ISAT=1)}{\partial x} &= [\phi(\mu_0 - \alpha'x) - \phi(\mu_1 - \alpha'x)]\alpha \\ \frac{\partial P(ISAT=2)}{\partial x} &= [\phi(\mu_1 - \alpha'x) - \phi(\mu_2 - \alpha'x)]\alpha. \quad (7) \\ \frac{\partial P(ISAT=3)}{\partial x} &= \phi(\mu_2 - \alpha'x)\alpha\end{aligned}$$

Mejne učinke posameznih dejavnikov subjektivne percepcije dohodka prikazujemo v tabeli 3. Na osnovi teh vrednosti bomo lahko sklepali o velikosti posameznih vplivov in njihovih spremembah v času; seveda pri povprečnih vrednostih (aritmetičnih sredinah) vseh drugih dejavnikov, ki v danem trenutku ne bodo predmet našega proučevanja. Kot lahko vidimo, je seštevek vseh vplivov pri danem dejavniku enak 0, saj se verjetnosti po posameznih razredih vedno seštejejo v 1.

Poglejmo si sedaj razlago teh vplivov na vzorcu za leto 1993. Vidimo lahko, da se ob povečanju

deleža članov gospodinjstva, starejših od 60 let, za eno odstotno točko v povprečju, *ceteris paribus*, zmanjša verjetnost velikega nezadovoljstva z dohodkom za 0,04 odstotne točke in nezadovoljstva za 0,05 odstotne točke, verjetnosti zadovoljstva in velikega zadovoljstva, z dohodkom pa se povečata za 0,07 oziroma 0,01 odstotne točke. Ob povečanju deleža otrok v gospodinjstvu za eno odstotno točko se v povprečju, *ceteris paribus*, poveča verjetnost velikega nezadovoljstva z dohodkom za 0,08 odstotne točke in nezadovoljstva za 0,11 odstotne točke, verjetnosti zadovoljstva in velikega zadovoljstva z dohodkom pa se povečata za 0,16 oziroma 0,03 odstotne točke. Ob povečanju deleža brezposelnih oseb v gospodinjstvu za eno odstotno točko pa se v povprečju, *ceteris paribus*, poveča verjetnost velikega nezadovoljstva z dohodkom za 0,24 odstotne točke in nezadovoljstva za 0,33 odstotne točke, verjetnosti zadovoljstva in velikega zadovoljstva z dohodkom pa se povečata za 0,48 oziroma 0,08 odstotne točke.

Pri gospodinjstvih, ki živijo v lastni hiši ali stanovanju, se v povprečju, *ceteris paribus*, zmanjša

Tabela 3: Mejni učinki ocenjevanja zadovoljstva z dohodkom

	$\frac{\partial P(ISAT = 0)}{\partial x}$	$\frac{\partial P(ISAT = 1)}{\partial x}$	$\frac{\partial P(ISAT = 2)}{\partial x}$	$\frac{\partial P(ISAT = 3)}{\partial x}$	
Vzorec podatkov APG za leto 1988					
ln y	-0,1393	-0,2091	0,26130	0,0871	
ln fs	0,0797	0,1197	-0,1495	-0,0498	
S60	-0,0359	-0,0540	0,0675	0,0225	
SCH	0,0548	0,0824	-0,1029	-0,0343	
SUN	0,1535	0,2305	-0,2880	-0,0960	
DAH	-0,0359	-0,0539	0,0637	0,0224	
DPH	-0,0272	-0,0388	0,0487	0,0173	
Vzorec podatkov APG za leto 1993					
ln y	-0,1713	-0,2400	0,3514	0,0599	
ln fs	0,0947	0,1327	-0,1942	-0,0331	
S60	-0,0350	-0,0490	0,0717	0,0122	
SCH	0,0760	0,1064	-0,1558	-0,0266	
SUN	0,2356	0,3301	-0,4833	-0,0824	
DAH	-0,0576	-0,0807	0,1181	0,0201	
DPH	-0,0358	-0,0445	0,0687	0,0115	
	$\frac{\partial P(ISAT = 0)}{\partial x}$	$\frac{\partial P(ISAT = 1)}{\partial x}$	$\frac{\partial P(ISAT = 2)}{\partial x}$	$\frac{\partial P(ISAT = 3)}{\partial x}$	$\frac{\partial P(ISAT = 4)}{\partial x}$
Vzorec podatkov APG za leta 1997-1999					
ln y	-0,3086	-0,2596	0,3474	0,1604	0,0604
ln fs	0,3003	0,2526	-0,3380	-0,1561	-0,0588
S60	-0,0517	-0,0435	0,0582	0,0229	0,0141
SCH	0,0848	0,0793	-0,0386	-0,0609	-0,0646
SUN	0,1422	0,1196	-0,1601	-0,0739	-0,0278
DAH	-0,0484	-0,0407	0,0545	0,0251	0,0095
DPH	-0,0543	-0,0463	0,0611	0,0286	0,0109

verjetnost velikega nezadovoljstva s svojim dohodkom za 5,8 odstotne točke in nezadovoljstva za 8,1 odstotne točke, verjetnosti zadovoljstva in velikega zadovoljstva z dohodkom pa se povečata za 11,8 oziroma 2,0 odstotni točki glede na gospodinjstva, ki živijo v stanovanju ali hiši, ki ni v njihovi lasti. Pri enočlanskih ali dvočlanskih upokojenskih gospodinjstvih pa se v povprečju, *ceteris paribus*, zmanjša verjetnost velikega nezadovoljstva s svojim dohodkom za 3,6 odstotne točke in nezadovoljstva za 4,5 odstotnih točk, verjetnosti zadovoljstva in velikega zadovoljstva z dohodkom pa se povečata za 6,9 oziroma 1,2 odstotne točke glede na druga gospodinjstva. Komparativno statiko pri učinkih dohodka in velikosti družine bomo razložili v nadaljevanju.

V našem modelu smo torej poleg objektivnih spremenljivk (dohodek družine, velikost družine) upoštevali tudi spremenljivke, ki so namenjene zajemanju vplivov dohodkovnih aspiracij anketirancev (lastništvo hiše ali stanovanja, upokojensko gospodinjstvo). To je pomembno zaradi tega, ker bodo posamezniki oziroma gospodinjstva z višjimi dohodkovnimi aspiracijami verjetneje bolj nezadovoljni s svojim dohodkom kot tisti z nižjimi dohodkovnimi aspiracijami. Kljub temu pa se moramo zavedati, da je takšno obravnavanje dohodkovnih aspiracij ter vplivov dohodkovnih aspiracij na zadovoljstvo z dohodkom le parcialno. Curtin (1977, 81) tako pravi, da je zadovoljstvo z dohodkom psihološka razlika med ravni dohodkovnih aspiracij in trenutnimi dosežki. Večje, kot so torej aspiracije relativno glede na trenutni dohodek, večji je občutek nezadovoljstva.

Potrebno pa je omeniti še en vidik zadovoljstva z dohodkom. Kot pravita Katona in Strümpel (1978, 148), zadovoljstvo (z dohodkom) ni nujno zaželeno. Lahko ga razumemo kot neugoden pojav, kadar predstavlja prilagoditev ekonomsko neugodnim razmeram oziroma sprijaznjenje z omejujočo realnostjo. Nezadovoljstvo z dohodkom lahko nasprotno pojmuje kot odnos, ki se je razvil kot odgovor na takšne razmere, se pravi kot iskanje priložnosti oziroma spremljevalec ekonomskega optimizma. S tem v zvezi lahko na osnovi tabel 1 in 3 ugotovimo, da je v Sloveniji v tranzicijskem obdobju 1988–1999 sicer do določene mere prišlo do izboljšanja v subjektivni percepciji dohodka, ni pa prišlo do bistvenih premikov; vsota mejnih učinkov razpoložljivega dohodka in velikosti družine na zadovoljstvo z dohodkom v absolutnem smislu je sicer v času

nekoliko narasla, vendar pa gre pri vzorcu podatkov za leta 1997–1999 bolj za prerazdelitev učinkov med razredi kot za skupno povečanje¹⁰.

Relativna stabilnost rezultatov je sicer v skladu z empiričnimi spoznanji iz primerljivih tujih raziskav v razvitih državah (Van Praag 1971; Van Herwaarden *et al.* 1977; Van Praag *et al.* 1980), ni pa popolnoma v skladu s pričakovanji v državi, kakršna je Slovenija, kjer poteka obsežna politična in družbenoekonomska transformacija. Morda lahko to relativno stabilnost razumemo tudi kot odsotnost volje pri ljudeh za spremembe in odsotnost naporov za izboljšanje življenjskega standarda.

4. Analiza zadovoljstva s kakovostjo življenja

Analiza zadovoljstva z različnimi komponentami življenjskega standarda temelji na vprašanju iz raziskave Slovenskega javnega mnenja, ki se glasi: „Če primerjate, kako živijo ljudje pri nas danes z življenjem pred približno petimi leti, ali so po vaši sodbi razmere danes: (1) dosti slabše, (2) slabše, (3) približno enake, (4) boljše, (5) dosti boljše?“ Zaradi majhnega števila opazovanj v petem razredu smo se odločili, da četrti in peti razred združimo.

Če si najprej pogledamo nekaj opisnih statistik iz vzorčnih podatkov, ki so prikazane v tabeli 4, lahko najprej ugotovimo, da so vrednosti teh statistik za leto 1988 v glavnem v nasprotju z našimi pričakovanji in rezultati analize zadovoljstva z dohodkom iz prejšnjega razdelka. Opisne statistike za leti 1993 in 1998 pa so že bolj v skladu z našimi pričakovanji; zadovoljstvo s kakovostjo življenja narašča z naraščanjem razpoložljivega dohodka in upada z večanjem družine.

Ocenjujemo, da gre pri obravnavanem anketnem vprašanju za kompozitni kazalec, ki dosti bolje odraža širšo percepcijo zadovoljstva z življenjem kot pa naša analiza v prejšnjem razdelku. Življenjski standard namreč ni odvisen samo od realnega razpoložljivega dohodka, temveč tudi od drugih komponent, ki vstopajo v posameznikovo funkcijo koristnosti. Racionalni posameznik namreč optimira (maksimira ob danih omejitvah) svojo koristnost glede na dejanski dohodek in možnost za pridobitev dohodka, dejansko premoženje in možnost priti do premoženja,

¹⁰ Menimo, da je omenjena prerazdelitev mejnih učinkov deloma povzročena s samimi spremembami v anketni metodologiji. Pričakujemo namreč lahko, da se bo anketirana oseba verjetneje odločila za uvrstitev v nižji rang zadovoljstva z dohodkom, če ji je na voljo več razredov. Poleg tega se je nekoliko spremenilo tudi anketno vprašanje.

Tabela 4: Povprečne vrednosti nekaterih spremenljivk

	Kakovost življenja			
	dosti slabša	slabša	približno enaka	boljša
Vzorec podatkov SJM za leto 1988 (1786 opazovanj)				
Dohodek gospodinjstva	126,02	127,70	111,07	114,36
Starost nosilca gospodinjstva	41,2	40,9	43,2	41,8
Velikost gospodinjstva	2,54	2,55	2,57	2,60
Delež gospodinjstev z upokojencem kot nosilcem	20,2%	15,0%	25,7%	22,2%
Delež lastnikov stanovanj/hiš	69,4%	70,6%	71,4%	65,9%
Število gospodinjstev	252	965	276	293
Delež gospodinjstev	14,3%	54,6%	15,6%	16,4%
Vzorec podatkov SJM za leto 1993 (725 opazovanj)				
Dohodek gospodinjstva	121,92	143,29	192,41	177,51
Starost nosilca gospodinjstva	41,3	42,9	43,7	44,2
Velikost gospodinjstva	2,51	2,47	2,56	2,48
Delež gospodinjstev z upokojencem kot nosilcem	16,0%	21,2%	32,0%	35,0%
Delež lastnikov stanovanj/hiš	84,8%	89,3%	83,6%	88,8%
Število gospodinjstev	125	392	128	80
Delež gospodinjstev	17,2%	54,1%	17,7%	11,0%
Vzorec podatkov SJM za leto 1998 (735 opazovanj)				
Dohodek gospodinjstva	143,55	165,21	190,11	207,59
Starost nosilca gospodinjstva	46,2	46,3	45,5	46,4
Velikost gospodinjstva	2,37	2,41	2,51	2,36
Delež gospodinjstev z upokojencem kot nosilcem	30,0%	30,7%	29,8%	29,7%
Delež lastnikov stanovanj/hiš	82,0%	82,9%	86,5%	88,9%
Število gospodinjstev	100	336	198	101
Delež gospodinjstev	13,6%	45,7%	26,9%	13,7%

Opombe: Z dohodkom gospodinjstva je mišljen razpoložljivi mesečni dohodek v tisočih SIT, preračunan v stalne cene iz leta 1998 (uporabljen je indeks CPI). Velikost gospodinjstva je merjena v ekvivalentnem številu odraslih oseb po navadni lestvici OECD.

razpoložljive storitve izobraževanja, zdravstva, socialnega zavarovanja, delovanje institucij, demokratičnost odločanja in posledično glede na splošne razmere v obravnavani družbi. Na navedene komponente v veliki meri vpliva ravnanje države z delom dohodka, ki je posamezniku odvzet; bodisi z davki bodisi s prispevki.

Na drugi strani pa je treba poudariti, da so podatki, ki jih uporabljamo v tem delu naše raziskave, slabše kakovosti. Deloma se to kaže v manjših vzorcih, deloma pa v anketni metodologiji. Anketna metodologija tako pri anketnem vprašanju dopušča možnost neopredeljenosti, pri navajanju dohodka pa možnost, da anketirani ne odgovori. Dodaten problem je omejevanje podatkov pri dohodkih navzgor ter manjša natančnost pri navajanju dohodkov v primerjavi s podatki APG. Slednje po naših izkušnjah nima bistvenega vpliva na izsledke analize, velikost vzorca pa je dosti resnejši problem. Analitično se slabša kakovost podatkov

pokaže tudi v nižjih testnih statistikah, širših intervalih zaupanja ter nižjih vrednostih *LogL*. Dodaten problem je v pristranskosti izbora, ki mu je proučevanje vzorcev na osnovi anketnega raziskovanja še posebej izpostavljeno in ga je bilo treba preverjati že pri analizi zadovoljstva z dohodkom. Zaradi vsega navedenega je treba izsledke naše analize v tem razdelku jemati s previdnostjo in lahko služijo le kot dopolnitev analize subjektivne percepcije zadovoljstva z dohodkom, ki smo jo izvedli v prejšnjem razdelku.

Sedaj se lahko lotimo konstrukcije našega modela. Kot odvisno spremenljivko bomo upoštevali najprej „zadovoljstvo z življenjem“ in jo označili z *LSAT*. Podobno, kot v prejšnjem razdelku gre za veččlensko nepravo spremenljivko, ki lahko zavzame štiri vrednosti, in sicer 0 v primeru, če anketiranec meni, da so razmere glede na obravnavane stvari danes dosti slabše, 1 v primeru, če meni, da so razmere slabše, 2 v primeru, če

meni, da so razmere približno enake ter 3, če meni, da so razmere danes boljše kot pa pred približno petimi leti. Vrednosti, ki jih lahko zavzame odvisna spremenljivka, lahko obravnavamo kot rezultat zveznega procesa, determiniranega z latentno spremenljivko, ki jo bomo imenovali „indeks subjektivne percepcije“, označili z I in izrazili z naslednjo populacijsko relacijo, ki je enaka pri ocenjevanju obeh odvisnih spremenljivk:

$$I_i = \alpha_0 + \alpha_1 \ln y_i + \alpha_2 \ln fs_i + \alpha_3 D60_i + \alpha_4 DP_i + \alpha_5 DAH_i + u_i \quad (8)$$

kjer je y razpoložljivi dohodek gospodinjstva, fs število članov gospodinjstva po navadni OECD ekvivalenčni lestvici, $D60$ neprava spremenljivka, ki zavzame vrednost 1 za gospodinjstva z nosilcem, ki je starejši od 60 let, ter 0 v nasprotnem primeru, DP neprava spremenljivka, ki zavzame vrednost 1, če gre za gospodinjstvo z nosilcem, ki je upokojenec, in 0 v nasprotnem primeru, ter DAH neprava spremenljivka, ki zavzame vrednost 1, če gospodinjstvo živi v lastni hiši ali stanovanju, in 0 v nasprotnem primeru. Za slučajno spremenljivko u_i ponovno predpostavljamo, da je asimptotsko normalno porazdeljena z vsemi lastnostmi, ki so potrebne za sklepanje na osnovi danih statistik. Ves preostali metodološki postopek je analogen že opisanemu v prejšnjem razdelku.

Analizirajmo rezultate ocenjevanja zadovoljstva s kakovostjo življenja, pri čemer poudarjamo, da se obravnavani pojem nanaša na splošne razmere v družbi, kot jih dojema anketiranec in ne na razmere v njegovi družini. Kot je razvidno iz izraza (8), pozitivna vrednost ocenjenega probit regresijskega koeficienta pomeni, da bo povečanje v pripadajoči pojasnjevalni spremenljivki hkrati pomenilo povečanje v „indeksu subjektivne percepcije“ in zato tudi večjo verjetnost, da bo anketiranec izrazil večje zadovoljstvo s kakovostjo življenja. Rezultati v tabeli 5 kažejo zanimive rezultate mikroekonometričnega ocenjevanja, zato si jih podrobneje oglejmo.

Iz tabele 5 je razvidno, da so rezultati ocenjevanja za leto 1988 v nasprotju z našimi pričakovanji, kar je bilo mogoče sklepati že na osnovi opisnih statistik v tabeli 4. Tako verjetnost zadovoljstva s kakovostjo življenja, *ceteris paribus*, upada z naraščanjem razpoložljivega dohodka in narašča z velikostjo družine (številom njenih članov). V letih 1993 in 1998 pa so ocenjeni regresijski koeficienti pri razpoložljivem dohodku in velikosti zopet pridobili pričakovani predznak; zadovoljstvo z dohodkom narašča z naraščanjem razpoložljivega dohodka in upada z naraščanjem velikosti družine.

Starejša gospodinjstva oziroma tista, kjer je nosilec gospodinjstva starejši od 60 let oziroma je

upokojenec, bodo, *ceteris paribus*, verjetneje bolj zadovoljna s kakovostjo življenja glede na prejšnje obdobje kot mlajša gospodinjstva. Podobno lahko trdimo za gospodinjstva, kjer je nosilec upokojenec. Ponovimo lahko ugotovitev Katone *et al.* (1971), da je starost nekakšen vmesnik za realnost; pri starejših posameznikih (in posledično tudi starejših gospodinjstvih) se aspiracije približajo realnim zmožnostim, hkrati pa se zmanjšajo objektivne potrebe. Na drugi strani se zmanjšajo njegove objektivne potrebe zaradi akumuliranega premoženja; zaradi že omenjenih specifičnosti so to predvsem nepremičnine. V našem primeru je statistično značilno različen od nič le ustrezen koeficient pri zadnjem vzorcu, zato lahko za leto 1998 sklepamo, da bodo, *ceteris paribus*, gospodinjstva, ki živijo v lastnem stanovanju ali hiši, verjetneje bolj zadovoljna s kakovostjo življenja glede na prejšnje obdobje od drugih gospodinjstev.

Tabela 5: Rezultati ocenjevanja zadovoljstva s kakovostjo življenja

	LSAT _[1988]	LSAT _[1993]	LSAT _[1998]
C	2.6492 ^a (4.430)	-0.2977 (-1.004)	-0.7942 ^b (-2.259)
ln y	-0.1271 ^a (-2.825)	0.3029 ^a (4.485)	0.3246 ^a (4.695)
ln fs	0.2022 ^a (2.672)	-0.2854 ^b (-2.207)	-0.1379 (-1.210)
D60	0.2217 ^a (2.810)	0.3210 ^b (2.835)	0.2038 ^b (2.122)
DP	0.1788 ^a (2.730)	0.3592 ^a (3.050)	-0.1053 (-0.853)
DAH	-0.0761 (-1.364)	-0.0975 (-0.741)	0.4007 ^b (2.220)
n	1786	725	735
Log L	-2249.16	-853.52	-942.95
Log L	-2258.21	-871.87	-957.40
χ^2	18.11 ^a	36.69 ^a	28.91 ^a
Pseudo R ²	0.7678	0.7298	0.7615

Opomba: Pri vsaki oceni sta navedeni vrednost regresijskega koeficienta in z-statistika (v oklepaju). Označi * in ^b pomenita, da je vrednost statistično značilna pri stopnji značilnosti 0,01 oziroma 0,05. Izračun vrednosti nepravlega multiplega determinacijskega koeficienta temelji na formuli McKelveyja in Zavoina (1975).

Več kot o predznaku vpliva posamezne pojasnjevalne spremenljivke na odvisno spremenljivko s pomočjo rezultatov regresije iz tabele 5, kot že rečeno, ne moremo sklepati, zato si tudi tokrat oglejmo ustrezne mejne učinke. Iz tabele 6 je razvidno, da je prišlo do že omenjenega preobrata v učinku razpoložljivega dohodka in velikosti družine na zadovoljstvo s kakovostjo življenja v letih 1993 in 1998 glede na leto 1988. Pri tem je iz dinamike vplivov razpoložljivega

Tabela 6: Mejni učinki ocenjevanja kakovosti življenja

	$\frac{\partial P(LSAT = 0)}{\partial x}$	$\frac{\partial P(LSAT = 1)}{\partial x}$	$\frac{\partial P(LSAT = 2)}{\partial x}$	$\frac{\partial P(LSAT = 3)}{\partial x}$
Vzorec podatkov SJM za leto 1988				
ln y	0,0282	0,0171	-0,0141	-0,0239
ln fs	-0,0450	-0,0271	0,0224	0,0381
D60	-0,0495	-0,0296	0,0244	0,0418
DP	-0,0399	-0,0239	0,0197	0,0337
DAH	0,0169	0,0102	-0,0048	-0,0143
Vzorec podatkov SJM za leto 1993				
ln y	-0,0955	-0,0198	0,0589	0,0521
ln fs	0,0758	0,0154	-0,0459	-0,0417
D60	-0,0710	-0,0146	0,0434	0,0389
DP	-0,0902	-0,0186	0,0556	0,0492
DAH	0,0257	0,0053	-0,0158	-0,0140
Vzorec podatkov SJM za leto 1998				
ln y	-0,0688	-0,0569	0,0565	0,0581
ln fs	0,0295	0,0240	-0,0238	-0,0248
D60	-0,0434	-0,0356	0,0353	0,0366
DP	0,0223	0,0185	-0,0183	-0,0188
DAH	-0,0868	-0,0686	0,0680	0,0725

dohodka v tranzicijskem obdobju mogoče razbrati relativno stabilnost, za dinamiko vplivov velikosti družine pa ni mogoče z dovolj veliko verjetnostjo podati takšne ugotovitve, saj je ustrezna testna statistika pri vzorcu SJM-98 prenizka. Poglejmo si sedaj še razlago preostalih vplivov na vzorcu za leto 1993.

Vidimo lahko, da se pri gospodinjstvih, kjer je nosilec gospodinjstva starejši od 60 let v povprečju, *ceteris paribus*, zmanjša verjetnost velikega poslabšanja v percepciji kakovosti življenja za 7,1 odstotne točke in poslabšanja za 1,5 odstotne točke, verjetnosti indiferentnosti in izboljšanja v percepciji kakovosti življenja pa se povečata za 4,3 oziroma 3,9 odstotne točke glede na druga gospodinjstva. Podobno je pri gospodinjstvih, kjer je nosilec gospodinjstva upokojenec. V tem primeru se v povprečju, *ceteris paribus*, zmanjša verjetnost velikega poslabšanja v percepciji kakovosti življenja za 9,0 odstotne točke in poslabšanja za 1,9 odstotne točke, verjetnost indiferentnosti in izboljšanja v percepciji kakovosti življenja pa se poveča za 5,6 oziroma 4,9 odstotne točke glede na ostala gospodinjstva. Pri gospodinjstvih, ki živijo v lastni hiši ali stanovanju, ocena ni statistično značilna, zato si bomo pogledali ustrezno oceno za leto 1998. Tukaj lahko vidimo, da se v povprečju, *ceteris paribus*, zmanjša verjetnost velikega poslabšanja v percepciji kakovosti življenja za 8,7 odstotne točke in poslabšanja za 6,9 odstotne točke, verjetnosti indiferentnosti in izboljšanja v percepciji kakovosti življenja pa se povečata za 6,8 oziroma 7,3 odstotne točke glede na

gospodinjstva, ki živijo v stanovanju ali hiši, ki ni v njihovi lasti.

Oglejmo si za konec naše ugotovitve še z vidika zadovoljstva, kot ga obravnavata Katona in Strümpel (1978). Kot smo ugotovili že ob koncu prejšnjega razdelka, zadovoljstvo ni nujno zaželeno, kadar predstavlja sprijaznjenje z omejujočo realnostjo oziroma ekonomski pesimizem. Kadar je objektivna meja revščine visoka in je velik del prebivalstva pod to mejo, takrat je lahko nezadovoljstvo, generirano s takšnimi družbenimi razmerami, gonilna sila, ki vzbudi iskanje možnosti za izboljšanje gmotnih razmer, pa tudi za izboljšanje splošne klime in demokratičnosti v družbi. S tem v zvezi na osnovi analize subjektivne percepcije kakovosti življenja ponovno ugotavljamo, da v Sloveniji v analiziranem tranzicijskem obdobju ni prišlo do bistvenih premikov.

5. Sklep

V članku proučujemo zadovoljstvo z dohodkom in kakovostjo življenja v Sloveniji v tranzicijskem obdobju 1988–1999. Tako razpoložljivi dohodek kot velikost družine sta se izkazala kot močna in statistično značilna dejavnika percepcije zadovoljstva z dohodkom in kakovostjo življenja. Pripadajoči ocenjeni regresijski koeficienti pri razpoložljivem dohodku so tako pozitivni, pri velikosti družine pa negativni. Oboji so statistično značilni.

Starejši so v povprečju bolj zadovoljni s svojim dohodkom in kakovostjo življenja v splošnem kot mlajše generacije, saj nimajo le nižjih aspiracij, temveč imajo tudi nižje objektivne potrebe zaradi premoženja, akumuliranega v času svojega življenja. Navedena ugotovitev velja tako za predtranzicijsko kot tudi za tranzicijsko obdobje. Kot močan pozitiven dejavnik percepcije zadovoljstva z dohodkom in kakovostjo življenja se je izkazalo še premoženje v obliki lastništva stanovanja ali hiše, delež otrok in brezposelnih oseb v gospodinjstvu pa sta se izkazala kot statistično značilna negativna dejavnika percepcije zadovoljstva z dohodkom in kakovostjo življenja.

Na osnovi splošnega pregleda naših rezultatov ocenjevanja tako ugotavljamo, da je bila v desetletju velikih ekonomskih, političnih in družbenih sprememb v Sloveniji percepcija zadovoljstva z dohodkom in kakovostjo življenja presenetljivo stabilna.

Literatura

- Aldrich, J. H., in F. D. Nelson. 1984. *Linear Probability, Logit, and Probit Models*. Beverly Hills: Sage Publications.
- Amemiya, T. 1981. *Qualitative Response Models: A Survey*. *Journal of Economic Literature* 19: 1483-1536.
- Curtin, R. T. 1977. *Income Equity Among U.S. Workers*. New York: Praeger.
- Danziger, S., J. van der Gaag, in M. K. Taussig. 1984. *The direct measurement of welfare levels: How much does it cost to make ends meet?* *Review of Economics and Statistics* 66: 500-505.
- De Vos, G., in T. I. Garner. 1989. *An evaluation of subjective poverty definitions comparing results from the U.S. and the Netherlands*. Frankfurt: 21st General Conference of the International Association for Research on Income and Wealth.
- Fernández-Ballesteros, R., M. D. Zamarrón, in M. A. Ruiz. 2001. *The contribution of socio-demographic and psychosocial factors to life satisfaction*. *Ageing and Society* 1: 25-43.
- Garner, T. I., in K. de Vos. 1995. *Income Sufficiency vs. Poverty. Results from the United States and the Netherlands*. *Journal of Population Economics* 8: 117-134.
- Goedhart, T., V. Haelberstadt, A. Kapteyn, in B. van Praag. 1977. *The poverty line: Concept and Measurement*. *Journal of Human Resources* 23: 243-266.
- Greene, W. H. 1997. *Econometric Analysis*. Third Edition. New Jersey: Prentice-Hall.
- Hartog, J. 1988. *Poverty and the measurement of individual welfare: A review of A. J. M. Hagenaars' 'The Perception of Poverty'*. *Journal of Human Resources* 23: 243-266.
- Johnston, J., in J. E. DiNardo. 1997. *Econometric Methods*. Fourth Edition. New York: McGraw-Hill.
- Kapteyn, A., P. Kooreman, in R. Willemse. 1988. *Some Methodological Issues in the Implementation of Subjective Poverty Definitions*. *The Journal of Human Resources* 23: 222-242.
- Kapteyn, A. 1994. *The measurement of household cost functions. Revealed preference versus subjective measures*. *Journal of Population Economics* 7: 333-350.
- Katona, G., B. Strümpel, in E. Zahn. 1971. *Aspirations and affluence*. New York: McGraw-Hill.
- Katona, G., in B. Strümpel. 1978. *A New Economic Era*. New York: Elsevier.
- Kilpatrick, R. W. 1973. *The income elasticity of the poverty line*. *The Review of Economics and Statistics* 55: 327-332.
- Lanjouw, P., in M. Ravallion. 1995. *Poverty and Household Size*. *The Economic Journal* 105: 1415-1434.
- McKelvey, R., in W. Zavoina. 1975. *A statistical model for the analysis of ordinal level dependent variables*. *Journal of Mathematical Sociology* 4: 103-120.
- Mencinger, J. 1983. *Registrirana brezposelnost in zaposleni brez dela*. *Gospodarska gibanja* 128: 27-40.
- Pradhan, M., in M. Ravallion. 2000. *Measuring Poverty Using Qualitative Perceptions of Consumption Adequacy*. *The Review of Economics and Statistics* 3: 462-471.
- Ravallion, M., in M. Lokshin. 2002. *Self-rated economic welfare in Russia*. *European Economic Review* 46: 1453-1473.
- Scitovsky, T. 1978. *The Joyless Economy*. Oxford: Oxford University Press.
- Seidl, C. 1994. *How sensible is the Leyden individual welfare function of income?* *European Economic Review* 38: 1633-1659.
- Stanovnik, T. 1992. *Perception of poverty and income satisfaction*. *Journal of Economic Psychology* 13: 57-69.
- Van Herwaarden, F. G., A. Kapteyn, in B. M. S. van Praag. 1977. *Twelve thousand individual welfare functions: A comparison of six samples in Belgium and The Netherlands*. *European Economic Review* 9: 283-300.
- Van Praag, B. M. S. 1968. *Individual Welfare Functions and Consumer Behavior*. Amsterdam: North-Holland.

- Van Praag, B. M. S. 1971. *The welfare functions of income in Belgium: An empirical investigation*. *European Economic Review* 2: 337-369.
- Van Praag, B. M. S., T. Goedhart, in A. Kapteyn. 1980. *The poverty line: A pilot survey in Europe*. *The Review of Economics and Statistics* 62: 461-465.
- Van Praag, B. M. S., A. J. M. Hagenaars, in H. van Weeren. 1982. *Poverty in Europe*. *Review of Income and Wealth* 28: 345-359.
- Van Praag, B. M. S., in A. Kapteyn. 1994. *How sensible is the Leyden individual welfare function of income? A Reply*. *European Economic Review* 38: 1817-1825.
- Van Praag, B. M. S., P. Frijters, in A. Ferrer-i-Carbonell. 2003. *The anatomy of subjective well-being*. *Journal of Economic Behavior & Organization* 1: 29-49.
- Verbič, M. 2002. *Mikroekonometrična analiza odločitev o upokojevanju v Sloveniji*. *Diplomsko delo*. Maribor: Ekonomsko-poslovna fakulteta.
- Zavod Republike Slovenije za statistiko. *Anketa o porabi gospodinjstev [datoteka podatkov]*. Ljubljana: Zavod Republike Slovenije za statistiko, 1988.
- Zavod Republike Slovenije za statistiko. *Anketa o porabi gospodinjstev [datoteka podatkov]*. Ljubljana: Zavod Republike Slovenije za statistiko, 1993.

Ključne besede: meja revščine, Slovenija, subjektivna percepcija, tranzicija, urejeni probit modeli, zadovoljstvo z dohodkom, zadovoljstvo s kakovostjo življenja.

Key words: economic transformation, income satisfaction, ordered probit models, poverty line, satisfaction with quality of living, Slovenia, subjective perception.

Viri

- Greene, W. H. *LIMDEP 7.0 User's Manual*. Revised Edition. Bellport: Econometric Software Inc, 1998.
- Statistični urad Republike Slovenije. *Anketa o porabi v gospodinjstvih [datoteka podatkov]*. Ljubljana: Statistični urad Republike Slovenije, 1997.
- Statistični urad Republike Slovenije. *Anketa o porabi v gospodinjstvih [datoteka podatkov]*. Ljubljana: Statistični urad Republike Slovenije, 1998.
- Statistični urad Republike Slovenije. *Anketa o porabi v gospodinjstvih [datoteka podatkov]*. Ljubljana: Statistični urad Republike Slovenije, 1999.
- Statistični urad Republike Slovenije. *Statistični letopis Republike Slovenije 2002*. Ljubljana: Statistični urad Republike Slovenije, 2003.
- Toš, N., et al. *Slovensko javno mnenje 1988 [datoteka podatkov]*. Ljubljana: Fakulteta za sociologijo, politične vede in novinarstvo & Center za raziskovanje javnega mnenja in množičnih komunikacij [izdelava], 1988. Ljubljana: Fakulteta za družbene vede & Arhiv družboslovnih podatkov [distribucija], 2000.
- Toš, N., et al. *Slovensko javno mnenje 1993/1 [datoteka podatkov]*. Ljubljana: Fakulteta za družbene vede & Center za raziskovanje javnega mnenja in množičnih komunikacij [izdelava], 1993. Ljubljana: Fakulteta za družbene vede & Arhiv družboslovnih podatkov [distribucija], 2000.
- Toš, N., et al. *Slovensko javno mnenje 1998/2 in razumevanje preteklosti II [datoteka podatkov]*. Ljubljana: Fakulteta za družbene vede & Center za raziskovanje javnega mnenja in množičnih komunikacij [izdelava], 1998. Ljubljana: Fakulteta za družbene vede & Arhiv družboslovnih podatkov [distribucija], 2000.