

Mikroekonometrična analiza odločitev o upokojevanju v Sloveniji

Povzetek

V članku proučujemo različne dejavnike odločanja o upokojevanju v Sloveniji na osnovi podatkov Ankete o porabi gospodinjstev iz leta 1999, torej pred uvedbo pokojninske reforme. S pomočjo linearnega in logit modela verjetnosti smo analizirali različne osebne, finančne in institucionalne dejavnike stopenj

prisotnosti starejše populacije na trgu dela in ugotovili, da imajo pomemben in statistično značilen vpliv na odločitev starejše populacije o upokojitvi starost, izobrazba, plača in nadomestilo za brezposelnost. Pri učinkih opazovanih dejavnikov je razvidna tudi velika diferenciacija med spoloma, ki je v opazovanem letu

v veliki meri institucionalno pogojena. O uspešnosti pokojninske reforme v Sloveniji, ki je bila uvedena leta 2000, bomo tako lahko sklepali na osnovi dinamične mikroekonometrične analize, ki ji pričujoči članek lahko služi kot metodološka in primerjalna podlaga.

Summary

The article discusses different factors of retirement decisions in Slovenia, based on the Household Expenditure Survey data of 1999, i.e. before the pension reform was implemented. Different individual, financial and institutional factors of labour force participation rate of the elderly are analysed by means of the linear and logit

probability models. It has been established that age, education, salary and unemployment benefits have a relevant and statistically significant effect on retirement decisions of the elderly. In addition, a marked gender differentiation can be observed in the impacts of these factors, which is in part due to the institutional

characteristics of the pension system in the analysed year. This article can therefore serve as a methodological and comparative basis for a dynamic microeconomic analysis of efficiency of the pension reform in Slovenia which was implemented in 2000.

1. Uvod

Stopnja prisotnosti na trgu dela starejših ljudi v zadnjih desetletjih tako v razvitih kot tudi v tranzicijskih državah hitro upada. Do sedaj je bilo ta pojav v veliki meri moč pripisati strukturnim spremembam na trgu dela, v zadnjem času pa vse bolj stopa v ospredje problem t. i. starajoče se populacije. Pokojninski sistemi, ki se načeloma financirajo avtonomno, so zašli v finančne težave in v mnogih državah je bilo potrebno njihovo sofinanciranje s strani centralnega proračuna. Modelske simulacije (cf. Auer in Fortuny 2000; Equipe Ingénue 2001; Group of Ten 1998) so pokazale, da brez sprememb tega bremena ne bo mogoče prenesti, zato so se povsod po svetu začeli

proces reformiranja pokojninskih sistemov. V podobnem položaju je tudi Slovenija, ki je leta 1999 sprejela nov pokojninski zakon. Le-ta se zelo razlikuje od prvotnega (po opravljenih simulacijah vzdržnega) predloga, ki je bil objavljen v Beli knjigi, zato bi bilo zanimivo ugotoviti uspešnost pokojninske reforme v Sloveniji.

Smoter našega raziskovanja je proučiti nekatere mikroekonomske dejavnike pri odločanju o upokojevanju v času pred uvedbo reforme in na osnovi tega sklepati o njeni ustreznosti. Zanima nas, kaj vse motivira posameznika pri sprejemanju tovrstne odločitve in kakšen vpliv (lahko) ima pri tem institucionalna ureditev pokojninskega zavarovanja. Pričujoči članek je pri tem le

* Raziskovalni asistent, Inštitut za ekonomska raziskovanja v Ljubljani

Za koristne pripombe in nasvete gre zahvala recenzentoma g. Dušanu Kidriču iz Urada RS za makroekonomske analize in razvoj ter mag. Mateji Peternej.

Tabela 1: Letni prirast starostnih in invalidskih upokoјencev v Sloveniji

Leto	Starostna upokoјitev			Invalidska upokoјitev		
	Moški	Ženske	Skupaj	Moški	Ženske	Skupaj
1991	15719	16261	31980	5524	3091	8615
1992	8696	8967	17663	4309	2231	6540
1993	4184	3956	8140	3717	1877	5594
1994	3495	3659	7154	2920	1358	4278
1995	3692	3816	7508	2635	1352	3987
1996	4874	5059	9933	2298	1290	3588
1997	5850	5584	11434	2326	1298	3624
1998	5852	5570	11422	2231	1196	3427
1999	6672	6360	13032	2537	1418	3955
2000	5655	6271	11926	2260	1192	3452
2001	5680	6753	12433	1896	1068	2964
2002	6033	6451	12484	1849	1010	2859
Skupaj	76402	78707	155109	34502	18381	52883

Vir podatkov: ZPIZ (Statistični oddelek, marec 2002 in oktober 2003).

izhodišče za dinamično analizo, ki jo bo mogoče izvesti v nekaj letih po uvedbi reforme. V ta namen v drugem razdelku predstavljamo kratko genezo slovenskega pokojninskega sistema ter temeljne značilnosti spremenjene pokojninske zakonodaje v primerjavi z drugimi tranzicijskimi državami. V tretjem razdelku si bomo pogledali izbrani empirični pristop ter rezultate ocenjevanja ekonometričnih modelov. Četrti razdelek sooča rezultate empiričnega ocenjevanja s spremembami slovenske pokojninske zakonodaje. V petem razdelku pa zaključujemo naše delo s ključnimi ugotovitvami.

2. Sistem pokojninskega in invalidskega zavarovanja v Sloveniji

Republika Slovenija je zakonodajo svojega pokojninskega sistema, ki je bil v celoti financiran dokladno in je temeljil na osnovi medgeneracijske pogodbe, v obliki Zakona o pokojninskem in invalidskem zavarovanju (UL RS 12/92; 5/94; 7/96; 54/98) nasledila iz prejšnje skupne države. Po njenem razpadu v začetku devetdesetih let 20. stoletja se je v Sloveniji začela tranzicija v sodobno tržno gospodarstvo, ki je zahtevala nastanek trgov in upoštevanje njihovih zakonitosti. Tako je bilo tudi na trgu dela. Zaradi socialne vzdržnosti pa se je problem „zaposlenih brez dela“ (Mencinger 1983) reševal z množičnim predčasnim upokojevanjem (glej tabelo 1). Do tedaj relativno ugodna pokojninska statistika je v nekaj letih postala nevzdržna, zato je leta 1996 prišlo do zloma sistema pokojninskega in invalidskega zavarovanja (Štrovs 2000, 11-12). Sicer finančno avtonomna

pokojninska blagajna je prvič izkazala primanjkljaj, ki pa se je zaradi nadaljnje ohranitve socialnega miru začel krpati iz centralnega državnega proračuna. Zlom pokojninskega sistema je zato minil neopazno, vendar pa so posledice pokojninske vrzeli vidne v značaju slovenskega proračuna, ki je posledično manj razvojno naravnano glede na izdatke za investicije ter raziskovalno dejavnost.

Problem, na katerega je Mednarodni denarni sklad opozoril že leta 1995, kasneje pa tudi Svetovna banka, se je začel reševati s pripravo reforme (najprej Izhodišč in nato Bele knjige), ki je bila sprejeta v obliki novega Zakona o pokojninskem in invalidskem zavarovanju v letu 1999 (UL RS 106/99; 72/00; 124/00; 109/01; 108/02), izvajati pa se je začela 1. januarja 2000. Če slovensko pokojninsko reformo primerjamo s podobnimi reformami v drugih tranzicijskih državah (glej rezultate komparativno-statične analize v tabeli 3) ali celo v razvitih zahodnih državah (cf. Gruber in Wise 1997; OECD 2000; 2001) in upoštevamo, da so te države začele procese reformiranja na osnovi podobnih izhodišč, potem lahko *ex-ante* ugotovimo, da so spremembe v parametrih slovenskega pokojninskega sistema precej manjše od sprememb v primerjalnih tranzicijskih državah. Zaskrbljujoče utegne biti predvsem dejstvo, da se morebitni nerešeni problemi slovenskega pokojninskega sistema po vsej verjetnosti ne nahajajo tam, kjer jih vidijo številni ekonomisti. Nadaljnji dvig upokoјitvene starosti po našem mnenju namreč v tem času ne bi bil primeren, saj je pričakovana življenjska doba v Sloveniji za razliko od razvitih zahodnoevropskih držav precej nižja (glej tabelo 2). Takšen ukrep bi imel zato v

Tabela 2: Pričakovana življenjska doba ob rojstvu za leto 2003

	Francija	Nemčija	V. Britanija	Češka	Poljska	Slovenija
Moški	75,63	75,46	75,74	71,69	69,77	71,65
Ženske	83,11	81,55	80,70	78,87	78,28	79,58
Povprečje	79,28	78,42	78,16	75,18	73,91	75,51

Vir podatkov: CIA (2003).

Sloveniji bistveno bolj negativne družbenoekonomske posledice kot v državah EU.

Reforme v tranzicijskih državah so večinoma mešanega značaja¹ ter so kot take bolj ali manj sledile predlogu tristebnega modela Svetovne banke (World Bank 1994), čeprav ne vse in tudi ne v enakem obsegu. Lahko pa ugotovimo, da je Slovenija ena redkih tranzicijskih držav, ki ni striktno uvedla tristebnega pokojninskega sistema (cf. Rutkowski 1999), saj bi „obvezno“ dodatno pokojninsko zavarovanje, ki je obvezno le za določene poklice, le stežka obravnavali kot drugi steber po modelu Svetovne banke. Zanima nas,

ali se bo to izkazalo kot slabo pri ohranjanju dolgoročne vzdržnosti našega pokojninskega sistema in za razvoj finančnih trgov v Sloveniji. Kljub „organski rasti“ in stabilizaciji sredstev v „drugem“ stebru ter povečevanju prostovoljnega varčevanja v tretjem stebru se namreč utegne zgoditi, da bo dokladna komponenta našega reformiranega pokojninskega sistema glede na druge tranzicijske države ostala preobsežna. To bi lahko bil osrednji problem izvedene reforme, saj le-ta ne posega bistveno v sam sistem, ampak spreminja le nekatere parametre njegovega delovanja.

Tabela 3: Primerjava elementov pokojninskih sistemov v izbranih tranzicijskih državah

	Madžarska	Poljska	Slovenija	Hrvaška
Vrsta reforme	mešana	mešana	mešana	mešana
Polna upokojitvena starost	62	60 (ženske) 65 (moški)	61 (ženske) 63 (moški)	60 (ženske) 65 (moški)
Polna pokojninska doba	40	-	38 (ženske) 40 (moški)	35 (ženske) 40 (moški)
Minimalna pokojninska doba	20	-	15	15
Prvi steber	PAYG, obvezen za vse, prispevki neomejeni, prispevna stopnja 22-odstotna, indeksacija po švicarski formuli	NDC, obvezen za vse, prispevki omejeni, prispevna stopnja 12,22-odstotna, indeksacija glede na cene in plače	PAYG, obvezen za vse, prispevki neomejeni, prispevna stopnja 24, 35-odstotna indeksacija glede na plače	PAYG, obvezen za vse, prispevki omejeni, prispevna stopnja 15-odstotna, indeksacija po švicarski formuli
Drugi steber	kapitalski, obvezen za vse, prispevki neomejeni, prispevna stopnja 6-7-8 - odstotna (2004), garancijski sklad	kapitalski, obvezen za vse, prispevki omejeni, prispevna stopnja 7,3-odstotna, državna garancija	kapitalski, obvezen le za določene poklice, prispevki neomejeni, zajemčen minimalen donos	kapitalski, obvezen za vse, prispevki omejeni, prispevna stopnja 5-odstotna, zajemčen minimalen donos
Tretji steber	kapitalski, davčna oprostitve na 30 % vplačanih prispevkov, državna regulativa 30 %	kapitalski, davčna oprostitve do 7 % prispevne stopnje, državna regulativa 7 %	kapitalski, znižanje osnove za dohodnino za delojemalčeve prispevke, zajemčen minimalen donos	kapitalski, davčna oprostitve na 25 % vplačanih prispevkov z limitom, državna regulativa 25 %
Uvedba reforme	1998	1999	2000	2002

Opomba: Izraz PAYG (angl. pay-as-you-go) označuje sistem sprotnega prispevnega kritja, ki temelji na principu medgeneracijske solidarnosti. Izraz NDC (angl. notional defined contribution) pa označuje sistem t. i. fiktivnih računov, ki je še vedno sprotno financiran, le da nudi pokojnino glede na vplačane prispevke, ki se "zbirajo" na osebem računu in rastejo v skladu z zakonsko določenimi pravili. V Sloveniji se je v zadnjem času za takšno ureditev pojavil tudi izraz "prispevno določene dobrobiti".

Vir podatkov: Fultz (2002; 2002a); Stanovnik et al. (2000) ter Verbič (2002, 54-61).

¹ Za razliko od pokojninskih reform substitutivnega značaja, ki obstoječi pokojninski sistem v celoti nadomestijo z novim in prekinjejo povezavo med njima, temeljijo reforme mešanega značaja na uvajanju sprememb v obstoječi pokojninski sistem (Müller 2001; Rutkowski 1999).

V literaturi je mogoče zaslediti naslednje slabosti naše pokojninske reforme v primerjavi z drugimi tranzicijskimi državami (cf. Štrovs 2000, 13-14): (1) blagi pogoji za pridobitev pravic, (2) visoka nadomestitvena stopnja pokojnin, (3) uvedba nekaterih novih pravic za upokojece, (4) indeksacija pokojnin glede na plače, (5) neenakopravnost med zavarovanci in zavarovankami ter (6) dolga prehodna obdobja. Indeksacija pokojnin glede na plače se v neugodnih gospodarskih razmerah lahko izkaže kot škodljiva, saj povečanje produktivnosti v gospodarstvu tako poleg plač poveča tudi pokojnine, kar ob sedanjí situaciji v pokojninskem sistemu poveča tekoče transferje proračuna. Le-to pa lahko vodi bodisi v proračunski primanjkljaj bodisi v že omenjene strukturne spremembe proračuna na škodo njegovih razvojnih komponent. Seveda tudi predolga prehodna obdobja lahko izničijo večino prizadevanj pri korekciji parametrov pokojninskega sistema. Citirane slabosti bomo podrobneje analizirali v nadaljevanju.

3. Empirična analiza odločitev o upokojevanju v Sloveniji

Pri empiričnem ocenjevanju stopenj prisotnosti na trgu dela na individualni ravni kot približku analize odločanja o upokojevanju smo seveda omejeni. Na eni strani moramo upoštevati spoznanja ekonomske teorije, ki so objavljena v Verbič (2002a) in jih tukaj ponovno ne navajamo, po drugi strani pa tudi razpoložljivost in naravo podatkovnih virov. V nadaljevanju zato predstavljamo najprej podatke in sam empirični pristop, nato pa še rezultate ekonometričnega ocenjevanja.

3.1. Opis podatkov in empiričnega pristopa

Za analizo smo izbrali podatke iz podatkovne baze Ankete o porabi gospodinjstev za leto 1999 (APG-99). Gre za statistično raziskovanje, ki zajema vprašanja o izdatkih, dohodkih ter drugih elementih življenjske ravni anketiranih enot (stanovanjskih pogojih, razpoložljivosti trajnejših potrošnih dobrin, načinu ogrevanja stanovanja, potovanjih ter lastni proizvodnji, porabljeni v gospodinjstvu) v zadnjih 12 mesecih. Enota opazovanja je izbrano samsko ali veččlansko

gospodinjstvo, znotraj gospodinjstva pa se pridobivajo podatki tudi za posamezne člane gospodinjstva, ki so predmet analize v naši raziskavi. V okviru APG-99 je tako sodelovalo 1290 gospodinjstev z vsemi gospodinjstskimi člani, kar znesse skupaj 4272 posameznikov. Ker upoštevamo le posameznike, stare 15 let in več², se naš vzorec zmanjša na 3645 posameznikov. Ker gre za leto neposredno pred uvedbo pokojninske reforme, predvidevamo, da bo mogoče na osnovi kasnejših komparativnih rezultatov sklepati o primernosti sprememb pokojninske zakonodaje.

V primeru proučevanja odločitev o upokojevanju s pomočjo analize stopenj prisotnosti na trgu dela (*LFPR*) na individualni ravni moramo biti še posebej previdni, saj imamo opravka z binarno odvisno spremenljivko, ki vnaša v empirično analizo dodatne težave in s tem nove izzive (Verbič 2002, 127-129). Spremenljivka namreč zavzame vrednost 0, če je posameznik neaktiven (upokojen ali drugače neaktiven), in 1, če je le-ta aktiven (zaposlen ali brezposeln). Vključitev dodatnih stanj bi pripeljala do veččlenske diskretne odvisne spremenljivke, kar bi le povečalo kompleksnost analize in v tem primeru ne bi bistveno prispevalo k večji verodostojnosti izsledkov raziskovanja. Z ekonometričnega vidika se lahko izziva lotimo z linearnimi ali pa z nelinearnimi regresijskimi modeli. Prvi so enostavnejši, drugi pa bolje pojasnjujejo obravnavani socioekonomski fenomen z vidika ekonomske teorije, kar nas pripelje spet do iskanja ravnovesja med realnostjo in kompleksnostjo, s katerim smo se soočali že v nekaterih prejšnjih raziskavah (cf. Verbič 2002a).

Za potrebe naše raziskave smo izbirali med konkretnimi osebnimi, finančnimi in institucionalnimi dejavniki odločitev o upokojevanju. Pri tem je treba poudariti, da nam nekateri zelo relevantni podatki niso bili na voljo, drugi pa so se izkazali za statistično neznailne. Tako ni na voljo podatka o dopolnjeni delovni dobi posameznika in bi bilo mogoče o njej le približno sklepati na osnovi let šolanja. Poleg te resne omejitve so se izkazali za nepomembne (nizka vrednost determinacijskega koeficienta parcialne regresije) ter statistično neznailne (nizka vrednost *t*-statistike) vplivi števila članov gospodinjstva, izdatkov za zdravstvo „iz žepa“, zakonskega stanu posameznika ter analiziranih vidikov premoženja (lastništva stanovanja ali hiše, dohodkov iz lastnine ter prejemkov od prodaje, ki nakazujejo prisotnost premoženja)³. Te spremenljivke zato na tem mestu

² Po klasifikaciji Mednarodne organizacije dela (ILO 2002) je minimalna starost 15 let pogoj za vključitev posameznika v analizo stopenj prisotnosti na trgu dela.

³ Iz navedenega je mogoče (sicer v zelo omejenem obsegu) sklepati, da utegnejo imeti permanentni dohodki večji vpliv od tranzitornih ter da premoženje v Sloveniji nima bistvenega vpliva na odločitev o (ne)sodelovanju na trgu dela. To se zdi verjetno in je mogoče pojasniti s prejšnjo družbenoekonomsko in predvsem politično ureditvijo, ki nista omogočali ali celo dopuščali kumuliranja takšnih oblik premoženja, ki bi lahko predstavljale varčevanje za starost.

niso bile vključene v analizo in jih ne navajamo, so pa podrobneje analizirane v Verbič (2002). Na podlagi spoznanj ekonomske teorije in dejanske razpoložljivosti podatkov nam je tako preostalo, da v empirično analizo vključimo naslednjih pet dejavnikov odločanja o upokojevanju: starost v letih (*AGE*); spol kot nepravo spremenljivko, kjer predstavlja 1 moški in 0 ženski spol (*GEND*); izobrazbo, izraženo v letih šolanja (*EDUC*); plačo v 1000 SIT na letni ravni (*SALA*) ter nadomestilo za brezposelnost v 1000 SIT na letni ravni (*UNEB*). Poleg tega smo vključili tudi dve institucionalni spremenljivki: zakonsko določeno upokojitveno starost kot nepravo spremenljivko (*RETA*) ter njen diferencial kot razliko med starostjo posameznika in zakonsko določeno upokojitveno starostjo (*RTD*). Vključitev slednje spremenljivke opravičujemo s potrebami za kasnejše primerjave.

Za potrebe te raziskave smo uporabili statični pristop pri ekonometričnem ocenjevanju stopenj prisotnosti na trgu dela oziroma posredno odločitev o upokojevanju. Čeprav igra dinamika pomembno vlogo pri ocenjevanju deleža prisotnosti ljudi na trgu dela in prehoda s trga dela v pokoj, pa zaradi narave razpoložljivih podatkov ustrezna dinamična analiza (še) ni izvedljiva. Na podlagi izbire pristopa k raziskovanju moramo izbrati tudi ustrezno modelsko obliko, ki do neke mere opredeljuje tudi že metodo ocenjevanja podatkov. Na podlagi pregleda literature (Verbič 2002a, 198-201) smo se odločili za naslednji linearni model verjetnosti:

$$LFPR_i = b_1 + b_2 AGE_i + b_3 AGE_i^2 + b_4 GEND_i + b_5 EDUC_i + b_6 SALA_i + b_7 UNEB_i + b_8 RETA_i + b_9 RTD_i \quad (1)$$

ki ga bomo ocenjevali z metodo posplošenih najmanjših kvadratov ter za naslednji logit model verjetnosti:

$$LFPR_i = \frac{e^{Z_i}}{1 + e^{Z_i}} \quad (2)$$

$$Z_i = b_1 + b_2 AGE_i + b_3 AGE_i^2 + b_4 GEND_i + b_5 EDUC_i + b_6 SALA_i + b_7 UNEB_i + b_8 RETA_i + b_9 RTD_i \quad (3)$$

ki ga bomo ocenjevali z metodo največjega verjetja. Prvi bo služil bolj za primerjavo, drugi pa za verodostojnejše ocenjevanje in napovedovanje. V

obeh primerih smo se zaradi narave odvisne spremenljivke morali spopasti s specifično heteroskedastičnostjo (cf. Goldberger 1964), na pojav multikolinearnosti med pojasnjevalnimi spremenljivkami pa smo pazili že pri sami izbiri spremenljivk. Opozoriti velja na problem pristranskosti izbora, ki mu je izpostavljeno proučevanje vzorcev na osnovi anketnega raziskovanja (cf. Maddala 1999). Starejšo populacijo, ki jo tvorijo posamezniki, stari 40 let in več, smo na podlagi Chowovega testa strukturne stabilnosti za potrebe analize razdelili še na petletne kohorte.

3.2. Rezultati ocenjevanja linearnega modela verjetnosti

Analiza celotne vzorčne populacije sicer kaže, da ima prva komponenta starosti pozitiven vpliv na stopnjo prisotnosti na trgu dela, kar lahko pripišemo deležu mlajše populacije v celotni vzorčni populaciji, ki se zaposluje, in populacije srednjih let, ki je na višku svojih delovnih sposobnosti, vendar pa druga komponenta starosti nakazuje spremembo predznaka tega dejavnika kot celote ob visoki starosti posameznika, kar je v skladu z ekonomsko teorijo. Analiza dela populacije, stare 40 let in več (v nadaljevanju: starejša populacija), potrjuje navedeno domnevo o negativnem vplivu starosti na stopnjo prisotnosti na trgu dela oziroma posredno na odločanje o upokojevanju⁴. Vrednost ustreznega (statistično značilnega) regresijskega koeficienta (-0,0116) nam pove, da dodatno leto starosti pri starejši populaciji, *ceteris paribus*, v povprečju zmanjša verjetnost prisotnosti na trgu dela za 1,2 odstotni točki. Vrednosti regresijskih koeficientov pri kohortah večinoma niso statistično značilne, vendar pa tiste, ki so statistično značilne, nakazujejo povečevanje jakosti vpliva starosti pri starejših kohortah, iz česar lahko sklepamo, da obstajajo tudi drugi (neopazovani) dejavniki odločanja o upokojevanju, katerih vpliv se s starostjo povečuje.

Spol posameznika ima (tako, kot je operacionaliziran) negativen vpliv, in sicer tako na stopnjo prisotnosti na trgu dela kot tudi na odločanje o upokojevanju. Vrednost ustreznega regresijskega koeficienta (-0,0954) namreč pove, da se pri ženskah iz starejše populacije, *ceteris paribus*, v povprečju zmanjša verjetnost prisotnosti na trgu dela za 9,5 odstotnih točk glede na moške iz starejše populacije. Absolutne vrednosti

⁴ V raziskavi predpostavljamo, da je ocenjevanje stopnje prisotnosti na trgu dela starejše populacije zadovoljiv približek ocenjevanja odločitev o upokojevanju. V ta namen analizo starejše populacije ter analizo petletnih kohort v nadaljevanju obravnavamo kot analizo odločanja o upokojevanju, analizo celotne vzorčne populacije pa kot analizo stopnje prisotnosti na trgu dela.

Tabela 4: Ocenjevanje linearnega modela verjetnosti

	LFPR	PR _[40+]	PR _[45-49]	PR _[50-54]	PR _[55-59]	PR _[60-64]
C	-1,874753 (-7,002) ^a	1,355856 (27,56) ^a	1,297643 (1,861)	2,386099 (3,387) ^b	5,515582 (5,540) ^a	1,882502 (1,618)
AGE	0,023057 (16,91) ^a	-0,011566 (-15,89) ^a	-0,002679 (-0,199)	-0,021667 (-1,543)	-0,008416 (-0,528)	-0,021389 (-1,149)
AGE ²	-0,000241 (-18,57) ^a	-	-	-	-	-
GEND	-0,055269 (-4,939) ^a	-0,095375 (-6,747) ^a	-0,131556 (-3,253) ^a	-0,163374 (-4,138) ^a	-0,240754 (-5,664) ^a	-0,221682 (-4,290) ^a
EDUC	0,011263 (4,921) ^a	0,010450 (4,012) ^a	0,022230 (2,944) ^b	0,008907 (1,109)	0,013694 (1,785)	0,013287 (1,497)
SALA	0,000045 (12,69) ^a	0,000060 (13,84) ^a	0,000063 (4,512) ^a	0,000141 (7,320) ^a	0,000121 (13,61) ^a	0,000149 (8,248) ^a
UNEB	0,000435 (7,506) ^a	0,000520 (8,122) ^a	0,000462 (2,632) ^b	0,000593 (4,138) ^a	0,000510 (4,970) ^a	-0,002112 (-0,000)
RETA	-0,259467 (-9,792) ^a	-0,414332 (-20,09) ^a	-	-	-	-
RETD	0,016530 (4,550) ^a	-	-	-	-	-
n	3645	1962	372	298	263	240
s _e	0,2922	0,2484	0,2894	0,3200	0,2683	0,2739
R ² adj.	0,6529	0,7532	0,5098	0,5325	0,6742	0,5749
F	832,2 ^a	1145,5 ^a	72,1 ^a	106,5 ^a	144,1 ^a	61,6 ^a

Opomba: Pri vsaki oceni sta navedeni vrednost regresijskega koeficienta in *t*-statistika (v oklepaju), kjer oznaki ^a in ^b pomenita statistično značilnost pri stopnji 0,001 oziroma 0,05.

regresijskih koeficientov pri kohortah v glavnem naraščajo, iz česar lahko sklepamo, da jakost vpliva spola na upokojevanje s starostjo raste. To je tudi v skladu z institucionalno ureditvijo upokojevanja v Sloveniji, ki določa različne upokojitvene starosti za moške in ženske ter s tem povzroča diferenco pri stopnji prisotnosti na trgu dela. Po 60. letu začne jakost regresijskega koeficienta po spolu upadati, iz česar bi lahko sklepali, da pri posameznikih, ki se takrat še nahajajo na trgu dela, ni več takšne diferenciacije vplivov po spolu.

Izobrazba ima pozitiven vpliv tako na stopnjo prisotnosti na trgu dela kot tudi na odločanje o upokojevanju. Vrednost ustreznega regresijskega koeficienta (0,0105) namreč pove, da dodatno leto šolanja pri starejši populaciji, *ceteris paribus*, v povprečju poveča verjetnost prisotnosti na trgu dela za 1,0 odstotno točko. Jakost tega vpliva je pri celotni populaciji večja, kar je verjetno posledica tega, da se današnje generacije šolajo dlje, iz česar lahko sklepamo, da se bodo upokojevale kasneje, ne glede na spremenjene parametre institucionalne ureditve upokojevanja. Vrednosti regresijskih koeficientov pri starejših kohortah večinoma niso statistično značilne, vendar pa tiste, ki so statistično značilne, ne nakazujejo spremembe v jakosti vpliva izobrazbe pri starejših kohortah, iz česar lahko sklepamo, da je starejša populacija (nad 50 let) relativno homogena v stopnji izobrazbe, ki pa je relativno nizka (cf. Verbič 2002, 124-127). Nekatere

pomislike v zvezi z učinkom izobrazbe pa bomo analizirali v razdelku 4.

Plača posameznika ima pozitiven vpliv tako na stopnjo prisotnosti na trgu dela kot tudi na odločanje o upokojevanju in je močno statistično značilna spremenljivka. Vrednost ustreznega regresijskega koeficienta (0,00006) namreč pove, da dodatnih 1000 SIT neto plače na letni ravni pri starejši populaciji, *ceteris paribus*, v povprečju poveča verjetnost prisotnosti na trgu dela za 0,006 odstotne točke. Vrednost je na videz sicer majhna, vendar nas to ne sme zavesti, saj gre za vrednostno spremenljivko, ki se nanaša na dohodek na letni ravni. Pri analizi kohort lahko opazimo, da se jakost tega dejavnika pri posameznikih nad 50. letom praktično podvoji, iz česar lahko sklepamo, da ima višina plače pri starejši populaciji (predvsem v obdobju okrog zakonsko določene upokojitvene starosti) relativno višji vpliv na stopnjo prisotnosti na trgu dela.

Nadomestilo za brezposelnost ima pozitiven vpliv tako na stopnjo prisotnosti na trgu dela kot tudi na odločanje o upokojevanju. Vrednost ustreznega regresijskega koeficienta (0,00052) namreč pove, da dodatnih 1000 SIT nadomestila za brezposelnost na letni ravni pri starejši populaciji, *ceteris paribus*, v povprečju poveča verjetnost prisotnosti na trgu dela za 0,052 odstotne točke. Tudi tukaj je vrednost na videz majhna, vendar ne smemo pozabiti, da gre za neto dohodek na letni

ravni. Jakost tega dejavnika se v glavnem ne spreminja, niti pri celotni populaciji, niti pri kohortah, iz česar lahko sklepamo, da je vpliv nadomestila za brezposelnost na stopnjo prisotnosti na trgu dela relativno stabilen celotni populaciji.

Zakonsko določena upokojitvena starost (53 let za ženske oziroma 58 let za moške) izrazito negativno vpliva na stopnjo prisotnosti na trgu dela, kar je bilo tudi moč pričakovati. Vrednost ustreznega regresijskega koeficienta ($-0,4143$) namreč pove, da se pri posameznikih iz starejše populacije, ki so že dopolnili zakonsko določeno upokojitveno starost, *ceteris paribus*, v povprečju zmanjša verjetnost prisotnosti na trgu dela za 41,4 odstotnih točk. Diferencial zakonsko določene upokojitvene starosti pa ima pozitiven vpliv na stopnjo prisotnosti na trgu dela, kar je prav tako v skladu s spoznanji ekonomske teorije. Vrednost ustreznega regresijskega koeficienta ($0,0165$) namreč pove, da dodatno leto starosti, ki posamezniku iz celotne populacije manjka do zakonsko določene upokojitvene starosti, *ceteris paribus*, v povprečju poveča verjetnost prisotnosti na trgu dela za 1,7 odstotne točke. Vpliv te spremenljivke lahko razumemo tudi v obratnem smislu: manjši kot je diferencial do zakonsko določene upokojitvene starosti (53 oziroma 58 let), manjša je verjetnost prisotnosti na trgu dela.

3.3. Rezultati ocenjevanja logit modela verjetnosti

Poglejmo si najprej vpliv starosti na stopnjo prisotnosti na trgu dela. Slika 1a potrjuje že ugotovljeno spremembo smeri vpliva starosti na stopnjo prisotnosti na trgu dela in razlikovanje po spolu. Vpliv starosti na stopnjo prisotnosti na trgu dela najprej narašča in doseže vrh med 30. in 40. letom starosti, nato pa se začne zmanjševati. Vpliv spola pri tem prav tako narašča in doseže svoj vrh v področju okrog 50. leta dopolnjene starosti, nato pa začneta stopnji prisotnosti na trgu dela med spoloma spet konvergirati. Opaziti je mogoče tudi razumljivo močan upad stopnje prisotnosti na trgu dela okrog zakonsko določene upokojitvene starosti za moške in ženske, ki pa pri tej statični modelski simulaciji (slika 1a) ni tako izrazit in natančen kot v realnosti (cf. Verbič 2002, 80). Vrednost ustreznega mejnega učinka⁵ ($-0,0318$) pove, da dodatno leto starosti pri starejši populaciji, ob povprečnih vrednostih drugih dejavnikov, v povprečju zmanjša verjetnost prisotnosti na trgu dela za 3,2 odstotne točke.

Spol posameznika ima (tako, kot je definiran) razumljivo izraziti vpliv že sam po sebi (glej rezultate ocenjevanja v tabeli 5), hkrati pa tudi pri vsakem posameznem dejavniku (slika 1). Jakost tega vpliva z naraščanjem starosti, plače in nadomestila za brezposelnost upada (stopnji prisotnosti na trgu dela po spolu konvergirata), z naraščanjem izobrazbe pa narašča (stopnji prisotnosti na trgu dela po spolu divergirata). Načeloma je vpliv spola večji pri nadomestilu za brezposelnost kot pa pri plači. Vrednost ustreznega mejnega učinka ($-0,2259$) pove, da se pri ženskah iz starejše populacije, ob povprečnih vrednostih drugih dejavnikov, v povprečju zmanjša verjetnost prisotnosti na trgu dela za 22,6 odstotnih točk glede na moške iz starejše populacije.

Izobrazba ima pozitivno in relativno nespremenljivo obliko vpliva na stopnjo prisotnosti na trgu dela (slika 1b). Vpliv izobrazbe na stopnjo prisotnosti na trgu dela z naraščanjem števila let šolanja vseskozi narašča z dokaj konstantnim prirastkom, pri čemer pa ni mogoče opaziti disparitete v jakosti vpliva tega dejavnika na stopnjo prisotnosti na trgu dela med spoloma, ki je značilna za druge opazovane dejavnike. Vrednost ustreznega mejnega učinka ($0,0353$) nam pove, da dodatno leto šolanja pri starejši populaciji, ob povprečnih vrednostih drugih dejavnikov, v povprečju poveča verjetnost prisotnosti na trgu dela za 3,5 odstotne točke in se bistveno ne razlikuje od ustreznega mejnega učinka za celotno populacijo.

Plača posameznika ima pozitiven in izrazito nelinearen vpliv na stopnjo prisotnosti na trgu dela (slika 1c). Jakost tega učinka s povečevanjem plače sicer strmo narašča, vendar obstaja meja, nad katero se učinek plače ne spreminja več. Učinek spola je dokaj opazen, saj so dohodki žensk v povprečju nižji od dohodka moških (cf. Verbič 2002, 124-127), vendar pa učinka konvergirata in se ta dispariteta z rastjo plače zmanjšuje. Jakost vpliva plače posameznika na stopnjo prisotnosti na trgu dela se pri moških in ženskah ustali pri približno enakem znesku. Vrednost ustreznega mejnega učinka ($0,0011$) pove, da dodatnih 1000 SIT neto plače na letni ravni pri starejši populaciji, ob povprečnih vrednostih ostalih dejavnikov, v povprečju poveča verjetnost prisotnosti na trgu dela za 0,11 odstotne točke.

Nadomestilo za brezposelnost ima pozitiven in prav tako izrazito nelinearen vpliv na stopnjo prisotnosti na trgu dela (slika 1č). Jakost tega

⁵ Logit regresijski koeficient za razliko od linearne regresijskega koeficienta, ki je že sam po sebi mejni učinek, ne omogoča neposredne interpretacije. V ta namen pri logit modelih mejne učinke posebej izračunavamo tako, da logit regresijski koeficient spremenljivke x_j (torej β_j) tehtamo s pomočjo funkcije $f(\cdot)$, ki je odvisna od vrednosti vseh pojasnjevalnih spremenljivk: $\partial E(y|x, \beta) / \partial x_j = f(-X'\beta) \beta_j$.

Tabela 5: Ocenjevanje logit modela verjetnosti

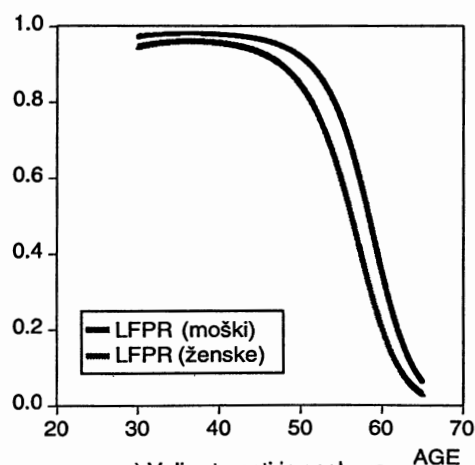
	LFPR		PR ⁽⁴⁰⁺⁾	
C	-25,82178 (-6,639) ^a	-	7,371282 (5,063) ^a	-
AGE	0,898473 (9,425) ^a	0,156677 (8,914) ^a	-0,132199 (-2,922) ^b	-0,031784 (-2,695) ^b
AGE ²	-0,008330 (-12,26) ^a	-0,001453 (-8,860) ^a	-	-
GEND	-0,945323 (-5,908) ^a	-0,164848 (-4,923) ^a	-0,939558 (-2,895) ^b	-0,225855 (-2,732) ^b
EDUC	0,185373 (6,098) ^a	0,032326 (6,090) ^a	0,147014 (5,497) ^a	0,035340 (5,251) ^a
SALA	0,004491 (20,098) ^a	0,000783 (16,51) ^a	0,004543 (9,489) ^a	0,001092 (17,814) ^a
UNEB	0,014650 (8,091) ^a	0,002555 (6,856) ^a	0,013466 (4,750) ^a	0,003170 (7,786) ^a
RETA	-1,559886 (-3,983) ^a	-0,272016 (-4,072) ^a	-1,889913 (-4,442) ^a	-0,453762 (-4,455) ^a
RETD	0,287029 (4,807) ^a	0,050053 (5,378) ^a	-	-
n	3645	-	1962	-
s _e	0,2352	-	0,1940	-
log L	-682,73	-	-267,99	-
McFadden R ²	0,7261	-	0,8105	-
	3620,2 ^a	-	2182,6 ^a	-

Opomba: Pri vsaki oceni sta navedeni vrednost logit regresijskega koeficienta in z-satistika (v oklepaju), kjer oznaki ^a in ^b pomenita statistično značilnost pri stopnji 0,001 oziroma 0,05. Mejni učinki posamezne spremenljivke so izračunani pri aritmetičnih sredinah vseh ostalih spremenljivk.

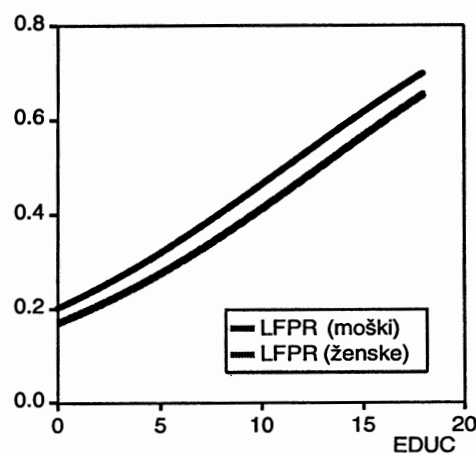
učinka s povečevanjem nadomestila za brezposelnost strmo narašča, vendar tudi tukaj obstaja meja, nad katero se učinek nadomestila za brezposelnost ne spreminja več. Učinek spola je zaradi že opisanega dejstva dokaj opazen, vendar pa učinka konvergirata in se ta dispariteta z rastjo nadomestila za brezposelnost zmanjšuje. Jakost vpliva nadomestila za brezposelnost posameznika

na stopnjo prisotnosti na trgu dela pri moških in ženskah se ustali pri približno enakem znesku. Vrednost ustreznega mejnega učinka (0,0032) pove, da dodatnih 1000 SIT nadomestila za brezposelnost na letni ravni pri starejši populaciji, ob povprečnih vrednostih drugih dejavnikov, v povprečju poveča verjetnost prisotnosti na trgu dela za 0,32 odstotne točke.

Slika 1.: Vplivi različnih dejavnikov na stopnjo prisotnosti na trgu dela

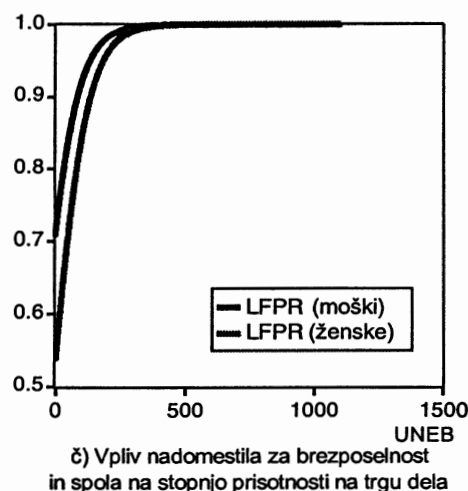
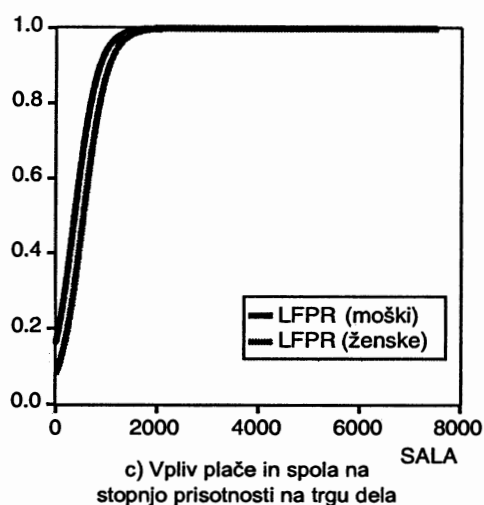


a) Vpliv starosti in spola na stopnjo prisotnosti na trgu dela



b) Vpliv izobrazbe in spola na stopnjo prisotnosti na trgu dela

Slika 1.: Vplivi različnih dejavnikov na stopnjo prisotnosti na trgu dela (nadaljevanje)



Zakonsko določena upokojitvena starost ima tudi v tem modelu izrazito negativen vpliv na stopnjo prisotnosti na trgu dela. Vrednost ustreznih mejnih učinkov ($-0,2720$ in $-0,4538$) namreč pove, da se pri posameznikih iz celotne populacije ter pri posameznikih iz starejše populacije, ki so že dopolnili zakonsko določeno upokojitveno starost, ob povprečnih vrednostih drugih dejavnikov, v povprečju zmanjša verjetnost prisotnosti na trgu dela za 27,2 oziroma 45,4 odstotnih točk. Diferencial zakonsko določene upokojitvene starosti pa ima pozitiven vpliv na stopnjo prisotnosti na trgu dela, kar je prav tako v skladu s spoznanji ekonomske teorije. Vrednost ustreznega mejnega učinka ($0,0501$) namreč pove, da dodatno leto starosti, ki posamezniku iz celotne populacije⁶ manjka do zakonsko določene upokojitvene starosti, ob povprečnih vrednostih drugih dejavnikov, v povprečju poveča verjetnost prisotnosti na trgu dela za 5,0 odstotnih točk.

Opazimo lahko tudi, da se rezultati ocenjevanja linearnega in logit modela verjetnosti pri nekaterih dejavnikih bolj razlikujejo (npr. pri dohodkih), kot pri drugih (npr. pri izobrazbi). Bolj kot je obravnavani družbenoekonomski fenomen nelinearne oblike (glej sliko 1), večja je razlika med ocenama, saj z linearno funkcijo vse težje konsistentno zajamemo točke v ustreznem razsevnem diagramu. V tem primeru je v model smiselno vgraditi večjo kompleksnost, saj s tem močno pridobimo na realnosti in konsistentnosti izsledkov. Glede na to, da je naš model prisotnosti na trgu dela posebej prirejen za analiziranje odločanja o upokojevanju in zato vsebuje le povpraševalno stran trga dela, lahko na osnovi navedenih vrednosti kazalcev prileganja modelov

empiričnim podatkom (glej tabeli 4 in 5) sklepamo, da je pojasnjevalna moč zadovoljiva.

4. Analiza rezultatov ocenjevanja

V nadaljevanju bomo analizirali rezultate ocenjevanja, ki smo jih predstavili v razdelku 3. V ta namen bomo dobljene ocene najprej primerjali z nekaterimi rezultati podobnih raziskav tujih avtorjev, nato pa bomo izsledke naše raziskave skušali umestiti v okvire spremenjenih (reformiranih) razsežnosti pokojninske ureditve v Sloveniji.

4.1. Primerjava dobljenih izsledkov z rezultati drugih raziskav

Primerjava dobljenih izsledkov analize z rezultati podobnih raziskav v svetu je težavna in se redko izvaja, saj je vsaka raziskava prilagojena institucionalnim razsežnostim pokojninskega sistema obravnavane države. Poleg tega različni avtorji zelo različno specificirajo svoje modele in uporabljajo različne cenilke, vsi pa tudi ne izračunavajo primerljivih mejnih učinkov.

Kljub temu lahko ob pregledu literature ugotovimo, da ima starost posameznika negativen vpliv na njegovo odločitev o prisotnosti na trgu dela, in sicer tako na Češkem leta 1996 (Galuščák 2002) kot tudi na Nizozemskem v obdobju 1990-1998 (Schils 2001), v Veliki Britaniji v obdobju 1988-1989 (Meghir in Whitehouse 1997) ter v ZDA v obdobju 1969-1979 (Blau 1994). Za Nemčijo v letu 1984 (Börsch-Supan 1992), Nizozemsko v obdobju 1990-1998 (Schils 2001) ter za ZDA v

⁶ Pri spremenljivkah diferenciala zakonsko določene upokojitvene starosti je mogoče in smiselno v našem primeru pridobiti robustne ocene regresijskih koeficientov le pri ocenjevanju celotne populacije.

letu 1992 (Quinn *et al.* 1998) in v obdobju 1992-1993 (Benitez-Silva 2000) je bilo ugotovljeno, da ostajajo moški v povprečju dlje na trgu dela od žensk, kar je bilo v pričujočem prispevku ugotovljeno tudi za Slovenijo. Izobrazba prispeva pozitivno k verjetnosti udeležbe na trgu dela, in sicer tako na Češkem leta 1996 (Galuščák 2002) kot tudi na Nizozemskem v obdobju 1990-1998 (Schils 2001) ter v ZDA v obdobju 1969-1979 (Blau 1994) in v letu 1992 (Quinn *et al.* 1998). Dodamo lahko, da je izpolnitev zakonsko določene upokojitvene starosti tudi v ZDA v obdobju 1969-1979 pričakovano negativno vplivala na prisotnost na trgu dela (Blau 1994).

Če primerjamo izsledke drugih avtorjev z rezultati našega ocenjevanja tudi po rangi, lahko ugotovimo, da primerljivost narašča: (1) z večanjem primerljivosti tujega pokojninskega sistema z našim (od citiranih držav ima našemu pokojninskemu sistemu najbolj podobno ureditev Češka) ter (2) z upadanjem gospodarske aktivnosti v primerjalni državi (takšen primer je recesija v ZDA v sedemdesetih letih 20. stoletja). Rezultati ocenjevanja vrednostnih spremenljivk v različnih državah (*cf.* Blau 1994; Boskin in Hurd 1978; Quinn *et al.* 1998; Schils 2001) pa kažejo, da imajo drugi dohodki (v našem primeru operacionalizirani kot vsota dohodkov iz lastnine, od prodaje in drugih prejemkov) ter premoženje v primerjavi s plačo bodisi šibak enako usmerjen vpliv na odločanje o upokojitvi bodisi nasprotno usmerjen vpliv. Na podlagi tega lahko sklepamo, da akumulirano premoženje v teh državah v glavnem negativno prispeva k verjetnosti prisotnosti na trgu dela.

4.2. Interakcija med izsledki raziskave in uvedeno pokojninsko reformo

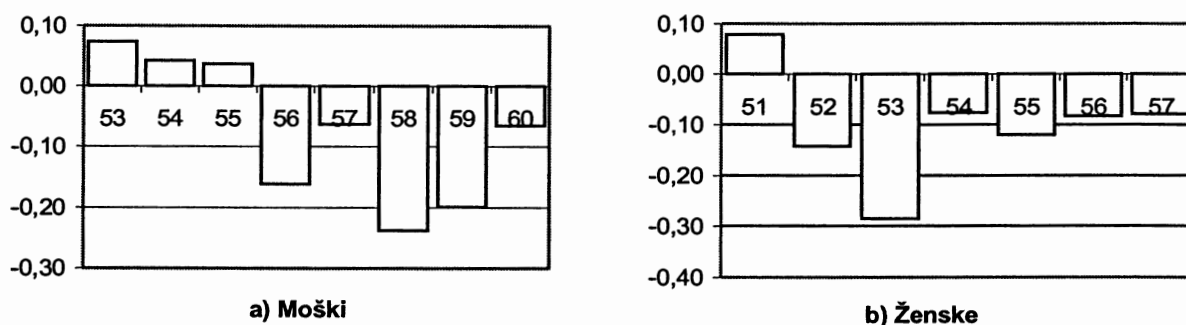
Do ocene učinkovitosti pokojninskega sistema in še posebej reforme pokojninskega in invalidskega zavarovanja v Sloveniji bi najlažje prišli tako, da bi analizirali odločanje o upokojevanju pred reformo in po njej. Ker je bila reforma uvedena 1. januarja 2000, bi bilo treba podobno raziskavo izvesti še za leta po reformi. Najbolj primerna bi bila mikropanelna analiza, ki pa bi jo bilo mogoče izvesti le na osnovi longitudinalnih anket o porabi gospodinjstev. Ker to zaenkrat še ni mogoče, bomo poskušali priti do nekaterih sklepov s soočenjem: (1) ugotovitev iz dosedanjega poteka analize, (2) citiranih slabosti pokojninske reforme, ki jih povzemamo ob koncu drugega razdelka ter (3) dejanskih sprememb pokojninske zakonodaje. Pred tem pa želimo osvetliti še nekatere dodatne

pomislike v zvezi z izbranim metodološkim pristopom.

Izbrana podatkovna osnova (APG) je sicer manj primerna, kot bi bila podatkovna baza ZPIZ na individualni ravni, saj slednja vključuje vse relevantne podatke o zavarovancih, vendar ocenjujemo, da bo za namene dinamične analize (proučevanje učinkov v času), ki je smoter našega raziskovalnega dela, dal relevantne rezultate tudi izbran podatkovni vir. Ob upoštevanju te omejitve, ki precej zoži nabor potencialnih spremenljivk, smo izbrali tiste spremenljivke, za katere menimo, da so teoretično relevantne in so se kot take tudi izkazale⁷. Nadalje se je ob upoštevanju tveganosti in nezanesljivosti sklepov na osnovi enoletnih presečnih podatkov mogoče vprašati, ali ne bi bilo bolje uporabiti t. i. „skandinavskega vzorca“, ki združuje izsledke anket treh zaporednih let, pri čemer so podatki preračunani na srednje leto. Ker pričujoči članek predstavlja le metodološko in komparativno podlago za nadaljnje dinamične študije, s tem v zvezi menimo, da zadovoljivo zajema realnost, v prihodnje pa bi ob odsotnosti ustrezne longitudinalne podatkovne baze opisani pristop res edini zagotovil potrebno verodostojnost rezultatov. Tako lahko pozoren bralec ugotovi, da smo se v tej fazi raziskave morali zateči vsaj k naslednjim predpostavkam: (1) dejavniki, ki jih ne proučujemo, ne vplivajo bistveno na odločanje o upokojevanju v Sloveniji; (2) analiza stopenj prisotnosti na trgu dela starejše populacije je zadosten približek analize odločanja o upokojevanju ter (3) tekoči letni dohodek posameznika je dovolj dober približek za izračun verjetnosti prisotnosti na trgu dela v komparativne namene.

Kot smo ugotovili v razdelku 2, je ključna specifičnost uvedene pokojninske reforme ta, da ne posega toliko v način delovanja pokojninskega sistema, temveč le bolj ali manj spreminja nekatere parametre njegovega delovanja. Ekonomska politika skuša vzpodbujati različne kapitalske oblike varčevanja za starost, s čimer kumulirano premoženje posameznika pridobiva na pomenu pri odločanju o upokojevanju. Preko varčevanja ima to gotovo pozitivne učinke tudi na gospodarsko rast in splošno gospodarsko klimo, vendar pa smo se v Sloveniji tega procesa lotili predvsem na posreden način preko osveščanja (informiranja in izobraževanja) zadevne javnosti in ne neposredno preko uzakonitve kapitalsko financiranega obveznega dodatnega pokojninskega zavarovanja za vse zavarovance, kot so to storili v

⁷ V predhodni fazi selekcije smo proučevali številne potencialne dejavnike in med drugim ugotavljali njihovo pojasnjevalno moč in statistično značilnost. Del tega postopka je prikazan v Verbič (2002).

Slika 2: Prirast stopnje prisotnosti na trgu dela v letu 1999 pri starejši populaciji

Vir podatkov: SURS (Podatkovna baza APG-99) in lastni izračuni.

večini drugih tranzicijskih držav⁸. V slednjem primeru bi bilo treba izvesti dodatne ukrepe za zagotovitev prehoda zavarovancev od dokladnega h kapitalno financiranemu pokojninskemu zavarovanju, kar bi predstavljalo dodaten strošek. Vendar pa moramo poudariti, da vnaprej ni mogoče podati kompetentne ocene o tem, kateri pristop bi bil učinkovitejši⁹, zaradi česar so potrebne dolgoročne dinamične demografske projekcije ali pa vsaj ustrezne mikroekonometrične intertemporalne študije.

Sedaj se lahko lotimo naše analize. Kot je mogoče ugotoviti na osnovi slik 1 in 2 ter rezultatov ocenjevanja v tabelah 4 in 5, je največji negativni prirast stopnje prisotnosti na trgu dela skoncentriran okrog zakonsko določene upokojitvene starosti, kar smo tudi pričakovali, saj je bila v prejšnjem pokojninskem sistemu starostna upokojitev mogoča le ob kombinaciji dopolnjene starosti in pokojninske dobe, ko je bila v bistvu tudi nujna.

Namen pokojninske reforme je v prehodnem obdobju pomakniti to razdobje negativnega prirastka v stopnji prisotnosti na trgu dela od 58 proti starosti 63 let za moške oziroma od 53 proti starosti 61 let za ženske. Pri tem utegne biti problematično relativno dolgo prehodno obdobje za uvedbe navedene spremembe, ki znaša 8 let pri moških oziroma kar 22 let pri ženskah.

Kljub dvigu upokojitvene starosti in pokojninske dobe, ki sta potrebni za upokojitev brez odbitkov, pa bo še vedno ostala razlika med spoloma, ki je

razvidna iz rezultatov ocenjevanja v tabelah 4 in 5 ter iz dejanskih podatkov o povprečni starosti upokojitve v tabeli 6. Ta statistično značilna razlika je razvidna tudi pri vseh analiziranih dejavnikih odločanja o upokojevanju (glej sliko 1). Z uvajanjem pokojninske reforme se bo sicer zmanjšala, saj se bo zmanjšala razlika med spoloma v zahtevanih parametrih starosti in pokojninske dobe za polno upokojitev, vendar lahko kljub temu sklepamo na škodljive posledice takšne diferenciacije z vidika strukture trga dela, izpada dohodkov pokojninskega sistema ter splošne neenakosti položaja med spoloma.

Kot smo ugotavljali že v drugem razdelku, sta povprečna dosežena in pričakovana življenjska doba v Sloveniji precej nižji od primerljivih kazalcev v Evropski uniji (glej tabelo 2), zato se lahko vprašamo, ali ne bi veljalo posvetiti večje pozornosti izenačevanju položaja med spoloma (torej namesto nadaljnega zviševanja parametrov uvesti enotno polno starost upokojitve 65 let in pokojninsko dobo 40 let) v sprejemljivem prehodnem obdobju. Lahko se celo zgodi, da nadaljnje spremembe upokojitvene starosti in pokojninske dobe ob tako gradualističnem prehodu ne bi prinesle zelenega učinka, saj utegnejo sedanjo neugodno situacijo, ki je rezultat neugodnih strukturnih sprememb na trgu dela, do konca prehodnih obdobj poslabšali resnični demografski vzroki, ki sedaj še niso tako izraziti.

Posebno pozornost v tem razdelku posvečamo učinku izobrazbe na prisotnost na trgu dela oziroma odločitev o upokojitvi. Iz tabel 4 in 5 je razvidno,

⁸ Argumenti za takšen ukrep ležijo v nižjih transakcijskih stroških (Hughes 1997; Willmore 2000); predvsem pa v zmanjševanju dokladne komponente prvega stebra. Z vidika ugodnega nadaljnega povečevanja sredstev v takšnem sistemu je seveda treba natančno proučiti vlogo davčnih vzpodbud; predvsem njihove redistributivne učinke (OECD 1994) ter vplive na mobilnost dela in kapitala (European Commission 1997; 1998), pa tudi vzdržnost davčnih izdatkov za državo.

⁹ Dejstvo je, da je v reformiranem pokojninskem sistemu kljub (za vse) neobveznemu drugemu stebri uveljavljena kombinacija sprotne prispevne kritja in kapitalskega kritja, ki se tudi uresničuje. Ni pa še znano, s kakšno relativno uspešnostjo fiskalni vidik reforme ob povečevanju števila upokojencev (glej tabelo 1) zadržuje delež izdatkov za pokojnine v bruto domačem proizvodu.

Tabela 6: Povprečna starost starostnih in invalidskih upokojencev ob upokojitvi

Leto	Starostna upokojitev						Invalidska upokojitev					
	Moški		Ženske		Povprečje		Moški		Ženske		Povprečje	
	let	mes.	let	mes.	let	mes.	let	mes.	let	mes.	let	mes.
1991	56	5	52	3	54	9	50	5	47	2	49	3
1992	56	2	52	6	54	3	48	0	45	6	47	3
1993	56	2	53	3	55	1	49	6	45	2	48	1
1994	57	7	53	2	55	0	50	8	46	2	49	3
1995	57	6	53	1	55	7	48	8	44	1	47	1
1996	57	6	54	0	55	8	50	9	46	10	49	4
1997	58	3	54	11	56	6	51	8	48	1	50	5
1998	58	5	55	3	56	10	51	9	48	1	50	6
1999	58	5	54	10	56	7	51	3	47	3	49	10
2000	59	2	55	5	57	2	52	5	48	5	51	0
2001	59	3	55	5	57	2	52	9	48	9	51	3
2002	59	11	55	6	57	8	53	0	49	2	51	8

Vir podatkov: ZPZ (Poslovna poročila za leta 1991-2002).

da je ta učinek pozitiven in statistično značilen, na osnovi slike 1b pa lahko ugotovimo, da se stopnja prisotnosti na trgu dela v odvisnosti od izobrazbe pri povprečnih vrednostih drugih dejavnikov bistveno ne spreminja. Pri tem se poraja vprašanje, v kolikšni meri je v analiziranem pokojninskem sistemu (pred uvedbo reforme) izobrazba lahko vplivala na višjo participacijo na trgu dela za višje starostne skupine, saj je ključno vlogo igrala kombinacija pogojev dopolnjene starosti ter pokojninske dobe (torej institucionalni ukrep), ki je posamezniki z daljšim šolanjem do 53. oziroma 58. leta niso mogli doseči. Zatorej bo zanimivo spremljati učinek izobrazbe v prihodnje na podatkih po uvedbi reforme. Dodatni pomislek pri uporabi spremenljivke se nanaša na povezavo med izobrazbo in plačo, kjer lahko pričakujemo, da izobrazba vpliva na plačo. Pričakovanje je upravičeno, vendar tehtnega problema multikolinearnosti na danem vzorcu podatkov APG-99 ne povzroča¹⁰, kar smo navedli že ob specifikaciji spremenljivk v razdelku 3.1. Kljub temu je treba navedeno povezavo upoštevati ob reševanju problema t. i. *endogene selekcije*, in sicer pri vzajemni specifikaciji logit regresije ter selekcijske regresije.

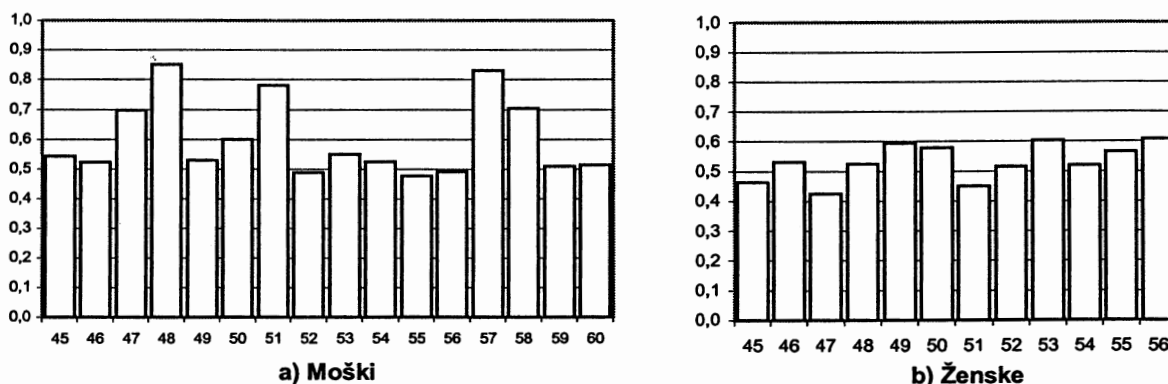
Ugotovili smo tudi, da so dohodki element, ki bistveno vpliva na prisotnost na trgu dela oziroma odločanje o upokojevanju. Pri tem smo podrobneje analizirali permanentne oblike dohodkov (plačo

in nadomestilo za brezposelnost), saj se tiste oblike tranzitornih dohodkov, ki jih anketa ponuja za analizo, kot smo v razdelku 3.1 že omenili, v preliminarni selekcijski fazi raziskave niso izkazale za relevantne oziroma statistično značilne. Pomembnost permanentnih dohodkov pri odločanju o upokojevanju je razumljiva, saj predstavljajo ti dohodki glavino prispevkov za pokojnino¹¹, nekoliko bolj nejasno pa je razmerje med učinki permanentnih in tranzitornih dohodkov. Iz analize dohodkovne negotovosti, ki je bila nedavno narejena za Poljsko (Liberda *et al.* 2002) in bi utegnili biti zanimiva tudi za Slovenijo kot državo na prehodu, je razvidno, da se povprečni varianci permanentnega in tranzitornega dohodka za celotno vzorčno populacijo sicer bistveno ne razlikujeta (znašata 0,042 oziroma 0,045), vendar pa se varianca tranzitornega dohodka za starejšo populacijo (nad 65 let) bistveno zmanjša (0,018), medtem ko se varianca permanentnega dohodka bistveno ne spremeni (0,035).

Za potrebe te analize se velja osredotočiti predvsem na vpliv plače, ki je glede na rezultate v tabelah 4 in 5 ter statično simulacijo na sliki 1c pozitiven in močno statistično značilen. Povprečna mesečna neto plača v celotni vzorčni populaciji znaša v našem primeru 95.980 SIT, povprečna pokojnina pa 66.110 SIT, tako da je pripadajoče nadomestitveno razmerje 0,69. Pri moških znaša to razmerje 0,75, pri ženskah pa 0,65, kar spet

¹⁰ Vrednost popravljenega multiplega determinacijskega koeficienta pomožne regresije med plačo in drugimi dejavniki stopnje prisotnosti na trgu dela v celotni vzorčni populaciji znaša 0,417, pripadajoča vrednost variančnega inflacijskega faktorja pa 1,72. Regresijski koeficient vpliva izobrazbe na plačo je pri tem statistično značilno različen od nič in znaša 94,30.

¹¹ Teorija permanentnega dohodka je temelj dinamičnih simulacijskih modelov prekrivajočih se generacij (*cf.* Auerbach in Kotlikoff 1987), ki so podlaga pri reformiranju pokojninskih sistemov.

Slika 3: Nadomestitveno razmerje v letu 1999 pri starejši populaciji

Vir podatkov: SURS (Podatkovna baza APG-99) in lastni izračuni.

kaže na neenakost med spoloma, ki izvira iz razlike med parametri pokojninskega sistema med spoloma. Opozoriti velja tudi na relativno visoko nadomestitveno razmerje, ki sicer res zmanjšuje splošno neenakost v družbi, vendar bremeni gospodarstvo, poleg tega pa tudi nekateri drugi ekonomski parametri (diferenciacija po spolu v pokojninskem sistemu) ta učinek zmanjšujejo. Slika 3 prikazuje nadomestitveno razmerje po letnikih posameznikov.

Iz slike 3 je razvidno, da prejšnji pokojninski sistem ni dajal institucionalnih spodbud, ki bi posameznike motivirale k odlaganju odločitve o upokojitvi v prihodnost, še posebej po doseženi zakonsko določeni upokojitveni starosti. Poglejmo si, kako je s tem v novem zakonu o pokojninskem in invalidskem zavarovanju (UL RS 106/99). Posameznik se lahko upokoji, če je dopolnil 63 oziroma 61 let starosti, vendar še nima 40 oziroma 38 let pokojninske dobe ali pa če še ni dopolnil zakonsko določene upokojitvene starosti, dopolnil pa je 58 let starosti in ima potrebno pokojninsko dobo, vendar se mu pokojnina odmeri z odbitkom. V drugem primeru tako znaša odbitek od 0,1 do 0,3 % za vsak manjkajoči mesec do polne upokojitvene starosti, višina zmanjšanja pokojnine je za vsak mesec manjkajoče starosti drugačna in je odvisna od starosti ob upokojitvi (za 60 mesecev znaša npr. 18 %). S približevanjem polni starosti se višina zmanjšanja pokojnine zmanjšuje.

Če je posameznik že dopolnil 58 let starosti in ima polno pokojninsko dobo, ni pa še dopolnil polne upokojitvene starosti, lahko odloži upokojitev. V tem primeru se vsako leto daljše delovne dobe vrednoti višje od sicer predpisanih 1,5 %. Pribitki se priznavajo do 63. oziroma 61. leta starosti, po tej starosti pa je vrednotenje nespremenjeno. Če pa je posameznik že dopolnil polno upokojitveno starost in se odloči odložiti upokojitev, znaša povečanje pokojnine za vsak mesec odložene upokojitve v prvem letu 0,3 %, v drugem letu 0,2

% in v tretjem letu 0,1 %. Največje možno povečanje zaradi pribitkov znaša torej 7,2 %, pribitki pa so trajni. Pri tem je treba pripomniti, da so z odprtjem lestvice odmernih stopenj dejanska povečanja pokojnine večja od samih pribitkov, saj moramo upoštevati tako povečanja odmerne stopnje kot tudi dejanske pribitke. Ocenjujemo, da bo nova pokojninska zakonodaja z uvedbo t. i. „malusov“ in „bonusov“ povečala fleksibilnost pokojninskega sistema.

Dodajmo, da nova slovenska pokojninska zakonodaja podaljšuje obdobje, na osnovi katerega se izračunava pokojnina, iz dosedanjih desetih zaporednih najboljših let plače na 18 let s prehodnim obdobjem, ki se bo končalo leta 2018. Ocenjujemo, da bo tudi ta ukrep izboljšal fleksibilnost pokojninskega sistema, vendar zelo gradualistično. Seveda bo šele naknadna dinamična mikroekonometrična analiza pokazala, v kolikšni meri so naše napovedi točne oziroma v kolikšni meri je spremenjena pokojninska zakonodaja uspela povečati fleksibilnost pokojninskega sistema.

5. Sklep

V članku smo predstavili rezultate statične mikroekonometrične analize vpliva različnih osebnih, finančnih in institucionalnih dejavnikov na odločanje o upokojevanju v Sloveniji na osnovi podatkov za leto 1999, torej tik pred uvedbo pokojninske reforme.

Z uporabo linearnih in logit regresijskih modelov smo ugotovili, da imajo izmed razpoložljivih spremenljivk statistično značilen in z vidika pojasnjevalne moči pomemben vpliv na prisotnost starejše populacije na trgu dela predvsem starost, izobrazba, plača in nadomestilo za brezposelnost. Pri tem je z vidika opazovanih dejavnikov razvidna

tudi velika diferenciacija med spoloma. Ocenjene vrednosti in opažene razlike so pri tem v opazovanem letu v veliki meri pogojene z institucionalnimi značilnostmi prejšnjega pokojninskega sistema. Nova pokojninska zakonodaja, uvedena z letom 2000, prinaša spremembe v smeri večje fleksibilnosti in vzdržnosti sistema, zato bo zanimivo videti, kakšni bodo njeni dejanski učinki.

Prikazali smo torej eno izmed razsežnosti celovite empirične obravnave odločanja o upokojevanju, ki je lahko podlaga za nadaljnje raziskovanje. Vsekakor ostaja mnogo vprašanj odprtih, saj gre za analitično kompleksen problem, zato menimo, da bo prinesla dinamična analiza jasnejšo sliko o uspešnosti slovenske pokojninske reforme.

Literatura

- Auer, P., in M. Fortuny. 2000. *Ageing of the Labour Force in OECD Countries: Economic and Social Consequences*. ILO Employment Papers 2.
- Auerbach, A. J., in L. J. Kotlikoff. 1997. *Dynamic Fiscal Policy*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Benitez-Silva, H. 2000. *Micro Determinants of Labor Force Status Among Older Americans*. SUNY/Stony Brook Department of Economics Working Papers 7.
- Blau, D. M. 1994. *Labor Force Dynamics of Older Men*. *Econometrica* 1: 117-156.
- Börsch-Supan, A. 1992. *Population Ageing, Social Security Design and Early Retirement*. *Journal of Institutional and Theoretical Economics* 148: 533-557.
- Boskin, M. J., in M. D. Hurd. 1978. *The Effect of Social Security on Early Retirement*. *Journal of Public Economics* 10: 361-377.
- Equipe Ingénue. 2001. *Macroeconomic Consequences of Pension Reforms in Europe: an Investigation with the INGENUE World Model*. CEPII Working Papers 17.
- European Commission. 1997. *Supplementary Pensions in the Single Market. A Green Paper*. Luxembourg: Office for Official Publications of the European Communities.
- Fultz, E. 2002. *Pension Reform in Central and Eastern Europe, Volume 1. Restructuring with Privatization: Case Studies of Hungary and Poland*. Budapest: International Labour Office.
- Fultz, E. 2002a. *Pension Reform in Central and Eastern Europe, Volume 2. Restructuring with Privatization: Case Studies of Hungary and Poland*. Budapest: International Labour Office.
- Galušćák, K. 2002. *Retirement Decisions of Older Czech Male Workers*. CERGE-EI Working Papers 190.
- Goldberger, A. S. 1964. *Econometric Theory*. New York: John Wiley & Sons.
- Group of Ten. 1998. *The Macroeconomic and Financial Implications of Ageing Populations*. Basel: Bank for International Settlements.
- Gruber, J., in D. Wise. 1997. *Social Security Programs and Retirement around the World*. NBER Working Papers 6134.
- Hughes, G. 1997. *Symposium on pensions: Implications for public policy*. *Journal of the Statistical and Social Inquiry Society of Ireland* 4: 140-152.
- Liberda, B., B. Górecki, in M. Peczkowski. 2002. *Saving from permanent and transitory income: The case of Polish households*. Paper on CHER conference. Mallorca: Consortium for Household Socioeconomic Research.
- Maddala, G. S. 1999. *Limited-dependent and qualitative variables in econometrics*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Meghir, C., in E. Whitehouse. 1997. *Labour Market Transitions and Retirement of Men in the UK*. *Journal of Econometrics* 79: 327-354.
- Mencinger, J. 1983. *Registrirana brezposelnost in zaposleni brez dela*. *Gospodarska gibanja* 128: 27-40.
- Müller, K. 2001. *The Making of Pension Privatisation: Latin American and East European Cases*. A Paper Presented at "Learning from the Partners" - A Joint World Bank/IIASA Conference in Collaboration with EC/Austrian Government/LBI. Vienna: The World Bank/IIASA.
- OECD - Organisation for Economic Cooperation and Development. 1994. *Taxation and Household Saving*. Paris: Organisation for Economic Cooperation and Development.
- OECD - Organisation for Economic Cooperation and Development. 2000. *Reforms for an Ageing Society*. Paris: Organisation for Economic Cooperation and Development.
- OECD - Organisation for Economic Cooperation and Development. 2001. *Ageing and Income: Financial Resources and Retirement in 9 OECD Countries*. Paris: Organisation for Economic Cooperation and Development.
- Quinn, J. F., K. Cahill, R. V. Burkhauser, in R. Weathers. 1998. *Microeconomic analysis of the retirement decision: United States*. OECD Economics Department Working Papers 203.
- Rutkowski, M. 1999. *The quest for modern solutions: Pension reforms in transition economies*. Presentation for the Conference "Ten Years After: Transition and Growth in Post-Communist Countries". Warsaw: The World Bank.
- Schils, T. 2001. *Transitions to retirement: a dynamic approach to the labour-market behaviour of older workers in the Netherlands*. Paper prepared for the

15th Annual Conference of the European Society for Population Economics. Athens: University of Economics and Business.

Stanovnik, T., N. Stropnik, in C. Prinz. 2000. *Economic Well-Being of the Elderly: A Comparison across Five European Countries.* Aldershot: Ashgate Publishing.

Štrovs, M. 2000. *Zakon o pokojninskem in invalidskem zavarovanju s komentarjem.* Lesce: Oziris.

Verbič, M. 2002. *Mikroekonometrična analiza odločitev o upokojevanju v Sloveniji.* Diplomsko delo. Maribor: Ekonomsko-poslovna fakulteta.

Verbič, M. 2002a. *Teoretični vidiki odločitev o upokojevanju.* Naše gospodarstvo 1-2: 198-215.

Willmore, L. 2000. *Three Pillars of Pensions? A Proposal to End Mandatory Contributions.* DESA Discussion Papers 13.

World Bank. 1994. *Averting the Old Age Crisis: Policies to protect the old and promote growth.* New York: Oxford University Press.

Viri

CIA - Central Intelligence Agency. 2003. *The World Factbook 2003* [online]. Dosegljivo: <http://www.cia.gov/cia/publications/factbook/index.html> [18.10.2003].

Državni zbor RS. 1992. *Zakon o pokojninskem in invalidskem zavarovanju (ZPIZ).* Uradni list RS 12.

Državni zbor RS. 1994. *Zakon o spremembah zakona o pokojninskem in invalidskem zavarovanju (ZPIZ-A).* Uradni list RS 5.

Državni zbor RS. 1996. *Zakon o spremembah in dopolnitvah zakona o pokojninskem in invalidskem zavarovanju (ZPIZ-B).* Uradni list RS 7.

Državni zbor RS. 1998. *Zakon o spremembah in dopolnitvah zakona o pokojninskem in invalidskem zavarovanju (ZPIZ-C).* Uradni list RS 54.

Državni zbor RS. 1999. *Zakon o pokojninskem in invalidskem zavarovanju (ZPIZ 1).* Uradni list RS 106.

Državni zbor RS. 2000. *Zakon o spremembah in dopolnitvah zakona o pokojninskem in invalidskem zavarovanju (ZPIZ-1A).* Uradni list RS 72.

Državni zbor RS. 2000a. *Zakon o spremembah in dopolnitvah zakona o pokojninskem in invalidskem zavarovanju (ZPIZ-1B).* Uradni list RS 124.

Državni zbor RS. 2001. *Zakon o spremembah in dopolnitvah zakona o pokojninskem in invalidskem zavarovanju (ZPIZ-1C).* Uradni list RS 109.

Državni zbor RS. 2002. *Zakon o spremembah in dopolnitvah zakona o pokojninskem in invalidskem zavarovanju (ZPIZ-1D).* Uradni list RS 108.

European Commission. 1998. *Overview of the responses to the green paper on supplementary pensions in the single market* [online]. European Commission. Dosegljivo: http://europa.eu.int/comm/internal_market/en/finances/pensions/reten.pdf [09.02.2002].

Greene, W. H. 1998. *LIMDEP 7.0 User's Manual. Revised Edition.* Bellport: Econometric Software Inc.

ILO - International Labour Organization. 2002. *Key Indicators of the Labour Market. Labour force participation rate* [online]. Dosegljivo: [http://www.ilo.org/public/](http://www.ilo.org/public/english/employment/strat/kilm/kilm01.htm)

[english/employment/strat/kilm/kilm01.htm](http://www.ilo.org/public/english/employment/strat/kilm/kilm01.htm) [12.04.2002].

IMF - International Monetary Fund. 1995. *Republic of Slovenia: New challenges confronting the social insurance system.* Washington: International Monetary Fund.

Vlada RS. 1996. *Izhodišča za reformo sistema pokojninskega in invalidskega zavarovanja.* Poročevalec Državnega zbora RS 34: 59-132.

Vlada RS. Ministrstvo za delo, družino in socialne zadeve. 1997. *Bela knjiga o reformi pokojninskega in invalidskega zavarovanja.* Ljubljana: Ministrstvo za delo, družino in socialne zadeve.

ZPIZ - Zavod za pokojninsko in invalidsko zavarovanje Slovenije. 1992-2003. *Poslovno poročilo Zavoda za pokojninsko in invalidsko zavarovanje Slovenije za leto 1991-2002.* Ljubljana: Zavod za pokojninsko in invalidsko zavarovanje Slovenije.

Ključne besede: dohodek, linearni model verjetnosti, logit model verjetnosti, odločanje o upokojitvi, pokojninska reforma, razlikovanje med spoloma, socialno zavarovanje, Slovenija, staranje, tranzicija, prisotnost na trgu dela.

Key words: ageing, income, gender differentiation, labour force participation, linear probability model, logit probability model, pension reform, retirement decision, Slovenia, social security, transition.