

UNIVERZA V LJUBLJANI
EKONOMSKA FAKULTETA

DIPLOMSKO DELO

ROK SPRUK

UNIVERZA V LJUBLJANI
EKONOMSKA FAKULTETA

DIPLOMSKO DELO

**DOLGOROČNA KRIZA POKOJNINSKIH SISTEMOV V DRŽAVAH
OECD**

Ljubljana, oktober 2010

ROK SPRUK

IZJAVA

Študent Rok Spruk izjavljam, da sem avtor tega diplomskega dela, ki sem ga napisal pod mentorstvom mag. Bernarda Brščiča, in da dovolim njegovo objavo na fakultetnih spletnih straneh.

V Ljubljani, dne _____

Podpis: _____

KAZALO

UVOD.....	1
1. EKONOMIKA POKOJNINSKIH SISTEMOV V DRŽAVAH OECD	2
1.1 PAYGO POKOJNINSKI SISTEMI	3
1.1.1 Samuelsonova rešitev	4
1.1.2 Cass-Yaarijeva rešitev.....	5
1.1.3 Feldstein-Liebmanova rešitev	5
1.2 POKOJNINSKI SISTEM S POLNIM KAPITALSKIM KRITJEM.....	7
2. MAKROEKONOMSKI IN DEMOGRAFSKI DEJAVNIKI DOLGOROČNE NEVZDRŽNOSTI PAYGO POKOJNINSKEGA SISTEMA	10
2.1 RAST IN STARANJE PREBIVALSTVA	10
2.1.1 Pričakovana življenjska doba po 65. letu	10
2.1.2 Rast indeksa starostne odvisnosti	11
2.1.3 Stopnja rodnosti.....	13
2.2 MEHANIZMI ZGODNJEGA UPOKOJEVANJA.....	14
2.2.1 Efektivna starost ob upokojitvi	14
2.2.2 Davčni sistem.....	15
2.3 NADOMESTITVENO RAZMERJE.....	16
3. MAKROEKONOMSKI STROŠKI NEKRITIH POKOJNINSKIH OBVEZNOSTI V DRŽAVAH OECD	18
3.1 PREGLED LITERATURE	18
3.2 MAKROEKONOMSKI STROŠEK ZGODNJEGA UPOKOJEVANJA	19
3.3. DOLGOROČNO FISKALNO NERAVNOVESJE	21
3.4. MEDGENERACIJSKO PRERAZDELJEVANJE IN POKOJNINSKE OBVEZNOSTI	22
4. EKONOMETRIČNA ANALIZA POKOJNINSKIH SISTEMOV V DRŽAVAH OECD	24
4.1. PREGLED MIKROEKONOMETRIČNIH ŠTUDIJ ODLOČITEV ZA UPOKOJITEV	24
4.1.1 Nizozemska	24
4.1.2 Italija	24
4.1.3. Nemčija.....	25
4.1.4 Velika Britanija	25
4.1.5. ZDA	26
4.2 EKONOMETRIČNI MODEL JAVNIH POKOJNINSKIH IZDATKOV	26
4.2.1 Empirična strategija	27
4.2.2 Specifikacija in nastavek enačb	27
4.2.3 Deskriptivna statistika	30
4.2.4 Korelacijska matrika	30
4.2.5 Vzorčne ocene regresijskih koeficientov.....	30
4.2.6 Beta koeficienti	31
4.2.7 Testi normalnosti porazdelitve slučajne napake.....	31
5. DOLGOROČNA POKOJNINSKA REFORMA.....	33
5.1 KLJUČNI DOLGOROČNI UKREPI POKOJNINSKE REFORME	33
5.1.1 Prehod na sistema kapitalskega kritja in individualnih varčevalnih računov.....	34
5.1.2 Dvig efektivne starosti ob upokojitvi	35
5.1.3 Zmanjšanje nekritih pokojninskih obveznosti	36
5.2 ZGLEDI DOLGOROČNE POKOJNINSKE REFORME V DRŽAVAH OECD	37
5.2.1 Avstralija	37
5.2.2 Čile	38
SKLEP	42
LITERATURA IN VIRI.....	45
PRILOGA	

KAZALO SLIK

<i>Slika 1: Delež zasebnih pokojninskih skladov v BDP (2007)</i>	8
<i>Slika 2: Sprememba pričakovane življenjske dobe po 65 letu</i>	11
<i>Slika 3: Predvidena sprememba indeksa starostne odvisnosti (2000-2050)</i>	12
<i>Slika 4: Rast pokojninskih izdatkov in deleža odvisnega prebivalstva (1990-2005)</i>	12
<i>Slika 5: Povprečna efektivna in uradna starost ob upokojitvi za ženske (2002-2007)</i>	15
<i>Slika 6: Vpliv mejne davčne stopnje na starost ob izstopu s trga dela (2007)</i>	16
<i>Slika 7: Ginijev pokojninski koeficient in neto nadomestitveno razmerje (2008)</i>	17
<i>Slika 8: Efektivna starost ob upokojitvi in strošek zgodnjega upokojevanja(1998)</i>	21
<i>Slika 9: Medgeneracijsko fiskalno neravnovesje v deležu BDP (2004)</i>	22
<i>Slika 10: Sedanja vrednost medgeneracijskih transferjev (1990)</i>	23
<i>Slika 11: Makroekonomski stroški pokojninske reforme v Čilu (1981-2015)</i>	39
<i>Slika 12: Delež zasebnih pokojninskih skladov v BDP v Čilu (1981-2003)</i>	41

KAZALO TABEL

<i>Tabela 1: Pokojninski prejemki in vplačila v modelu s prekrivajočimi generacijami</i>	7
<i>Tabela 2: Realne stopnje donosa za različna imetja v ZDA (1926-2000)</i>	9
<i>Tabela 3: Povprečne stopnje rodnosti v državah OECD (1970-2006)</i>	13
<i>Tabela 4: Makroekonomski strošek zgodnjega upokojevanja v % BDP</i>	20
<i>Tabela 5: Seznam spremenljivk v regresijskem modelu</i>	28
<i>Tabela 6: Specifikacije regresijskih enačb</i>	29
<i>Tabela 7: Kronološki potek pokojninske reforme v Avstraliji (1983-1996)</i>	38
<i>Tabela 8: Letne stopnje realnega donosa na kapitalskem trgu v Čilu (1981-1996)</i>	40

Uvod

Danes se vse razvite države soočajo z dolgoročno nevzdržnimi javnimi pokojninskimi blagajnami. Medtem ko je silovit napredek na področju zdravstvene tehnologije v zadnjem stoletju omogočil daljšo pričakovano življenjsko dobo, se večina pokojninskih sistemov v razvitih državah ob hkratnem staranju prebivalstva ni spremenila. V večini razvitih držav so se v 20. stoletju povečala nadomestitvena razmerja oz. razmerje med povprečno pokojnino in povprečno plačo. Višje nadomestitveno razmerje in sorazmerna rast javnih pokojninskih izdatkov, ki jo je sprožilo staranje prebivalstva, je privedla do visokega vzvoda javnih pokojninskih blagajn, ki se danes kaže v nakopičenih neto pokojninskih obveznostih, ki v razvitih državah predstavljajo glavni vir implicitne medgeneracijske zadolženosti in so prevladujoč del dolgoročnega fiskalnega neravnovesja.

Namen diplomske naloge je osvetliti dolgoročno nevzdržnost javnih pokojninskih sistemov v 23 razvitih državah OECD. Dolgoročna nevzdržnost javnih pokojninskih blagajn predstavlja pglavitno nevarnost za razvoj krize javnih pokojninskih sistemov, ki se zaradi izjemnega fiskalnega bremena zajamčenih pokojninskih obveznosti lahko spreobrne v makroekonomsko krizo globalnih razsežnosti. Cilj diplomskega dela je z orodji teoretične in predvsem empirične analize dokazati, da so javni pokojninski sistemi v razvitih državah OECD na dolgoročno nevzdržni trajektoriji, saj temeljijo na medgeneracijskem zadolževanju in ustvarjajo impliciten pritisk na sisteme javnih financ in verjetnost fiskalne insolventnosti držav.

V prvem poglavju bom obravnaval ekonomiko pokojninskih sistemov v proučevanih državah OECD. V drugem poglavju bom podrobneje razdelal makroekonomske in demografske dejavnike dolgoročne krize pokojninskih sistemov, ki temeljijo na sistemu sprotnega prispevnega kritja. V tem poglavju središče diskusije predstavljajo analiza dinamike staranja prebivalstva, mehanizmov zgodnjega upokojevanja ter neto nadomestitvenega razmerja. V tretjem poglavju bom podrobneje preučil teoretično ozadje in empirične ocene narodnogospodarskih stroškov nekritih pokojninskih obveznosti, ki izhajajo iz sistema sprotnega prispevnega kritja na primeru proučevanih držav OECD. Obenem bom v tem poglavju orisal glavne značilnosti in makroekonomske posledice medgeneracijskega prerazdeljevanja. Četrto poglavje predstavlja osrednji del diplomskega dela. V tem delu predstavim ekonometrični model dolgoročne nevzdržnosti javnih pokojninskih sistemov, kjer podam pregled odvisne in neodvisnih spremenljivk, deskriptivno statistiko, korelacijsko matriko, vzorčne ocene regresijskih koeficientov ter ocene beta koeficientov. V začetku poglavja bom na kratko predstavil mikroekonometrične študije zgodnjega upokojevanja na primerih izbranih držav. Namen poglavja je podati empirično podkrepitev postavljeni tezi o dolgoročni nevzdržnosti javnih pokojninskih sistemov. V petem poglavju bom podrobneje preučil ključne dolgoročne ukrepe pokojninske reform v državah OECD in obenem predstavil ključne značilnosti pokojninskih reform v dveh državah OECD. Ob koncu bom ugotovitve diplomskega dela strnil v zaključek, čemur bo sledil še seznam literature in virov.

1. Ekonomika pokojninskih sistemov v državah OECD

Večina današnjih razvitih držav je javne pokojninske sisteme pričela uvajati v 19. stoletju. Prva je javni pokojninski sistem uvedla Nemčija, ki je leta 1889 pod vodstvom takratnega kanclerja Otta von Bismarcka kot prva zahodna država uvedla univerzalni sistem socialne varnosti.¹ Sistem je temeljil na sprotne prispevnem kritju, kar pomeni, da so današnje aktivne generacije v javno pokojninsko blagajno plačevale pokojninske prispevke. Ob upokojitvi delovnih aktivnih generacij so se javne pokojninske blagajne financirale z tekočimi prispevki aktivnih generacij. V ekonomski literaturi se je za tovrsten pokojninski sistem uveljavil termin pokojninski sistem sprotne prispevnega kritja (angl. pay-as-you-go).² Razmeroma visoka in stabilna stopnja rasti prebivalstva je omogočala stalen pritok nove delovne sile na trg dela in sorazmerno nizko starost zaposlenih ob vstopu na trg dela. V razmerah stacionarne rasti prebivalstva in nizkega deleža prebivalstva nad 65 let v starostni piramidi so bili pokojninski sistemi sprotne kritja dolgoročno vzdržni. Po koncu druge svetovne vojne so razvite države izkusile postopen upad stopnje rodnosti in skokovit znanstveni in tehnološki napredek na področju medicine. Ob nižji stopnji smrtnosti in pospešenem staranju prebivalstva so države OECD od druge polovice 20. stoletja naprej izkusile naraščajoče fiskalne pritiske na javne pokojninske blagajne, ki so se zaradi vse hitreje rastočih neto pokojninskih obveznosti do sedanjih in bodočih generacij pričele soočati z kopičenjem implicitnega dolga.³ Študija avtorjev Casey et. al (2003, str. 5) ugotavlja, da »bodo države OECD v naslednji polovici stoletja izkusile pospešeno staranje prebivalstev. Upad stopnje smrtnosti v prejšnjih obdobjih ter dvig pričakovane življenjske dobe bosta znatno povečali delež starejšega prebivalstva ter delež državnih izdatkov, ki se namenijo za starost.« Visoki predvideni fiskalni izdatki javnim pokojninskim blagajnam predstavljajo realno breme predvsem zaradi pospešenega staranja prebivalstva, ki sproža dolgoročno nevzdržen pritisk na dolgoročno stabilnost javnih pokojninskih blagajn, saj so pokojninski sistemi sprotne kritja zaradi hitrejšega staranja prebivalstva dolgoročno nevzdržni. Dolgoročna nevzdržnost javnih pokojninskih sistemov, ki temeljijo na sprotne prispevnem kritju se izraža v dolgoročnem pritisku na dvigu prispevnih stopenj za financiranje javne pokojninske blagajne. V okviru sistema sprotne kritja je prispevna stopnja določena z neto nadomestitvenim razmerjem ter razmerjem med neaktivnim in delovno aktivnim prebivalstvom. Za nespremenjeno raven prispevne stopnje sta potrebna nižje nadomestitveno razmerje in nižje razmerje med upokojeno in delovno aktivno populacijo. Ukrepi, ki določajo

¹ Za celovit zgodovinski pregled razvoja Bismarckovega tipa držav blaginje v kontinentalni Evropi glej Palier (2010), Hennock (2007), Palier (2007) in Barnett (1973). Za kritično obravnavo Bismarckovega modela države blaginje glej Ebeling (2007). Zanimiv predlog reforme Bismarckovega tipa države blaginje za Švico je podan v Häusermann (2006). Zanimiva in poglobljena daljša razprava o dolgoročni reformi pokojninskega sistema v Franciji je podana v Boyer (2002) ter Manow in Seils (2000), kjer avtorja obravnavata učinke krize države blaginje na zaposlenosti na primeru Nemčije. Za mednarodno primerjavo kriz držav blaginje v zahodnih državah glej Castles (2001).

² Za terminološko razlago PAYGO pokojninskega sistema v slovenskem jeziku glej Stanovnik (2008, str. 203)

³ Razlika med eksplicitnim in implicitnim dolgom leži v metodološki obravnavi dolga. Medtem ko je *eksplicitni dolg* rezultat obstoječih transakcij in je zabeležen v sistemu nacionalnih računov, je *implicitni dolg* rezultat bodočih transakcij, ki izhajajo iz obljub sedanjim upravičencem in ni zabeležen v sistemu nacionalnih računov. Za podrobnejšo metodološko razlago implicitnega generacijskega dolga glej Auerbach, Gokhale in Kotlikoff (1994)

dva ključna dejavnika ravni prispevnih stopenj, so predvsem efektivna starost ob upokojitvi, davčne vzpodbude in celovita ureditev pokojninskega sistema. Uvedba tako parametričnih kot paradigmatičnih pokojninskih reform omogoča bolj podroben pregled sistemskih razlik v strukturi pokojninskih sistemov med državami OECD.

1.1 PAYGO pokojninski sistemi

Pokojninski sistemi sprotnega kritja so značilni za večino razvitih držav OECD. V začetku devetdesetih let 20. Stoletja so zahodne države pričele uvajati parametrične reforme pokojninskega sistema, ki so bile usmerjene predvsem v zmanjševanje pokojninskih izplačil, dvigu efektivne dobe ob upokojitvi ter v spodbujanja prostovoljnih shem pokojninskega zavarovanja. Uvedba parametričnih reform je privedla do delnega zmanjšanja kratkoročnih neto pokojninskih obveznosti, vendar ni spremenila dolgoročnega bremena fiskalnih izdatkov za starost oz. kot pravi Piñera (2004, str. 46) »so nekatere evropske države pričele spoznavati fiskalne nevarnosti demografskih neravnovesij ... vendar še vedno verjamejo, da bo sprememba ključnih parametrov pokojninskih sistemov sprotnega kritja rešila prihajajočo pokojninsko krizo.« Med parametrične pokojninske reforme ekonomska literatura uvršča ukrepe, ki modificirajo obstoječo strukturo pokojninskih sistemov medtem ko med neparametrične pokojninske reforme literatura uvršča ukrepe, ki v temelju spreminjajo naravnost in strukturo pokojninskega sistema. Ker je v sistemu sprotnega kritja prispevna stopnja določena z nadomestitvenim razmerjem in razmerjem med neaktivno in delovno aktivno populacijo, bi se že v primeru nespremenjenega nadomestitvenega razmerja in rastočega deleža delovno neaktivnega prebivalstva, prispevna stopnja postopno povečevala, kar bi povečalo realno davčno breme trenutnim in bodočim generacijam. Med države, kjer rastoče demografsko neravnovesje predstavlja osrednjo grožnjo dolgoročni vzdržnosti javno financiranih pokojninskih sistemov sprotnega kritja spadajo Nemčija, Francija, Italija in Španija. Visoke prispevne stopnje za financiranje javnih pokojninskih blagajn v državah s sistemom sprotnega prispevnega kritja omogoča sorazmerno visoko nadomestitveno razmerje, ki preko pokojninskih izplačil neposredno ustvarja neto finančne obveznosti iz nacionalnih proračunov, ki ogrožajo dolgoročno vzdržnost javnih pokojninskih blagajn. Evropska Komisija (2006) je ocenila teoretična nadomestitvena razmerja ob predpostavki, da bodo evropske države izvedle parametričen dvig starosti ob upokojitvi. Po izračunu Komisije bi se ob dvigu upokojitvene starosti s 65 na 67 let neto nadomestitveno razmerje v Španiji in Italiji, dveh demografsko najbolj ogroženih državah v OECD, povečalo za 11 oz. 9 odstotnih točk.⁴ Zaradi čedalje večjega deleža delovno neaktivne populacije in daljše pričakovane življenjske dobe, so pokojninski sistemi sprotnega kritja soočeni z eksponentno rastočimi neto finančnimi obveznostmi, ki vodijo do medgeneracijskega zadolževanja. Za razumevanje dinamike delovanja učinkov pokojninskega sistema sprotnega kritja je potreben celovit ekonomsko-teoretični okvir, ki omogoča razumevanje dejavnikov, ki določajo obseg prenosa pokojninskih obveznosti na prihodnje generacije.

⁴ Glej Evropska Komisija (2006, str. 24)

1.1.1 Samuelsonova rešitev

Posledice pokojninskega sistema sprotnega kritja je podal Samuelson (1958), ki je dokazal, da sedanje generacije ob uvedbi sistema sprotnega prispevnega kritja prejmejo obsežno kratkoročno dobrobit kot posledico nestacionarne rasti prebivalstva, ki v sistemu polnega kapitalskega kritja in dinamično učinkoviti ekonomiji ni možna.⁵ Model temelji na življenjskem ciklu posameznika, ki maksimizira potrošnjo v treh obdobjih. V prvem obdobju posameznik pridobiva človeški kapital, v drugem obdobju je delovno aktiven in v tretjem obdobju se upokoji. Posameznik maksimizira življenjsko funkcijo koristnosti:

$$\max_{\{C_t\}} U(C_1, C_2, C_3) \text{ ob proračunski omejitvi } C_1 + C_2 + C_3 = B_t \quad (1)$$

kjer B_t predstavlja posameznikovo življenjsko proračunsko omejitev.⁶ Ob upoštevanju treh življenjskih obdobj, logaritemske funkcije koristnosti in diskontnega faktorja $R_t = \frac{1}{(1+i)^t}$

posameznikova koristnost življenjske potrošnje znaša $U = \sum_{t=1}^3 \log C_t$. Ker je optimalen pogoj za dolgoročno vzdržnost PAYGO pokojninskega sistema nespremenjena prispevna stopnja,⁷ je agregatna funkcija koristnosti življenjske potrošnje v ravnovesju takrat kadar sta v ravnovesju tržna obrestna mera in stopnja rasti prebivalstva. Če stopnjo rasti prebivalstva označimo z m , lahko funkcijo koristnosti življenjske potrošnje zapišemo kot:

$$\sum_{t=1}^3 C_t = C_1 + C_2 \frac{1}{1+m} + C_3 \frac{1}{(1+m)^2} \quad (2)$$

ki mora zadostiti proračunski omejitvi $S_1(R_t, R_{t+1}) + S_2 R_t(R_t, R_{t+1}) + S_3 R_t R_{t+1}(R_t, R_{t+1}) = 0$, kjer S_t predstavlja posameznikove prihranke v pripadajočem življenjskem obdobju. V primeru stacionarne rasti prebivalstva ($m=0$) so za konstantno nespremenjeno potrošnjo v življenjskem ciklu potrebni višji prihranki v tretjem časovnem obdobju. V primeru negativne

⁵ Glej Samuelson (1958, str. 467-482)

⁶ V ravnovesju mora veljati pogoj $\frac{\partial U / \partial C_2}{\partial U / \partial C_1} = \frac{\partial U / \partial C_3}{\partial U / \partial C_1}$.

⁷ Delovanje pokojninskega sistema sprotnega kritja, ki ga predstavlja stacionarna rast prispevne stopnje c_t , se opiše kot razmerje med upokojeno in delovno-aktivno populacijo $\frac{N_r}{N_a}$ ter z nadomestitvenim razmerjem b_t :

$c_t = b_t \cdot \frac{N_r}{N_a}$, kjer je pogoj za nespremenjeno prispevno stopnjo ob nestacionarni rasti prebivalstva ujemajoč

padec nadomestitvenega razmerja. Za poglobljeno teoretično razpravo o učinkih delovanja PAYGO pokojninskega sistema glej Rosen in Gayer (2008, str. 191-216), Gruber (2009).

stopnje rasti prebivalstva ($m < 0$) v skladu s Samuelsonovim teoremom⁸ tržna obrestna mera postane negativna ($i < 0$), medtem ko se diskontna stopnja poveča. Posledično potrošnja v času narašča po geometričnem zaporedju, saj se zaradi upada rasti prebivalstva z starostjo povečuje tudi potrošnja v posameznikovem življenjskem ciklu. Rešitev za dolgoročno ravnovesje življenjske potrošnje v pokojninskem sistemu sprotnega kritja predstavlja višja stopnja rasti prebivalstva glede na tržno obrestno mero ($m > i$).

1.1.2 Cass-Yaarijeva rešitev

Zanimivo obravnavo vloge življenjske potrošnje v modelu prekrivajočih se generacij (angl. overlapping generations model) sta podala Cass in Yaari (1966),⁹ ki sta predpostavila, da posamezniki živijo dve časovni obdobji. V prvem obdobju zaslužijo fiksni dohodek medtem ko se v drugem obdobju upokojijo. Ob upoštevanju menjalnega razmerja r in stopnje rasti prebivalstva n , je posameznikova proračunska omejitev ekvivalentna $C_1 + \frac{C_2}{1+n} \leq 1$ vendar le v primeru ko velja $r \leq n$. Kadar je $r < n$ in ko gre $t \rightarrow \infty$ v limiti velja $\lim_{t \rightarrow \infty} C_t^2 = 0$ in $\lim_{t \rightarrow \infty} C_t^1 = 1$. Razmerje med potrošnjo v obdobju delovne neaktivnosti in obdobju delovne

aktivnosti lahko zapišemo kot $\frac{C_t^2}{C_t^1} = \frac{1+r}{1+n}$ kjer $C_t^2 \leq 1+n$ za vsak t . Edina obrestna mera, ki je

konstantna v vseh časovnih obdobjih $t = 0, \pm 1$ in ± 2 je stacionarna shema, kjer velja $r = n$. V pokojninskem sistemu sprotnega kritja Cass-Yaarijeva rešitev implicira, da obrestna mera, ki je višja od stopnje rasti prebivalstva zmanjšuje zalogo bodoče potrošnje prihodnjim generacijam medtem ko je Pareto optimalna obrestna mera, ki ne zmanjšuje življenjske potrošnje bodočim generacijam tista, ki je enaka stopnji rasti prebivalstva.

1.1.3 Feldstein-Liebmanova rešitev

Rešitev PAYGO pokojninskega sistema v razmerah nestacionarne rasti prebivalstva sta podala Feldstein in Liebman (2001), ki predlagata prehod s sistema sprotnega prispevnega kritja na investicijski sistem zasebnih pokojninskih računov s polnim kapitalskim kritjem. Avtorja pokažeta, da je za financiranje obstoječe ravni pokojninskih obveznosti v ZDA potrebna 12,4 odstotna davčna stopnja na osebni dohodek ter da bi ob 6,5 odstotni stopnji realnega donosa dolgoročni plačni strošek (angl. payroll cost) sistema s polnim kapitalskim kritjem predstavljal le 27 odstotkov stroškov sistema s sprotnim prispevnim kritjem.¹⁰ Naj θ predstavlja življenjski dohodek bodočih upokojencev, n stopnjo rasti prebivalstva, ρ donos naložb v kapitalske dobrine, γ realno stopnjo naložbenega donosa, w povprečno plačo ter L razpoložljivo količino dela. Davčni prihodek za financiranje pokojninskih obveznosti je $T_t = \theta \cdot w \cdot L_t$ medtem ko davčni prihodek v prihodnjem obdobju $T_{t+1} = \theta \cdot w \cdot L_{t+1}$ predstavlja

⁸ V svoji osnovni različici teorem trdi, da »v vsaki potrošno-menjalni ekonomiji obstaja ravnotežna tržna obrestna mera, ki je enaka stopnji rasti prebivalstva.« Glej Samuelson (1958, str. 472)

⁹ Glej Cass in Yaari (1966, str. 353-367)

¹⁰ Glej Feldstein in Liebman (2001, str. 74)

pokojninske koristi trenutni delovno aktivni populaciji. Implicitna stopnja donosa sistema s sprotim prispevnim kritjem je podana kot $\gamma = n + g$, kjer n označuje stopnjo rasti prebivalstva, g pa stopnjo rasti plač. Za ohranitev prispevne stopnje mora veljati $\frac{B_{t+1}}{T_t} = \frac{T_{t+1}}{T_t} = \frac{\theta w_{t+1} L_{t+1}}{\theta w_t L_t}$, kjer B_{t+1} predstavlja zalogo pokojninskih pravic v prihodnjem obdobju. Predpostavimo, da v dinamično učinkoviti ekonomiji velja $\rho > \gamma$, kjer ρ predstavlja realno stopnjo donosa na kapital ter γ stopnjo gospodarske rasti. Izgubo posameznikovega dohodka v sistemu sprotnega kritja lahko zapišemo kot $(\rho - \gamma)\theta w_t L_t$. Izguba predstavlja delež izgubljenega dohodka, ki bi ga posamezniki lahko zaslužili, če bi namesto prispevnega kritja raje investirali na trg kapitala. Izgubo trenutnega delovno aktivnega prebivalstva lahko zapišemo kot $(\rho - \gamma)\theta \cdot t(1 + \rho)^{-1} w_0 L_0 (1 + \gamma)^t$. Sedanja vrednost izgub trenutni delovno aktivni populaciji znaša

$$T_0 = (\rho - \gamma)\theta \cdot t(1 + \rho)^{-1} w_0 L_0 \sum_{t=0}^n \frac{(1 + \gamma)^t}{(1 + \rho)^t} \quad (3)$$

kar predstavlja začetno zalogo pokojninskih ugodnosti, ki jih prejme generacija ob uvedbi pokojninskega sistema s sprotim prispevnim kritjem. Če predpostavimo, da uvedba prispevnega kritja ne ustvari sedanje vrednosti potrošne izgube, je tržna obrestna mera na pokojninske prihranke enaka mejnemu proizvodu kapitala. Obenem je ob tej predpostavki mejni donos kapitala ustrezno merilo za medgeneracijsko diskontiranje potrošnje. Namreč, če je količina dela fiksna in imajo vse generacije nizek donos v pokojninskem sistemu, uvedba sprotnega prispevnega kritja ne ustvari mrtve izgube (angl. deadweight loss). V primeru, da količina dela ni fiksna, lahko mrtvo izgubo sistema sprotnega prispevnega kritja, ki nastane zaradi davčne distorzije ponudbe dela, lahko zapišemo kot

$$DWL = \frac{1}{2} \varepsilon (\tau_1^2 + 2\tau_1 \tau_2) (1 - \tau_2) w_t L_t \quad (4)$$

kjer ε predstavlja davčno elastičnost osebnega dohodka, τ_1 davčno stopnjo v prvem obdobju, τ_2 pa davčno stopnjo v drugem obdobju. Ob konstantni stopnji rasti plač γ in medgeneracijski diskontni stopnji δ sprememba mrtve izgube med generacijami znaša

$$\Delta DWL = \frac{1}{2} \varepsilon (\tau_1^2 + 2\tau_1 \tau_2) \frac{(1 - \tau_2)^{-1} (w_0 L_0) (1 + \delta)}{\delta - \gamma} \quad (5)$$

Tabela 1 prikazuje porazdelitev koristi prejemnikov v sistemu sprotnega prispevnega kritja in sistemu s polnim kapitalskim kritjem v modelu s štirimi različnimi obdobji v posameznikovem življenjskem ciklu. Kot je značilno za sistem s sprotim prispevnim kritjem, se skupna potrošnja ne spremeni, medtem ko zaloga pokojninskih pravic narašča po

geometrični stopnji. V sistemu s polnim kapitalskim kritjem posamezniki v obdobju $t+1$ utrpijo izgubo, ki je posledica prehoda iz sistema nepokritih obveznosti na sistem polnega kapitalskega kritja. V obdobjih $t+2$ in $t+3$ zaposleni v sistemu polnega kapitalskega kritja prihranijo delež dohodka, ki ga poleg prejmejo obrestovanega ob upokojitvi. Medtem ko je strošek servisiranja konstanten se v sistemu polnega kapitalskega kritja agregatna potrošnja zmanjša v $t+1$ ter poveča v vseh naslednjih obdobjih.

Tabela 1: Pokojninski prejemki in vplačila v modelu s prekrivajočimi generacijami

	t	$t+1$	$t+2$	$t+3$
Sprotno prispevno kritje				
<i>Upokojenci</i> (koristi)	$+T_t$	$+T(1+\gamma)$	$+T(1+\gamma)^2$	$+T(1+\gamma)^3$
<i>Zaposleni</i> (davki)	$-T_t$	$-T(1+\gamma)$	$-T(1+\gamma)^2$	$-T(1+\gamma)^3$
Sprememba skupne potrošnje	0	0	0	0
Polno kapitalsko kritje				
<i>Upokojenci</i> (koristi)	$+T_t$	$+T(1+\rho)$	$+T(1+\gamma)(1+\rho)$	$+T(1+\gamma)^2(1+\rho)$
<i>Zaposleni</i> (davki)	$-T_t$	$-T(1+\gamma)$	$-T(1+\gamma)^2$	$-T(1+\gamma)^3$
Stroški servisiranja dolga	0	$-\rho T_t$	$-\rho T_t$	$-\rho T_t$
Sprememba skupne potrošnje	0	$-\gamma T_t$	$[(1+\gamma)(\rho-\gamma)-\rho]T_t$	$[(1+\gamma)^2(\rho-\gamma)-\rho]T_t$

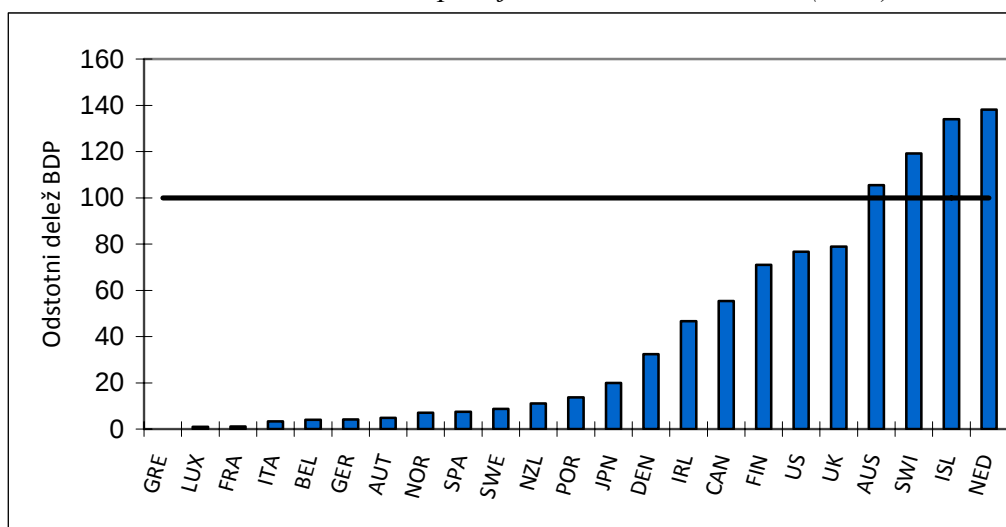
Vir: M. Feldstein & J.B Liebman, Social Security, 2001, str. 67.

1.2 Pokojninski sistem s polnim kapitalskim kritjem

Za razliko od sistema sprotnega prispevnega kritja, pokojninski sistem s polnim kapitalskim kritjem temelji na posameznikovih prispevkih, ki se v periodičnih zneskih po obrestno-obrestnem računu kapitalizirajo na individualnih varčevalnih računih. Posameznikovi prispevki se kot investicija usmerijo v različne vrste finančnih naložb, ki so odvisne od relativnega tveganja posameznih vrst naložb. V tem sistemu diverzifikacija naložb na kapitalnem trgu zagotavlja polno kritje pokojninskih obveznosti in obenem predstavlja učinkovito zavarovanje pred demografskim tveganjem. Ob vezavi prispevkov na kapitalski trg, so pokojninska upravičenja odvisna od mejnega donosa kapitala v času delovne dobe. V parcialnem ravnesju se cena kapitala oz. realna obrestna mera določa na podlagi premikov krivulj ponudbe in povpraševanja, ki sta odvisni tudi od demografskih dejavnikov. V sistemu polnega kapitalskega kritja je namreč zaloga pokojninskih pravic večinoma vezana na posameznikove naložbe, ki se v začetku pokojninskega obdobja večinoma izplačajo v obliki anuitete s strani pokojninskih skladov. Ključne prednosti pokojninskega sistema s polno kapitalsko pokritostjo so nizke vzpodbude za moralni hazard, prevzem idiosinkratičnega tveganja s strani zavarovancev ter manjša odvisnost od demografskega pritiska na vzdržnost zasebnih pokojninskih skladov, ki nastane kot fiskalni pritisk na dolgoročno vzdržnost javnih financ v sistemu s sprotnim prispevnim kritjem. Slika 1 prikazuje delež zasebnih pokojninskih skladov v državah OECD v letu 2007. Delež zasebnih pokojninskih skladov presega 100

odstotkov BDP na Nizozemskem, Islandiji, v Švici in Avstraliji. Najnižji delež zasebnih pokojninskih skladov je bil v letu 2007 zabeležen v Grčiji, Luksemburgu, Franciji, Italiji in Belgiji, ki po trenutnih napovedih Evropske Komisije veljajo za demografsko najbolj ogrožene države, ki obenem soočajo visoko breme nepokritih pokojninskih obveznosti. V poročilu o javnofinančnem stanju pokojninskih sistemov v zahodnih državah Allianz Global Investors za nizozemski pokojninski sistem ugotavlja, da »se močno zanaša na pokojnine s polnim kapitalskim kritjem. Poklicne pokojninske sheme so trdne in zelo razvite ... kar lažje omogoča univerzalno kritje pokojninskega zavarovanja.«¹¹

Slika 1: Delež zasebnih pokojninskih skladov v BDP (2007)



Vir: OECD, Pensions at Glance, 2007.

Ključno vprašanje v sistemu s polnim kapitalskim kritjem je realna stopnja donosa na portfelj vrednostnih papirjev kamor so investirani pokojninski prispevki. Poterba (1998) je na podlagi podatkov ameriškega borznega trga ocenil, da je med leti 1959 in 1996 realna stopnja donosa v nefinančnem korporacijskem sektorju znašala 8,5 odstotkov pred odbitkom korporacijskega davka. Med leti 1946 in 1995 je portfelj s 60 odstotnim deležem delnic ter 40 odstotnim deležem korporacijskih obveznic v ZDA povprečju dosegel 6,9 odstotno stopnjo realnega donosa. Congressional Budget Office (2001, str. 67) ocenjuje povprečno realno stopnjo donosa na delnice malih podjetij, ki kotirajo na indeksu Standard & Poor na 9,0 odstotka, na delnice velikih podjetij 7,7 odstotka, na dolgoročne korporacijske obveznice 2,5 odstotka ter 2,2 odstotka na dolgoročne zakladniške obveznice z 20-letno povprečno dospelostjo. Po mnenju Feldsteina in Liebmana (2001) morata biti za dvig sedanje vrednosti potrošnje v sistemu polnega kapitalskega kritja izpolnjena dva pogoja. Prvič, realna stopnja donosa na kapital mora presegati implicitno stopnjo donosa pokojninskega sistema s sprotnim prispevnim kritjem. In drugič, kapitalna opremljenost gospodarstva mora biti pod ravno, ki maksimizira raven družbene blaginje (Feldstein & Liebman, 2001, str. 66-67). Po nekaterih ocenah (Feldstein & Samwick, 1996) naj bi privatizacija pokojninskega sistema v ZDA povečala BDP prihodnjih generacij za 5 odstotkov vsako leto.

¹¹ Glej *Funded Pensions in Western Europe* (2008, str. 95)

Tabela 2: Realne stopnje donosa za različna imetja v ZDA (1926-2000)

	Povprečna realna stopnja donosa (v %)	Realni donos ob 67 odstotnem intervalu zaupanja	
		Spodnja meja	Zgornja meja
Delnice velikih podjetij	7,7	-11,4	31,0
Delnice malih podjetij	9,0	-19,3	47,4
Dolgoročne poslovne obveznice	2,5	-6,7	12,8
Dolgoročne zakladniške obveznice	2,2	-7,6	13,0
Zakladniške obveznice z dospetjem 5 let	2,2	-4,5	9,3
Trimesečne zakladniške obveznice	0,7	-3,4	5,0

Vir: Congressional Budget Office, Social Security: A Primer, 2001.

Tabela 2 prikazuje realne stopnje donosa za različna imetja v ZDA med leti 1926 in 2000. Tabela poleg povprečnih letnih stopenj realnega donosa prikazuje še realni donos na navedena imetja ob upoštevanem 67 odstotnem intervalu zaupanja. Kot je razvidno iz tabele je realna stopnja donosa na ameriškem kapitalskem trgu najvišja za delnice malih in velikih podjetij medtem, ko je nižja za dolgoročne zakladniške obveznice, zakladniške obveznice z dospetjem 5 let ter najnižja za trimesečne zakladniške obveznice. Hkrati so realne stopnje donosa najbolj nestanovitne za delnice malih in velikih podjetij, saj je med leti 1926 in 2000 variacijski razmik med zgornjo in spodnjo mejo 67 odstotnega intervala zaupanja znašal 42,4 odstotnih točk za delnice velikih podjetij ter 66,7 odstotnih točk za delnice malih podjetij. Variacijski razmik realne stopnje donosa zakladniških obveznic ob 67 odstotnem intervalu zaupanja je znašal občutno manj. Širina razmika intervala zaupanja je bila največja pri dolgoročnih zakladniških obveznicah ter najmanjša pri trimesečnih zakladniških obveznicah. Manjša nestanovitnost realne stopnje donosa pri zakladniških obveznicah s trimesečnim dospetjem seveda implicira nižjo povprečno stopnjo realnega donosa v primerjavi z zakladniškimi obveznicami z daljšo dobo dospetja, saj zaradi negotovosti glede bodočih obrestnih mer vsebujejo višjo premijo za tveganje, a obenem večjo stopnjo variabilnosti realnega donosa.

2. Makroekonomski in demografski dejavniki dolgoročne nevzdržnosti PAYGO pokojninskega sistema

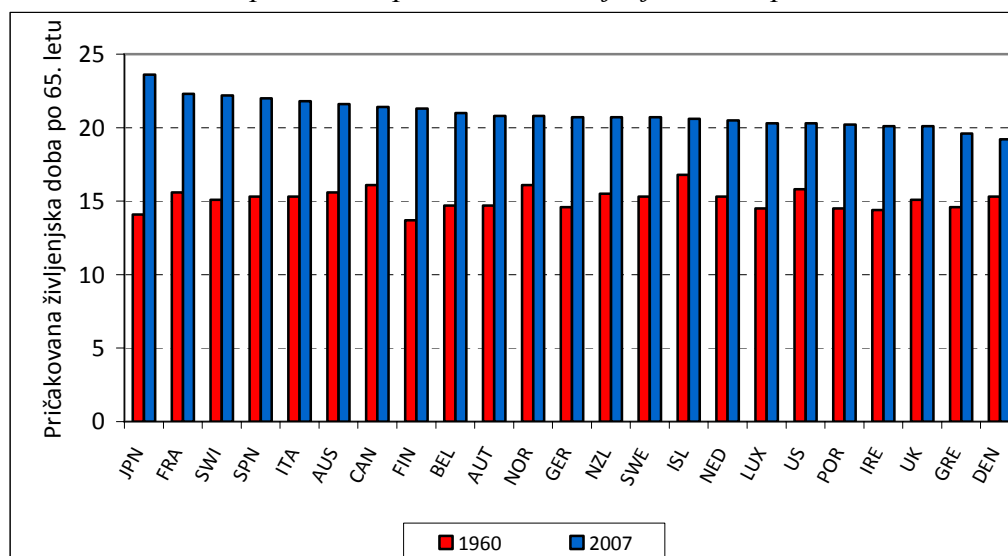
2.1 Rast in staranje prebivalstva

Dolgoročne projekcije prebivalstva v razvitih države kažejo na postopno povečanje deleža prebivalstva starejšega od 65 let. Med razvitimi državami bo po napovedih Populacijske divizije Združenih narodov leta 2050 na Japonskem kar 37,4 odstotka prebivalstva starejšega od 65 let medtem ko naj bi bil ta delež sorazmerno visok tudi v ostalih razvitih državah. Po ocenah Združenih narodov (World Population Prospects, 2008) bo med evropskimi državami predviden delež prebivalstva starejšega od 65 let v letu 2050 znašal 33,3 odstotka v Italiji, 32,1 odstotek na Portugalskem in v Španiji ter 31,3 odstotka v Grčiji medtem ko je predviden odstotni delež najnižji v Luksemburgu (21,0), ZDA (21,6), Veliki Britaniji (22,9) in Avstraliji (23,8). Staranje prebivalstva je pomemben dejavnik dolgoročne vzdržnosti pokojninskih sistemov. Študija splošno-ravnovesnih učinkov staranja prebivalstva na primeru Nizozemske avtorjev Bovenberg in Knapp (2005, str. 15) ugotavlja, da »staranje prebivalstva vodi do rigidnega trga dela, večjega pritiska na dvig plač in višje državne porabe. Posledično prihaja do pritiskov na trgu kapitala na dvig realne stopnje donosa, ki jo pričakujejo pokojninski skladi.« Nadalje avtorja opozarjata, da »čeprav se bodo morale evropske države v različnem obsegu spopasti s staranjem prebivalstva ... so države s sistemi sprotnega kritja še posebej nepripravljene na soočenje fiskalnih neravnovesij.« (str. 12)

2.1.1 Pričakovana življenjska doba po 65. letu

Slika 2 prikazuje sprememba pričakovane življenjske dobe po 65. letu za 23 razvitih držav OECD med leti 1960 in 2007. V 21 državah iz proučevanega vzorca je pričakovana življenjska doba po 65. letu v letu 2007 presegala 20 let. Največji obseg demografskega šoka na predvideno fiskalno obremenitev ponudbe dela soočajo države, ki so po drugi svetovni vojni izkusile največje povečanje pričakovane življenjske dobe po 65. letu (Japonska, Finska, Španija, Italija) medtem »ko je predviden učinek demografskega prehoda na javne pokojninske blagajne sorazmerno nižji v državah, ki so ob koncu druge svetovne vojne obdržale relativno višjo pričakovano življenjsko dobo po 65. letu, ki v večini držav OECD velja za uradno starost ob upokojitvi.« (Blöndal & Scarpetta, 1999, str. 60). Podaljšanje pričakovane življenjske dobe je privedlo predvsem do nenadnega povečanja javnih pokojninskih izdatkov ter implementacije politik zgodnjega upokojevanja. Cottarelli (2010) na podlagi testa občutljivosti in projekcije pokojninskih izdatkov v deležu BDP do leta 2060 za razvite države EU ugotavlja, da podaljšanje pričakovane življenjske dobe za eno leto poveča pokojninske izdatke za 0,3 odstotne točke BDP na leto.

Slika 2: Sprememba pričakovane življenjske dobe po 65 letu



Vir: OECD, *Pensions at Glance*, 2009

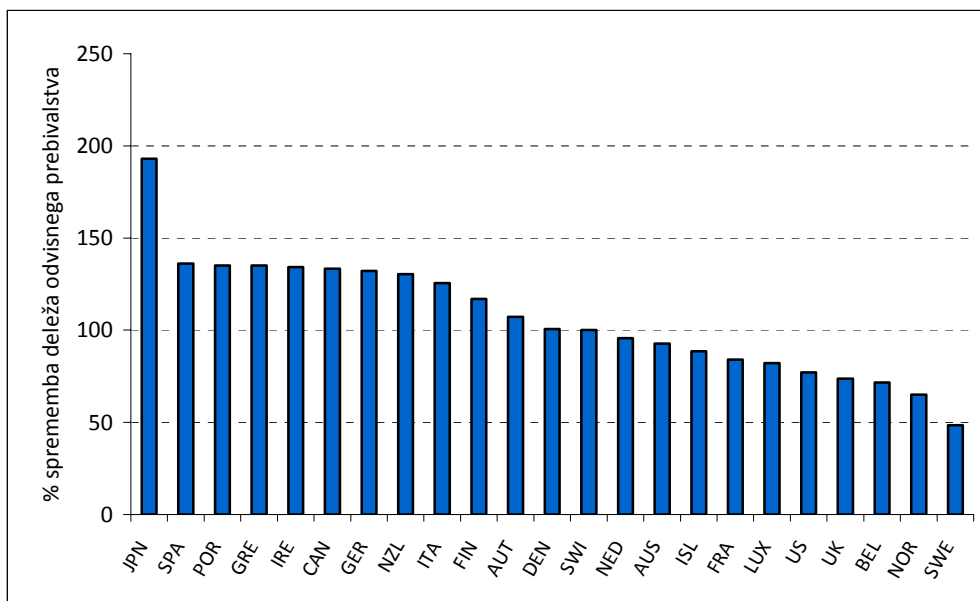
2.1.2 Rast indeksa starostne odvisnosti

Eurostat (2010) indeks starostne odvisnosti (angl. old-age dependency ratio) definira kot »razmerje med prebivalstvom starejšim od 65 let in delovno aktivnim prebivalstvom.«

V državah s pokojninskimi sistemi, ki temeljijo na sprotnem prispevnem kritju in obsežnih javnih pokojninskih izdatkih indeks predstavlja ustrezno merilo proračunske obremenitve javnih pokojninskih blagajn. Ob upoštevanju dolgoročnih projekcij staranja prebivalstva, bo indeks starostne odvisnosti v vseh razvitih državah predvidoma naraščal. Rast indeksa je obenem ustrezno merilo demografskega tveganja, ki je povezano z fiskalnimi izdatki za starost in pokojnine. Slika 3 prikazuje predvideno spremembo deleža odvisnega prebivalstva v državah OECD med leti 2000 in 2050. Največje spremembe deleža odvisnega prebivalstva so predvidene na Japonskem (193%), v Španiji (136%), na Portugalskem in v Grčiji (135%) medtem ko je najmanjša sprememba deleža odvisnega prebivalstva predvidena na Švedskem (48%), Norveškem (65%) in v Belgiji (71%). Ob proučevanju dinamike indeksa starostne odvisnosti je ključno razumevanje gibanja izdatkov za starost. Slika 4 prikazuje razmerje med odstotno spremembo deleža odvisnega prebivalstva ter odstotno spremembo javnih pokojninskih izdatkov v deležu BDP med leti 1990 in 2005 za vzorec 23 razvitih držav OECD. Če se je v tem obdobju delež odvisnega prebivalstva povečal za 1 odstotno točko, so se javni pokojninski izdatki povečali za 0,56 odstotne točke, ceteris paribus. Zgolj sprememba indeksa starostne odvisnosti pojasnjuje kar 54 odstotkov variance javnih pokojninskih izdatkov izraženih v deležu BDP. Vrednost korelacijskega koeficienta, ki znaša 0,739 nakazuje na močno povezanost med proučevanima pojavoma. Obenem je korelacijski koeficient statistično značilen na 99 odstotnem intervalu zaupanja.¹²

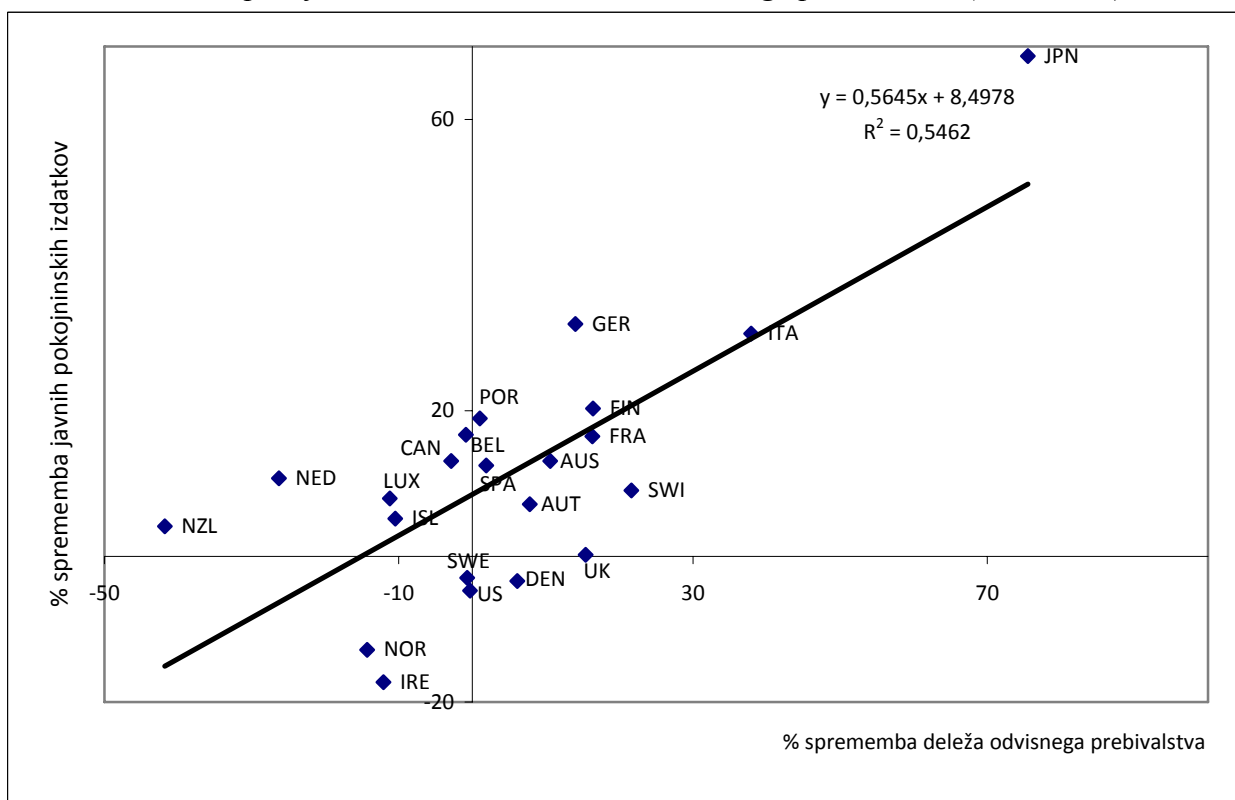
¹² Pripadajoča lastnost korelacijskega koeficienta je preverjena s t-preizkusom za testiranje statistične značilnosti korelacijskega koeficienta.

Slika 3: Predvidena sprememba indeksa starostne odvisnosti (2000-2050)



Vir: OECD, Pensions at Glance, 2009.

Slika 4: Rast pokojninskih izdatkov in deleža odvisnega prebivalstva (1990-2005)



Vir: OECD, Pensions at Glance, Retirement-Income Systems in OECD Countries (2009)

2.1.3 Stopnja rodnosti

Poleg daljše pričakovane življenjske dobe in rasti indeksa starostne odvisnosti je stopnja rodnosti (angl. fertility rate) izredno pomemben dejavnik v analizi dolgoročne vzdržnosti pokojninskih sistemov, saj določa stopnjo rasti prebivalstva. V pokojninskem sistemu sprotnega kritja je namreč rast prebivalstva ključna spremenljivka, ki z razmerjem med upokojeno in delovno aktivno populacijo določa prispevno stopnjo za javno pokojninsko blagajno. Obenem stopnja rodnosti določa dolgoročne vzorce vstopa prebivalstva na trg dela. Od 20. stoletja naprej je za razvite države značilen sorazmeren upad stopnje rodnosti. Kohler, Billari in Ortega (2006) razloge za upad stopnje rodnosti iščejo v demografsko-ekonomskih in institucionalnih vzrokih. Med demografsko-ekonomske vzroke avtorji prištevajo povečanje donosa od izobraževanja in negotovost v zgodnji odrasli dobi posameznikov, medtem ko med institucionalne vzroke za upad rodnosti v zadnjih 50 letih avtorji prištevajo rigidnost na trgu dela, ki je povezana z oblikami zaposlitve in posledično z odločitvami glede števila otrok. Tabela 3 prikazuje povprečne stopnje rodnosti v državah OECD izračunane na desetletnih intervalih za 18 razvitih držav OECD. Med leti 1960 in 2006 je stopnja rodnosti v večini držav upadla na raven manj kot 2 rojenih otrok na žensko. Najvišje stopnje rodnosti so zabeležile ZDA, Islandija in Irska medtem ko so bile najnižje stopnje rodnosti zabeležene v Italiji, Španiji in na Japonskem. Nižja stopnja rodnosti pomeni neposreden pritisk na staranje prebivalstva in s tem tudi pritisk na dvig proračunskih izdatkov za starost. Za razvite države z sorazmerno visoko stopnjo rodnosti je značilen nižji pritisk na dvig fiskalnih izdatkov za starost in s tem tudi manjši pritisk na dolgoročno vzdržnost javnih pokojninskih izdatkov v deležu BDP.

Tabela 3: Povprečne stopnje rodnosti v državah OECD (1970-2006)

	1960-1970	1970-1980	1980-1990	1990-2000	2000-2006
Avstralija	3,11	2,25	1,88	1,81	1,76
Belgija	2,51	1,84	1,57	1,61	1,69
Kanada	3,13	1,84	1,63	1,60	1,52
Danska	2,41	2,06	1,49	1,75	1,76
Francija	2,74	2,06	1,83	1,74	1,89
Islandija	3,58	2,64	2,16	2,11	1,99
Irska	3,90	2,10	2,50	1,93	1,95
Italija	2,53	2,10	1,45	1,25	1,29
Japonska	2,03	1,78	1,71	1,43	1,30
Nemčija	2,40	2,64	1,44	1,32	1,35
Nizozemska	2,97	1,78	1,54	1,60	1,72
Norveška	2,84	2,69	1,75	1,87	1,80
Španija	2,91	2,69	1,64	1,22	1,30
Švedska	2,23	1,68	1,80	1,75	1,69
Švica	2,46	1,68	1,54	1,51	1,40
Velika Britanija	2,75	1,87	1,80	1,73	1,71
ZDA	2,99	1,87	1,88	2,01	2,04

Vir: OECD, Pensions at Glance, 2009.

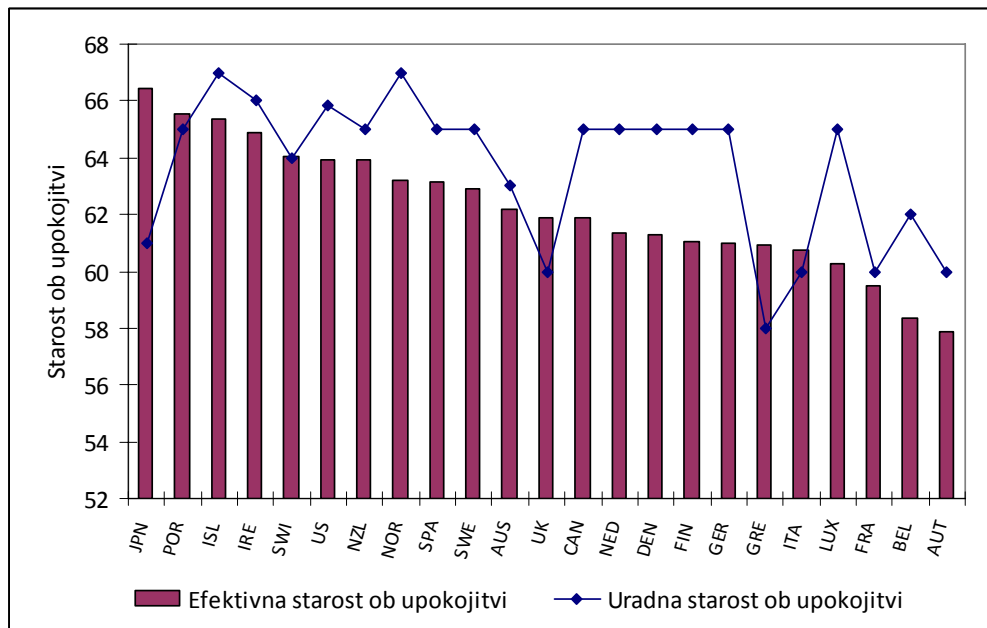
2.2 Mehanizmi zgodnjega upokojevanja

Zajeten obseg neto finančnih obveznosti do sedanjih in bodočih upokojenih generacij ni zgolj posledica spremenjenih demografskih parametrov kot so stopnja rasti prebivalstva, rast indeksa starostne odvisnosti ter stopnja rodnosti temveč v veliki meri posledica ugodnih ekonomskih politik, ki so temeljile na zagotavljanju ugodnih pogojev za zgodnjo upokojitev. Posledično je v današnjih razvitih državah prišlo do precejšnjih razlik med statutarno in efektivno starostjo ob upokojitvi. Obširen pregled dejavnikov, ki vplivajo na odločitev za vstop v pokoj, sta za države OECD podala Blöndal in Scarpetta (2002). Avtorja ugotavljata, da se je med leti 1960 in 1995 starost ob efektivnem izstopu iz trga dela znatno zmanjšala v večini držav OECD. Najbolj znatno znižanje starosti ob izstopu iz trga dela za ženske so občutile Irska (10,7 let), Španija (9,1 leto) in Norveška (8,8 let) medtem ko se je starost ob izstopu s trga dela najmanj zmanjšala na Japonskem (0,9 let), Švedskem (1,3 leta) in v Veliki Britaniji (3 leta). Starost ob izstopu s trga dela za moške se je med leti 1960 in 1995 najbolj znižala na Nizozemskem (7,3 let) in v Španiji (6,5 let) medtem ko se je na Islandiji celo povečala (0,7 let) (Blöndal & Scarpetta, 2002, str. 53). Nižja starost ob izstopu s trga ob daljši pričakovani življenjski dobi po 65. letu je v precejšnji meri posledica visokih implicitnih davčnih stopenj na ponudbo dela, ki ob večjem obsegu pravic iz naslova javnega pokojninskega zavarovanja zagotavljajo trdne spodbude zgodnjo upokojitev.

2.2.1 Efektivna starost ob upokojitvi

Za večino držav OECD je od leta 1970 naprej značilno znižanje efektivne starosti ob upokojitvi tako za moške kot za ženske. Zniževanje efektivne starosti ob upokojitvi odraža uvedbo ekonomskih politik, ki so na podlagi ugodnih pogojev in zajetnega obsega pokojninskih pravic omogočile zgodnje upokojevanje. Neizogibna posledica nižje starosti ob upokojitvi v državah OECD je bil upad stopnje zaposlenosti v starostni skupini 55-64 let. Slika 5 prikazuje efektivne in uradne starosti ob upokojitvi za ženske v državah OECD izračunane kot povprečne starosti med letoma 2002 in 2007. Duval (2003) na podlagi panelne analize treh starostnih skupin za 22 držav OECD med leti 1969 in 1999 ocenjuje, da je nižja efektivna starost ob upokojitvi za starostno skupino 55 do 59 let skoraj v celoti posledica obsežnih socialnih transferjev, ki »so bili *de facto* uporabljeni kot shema za zgodnje upokojevanje.« (Duval, 2003, str. 10). Med države z najvišjo efektivno starostjo ob upokojitvi za ženske spadajo Japonska, Portugalska in Islandija. Med razvitimi državami OECD imata najvišjo uradno starost ob upokojitvi za ženske Norveška in Islandija (67 let). Starost ob upokojitvi za ženske, ki je nižja od 60 let je prisotna v treh državah in sicer v Franciji, Belgiji in Avstriji. V proučevanem vzorcu 23 držav variacijski razmik efektivne starosti ob upokojitvi znaša 8,6 let medtem ko efektivna starost presega uradno starost ob upokojitvi v Veliki Britaniji, Švici, Grčiji in na Japonskem. V kar 16 držav v proučevanem vzorcu je uradna starost višja od efektivne starosti ob upokojitvi kar potrjuje dejanski učinek obstoja shem zgodnjega upokojevanja v 70 odstotkih proučevanih držav.

Slika 5: Povprečna efektivna in uradna starost ob upokojitvi za ženske (2002-2007)



Vir: OECD, *Pensions at Glance*, 2009.

2.2.2 Davčni sistem

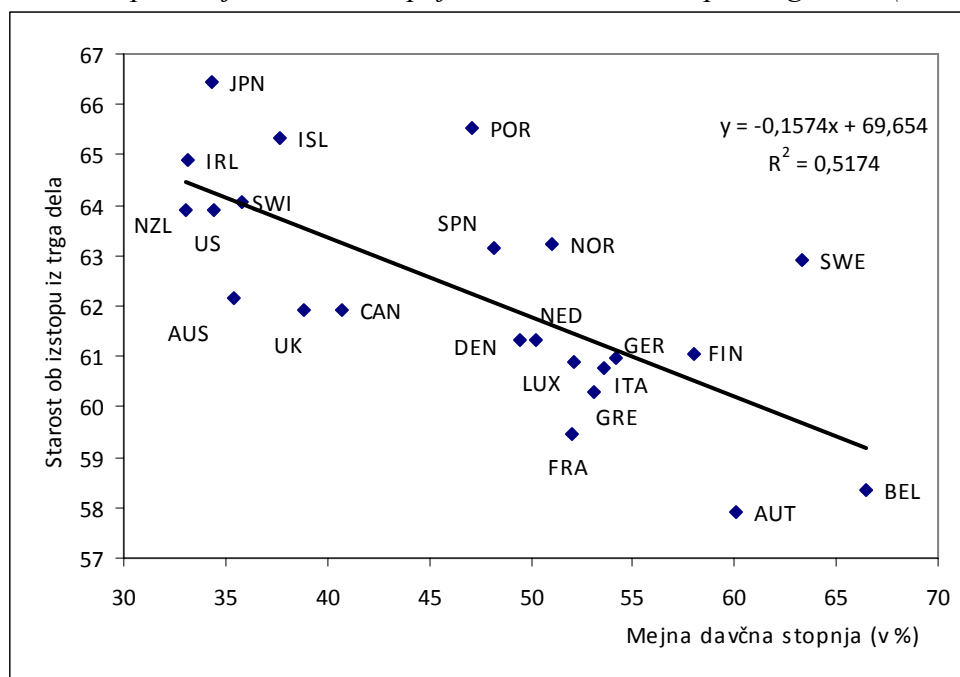
Sorazmerno širok dostop starejših skupin prebivalstva do socialnih transferov je omogočil sorazmerno zgodnji izstop s trga dela. Strošek obstoja tovrstnih socialnih transferov je visoko davčno breme izraženo bodisi kot mejna davčna stopnja ali kot implicitna davčna stopnja na zaslužke dela. Ekonomska literatura predlaga številne empirične dokaze o vlogi davčnega sistema kot mehanizma spodbud v odločitvah za zgodnje upokojevanje. Boskin (1975) je na podlagi *Panel Study of Income Dynamics* za ZDA ocenil, da bi zmanjšanje implicitne davčne stopnje na dohodek iz dela zmanjšalo letno verjetnost upokojitve za 60 odstotkov.¹³ Duval (2003) na podlagi panelne ekonometrične analize za 22 držav OECD med leti 1969 in 1999 ugotavlja, da se učinek 10 odstotnega povečanja implicitne davčne stopnje na zaposlenost starejših skupin prebivalstva giblje med -1,1 in -1,7 odstotne točke.¹⁴ V zvezi s posrednim vplivom davčnega sistema na raven javnih pokojninskih izdatkov Cottarelli (2010) na podlagi dolgoročne simulacije javnih pokojninskih izdatkov v deležu BDP za osem razvitih držav ugotavlja, da bi povečanje realne stopnje rasti produktivnosti za 1 odstotno točko do leta 2060 delež javnih pokojninskih izdatkov v BDP v povprečju zmanjšalo za 1,6 odstotne točke. Slika 6 prikazuje vpliv mejne davčne stopnje na starost ob izstopu s trga dela v izbranih državah leta 2007. Kot je razvidno iz grafa višja mejna davčna stopnja znižuje starost ob izstopu s trga. Na podlagi proučevanega vzorca 23 držav OECD bi se povišanje mejne davčne stopnje za 1 odstotno točko realiziralo v znižanju starosti ob izstopu s trga dela za 15,74 odstotkov leta oz. za 1,88 meseca, ceteris paribus. Ob tem je 51,74 odstotka variabilnosti starosti ob izstopu s trga dela v proučevanih državah OECD pojasnjene z variiranjem mejne davčne stopnje. Empirične študije vpliva davčnega bremena na zgodnje upokojevanje potrjujejo, da

¹³ Glej Boskin (1977, str. 1-25)

¹⁴ Glej Duval (2003, str. 30)

bi znižanje implicitne davčne obremenitve dela spodbudilo ponudbo dela in povečalo strošek zgodnje upokojitve na ravni gospodinjstev.¹⁵

Slika 6: Vpliv mejne davčne stopnje na starost ob izstopu s trga dela (2007)



Vir: OECD, *Pensions at Glance*, 2009; *Going for Growth*, 2008.

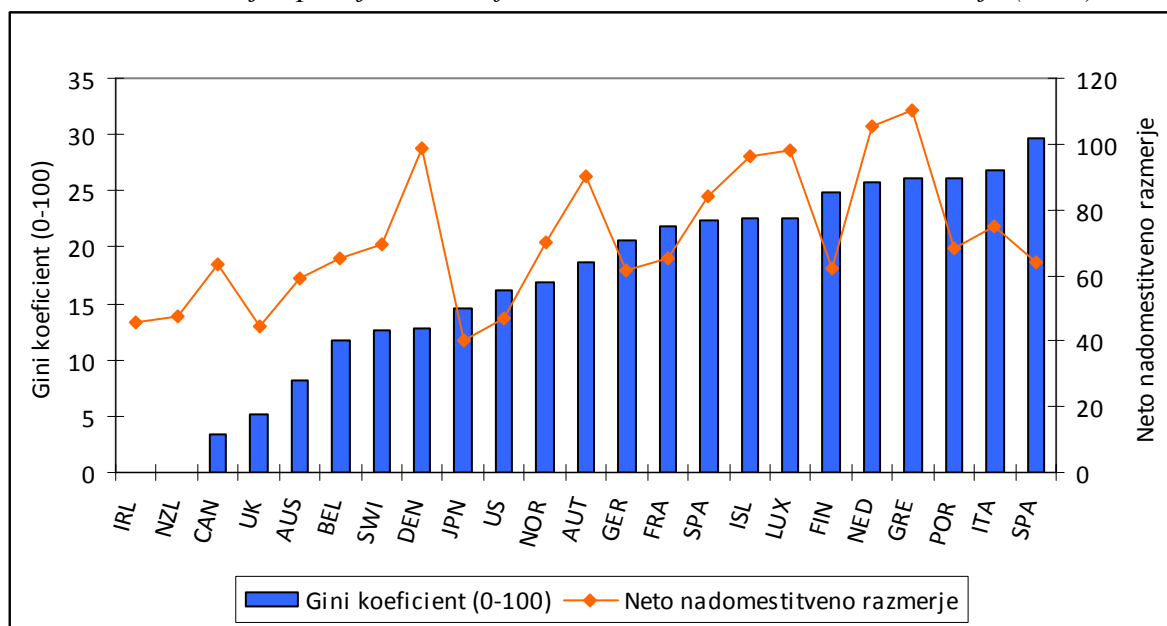
2.3 Nadomestitveno razmerje

Nadomestitveno razmerje predstavlja tretji najpomembnejši dejavnik v mehanizmu odločitev za upokojitvev. OECD (2005) definira nadomestitveno razmerje kot »razmerje med povprečno pokojnino ter povprečnim dohodkom posameznika oz. populacije v danem časovnem obdobju.« Nizko nadomestitveno razmerje predstavlja nizek delež pokojnin glede na dohodek v času delovne dobe medtem ko obratno velja za visoko nadomestitveno razmerje. Glavna težava pri opredelitvi in merjenju nadomestitvenega razmerja izhaja iz heterogenosti dohodkovnih porazdelitev ter iz dejstva, da vsaka država uporablja svojo metodologijo pri določanju bruto in neto nadomestitvenih razmerij. Drugo težavo predstavlja določitev časovnega razpona pri meritvi nadomestitvenega razmerja ob upoštevanju, da na raven razmerja vplivajo prejšnje ravni plač, sestava gospodinjstva ter delež imetij v finančnem portfelju gospodinjstev. Nadomestitveno razmerje je pomemben dejavnik zgodnjega upokojevanja, saj predstavlja razmerje med pokojninskih dohodkom in dohodkom v času delovne dobe. V razmerah staranja prebivalstva, ko se delež starejše populacije povečuje, relativni delež delovno-aktivne populacije pa zmanjšuje, sistem sprotnega prispevnega kritja zaradi naraščajočega implicitnega dolga zmanjšuje potrošnjo, ponudbo dela in agregatno varčevanje, saj dolgoročna raven pokojninskih ugodnosti pada glede na raven vplačil.

¹⁵ Za pregled izvedbe simulacije ukrepov pokojninske reforme kot so znižanje implicitnih davčnih stopenj na plače na ponudbo dela in porazdelitev pokojninskih dohodkov na primeru Norveške glej Stensnes in Stølen (2007).

Posledično je pritisk na zgodnje upokojevanje večji, saj se pričakovana zaloga pokojninskih pravic izraža skozi visoko nadomestitveno razmerje, ki v opisanih razmerah neposredno dviguje medgeneracijsko zadolženost. Slika 7 prikazuje gibanje nadomestitvenega razmerja in Gini koeficienta neenakosti v razdelitvi pokojninskih dohodkov v državah OECD v letu 2008. Precejšen variacijski razmik v gibanju nadomestitvenega razmerja odraža različnost metodoloških okvirov merjenja razmerja v državah OECD. Med države z največjim neto nadomestitvenim razmerjem so v letu 2008 spadale Danska, Avstrija, Luksemburg, Grčija in Nizozemska medtem ko so bila najnižja razmerja zabeležena na Japonskem, Irskem, Novi Zelandiji in v Veliki Britaniji. Gini koeficient neenakosti v porazdelitvi pokojninskih dohodkov, ki je definiran na intervalu med 0 in 100 nakazuje, da imajo države, ki veljajo za demografsko najbolj ogrožene (Italija, Španija, Portugalska, Grčija) sorazmerno visoko neenakost v porazdelitvi pokojnin medtem ko imajo države z nižjim deležem prebivalstva starejšega od 65 let ter pokojninskimi sistemi, ki temeljijo na delnem kapitalskem kritju bolj enakomerno porazdelitev pokojninskih dohodkov.

Slika 7: Ginijev pokojninski koeficient in neto nadomestitveno razmerje (2008)



Vir: OECD, *Pensions at Glance, Retirement-Income Systems in OECD Countries*, 2009.

3. Makroekonomski stroški nekritih pokojninskih obveznosti v državah OECD

Obstoj pokojninskih sistemov, ki temeljijo na sprotne prispevnem kritju ter staranje prebivalstva in daljša pričakovana življenjska doba spadajo med ključne dejavnike dolgoročne nevzdržnosti javnih pokojninskih sistemov v državah OECD. Osrednji makroekonomski problem javnih pokojninskih sistemov so nepokrite pokojninske obveznosti, ki izvirajo iz dolgoročne nezmožnosti proračunskega financiranja rastoče zaloge pokojninskih pravic. V pojasnjevanju celotnih stroškov nekritih pokojninskih obveznosti in implicitnega dolga je ravno pojav zgodnjega upokojevanja ob danih demografskih parametrih ključen za razumevanje njihove dinamike.

3.1 Pregled literature

Merjenje narodnogospodarskih stroškov nepokritih pokojninskih obveznosti (angl. net pension liabilities) javnih pokojninskih sistemov je predmet, ki spada v področje medgeneracijskega računovodstva, ki meri velikost neto davčnega bremena in implicitnega dolga za bodoče in prihodnje generacije pod fiskalno politiko sedanjih vlad. Ekonomska literatura predlaga, da je merjenje medgeneracijskih proračunskih obveznosti bolj ustrezno merilo, ki odraža neto višino davčnega bremena v življenjskem ciklu posameznikov in je osnovan na konceptu »medčasovne proračunske omejitve, ki zahteva, da sedanje ali bodoče generacije plačajo državno porabo,« ki je definirana kot »sedanja vrednost predvidenih državnih nakupov dobrin in storitev plus državno neto premoženje. Če se od te vrednosti odšteje sedanja vrednost predvidenih bodočih davčnih bremen v življenjskem ciklu posameznikov, se dobi neto davčno breme prihodnjih generacij, ki je posledica sedanje fiskalne politike.« (Auerbach, Kotlikoff & Leibfritz, 1999, str. 2). Gokhale (2009) je ocenil potreben obseg državne porabe in davčnega bremena za izravnavo medgeneracijskih obveznosti na podlagi izračuna neto sedanje vrednosti državne porabe in neto davčnega bremena za doseganje medgeneracijskega ravnovesja. Avtor ugotavlja, da bi za preprečitev povečanja davčnega bremena prihodnjim generacijam ameriški kongres moral znižati diskrecijske zvezne državne izdatke za 67 odstotkov. Obenem avtor ocenjuje, da bi v primeru nespremenjene državne porabe, ameriški kongres za odpravo prejšnjih generacijskih neravnovesij, ki izhajajo iz javno zajamčenih pokojninskih obveznosti povečati povprečno stopnjo davka na osebni dohodek za 39 odstotkov. (Gokhale, 2009, str. 4-5). van den Noord in Herd (1993) sta preučevala obseg nepokritih pokojninskih obveznosti za sedem razvitih držav OECD med leti 1980 in 1990 in ugotovila, da so v tem obdobju v vseh proučevanih državah neto pokojninskih obveznosti, izražene kot sedanja vrednost zaloge pokojninskih pravic, presegale velikosti BDP. Avtorja ocenjujeta, da so v proučevanem obdobju neto pokojninske obveznosti v Franciji in Italiji znašale 2,5 kratnik nacionalnega BDP-ja ter »da so ocenjene pokojninske obveznosti v povprečju dvakrat večje od javnih dolgov.« (van den Noord in Herd 1993, str. 15).

3.2 Makroekonomski strošek zgodnjega upokojevanja

Poglavitna značilnost 20. stoletja je bil strm upad deleža starejšega prebivalstva v celoti zaposlenosti. Upad delovne participacije oseb starejših od 65 let se je zgodil v vseh razvitih državah. Delež starejših oseb v zaposlenosti med leti 1900 in 1990 je upadel s 65 odstotkov na 18 odstotkov v ZDA, z 61 odstotkov na 8 odstotkov v Veliki Britaniji, s 54 odstotkov na 4 odstotke v Franciji ter z 58 odstotkov na 5 odstotkov v Nemčiji. Gruber in Wise (1999) poročata, da je zgodnje upokojevanje prevladujoč vzorec upokojitvenega vedenja v državah OECD. Denimo v Belgiji se je v devetdesetih letih 20. stoletja v starosti 59 let upokojilo 58 odstotkov moških, v Franciji in Italiji 53 odstotkov, na Nizozemskem 47 odstotkov ter 26 odstotkov v ZDA. Pričetek naglega upadanja deleža starejših oseb v zaposlenosti v razvitih državah OECD se je začel po letu 1960. Še v zgodnjih šestdesetih letih je bil delež zaposlenih v starosti 60-64 let v večini razvitih držav OECD v višini 70 odstotkov. V ZDA in Japonskem je ta delež znašal 82 odstotkov oz. 83 odstotkov. V sredini devetdesetih let je ta delež upadel na raven 40 odstotkov v Španiji, 35 odstotkov v Nemčiji in manj kot 20 odstotkov v Belgiji, Franciji, Italiji in na Nizozemskem medtem ko je v ZDA in na Japonskem delež upadel na 53 odstotkov in 75 odstotkov. Večina empiričnih študij predlaga, da sta v državah OECD ob boljšem zdravstvenem stanju zaposlenih in daljši pričakovani življenjski dobi, širitev pokojninskih pravic in sprostitev upokojitvenih pogojev privedli do hitrejši rasti zgodnjega upokojevanja. Kot pomemben dejavnik zgodnjega upokojevanja v razvitih državah Henkens in van Dalen (2002, str. 8) omenjata vzpodbude za brezposelnost in neodločnost evropskih držav pri ukinitvi shem za brezposelnost, ki veljajo za pomemben mehanizem neprostovoljnega zgodnjega upokojevanja. Študija *The US Health and Retirement Survey* je pokazala, da neprostovoljno upokojevanje kot posledica zdravstvenih težav ali stečajev podjetij predstavlja med 30 in 40 odstotkov zgodnjih upokojitev. Herbertsson in Orszag (2001) sta za 13 držav OECD v obdobju med leti 1979 in 1998 z vpeljavo ravnovesnih učinkov ocenila dejanski strošek zgodnjega upokojevanja v posameznem narodnem gospodarstvu. Avtorja ocenjujeta, da so makroekonomski stroški nizke stopnje zaposlenosti starejših oseb zajetni navkljub dejstvu, da strošek manjše zaposlenosti starejših oseb deloma absorbiran s cikličnimi in strukturnimi nihanjem. Tabela 4 prikazuje ocenjene makroekonomske stroške zgodnjega upokojevanja izražene kot odstotek potencialnega BDP. V letu 1998 se je v proučevanem vzorcu 13 držav OECD strošek zgodnjega upokojevanja gibal med 3,9 odstotkov in 10,9 odstotkov potencialnega BDP. V povprečju je leta 1998 strošek zgodnjega upokojevanja v državah OECD znašal 6,3 odstotka potencialnega BDP, kar je za 0,4 odstotne točke manj kot v letu 1990 ter 0,5 odstotne točke več kot v letu 1980. Med države, kjer zgodnje upokojevanje predstavlja najvišji strošek potencialnega BDP spadajo Nemčija, Francija, Nizozemska in Finska. V Nemčiji je leta 1998 strošek zgodnjih upokojitev znašal 10,9 odstotkov BDP. Med države, kjer strošek zgodnjega upokojevanja v letu 1998 ni presegel 5 odstotkov potencialnega BDP spadajo Norveška, ZDA in Švedska. V teh državah in Avstraliji je med leti 1980 in 1998 strošek zgodnjega upokojevanja v deležu potencialnega BDP upadel medtem ko je v državah kontinentalne Evrope naraščal. Rast makroekonomskih stroškov zgodnjega upokojevanja je bila v proučevanem vzorcu držav največja v Franciji, kjer se je med leti 1980 in 1998 povečala za 4,3 odstotne točke BDP ter Španiji, kjer se je v

proučevanem obdobju povečal za 4,4 odstotne točke BDP. Izračun za leto 1998 med države z najnižjimi narodnogospodarskimi stroški zgodnjega upokojevanja uvršča Islandijo (0,5 odstotka BDP) in Švico (2,9 odstotka BDP) (Herbertsson & Orszag, 2001, str. 11).

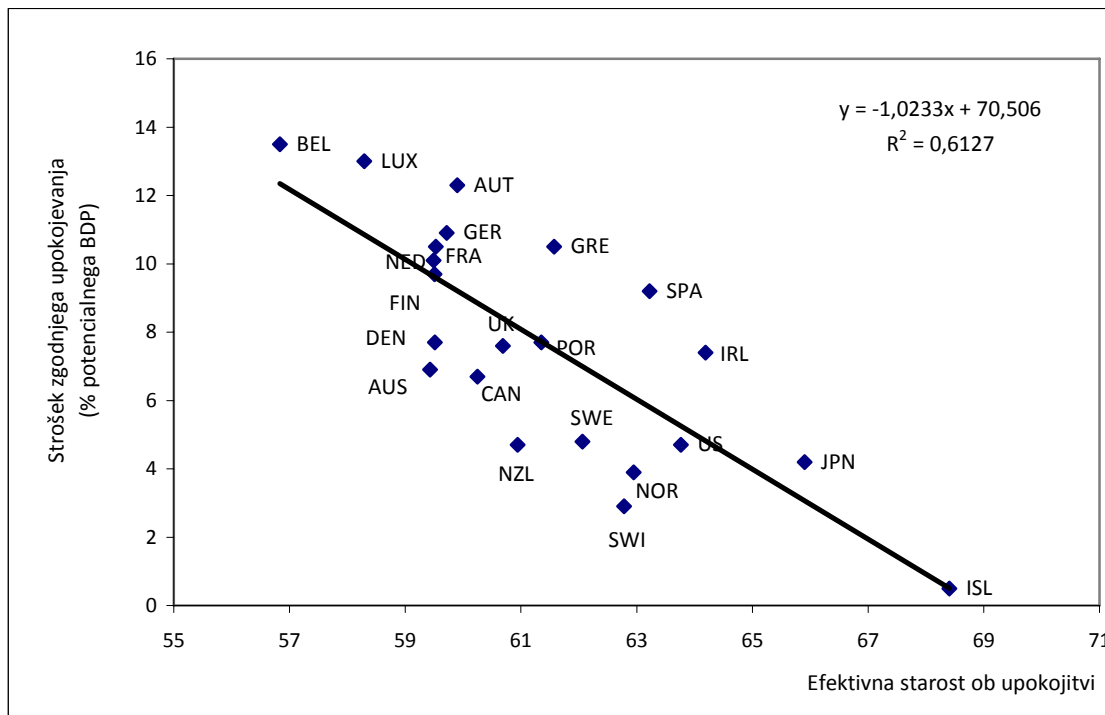
Tabela 4: Makroekonomski strošek zgodnjega upokojevanja v % BDP

	1980	1990	1998
Nemčija	7,7	9,5	10,9
Francija	6,2	11,2	10,5
Nizozemska	8,1	10,5	10,1
Finska	8,2	9,6	9,7
Španija	4,8	9,7	9,2
Avstralija	7,5	7,5	6,9
Kanada	5,5	6,7	6,7
Švedska	5,9	4,7	4,8
ZDA	5,8	5,4	4,7
Norveška	5,0	4,9	3,9
Povprečje OECD	5,8	6,7	6,3

Vir: T.T. Herbertsson & J.M. Orszag, The Cost of Early Retirement in the OECD, 2001.

Slika 8 prikazuje strošek zgodnjega upokojevanja v državah OECD v letu 1998 v odvisnosti od efektivne starosti ob upokojitvi. V proučevanem vzorcu efektivna starost ob upokojitvi pojasnjuje 61,27 odstotkov variance stroškov zgodnjega upokojevanja v vzorcu 22 razvitih držav OECD. Regresijska konstanta, ki določa višino stroškov zgodnjega upokojevanja v primeru ničelne vrednosti pojasnjevalne spremenljivke, znaša 70,56 odstotkov potencialnega BDP. V primeru, da se efektivna starost ob upokojitvi poveča za 1 leto, bo v naključno izbrani državi pričakovani strošek zgodnjega upokojevanja, izražen v odstotnem deležu potencialnega BDP, v povprečju upadel za 1,02 odstotnih točk, ceteris paribus. Smerni regresijski koeficient je statistično značilen pri manj kot 0,1 odstotni stopnji tveganja kar pomeni da je vpliv efektivne starosti ob upokojitvi na ekonomski strošek zgodnjega upokojevanja zelo močan. Na močno linearno odvisnost med efektivno starostjo ob upokojitvi in stroškov zgodnjega upokojevanje nakazuje tudi korelacijski koeficient (-0,783), ki je statistično značilen pri 0,001 odstotni stopnji statistične značilnosti. Kot je razvidno iz grafikona, je strošek zgodnjega upokojevanja nižji od 5 odstotkov potencialnega BDP v 7 državah, medtem ko presega 9 odstotkov potencialnega BDP v 9 državah. Ocenjena regresijska funkcija kaže, da bi bil strošek zgodnjega upokojevanja v državi, ki ima efektivno starost 65 let v povprečju za 4,09 odstotne točke potencialnega BDP manjši kot v državi, ki ima efektivno starost ob upokojitvi na ravni 61 let.

Slika 8: Efektivna starost ob upokojitvi in strošek zgodnjega upokojevanja(1998)



Vir: T.T. Herbertsson & J.M. Orszag, 2001, *The Cost of Early Retirement in the OECD, 2001*. OECD, *Pensions at Glance, 2009*.

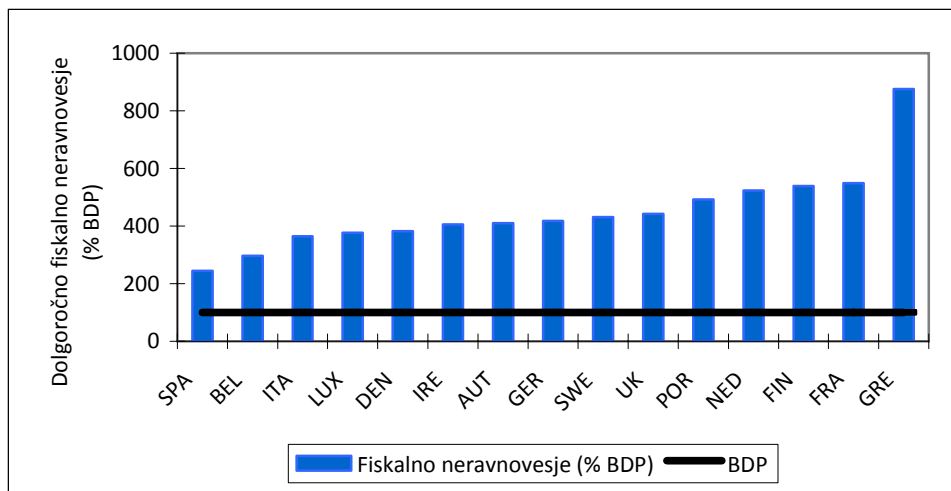
3.3. Dolgoročno fiskalno neravnovesje

Empirično oceno dolgoročnega fiskalnega neravnovesja narodnih gospodarstev kot posledico nepokritih pokojninskih obveznosti do sedanjih in bodočih generacij je podal Gokhale (2009). Avtor ugotavlja, da »razen v primeru reforme pokojninskih in zdravstvenih sistemov bodo morale države za pokritje teh obveznosti povečati davčno obremenitev. Povprečna evropska država bi morala z letom 2020 povečati davčno stopnjo na raven 55 odstotkov narodnega dohodka za pokritje pokojninskih obveznosti in na raven 57 odstotkov leta 2035.« (str. 2). Obenem avtor ugotavlja, da bi morala povprečna evropska država ob predvideni rasti pokojninskih obveznosti državno porabo povečati na 60 odstotkov za pokritje pokojninskih obveznosti. Fiskalno neravnovesje je definirano kot »neto davčno breme bodočih generacij v življenjskem ciklu kot posledica obstoječih davčnih obremenitev.« (Gokhale & Smetters, 2006, str. 20). Kot merilo medgeneracijske zadolženosti Gokhale (2008, str. 3) fiskalno neravnovesje opredeli kot razmerje med neto sedanjo vrednostjo državnih nakupov dobrin in storitev ter bodočo velikostjo prebivalstva ob upoštevanju diskontne stopnje in predvidene stopnje rasti produktivnosti:

$$GA_t = \frac{(PVG_t - PVL_t - NW_t)(1 + r_{t+1})}{\sum_{s=t+1}^{\infty} N_s \left[\frac{(1+g)}{(1+r)} \right]^{s-(t+1)}} \quad (6)$$

kjer GA_t predstavlja obseg ustvarjenega medgeneracijskega dolga, PVG_t sedanjo vrednost državnih nakupov dobrin in storitev, PVL_t sedanjo vrednost davčnih vplačil živečih generacij, NW_t trenutni obseg neto finančnega premoženja, N_s velikost prebivalstva v prihodnjem obdobju, r_{t+1} diskontno stopnjo v prihodnjem obdobju, r_t diskontno stopnjo v sedanjem obdobju ter g stopnjo rasti produktivnosti v posameznem časovnem obdobju. Slika 9 prikazuje ocenjen obseg medgeneracijskega dolga kot dolgoročnega fiskalnega neravnovesja za 16 evropskih držav OECD. Parameter izraža potreben obseg BDP za pokritje pokojninskih obveznosti do sedanjih in bodočih generacij. Najvišji obseg medgeneracijskega dolga soočajo Grčija (875 odstotkov BDP), Francija (549 odstotkov BDP) in Finska (539 odstotkov BDP) medtem ko je obseg ustvarjenega medgeneracijskega dolga najnižji v Španiji (244 odstotkov BDP) in Belgiji (296 odstotkov BDP). Obseg medgeneracijske zadolženosti je možno zmanjšati predvsem z višjo stopnjo rasti delovne produktivnosti in nižjo državno porabo. Dolgoročna ocenjena letna stopnja rasti produktivnosti dela na delovno uro za države EU znaša 0,24 odstotka¹⁶ na leto (Gokhale, 2009, str. 6 in 20) kar ob višjem pritisku na rast državnih izdatkov za starost nakazuje, da so možnosti zmanjšanja obsega medgeneracijske zadolženosti ob predvidenih demografskih parametrih in implicitnem pritisku na rast državne porabe sorazmerno majhne.

Slika 9: Medgeneracijsko fiskalno neravnovesje v deležu BDP (2004)



Vir: J. Gokhale, *Measuring the Unfunded Obligations of European Countries*, 2009, str. 8.

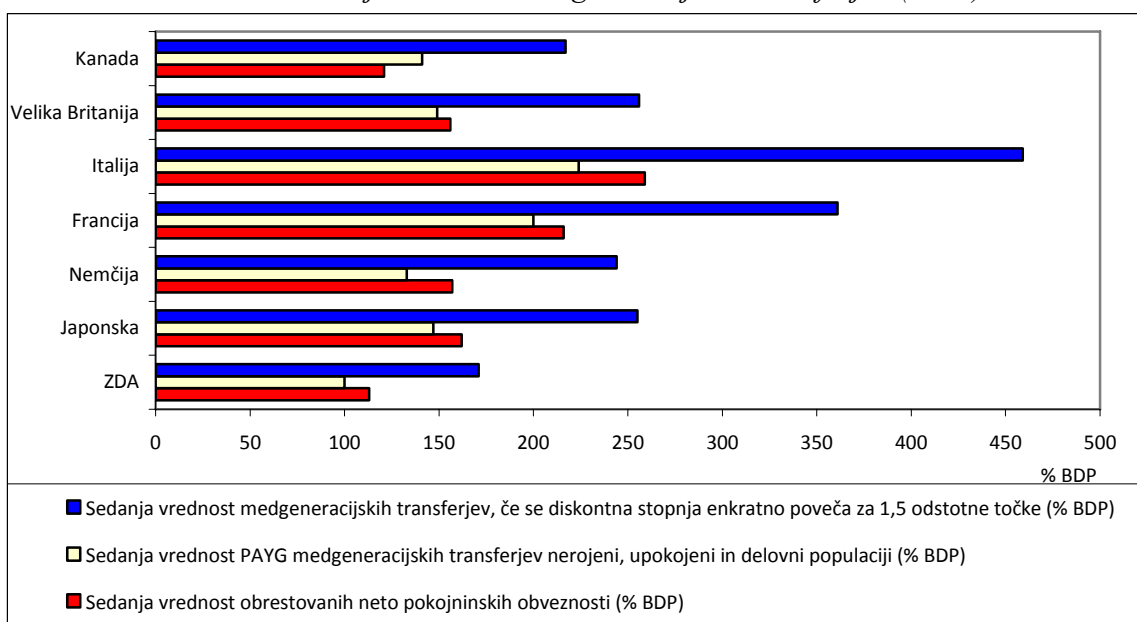
3.4. Medgeneracijsko prerazdeljevanje in pokojninske obveznosti

Metode ovrednotenja medgeneracijske zadolženosti, ki temeljijo na predpostavkah glede predvidene diskontne stopnje in stopnje rasti delovne produktivnosti, predstavljajo nov okvir merjenja dolgoročnih učinkov fiskalne politike, saj poleg dinamične komponente metode upoštevajo tudi medgeneracijske transfere med obstoječimi in prihodnjimi generacijskimi. Med prvimi poskusi ocene medgeneracijskih neravnovesij sta van den Noord in Herd (1993) ocenila obseg sedanje vrednosti neto pokojninskih obveznosti za sedem največjih držav OECD

¹⁶ Glej Gokhale (2009, str. 6 in 20)

v letu 1990. Slika 10 prikazuje, da se sedanja vrednost medgeneracijskih transferjev rojeni, upokojeni in delovni populaciji ter sedanja vrednost obrestovanih neto pokojninskih obveznosti giblje med 100 odstotkov in 250 odstotkov BDP. Obenem slika prikazuje obseg sedanje vrednosti medgeneracijskih transferjev, če se diskontna stopnja enkratno poveča za 1,5 odstotne točke. Pod takšnim scenarijem, sedanja vrednost medgeneracijskih transferjev presega 250 odstotkov na Japonskem in v Veliki Britaniji, 350 odstotkov v Franciji medtem ko bi v Italiji takšno povečanje diskontne stopnje privedlo do sedanje vrednosti medgeneracijskih transferjev, ki bi presegla 450 odstotni prag nacionalnega BDP.¹⁷ Mink (2007) je na podlagi predpostavljene 3 odstotne diskontne stopnje preučeval obseg neto pokojninskih obveznosti v evroobmočju in ocenil, da bi bil obseg obveznosti v primeru nespremenjenih parametrov leta 2050 najvišji na Portugalskem (325 odstotkov BDP), v Sloveniji (291 odstotkov BDP) in Italiji (267 odstotkov BDP).

Slika 10: Sedanja vrednost medgeneracijskih transferjev (1990)



Vir: van den Noord & Herd, Pension Liabilities in the Seven Major Economies, 1993.

¹⁷ Glej van den Noord, Herd (1993, str. 15).

4. Ekonometrična analiza pokojninskih sistemov v državah OECD

Cilj pričujočega poglavja je preučiti dolgoročno nevzdržnost pokojninskih sistemov v državah OECD na podlagi ekonometrične analize. Ekonometrična analiza kot empirično orodje omogoča kvantitativno ovrednotenje posrednih in neposrednih dejavnikov pokojninskih izdatkov, ki je ključno za kvalitativno razumevanje problematike nevzdržnosti javnih pokojninskih izdatkov v državah OECD. V prvem podpoglavju podam kratek pregled mikroekonometričnih študij za upokojitvenih odločitev v 5 državah OECD. V drugem podpoglavju predstavim teoretični, vsebinski in metodološki okvir poteka ekonometrične analize. V tretjem podpoglavju predstavim proučevane spremenljivke, specifikacijo in rezultate ekonometrične analize.

4.1. Pregled mikroekonometričnih študij odločitev za upokožitev

4.1.1 Nizozemska

Obravnavo odločitev za upokožitev z mikroekonometrično analizo panelnih podatkov za 4700 gospodinjstev za Nizozemsko je podal Lindebloom (1998) za obdobje med leti 1998 in 1993 ter 1993 in 1995. Avtor je upokožitvene opcije razdelil v tri možne sheme - invalidska upokožitev, upokožitev iz brezposelnosti in zgodnja upokožitev in ugotovil, da je največja verjetnost zgodnje upokožitve v prvih dveh shemah. V študiji je bila ocenjena stopnja hazarda kot verjetnost vstopa v pokoj pred uradno upokožitveno starostjo. Vzorčne verjetnosti so bile ocenjene z metodo cenilk največjega verjetja in predlagajo, da hazardna stopnja za moške v starosti 50 let znaša 34 odstotkov medtem ko se stopnja letno poveča za 10,5 odstotka. Študija tudi ugotavlja, da imajo v invalidski pokojninski shemi, neto nadomestitvena razmerja negativen učinek na stopnjo prehoda v zgodnjo upokožitev.

4.1.2 Italija

Mikroekonometrično analizo upokožitvenega vedenja za Italijo je podal Miniaci (1998), ki temelji na analizi reprezentativnega vzorca v velikosti 8000 italijanskih gospodinjstev iz leta 1995. Avtor na reprezentativni vzorec aplicira logit model diskretne izbire več spremenljivk (angl. multinomial logit) ter vzorec razdelil v dve skupini ločeni glede na spol ter vsako skupino v dve podskupini glede na to ali je bil vodja vsakega proučevanega gospodinjstva upokožen ali delovno aktiven. Obenem študija podaja celovit pregled medsektorskih razlik v neto nadomestitvenih razmerjih. Glede na izobrazbeni profil variacijski razmik razmerja med osnovnošolsko in visokošolsko ravno izobrazbe znaša 9,41 odstotnih točk za moške ter 11,58 odstotnih točk za ženske. Rezultati modela predlagajo, da so velikost družine, zakonska zveza, univerzitetna izobrazba ter lastništvo gospodinjstva spremenljivke, ki so v vzorcu

moških najbolj statistično značilne in najbolj zmanjšujejo verjetnost odločitve za odhod v pokoj. Izmed 19 proučevanih spremenljivk, jih je kar 11 statistično značilnih pri 1 odstotni stopnji. Vzorčne ocene za vzorec gospodinjev, ki ga vodijo ženske predlagajo, da sta zakonska zveza, osebe rojene med leti 1926 in 1930 in delovno razmerje v času partnerjeve upokojitve in verjetnost odločitve za upokojitev pozitivno povezani in statistično značilni pri 5 odstotni ali nižji stopnji statistične značilnosti. Študija obenem proučuje verjetnost moralnega hazarda kot prezgodnje odločitve za upokojitev na podlagi Coxovega proporcionalnega modela z neparametričnimi ocenami regresijskih funkcij. Ob upoštevanju nadomestitvenega razmerja študija za proučevani vzorec ugotavlja, da imajo zakonska zveza, zaposlitev v predelovalni industriji in delovno razmerje poleg rojstva v letih med 1941 in 1945 statistično značilen pozitiven vpliv na verjetnost moralnega hazarda oz. prezgodnjega odhoda v pokoj medtem ko imajo univerzitetna izobrazba, samozaposlitveni status in prebivanje na jugu države najbolj negativen vpliv na verjetnost hazarda, ki je statistično značilen pri 1 odstotni stopnji.

4.1.3. Nemčija

Mikroekonometrično študijo odločitev za upokojevanje za Nemčijo sta izvedla Antolin in Scarpetta (1998), ki sta na podlagi mikropodatkov analizirala panel nemških gospodinjev med leti 1985 in 1995. Avtorja uporabita metodo cenilk največjega verjetja za izpeljavo vzorčnih ocen regresijskih koeficientov v reducirani obliki in na proučevanem panelu gospodinjev ugotavljata, da sta statistično najbolj značilna dejavnika, ki povečujeta verjetnost zgodnje upokojitve ženski spol ter zaposlenost v javnem sektorju¹⁸ medtem ko verjetnost predhodnega odhoda v pokoj zmanjšujejo visoka izobrazba, lastništvo gospodinjstva in nadomestitveno razmerje.¹⁹ Avtorja obenem na podlagi Kaplan-Meierjeve cenilke podata neparametrične ocene verjetnosti moralnega hazarda kot predhodnega odhoda v pokoj in ocenjujeta, da je verjetnost moralnega hazarda za moške najvišja v starosti 60 let, 63 let in 65 let ter 60 let, 62 let, 64 let in 66 let za ženske.

4.1.4 Velika Britanija

Mikroekonometrično študijo odločitev za upokojitev za Veliko Britanijo sta podala Miniaci in Stancanelli (1998), ki sta proučila reprezentativni vzorec britanskih gospodinjev med leti 1991 in 1995 na podlagi *British Household Survey Panel*. Avtorja sta za oceno verjetnost odhoda v pokoj uporabila logit model diskretne izbire z več spremenljivkami ter populacijo razdelila glede na razloge za odhod v pokoj v štiri skupine: običajen odhod v pokoj, odhod v pokoj kot posledica brezposelnosti, upokojitev kot posledico dolgoročne bolezni in upokojitev zaradi drugih razlogov. Za moški del vzorca avtorja ugotavljata, da verjetnost odhoda v pokoj zmanjšujejo delovna aktivnost partnerja, status samozaposlitve, zaposlenost v storitvenih sektorjih ter redna zaposlitev v zadnjem letu pred upokojitvijo medtem ko verjetnost

¹⁸ Obe spremenljivki sta statistično značilni pri 1 odstotni stopnji. Glej Antolin in Scarpetta (1998, str. 27).

¹⁹ Vzorčne ocene regresijskega koeficienta visoke izobrazbe so statistično značilne pri 1 odstotni stopnji medtem ko sta koeficienta lastništvo gospodinjstva in neto nadomestitveno razmerje statistično značilna pri 10 odstotni stopnji.

upokojitve povečujejo poklicne sheme pokojninskega zavarovanja, status začasne zaposlitve ter zakonska zveza. Za ženski del vzorca avtorja ugotavlja, da je verjetnost odhoda v pokoj najbolj pozitivno povezana z zakonsko zvezo ter zaposlitvijo v predelovalni industriji medtem ko je odločitev za upokojitev najbolj negativno povezana z odplačevanjem hipotekarnih kreditov, delovno aktivnostjo partnerja, samozaposlitvijo ter zaposlenostjo v storitvenih dejavnostih. Avtor študija obenem na proučevan vzorec aplicirata Coxov proporcionalni model za oceno verjetnosti moralnega hazarda oz. predhodne upokojitve. Študija ugotavlja, da je verjetnost moralnega hazarda pri moških pozitivno povezana z obsegom odplačevanja hipotekarnih kreditov, zakonsko zvezo in zaposlenostjo v primarnih dejavnostih medtem ko je negativno povezana z samozaposlitvijo in delovnim razmerjem za določen čas.

4.1.5. ZDA

Mikroekonometrično analizo odločitev za upokojevanje so na vzorcu 8000 ameriških gospodinjstev v starost med 55 in 61 let za leto 1992 izvedli Quinn, Burkhauser, Cahill in Weathers (1998). Avtorji so odločitev za upokojitev v letu 1996 so preučevali z logit modelom diskretne izbire ene spremenljivke in vanj vključili 30 pojasnjevalnih spremenljivk, ki so obravnavale parametre upokojitvenih odločitev za posameznike v analiziranih gospodinjstvih, ki so bili delovno aktivni leta 1992. Avtorji študije med glavnimi dejavniki verjetnosti odhoda v pokoj identificirajo zdravstveno stanje, ženski spol, kvalificirani pogoji za upokojitev, delovno razmerje za nedoločen čas ter lastništvo gospodinjstva.²⁰

4.2 Ekonometrični model javnih pokojninskih izdatkov

Dosedanje ekonometrične študije javnih pokojninskih izdatkov v glavnem temeljijo na uporabi tehnik panelnih podatkov z fiksnimi in naključnimi učinki. V študiji makroekonomskih trendov na izdatke za socialno varnost namenjene za bolezni in invalidnine Khan, Gerdtham in Jansson (2004) na podlagi panelnih podatkov s fiksnimi in naključnimi učinki za 13 držav OECD med leti 1980 in 1996 ugotavljajo, da »zmanjšanje brezposelnosti poveča javne izdatke za bolezni in zmanjša javne izdatke za invalidnost ... ti učinki se obrnejo po štirih letih brezposelnosti« (str. 2004). Do podobnih zaključkov je prišla Evropska Komisija (2009), ki na podlagi dolgoročnega napovednega modela za obdobje med leti 2008 in 2060 ugotavlja, da »v celotni EU in Evroobmočju strošek staranja prebivalstva znaša 4,75 in 5,25 odstotni točk BDP do leta 2060,« ter da »največje povečanje je povezano z rastjo javnih pokojninskih izdatkov, ki za EU in Evroobmočje znaša med 2,5 in 2,75 odstotni točk BDP.«²¹

²⁰ Prve štiri spremenljivke so statistično značilne pri 5 odstotni stopnji medtem ko je lastništvo gospodinjstva statistično značilna spremenljivka pri 10 odstotni stopnji zaupanja.

²¹ Glej *The 2009 Ageing Report: Economic and Budgetary Projections for the EU-27 Member States (2008-2060)*, str. 190.

4.2.1 Empirična strategija

Ekonometrični model javnih pokojninskih izdatkov je sestavljen na podlagi ekonometričnega modela presečnih podatkov. Glede na heterogenost držav v vzorcu z ozirom na institucionalne, demografske in ekonomske značilnosti pokojninskih sistemov, uporaba modela presečnih podatkov ob upoštevanju predpostavk klasičnega linearnega regresijskega modela omogoča konsistentne in robustne ocene regresijskih koeficientov, ki odražajo povezanost pojasnjevalnih spremenljivk z presečno variabilnostjo javnih pokojninskih izdatkov v deležu BDP.

4.2.2 Specifikacija in nastavek enačb

V obravnavan vzorec je vključenih 23 držav OECD²² za leto 2007. Vzorčne ocene regresijskih koeficientov so razdeljene v 8 specifikacij regresijskih enačb. Ekonometrični model presečnih podatkov omogoča pregled razlik v parametrih med proučevanimi državami ob heterogenosti vzorčnih enot. Pravila specifikacije vzorčnih cenilk, ki ustrezajo asimptotskim značilnostim poda Woolridge (2001, str. 54). Proučevana odvisna spremenljivka v modelu presečnih podatkov je odstotni delež javnih pokojninskih izdatkov v BDP v letu 2007. Glede na dosegljivost podatkovnih baz in panelov ter pomanjkljivost celovitih časovnih vrst javnih pokojninskih izdatkov, izbrana odvisna spremenljivka predstavlja najbolj ustrezno merilo fiskalne obremenitve javnih pokojninskih izdatkov ter stopnjo demografskega pritiska na javne finance. V proučevan model presečnih podatkov za leto 2008 je vključenih 10 pojasnjevalnih spremenljivk, ki so podane v osmih specifikacijah regresijskih enačb. Ker je ekonometrični model presečnih podatkov osnovan na konceptu klasičnega linearnega regresijskega modela, je potrebno upoštevati predpostavke, ki določajo empirično veljavnost proučevanega modela. Poleg predpostavke homoskedastičnosti oz. konstantne variance slučajne napake, ničelne serijske korelacije in odsotnosti multikolinearnosti je ključna predpostavka za konsistentne in učinkovite ocene regresijskih koeficientov ničelna povprečna vrednost slučajne napake, ki zagotavlja, da »dejavniki, ki niso vključeni v model, ne izražajo sistematičnega vpliva na aritmetično sredino odvisne spremenljivke oz. da pozitivne vrednosti slučajne napake izločijo njene negativne vrednosti.« (Gujarati 2003, str. 67-68). Izpolnitev predpostavk klasičnega linearnega regresijskega modela je predpogoj za pravilno specifikacijo empiričnega modela ter ključni pogoj za zanesljivost testnih statističnih preizkusov, učinkovitost vzorčnih ocen regresijskih koeficientov ter za zanesljivost ocenjenih standardnih napak, vzorčnih varianc regresijskih koeficientov in posledično intervalov zaupanja. V primeru, da so predpostavke klasičnega linearnega regresijskega modela izpolnjene, Gauss-Markov teorem zagotavlja, da imajo cenlike regresijskih koeficientov poleg lastnosti nepristranskosti tudi minimalne variance.

²² V vzorec so vključene Avstralija, Avstrija, Belgija, Kanada, Danska, Finska, Francija, Nemčija, Grčija, Islandija, Irska, Italija, Japonska, Luksemburg, Nizozemska, Nova Zelandija, Norveška, Portugalska, Španija, Švedska, Švica, Velika Britanija in ZDA.

Tabela 5: Seznam spremenljivk v regresijskem modelu

Oznaka	Odvisna spremenljivka	Pojasnjevalne spremenljivke
<i>Spending</i>	Odstotni delež javnih pokojninskih izdatkov v BDP	
<i>Oldpop</i>		Delež prebivalstva starejšega od 65 let
<i>Effective</i>		Efektivna starost ob upokojitvi
<i>ΔLifeex</i>		Sprememba v pričakovani življenjski dobi po 65. letu med leti 1960 in 2005
<i>Assets</i>		Odstotni delež zasebnih pokojninskih skladov v BDP
<i>Net</i>		Neto nadomestitveno razmerje (% medianskega dohodka)
<i>Savings</i>		Odstotni delež bruto prihrankov v BDP
<i>Exitage</i>		Starost ob izstopu s trga dela
<i>DummyAS</i>		Neprava spremenljivka, ki zavzame vrednost 1 = anglosaksonska država, 0 = drugače
<i>DummyCE</i>		Neprava spremenljivka, ki zavzame vrednost 1 = država kontinentalne Evrope, 0 = drugače
<i>DummyPP</i>		Neprava spremenljivka, ki zavzame vrednost 1, če ima država zasebni pokojninski sistem, drugače 0

Vzorčne ocene regresijskih koeficientov so izpeljane v 8 specifikacijah regresijske enačbe. Tabela 5 prikazuje proučevane spremenljivke in njihove oznake, ki so uporabljene v regresijskem modelu. Izbor pojasnjevalnih spremenljivk vključuje tri vrste spremenljivk: demografske, ekonomske ter institucionalne. Med demografski pojasnjevalni spremenljivki spadata delež populacije nad 65 let ter sprememba v pričakovani življenjski dobi po 65. letu. Višji delež odvisnega starejšega prebivalstva predstavlja večji demografski pritisk na vzdržnost javnih financ in posledično višji delež javnih pokojninskih izdatkov glede na BDP. Sprememba v pričakovani življenjski dobi predstavlja ustrezno spremenljivko, ki zajema tehnološki napredek na področju medicine. V državah, ki so izkusile hitrejši napredek na področju medicine v 20. stoletju je ob staranju prebivalstva moč pričakovati višje javne pokojninske izdatke in hkrati tudi večjo medgeneracijsko zadolženost. Med ekonomske pojasnjevalne spremenljivke spadajo efektivna starost ob upokojitvi, delež zasebnih pokojninskih skladov v BDP, neto nadomestitveno razmerje, delež bruto prihrankov v BDP ter starost ob izstopu s trga dela. Višja efektivna starost in višja starost ob izstopu s trga dela ob upokojitvi, *ceteris paribus*, povzročata daljšo delovno dobo in posledično nižji delež javnih pokojninskih izdatkov v BDP. Vendar bi se ob hkratni vključitvi spremenljivk v regresijsko enačbo soočili s problemom multikolinearnosti, ki bi zmanjšal zanesljivost testnih statistik in intervalov zaupanja ter povečal velikost standardnih napak. Višje nadomestitveno razmerje je predvsem merilo bodoče višine pokojnin in bi, ob nespremenjenih ostalih dejavnikih, signaliziral ugodnost zgodnjega upokojevanja in posledično višji delež javnih pokojninskih izdatkov v BDP. Pri bruto prihrankih v deležu BDP se postavlja vprašanje vzročno-posledične povezave, saj so lahko višji bruto prihranki posledica nižjega deleža javnih pokojninskih izdatkov v BDP ali pa je višja raven agregatnega varčevanja vzrok nizkega deleža javnih pokojninskih izdatkov v BDP. Ob predpostavki javnih pokojninskih izdatkov kot posledice bruto varčevanja, višji bruto prihranki predstavljajo manjšo proračunsko obremenitev ter

posledično nižji delež javnih pokojninskih izdatkov v BDP. Zato bi bil pričakovan predznak regresijskega koeficienta negativen. Pregled ekonomskih in demografskih kazalcev razvitih držav podaja intuicijo, da imajo držav z višjim deležem zasebnih pokojninskih skladov tudi bolj razvite pravne in ekonomske okvire primarnega in sekundarnega trga kapitala in posledično nižji delež javnih pokojninskih izdatkov ter obenem tudi nižjo stopnjo demografskega pritiska na javne finance. Razvite države se po raznolikosti institucionalne ureditve pokojninskih sistemov ločijo v dve glavni skupini. V prvo skupino spadajo države, kjer pokojninski sistem temelji na Bismarckianskem modelu sprotnega prispevnega kritja. V to skupino sodijo predvsem države kontinentalne Evrope. V drugo skupino spadajo države, kjer pokojninski sistem temelji na kapitalskem kritju pokojninskih prispevkov in sorazmerno visokem deležu zasebnih pokojninskih skladov v BDP. V to skupino sodijo predvsem anglosaksonske države. Z namenom razlikovanja pokojninskih sistemov glede na institucionalno ureditev sta v modelu oblikovani dve nepravi spremenljivki. Oblikovana je tudi tretja neprava institucionalna spremenljivka, ki loči proučevane države v vzorcu glede na to ali imajo razvit zasebni pokojninski sistem kot osrednjo shemo pokojninskega zavarovanja. V tabeli 6 so prikazane specifikacije regresijskih enačb. Uporabljena funkcijska oblika je dvojni logaritemski model, ki izjemoma ni apliciran v peti in šesti specifikaciji. Razlog leži v dejstvu, da ima pri proučevani spremenljivki *Assets* oz. odstotni delež zasebnih pokojninskih skladov v BDP, Grčija 0-odstotni delež zasebnih pokojninskih skladov kar onemogoča aplikacijo dvojnega logaritemskega modela.

Tabela 6: Specifikacije regresijskih enačb

Specifikacija 1: $\ln(\text{Spending})_i = \delta_0 + \gamma_1 \ln(\text{Oldpop})_i + \lambda_2 \ln(\text{Effective})_i + \phi \ln(\Delta \text{Lifeex})_i + \varepsilon_i$
Specifikacija 2: $\ln(\text{Spending})_i = \delta_0 + \gamma_1 \ln(\text{Oldpop})_i + \lambda_2 \ln(\text{Effective})_i + \eta \cdot \text{DummyPP} + \varepsilon_i$
Specifikacija 3: $\ln(\text{Spending})_i = \delta_0 + \gamma_1 \ln(\text{Oldpop})_i + \lambda_2 \ln(\text{Effective})_i + \varphi_3 \ln(\text{Net})_i + \varepsilon_i$
Specifikacija 4: $\ln(\text{Spending})_i = \delta_0 + \gamma_1 \ln(\text{Oldpop})_i + \lambda_2 \ln(\text{Effective})_i + \theta_3 \ln(\text{Savings}) + \varepsilon_i$
Specifikacija 5: $\ln(\text{Spending})_i = \delta_0 + \gamma_1 \ln(\text{Oldpop})_i + \lambda_2 \ln(\text{Effective})_i + \xi_3 (\text{Assets}) + \varepsilon_i$
Specifikacija 6: $\ln(\text{Spending})_i = \delta_0 + \gamma_1 \ln(\text{Oldpop})_i + \zeta_2 (\text{Assets})_i + \tau_3 \ln(\text{Exitage})_i + \varepsilon_i$
Specifikacija 7: $\ln(\text{Spending})_i = \delta_0 + \gamma_1 \ln(\text{Oldpop})_i + \lambda_2 \ln(\text{Effective})_i + \psi_3 (\text{DummyCE}) + \chi_4 (\text{DummyAS}) + \nu_5 (\text{DummyPP}) + \varepsilon_i$
Specifikacija 8: $\ln(\text{Spending})_i = \delta_0 + \gamma_1 \ln(\text{Oldpop})_i + \tau_2 \ln(\text{Exitage})_i + \nu_3 (\text{DummyPP}) + \varepsilon_i$

4.2.3 Deskriptivna statistika

V prvi prilogi je prikazana deskriptivna statistika za proučevani vzorec 23 držav OECD za leto 2007. Tabela prikazuje parametre aritmetična sredina, variacijski razmik, minimum, maksimum, standardna napaka aritmetične sredine ter standardni odklon. V vzorcu proučevanih držav je najvišji variacijski razmik deleža zasebnih pokojninskih skladov (138,1 odstotne točke), neto nadomestitvenega razmerja (70,1 odstotne točke) in bruto prihrankov v deležu BDP (32,5 odstotnih točk). Neto nadomestitveno razmerje in delež zasebnih pokojninskih skladov sta hkrati najbolj volatilni spremenljivki v modelu upoštevajoč visoko vrednost pripadajočih standardnih odklonov ter variacijskih razmikov. Ker gre za dolgoročen pojav je sprememba v pričakovani življenjski dobi po 65. letu najmanj volatilna spremenljivka v proučevanem modelu, saj od povprečne razlike odstopa za 1,25 let. Med manj volatilne spremenljivke spadajo tudi efektivna starost ob upokojitvi, delež prebivalstva starejšega od 65 let ter delež zasebnih pokojninskih skladov v BDP.

4.2.4 Korelacijska matrika

V drugi prilogi je prikazana korelacijska matrika med odvisno in pojasnjevalnimi spremenljivkami za proučevani vzorec. Izmed 55 izračunanih korelacijskih koeficientov jih je 6 statistično značilnih pri 5 odstotni stopnji medtem ko jih je pri 1 odstotni stopnji zaupanja statistično značilnih 13 korelacijskih koeficientov. Javni pokojninski izdatki, izraženi v deležu BDP, so najbolj pozitivno povezani z deležem populacije nad 65 let, razliko v pričakovani življenjski dobi med leti 1960 in 2005 ter z nepravo spremenljivko, ki označuje države kontinentalne Evrope. Negativna korelacija z javnimi pokojninskimi izdatki je najmočnejša z efektivno starostjo ob upokojitvi, deležem zasebnih pokojninskih skladov v BDP, starostjo ob izstopu s trga dela, nepravo spremenljivko, ki označuje anglosaksonske države ter nepravo spremenljivko, ki označuje države z zasebnim pokojninskim sistemom. Čeprav je neto nadomestitveno razmerje spremenljivka, ki ni sorazmerno povezana z ostalimi dejavniki javnih pokojninskih izdatkov, je statistično značilno pozitivno koreliran z državami kontinentalne Evrope ter negativno koreliran z anglosaksonskimi državami.

4.2.5 Vzorčne ocene regresijskih koeficientov

V tretji prilogi so prikazane vzorčne ocene regresijskih koeficientov. Spremenljivka delež prebivalstva nad 65 let ima pozitiven in statistično značilen vpliv na javne pokojninske izdatke. Regresijski koeficient je statistično značilen pri 1 odstotni stopnji v vseh osmih specifikacijah regresijske enačbe. Na podlagi ocenjenih regresijskih koeficientov lahko trdimo, da eno odstotno povečanje deleža prebivalstva nad 65 let v povprečju poveča delež javnih pokojninskih izdatkov v BDP med 1,46 in 2,30 odstotka, ceteris paribus. Efektivna starost ob upokojitvi ima pričakovan teoretičen predznak v 5 izmed 6 specifikacijah, kjer je bila vključena kot pojasnjevalna spremenljivka. Glede na ocenjen regresijski koeficient v prvi specifikaciji lahko trdimo, da enoodstotno povečanje efektivne starosti ob upokojitvi v povprečju zniža delež javnih pokojninskih izdatkov v BDP za 4,93 odstotka ceteris paribus. Čeprav statistično neznačilen dejavnik, je neto nadomestitveno razmerje negativno povezano

z deležem javnih pokojninskih izdatkov v BDP. Delež bruto prihrankov v BDP je negativno povezan z javnimi pokojninskimi izdatki. Ocenjen smerni regresijski koeficient predlaga, da 10 odstotno povečanje deleža bruto prihrankov v BDP, ceteris paribus, v povprečju zmanjša delež javnih pokojninskih izdatkov v BDP za 3,45 odstotka. Ocenjen regresijski koeficient je statistično značilen pri 5 odstotni stopnji. Spremenljivka delež zasebnih pokojninskih skladov v BDP je bila vključena v dve specifikaciji. Oba ocenjena regresijska koeficienta imata negativen in statistično značilen vpliv na delež javnih pokojninskih izdatkov v BDP. Ocenjena koeficienta predlagata, da 10 odstotno povečanje deleža zasebnih pokojninskih skladov v BDP, ceteris paribus, povprečno zmanjšanje deleža javnih pokojninskih izdatkov v BDP znaša med 3,4 in 3,8 odstotne točke. Statistično značilen vpliv na delež javnih pokojninskih izdatkov ima tudi zasebni pokojninski sistem kot institucionalna značilnost proučevanih držav. Spremenljivka je bila vključena v tri specifikacije in ima predznak, ki je v skladu s pričakovanji ekonomske teorije. Ocenjeni regresijski koeficienti predlagajo, da imajo države z zasebnim pokojninskim sistemom statistično značilno nižji delež javnih pokojninskih izdatkov glede na države, kjer zasebni pokojninski sistem ni vzpostavljen. Vrednosti determinacijskega koeficienta se gibljejo med 0,71 in 0,87 in predlagajo, da je večji del variance javnih pokojninskih izdatkov pojasnjen z vključenimi pojasnjevalnimi spremenljivkami. Obenem vrednosti F-testa in pripadajoče p-vrednosti predlagajo, da je ničelna hipoteza, da so vsi smerni regresijski koeficienti hkrati enaki nič, zavrnjena.

4.2.6 Beta koeficienti

V četrti prilogi so prikazani izmerjeni beta koeficienti, ki rangirajo pojasnjevalne spremenljivke po statistični moči vpliva na odvisno spremenljivko ter ocenjene vzorčne elastičnosti za posamezno spremenljivko, ki so navedene v posameznih oklepajih. V vseh specifikacijah je najpomembnejša spremenljivka, ki pojasnjuje variabilnost javnih pokojninskih izdatkov delež prebivalstva starejšega od 65 let. Delež zasebnih pokojninskih skladov v BDP, ki je vključen v peto in šesto specifikacijo, je v peti specifikaciji druga najpomembnejša pojasnjevalna spremenljivka deleža javnih pokojninskih izdatkov v BDP. Tudi neprava spremenljivka, ki ločuje države glede na zasebni pokojninski sistem, je v drugi in sedmi specifikaciji regresijske enačbe pomembnejša pojasnjevalna spremenljivka od efektivne starosti v upokojitvi.

4.2.7 Testi normalnosti porazdelitve slučajne napake

Normalna porazdelitev slučajne napake spada med ključne predpostavke klasičnega linearnega regresijskega modela. Normalno porazdelitev slučajne napake ε z aritmetično sredino 0 in varianco $\sigma^2 I$ lahko zapišemo kot $\varepsilon | X \sim N[0, \sigma^2 I]$. Kot navaja Greene (2003, str. 17) je »normalnost porazdelitve slučajne napake predpogoj za zanesljivost testnih statistik.« Predpostavka o normalni porazdelitvi slučajne napake v proučevanem regresijskem modelu je preizkušena na podlagi treh testnih statistik, ki preizkušajo domnevo o normalni porazdelitvi slučajne napake: Kolmogorov-Smirnov testa, Jarque-Bera testa ter Shapiro-Wilk

testa. V prvi tabeli pete priloge so prikazani rezultat Kolmogorov-Smirnov testa. Pripadajoče asimptotske ocene statistične značilnosti testnih statistik predlagajo, da rezultati v nobeni izmed osmih specifikacij niso statistično značilni niti pri 50 odstotni stopnji statistične značilnosti, zato ničelna hipoteza o normalni porazdelitvi slučajne napake ni zavrnjena. Druga tabela v peti prilogi prikazuje Jarque-Bera testne statistike za posamezno specifikacijo regresijskega modela. Poleg testnih statistik tabela prikazuje tudi kritične vrednosti χ^2 porazdelitve do 25-odstotne stopnje statistične značilnosti. Rezultati testa nakazujejo, da v nobeni specifikaciji regresijske enačbe ničelne hipoteze, da se slučajna napaka porazdeljuje normalno, ni mogoče zavrniti ob nizki stopnji statistične značilnosti, ki bi zagotovila konsistentnost intervalov zaupanja. Podobno kot prejšnja dva testa, Shapiro-Wilk test preizkuša ničelno hipotezo, da naključno izbrani vzorec izvira iz normalne porazdelitve. Tretja tabela v peti prilogi prikazuje Shapiro-Wilkove testne statistike za osem specifikacij regresijske enačbe. Rezultati predlagajo, da je ničelno domnevo o normalni porazdelitvi slučajne napake moč zavrniti le v sedmi specifikaciji in sicer pri 5 odstotni stopnji statistične značilnosti. V preostalih specifikacijah ničelne domneve ni moč zavrniti niti pri 25 odstotni stopnji statistične značilnosti. Rezultati empiričnega preverjanja predpostavke o normalni porazdelitvi slučajne napake kažejo, da specifikacija ekonometričnega modela izpolnjuje to predpostavko. Vsebinski pomen dobljenih rezultatov predvsem leži v empirični potrditvi, da spremenljivke oz. dejavniki, ki niso bili eksplicitno upoštevani v modelu, ne izkazujejo sistematičnega vpliva na povprečno višino deleža javnih pokojninskih izdatkov v BDP. Rezultati obenem predlagajo, da spremenljivke vključene v model sistematično pojasnjujejo gibanje javnih pokojninskih izdatkov v deležu BDP. Pojasnjevalne spremenljivke vključene v proučevani model so glede na dobljene rezultate ključni dejavniki, ki vplivajo na gibanje javnih pokojninskih izdatkov. Če predpostavka o normalni porazdelitvi slučajne napake ne bi bila izpolnjena, bi tovrstni rezultati nakazovali na pomanjkljivost v specifikaciji regresijskih enačb, kar bi pomenilo, da so bili iz proučevanega modela izpuščeni pomembni dejavniki, ki izražajo sistematičen vpliv na delež javnih pokojninskih izdatkov v BDP. V tem primeru bi bil vpliv pojasnjevalnih spremenljivk na odvisno spremenljivko podvržen t.i. naključni regresiji (angl. spurious regression), kjer bi bilo gibanje deleža javnih pokojninskih izdatkov podvrženo slučajnim dejavnikom, ki ne izražajo ključnega vpliva na delež. Z vidika ekonomske teorije, bi se zmanjšala kakovost modela in predvsem sklepi, ki so relevantni za dolgoročne ukrepe ekonomske politike pri reševanju dolgoročne nevzdržnosti javnih pokojninskih sistemov, saj bi variacijo deleža javnih pokojninskih izdatkov med državami pojasnjevali dejavniki, ki so z vzročno-posledičnega vidika z deležem šibko povezani oz. lahko tudi povsem nepovezani. Tako bi se zanesljivost in kakovost celotnega ekonometričnega modela v bistveni meri zmanjšala, saj bi podajal sklepe, ki ne bi temeljili na teoretsko podprti vsebini in bi bili obenem podvrženi visoki stopnji vpliva slučajnih dejavnikov.

5. Dolgoročna pokojninska reforma

Dolgoročna pokojninska reforma pokojninskih sistemov sprotnega kritja predstavlja enega izmed ključnih izzivov razvitih držav, saj staranje prebivalstva in daljša življenjska doba povečujeta indeks starostne odvisnosti, ki sprožata dolgoročno nevzdržen demografski pritisk na javne finance. Pričakovana rast javnih in zasebnih pokojninskih izdatkov predstavlja ključen dolgoročni izziv za proračunsko vzdržnost. Rast izdatkov za pokojnine je v veliki meri neposredna posledica višje pričakovane življenjske dobe ob rojstvu in po 65. letu ter sorazmerno nizkih stopenj rodnosti s katerimi se soočajo razvite države. Desetletna povprečna stopnja rodnosti je v obdobju med leti 1960-1970 ter 1990-2000 upadla za 58 odstotkov v Španiji, 50 odstotkov v Italiji ter 45 odstotkov v Nemčiji. Najmanjši upad stopnje rodnosti je bil v omenjenem obdobju zaznan v ZDA (33 odstotkov), na Norveškem (34 odstotkov) in v Veliki Britaniji (37 odstotkov). Nizka stopnja rodnosti in visoka predvidena rast indeksa starostne odvisnosti sta ključna dejavnika, ki v razvitih državah sprožata dolgoročno nevzdržnost javnih pokojninskih sistemov sprotnega kritja, ki predstavljajo osrednjo grožnjo nestabilnosti javnih financ. Obenem predvidena dinamika rasti pokojninskih izdatkov sproža negativen učinek na ponudbo dela, saj substitucijski učinek višjega davčnega bremena zmanjšuje ponudbo delovnih ur in znižuje relativno ceno brezdelja. Hkrati pokojninski sistemi sprotnega kritja zmanjšujejo raven varčevanja in investicij.

5.1 Ključni dolgoročni ukrepi pokojninske reforme

Osrednje vprašanje dolgoročne krize pokojninskih sistemov sprotnega kritja s katerimi se soočajo razvite države je izvedba pokojninske reforme, ki bi obrnila dolgoročni pritisk na javnofinančno vzdržnost pokojninskih izdatkov. Študija Evropske Komisije (2006) ugotavlja, da bo staranje prebivalstva do leta 2050 povečalo javne pokojninske izdatke za 7,1 odstotne točke BDP v Španiji, 7,3 odstotne točke BDP v Sloveniji, 9,7 odstotnih točk BDP na Portugalskem ter 12,9 odstotnih točk BDP na Cipru. Na drugi strani med države z najmanjšim odstotnim povečanjem javnih pokojninskih izdatkov v deležu BDP spadajo Švedska (0,6 odstotnih točk BDP), Velika Britanija (2,0 odstotnih točk BDP) in Nemčija (2,3 odstotne točke BDP) medtem ko projekcije Komisije Avstriji kot edini državi napoveduje zmanjšanje javnih pokojninskih izdatkov v deležu BDP za 1,2 odstotne točke.²³ Ekonomska literatura in empirične študije kot ključne ukrepe dolgoročne pokojninske reforme predlagajo prehod na pokojninski sistem kapitalskega kritja in individualnih varčevalnih računov, dvig efektivne starosti ob upokojitvi ter posledično zmanjšanje nekritih pokojninskih obveznosti.

²³ *The Impact of Ageing on Public Expenditure: Projections for the EU25 Member States on Pensions, Health Care, Long-Term Care, Education and Unemployment Transfers (2004-2050)*, Special Report No.1/06, EC Directorate General for Economic and Financial Affairs, str. 71-73

5.1.1 Prehod na sistema kapitalnega kritja in individualnih varčevalnih računov

Obstoječi pokojninski sistemi sprotnega kritja, ki temeljijo na sprotnem prispevnem kritju pokojninskih obveznosti, zaradi daljše pričakovane življenjske dobe, nizke stopnje rodnosti in hitrega staranja prebivalstva, sprožajo dolgoročno nevzdržen pritisk na javnofinančno stabilnost. Osrednja skrb sistemov sprotnega prispevnega kritja je povečanje medgeneracijske zadolženosti ter negativen učinek na ponudbo dela, stopnjo varčevanja ter investicije. Prehod na sistem, ki temelji na kapitalnem kritju pokojninskih prispevkov velja za edino alternativno obstoječim sistemom sprotnega prispevnega kritja, saj se pokojninski prispevki namesto v javno pokojninsko blagajno položijo na individualne varčevalne račune, ki se periodično kapitalizirajo po obrestni meri. V sistemu sprotnega kritja se pokojninski prispevki namenijo neposredno za izplačila trenutni upokojeni generaciji. Z vidika demografskih parametrov je sistem kapitalnega kritja optimalna rešitev, saj se pokojninsko tveganje prenese na raven gospodinjstva namesto na raven narodnega gospodarstva, kar preprečuje neustrezno selekcijo in moralni hazard prezgodnjega upokojevanja kot to prevladuje v sistemu sprotnega prispevnega kritja, kjer se dolgoročna fiskalna insolventnost sistema prelije v hazardersko obnašanje, ki povečuje medgeneracijski javni dolg. Rastoči delež starejšega prebivalstva, ki je pokojninske ugodnosti pridobil z upokojitvijo v sistemu sprotnega kritja, onemogoča popoln prehod na sistem kapitalnega kritja pokojninskih prispevkov. Zato je temeljno vprašanje dolgoročne pokojninske reforme kako zagotoviti prehod na sistem kapitalnega kritja pokojninskih prispevkov ob sorazmerno visokem deležu upokojencev z visokim obsegom pravic dobljenih pod sistemom sprotnega prispevnega kritja. Leta 1980 je bil Čile prva država na svetu, ki je izvedla univerzalen prehod s sistema sprotnega prispevnega kritja na kapitalno pokritje pokojninskih prispevkov. Medtem ko so bile pridobljene pravice obstoječim upokojencem nespremenjene, je država uvedla t.i. prestopno obveznico, ki je trenutno delovno aktivno generacijo za vstop v novi pokojninski sistem nagradila z brezakuponsko zakladniško obveznico s 4 odstotno realno obrestno mero, ki je dospela v času zavarovančeve upokojitve. Vprašanje je ali torej lahko finančni trgi držav z visokim deležem starostne odvisnosti financirajo prehod na pokojninski sistem kapitalnega kritja? Piñera in Weinstein (1996) kot pokojninsko reformo v Španiji predlagata uvedbo prestopne obveznice za zaposlene v starosti po 30. letu, izbiro med obstoječim sistemom sprotnega kritja ter novim sistemom kapitalnega kritja za zaposlene v starosti pod 45 let ter uvedbo individualnih varčevalnih računov za zaposlene pod to starostjo ob 13 odstotni prispevni stopnji. Avtorja ocenjujeta, da bi ob povečanju stopnje gospodarske rasti za 1 odstotno točko tranzicija v sistem kapitalnega kritja pokojninskih prispevkov v začetnih letih ustvarila proračunski primanjkljaj, ki ne bi presegal 1 odstotka BDP in bi do leta 2025 ustvarila proračunski presežek v višini 5,4 odstotka BDP (Piñera & Weinstein, 1996, str. 4).

Feldstein (1997) ocenjuje, da bi privatizacija socialne varnosti v ZDA z uvedbo obveznih pokojninskih varčevalnih računov za financiranje obstoječih in predvidenih ravni pokojninskih obveznosti znižala prispevno stopnjo v deležu bruto plače na 3 odstotke medtem ko bi nespremenjeno prispevno kritje v 35 letih zahtevalo povečanje prispevne stopnje z 12,4

odstotka bruto plače na najmanj 20 odstotkov bruto plače ob dejstvu, da implicitni donos sistema sprotnega kritja znaša 2,6 odstotka medtem ko ocenjen mejni donos kapitala znaša 9,3 odstotka (Feldstein, 1997, str. 4). Obenem avtor ocenjuje, da bi privatizacija sistema socialne varnosti povečala ameriški BDP prihodnjih generacij za 5 odstotkov na leto ter da neto sedanja vrednost koristi privatizacije socialne varnosti znaša približno 18,75 trilijonov USD. Omeniti velja, da so stroški prehoda iz PAYGO sistema v sistem kapitalskega kritja podcenjeni predvsem zaradi sorazmerno visokega deleža odvisnega starejšega prebivalstva, ki izraža tendenco nadaljnje rasti v vseh razvitih državah. Prehod v novi kapitalski sistem bi ob visokem deležu starostne odvisnosti povzročil visoke makroekonomske stroške prehoda, saj bi se državam znatno povečal obseg pokojninskih upravičenj do obstoječih upokojenih generacij, kar bi povečalo kratkoročen pritisk na vzdržnost javnih financ in bi zahtevalo ustrezno prilagoditev fiskalne politike na strani državne porabe.

Prehod na pokojninski sistem kapitalskega kritja bi privedel ne le do višje stopnje gospodarske rasti temveč tudi do višje stopnje narodnogospodarskega varčevanja, bistveno manjših izkrivljanj ponudbe dela, ki posledično ustvarjajo nižje realne stopnje rasti produktivnosti in ravni realnih plač. Vzpostavitev sistema individualnih varčevalnih računov bi omogočila višje stopnje donosa na pokojninske prispevke brez predvidenega dviga davčnih stopenj na produktivne dejavnosti kot so investicije in ponudba dela. Prehod na pokojninski sistem kapitalskega kritja prispevkov bi omogočil investicije pokojninskih prispevkov v različne vrste vrednostnih papirjev, vzpostavitev realne stopnje donosa na kapital pred obdavčitvijo ter večjo zalogo kapitala in višji BDP. Prehod na sistem kapitalskega kritja hkrati zahteva tudi plitkost, razvitost in diferenciranost kapitalskega trga, ki omogoča diverzifikacijo naložbenega tveganja, sofisticirano raven finančnih produktov ter ob predpostavki polne mobilnosti kapitala tudi zavarovanje pred demografskim tveganjem.

5.1.2 Dvig efektivne starosti ob upokojitvi

Dvig efektivne starosti ob upokojitvi je najpogostejši ukrep v okviru pokojninske reforme in leži na predpostavki, da daljša delovna doba omogoči daljše vplačevanje pokojninskih prispevkov kot način zmanjševanja primanjkljaja javnega pokojninskega sistema in preprečevanja moralnega hazarda v obliki zgodnjega upokojevanja. Zvišanje efektivne starosti ob upokojitvi je predvsem parametričen reformni ukrep, saj mnenju Piñere (2004, str. 47) »rigidni trgi dela v evropskih državah ne le vzdržujejo visoko stopnjo brezposelnosti temveč starejšim zaposlenim otežujejo obdržanje ali iskanje delovnih mest, ker se plače ne morejo navzdol prilagoditi produktivnosti,« in ukrepi kot so »zvišanje starosti ob upokojitvi, zmanjšanje pokojninskih ugodnosti ali povečanje davkov na plače pomenijo znižanje že minimalne stopnje donosa vplačanih prispevkov, ki lahko privedejo do protestov ali odhoda iz države.« Za ZDA in ostale razvite države Becker (2010) predlaga »dvig [efektivne] starosti ob upokojitvi za število let, ki izenači razmerje med številom let v pokoju in številom let delovne dobe z razmerjem, ki je obstajal v času uvedbe sistema socialne varnosti,« saj »bi v primeru

dviga starosti ob upokojitvi upokojenci imeli na razpolago absolutno več let v pokoju kot pred devetdesetimi leti, ker bi uživali boljše fizično in psihično zdravje.«

Dvig ефективne starosti ob upokojitvi predstavlja ukrep v okviru dolgoročne pokojninske reforme, ki je komplementaren reformi strukture trga dela, ki posredno in neposredno vpliva na alokacijske odločitve glede ponudbe dela. Ob visoki ravni davčnega bremena ima dvig ефективne starosti ob upokojitvi lahko izrazito negativen učinek na dvig stroškov dela in stopnjo zaposlenosti starejših skupin prebivalstva. Dvig ефективne starosti ob odhodu v pokoj ima lahko ob pospešenem staranju prebivalstva negativne učinke na trg dela, ki bi lahko sprožili večji pritisk na rast državne porabe. Osrednji ukrep dolgoročne pokojninske reforme, ki bi zajezil dolgoročen demografski pritisk na javne finance, je predvsem zmanjšanje strukturnih vzpodbud za zgodnje upokojevanje. V državah s sorazmerno visokimi stroški dela in rigidno strukturo trga dela je povečanje effektivne starosti ob upokojitvi privedlo do odpuščanj starejših zaposlenih, ki so bili že pred uradno upokojitveno starostjo preusmerjeni na javne invalidske programe ter javne sheme v primeru brezposelnosti, ki so bile po mnenju OECD Observerja (2002) »v številnih državah kot so Nemčija, Nizozemska, Finska, Norveška in Francija *de facto* uporabljene kot sheme zgodnjega upokojevanja.« Dolgoročni ukrep pokojninske reforme, ki temelji na zajezitvi demografskega pritiska na fiskalno vzdržnost proračunskih izdatkov za starost je hkratno povečanje effektivne starosti ob upokojitvi ter ukinitve selektivnih vzpodbud za zgodnje upokojevanje ob zmanjšanju davčnega primeža in stroškov dela.

5.1.3 Zmanjšanje nekritih pokojninskih obveznosti

Poglavitno makroekonomsko tveganje razvitih držav je fiskalna nezmožnost izplačevanja pokojninskih izdatkov, ki so vezani na javne pokojninske sheme, ki temeljijo na načelu sprotnega prispevnega kritja pokojninskih obveznosti. Med proučevanimi državami so nekrite pokojninske obveznosti najvišje v Grčiji (875 odstotkov BDP), Franciji (549 odstotkov BDP) in na Finskem (539 odstotkov BDP) medtem ko izmerjene nekrite pokojninske obveznosti v vseh proučevanih državah presegajo velikost BDP za najmanj 2,4 krat (Gokhale, 2009). Osrednji ukrep za zmanjšanje nekritih pokojninskih obveznosti je dolgoročne narave, saj predstavlja množico ukrepov, ki skupno vplivajo na obseg obveznosti v deležu BDP. Ključna predpostavka zmanjšanja dolgoročnih pokojninskih obveznosti v razvitih državah je višja gospodarska rast, ki bi bila dosežena z strukturnimi ukrepi ekonomske politike na trgu dela ter na področjih obdavčitve kapitala ter spodbujanja potencialne rasti BDP. Glavni ukrep za zmanjšanje obsega nekritih pokojninskih obveznosti je predvsem spodbujanje zasebnih varčevalnih računov, ki temelji na preusmeritvi obveznega pokojninskega zavarovanja s sprotnega prispevnega kritja na zasebne varčevalne račune. Dolgoročne simulacije tovrstnega ukrepa pokojninske reforme ugotavljajo, da bi takšen ukrep ustvaril kratkoročen proračunski primanjkljaj, ki bi zaradi progresivnega zmanjšanja nekritih pokojninskih obveznosti na dolgi rok privedel do proračunskega presežka in, ob predpostavki zajezitve fiskalnih izdatkov, do nižje državne porabe za pokojninska izplačila v deležu BDP (Piñera & Weinstein, 1996).

5.2 Zgledi dolgoročne pokojninske reforme v državah OECD

5.2.1 Avstralija

Avstralija med razvitim državami velja za redke primer države, ki ni nikoli uvedla obveznega PAYGO pokojninskega sistema. Pokojninski sistem v Avstraliji je bil dolga let osnovan prostovoljnih zasebnih pokojninskih prihrankih, ki se v ekonomski literaturi imenujejo *superannuation funds*. Država je leta 1985 ustanovila prvi pokojninski sklad, ki je temeljil na centraliziranih plačnih pogajanjih, kjer so se delodajalci in sindikati medsebojno uskladili glede obvezne prispevne stopnje zaposlenih in delodajalcev. Prvotni načrt je naletel na dva glavna problema: (1) nekateri delodajalci se načrtu niso prilagodili medtem ko (2) nekateri zaposleni zaradi izvzetja iz kolektivnega pogajanja niso bili zajeti v obvezni pokojninski načrt. Kasneje je država v prenovljenem pokojninskem načrtu določila minimalno prispevno stopnjo za pokojninske prispevke, ki jih plačujejo delodajalci. Leta 2003 je prispevna stopnja znašala 9 odstotkov in je bila povišana s prvotnih 5 odstotkov leta 1994. V nasprotju s Čilom, kjer zaposleni izberejo zasebne pokojninske sklade, v Avstraliji to opravi delodajalec. Zaposleni lahko pokojninske prihranke dvignejo iz računa ob starosti 55 let, vendar je bo z letom 2025 predvidena dovoljena starost za dvig pokojninskih prihrankov povišana na 65 let. Dvig pokojninskih prihrankov iz računov v glavnem poteka v obliki enkratnega zneska ali anuitete. Obenem Avstralija z obsežnimi davčnimi olajšavami spodbuja zasebno pokojninsko varčevanje. Varčevalni računi so se izkazali za zelo učinkovit ukrep spodbujanja pokojninskega varčevanja. skladi so večino svojih naložb usmerili v delnice ter vrednostne papirje, ki so vezani na obrestna izplačila. Manjši delež naložb je bil usmerjen v gotovino in depozite ter nepremičnine, sorazmerno velik delež pa je bil usmerjen v tuja imetja. Predvidene projekcije rasti pokojninskih varčevalnih skladov predvidevajo, da bodo skladi leta 2020 dosegli 112,3 odstotka BDP (Rothman, 1998) kar bi Avstralijo po stabilnosti in višini akumuliranih zasebnih pokojninskih prihrankov uvrstilo na vrh lestvice OECD držav. Med ključne učinke pokojninske reforme v Avstraliji lahko povzamemo v tri glavne točke (Mitchell, O'Quinn, 1997):

- Višji pokojninski prihodki
- Višja raven varčevanja
- Nižja fiskalna obremenitev pokojninske blagajne

Tabela 7 prikazuje kronološki potek pokojninske reforme v Avstraliji ter ključne ukrepe pokojninske reforme med leti 1983 in 1996, ko je država opravila popolni prehod na naložbeni sistem obveznega pokojninskega varčevanja.

Tabela 7: Kronološki potek pokojninske reforme v Avstraliji (1983-1996)

Ukrep pokojninske reforme	Značilnosti
»Means-testing« upravičenosti za pokojnino	Prehod od univerzalne pokojninske sheme na selektivno testiranje upokojencev za prejemanje pokojnine. Starost za upravičenost pokojninskih prejemkov je bila določena na 70 let.
Prenosljivost prihrankov in kaznovanje prezgodnjih dvigov prihrankov	Z uvedbo depozitnih skladov in odloženih anuitet so bili pokojninski prihranki prenosljivi ne glede na menjavo zaposlitve. V primeru dviga prihrankov pred 55. letom, je bil zavezanec kaznovan s 30 odstotnim davkom.
Pokojninska shema	Leta 1985 je bila uvedena prispevna stopnja v pokojninske varčevalne sheme v višini 3 odstotkov na zaposlenega. Tovrsten mandat se je leta 1986 razširil na vse bodoče pogodbe o zaposlitvi.
Obvezna pokojninska shema	Leta 1992 je vlada uvedla obvezno pokojninsko varčevalno shemo za vse vrste zaposlitve. Prispevna stopnja je bila dvignjena z 3 odstotkov leta 1992 na 9 odstotkov leta 2003.
Davčne olajšave	Leta 1996 je avstralska vlada uvedla davčne olajšave za pokojninske varčevalne račune.
Potrošna izbira	Možnost naložb iz pokojninskih varčevalnih računov v 5 različnih investicijskih skladov.
Večji pokojninski prihodki	Dvig minimalne starosti za dvig pokojninskih prihrankov s 55 let v letu 2015 na 65 let z letom 2025.

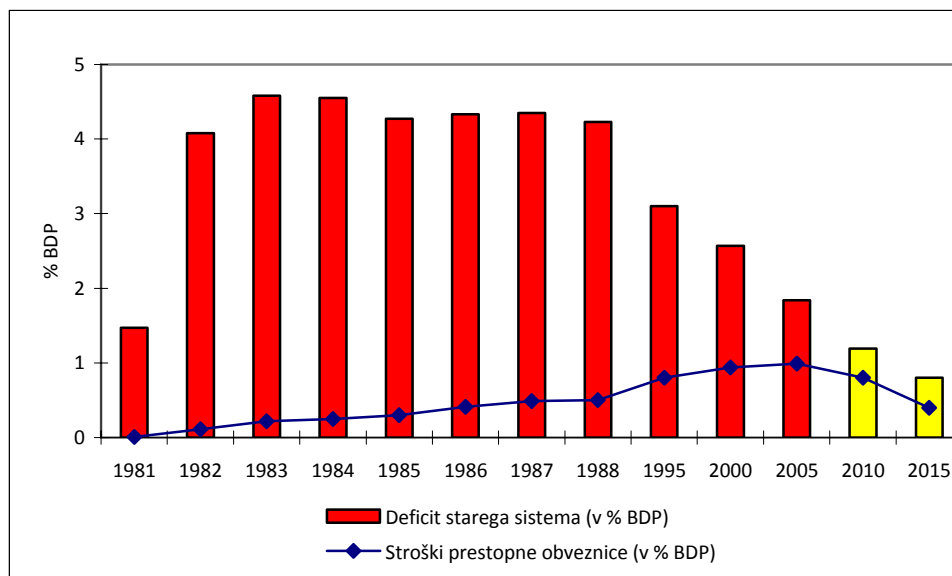
Vir: Mitchell & O'Quinn, Australia's Privatized Retirement System: Lessons for the United States, 1997.

5.2.2 Čile

Leta 1980 so bile Čile prva država na svetu, ki je izvedla univerzalen prehod s sistema sprotnega prispevna kritja na kapitalsko pokritje pokojninskih prispevkov. Medtem ko so bile obstoječim upokojencem pridobljene pravice zagotovljene je bila mlajšim zaposlenim, ki so že vplačevali v javno pokojninsko blagajno ponujena izbira med starim sistemom sprotnega kritja in novim sistemom kapitalskega kritja pokojninskih prispevkov na individualnih varčevalnih računih pri čemer je bil vstop v novi sistem za zaposlene ob vstopu na trg dela obvezen. Mlajšim zaposlenim, ki so sproti vplačevali pokojninske prispevke v javno pokojninsko blagajno je bila ponujena t.i. prestopna obveznica, če so se odločili za vstop v novi pokojninski sistem. Piñera (1996) prestopno obveznico opisuje kot »Tisti, ki niso izbrali starega sistema so dobili t.i. prestopno obveznico, ki je bila položena na njihov novi pokojninski račun. Obveznica je bila indeksirana z inflacijo in je imela 4 odstotno realno obrestno mero. V bistvu je bila brezakuponska zakladniška obveznica vrednostni papir, ki je došel v času upokojitve zaposlenega... Z obveznicami se lahko trguje na sekundarnih kapitalskih trgih. S tem se zaposlenim dovoljuje, da usvarijo potreben kapital za upokojitev... Obveznica je bila sestavljena z namenom odražanja pravic zaposlenih, ki so bile pridobljene v starem pokojninskem sistemu sprotnega kritja.« (Piñera, 1996, str. 5). Edwards (1998) na podlagi analize učinkov privatizacije pokojninskega sistema v Čilu poda izračun primanjkljaja javne pokojninske blagajne, ki izhaja iz starega sistema financiranja pokojninskih izplačil s sprotim prispevnim kritjem ter oceno stroškov prestopne obveznice, ki je starejšim zaposlenim jamčila obseg pravic pridobljen v starem sistemu, v deležu BDP. Avtor ugotavlja, da se je primanjkljaj sistema sprotnega prispevnega kritja povečal z 1,47 odstotka BDP leta 1981 na 4,35 odstotka BDP leta 1987 medtem ko je v letu 2005 primanjkljaj upadel na 1,84 odstotka BDP. Na drugi strani so stroški prestopne obveznice oz. obveznice spoznanja dosegli

maksimum v letu 2005, ko so dosegli 0,99 odstotka BDP. Srednjeročne projekcije predlagajo, da bo do leta 2015 primanjkljaj starega pokojninskega sistema upadel na raven pod 1 odstotkom BDP medtem ko srednjeročne projekcije napovedujejo, da se bo do leta 2015 strošek prestopne obveznice stabiliziral na ravni 0,4 odstotka BDP (Edwards, 1998, str. 33-62). Slika 11 prikazuje dinamiko gibanja narodnogospodarskih stroškov primanjkljaja starega pokojninskega sistema ter prestopne obveznice, ki je nagradila mlajše zaposlene, ki so izbrali vstop v naložbeni pokojninski sistem.

Slika 11: Makroekonomski stroški pokojninske reforme v Čilu (1981-2015)



Vir: S. Edwards, The Chilean Pension Reform: A Pioneering Program, 1998.

Gladek prehod v novi pokojninski sistem, ki je temeljil na kapitalnem kritju pokojninskih prispevkov so omogočili predvsem ugodni demografski pogoji kot sta visoka stopnja rodnosti in nizek delež starejšega odvisnega prebivalstva. Tovrstna kombinacija demografskih dejavnikov je omogočila sorazmerno nizek demografski pritisk na dolgoročno vzdržnost financiranja starostnih izdatkov iz javnofinančne pokojninske blagajne ter visoko stopnjo vstopa bodočih zaposlenih na trg dela, kar je pomenilo lažjo izvedbo demografskega prehoda na sistem kapitalnega kritja pokojninskih prispevkov. Pred izvedbo pokojninske reforme v letu 1980 je bila za Čile značilna nizka raven javnih pokojninskih izdatkov. V letu 1979 je raven javnih pokojninskih izdatkov znašala 6,9 odstotka BDP, v letu 1980 pa 7,2 odstotka BDP (Arenas de Mesa, 1992). Sorazmerno nizek demografski strošek prehod iz sistema prispevnega kritja v sistem kapitalnega kritja v Čilu pojasnjuje nizek delež prebivalstva starejšega od 65 let, ki je bil v sistemu sprotne prispevnega kritja v veliki meri odvisen od javnih pokojninskih prejemkov. Leta 1980, ko je čilenska vlada v okviru pokojninske reforme izvedla prehod na kapitalni sistem, je v Čilu delež odvisnega prebivalstva nad 65 let znašal 5,9 odstotka in vse do leta 2000 ni presegel 7 odstotkov. Za primerjavo so bile razvite države v osemdesetih letih soočene z pospešenim staranjem prebivalstva²⁴ in rastočim implicitnim dolgom javnih pokojninskih sistemov, ki sta privedla do velikega obsega nekritih

²⁴ Delež odvisnega prebivalstva starejšega od 65 letu je bil v osemdesetih letih na ravni 14 odstotkov v Franciji, 13,5 odstotkov v Italiji in 11,2 odstotka v Španiji. Glej *World Population Prospects, The 2008 Revision*.

pokojninskih obveznosti v deležu BDP. Rezultati dolgoročne pokojninske reforme z ozirom na javnofinančno stabilnost ter gospodarsko rast nakazujejo na izrazito pozitiven vpliv reforme. OECD (1997) ocenjuje, da je prehod na zasebni pokojninski sistem v letu 1987 ustvaril javnofinančne prihranke v višini 3 odstotkov BDP, ki so se v letu 1997 povečali na 5,6 odstotka BDP. Delež zasebnih pokojninskih skladov se je od leta prehod na sistem kapitalnega kritja do leta 1996 povečal z 0,81 odstotka BDP na 38,98 odstotka BDP.

Tabela 8: Letne stopnje realnega donosa na kapitalnem trgu v Čilu (1981-1996)

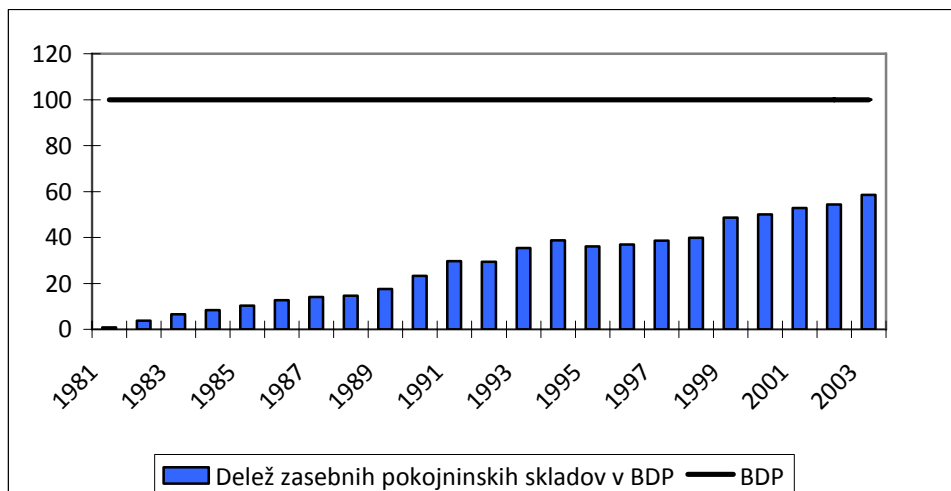
	Efektivna obrestna mera za operacije med 90 dni in 1 letom (v %)	Letna realna stopnja donosa zasebnih pokojninskih varčevalnih računov (v %)
Aritmetična sredina	6,98	12,15
Standardni odklon	2,57	9,22
Maksimum	13,20	29,70
Minimum	4,10	-2,50
Mediana	6,30	12,60
95-odstotni interval zaupanja		
Zgornja meja	8,23	16,67
Spodnja meja	5,72	7,63

Vir: OECD, Chilean Pension System, 1997.²⁵

Tabela 8 prikazuje primerjavo letnih realnih stopenj donos na finančnem trgu, izraženo kot efektivna obrestna mera za operacije med 90 dni in 1 letom, in zasebnih pokojninskih računov v Čilu med leti 1981 in 1996. Povprečna stopnja realnega donosa je v proučevanem obdobju znašala 12,15 odstotka na zasebnih pokojninskih računih medtem ko je efektivna obrestna mera znašala v povprečju 6,98 odstotka. Standardni odklon realne stopnje donos na zasebnih pokojninskih računov je bil v omenjenem obdobju kar 3,6 krat večji od standardnega odklona efektivne obrestne mere, kar pojasnjuje višjo stopnjo volatilitnosti in tveganja pri realnem donosu na pokojninskih računih. Obenem variacijski razmik 95-odstotnega intervala zaupanja pri efektivni obrestni meri znaša 2,51 odstotne točke medtem ko pri realnem donosu pokojninskih računov znaša 9,04 odstotne točke kar implicira višjo stopnjo variabilnosti pri pokojninskih računih, ki je posledica naložb v bolj tvegane vrednostne papirje.

²⁵ Povprečne realne stopnje donosa ter zgornje in spodnje meje intervala zaupanja so izražene v odstotkih.

Slika 12: Delež zasebnih pokojninskih skladov v BDP v Čilu (1981-2003)



Vir: A. Arenas de Mesa, *Fiscal and the Institutional Considerations and the Chilean Prescription*, 2005

V osemdesetih in devetdesetih letih 20. stoletja je čilenska vlada izvedla tudi liberalizacijo kapitalskega trga, ki je temeljila predvsem na zagotavljanju transparentnosti. Privatizacija državnih podjetij je skupaj z rastjo pokojninskih skladov omogočila poglobitev ter nadaljnji razvoj kapitalskega trga. Slika 12 prikazuje dinamiko rasti zasebnih pokojninskih skladov v Čilu, ki so sestavni del novega pokojninskega sistema, ki temelji na polnem kapitalskem kritju. Delež se je povzpел z 0,9 odstotka BDP v letu 1981 na 58,6 odstotkov BDP v letu 2003. Schmidt-Hebbel (1999) prednosti prehoda s sistema sprotnega prispevnega kritja na sistem polnega kapitalskega kritja v Čilu opisuje kot »...s polnim kapitalskim kritjem in zasebnim upravljanjem pokojninskih prispevkov bo čilenski pokojninski sistem v naslednjih desetletjih gladko absorbiral nastajajoči demografski prehod v starejšo strukturo prebivalstva... Z zgodnjo izvedbo pokojninske reforme je Čile preprečil pokojninsko časovno bombo, saj v državi ni znakov dolgoročne pokojninske krize.« (str. 19). Danes so pokojninski skladi največji investitor na trgu kapitala v Čilu. Delež naložb v delnice in obveznice privatiziranih javnih podjetij v portfeljski strukturi pokojninskih skladov se je povečal z 1,1 odstotka BDP leta 1985 na 32,8 odstotka leta 1996. Liberalizacija kapitalskega trga in odprava ovir za vstop tujih pokojninskih skladov je hkrati privedla do razvoja novih finančnih instrumentov s katerimi so si pokojninski skladi lahko zagotovili dolgoročno financiranje naložb ter do razvoja panoge merjenja tveganja, ki je upraviteljem skladov zagotovila ustrezne informacije za optimizacijo naložbenih portfeljev v smer povišanja stopnje donosa in razpršitve tveganja. Liberalizacija kapitalskega trga je privedla do zmanjšanja administrativnih stroškov vodenja pokojninskih računov, ki so se med leti 1983 in 1993 zmanjšali z 15 odstotkov na 1,8 odstotka naložbenih imetij.²⁶

²⁶ Glej *The Chilean Pension System*, OECD Ageing Working Paper No. 5.6

Sklep

Demografske razmere razvitih držav v 20. in 21. stoletju opisuje daljša pričakovana življenjska doba po 65. letu in nizka stopnja rodnosti. Medtem ko se je v večini razvitih držav stopnja vstopa na trg dela v omenjenem razdobju zniževala, so vlade razvitih držav v zgodnjih šestdesetih in kasnejših letih 20. stoletja pričele zniževati efektivno starost ob upokojitvi in uvajati širok dostop prebivalstva do radodarnih shem pokojninskega in zdravstvenega zavarovanja. Tovrstna kombinacija ekonomskih politik je ob predvidni rasti delež odvisnega prebivalstva privedla do problema solventnosti pokojninskih sistemov sprotnega kritja. Tovrsten pokojninski sistem sorazmerno dobro deluje v razmerah stacionarne rasti prebivalstva, ki jo označujeta visoka stopnja rodnosti ter nizek delež starejšega odvisnega prebivalstva. Danes se razvite države nahajajo v razmerah pospešenega staranja prebivalstva in daljše pričakovane življenjske dobe, ki je posledica napredka in izboljšav na področju zdravstvenih tehnologij. Pokojninski sistem sprotnega prispevnega kritja, ki ga je kot prvi leta 1889 uvedel nemški kancler Otto von Bismarck, je v takšnih razmerah dolgoročno nezmožen zagotoviti raven pokojninskih izplačil, ki bi dohitevala dolgoročen trend staranja prebivalstva. Ekonomska teorija delovanje pokojninskega sistema, ki temelji na sprotnem prispevnem kritju pogojuje z stacionarno rastjo prebivalstva, ki presega tržno obrestno mero. V nasprotnem primeru se diskontna stopnja in posledičen vpliv na potrošnjo v življenjskem ciklu posameznikov s starostjo povečujeta in s tem tudi demografski pritisk na javnofinančne izdatke za starost. Osrednja dolgoročna ovira makroekonomski in fiskalni stabilnosti razvitih držav je predvsem visok obseg nekritih pokojninskih obveznosti, ki v vseh proučevanih državah za nekajkrat presegajo velikost narodnih gospodarstev.

Rezultati ekonometrične analize javnih pokojninskih izdatkov za vzorec 23 držav OECD za leto 2007 kažejo, da so ključni dejavniki višine javnih pokojninskih izdatkov delež prebivalstva starejšega od 65 let, delež zasebnih pokojninskih skladov, efektivna starost ob upokojitvi ter starost ob izstopu s trga dela. Slednji dve spremenljivki nista skupaj vključeni v specifikacijo regresijskih enačb zaradi možnosti pojava multikolinearnosti, ki bi zmanjšal zanesljivost testnih statistik in intervalov zaupanja. Za razvite države OECD z visokim deležem javnih pokojninskih izdatkov v BDP so značilni visok delež starostno odvisnega prebivalstva, nižja efektivna starost ob upokojitvi ter sorazmerno nizek delež zasebnih pokojninskih skladov v BDP. Vzorčne ocene regresijskih koeficientov kažejo, da bi povečanje efektivne starosti ob upokojitvi ter povečanje deleža zasebnih pokojninskih skladov privedlo do znatnega zmanjšanja javnih pokojninskih izdatkov v deležu BDP. Vendar je tovrsten parametričen ukrep le del dolgoročne pokojninske reforme.

Za celovito izvedbo dolgoročne pokojninske reforme se morajo razvite države soočiti z dejstvom, da je potrebna celovita sprememba pokojninskega sistema v smeri odprave sprotnega prispevnega kritja ter prehod na sistem polnega kapitalskega kritja pokojninskih prispevkov. Tovrsten sistem temelji na uvedbi zasebnih pokojninskih varčevalnih računov, kjer se pokojninski prispevki kapitalizirajo po tržni obrestni meri. Vendar sorazmerno visok

delež starostno odvisnega prebivalstva onemogoča gladek demografski prehod v tovrsten sistem. Leta 1980 so bile Čile prva država na svetu, ki je v celoti opustila sistem sprotnega prispevnega kritja in pod vodstvom takratnega ministra za delo in pokojnine, Joséja Piñere, izvedla privatizacijo pokojninskega sistema, ki je temeljila na prehodu na polno kapitalsko kritje pokojninskih prispevkov. Tovrsten prehod so omogočili predvsem ugodni demografski parametri kot sta visoka stopnja rodnosti in nizek delež prebivalstva starejšega od 65 let, ki je bil vezan na pokojninske prejemke iz javne pokojninske blagajne. Obenem je bila v Čilu v sedemdesetih letih 20. stoletja prisotna hiperinflacija, ki je v celoti razvrednotila pokojninske prejemke prvega stebra, ki jih je zagotavljal stari sistem sprotnega prispevnega kritja in je v okviru makroekonomske stabilizacije omogočila vzpostavitev novega pokojninskega sistema, ki je temeljil na kapitalskem kritju pokojninskih prispevkov.

Z dolgoročno nevzdržnostjo javnih pokojninskih sistemov se soočajo tudi države v razvoju in tranzicijske države, ki so ravno tako podvržene vplivu staranja prebivalstva in posledičnemu demografskemu pritisku na javnofinančno vzdržnost. Med tranzicijskimi državami predvsem Poljska in Madžarska veljata za državi, ki sta že uvedli konkretne ukrepe pokojninske reforme v smeri večjega kapitalskega kritja. Poljska je leta 1999 izvedla pokojninsko reformo in zaposlenim v starosti med 30 let in 50 let omogočila izbiro med državnim pokojninskim sistem sprotnega prispevnega kritja ter novim sistemom zasebnih varčevalnih računov znotraj sistema sprotnega prispevnega kritja kamor se je kapitaliziralo 7,3 odstotka bruto plače. Reformni ukrep se je izkazal za uspešnega, saj je novi sistem izbralo 12 milijonov zaposlenih v starosti med 30 in 50 let oz. 70 odstotkov zaposlenih v tej starostni skupini.

Leta 2010 se je Slovenija pridružila OECD oz. skupini najbolj razvitih držav. Po izračunih Banke za mednarodne poravnave implicitni generacijski dolg v Sloveniji znaša 291 odstotkov BDP. Študija raziskovalnega konzorcija Allianz je pokazala, da slovenski pokojninski sistem med razvitimi državami poleg italijanskega in španskega pokojninskega sistema velja za najbolj ogroženega in dolgoročno nevzdržnega. Dolgoročne demografske projekcije Slovenijo označujejo kot državo z visoko stopnjo izpostavljenosti demografskemu tveganju. Zato so v luči demografskega prehoda nujne strukturne spremembe pokojninskega sistema v smeri večjega poudarka na sistemu kapitalskega kritja, saj staranje prebivalstva zgolj povečuje celotne ekonomske stroške demografskega prehoda ter implicitni dolg države. Dolgoročna pokojninska reforma, ki temelji na paradigmatiski spremembi pokojninskega sistema, je ključna za ohranitev dolgoročne stabilnosti javnih financ in krepitev potencialne gospodarske rasti.

Nekdanji ameriški sekretar za trgovino v Nixonovi administraciji Pete G. Peterson je politični in ekonomski pomen globalnega staranja prebivalstva povzel z besedami: »Če pokojninski sistemi ne bodo radikalno reformirani, bodo stroški globalnega staranja znatno presegli ekonomske zmožnosti celo najbogatejših držav. Neuspeh pri pokojninski reformi bi sprožil gospodarsko krizo svetovnih razsežnosti. Zaradi teh razlogov bo globalno staranje prebivalstva ne le poglavitno ekonomsko vprašanje 21. stoletja temveč tudi težko pojmljivo politično vprašanje.« Staranje prebivalstva od razvitih držav zahteva institucionalne

spremembe pokojninskih sistemov. Sedanji sistem sprotnega prispevnega kritja, ki je v veljavi v večini razvitih držav, je dolgoročno nevzdržen predvsem zaradi dejstva, da naraščajoča prispevna stopnja ne more dohitevati naraščajočega deleža odvisnega starejšega prebivalstva, saj bi ob nespremenjenem prispevnem kritju narasla realna davčna obremenitev gospodarstva in javnofinančni izdatki za starost. Z vidika sedanje vrednosti nekrite pokojninske obveznosti predstavljajo glavni vir implicitne zadolženosti razvitih držav in v domala vseh razvitih držav že presegajo velikosti BDP in predstavljajo osrednjo grožnjo makroekonomski stabilnosti.

Mikroekonometrične študije zgodnjega upokojevanja za razvite države potrjujejo, da so sheme za zgodnjo upokojitev med neposrednimi vzroki visoke stopnje moralnega hazarda pri upokojitvi pred uradno določeno starostjo za odhod v pokoj. Ob odsotnosti ukinitvev shem in selektivnih spodbud za zgodnje upokojevanje ter brez dolgoročne pokojninske reforme, ki temelji na prehodu na sistem polnega kapitalskega kritja prispevkov in dvigu ефективne starosti ob upokojitvi, so pred razvitimi državami desetletja nizke gospodarske rasti in visoke zadolženosti, ki sta lahko povod za naslednjo gospodarsko in dolžniško krizo.

Literatura in viri

1. Allianz Global Investors (2009). *Funded Pensions in Western Europe 2008*. Munich, Germany: BZ
2. Allianz Global Investors (2009). *Pension Sustainability Index 2009*. International Pension Papers, 5. Munich, Germany: BZ
3. Antolin, P. & Scarpetta, S. (1998). *Microeconomic Analysis of Retirement Decision: Germany*. OECD Economics Department Working Paper 204.
4. Arenas de Mesa, A. (2005). *Fiscal and the Institutional Considerations and the Chilean Prescription*. In Crabbe, C. A. (Ed.). *A Quarterly Journal of Pension Reform in Latin America and the Caribbean: Lessons Learned and the Next Step*. Washington, DC: Inter-American Development Bank.
5. Auerbach, A.J., Kotlikoff, L. & Leibfritz, W. (1999). *Generational Accounting Around the World*. Chicago, IL: University of Chicago Press.
6. Barnett, M. L. (1973). *An Assessment of Bismarck's Social Insurance Program*. Hartford, CT: Department of History, University of Hartford.
7. Baker, M., Gruber, J. & Miligan, K. (2003). *The Retirement Incentive Effect of Canada's Income Security Programs*. Canadian Journal of Economics, 36(2), str. 261-290.
8. Barr, N. & Diamond, P. (2008). *Reforming Pensions: Principles, Analytical Errors and Policy Directions*. International Social Security Review, 62(08), str. 5-19.
9. Becker, G. (2010). *How to Greatly Reduce the Fiscal Burden of Entitlements?*. Becker-Posner Blog, June 27.
10. Blocker, A., Kotlikoff, L. & Ross, S.A. (2008). *The True Cost of Social Security*. NBER Working Paper 14427.
11. Blöndal, S. & Scarpetta, S. (1999). *The Retirement Decision in OECD Countries*. OECD Economics Department Working Paper 202.
12. Bogataj, L. & Ferbar, L. (2004). *Matematika za ekonomiste 2. del*. Ljubljana: Ekonomska fakulteta.
13. Boskin, M. (1975). *Social Security and Retirement Decision*. NBER Working Paper 107.
14. Boskin, M. & Herd, M. (1980). *The Effect of Social Security on Early Retirement*. Journal of Public Economics, 10, str. 361-377.
15. Bovenberg A. L. & Knapp, T. (2005). *Ageing, Funded Pensions and the Dutch Economy*. CESifo Working Paper 1403.
16. Boyer, R. (2002). *Is There a Welfare State Crisis? A Comparative Study of French Social Policy*. Geneva, Switzerland: International Labour Organization.

17. Cass, D. & Yaari, M. (1966). *A Re-examination of the Pure Consumption Loans Models*. Journal of Political Economy, 74(4), str. 353-367.
18. Castles, F. B. (2001). *The Future of the Welfare State: Crisis Myths and Crisis Realities*. Presented at *Reinventing Society in a Changing Global Economy*, University of Toronto, March 8-10. Toronto, Canada.
19. Cecchetti, S., Mohanty, M. S. & Zampolli, F. (2010). *The Future of Public Debt: Prospects and Implications*. BIS Working Paper 300.
20. Coile, C. & Gruber, J. (2007). *Future Social Security Entitlements and the Retirement Decision*. Review of Economics and Statistics, 89(2), str. 234-246.
21. Congressional Budget Office (2001). *Social Security: A Primer*. Washington DC: Congressional Budget Office, 97 str.
22. Cottarelli, C. (2010). *Public Pension Reform and Fiscal Consolidation*. Mimeo. Fiscal Affairs Department, Washington, DC: International Monetary Fund.
23. Creda, R. (2005). *Does Social Security Affect Retirement and Labor Supply? Using Chilean Experience as an Experiment*. The Developing Economies, 43(2), str. 235-264.
24. Dang, T. T., Antolin, P. & Oxley, H. (2001). *Fiscal Implications of Ageing: Projections of Age-Related Spending*. OECD Economics Department Working Paper 305.
25. Diamond, P. (2005). *Pensions For an Aging Population*. NBER Working Paper 11877.
26. Dorn, D. & Souza-Poza, A. (2004). *Motives for Early Retirement: Switzerland in an International Comparison*. Diskussionspapier 99. Forschungsinstitute für Arbeit und Arbeitsrecht an der Universität St. Gallen.
27. Duval, R. (2003). *The Retirement Effects of Old-Age Pension and Early Retirement Schemes in OECD Countries*. OECD Economics Department Working Paper 370.
28. Ebeling, R. M. (2007). *Marching to Bismarck's Drummer: The Origins of the Modern Welfare State*. The Freeman, 57(10), 4-5.
29. Edwards, S. (1998). *The Chilean Pension Reform: A Pioneering Program*. In Feldstein, M. (Ed.). *Privatizing Social Security*. Chicago, IL: University of Chicago Press.
30. Eklöf, M. & Hallberg, D. (2004). *Private Alternatives and Early Retirement Programs*. Uppsala University Department of Economics Working Paper 5.
31. European Commission (2006). *Current and Prospective Theoretical Pension Replacement Rates, 2006-2046*. Brussels: Indicator Sub-Group, Social Protection Committee. Directorate-General for Employment, Social Affairs and Equal Opportunities.
32. European Commission (2006). *The Impact of Ageing on Public Expenditure: Projections for the EU25 Member States on Pensions, Health Care, Long-Term Care, Education and*

Unemployment Transfers (2004-2050). Special Report 1(06). Brussels: Directorate-General for Economic and Financial Affairs.

33. European Commission (2008). *The 2009 Ageing Report: Underlying Assumptions and Projections Methodologies for the EU27 Member States, 2007-2060*. European Economy 7. Brussels: Directorate-General for Economic and Financial Affairs.

34. Euwals, R., van Vuuren, D. & Wolthoff, R. (2005). *Early Retirement Behavior in the Netherlands: Evidence from a Policy Reform*. CBO Discussion Paper 52.

35. Feldstein, M. (1997). *Privatizing Social Security: The \$10 Trillion Opportunity*. Social Security Choice, 7. Washington DC, Cato Institute.

36. Feldstein, M. (Ed.). (2000). *Privatizing Social Security*. Chicago, IL: University of Chicago Press.

37. Feldstein, M. (2001). *The Future of Social Security in Europe*. NBER Working Paper 8487.

38. Feldstein, M. & Liebman, J. B. (2001). *Social Security*. NBER Working Paper 8451, 109 str.

39. Gokhale, J. (2009). *Measuring the Unfunded Obligations of European Countries*. NCPA Policy Report 319.

40. Goldberger, A. (1998). *Introductory Econometrics*. Cambridge, MA: Harvard University Press.

41. Greene, W. (2002). *Econometric Analysis (5th ed.)*. Upper Saddle River, NJ: Prentice Hall.

42. Gruber, J. (2009). *Public Finance and Public Policy*. New York, NY: Worth Publishers.

43. Gruber, J. & Wise, D.A. (1998). *Social Security and Retirement Around the World*. Chicago, IL: University of Chicago Press.

44. Gruber, J. (1995). *The Incidence of Payroll Taxation: Evidence from Chile*. American Economic Review, 15(3), 72-101.

45. Guðmundsson, M. (2001). *The Icelandic Pension System*. Reykjavik, Iceland: National Association of Pension Funds.

46. Gujarati, D. (2003). *Basic Econometrics: (4th ed.)*. New York, NY: McGraw-Hill.

47. Hansen, B. E. (2010). *Econometrics*. Madison, WI: University of Wisconsin.

48. Häusermann, S. (2006). *Reform Opportunities in a Bismarckian Latecomer: Restructuring the Swiss Welfare State*. In Palier B. (Ed.), *The Politics of Reform in Bismarckian Welfare Systems*. Cambridge: Center for European Studies, Harvard University.

49. Henkens, R. & van Daalen, H. P. (2003). *Early Retirement Systems and Behavior in an International Perspective*. In Adams, G. A. & Beehr, T. A. *Retirement: Reasons, Processes and Results*, 242-264. New York, NY: Springer.
50. Hennock, E. P. (2007). *The Origin of the Welfare State in England and Germany, 1850-1914: Social Policies Compared*. New York, NY, Cambridge University Press.
51. Herbertsson, T. T. (2001). *Why the Icelanders do not Retire Early?*. Stockholm, Sweden: Pensionsforum.
52. Herbertsson, T. T. (2001). *Pension Policies and Early Retirement in Nordic Countries*. Presentation at Pensionkommisjonen, November 19. Oslo, Norway.
53. Herbertsson, T. T. & Orszag, J. M (2001). *The Costs of Early Retirement in the OECD*. Institute of Economic Studies Working Paper, W01(02).
54. John, D.C. & Levine, R. (2009). *Retirement Savings Systems in Australia, Chile, New Zealand and the United Kingdom: Lessons for the United States*. The Retirement Security Project 1(09), Washington, DC: Brookings Institution.
55. Khan, J., Gerdtham, U. J. & Jansson, B. (2004). *Effects of Macroeconomic Trends on Social Security Spending due to Sickness and Disability*. Am. J. Public Health, 94(11), 2004-9.
56. Kohler, H. P., Billari, F. C. & Ortega, J.A. (2006). *Low Fertility Rate in Europe: Causes, Implications and Policy Options*. In F. R. Harris (Ed.), *The Baby Bust: Who Will do the Work? Who Will Pay the Taxes?*, 48-109. Lanham, MD: Rowman & Littlefield Publishers.
57. Kotlikoff, L. & Leibfritz, W. (1998). *An International Comparison of Generational Accounts*. NBER Working Paper W6447.
58. Lee, R. D. (2007). *Global Population Aging and its Economic Consequences*. Washington DC: The AEI Press.
59. Lindebloom, M. (1998). *Microeconometric Analysis of Retirement Decision: The Netherlands*. OECD Economics Department Working Paper 207.
60. Manow, P. & Seils, E. (2000). *The Employment Crisis of the German Welfare State*. West European Politics, 23(2), 137-160.
61. Miniaci, R. (1998). *Microeconometric Analysis of Retirement Decision: Italy*. OECD Economics Department Working Paper 205.
62. Miniaci, R. & Stancanelli, E. (1998). *Microeconometric Analysis of Retirement Decision: United Kingdom*. OECD Economics Department Working Paper 206.
63. Mink, R. (2007). *General Government Pension Obligations in Europe*. IFC Bulletin, 28(1), 199-209.
64. Mitchell, D.J. & O'Quinn, R. (1997) *Australia's Privatized Retirement System: Lessons for the United States*, 1149, Heritage Foundation Backgrounder.

65. National Institute on Aging (2007). *The Health & Retirement Study: Growing Older in America*. Washington DC, U.S. National Institutes of Health.
66. Normann, G. & Mitchell, D (2000). *Pension Reform in Sweden: Lessons for American Policymakers*, 1381, Heritage Backgrounder.
67. Leibfritz, W. (2002). *Retiring Later Makes Sense*. OECD Observer, 234, October.
68. OECD (1997). *Chilean Pension System*. OECD Ageing Working Paper 5.6.
69. OECD (2009). *Pensions at Glance: Retirement-Income Systems in OECD Countries*. Paris: Organization for Economic Cooperation and Development.
70. OECD (2005). *Private Pensions: OECD Classification and Glossary*. Paris: Organization for Economic Cooperation and Development.
71. OECD (2009). *Economic Policy Reforms: Going for Growth*. Paris: Organization for Economic Cooperation and Development.
72. Palier, B. (2007). *The Politics of Reform in Bismarckian Welfare Systems*. In *European Union Studies Association*. Biennial Conference, May 10. Montreal, Canada.
73. Palier, B. (2010). *A Long Goodbye to Bismarck?: The Politics of Welfare Reform in Continental Europe*. Amsterdam, Netherlands: Amsterdam University Press.
74. Peterson, Pete G. (1999). *Gray Dawn: The Global Aging Crisis*. Foreign Affairs, January-February.
75. Piñera, J. & Weinstein, A. (1996). *Una Propuesta de Reforma del Pensiones en España*, Madrid, Spain: Círculo de Empresarios.
76. Piñera, J. (1996). *Empowering Workers: The Privatization of Social Security in Chile*. Cato Letter, 10 (2-3). Washington DC: Cato Institute.
77. Piñera, J. (1997). *Empowering People*. Testimony before the Senate Committee on Banking, Housing and Urban Affairs, Subcommittee on Securities. July 26, Washington DC: U.S. Senate.
78. Piñera, J. (2001). *Toward a World of Workers-Capitalists*, Boston Conversazioni, Boston, MA: Boston University.
79. Piñera, J. (2004). *Will the Pension Time Bomb Sink the Euro?*. Cato Journal, 24(1-2), 45-50.
80. Piñera, J. (2004). *Retiring in Chile*. December 1, New York Times.
81. Quinn, J., Burkhauser R., Cahill, K. & Waethers, R. (1998). *Microeconomic Analysis of Retirement Decision: United States*. OECD Economics Department Working Paper 203

82. Queisser, M. & Whitehouse, E. (2003). *Individual Choice in Social Protection: The Case of Swiss Pensions*. OECD Economics Department Working Paper 11/03.
83. Rosen, H. & Gayer, T. (2008). *Public Finance* (8th ed.). New York, NY: McGraw-Hill.
84. Rothman, G. P. (1998). *Projections of Key Aggregates for Australia's Aged Government Outlays, Financial Assets, and Incomes*. Sixth Colloquium of Superannuation Researchers, Melbourne: Australia.
85. Samuelson, P. A. (1958). *An Exact Consumption-Loan Model of Interest With or Without Social Contrivance of Money*. Journal of Political Economy, 66(6), 467-482.
86. Schmidt-Hebbel, K. (1999). *Chile's Pension Revolution Coming at Age*. Mimeo, Santiago, Chile: Central Bank of Chile.
87. Schmidt-Hebbel, K. (1999). *Does Pension Reform Really Spur Productivity and Growth?* Central Bank of Chile Working Paper, 33.
88. Stanovnik, T. (2008). *Javne finance (4.dopl. in popr. izdaja)*. Ljubljana: Ekonomska fakulteta.
89. Stensnes, K. & Stølen N. M. (2007). *Pension Reform in Norway. Microsimulating Effects on Government Expenditure, Labor Supply Incentives and Benefit Distribution*, Research Department Discussion Paper 524, Statistics Norway.
90. Stock, J. H. & Watson, M. W. (2002). *Introduction to Econometrics (2nd ed.)*. Upper Saddle River, NJ: Prentice Hall.
91. United Nations (2008). *World Population Prospects: The 2008 Revision*. Department of Economic and Social Affairs, Population Division. New York, NY: United Nations.
92. van den Noord, P. & Herd, R. (1993). *Pension Liabilities in the Seven Major Economies*. OECD Economics Department Working Paper 142.
93. Woolridge, J. (2001). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Cambridge, MA: The MIT Press.
94. Woolridge, J. (2002). *Introductory Econometrics: A Modern Approach*. Florence, KY: South Western College Publishing.

Priloga

KAZALO PRILOG

Deskriptivna statistika	1
Korelacijska matrika	2
Vzorčne ocene regresijskih koeficientov	3
Beta koeficienti	4
Empirično preverjanje predpostavke o normalni porazdelitvi slučajne napake.....	5

Deskriptivna statistika

Spremenljivka	Variacijski Razmik	Minimum	Maksimum	Aritmetična sredina	Std. napaka aritmetične sredine	Standardni odklon
Javni pokojninski izdatki (v % BDP)	14,3	2,3	16,6	8,8	0,81	3,89
Delež populacije nad 65 let (v %)	11,2	11,4	22,6	16,4	0,59	2,82
Efektivna starost ob upokojitvi	8,6	57,9	66,5	62,2	0,47	2,24
Razlika v pričakovani živ. starosti po 65. letu	5,7	3,8	9,5	5,8	0,26	1,25
Neto nadomestitveno razmerje	70,1	40,3	110,4	70,9	4,31	20,65
Bruto prihranki (% BDP)	32,48	9,5	42,0	21,5	1,58	7,62
Delež zasebnih pokojninskih skladov (% BDP)	138,1	0	138,1	41,0	9,74	46,71
Izstopna starost iz trga dela	10,8	58,7	69,5	63,3	0,64	3,05

Korelacijska matrika

	Javni pokojninski izdatki	Delež populacije nad 65 let	Efektivna starost ob upokojitvi	Razlika v pričakovani življenjski dobi po 65. letu	Neto nadomestitveno razmerje	Bruto prihranki	Zasebni pokojninski skladi	Starost ob izstopu iz trga dela	Dummy: Kontinentalna Evropa	Dummy: Anglosaksonske države	Dummy: Zasebni pokojninski sistem
Javni pokojninski izdatki		0,746**	-0,475**	0,477*	0,146	-0,163	-0,658**	-0,523**	0,697**	-0,544**	-0,672**
Delež populacije nad 65 let			-0,176	0,633**	-0,014	0,183	-0,436*	-0,147	0,405	-0,582**	-0,502*
Efektivna starost ob upokojitvi				0,029	-0,378	-0,045	0,302	0,915**	-0,475*	0,236	0,333
Razlika v pričakovani življenjski dobi po 65. letu					-0,365	0,237	-0,206	-0,088	0,242	-0,267	-0,328
Neto nadomestitveno razmerje						-0,164	0,033	-0,353	0,485*	-0,582**	-0,190
Bruto prihranki							0,022	0,017	-0,242	-0,135	0,022
Zasebni pokojninski skladi								0,314	-0,295	0,277	0,767**
Starost ob izstopu s trga dela									-0,579**	0,259	0,380
Dummy: Kontinentalna Evropa										-0,569**	-0,411*
Dummy: Anglosaksonske države											0,538
Opomba: * označuje statistično značilnost korelacijskega koeficienta pri 5% ** označuje statistično značilnost korelacijskega koeficienta pri 1%											

Vzorčne ocene regresijskih koeficientov

	dependent variable is log(spending)							
	1	2	3	4	5	6	7	8
Constant	14.823 (7.148)	10.907 (6.723)	15.681 (8.552)	15.035** (6.557)	10.461 (6.089)	11.539 (4.020)	3.471 (6.206)	11.669** (4.655)
Oldpop	1.461*** (0.423)	1.612*** (0.358)	1.982*** (0.355)	2.130*** (0.318)	1.599*** (0.313)	1.597*** (0.269)	1.631*** (0.340)	1.651*** (0.321)
Effective	-4.935** (1.659)	-3.196* (1.593)	-4.517** (1.894)	4.321*** (1.519)	-3.068** (1.437)		-1.465 (1.477)	
ΔLifeex	0.484 (0.346)							
Net			-0.109 (0.227)					
Savings				-0.345** (0.144)				
Assets					-0.0038*** (0.0019)	-0.0034*** (0.0010)		
Exitage						-3.318*** (0.938)		-3.398*** (1.100)
DummyCE							0.360*** (0.121)	
DummyAS							0.276* (0.147)	
DummyPP		-0.295** (0.130)					-0.316** (0.116)	-0.238* (0.119)
Equation Summary								
N	23	23	23	23	23	23	23	23
R^2	0.734	0.769	0.711	0.775	0.809	0.879	0.851	0.814
Adj. R^2	0.693	0.733	0.665	0.739	0.779	0.853	0.808	0.784
Sum of Sq. Resid.	1.401	1.217	1.527	1.187	1.003	0.637	0.783	0.982
Std. Error of Regression	0.272	0.253	0.283	0.249	0.229	0.188	0.215	0.227
Log(likelihood)	-0.458	1.161	-1.445	1.454	3.378	8.610	6.243	3.628
Akaike Information Criteria	-4.457	-2.839	-5.445	-2.546	-0.623	3.610	0.243	-0.372
Schwarz Information Criteria	-6.729	-5.110	-7.716	-4.817	-2.894	0.771	-3.164	-2.643
F-test	17.514	21.117	15.552	21.826	26.953	32.778	19.526	27.687
Prob>F	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

Opomba: Standardne napake ocen regresijskih koeficientov so navedene v oklepajih. Statistična značilnost regresijskih koeficientov je podana kot * (10%), ** (5%) in *** (1%) pri vsaki pripadajoči stopnji zaupanja. Vse pojasnjevalne spremenljivke so logaritmirane razen deleža zasebnih pokojninskih skladov v BDP (*Assets*)

Beta koeficienti

	dependent variable is log(spending)							
	1	2	3	4	5	6	7	8
Oldpop	0.588 (2.198)	0.578 (2.159)	0.710 (2.655)	0.764 (2.853)	0.573 (2.141)	0.589 (2.200)	0.585 (2.185)	0.591 (2.211)
Effective	0.324 (-8.742)	-0.235 (-6.356)	-0.333 (-8.984)	-0.319 (-8.594)	-0.226 (-6.102)		-0.108 (-2.914)	
ΔLifeex	0.206 (0.406)							
Net			-0.065 (-0.222)					
Savings				-0.266 (-0.499)				
Assets					-0.366 (-0.076)	-0.329 (-0.068)		
Exitage						-0.655 (-13.384)		-0.332 (-6.785)
DummyCE							0.376 (0.083)	
DummyAS							0.253 (0.035)	
DummyPP		-0.300 (-0.055)					-0.322 (-0.059)	-0.243 (-0.045)

Opomba: vzorčne ocene parcialnih elastičnosti pokojninskih izdatkov glede na pojasnjevalne spremenljivke so podane v oklepajih.

Empirično preverjanje predpostavke o normalni porazdelitvi slučajne napake

Enovzorčni Kolmogorov-Smirnov test na ravni $\alpha=0,05$

	1	2	3	4	5	6	7	8
<i>N</i>	23	23	23	23	23	23	23	23
<i>Normal Parameters</i>								
Mean	-0,0002	0,0031	-0,9989	-0,0008	0,0052	0,0196	0,0005	0,0002
Std. Deviation	0,252	0,235	0,263	0,232	0,213	0,186	0,188	0,212
<i>Most Extreme Differences</i>								
Absolute	0,124	0,111	0,134	0,131	0,113	0,107	0,197	0,132
Positive	0,124	0,111	0,127	0,068	0,108	0,107	0,197	0,132
Negative	-0,095	-0,080	-0,134	-0,131	-0,113	-0,094	-0,116	-0,102
<i>Kolmogorov-Smirnov Z</i>	0,593	0,533	0,645	0,629	0,542	0,513	0,945	0,632
<i>Asy. Sign (2-tailed)</i>	0,873	0,938	0,800	0,823	0,930	0,955	0,334	0,819

Jarque-Bera test normalne porazdelitve slučajne napake

	1	2	3	4	5	6	7	8
<i>N</i>	23	23	23	23	23	23	23	23
<i>Skewness</i>	0,123	0,000	0,032	0,294	0,003	0,000	0,345	0,051
<i>Kurtosis</i>	2,100	2,354	1,833	2,799	2,0012	2,601	2,078	2,209
<i>JB Test</i>	0,833	0,399	1,309	0,369	0,955	0,110	1,270	0,609
$\chi^2_{2(\alpha=0,05)}$	5,997	5,997	5,997	5,997	5,997	5,997	5,997	5,997
$\chi^2_{2(\alpha=0,10)}$	4,605	4,605	4,605	4,605	4,605	4,605	4,605	4,605
$\chi^2_{2(\alpha=0,25)}$	2,773	2,773	2,773	2,773	2,773	2,773	2,773	2,773
<i>Sign.</i>	0,659	0,818	0,519	0,832	0,621	0,946	0,529	0,737

Shapiro-Wilkov test normalne porazdelitve slučajne napake

	1	2	3	4	5	6	7	8
<i>Test statistic</i>	0,958	0,980	0,947	0,966	0,963	0,974	0,900	0,960
<i>Df</i>	23	23	23	23	23	23	23	23
<i>Sign.</i>	0,430	0,903	0,257	0,585	0,533	0,782	0,025	0,492