

UNIVERZA V LJUBLJANI
EKONOMSKA FAKULTETA

TOMI DEUTSCH

**VKLJUČITEV LASTNIH STANOVANJ V INDEKS CEN
ŽIVLJENJSKIH POTREBŠČIN**

DOKTORSKA DISERTACIJA

Ljubljana, 2016

IZJAVA O AVTORSTVU

Podpisani Tomi Deutsch, študent Ekonomske fakultete Univerze v Ljubljani, izjavljam, da sem avtor doktorske disertacije z naslovom Vključitev lastnih stanovanj v indeks cen življenjskih potrebščin, pripravljene v sodelovanju s svetovalko prof. dr. Ireno Ograjenšek.

Izrecno izjavljam, da v skladu z določili Zakona o avtorski in sorodnih pravicah (Ur. l. RS, št. 21/1995 s spremembami) dovolim objavo doktorske disertacije na fakultetnih spletnih straneh.

S svojim podpisom zagotavljam, da

- je predloženo besedilo rezultat izključno mojega lastnega raziskovalnega dela;
- je predloženo besedilo jezikovno korektno in tehnično pripravljeno v skladu z Navodili za izdelavo zaključnih nalog Ekonomske fakultete Univerze v Ljubljani, kar pomeni, da sem
 - poskrbel, da so dela in mnenja drugih avtorjev oz. avtoric, ki jih uporabljam v doktorski disertaciji, citirana oz. navedena v skladu z Navodili za izdelavo zaključnih nalog Ekonomske fakultete Univerze v Ljubljani, in
 - pridobil vsa dovoljenja za uporabo avtorskih del, ki so v celoti (v pisni ali grafični obliki) uporabljena v tekstu, in sem to v besedilu tudi jasno zapisal;
- se zavedam, da je plagiatorstvo – predstavljanje tujih del (v pisni ali grafični obliki) kot mojih lastnih – kaznivo po Kazenskem zakoniku (Ur. l. RS, št. 55/2008 s spremembami);
- se zavedam posledic, ki bi jih na osnovi predložene doktorske disertacije dokazano plagiatorstvo lahko predstavljalo za moj status na Ekonomski fakulteti Univerze v Ljubljani v skladu z relevantnim pravilnikom.

Datum javnega zagovora: 17. avgust 2016

Predsednica: prof. dr. Andreja Cirman

Svetovalka: prof. dr. Irena Ograjenšek

Članica: prof. dr. Lea Bregar

Član: prof. dr. Aleš Žiberna

Ljubljana, 27. julij 2016

Podpis avtorja: Tomi Deutsch

POVZETEK

V doktorski disertaciji so na primeru podatkov za Slovenijo raziskani alternativni načini vključitve stroškov gospodinjstev z lastnimi stanovanji v indeks cen življenjskih potrebščin (ICŽP). Problematika vključitve tega pomembnega deleža izdatkov gospodinjstev je obravnavana z več vidikov. Raziskana sta dva konceptualna okvirja računanja ICŽP, slovenski trg s stanovanjskimi nepremičninami in načini vključitve lastnih stanovanj v ICŽP. Rezultati kažejo, da se natančnost ICŽP pomembno izboljša, v kolikor je le-ta izračunan z uporabo ene od superlativnih in simetričnih formul. Te formule so skladne tako s konceptom fiksne košarice kot z bolj utemeljenim konceptom življenjskih stroškov. V disertaciji predlagam vključitev stroškov lastnih stanovanj v ICŽP po pristopu pridobitev, s čimer so lastna stanovanja v ICŽP obravnavana na enak način kot preostale potrošniške dobrine. Za razliko od konvencionalne uporabe tega pristopa, po katerem so stroški gospodinjstev ob pridobitvi v ICŽP vključeni po pristopu neto pridobitev, v disertaciji predlagam in utemeljim uporabo pristopa celotnih pridobitev. Po tem pristopu so v ICŽP vključene tudi transakcije s stanovanji med gospodinjstvi, pri čemer je utež za stanovanja določena na osnovi obsega vseh transakcij s stanovanji. Za razliko od pristopa neto pridobitev so po pristopu celotnih pridobitev v ICŽP vključeni tudi stroški gospodinjstev z nakupi zemljišč, na katerih so zgrajene stanovanjske enote, ter stroški z nakupi praznih zemljišč za gradnjo. Po pristopu celotnih pridobitev so v ICŽP vključeni še vsi preostali stroški z lastnimi stanovanji, ki se v ICŽP vključijo tudi po pristopu neto pridobitev. Pristop celotnih pridobitev ima pred pristopom neto pridobitev med drugim to prednost, da da lastnim stanovanjem ustrežnejšo pomembnost v ICŽP. Za stanovanjske trge, ki so kot slovenski relativno majhni in podvrženi vplivom skromnih gradbenih ciklov, ki vodijo v precej neenakomerno in nezadovoljivo obnovo stanovanjskega sklada z novogradnjami, je pristop celotnih pridobitev edini možen način vključitve lastnih stanovanj v ICŽP. Rezultati med drugim pokažejo, da se vrednosti ICŽP zaradi vključitve lastnih stanovanj v ICŽP po pristopu celotnih pridobitev spremenijo le minimalno in da ima precej večji vpliv na vrednosti ICŽP izbira indeksne formule, s katero se računa ICŽP.

Ključne besede: indeks cen življenjskih potrebščin, inflacija, superlativne indeksne formule, lastna stanovanja, celotne pridobitve

SUMMARY

The doctoral thesis deals with alternative options to include household expenditure for owner-occupied housing in the consumer price index (CPI) using Slovenian data as an illustrative case. The issue of including this important share of household expenditure is addressed from several aspects. Two conceptual frameworks of CPI calculation are examined, Slovenian housing market and methods of including owner occupied housing in the CPI. The results show that the accuracy of the CPI significantly improves if the CPI is calculated using one of the superlative and symmetric formulas. These formulas are consistent with the fixed basket concept as well as with a more well-founded cost of living concept. The thesis proposes the inclusion of expenditure for owner-occupied housing using acquisitions approach in the CPI, by which owner-occupied housing is treated the same way as other consumer goods in the CPI. Unlike conventional application of this approach, according to which the household expenditure at the time of acquisition is included in the CPI using net acquisitions approach, this thesis proposes and justifies the use of the total acquisitions approach. According to this approach CPI also includes housing transactions between households, where the weight for housing is based on the volume of all housing transactions. Unlike the net acquisitions approach, following the total acquisitions approach, the CPI also includes household expenditure for purchasing land on which housing units are built and the expenditure for empty land for construction. Following the total acquisitions approach the CPI also includes all remaining expenses with owner-occupied housing, which are included in the CPI also by using the net acquisitions approach. Total acquisitions approach compared to net acquisitions approach has the advantage of giving owner-occupied housing more adequate importance in the CPI. For housing markets, which are as the Slovenian housing market relatively small and subjected to the influence of a modest building cycles, leading to quite uneven and inadequate housing stock renewal with new constructions, total acquisitions approach is the only possible way of including owner-occupied housing in the CPI. The results also show that CPI values, because of including owner-occupied housing in the CPI using the total acquisitions approach, change only minimally and that the choice of index formula for calculating CPI has a much greater impact on the CPI value.

Keywords: consumer price index, inflation, superlative index formulas, owner-occupied housing, total acquisitions

KAZALO

UVOD.....	1
1 INDEKS CEN ŽIVLJENJSKIH POTREBŠČIN	11
1.1 Konceptualni okvir in uporaba indeksa cen življenjskih potrebščin	11
1.1.1 Konceptualni okvir indeksa cen življenjskih potrebščin	11
1.1.2 Glavna namena uporabe indeksa cen življenjskih potrebščin	16
1.2 Metodologija izračuna indeksa cen življenjskih potrebščin	18
1.2.1 Opis metodologije	18
1.2.1.1 Elementarni agregati.....	18
1.2.1.2 Skupni ICŽP	23
1.2.2 Opis uporabljenih podatkov	30
1.2.3 Izračun indeksov cen	33
1.2.3.1 Uteži, uporabljene za izračun tehtanih indeksov cen	33
1.2.3.2 Izračun povprečnih cen in izbira indeksne formule na višji ravni.....	34
1.2.3.3 Zagotavljanje reprezentativnosti uporabljenih uteži.....	39
1.2.3.4 Razširitev košarice izdelkov in storitev.....	43
1.3 Harmonizirani indeks cen življenjskih potrebščin.....	47
1.3.1 Problematizacija harmonizirane oblike ICŽP	47
1.3.2 Predstavitev uradnega slovenskega ICŽP in HICŽP.....	50
2 POTROŠNJA PREBIVALSTVA IN STANOVANJSKI TRG	52
2.1 Struktura potrošnje prebivalstva	52
2.1.2 Celotna potrošnja gospodinjstev	52
2.1.2 Potrošnja, povezana s stanovanji.....	56
2.2 Stanovanjski trg in gibanje cen stanovanj.....	60
2.2.1 Lastnosti slovenskega stanovanjskega trga	60
2.2.1.1 Gradnja stanovanj v obdobju od 1970 naprej.....	61
2.2.1.2 Nepremičninski trg in reševanje stanovanjskega problema	63
2.2.2 Gibanje cen stanovanj.....	64
2.2.2.1 Opis podatkov.....	64
2.2.2.2 Število, obseg in opis transakcij	67
2.2.2.3 Deskriptivna analiza uporabljenih podatkov	71
3 DOPOLNITEV INDEKSA CEN ŽIVLJENJSKIH POTREBŠČIN	78
3.1 Načini vključitve lastnih stanovanj.....	78
3.1.1 Vključitev ocene stroškov z uporabo stanovanj	78
3.1.2 Vključitev plačil	82
3.1.3 Neto pridobitve stanovanj	84
3.1.4 Celotne pridobitve stanovanj.....	88

3.2 Izračun indeksa cen za lastna stanovanja	91
3.2.1 Uteži za posamezni tip stanovanj	91
3.2.2 Tehtani indeksi cen stanovanj	92
3.2.3 Stanovanja, nova sektorju gospodinjstva	95
3.2.4 Obravnava stanovanj kot celote in uporaba formule za GS	100
3.3 Izračun dopolnjenega indeksa cen življenjskih potrebščin	103
3.3.1 Izračun uteži	103
3.3.2 Izračun dopolnjenega ICŽP	105
3.4 Kontrola morebitnih sprememb v kakovosti stanovanj	110
3.4.1 Opis metod	110
3.4.2 Empirično preverjanje metod	116
3.4.2.1 Opis podatkov	116
3.4.2.2 Rezultati	119
4 OVREDNOTENJE METOD IN SINTEZA	135
4.1 Preverjanje izpolnjevanja kriterijev	135
4.2 Glavne ugotovitve in priporočila	140
SKLEP	145
LITERATURA IN VIRI	146

KAZALO GRAFOV

Graf 1: Mesečni indeksi na december 2005; cene so AS (285 izdelkov)	35
Graf 2: Mesečni indeksi na december 2005; cene so GS (285 izdelkov)	36
Graf 3: Mesečni indeksi na december 2005 (285 izdelkov)	37
Graf 4: Mesečni indeksi za 1. oddelek na december 2005 (105 izdelkov)	38
Graf 5: Mesečni indeksi na december 2006; cene so AS (285 izdelkov)	40
Graf 6: Mesečni indeksi na december 2006; cene so GS (285 izdelkov)	41
Graf 7: Mesečni indeksi na december 2005 (285 izdelkov)	42
Graf 8: Mesečna Laspeyresova indeksa na december 2005 (434 izdelkov)	44
Graf 9: Mesečni indeksi na december 2005 (L = AS, F = GS)	45
Graf 10: Vrednosti elementarnih indeksov; cene so GS	46
Graf 11: Vrednosti elementarnih indeksov in tehtanega indeksa; cene so GS	46
Graf 12: Število dokončanih stanovanj glede na investitorja	62
Graf 13: Število transakcij po mesecih	67
Graf 14: Obseg prometa s stanovanji (v evrih) po mesecih	69
Graf 15: Leto izgradnje – od leta 2001 dalje	71
Graf 16: Porazdelitev stanovanj glede na pogodbeno ceno (v evrih)	72
Graf 17: Pogodbena cena stanovanj (v evrih) po mesecih	73

Graf 18: Porazdelitev stanovanj glede na površino (v kvadratnih metrih).....	73
Graf 19: Površina stanovanj (v kvadratnih metrih) po mesecih	74
Graf 20: Porazdelitev stanovanj glede na ceno kvadratnega metra (v evrih).....	75
Graf 21: Cena kvadratnega metra stanovanj (v evrih) po mesecih.....	75
Graf 22: Cene kvadratnega metra stanovanj (v evrih) z uporabo formule za AS in GS	77
Graf 23: Pogodbene cene stanovanj (v evrih) z uporabo formule za AS in GS	78
Graf 24: Mesečne uteži za posamezni tip stanovanj v ICLS (v odstotkih)	92
Graf 25: Letni ICLS na leto 2007	93
Graf 26: Mesečni ICLS na prejšnji mesec.....	94
Graf 27: Mesečni ICLS na januar 2007	95
Graf 28: Število neto transakcij po mesecih.....	96
Graf 29: Mesečni Fisherjev indeks – neto in vse pridobitve stanovanj.....	99
Graf 30: Četrletni Fisherjev indeks – neto in vse pridobitve stanovanj	100
Graf 31: ICLS, izračunan na stanovanjih kot celotah (Fisherjeva formula).....	101
Graf 32: Vpliv izbire formule za izračun povprečne cene (Fisherjeva formula).....	102
Graf 33: Mesečne uteži za ICLS v ICŽP (v odstotkih)	105
Graf 34: Primerjava ICLS in ICŽP (Fisherjeva formula, GS).....	107
Graf 35: Primerjava nedopolnjenega in dopolnjenega ICŽP (Fisherjeva formula, GS) ...	107
Graf 36: ICŽP (285), ICLS in indeks za velika dela ter prenove (Laspeyresova formula)108	
Graf 37: Primerjava nedopolnjenega in dopolnjenih ICŽP (Laspeyresova formula, AS). 109	
Graf 38: Primerjava dopolnjenih ICŽP, izračunanih po različnih konceptih	110

KAZALO TABEL

Tabela 1: Skupna velikost uteži in število uteži po oddelkih	33
Tabela 2: Vrednosti indeksov; cene so AS (285 izdelkov)	34
Tabela 3: Vrednosti indeksov; cene so GS (285 izdelkov)	35
Tabela 4: Vrednosti približkov indeksa fiksne košarice; cene so AS (285 izdelkov)	39
Tabela 5: Vrednosti približkov indeksa življenjskih stroškov; cene so GS (285 izdelkov) 41	
Tabela 6: Vrednosti indeksov cen (434 izdelkov)	44
Tabela 7: Obseg izključene porabe gospodinjstev v odstotkih.....	49
Tabela 8: Primerjava uradnih povprečnih letnih stopenj rasti cen v odstotkih	51
Tabela 9: Primerjava povprečnih letnih indeksov na leto 2005	51
Tabela 10: Struktura izdatkov gospodinjstev v odstotkih (APG).....	53
Tabela 11: Struktura izdatkov gospodinjstev za leto 2011 v odstotkih – primerjava virov 55	
Tabela 12: Struktura četrtega oddelka v odstotkih (APG)	57
Tabela 13: Struktura četrtega oddelka v odstotkih – primerjava virov v letu 2011	58
Tabela 14: Struktura dejanskih najemnin v odstotkih (APG).....	58
Tabela 15: Struktura izdatkov povezanih s stanovanjem in hišo v odstotkih (APG).....	59

Tabela 16: Vrsta prodajalca.....	69
Tabela 17: Leto izgradnje.....	70
Tabela 18: Stanovanja v večstanovanjskih stavbah.....	76
Tabela 19: Enodružinske hiše.....	76
Tabela 20: Cene stanovanj, izračunane s formulo za GS.....	77
Tabela 21: Letne uteži za posamezni tip stanovanj v ICLS.....	91
Tabela 22: Letni ICLS na prejšnje leto.....	92
Tabela 23: Letni ICLS na leto 2007.....	93
Tabela 24: Stanovanja v večstanovanjskih stavbah (neto pridobitve).....	97
Tabela 25: Enodružinske hiše (neto pridobitve).....	97
Tabela 26: Letne uteži za posamezni tip stanovanj v ICLS (neto pridobitve).....	98
Tabela 27: Letni ICLS na prejšnje leto (neto pridobitve).....	98
Tabela 28: Letni ICLS na leto 2007 (neto pridobitve).....	99
Tabela 29: Obseg izdatkov gospodinjstev za nakupe stanovanj (v evrih).....	103
Tabela 30: Letne uteži za ICLS (nakup stanovanja) v ICŽP (v odstotkih).....	103
Tabela 31: Letne uteži za ICLS v ICŽP (v odstotkih).....	104
Tabela 32: Letni dopolnjeni ICŽP na prejšnje leto.....	106
Tabela 33: Letni dopolnjeni ICŽP na leto 2007.....	106
Tabela 34: Povprečne letne cene stanovanj v vzorcu (v evrih).....	119
Tabela 35: Povprečne polletne cene stanovanj v vzorcu (v evrih).....	119
Tabela 36: Polletni in letni indeksi za stanovanja (AS).....	120
Tabela 37: Polletni in letni indeksi za stanovanja (GS).....	120
Tabela 38: Letni hedonski indeksi v letu 2011 za stanovanja.....	121
Tabela 39: Povprečne cene stanovanj glede na cenovna območja.....	123
Tabela 40: Povprečne cene stanovanj glede na geografska območja.....	123
Tabela 41: Polletni hedonski indeksi za stanovanja (celota).....	124
Tabela 42: Polletni hedonski indeksi za stanovanja (m ²).....	126
Tabela 43: Stratificirani indeksi za stanovanja (celota).....	128
Tabela 44: Stratificirani indeksi za stanovanja (m ²).....	129
Tabela 45: Povprečne letne cene hiš v vzorcu (v evrih).....	131
Tabela 46: Letni indeksi za hiše v letu 2011.....	131
Tabela 47: Letni hedonski indeksi za hiše v letu 2011.....	131
Tabela 48: Stratificirani Fisherjevi indeksi za hiše.....	132
Tabela 49: Preverjanje obeh glavnih konceptualnih okvirjev.....	135
Tabela 50: Preverjanje metod za vključitev lastnih stanovanj.....	137
Tabela 51: Preverjanje metod za kontrolo morebitnih sprememb v kakovosti stanovanj.....	139

UVOD

Opis ožjega znanstvenega področja in problematike doktorske disertacije

Opredelitev in raba indeksa cen življenjskih potrebščin

Z indeksom cen življenjskih potrebščin (ICŽP) merimo spremembe v cenah življenjskih potrebščin oz. spremembe v cenah izdelkov in storitev, ki jih troši prebivalstvo oz. gospodinjstva. ICŽP je eden najpomembnejših pokazateljev sprememb življenjskih pogojev prebivalstva. Najpogostejši uporabi ICŽP sta dve, in sicer merjenje splošnih stopenj inflacije ter indeksiranje raznih prejemkov prebivalstva (Stoevska, 2006, str. 3). Za izračun ICŽP obstajata dva osnovna konceptualna okvirja, in sicer koncept fiksne košarice (angl. *fixed basket*) ter koncept življenjskih stroškov (angl. *cost of living*). Po konceptu fiksne košarice merimo z ICŽP spremembe v cenah življenjskih potrebščin med dvema obdobjema, pri čemer se relativna pomembnost življenjskih potrebščin oz. uteži med tema obdobjema ne spreminja. V vrednostih ICŽP se v tem primeru odražajo samo spremembe v cenah življenjskih potrebščin. Z ICŽP, ki je računan na osnovi koncepta življenjskih stroškov, prav tako merimo spremembe v cenah življenjskih potrebščin med dvema obdobjema s to razliko, da se v tem primeru relativna pomembnost življenjskih potrebščin oz. uteži med tema obdobjema spreminja v skladu s spremembami v obnašanju potrošnikov na trgu. To pomeni, da ne merimo zgolj sprememb v cenah življenjskih potrebščin, ampak »... spremembe v stroških potrošnje, potrebnih za ohranitev enakega življenjskega standarda« (Triplett, 1999, str. 3). V vrednostih ICŽP kot indeksu življenjskih stroškov se zato odražajo tako spremembe v cenah kot spremembe v utežeh.

Konceptualni okvir ICŽP naj bi bil izbran v skladu z nameni uporabe indeksa. V primeru merjenja splošnih stopenj inflacije naj bi bil najbolj primeren koncept fiksne košarice in v primeru indeksacije prejemkov koncept življenjskih stroškov. V praksi je ta ločnica v večini primerov presežena ali z računanjem ICŽP, ki je po svojih lastnostih nekje na kontinuumu med obema konceptoma (Fenwick, 2006, str. 9), ali z računanjem zgolj enega ICŽP, ki se uporablja za več namenov, tako za merjenje stopenj inflacije kot za indeksiranje in druge namene (Hansen, 2006, str. 1), neodvisno od njegovih konceptualnih okvirjev. Pragmatičnost računanja ICŽP v praksi je v veliki meri pogojena z dostopnostjo podatkov.

Izračun in raba indeksa cen življenjskih potrebščin v Sloveniji

V Sloveniji se ICŽP računa po konceptu fiksne košarice kot Laspeyresov indeks cen (uporabljena je modificirana Laspeyresova formula), pri katerem se primerjajo tekoče cene življenjskih potrebščin s cenami istih življenjskih potrebščin v baznem oz. predhodnem obdobju. Relativna pomembnost v ICŽP vključenih življenjskih potrebščin oz. velikost uteži življenjskih potrebščin je določena na osnovi strukture porabe gospodinjstev v

baznem obdobju. Glavni vir za določitev uteži življenjskih potrebščin v ICŽP je anketa o porabi v gospodinjstvih. Zaradi narave zbiranja teh podatkov so le-ti za potrebe računanja ICŽP dostopni z določenim zamikom. Uteži se pred vključitvijo v izračun ICŽP preračunajo oz. indeksirajo na cene iz decembra baznega leta. Uporabljene uteži so lahko eden od razlogov pristranskosti ICŽP.

ICŽP je računan po nacionalnem konceptu potrošnje in meri spremembe v cenah življenjskih potrebščin, ki so jih prebivalci pridobili oz. kupili doma in v tujini. Referenčno prebivalstvo so vsi prebivalci oz. vsa rezidenčna gospodinjstva v Sloveniji. ICŽP se uporablja kot indikator domače inflacije in je poleg tega pomemben še za indeksacijo plač ter drugih transferjev (SURs, 2009). Statistični urad Republike Slovenije (SURs) računa in objavlja več različic ICŽP. Računajo se mesečni indeks, kumulativni indeks, letni indeks, povprečni letni indeks, povprečni letošnji indeks in dvanajstmesečni povprečni indeks. Mesečni indeks kaže spremembe cen v tekočem mesecu glede na pretekli mesec. Kumulativni indeks kaže spremembe cen v tekočem mesecu glede na december preteklega leta. Letni indeks kaže spremembe cen v tekočem mesecu glede na isti mesec preteklega leta. Povprečni letni indeks kaže spremembe cen od začetka leta do tekočega meseca glede na enako obdobje v preteklem letu. Povprečni letošnji indeks kaže spremembe cen od začetka leta do tekočega meseca glede na december preteklega leta. Dvanajstmesečni povprečni indeks kaže spremembe cen v zadnjih dvanajstih mesecih v primerjavi s preteklimi dvanajstim meseci. Ob naštetih indeksih se računa in objavlja še indeks, ki meri spremembo cen v tekočem mesecu glede na stalno indeksno bazo. Ob tem je vprašljiva smotrnost tolikšnega števila računanih in objavljanih ICŽP. Zanimljivo tudi ni dejstvo, da so pri vseh računanih in objavljanih indeksih, ki imajo različna bazna obdobja cen, uporabljene iste uteži.

Izključenost lastnih stanovanj iz indeksa cen življenjskih potrebščin

V skladu s klasifikacijo individualne potrošnje po namenu (angl. *classification of individual consumption by purpose – COICOP*) so življenjske potrebščine na najvišji ravni členitve razdeljene na 12 oddelkov. Izdatki gospodinjstev za stanovanja in večina s stanovanjem povezanih izdatkov oz. življenjske potrebščine, na katere se nanašajo ti izdatki, so razvrščeni v dva oddelka, in sicer v oddelek »stanovanja« (s klasifikacijsko številko 04) ter v oddelek »stanovanjska oprema« (s klasifikacijsko številko 05). Oba oddelka se delita naprej na več skupin. Oddelek stanovanja se deli na skupine »dejanske najemnine« (041), »redno vzdrževanje in popravila« (043), »komunalne storitve« (044) ter »gorivo in energija« (045). Pod klasifikacijsko številko 042 manjka skupina »pripisane najemnine«. V primeru manjkajoče skupine gre za izključitev lastnih stanovanj (angl. *owner-occupied housing – OOH*) iz nabora življenjskih potrebščin in s tem iz ICŽP. Pripisane najemnine so le ena od možnosti, kako vključiti lastna stanovanja v ICŽP, zato je bolje govoriti o skupini »lastna stanovanja«, ki se na tem mestu (pod klasifikacijsko številko 042) umesti v klasifikacijo proizvodov individualne potrošnje po namenu.

Lastna stanovanja oz. stanovanja, v katerih bivajo lastniki stanovanj (lastniška stanovanja), predstavljajo eno od najpomembnejših skupin življenjskih potrebščin. Te življenjske potrebščine niso vključene v ICŽP kot del oddelka stanovanja, niti na noben drugi način. Izračunane in objavljane vrednosti ICŽP oz. stopnje inflacije v Sloveniji torej ne odražajo sprememb v cenah lastnih stanovanj. Računane in objavljane vrednosti ICŽP so zato pristranske oz. napačne. Ocena o pristranskih vrednostih ICŽP seveda ne drži v primeru, v kolikor so spremembe v cenah lastnih stanovanj enake spremembam v cenah ostalih življenjskih potrebščin, kar pa v praksi praviloma ni pogost pojav. Druga skupina stanovanj so najemniška stanovanja. Za razliko od lastnih stanovanj so izdatki gospodinjstev za najemniška stanovanja oz. najemnine vključene v ICŽP. Ker je v Sloveniji med vsemi stanovanji – pod stanovanja se uvrščajo stanovanja v večstanovanjskih stavbah in stanovanja v eno- ali dvostanovanjskih stavbah oz. v hišah – delež najemniških stanovanj precej majhen, ta vključitev najemnin ne rešuje težav z metodološko pomanjkljivostjo ICŽP, niti te pomanjkljivosti ne zmanjšuje. V primeru računanja ICŽP na način pridobitev (angl. *acquisitions*) – gre za način oz. metodo, po kateri so v sedanji ICŽP vključene vse življenjske potrebščine – predstavljajo izdatke za bivanje v lastnih stanovanjih cene ob nakupu stanovanj. V ICŽP torej niso vključeni nakupi stanovanj s strani prebivalcev oz. gospodinjstev. Oddelek stanovanja je tako sestavljen le iz izdatkov, ki so posledica uporabe stanovanj (skupine s klasifikacijskimi številkami 043, 044 in 045) ne glede na to, ali gre za lastno ali najemniško stanovanje, in iz najemnin oz. iz izdatkov, ki dajejo najemnikom pravico do uporabe najemniških stanovanj (skupina s klasifikacijsko številko 041). Podobno kot nakupi stanovanj so iz ICŽP izključeni nakupi zemljišč za individualno gradnjo, večje preнове stanovanj in druga večja dela na stanovanjih.

Lastnih stanovanj ne vključujejo v ICŽP tudi v nekaterih drugih državah, ali le-ta niso vključena v posamezne ICŽP na enak način. Ta neenotnost med ICŽP predstavlja pomemben razlog za neprimerljivost ICŽP med državami (Christensen, Dupont & Schreyer, 2005, str. 12). Neenotna obravnava izhaja predvsem iz lastnosti stanovanj, ki omogočajo in spodbujajo raznolike obravnave teh življenjskih potrebščin, kar ima za posledico različne vrednosti ICŽP (Baldwin, Prud'homme & Nakamura, 2006, str. 1). Stanovanja so namreč življenjske potrebščine z veliko vrednostjo in dolgo uporabno dobo, ki se praviloma kupujejo na kredit, ki se preprodajajo kot rabljene življenjske potrebščine in ki se tudi oddajajo v najem (Baldwin, Prud'homme & Nakamura, 2006, str. 1), kar praviloma ni lastnost ostalih življenjskih potrebščin. Razlike med posameznimi ICŽP se sicer ne pojavljajo samo zaradi neenotne obravnave lastnih stanovanj. Iz ICŽP so ob lastnih stanovanjih lahko izključene tudi nekatere druge življenjske potrebščine, do razlik prihaja prav tako zaradi uporabe različnih formul za izračun indeksov, zaradi neenotne obravnave sprememb v kakovosti življenjskih potrebščin, neenotnega posodabljanja nabora življenjskih potrebščin in uteži, razlik pri izbiri in pokritju referenčnega prebivalstva ter iz drugih razlogov.

Lastna stanovanja prav tako niso sestavni del harmoniziranega indeksa cen življenjskih potrebščin (HICŽP). HICŽP je posebna oblika ICŽP, ki se računa po domačem konceptu potrošnje in pokriva potrošnjo na teritoriju Slovenije ne glede na to, ali je kupec življenjskih potrebščin rezident države ali ne. Do razhajanj med slovenskima ICŽP in HICŽP prihaja še pri izračunu povprečnih cen izdelkov in storitev, kjer se pri ICŽP na elementarni ravni uporablja formula za aritmetično sredino (AS) in pri HICŽP formula za geometrijsko sredino (GS). HICŽP se računa zaradi potreb Evropske unije. Uporablja se za primerjanje stopenj inflacije med državami in za računanje konvergenčnega merila glede cenovne stabilnosti (SURs, 2009). Na osnovi posameznih HICŽP se računa tudi skupni evropski HICŽP.

Lastna stanovanja niso vključena v nobenega od posameznih HICŽP in posledično tudi niso sestavni del skupnega evropskega HICŽP. Lastna stanovanja so bila izključena že iz prvotnega pokritja življenjskih potrebščin v vseh HICŽP, skupaj z drugimi tehnično težavnimi področji (Eurostat, 2004, str. 1). Čeprav bi lahko pričakovali, da se s preprosto izključitvijo tehnično težavnih področij iz vseh HICŽP zagotovi njihova medsebojna primerljivost, seveda na škodo pokritosti življenjskih potrebščin, to ne drži ravno zaradi izključitve lastnih stanovanj. V posamezne HICŽP so namreč vključene najemnine oz. izdatki gospodinjstev za bivanje v najemniških stanovanjih, kar ima zaradi različnih deležev najemniških stanovanj po državah za posledico zmanjšano primerljivost posameznih HICŽP med seboj. Izključenost lastnih stanovanj iz vseh posameznih nacionalnih HICŽP je tudi najpomembnejši razlog neprimerljivosti med HICŽP in ICŽP v tistih državah, v katerih so lastna stanovanja vključena v ICŽP (Ahnert & Branchi, 2005). Zaradi ne vključitve lastnih stanovanj v posamezne HICŽP in v skupni evropski HICŽP so ti indeksi prav tako neprimerljivi z ICŽP v tistih državah zunaj območja Evropske unije, v katerih lastna stanovanja vključujejo v njihove ICŽP.

V zadnjih letih potekajo na Eurostatu in nacionalnih statističnih uradih aktivnosti za vključitev lastnih stanovanj v nacionalne HICŽP in v skupni evropski HICŽP. Projekt bo v prihodnjih letih dal rezultat v obliki vključitve lastnih stanovanj v HICŽP kot »neto pridobitve« (angl. *net acquisitions*), kar pa je le ena od možnih obravnav lastnih stanovanj v (H)ICŽP. V HICŽP bodo tako vključene le pridobitve novih stanovanj oz. stanovanj, ki so nova sektorju gospodinjstva, pri čemer bo pristop neto pridobitev nekoliko modificiran. Čeprav je projekt v smeri vključitve lastnih stanovanj v HICŽP korak v pravi smeri, predstavlja izključitev rabljenih oz. obstoječih stanovanj in zemljišč večje omejitve tega indeksa v prihodnje. Vključitev lastnih stanovanj v posamezne in skupni evropski HICŽP prav tako ne rešuje v celoti problemov zaradi neprimerljivosti teh indeksov s posameznimi ICŽP v državah Evropske unije in v drugih državah; razlog je lahko ali neenotnost v vključitvi lastnih stanovanj ali morebitna ne vključitev lastnih stanovanj v posamezne ICŽP.

Načini vključitve lastnih stanovanj v indeks cen življenjskih potrebščin

Obstaja več načinov vključitve lastnih stanovanj v ICŽP in tudi več variacij teh načinov. Ta številčnost načinov vključitve je predvsem posledica velikega zanimanja za tako pomembne življenjske potrebščine, kot so lastna stanovanja, in tudi tega, da imajo lahko te življenjske potrebščine velik vpliv na končne vrednosti ICŽP. Kljub številnim variacijam in drugačnim razvrstitvam vseh možnosti vključitve lahko kot glavne tri načine oz. pristope vključitve lastnih stanovanj v ICŽP identificiramo tri, in sicer »uporabo« (angl. *use*), »pridobitev« in »plačila« (angl. *payments*). V primeru pristopa pridobitev gre za vključitev lastnih stanovanj v ICŽP na način, kot so v ICŽP vključene preostale življenjske potrebščine oz. za običajen način vključitve življenjskih potrebščin v ICŽP; z uporabo pristopa pridobitev se torej lastna stanovanja v ICŽP obravnavajo kot ostale življenjske potrebščine. Za razliko od pristopa pridobitev gre pri pristopu uporabe in pristopu plačil za načina, ki se praviloma uporabljata le za vključitev lastnih stanovanj v ICŽP in ne za vključitev preostalih življenjskih potrebščin; z uporabo enega od teh dveh pristopov vključitve so lastna stanovanja v ICŽP obravnavana na drugačen način kot ostale življenjske potrebščine.

V primeru vključitve lastnih stanovanj v ICŽP po pristopu uporabe se v ICŽP vključijo ocenjene vrednosti storitev, ki jih v času uporabe lastnih stanovanj le-ta nudijo svojim lastnikom. Vrednosti storitev so lahko ocenjene kot »enakovredne najemnine« (angl. *rental equivalence*) ali kot »uporabnikovi stroški« (angl. *user costs*). Po pristopu enakovrednih najemnin se storitve, ki jih lastno stanovanje nudi uporabniku, ocenijo na osnovi višine najemnin za primerljiva stanovanja ali na osnovi ocene višine najemnine v primeru oddaje lastnega stanovanja v najem. Lastna stanovanja se torej v ICŽP obravnavajo kot najemniška s to razliko, da se za najemniška stanovanja vključijo dejansko plačane najemnine in za lastna stanovanja pripisane oz. ocenjene najemnine. Pri oceni uporabnikovih stroškov se ocenijo vrednosti storitev, ki jih nudi lastno stanovanje svojemu uporabniku v nekem obdobju, na osnovi vrednosti stanovanja na začetku in na koncu tega obdobja. V najbolj poenostavljeni obliki pristopa uporabnikovih stroškov dobimo vrednosti storitev v nekem obdobju tako, da od vrednosti stanovanja na začetku obdobja odštejemo vrednost stanovanja na koncu tega obdobja; vrednost storitev v ocenjevanem obdobju je v tem primeru enaka razliki med obema vrednostima stanovanja. Vrednost stanovanja na začetku in na koncu primerjanega obdobja je pridobljena na osnovi ocene oz. iz drugih virov, saj ne pride do dejanskega nakupa in prodaje stanovanja. Opisani poenostavljeni postopek je le ena od možnosti, kako izračunati vrednosti uporabnikovih stroškov, vsem pa je skupna uporaba ocenjenih vrednosti. Vključitev lastnih stanovanj po pristopu uporabe oz. vključitev ocenjenih vrednosti storitev, ki jih nudijo lastna stanovanja uporabnikom, se praviloma uporablja, če je ICŽP računan na osnovi koncepta življenjskih stroškov.

Kadar se ICŽP računa na osnovi koncepta fiksne košarice, se bo vključitev lastnih stanovanj praviloma izvedla po pristopu pridobitev oz. na način, ki se uporablja tudi za

preostale življenjske potrebščine. V ICŽP se tako vključi cena ob pridobitvi stanovanja neodvisno od tega, kdaj je bilo stanovanje (stanovanjski kredit) dejansko odplačano. V praksi se ob izbiri tega pristopa v ICŽP vključujejo le nova stanovanja oz. stanovanja, ki so nova sektorju gospodinjstva (neto pridobitve). Ker gre v primeru stanovanj za življenjsko potreščino, ki je lahko večkrat preprodana kot rabljena življenjska potreščina, so zato iz ICŽP izključeni vsi nakupi rabljenih stanovanj. Dodatno so lahko po principu neto pridobitev iz vrednosti novih stanovanj izločena pripadajoča zemljišča. Slednje je sicer možno izpeljati le ob oceni velikosti deleža cene, ki odpade na stanovanje, in oceni velikosti deleža cene, ki odpade na zemljišče, in ne na dejansko izmerjenih cenah stanovanj brez pripadajočih zemljišč. Se pa bodo po neto pridobitvah v ICŽP vključile večje preнове stanovanj, h katerim zaradi vsebinske podobnosti lahko prištejemo tudi stroške samogradnje. Te se v ICŽP obravnavajo kot vsi drugi izdelki in storitve.

V praksi se v primeru vključitve lastnih stanovanj v ICŽP po pristopu pridobitev le-ta vedno vključujejo kot neto pridobitve, kar je skladno z referenčno literaturo, v kateri so neto pridobitve navajane kot primerna oblika vključitve lastnih stanovanj po pristopu pridobitev (ILO, 2004, odst. 10.40). Z vidika gospodinjstev kot kupcev stanovanj to ni sprejemljivo. Gospodinjstva se soočajo tako s cenami novih kot s cenami rabljenih stanovanj, v katere so v obeh primerih vključene vrednosti pripadajočih zemljišč; spremembe v cenah, s katerimi se soočajo gospodinjstva, so torej sestavljene iz sprememb cen novih in obstoječih stanovanj ter iz sprememb cen drugih življenjskih potrebščin. Rešitev se nakazuje v novi obliki oz. konkretizaciji pristopa pridobitev, ki upošteva tudi te dimenzije pridobitev lastnih stanovanj. Ker gre za vključitev vseh pridobitev stanovanj, skupaj s pripadajočimi zemljišči, gre za obliko, ki jo lahko poimenujemo »celotne pridobitve« (angl. *total acquisitions*). V najširšem smislu gre za pristop, po katerem so v ICŽP vključene vse pridobljene življenjske potrebščine, tudi tiste, ki so jih na trgu prodala druga gospodinjstva, pri čemer se v ICŽP vključijo izključno dejansko opazovane vrednosti oz. dejanske cene stanovanj in drugih pridobitev. Po tem pristopu se v ICŽP prav tako vključijo izdatki za večje preнове stanovanj (vključno s stroški ob samogradnji stanovanja), za večja dela na stanovanjih in za nakupe zemljišč za individualno gradnjo lastnih stanovanj.

Vključitev po pristopu celotnih pridobitev rešuje težavo pokritja vseh možnih pridobitev lastnih stanovanj, vendar ima lahko z vidika gospodinjstev kot kupcev stanovanj tudi ta oblika svoje omejitve. Gospodinjstvo, ki je pridobilo stanovanje z nakupom, namreč praviloma za to stanovanje ne plača zneska, ki je enak ceni stanovanja, ampak to stanovanje odplačuje obročno skozi daljše obdobje, pri čemer je v teh obrokih zajeta cena stanovanja, cena kredita oz. hipoteke in drugi izdatki, povezani z nakupom stanovanja. Ta problem rešuje vključitev lastnih stanovanj po pristopu plačil. Pri uporabi tega pristopa so v ICŽP vključeni dejanski izdatki prebivalstva oz. gospodinjstev za lastna stanovanja, ne glede na čas pridobitve stanovanja. V ICŽP se posledično ne odražajo spremembe v cenah lastnih stanovanj, ampak spremembe v vrednostih plačil za lastna stanovanja v posameznih

opazovanih obdobjih. Kljub podobnosti s pristopom uporabe, kjer so pripisane vrednosti storitev v posameznih opazovanih obdobjih, je pristop plačil konceptualno bolj podoben pristopu pridobitev. Podobnost je najboljše razvidna na primeru takojšnjega plačila celotne cene stanovanja ob pridobitvi (nakup brez kredita oz. hipoteke), saj je v tem primeru v ICŽP vključena vrednost lastnega stanovanja ob uporabi pristopa plačil enaka vključeni vrednosti lastnega stanovanja ob uporabi pristopa pridobitev. Smiselno je, da se pri uporabi pristopa plačil zajamejo plačila za vsa stanovanja, tako obstoječa kot nova, skupaj s pripadajočimi zemljišči (skladno s pristopom celotnih pridobitev). V tem primeru so, kot pri celotnih pridobitvah, v ICŽP vključene izključno dejanske vrednosti, vendar ne vrednosti cen ob pridobitvi, temveč vrednosti vseh plačil za stanovanja. Uporaba pristopa plačil ima sicer nekatere pomanjkljivosti, ki se kažejo v težavnosti implementacije te metode in uporabi takega ICŽP za monetarne namene.

Indeksi cen stanovanj v Sloveniji

Indeks cen lastnih stanovanj (ICLS) se lahko računa in objavlja neodvisno od ICŽP, kot samostojni indeks oz. v primeru spremljanja gibanja cen lastnih stanovanj glede na vrsto lastnih stanovanj kot več samostojnih indeksov. To je tudi praksa v Sloveniji, SURS namreč v zadnjih nekaj letih – aktivnosti SURS na tem področju so sicer še v razvojni fazi – računa in objavlja samostojne indekse cen stanovanjskih nepremičnin. Ti indeksi naj bi se uporabljali za namene izračuna samostojnega skupnega indeksa cen stanovanjskih nepremičnin in za namene vključitve lastnih stanovanj v HICŽP (SURS, 2015c). SURS objavlja indekse cen stanovanjskih nepremičnin, ki vključujejo tako cene rabljenih stanovanj in družinskih hiš kot novogradenj. Ti indeksi cen stanovanj se računajo in objavljajo na četrtni in na letni ravni, kar predstavlja odmik od računanja in objavljanja ICŽP ter HICŽP. Najpomembnejša vira za izračun indeksov cen stanovanj, ki jih objavlja SURS, sta Evidenca trga nepremičnin (ETN), ki je vzpostavljena od leta 2007 na Geodetski upravi Republike Slovenije (GURS), in podatki, ki jih zbira SURS z vprašalniki pri investitorjih stanovanj (podatki o novogradnjah). Na področju indeksov cen lastnih stanovanj v Sloveniji je bilo v zadnjih letih narejenega veliko – osnovni in najpomembnejši premik je bil narejen z vzpostavitvijo zbirk podatkov, ki sploh omogočajo računanje (zanesljivih) indeksov cen stanovanj – vendar ta razvoj zaenkrat ni rezultiral v vključitvi lastnih stanovanj v ICŽP. Prav tako niso pripravljena strokovna izhodišča za dopolnitev ICŽP z lastnimi stanovanji v prihodnje.

Aktualnost in relevantnost problematike

Vključitev lastnih stanovanj v ICŽP predstavlja za Slovenijo zelo aktualno in relevantno problematiko. Problematika je aktualna zaradi več razlogov, kot so gibanje cen nepremičnin v zadnjih letih v Sloveniji, začetek sistematičnega zbiranja podatkov o stanovanjih in drugih nepremičninah ter o transakcijah z njimi, računanja in objavljanja parcialnih indeksov cen stanovanjskih nepremičnin, priprave na vključitev lastnih

stanovanj v HICŽP in drugih razlogov. Relevantnost problematike izhaja iz dejstva, da so vrednosti izračunanega in uporabljanega ICŽP zaradi te metodološke pomanjkljivosti lahko precej netočne, in tudi iz ugotovitve, da so vrednosti sedanjega ICŽP oz. vrednosti izmerjene inflacije relativno nizke, kjer lahko napake v nepokritosti in druge napake predstavljajo precejšen delež prikazane vrednosti indeksa. Napaka zaradi ne vključitve lastnih stanovanj se sicer povečuje z večanjem diskrepance med gibanjem cen lastnih stanovanj in cen preostalih življenjskih potrebščin, zajetih v izračun ICŽP. Brez lastnega razvojnega dela na področju ICŽP obstaja verjetnost, da se bo v primeru lastnih stanovanj upoštevalo zahteve iz uredb za področje HICŽP in da se bodo v metodologijo računanja ICŽP vnesle rešitve, ki se pripravljajo za HICŽP, brez presoje o primernosti le-teh za ICŽP z vidika namenov njegove uporabe (v tem primeru bi se sicer rešil problem medsebojne primerljivosti obeh indeksov), kar pa z vidika pomembnosti ICŽP za Slovenijo ni zadovoljivo. Problematika je zaradi nujnosti po točnih vrednostih ICŽP relevantna tudi za druge države in zaradi procesa vključevanja lastnih stanovanj v posamezne HICŽP zelo aktualna najmanj za vse države Evropske unije. Kot nezadovoljiva se je izkazala tudi mednarodna primerljivost ICŽP, zato je problematika prav tako pomembna in relevantna s tega vidika.

Predmet raziskovanja, namen, cilji in temeljna teza disertacije

Predmet raziskovanja

Predmet raziskovanja so načini obravnave lastnih stanovanj v ICŽP v povezavi s konceptualnimi okvirji in nameni uporabe ICŽP. Kot načini vključitve lastnih stanovanj v ICŽP so raziskani način vključitve uporabe (enakovredne najemnine in uporabnikovi stroški), način vključitve pridobitev (neto in celotne pridobitve) ter način vključitve plačil. Raziskava je pri tem osredotočena na izbiro najprimernejšega načina vključitve lastnih stanovanj v ICŽP, ki je primeren za oba glavna namena uporabe ICŽP, za merjenje splošnih stopenj inflacije in indeksacijo raznih prejemkov prebivalstva.

V disertaciji je ICŽP raziskan z vidika koncepta fiksne košarice in koncepta življenjskih stroškov. Analiziran je vpliv vključitve lastnih stanovanj v ICŽP v luči posameznega konceptualnega okvirja. Raziskana so tudi razhajanja med ICŽP in HICŽP v Sloveniji. Predmet raziskovanja je prav tako samostojni ICLS in njegova povezanost s preostalim ICŽP.

Raziskovanje je na praktično vseh področjih teoretično in empirično. Z empirično analizo so preverjane in primerjane vrednosti sedanjega in z lastnimi stanovanji dopolnjenega ICŽP. Vrednosti sedanjega in vrednosti dopolnjenega ICŽP so empirično preverjane na osnovi izračuna ICŽP kot indeksa fiksne košarice in preverjane ter primerjane tudi za primer izračuna ICŽP (z in brez vključitve lastnih stanovanj) na osnovi koncepta življenjskih stroškov. Predmet raziskovanja v empirični analizi je predvsem vpliv

dopolnitve ICŽP z lastnimi stanovanji oz. razlike v vrednostih indeksa zaradi te dopolnitve, kakor tudi razlike v vrednostih na osnovi različnih konceptualnih okvirjev ICŽP. Predmet empirične raziskave so tudi vrednosti samostojnega ICLS. Ob navedenem so raziskane še metode za kontrolo morebitnih sprememb v kakovosti stanovanj, ki so predmet transakcij na nepremičninskem trgu.

Namen, cilji in temeljna teza disertacije

Namen disertacije je predstaviti in preveriti ustreznost možnih načinov oz. metodologij vključitve lastnih stanovanj v ICŽP, izračunanega na osnovi ustreznega konceptualnega okvirja priprave ICŽP, identificirati najprimernejši način vključitve lastnih stanovanj v ICŽP ter preveriti ustreznost in uporabnost tako dopolnjenega ICŽP za glavna namena njegove uporabe, tj. za merjenje splošnih stopenj inflacije in indeksiranje prejemkov prebivalstva.

Cilji disertacije so:

- Predstaviti in analizirati glavna koncepta računanja ICŽP z vidika glavnih namenov uporabe tega indeksa.
- Predstaviti in analizirati slovenski stanovanjski trg.
- Predstaviti in ovrednotiti možne načine vključitve lastnih stanovanj v ICŽP.
- Teoretično utemeljiti primernost celotnih pridobitev kot oblike vključitve lastnih stanovanj v ICŽP.
- Izračunati ICLS in dopolnjen ICŽP po novi metodologiji za obdobje nekaj let.
- Analizirati razlike med dopolnjenim ICŽP in sedanjim ICŽP ter HICŽP.
- Predstaviti in ovrednotiti možne metode za kontrolo morebitnih sprememb v kakovosti stanovanj.

Temeljna teza disertacije je, da vključitev lastnih stanovanj v ICŽP poveča točnost in ustreznost ICŽP za glavne namene njegove uporabe, tj. za merjenje splošnih stopenj inflacije in za indeksiranje raznih prejemkov prebivalstva.

Opis znanstvene metode

Temeljna teza disertacije je preverjana z alternativnimi izračuni, ki temeljijo na relevantnih slovenskih podatkih. Preverjanje z alternativnimi izračuni je uporabljeno tudi pri drugih dopolnjujočih analizah, s katerimi so zasledovani posamezni cilji disertacije.

Pregledani in analizirani so različni konceptualni okvirji in metode računanja ICŽP, različni načini oz. metode vključitve lastnih stanovanj v ICŽP ter možne metode za kontrolo morebitnih sprememb v kakovosti stanovanj, ki so predmet transakcij na nepremičninskem trgu. Pomemben del disertacije je empirična analiza posameznih indeksov na osnovi dveh konceptualnih temeljev, in sicer na osnovi koncepta fiksne

košarice in na osnovi koncepta življenjskih stroškov ter ob uporabi izbranega načina vključitve lastnih stanovanj v ICŽP, kot tudi primerjava in analiza dobljenih vrednosti posameznih indeksov. V analizi so primerjane vrednosti različnih relevantnih ICŽP, izračunanih po konceptu fiksne košarice in po konceptu življenjskih stroškov. Empirična analiza je narejena tudi za dve metodi za kontrolo morebitnih sprememb v kakovosti stanovanj.

Predstavljeni koncepti in metode so ovrednoteni s pomočjo naslednjih kriterijev:

- Uporaba izključno opazovanih podatkov: indeksi so izračunani zgolj na osnovi zbranih podatkov o cenah in količinah (utežeh), brez uporabe imputiranih podatkov.
- Dostopnost uporabljenih podatkov: podatki, uporabljeni pri izračunu indeksov, so dostopni pravočasno in jih je možno zbrati brez prekomerne obremenitve pripravljalcev indeksov ter poročevalskih enot.
- Zagotovitev konsistentnosti ICŽP kot celote: metodologija računanja posameznih subindeksov je skladna z računanjem ICŽP kot celote.
- Nealternativnost dobljenih vrednosti: za izračunane vrednosti indeksov ni možno izračunati enakovrednih alternativnih vrednosti indeksov, ki bi signifikantno odstopale od izračunanih vrednosti indeksov.

Kriteriji so uporabljeni za ovrednotenje obeh glavnih konceptualnih okvirjev, metod za vključitev lastnih stanovanj v ICŽP in metod za kontrolo morebitnih sprememb v kakovosti stanovanj, ki so predmet transakcij na nepremičninskem trgu.

Struktura disertacije

Disertacija je vsebinsko strukturirana glede na glavna področja raziskovanja. Po uvodu sledijo tri poglavja, v katerih so raziskani konceptualni okvirji računanja ICŽP, slovenski trg s stanovanjskimi nepremičninami in načini vključitve lastnih stanovanj v ICŽP. Vsako od teh poglavij je zasnovano kot kombinacija teoretičnega in empiričnega dela. V prvem poglavju so tako ob teoretični predstavitvi in analizi konceptualnih okvirjev računanja ICŽP ter metodologiji računanja ICŽP na empiričnih podatkih preverjene razlike, ki izhajajo iz izbire konceptualnega okvirja. V drugem poglavju so ob prikazu osnovnih značilnosti potrošnje prebivalstva in trga s stanovanjskimi nepremičninami v Sloveniji na empiričnih podatkih analizirane značilnosti tega trga. V tretjem poglavju sta prikaz in teoretična analiza možnih načinov vključitve lastnih stanovanj v ICŽP dopolnjena z empiričnimi izračuni samostojnega ICLS ter izračuni dopolnjenega ICŽP. V nadaljevanju tretjega poglavja sledi predstavitev in empirično preverjanje metod za kontrolo morebitnih sprememb v kakovosti stanovanj, ki so predmet transakcij na nepremičninskem trgu. V četrtem poglavju je predstavljeno ovrednotenje uporabljenih metod po opredeljenih kriterijih, kot tudi glavne ugotovitve in priporočila. Sledijo sklepno poglavje ter seznam uporabljene literature in virov.

1 INDEKS CEN ŽIVLJENJSKIH POTREBŠČIN

1.1 Konceptualni okvir in uporaba indeksa cen življenjskih potrebščin

1.1.1 Konceptualni okvir indeksa cen življenjskih potrebščin

ICŽP se uporablja za indeksacijo plač, pokojnin, socialnovarstvenih prejemkov in ostalih plačil ter kot približek za splošno stopnjo inflacije, podatki o cenah, ki se zbirajo za potrebe računanja ICŽP, pa se lahko uporabijo za izračun drugih indeksov (ILO, 2004, odst. 1.11). Ob njegovi precej široki uporabi za različne namene se zastavlja vprašanje, ali lahko en sam indeks zadosti vsem potrebam uporabnikov oz. ali bi bilo bolje računati več kot en ICŽP in se tako prilagoditi njegovim raznim namenom uporabe.

V teoriji sta se izoblikovala dva glavna pristopa ali koncepta računanja ICŽP (ILO, 2004):

- koncept »fiksne košarice«, po katerem računamo ICŽP kot indeks fiksne košarice;
- koncept življenjskih stroškov, po katerem računamo ICŽP kot indeks življenjskih stroškov.

Z indeksom fiksne košarice merimo stroške z nakupom fiksne košarice potrošniških izdelkov in storitev, ki so konstantne kakovosti in podobnih značilnosti, pri čemer izdelki in storitve v košarici reprezentirajo porabo gospodinjstev v obdobju enega leta ali v drugem specificiranem obdobju, z indeksom življenjskih stroškov pa vplive sprememb v cenah na stroške doseganja konstantnega življenjskega standarda (ILO, 2003). V praksi bosta oba koncepta računanja praviloma dala drugačne končne vrednosti ICŽP, čeprav so možna (in izvedljiva) tudi zblizanja, predvsem kot rezultat sprememb v izračunu ICŽP kot indeksa fiksne košarice.

Koncepta (ali pristopa) računanja ICŽP se povezujeta z različnimi uporabami ICŽP in sta lahko izhodišče za hkratno računanje dveh (ali več) ICŽP, v skladu s specifikami uporabe. Računanje dveh ICŽP, s katerima bi pokrili oba koncepta in s tem bolje zadostili potrebam uporabnikov, priporočajo tudi mednarodni standardi računanja ICŽP. Mednarodna resolucija o ICŽP (ILO, 2003) pravi, da bi bilo primerno, da se zaradi možnosti uporabe ICŽP za več namenov računa več alternativnih indeksov. S tem bi bila uporabnikom zagotovljena možnost izbire za njihovo uporabo najprimernejšega ICŽP. Za indekse na višji agregatni ravni računanja ICŽP resolucija priporoča naslednje (ILO, 2003, odst. 45–46):

»Ti indeksi cen so konstruirani kot tehtana povprečja elementarnih agregatnih indeksov. Za računanje povprečij iz elementarnih agregatnih indeksov se lahko uporabi več tipov formul. Z namenom kompilacije pravočasnega indeksa je praktična opcija uporaba formule, ki se zanaša na uteži, povezane z nekim preteklim obdobjem. Ena takih formul je indeks Laspeyresovega tipa, katerega uporablja največ nacionalnih statističnih agencij.

Za določene namene bi morda bilo primerno računati indeks retrospektivno, z uporabo indeksne formule kot so Fisherjev, Törnqvistov ali Walshev indeks, ki uporabljajo uteži iz baznega in tekočega obdobja. Primerjava razlik med indeksom takega tipa in indeksom Laspeyresovega tipa lahko pokaže nekatere indikacije kombiniranega vpliva sprememb v dohodkih, sprememb v preferencah in učinke substitucije v analiziranem obdobju ter s tem zagotovi pomembne informacije za pripravljalce in uporabnike ICŽP.

Mednarodna resolucija tako dopušča pripravo več konceptualno različnih ICŽP. Težava pri tem je obstoj več različnih meritev istega pojava, tj. gibanju cen, s katerimi se soočajo gospodinjstva, kar lahko spodkoplje verodostojnost ICŽP. V tem pogledu je računanje več kot enega ICŽP bolj strategija za ravnanje z več alternativnimi koncepti in metodologijami ter odgovor na nezmožnost poenotenja teh metodologij. Dodatno zapis v resoluciji implicira, da je izbira formule za izračun ICŽP pogojena z dostopnostjo uteži, pri čemer naj bi indeksi fiksne košarice bili primerni predvsem zaradi zagotavljanja pravočasne objave indeksa. Izračun dveh ICŽP, ki bi temeljila na različnih konceptih in bi bila objavljena pravočasno, tako naj ne bi bil možen.

Metodologije priprave ICŽP se prav tako razlikujejo na področjih, ki vsaj neposredno niso povezana z nobenim od obeh glavnih konceptov. Eden od njih je koncept pokritja potrošnje gospodinjstev, ki se v ICŽP lahko pokrije po domačem ali nacionalnem konceptu. V domači koncept potrošnje sodi vsa potrošnja rezidentov države in nerezidentov na teritoriju države in v nacionalni koncept potrošnje vsa potrošnja rezidentov države na teritoriju države in izven (ILO, 2004, odst. 1.183). Nadalje pride do signifikantnih razlik v vrednostih indeksov zaradi različnih obravnav lastnih stanovanj, ki so lahko tudi v celoti izločena iz ICŽP, kar krni konsistentnost in primerljivost ICŽP kot celote. ICŽP brez lastnih stanovanj nam da »... zelo nepopolno sliko o gibanju cen, s katerimi se soočajo gospodinjstva v državi« (Diewert, 1999, str. 28) in je zato manj primeren ali celo neprimeren za številne namene uporabe. Odločitev o vključitvi oz. izključitvi lastnih stanovanj iz ICŽP ni vezana na izbiro koncepta. Praviloma je izključitev opravičevana zaradi posebnosti te dobrine in zaradi težavnosti z zbiranjem podatkov ter metodologijo vključitve v ICŽP. Da izključitev ni najprimernejša in da bi morali ICŽP vsebovati lastna stanovanja, je bilo sicer na mednarodni ravni dogovorjeno leta 1987 (OECD, 2002, str. 53). Za razliko od odločitve o vključitvi oz. izključitvi lastnih stanovanj iz ICŽP pa se metodologija vključitve lastnih stanovanj v ICŽP povezuje s posameznim konceptom računanja ICŽP. Statistični uradi, ki preferirajo koncept fiksne košarice, se nagibajo k vključevanju lastnih stanovanj kot pridobitev, medtem ko se statistični uradi, ki preferirajo indeks življenjskih stroškov, nagibajo k uporabi enakovrednih najemnin (Hill, 2004, str. 153). Zakaj je posamezna metoda vključitve lastnih stanovanj bolj primerna za določen koncept ICŽP, ni najbolj nedvoumno, tako tudi Hill (2004, str. 153) dodaja, da pristop enakovrednih najemnin v nobenem primeru ni nekonsistenten s konceptom fiksne košarice.

Po konceptu fiksne košarice merimo z ICŽP spremembe v cenah izdelkov in storitev med dvema obdobjema, pri čemer se relativna pomembnost teh izdelkov in storitev med obdobjema ne spreminja. Ker ostanejo uteži med obdobjema nespremenjene, se v vrednostih ICŽP odražajo samo spremembe v cenah. Takemu indeksu zato lahko pravimo tudi »čisti cenovni indeks« (ILO, 2004, odst. 15.25; Hill, 1999b, str. 3). V praksi se bo z ICŽP, računanim kot indeks življenjskih stroškov, prav tako merilo spremembe v cenah izdelkov in storitev med dvema obdobjema, s to razliko, da se pri tem indeksu relativna pomembnost izdelkov in storitev med obdobjema spreminja v skladu s spremembami v obnašanju potrošnikov na trgu. Ker v indeksu življenjskih stroškov med opazovanima obdobjema pride do sprememb v utežeh, s tako zasnovanim ICŽP ne merimo zgolj sprememb v cenah, temveč »... spremembe v stroških potrošnje, potrebnih za ohranitev enakega življenjskega standarda« (Triplett, 1999, str. 3). Na življenjski standard vplivajo tudi drugi dejavniki, kot je na primer vreme, zato je strogo teoretično gledano indeks življenjskih stroškov, v katerega vključimo le podatke o cenah in obsegu potrošnje izdelkov in storitev, pogojen; spremenljivke, ne vključene v indeks, so obravnavane kot konstante (Triplett, 1999, str. 4). Možnost vključevanja spremenljivk, ki niso povezane s cenami in količinami (utežmi) izdelkov in storitev, ki jih trošijo gospodinjstva, ne pomeni, da imamo na voljo »... alternativne indekse življenjskih stroškov, med katerimi lahko izbiramo, temveč širše indekse življenjskih stroškov, ki niso cenovni indeksi« (Hill, 1999a, str. 3). Gre za možnost razširitve indeksa življenjskih stroškov, ki presega okvir ICŽP, zato za samo kompilacijo ICŽP te razširitve niso bistvene. Pomembno je predvsem sporočilo, da potrošnja gospodinjstev ne poteka ločeno od preostalih dejavnikov v okolju.

Računanje ICŽP po konceptu indeksa življenjskih stroškov temelji na ekonomskem pristopu k teoriji indeksnih števil. Ekonomski pristop predpostavlja, da so trošene količine odvisne od cen, saj se gospodinjstva odzivajo na spremembe v relativnih cenah življenjskih potrebščin s prilagoditvijo relativnih količin in da bodo gospodinjstva izdelke in storitve, ki so postali relativno bolj poceni, trošili kot substitute izdelkom in storitvam, ki so se relativno podražili (ILO, 2004, odst. 3.32). S tem gospodinjstva spreminjajo ali optimizirajo svoje vzorce potrošnje glede na spremembe v cenah življenjskih potrebščin, kar privede do spremembe v sestavi košarice med obema primerjanima obdobjema.

Po konceptu fiksne košarice med primerjanima obdobjema ne sme priti do sprememb v utežeh, saj s tem ICŽP ne bi odražal le »čistih« sprememb v cenah. Predpostavljamo take situacije nima osnove v nobeni širše sprejeti teoriji in je v nasprotju s spoznanji o naravi potrošnje. ICŽP, računani kot indeksi fiksne košarice, ne upoštevajo osnovne značilnosti trga, tj. da potrošniki stalno prilagajajo svoje nakupe glede na spremembe relativnih cen potrošnih dobrin (Malačič, 2002, str. 67). Kljub »teoretski prevladi« koncepta življenjskih stroškov je v praksi precej pogosto računanje ICŽP kot indeksa fiksne košarice. Do tega pride ali zaradi izhodiščne zavrnitve koncepta življenjskih stroškov ali zaradi nedostopnosti podatkov, potrebnih za izračun indeksa življenjskih stroškov, ali – sicer ob deklarativnem sprejemanju koncepta življenjskih stroškov – zaradi ocene, da so

»... nekateri indeksi fiksne košarice dobre ocene indeksom življenjskih stroškov« (Hansen, 2006, str. 2) oz. da lahko služijo kot »... približek meri življenjskih stroškov« (Stoevska, 2006, str. 3). V sozvočju s temi ocenami se tako ICŽP kot indeks fiksne košarice računa ali brez osnove v koherentni teoriji ali na osnovi teorije, ki sugerira drugačne rešitve.

Indeks fiksne košarice (npr. z uporabo Laspeyresove indeksne formule na višji ravni) sicer ni računan popolnoma neodvisno od potrošnje gospodinjstev, saj je od slednje odvisen nabor izdelkov in storitev v košarici ter njihova relativna pomembnost v skupni potrošnji gospodinjstev. Vse, kar se nanaša na potrošnikove preference in obnašanje, premakne čisti cenovni indeks na kontinuumu od indeksa, ki ni indeks življenjskih stroškov, proti indeksu življenjskih stroškov (Holloway, 1999, v Triplett, 1999, str. 13). V skladu s prispevkom Hollowayeve za indeks fiksne košarice tako pravzaprav ne moremo trditi, da je »pravi čisti cenovni indeks«, temveč le indeks, katerega vrednosti so nekje med pravim čistim cenovnim indeksom ter indeksom življenjskih stroškov. Razčlenitev razlike med indeksom fiksne košarice in pravim čistim cenovnim indeksom na tem mestu ni najpomembnejša, saj se tako indeks fiksne košarice kot pravi čisti cenovni indeks odmikata od dejanske situacije v potrošnji gospodinjstev. V skladu s teorijo kontinuuma bi do pravega čistega cenovnega indeksa (nasprotja indeksa življenjskih stroškov) prišli s kar se da možnim odmikom od preferenc potrošnikov; pravi čisti cenovni indeks bi tako lahko bil sestavljen iz vseh izdelkov in storitev v prodaji (»idealni pravi čisti cenovni indeks«) ali iz vzorca izdelkov in storitev. Pri konstrukciji takega indeksa bi bil pomemben pogoj, da imajo vsi izdelki in storitve enako verjetnost izbora in da v nobeni fazi računanja indeksa le-ti niso obteženi s pripadajočim deležem (ali količino) v skupni potrošnji. Za ta namen bi se uporabila formula za netehtane indekse.

Zaradi uveljavljenega računanja ICŽP kot indeksa fiksne košarice je pomembnejše razhajanje tega indeksa z indeksom življenjskih stroškov oz. pristranskost ICŽP kot indeksa fiksne košarice, ki je v literaturi najpogostejše definirana ravno kot »... deviacija merjenega ICŽP od indeksa življenjskih stroškov« (Obst, 2000, str. 38). Da so rezultati, ki jih dobimo z Laspeyresovo formulo, pristranski zaradi neupoštevanja substitucije, je dokazal Konus s pomočjo teorije indeksov življenjskih stroškov (Triplett, 1999, str. 4). Do podobnega zaključka so prišli v ZDA, kjer so v drugi polovici 20. stoletja izvedli temeljito evalvacijo in prenovo njihovega ICŽP; ugotovili so, da prinaša računanje ICŽP po konceptu fiksne košarice pristranske vrednosti indeksa (Stigler et al., 1961, v Reinsdorf & Triplett, 2009, str. 27):

»Ker bodo potrošniki substituirali izdelke in storitve, katerih cene se višajo manj ali padajo bolj, za izdelke in storitve, katerih cene se višajo bolj ali padajo manj – in v mejah lahko to počnejo brez zmanjševanja njihove ravni realne potrošnje – bo ICŽP s fiksnimi utežmi precenil rast stroškov primerljivih potrošniških košaric«.

V nadaljevanju evalvacije ICŽP so v ZDA ugotovili, da je v njihovem ICŽP prisotna napaka zaradi neupoštevanja substitucije med izdelki in storitvami, zaradi neupoštevanja

substitucije med prodajalnami in zaradi neupoštevanja sprememb v kakovosti izdelkov in storitev (Boskin et al., 1998).

Substitucija med prodajalnami bo v ICŽP vključena z uporabo geometričnega povprečja pri računanju povprečnih cen izdelkov in storitev, zbranih v različnih prodajalnah, substitucija med izdelki (za katere obstajajo uteži) pa z uporabo ene od simetričnih in superlativnih formul na višjih ravneh računanja ICŽP. V primeru ZDA so zato v letu 2002 uvedli novi ICŽP, ki je računan po konceptu življenjskih stroškov, do katerega pridejo z uporabo formule za geometrično sredino in z uporabo Törnqvistove formule na višji ravni (Cage, Greenlees & Jackman, 2003).

Nekoliko kontroverzna je ugotovitev, da je ICŽP pristranski zaradi spremembe v kakovosti izdelkov in storitev. Za izdelke in storitve je zelo težko ugotoviti, ali je sploh prišlo do spremembe v kakovosti, ali je ta sprememba pozitivna ali negativna (ali oboje) in kolikšen je vpliv te spremembe v kakovosti na ceno izdelka ali storitve. Upoštevajoč komponento kakovosti pomeni, da bomo ob hkratnih spremembah ene ali več lastnosti izdelka (ali storitve) ter ceni tega izdelka razbili to povečanje cene na del, ki se nanaša na spremembo kakovosti izdelka, ter na del, ki se nanaša na gibanje cene izdelka. Nadalje prav tako ni zagotovila, da bo vpliv spremembe v kakovosti enak za vse potrošnike; na primer povečanje ekrana na mobilnem telefonu je lahko za nekatere (slabovidne osebe ipd.) prednost oz. povečanje kakovosti, medtem ko je lahko za preostale potrošnike učinek prav nasproten. Potrošniki lahko spremembe v kakovosti sploh ne opazijo, lahko so do nje popolnoma indiferentni, ali je ne želijo, ker so bili zadovoljni s prejšnjo ravniyo kakovosti in je zato povečanje kakovosti za njih le nezaželen dvig cene izdelka ali storitve. Meany & Thomas (1944, v Reinsdorf & Triplett, 2009, str. 22–23) sta identificirala t. i. »neprostovoljno substitucijo«, ko se morajo potrošniki odločati za dražje izdelke in storitve ali stanovanja zaradi nezadostne ponudbe cenovno primernejših, kar povečuje življenjske stroške. Povečanje velikosti na primer novograjenih štirisobnih stanovanj za pet kvadratnih metrov ali obvezen dokup dveh parkirnih mest za marsikatero gospodinjstvo ne bo predstavljalo povečanje kakovosti, temveč le večjo finančno breme ob nakupu ali najemu. Navedene in mnoge druge situacije – na primer sprememba v kakovosti ob nespremenjeni ceni izdelka – in verjetnost neprostovoljne substitucije napeljujejo k sklepu, da bo spreminjanje zbranih cen izdelkov in storitev zaradi ugotovitev o spremembi v kakovosti le odmaknilo ICŽP od dejanske inflacije, s katero se soočajo gospodinjstva. S te perspektive je zato spremembe v kakovosti izdelkov in storitev v postopkih računanja ICŽP bolje zanemariti. Ignoriranje razlik je ena od uveljavljenih možnosti ravnanja s spremembami kakovosti izdelkov in storitev (Maitland-Smith, 2000, str. 17) in s perspektive potrošnikov verjetno tudi tista, ki zagotavlja najbolj nepristranske rezultate ICŽP.

Koncept računanja ICŽP naj bi bil izbran v skladu z nameni uporabe indeksa. Čeprav se ICŽP uporablja za več različnih namenov, sta v nadaljevanju izpostavljena dva najbolj pogosta in tudi največkrat omenjana oz. problematizirana z vidika ustreznosti metodologije

ICŽP za določeno uporabo indeksa, in sicer uporaba ICŽP za merjenje (splošnih) inflacijskih stopenj in za indeksiranje raznih prejemkov prebivalcev. Razhajanja, ki izhajajo iz obeh glavnih načinov uporabe ICŽP, se tudi pretežno povezujejo z vprašanjem koncepta priprave indeksa oz. s primernostjo in neprimernostjo koncepta fiksne košarice ter koncepta življenjskih stroškov.

1.1.2 Glavna namena uporabe indeksa cen življenjskih potrebščin

Za merjenje splošnih stopenj inflacije naj bi bil najbolj primeren inflacijski indeks, ki odraža le spremembe v cenah in za indeksacijo dohodkov indeks življenjskih stroškov (Maitland-Smith, 2000, str. 3). Inflacija se potemtakem lahko meri le s »čistim cenovnim indeksom«, pridobljenim po konceptu fiksne košarice. Za razliko od tega precej razširjenega prepričanja Triplett (1999, str. 3) na primer dokazuje, da indeks življenjskih stroškov ni nujno najprimernejši za indeksacijo prihodkov, temveč zagotavlja socialno orientirano mero inflacije. Z indeksiranjem prejemkov višino teh prilagodimo gibanju cen izdelkov in storitev. Na dan indeksacije so zato prejemki – v kolikor je izvedena 100-odstotna kompenzacija – povečani za enak odstotek, kot so narasle cene izdelkov in storitev. Težava, ki nastane s tem, je, da gospodinjstva ne dobijo sredstev, s katerimi bi pokrila povečano porabo v času med aktualno in prejšnjo indeksacijo. Ob predpostavki enakomernega naraščanja cen bodo gospodinjstva v enem indeksacijskem obdobju (npr. v enem letu) prikrajšana za polovico vrednosti, ki so jo pridobila z indeksacijo. Dolgoročno gledano zato vodi avtomatično 100-odstotno indeksiranje prejemkov gospodinjstev ali posameznikov (in seveda vse situacije, ko je kompenzacija manjša od 100 odstotkov) z natančnim indeksom cen – z indeksom, ki meri dejansko gibanje cen izdelkov in storitev – do znižanja standarda. Na osnovi te ugotovitve bi lahko pritrdili Triplettu. Vendar tudi druga možnost ni najbolj optimalna. Indeks fiksne košarice bo razliko, ki je nastala med dvema indeksiranjema, zaradi precenitve inflacije, s katero se soočajo gospodinjstva, do neke mere pokrila, pri čemer pa ni nobenega zagotovila, da se bo »dobiček« gospodinjstev, ki bo izhajal iz te precenitve inflacije, ujemal z izgubo gospodinjstev v preteklem obdobju.

Opisane težave z indeksacijo se ne da rešiti drugače kot s prilagoditvijo načina indeksacije prejemkov na način, da bo pokrita izguba prejemnikov med dvema indeksiranjema. Ne glede na specifične modifikacije indeksacije z namenom odprave teh izgub mora biti temelj taki indeksaciji ICŽP, ki meri nepristransko gibanje cen, s katerimi se soočajo prejemniki oz. gospodinjstva. To se pa lahko zagotovi le z uporabo ICŽP, ki je izračunan po konceptu življenjskih stroškov. ICŽP je v tem pogledu več kot le podatek za izvedbo indeksacije, saj predstavlja primerno analitično orodje za evalvacijo izvajanih indeksacij. Zaradi upoštevanja dejanske potrošnje je njegova analitična moč večja kot pri indeksu fiksne košarice. Z ICŽP, izračunanim kot indeks življenjskih stroškov, se zato lahko evalvirajo vse indeksacije, tudi na primer tiste, ki so izvedene z ICŽP, izračunanim po konceptu fiksne košarice, ali na osnovi drugih mehanizmov (npr. sprotnih dogovorov). S tem se

zagotovi, da indeksacije na kratki in tudi na daljši rok ne privedejo do upada standarda prejemnikov in po drugi strani, da ne pride do neupravičene rasti izplačil.

Do razhajanj med gibanjem cen izdelkov in storitev, ki jih trošijo prejemniki sredstev, in ICŽP, s katerim se izvede indeksacija, lahko prihaja tudi zaradi neprimerne pokritosti izdelkov in storitev. Kadar se indeksacija plačil izvaja na osnovi ICŽP, s katerim je pokrita potrošnja vseh gospodinjstev – kot je na primer to urejeno v Sloveniji – in je hkrati potrošnja prejemnikov teh plačil signifikantno drugačna od skupne potrošnje, bo indeksacija zgrešila svoj namen. Zvišanje cen šolskih potrebščin bo na primer prizadelo prejemnike otroških dodatkov in štipendij ter ne bo vplivalo na prejemnike pokojnin, medtem ko bo pri dvigu cen oskrbe v domovih za starejše situacija ravno nasprotna. V referenčni literaturi predlagana izločitev luksuznih in nenujnih življenjskih potrebščin iz ICŽP, ki se uporablja za indeksacijo (ILO, 2004, odst. 2.8), ima lahko za posledico vrednostne in politične sodbe o izbiri življenjskih potrebščin, ki so vključene v indeks (ILO, 2004, odst. 2.9), in ne rešuje težave z različnim obsegom porabe nujnih (in drugih) življenjskih potrebščin med subpopulacijami. Bolj primerna je prilagoditev uteži s potrošnjo posameznih skupin prejemnikov. Za indeksacijo plač, otroških dodatkov, štipendij, pokojnin in drugih plačil je tako bolj ustrezno, da so v izračun indeksa vključene tiste življenjske potrebščine, ki jih trošijo prejemniki teh plačil in ne vsa gospodinjstva v državi. Za ta namen se oblikujejo subsidiarni indeksi za posamezne podsektorje populacije (Maitland-Smith, 2000, str. 3). Z oblikovanjem posebnih ICŽP za prejemnike določenih plačil dobimo natančno mero za prilagoditev plačil gibanju cen izdelkov in storitev v potrošniški košarici populacije prejemnikov teh plačil.

Drugi glavni namen uporabe ICŽP je merjenje inflacije, ki je oteženo že zaradi pomanjkljive pojasnitve samega pojma »inflacija«. Kot ugotavlja Hill (1999b, str. 2), je »kljub univerzalni uporabi pojma 'inflacija' v ekonomiji, presenetljivo težko v literaturi najti precizno, zadovoljivo definicijo 'inflacije'«. Za inflacijo ne obstajajo operativne definicije, temveč samo definicije na splošni ravni, pri čemer je najbolj široko sprejeta ta, da je inflacija stalna rast splošne ravni cen (Eurostat, 2001) oz. precizneje »inflacija je proces kontinuirane rasti cen, ali ekvivalentno, kontinuiranega padanja vrednosti denarja« (Laidler & Parkin, 1975, str. 741). Ta splošno sprejeta opredelitev pojma posledično lahko vodi v številne metodološke variante merjenja inflacije in s tem v več različnih izmerjenih vrednosti istega pojava. Nadalje so težave pri merjenju inflacije zaradi razlikovanja med inflacijo, s katero se soočajo gospodinjstva, in splošno inflacijo. Čeprav »ICŽP ni indikator splošne stopnje inflacije« (ILO, 2004, odst. 2.35), se v praksi z inflacijo povezujejo le vrednosti ICŽP. Kljub omejitvam ICŽP kot mere splošne inflacije ga običajno vlade in centralne banke uporabljajo za določanje inflacijskih ciljev (ILO, 2004, odst. 2.36). Ker »ni popolnoma jasno, kateri koncept inflacije je najbolj relevanten v kontekstu centralnega bančništva« (Hill, 2004, str. 140), je težko soditi o tem, ali bi bil za makroekonomske politike bolj primeren kakšen drugi indikator. ICŽP, ki meri inflacijo, s katero se soočajo gospodinjstva, ostaja tako najprimernejši indikator za splošno inflacijo. Tudi če med

obema pojavoma ne moremo postaviti enačaja, je ICŽP tretiran vsaj kot ustrezen približek za splošno stopnjo inflacije. Nenazadnje bo inflacija, s katero se soočajo drugi sektorji (npr. zaradi dviga cen surovin), povzročila inflacijo oz. dvig cen izdelkov in storitev, ki jih trošijo gospodinjstva, kar daje dodatno validnost ICŽP kot meri (ali vsaj približku) splošne stopnje inflacije.

Ob ugotovitvi, da je inflacija »rast splošne ravni cen« in da mora zato ICŽP odražati le spremembe v cenah, je pri iskanju najbolj primerne kompilacije ICŽP treba upoštevati še naslednji dve zaželeni lastnosti indikatorja inflacije (Maitland-Smith, 2000, str. 4):

- mera inflacije za makroekonomske analize zahteva pokritje vseh izdelkov in storitev, prodanih na celotnem teritoriju države;
- ker se inflacija v splošnem povezuje z monetarnimi transakcijami, izdatki ne morejo biti imputirani.

Prvo lastnost bo ICŽP izpolnil s pokritjem vseh relevantnih izdelkov in storitev, ki jih trošijo gospodinjstva, pri čemer je potrošnja gospodinjstev pokrita po domačem konceptu. Drugo lastnost bo ICŽP izpolnil, v kolikor bodo vsi izdelki in storitve vključeni na način pridobitev. Zapisano nas vodi do sklepa, da je za merjenje inflacije primeren le ICŽP, izračunan po konceptu fiksne košarice, ki pa ne daje nepristranskih rezultatov. Pristranskost mere ni sprejemljiva, zato je operacionalizacija, ki konkretizira merjenje pojava na tak način, nelegitimna. Vendar, ker je inflacija povezana z življenjskimi stroški, saj bo inflacija povzročila rast indeksa življenjskih stroškov (Maitland-Smith, 2000, str. 3), lahko sklepamo, da je možno ta pojav meriti tudi z ICŽP po konceptu življenjskih stroškov, v kolikor bo operacionalizacija takega indeksa skladna z lastnostmi, ki naj bi jih imel indikator inflacije. Tako pridemo do enega ICŽP, ki je primeren tako za indeksacijo (uporabljajo se ustrezni subindeksi oz. subsidiarni indeksi skupnemu ICŽP) kot za merjenje inflacije (uporablja se skupni ICŽP).

1.2 Metodologija izračuna indeksa cen življenjskih potrebščin

1.2.1 Opis metodologije

1.2.1.1 Elementarni agregati

Za računanje ICŽP potrebujemo podatke o cenah izdelkov in storitev ter strukturi potrošnje gospodinjstev. Iz strukture potrošnje gospodinjstev se potem pridobijo uteži za izdelke in storitve, ki imajo v postopku kompilacije ICŽP več funkcij. Na osnovi uteži se odloči, kateri izdelki in storitve bodo vključeni v ICŽP (cene se bodo zbirale le za izdelke in storitve, ki imajo v skupni potrošnji dovolj pomemben delež), uteži določajo relativno pomembnost izbranih izdelkov in storitev v ICŽP in vplivajo na potek računanja ICŽP. Pri slednjem je najpomembnejša členitev računanja ICŽP na elementarno in višjo oz. višje ravni.

Na elementarni ravni bo ICŽP pripravljen do stopnje, ki omogoča združevanje elementarnih agregatov (elementarnih indeksov) v višje agregatne indekse in v skupni ICŽP z uporabo uteži za posamezne elementarne agregate. Elementarni agregat bo sestavljen iz majhnega in relativno homogenega nabora izdelkov ali storitev, definirane znotraj klasifikacije potrošnje, uporabljene za ICŽP (ILO, 2004, odst. 20.1), lahko pa tudi iz enega izdelka ali storitve. Pri računanju ICŽP se elementarni agregat z enim izdelkom ali storitvijo oblikuje:

- ko razpolagamo tako s ceno kot utežjo za en izdelek ali storitev;
- ko razpolagamo s ceno za en izdelek ali storitev in skupno utežjo za skupino izdelkov ali storitev, katerih predstavnik je izbrani izdelek ali storitev.

Elementarni agregat z več homogenimi izdelki ali storitvami se po drugi strani oblikuje:

- ko razpolagamo s cenami za več izdelkov ali storitev in skupno utežjo za te izdelke ali storitve;
- ko razpolagamo s cenami za določeno število izdelkov ali storitev in skupno utežjo za širšo skupino izdelkov ali storitev, katerih predstavniki so izbrani izdelki ali storitve.

Skupno možnostim priprave elementarnega agregata je oblikovanje agregata na nivoju, za katerega razpolagamo z utežmi za izdelke oz. storitve. Elementarni agregat je tako definiran kot najmanjši agregat, za katerega so na voljo zanesljive uteži, ki temeljijo na podatkih o izdatkih potrošnikov (UN, 2009, odst. 10.11). Znotraj agregata se sicer lahko uporabijo uteži iz drugih virov, ki izboljšajo reprezentativnost izdelkov ali storitev v agregatu. Kot eksplicitne uteži znotraj elementarnega agregata se lahko uporabijo podatki o tržnih deležih ali regionalne uteži (ILO, 2004, odst. 9.9). Ne glede na obstoj morebitnih dodatnih informacij, ki lahko nekoliko izboljšajo reprezentativnost izdelkov ali storitev v elementarnem agregatu, se bodo elementarni indeksi računali v pogojih, kadar ali ne razpolagamo z utežmi ali so te uteži preveč nepopolne, da bi dovolj natančno obtežile izdelke ali storitve v košarici (razpolagamo na primer z regionalnimi utežmi, ne pa s tržnimi deleži trgovin in blagovnih znamk). Elementarni indeksi za posamezne izdelke ali storitve – ali za skupino izdelkov ali storitev, za katere ni podrobnejših uteži – se bodo zato računali z uporabo ene od formul za netehtane indekse (pri tem je sicer možna kombinacija s tehtanimi formulami, preko katerih se v izračune vključijo na primer razpoložljive regionalne uteži). Za n izdelkov in storitev v elementarnem agregatu se bo praviloma računal eden od naslednjih elementarnih indeksov cen (ILO, 2004, odst. 20.38–20.43):

- Dutotov indeks cen (P_D):

$$P_D = \frac{\sum_{i=1}^n p_i^t}{\sum_{i=1}^n p_i^0} \quad (1)$$

- Carlijev indeks cen (P_C):

$$P_C = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left(\frac{p_i^t}{p_i^0} \right) \quad (2)$$

- Jevonsov indeks cen (P_J):

$$P_J = \prod_{i=1}^n \sqrt[n]{\frac{p_i^t}{p_i^0}} = \frac{\prod_{i=1}^n \sqrt[n]{p_i^t}}{\prod_{i=1}^n \sqrt[n]{p_i^0}} \quad (3)$$

- Harmonična sredina (P_H):

$$P_H = \left[\sum_{i=1}^n \frac{1}{n} \left(\frac{p_i^t}{p_i^0} \right)^{-1} \right]^{-1} \quad (4)$$

- Geometrična sredina Carlijevega indeksa cen in harmonične sredine (P_{CSWD}):

$$P_{CSWD} = \sqrt{P_C P_H} \quad (5)$$

Formuli za Carlijev indeks in harmonično sredino, uporabljeni v formuli za indeks » P_{CSWD} «, sta prikazani s formulama 2 in 4.

Med navedenimi elementarnimi indeksi cen so bili oz. so še vedno v uporabi Dutotov, Carlijev in Jevonsov indeks (ILO, 2004, odst. 9.16). Kot najboljši med njimi se je izkazal Jevonsov indeks in to tako s testnega pristopa (ILO, 2004, odst. 9.31) kot z ekonomskega pristopa (ILO, 2004, odst. 20.86). Fisher (1922, v ILO, 2004, odst. 20.43) je ugotovil, da dajeta Jevonsov indeks in indeks P_{CSWD} (geometrična sredina Carlijevega indeksa ter harmonične sredine) zelo podobne rezultate in da sta to najboljši netehtani elementarni indeksni formuli. Pri preverjanju lastnosti indeksov z raznimi testi se izkaže, da P_{CSWD} ne izpolnjuje dveh sicer ne najpomembnejših testov (ILO, 2004, odst. 20.69), kar daje določeno prednost Jevonsovi indeksni formuli. Jevonsova indeksna formula tako velja za »najboljšo metodo računanja elementarnih agregatov« (UN, 2009, odst. 10.38).

Neprimernost Carlijevega indeksa in harmonične sredine – ta indeksa predstavljata zgornjo in spodnjo mejo indeksu P_{CSWD} , ki da praktično enake rezultate kot Jevonsov indeks – je jasna. Carlijev indeks je pristranski navzgor in harmonična sredina navzdol (ILO, 2004, odst. 20.112). Manj jasna je neprimernost Dutotovega indeksa, saj ima ta indeks precej

lastnosti, podobnih Jevonsovemu indeksu. Gre za elementarno indeksno formulo, ki je skupaj z Jevonsovo indeksno formulo dovoljena pri računanju HICŽP na elementarni ravni (Diewert, 2002, str. 603–604). Kadar je cilj merjenja čisti cenovni indeks, dobimo z Dutotovo in Jevonsovo formulo nepristranske ocene (ILO, 2004, odst. 11.43 & 11.45), zato sta s tega vidika obe primerni za računanje ICŽP na nižji ravni.

Dodatna prednost Dutotove in Jevonsove formule je, da se ju lahko uporabi takrat, kadar se medsebojno primerjata dva nabora izdelkov ali storitev, ki sta sicer reprezentativna za svoje obdobje, vendar različna med seboj. Do takšne situacije pridemo, če v vsakem primerjanem obdobju izberemo novi reprezentativni vzorec izdelkov in storitev (ali trgovin itd.). Vzorec izberemo posebej v baznem in posebej v tekočem obdobju kadar:

- se želimo izogniti vsem težavam z manjkajočimi cenami in novimi ter izginjajočimi izdelki in storitvami;
- kadar primerjamo med seboj nestandardizirane izdelke ali storitve, kamor sodijo na primer stanovanja.

Ta lastnost Dutotovega in Jevonsovega indeksa je pomembna tudi pri praktičnem računanju ICŽP na višji ravni. V formule za tehtane indekse (prikazane v naslednjem podpoglavju) so namreč razmerja med cenami iz obeh obdobji že vgrajena; na elementarni ravni se tako izračuna le povprečna cena ali z uporabo formule za AS (Dutotov indeks) ali formule za GS (Jevonsov indeks).

Kljub precejšnji enakovrednosti obeh indeksnih formul pa je Jevonsov indeks primernejši, ker odraža substitucijo znotraj elementarnega agregata (Dalton, Greenlees & Stewart, 1998, str. 4). Formula za GS vsebuje implicitno domnevo, da je elastičnost substitucije enaka ena (Bishop, 2013, str. 6). Formula za AS po drugi strani predvideva, da je elastičnost substitucije enaka nič (ILO, 2004, odst. 11.45; Armknecht & Silver, 2012, str. 13). Zaradi upoštevanja substitucije uporabo formule za GS v elementarnem agregatu svetuje tudi Mednarodna resolucija o ICŽP (ILO, 2003, odst. 43). Primernost Dutotovega indeksa je manjša tudi zato, ker je za razliko od Jevonsovega indeksa ta indeks občutljiv na heterogenost izdelkov v elementarnem agregatu (ILO, 2004, odst. 20.67). Zaradi upoštevanja substitucije je Jevonsov indeks bolj kot Dutotov indeks primeren za računanje elementarnih indeksov v ICŽP po konceptu življenjskih stroškov in kot je bilo ugotovljeno prej v nalogi, je Jevonsov indeks primeren tudi – kljub temu, da odraža substitucijo znotraj elementarnega agregata – kadar se ICŽP računa po konceptu fiksne košarice.

Čeprav se je Jevonsova indeksna formula oz. formula za GS izkazala kot najbolj primerna za računanje ICŽP na elementarni ravni, je treba to formulo v nekaterih primerih vseeno uporabljati z določeno mero pazljivosti. Formula za GS tako ni primerna, ko je ena od cen enaka nič ali ko pride do ekstremnih padcev v cenah (ILO, 2004, odst. 9.23). Gre za situacije, ki so v praksi precej redke ali odsotne, zato ne predstavljajo večjih omejitev za uporabo te indeksne formule. Težave s cenami, ki so enake nič (do tega npr. lahko pride ob

uvrstitvi prej brezplačne storitve med plačljive storitve), se lahko brez večjih težav rešijo z imputiranim podatkom za ceno, ki je blizu vrednosti nič (kar se vsebinsko ne more primerjati z imputacijo neznanih ali manjkajočih cen izdelkov in storitev). Dodatno omejitev predstavlja uporaba formule za GS v tistih elementarnih agregatih, v katerih zaradi specifikke agregata ni možna substitucija. V ZDA so zato na primer kljub uvedbi formule za GS v večino elementarnih agregatov ICŽP izračun nekaterih agregatov pustili nespremenjen in jih še naprej računajo s formulo za AS (Dalton, Greenlees & Stewart, 1998). Presoja o tem, v katerih agregatih je prisotna substitucija in v katerih ne, je lahko precej arbitrarna. V praksi zato lahko pride do odločitve, da se vsi elementarni agregati pripravijo na enak način. Pri tem bo domneva, da je elastičnost substitucije enaka ena, in uporaba formule za GS dala boljši približek realnosti kot pa predpostavka o popolni neelastičnosti substitucije in uporabi formule za AS (Bishop, 2013, str. 6).

Razmislek o primernosti uporabe formule za GS se pojavi tudi pri računanju povprečnih cen za tiste elementarne agregate, za katere so na voljo vsi podatki o cenah in količinah, vendar zaradi nemožnosti primerjave standardiziranih izdelkov ali storitev iz obeh primerjanih obdobjih znotraj elementarnega agregata ni možna uporaba tehtane formule. V takšni situaciji se lahko omejitev Dutotovega indeksa pri »tipičnem« računanju povprečnih cen za reprezentativni vzorec izdelkov oz. storitev spremeni v prednost. Dutotov indeks ima namreč to lastnost, da obteži spremembe cen dražjih enot bolj kot podobne spremembe cen cenejših enot, čeprav imajo lahko te dražje enote manjši relativni delež v celotni potrošnji znotraj agregata (ILO, 2004, odst. 9.30). V elementarnem agregatu z nekaj reprezentanti bo zato Dutotova formula predpostavila relativne pomembnosti teh reprezentantov, ki niso skladne z dejanskim stanjem. Kadar imamo v elementarnem agregatu nekaj reprezentativnih izdelkov (zbranih cen), bo zato primernejša uporaba formule za GS, ki bo vse spremembe v cenah izdelkov zajela enako. Spremembe v cenah dražjih izdelkov tako ne bodo pomembnejše od sprememb v cenah cenejših izdelkov. To je tudi bolj v skladu z dejansko potrošnjo, saj ni pričakovati, da bi potrošniki v relativno večji meri kupovali dražje izdelke, v kolikor so na voljo cenejši substituti. Drugačna situacija nastopi, kadar imamo podatke za celotno prodajo znotraj elementarnega agregata. Primer tega je prodaja stanovanj v Sloveniji (in drugod), ki je v celoti evidentirana kot administrativni vir (ETN). V tem specifičnem primeru je zato lastnost formule za AS, da da večjo obtežitev dražjim stanovanjem, z vidika priprave celotnega ICŽP precej ustrezna. Ker ETN predstavlja celotno prodajo stanovanj, uporaba AS ne bo povzročila prekomerne obtežitve dražjih stanovanj na račun cenejših, temveč bo ta implicitna obtežitev skladna z logiko uteži pri tehtanih indeksih (izračunanih kot zmnožek cen in količin). V poenostavljeni situaciji, v kateri imamo opraviti le s prodajo cenejših enosobnih in dražjih dvosobnih stanovanj v večstanovanjskih stavbah, bo, v kolikor bi skupni elementarni agregat ločili na agregat enosobnih in na agregat dvosobnih stanovanj, implicitna večja obtežitev dvosobnih stanovanj v skupnem agregatu v vlogi relativno večje uteži za ta stanovanja.

Formula za GS je potemtakem primerna za računanje ICŽP na elementarnem nivoju, kadar imamo v elementarnem agregatu reprezentante (med katerimi prihaja do substitucije), ni pa primerna, kadar je mogoče izračunati povprečno ceno na podatkih za vse transakcije v elementarnem agregatu. Z vidika analize gibanja cen stanovanj (neodvisno od ICŽP) je formula za GS ustrezna, kadar želimo, da imajo spremembe v cenah vseh stanovanj enako težo. Z vidika računanja ICŽP, v katerem so izdelki in storitve obteženi z njihovo relativno pomembnostjo, pa je za izračun povprečne cene stanovanj bolj primerna formula za AS. Uporaba formule za AS ni v nasprotju s konceptom fiksne košarice in v tem specifičnem primeru tudi ne s konceptom življenjskih stroškov. Substitucija se pri tem odraža preko uporabe (dejanskih) uteži z uporabo tehtane formule, v katero se vključijo izračunane povprečne cene.

Te specifične situacije, ki nastane vsaj takrat, ko je na razpolago administrativni vir transakcij s stanovanji (popolno zajetje prodaj), literatura ne obravnava in ne rešuje. Za elementarne agregate, za katere so na voljo vsi podatki o cenah in količinah (ali utežeh), referenčna literatura predvideva uporabo Fisherjeve, Törnqvist-Theilove ali Walsheve indeksne formule kot »teoretično idealne elementarne indeksne formule«, pri čemer so te superlativne formule najboljše tako z ekonomskega pristopa kot s pristopa fiksne košarice (ILO, 2004, odst. 20.18). Težava je v tem, da se lahko te superlativne formule uporabi kot teoretično idealne elementarne indeksne formule zgolj takrat, kadar se medsebojno primerjajo standardizirani izdelki, ki se na prodajnih mestih prodajajo ponavljajoče. Te okoliščine namreč šele omogočijo obtežitev vsake zbrane cene izdelka z ustrezno utežjo in izračun indeksa brez predhodnega računanja povprečne cene. Ker stanovanja niso standardizirani izdelki, prodajani ponavljajoče na istem prodajnem mestu, je ne glede na popolnost podatkov potrebno predhodno izračunati povprečno ceno z eno od razpoložljivih formul za izračun povprečnih cen, pri čemer se kot boljša kaže formula za AS. Tega problema ne rešujejo niti najbolj aktualna metodološka priporočila na tem področju. Metodološki dokumenti, ki urejajo predvideno vključitev stroškov s pridobitvijo lastnih stanovanj v HICŽP, dovoljujejo uporabo Dutotovega ali Jevonsovega indeksa (Eurostat, 2012, str. 46–47; Eurostat, 2013b, str. 14), pri čemer ne problematizirajo morebitnih razlik, ki lahko nastanejo z uporabo dveh formul, niti ne odprejo problema implicitne (ne)obtežitve enot v elementarnem agregatu.

1.2.1.2 Skupni ICŽP

Dostopnost ustreznih uteži (ali količin) izdelkov in storitev omogoča računanje ICŽP s formulami za tehtane indekse cen. Za to je možno uporabiti večje število formul. Izbira indeksne formule bo precej odvisna od sprejetega koncepta računanja ICŽP in od razpoložljivosti podatkov, ki jih zahteva posamezna indeksna formula. Na osnovi tega lahko formule za tehtane indekse opredelimo kot formule za računanje indeksa fiksne košarice, formule za računanje indeksa življenjskih stroškov ter formule, s katerimi računamo najbližje možne približke teh indeksov cen. Formule za tehtane indekse je

mogoče uporabljati v obliki, v katero se za izbrani nabor izdelkov in storitev (n) vključijo cene izdelkov in storitev (p) ter količine izdelkov in storitev (q) ali – kar je v praksi računanja ICŽP univerzalno uveljavljeni postopek – z vključitvijo cen izdelkov in storitev (p) ter pripadajočih uteži oz. deležev izdatkov za izdelke in storitve v skupni porabi gospodinjstev (s).

Po konceptu fiksne košarice se bo ICŽP računal s formulo, v kateri ostajajo uteži fiksne in se med primerjanima obdobjema ne spreminjajo. Možnosti za izbiro uteži je več, z izbiro uteži (ali količin) iz enega od obeh primerjanih obdobj, tj. baznega ali tekočega obdobja, dobimo (ILO, 2004, odst. 1.22 in 1.23):

- Laspeyresov indeks cen (P_L):

$$P_L = \frac{\sum_{i=1}^n p_i^t q_i^0}{\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^0} = \sum_{i=1}^n \frac{p_i^t}{p_i^0} s_i^0, \text{ kjer je } s_i^0 = \frac{p_i^0 q_i^0}{\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^0} \quad (6)$$

- Paaschejev indeks cen (P_P):

$$P_P = \frac{\sum_{i=1}^n p_i^t q_i^t}{\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^t} = \left\{ \sum_{i=1}^n \left(\frac{p_i^t}{p_i^0} \right)^{-1} s_i^t \right\}^{-1}, \text{ kjer je } s_i^t = \frac{p_i^t q_i^t}{\sum_{i=1}^n p_i^t q_i^t} \quad (7)$$

Laspeyresov indeks cen izračunamo z uporabo uteži (količin) iz baznega obdobja cen (0), neodvisno od aktualne strukture potrošnje prebivalstva v tekočem obdobju (t). Ob predpostavki, da do sprememb v potrošnji v največji meri pride zaradi nadomeščanja relativno dražjih življenjskih potrebščin z relativno cenejšimi življenjskimi potrebščinami, bo imel ta indeks vrednosti, ki bodo precenile dejansko gibanje cen med obdobjema. Paaschejev indeks cen bo izračunan z upoštevanjem aktualne strukture potrošnje v tekočem obdobju, ne bo pa v ničemer odražal strukture potrošnje v baznem obdobju in s tem sprememb v potrošnji, do katerih je prišlo med obema obdobjema. Ob enaki predpostavki o substituciji kot pri Laspeyresovi indeksni formuli bo imel ta indeks vrednosti, ki bodo podcenile dejansko gibanje cen med obdobjema. Z vidika teorije je nemogoče določiti, katera indeksna formula, ali Laspeyresova ali Paaschejeva, je primernejša za računanje ICŽP. Problem s tema indeksnima formulama je, da čeprav sta obe enako verjetni, bosta v splošnem dali drugačne odgovore (ILO, 2004, odst. 15.17). Favoriziranje in uporaba Laspeyresove indeksne formule ima tako največjo oporo v praktičnosti, saj so uteži iz baznega obdobja dostopne pred utežmi iz tekočega obdobja.

Ne glede na praktične bližnjice pri izbiri indeksne formule, Laspeyresov in Paaschejev indeks cen, zaradi njune »enake verjetnosti« nista primerna za merjenje inflacije, s katero se soočajo gospodinjstva, saj s tem legitimiramo dve enakovredni in med seboj različni stopnji inflacije. Intuitivno lahko sklepamo, da je rešitev v iskanju indeksne formule (ali formul), ki bo imela za rezultat stopnjo inflacije brez enakovrednih alternativnih vrednosti. Indeksna formula, ki zadosti temu pogoju, mora zato preseči problem z Laspeyresovo in Paaschejevo formulo in upoštevati strukturo potrošnje gospodinjstev v obeh obdobjih. Da je najprimerneje vzeti kombinacijo obeh indeksov, je predlagal Walsh že leta 1921 (v Diewert, 1999, str. 31–32). Če količine iz obeh obdobj z združimo z AS, dobimo Marshall-Edgeworthov indeks, ki ni najbolj primeren z vidika mednarodnih primerjav, če pa jih združimo z uporabo GS, pa dobimo Walshev indeks cen (Diewert, 1999, str. 33).

Predlagani Walshev indeks cen je skupaj s Törnqvist-Theilovim (ali enakovredno »Törnqvistovim«) in Fisherjevim indeksom cen največkrat izpostavljen indeks cen, ki se lahko uporabi za računanje ICŽP po konceptu življenjskih stroškov. Gre za skupino simetričnih in superlativnih formul, ki so pod določenimi predpostavkami dober približek pravega indeksa življenjskih stroškov (Diewert, 1976), in sicer če držijo predpostavke o optimizacijskem vedenju gospodinjstev, da je funkcija koristnosti čez čas konstantna in da so preference homotetične (Breuer, 2007, str. 3). Vendar, tudi če navedene predpostavke ne vzdržijo v celoti in te indeksne formule niso superlativne, tj. da niso dober približek pravega indeksa življenjskih stroškov, so zaradi simetričnosti še zmeraj najboljši možni izračunljivi približek tega ciljnega indeksa. Formule za te tri indekse cen se zapišejo na naslednji način (ILO, 2004, odst. 1.42–1.44; Statistics New Zealand, 2014):

- Walshev indeks cen (P_W):

$$P_W = \frac{\sum_{i=1}^n p_i^t \sqrt{q_i^t q_i^0}}{\sum_{i=1}^n p_i^0 \sqrt{q_i^t q_i^0}} = \frac{\sum_{i=1}^n \left(\begin{smallmatrix} 0 & t \\ s_i & s_i \end{smallmatrix} \right)^{(1/2)} \left(\begin{smallmatrix} t & 0 \\ p_i & p_i \end{smallmatrix} \right)^{(1/2)}}{\sum_{i=1}^n \left(\begin{smallmatrix} 0 & t \\ s_i & s_i \end{smallmatrix} \right)^{(1/2)} \left(\begin{smallmatrix} 0 & t \\ p_i & p_i \end{smallmatrix} \right)^{(1/2)}} \quad (8)$$

- Törnqvist-Theilov indeks cen (P_T):

$$P_T = \prod_{i=1}^n \left(\frac{p_i^t}{p_i^0} \right)^{\left(\frac{s_i^t + s_i^0}{2} \right)} \quad (9)$$

- Fisherjev indeks cen, izračunan kot GS Laspeyresovega in Paaschejevega indeksa cen (P_F):

$$P_F = \sqrt{P_L P_P} \quad (10)$$

Laspeyresov in Paaschejev indeks cen sta definirana s formulama 6 in 7. Ob tem so s formulama 6 in 7 definirane tudi uteži oz. deleži izdatkov gospodinjstev za izdelke in storitve v baznem obdobju (s^0) in v tekočem obdobju (s^t), vključeni v Walshev ter Törnqvist-Theilov indeks cen.

Utež v Walshevem indeksu je izračunana kot kombinacija uteži iz baznega in tekočega obdobja in je fiksna, zato ta indeks odraža le spremembe v cenah, kar je najpomembnejša ali opredelitvena lastnost »čistega cenovnega indeksa«. Na vrednosti Walshevega indeksa cen tako vplivajo le spremembe v cenah med primerjanima obdobjema in ne spremembe v količinah ali utežeh. Gre za lastnost, ki jo ob Walshevem indeksu cen izpolnjujeta Laspeyresov in Paaschejev indeks cen, oz. za lastnost, ki naj bi jo izpolnjevale indeksne formule, primerne za izračun ICŽP po konceptu fiksne košarice. Walshev indeks cen je tako hkrati dober približek indeksa življenjskih stroškov in nepristranski čisti cenovni indeks (Hill, 1999b, str. 10).

Fisherjev, Törnqvist-Theilov in Walshev indeks bodo za normalne časovne serije podatkov imeli približno enake vrednosti, zato je vseeno, kateri od teh treh indeksov bo izbran kot ciljni indeks za ICŽP (ILO, 2004, odst. 17.5). Ker se je Walsheva indeksna formula izkazala kot primerna za koncept fiksne košarice in ker prihaja med superlativnimi formulami do zanemarljivih razhajanj, lahko sklepamo, da sta tudi preostali superlativni formuli, tj. Fisherjeva in Törnqvist-Theilova, primerni za računanje ICŽP po konceptu fiksne košarice. Da so vse tri superlativne formule najprimernejše z vidika fiksne košarice, je dokazal Diewert (2002, str. 590), pri čemer pa ima Fisherjeva formula rahlo prednost, saj se je izkazala kot najboljša tako po ekonomskem kot testnem pristopu (Diewert, 1999, str. 7 & 18).

Zaradi upoštevanja potrošnje gospodinjstev v obeh obdobjih so s superlativnimi indeksnimi formulami presežene težave, ki izhajajo iz nejasnosti okrog izbire uteži oz. presežene so razlike med Laspeyresovim in Paaschejevim indeksom. Pod normalnimi ekonomskimi pogoji bo Laspeyresov indeks večji od Paaschejevega indeksa (ILO, 2004, odst. 15.17), zato bodo vrednosti Fisherjevega, Walshevega in Törnqvist-Theilovega indeksa pod normalnimi ekonomskimi pogoji nižje od Laspeyresovega in višje od Paaschejevega indeksa. Z uporabo Fisherjeve indeksne formule na višji ravni računanja ICŽP (ali katere od preostalih dveh superlativnih formul) dobimo za rezultat izračunano stopnjo inflacije, s katero se soočajo gospodinjstva, in ki ni postavljena pod vprašaj zaradi koeksistence drugačne, vendar metodološko enakovredne stopnje inflacije.

Ob obeh glavnih konceptualnih okvirjih računanja ICŽP se je tekom razvoja indeksnih števil pojavilo več konceptualnih izhodišč oz. pristopov, kako izbrati ustrezno indeksno formulo. Diewert (2002, str. 565) navaja naslednjih pet pristopov:

- pristop fiksne košarice;
- ekonomski pristop;

- Divisiev pristop;
- testni oz. aksiomatski pristop;
- stohastični oz. statistični pristop.

Pristop fiksne košarice in ekonomski pristop, na slednjem temelji koncept življenjskih stroškov, sta obsežno predstavljena prej v nalogi. Gre za dva glavna koncepta oz. pristopa računanja ICŽP, ki sta kot taka priznana tudi v referenčni literaturi (ILO, 2004). Pristop, ki ga je razvil Divisia (1926, v Diewert, 2002, str. 566), domneva, da so cene in količine zvezne funkcije časa, zato je treba, da bi dobili uporabno indeksno formulo, uporabiti neko numerično aproksimacijo. Za Divisiev pristop se je izkazalo, da ne vodi v noben praktični rezultat, saj so strategije določitve numerične aproksimacije vodile v zelo veliko število indeksnih formul (Diewert, 2002, str. 566). Po testnem pristopu mora izbrana indeksna formula »zadostiti zadovoljivemu številu matematičnih lastnosti« (Diewert, 2002, str. 572). Največ testov izpolnjuje Fisherjeva indeksna formula, zato je verjetno ta indeksna formula najboljša z vidika testnega pristopa (Diewert, 2002, str. 575). Po testnem pristopu je Fisherjevi indeksni formuli precej enakovredna Marshall-Edgeworthova indeksna formula (Diewert, 2002, str. 576). Najboljšo indeksno formulo je možno iskati tudi po stohastičnem oz. statističnem pristopu. Tega delimo na netehtani in na tehtani stohastični pristop (Diewert, 2002, str. 577). Netehtani stohastični pristop nas pripelje do Carlijevega in Jevonsovega indeksa (Diewert, 2002, str. 577), torej do dveh indeksov, ki se skupaj z Dutotovim indeksom uporabljata za računanje elementarnih indeksov. Za namene računanja skupnega ICŽP netehtane rešitve niso zadovoljive, zato je bolj primerno uporabiti tehtani stohastični pristop. Po tem pristopu se kot najboljša indeksna formula kaže Törnqvist-Theilova indeksna formula (Diewert, 2002, str. 581). Torej tudi če razširimo nabor konceptualnih pristopov, rešitve – vsaj uporabne – kažejo na to, da je najbolje uporabiti eno od superlativnih formul.

Superlativni indeksi sicer niso natančno konsistentni v agregaciji, kot sta Laspeyresov in Paaschejev indeks cen, vendar pa so približno konsistentni v agregaciji (ILO, 2004, odst. 17.06), zato to ni ovira v praktični uporabi teh indeksov. Najpogosteje se kot ovira za njihovo implementacijo – pravzaprav kot ovira za računanje ICŽP po konceptu indeksa življenjskih stroškov – omenja nedostopnost uteži iz tekočega obdobja. Prednost ima zato računanje ICŽP po konceptu fiksne košarice in uporaba Laspeyresove formule, ker potrebujemo za ta izračun le uteži iz baznega obdobja. Vendar se bodo v praksi omejitve v utežeh pojavile pri izračunu obeh vrst indeksov, saj so podatki za določitev uteži (praviloma) dostopni s takim časovnim zamikom, da ni mogoče izračunati ICŽP niti z utežmi, ki bi se časovno ujemale z baznim obdobjem. Za računanje ICŽP po konceptu fiksne košarice v realnem času tako ni možno uporabiti Laspeyresove indeksne formule, temveč eno od alternativnih formul, s katerimi dobimo približek Laspeyresovemu indeksu. Najprimernejši in v praksi najbolj pogosto uporabljeni sta naslednji indeksni formuli (ILO, 2004, odst. 1.20 in 1.35):

- Youngov indeks cen (P_Y):

$$P_{Yo} = \sum_{i=1}^n \frac{p_i^t}{p_i^0} s_i^b, \text{ kjer je } s_i^b = \frac{p_i^b q_i^b}{\sum_{i=1}^n p_i^b q_i^b} \quad (11)$$

- Lowejev indeks s hibridnimi utežmi (P_{Lo}):

$$P_{Lo} = \frac{\sum_{i=1}^n p_i^t q_i^b}{\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^b} = \sum_{i=1}^n \frac{p_i^t}{p_i^0} s_i^{0b}, \text{ kjer je } s_i^{0b} = \frac{p_i^0 q_i^b}{\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^b} \quad (12)$$

Z Youngovim indeksom uporabimo dostopne uteži iz obdobja pred baznim obdobjem. To obdobje uteži je enako dolgo kot bazno ali tekoče obdobje ali pa različno (uporabijo se na primer lahko uteži pridobljene kot povprečja iz večletnih podatkov o potrošnji gospodinjstev). Uteži, ki bi jih uporabili za izračun Youngovega indeksa, lahko z množenjem s cenami iz baznega obdobja ažuriramo z namenom zmanjšanja razhajanj med utežmi in dejansko potrošnjo gospodinjstev v baznem obdobju, s čimer dobimo formulo za Lowejev indeks s hibridnimi utežmi (tovrstni indeks je včasih poimenovan kot »indeks Laspeyresovega tipa« ali, primer Slovenije, kot »modificirana Laspeyresova formula«). Uteži bi se sicer lahko množile tudi s cenami iz katerega drugega obdobja, na primer iz tekočega obdobja. Vsekakor za vsa ažuriranja uteži velja, da za to obstajajo določene omejitve, saj ažuriranje uteži bazira na predpostavki, da je »... elastičnost substitucije enaka nič« (UN, 2009, odst. 4.83), kar je v nasprotju z obnašanjem potrošnikov, zato lahko pričakujemo rezultate, ki se bodo oddaljili od ciljnih vrednosti.

Za indeks življenjskih stroškov oz. za indeks, ki se računa z uporabo ene od superlativnih formul, potrebujemo ob utežeh iz baznega obdobja tudi uteži iz tekočega obdobja. Zaradi zamika pri dostopnosti uteži je možno takšen indeks na letni ravni izračunati eno leto za Laspeyresovim indeksom cen. Ker s superlativnimi indeksi zajamemo tudi substitucijo med izdelki in storitvami, se lahko kot približek uporabijo geometrične formule, ki predvidevajo substitucijo med izdelki in storitvami. Približek ICŽP se tako izračuna z uporabo geometričnih oblik Youngovega in/ali Laspeyresovega indeksa. Zveza med tema tehtanima geometričnima indeksoma in formulo za GS je jasna; oba geometrična indeksa sta tehtani obliki Jevonsovega indeksa, zato bosta v primeru, kadar so vse uteži iste, indeksa enaka Jevonsovemu indeksu. Ob obeh navedenih indeksih je možno kot približek superlativnim indeksom uporabiti še na primer geometrično obliko Lowejevega indeksa z ažuriranimi utežmi, za katero pa lahko pričakujemo, da ne bo dala najboljšega približka, saj je ažuriranje uteži zasnovano na predpostavki, da med izdelki in storitvami ne bo

substitucije. Formuli za najprimernejša možna približka superlativnim indeksom zapišemo na naslednji način (ILO, 2004, odst. 1.38 & 9.70):

- Geometrični Laspeyresov indeks (P_{GL}):

$$P_{GL} = \prod_{i=1}^n \left(\frac{p_i^t}{p_i^0} \right)^{s_i^0}, \text{ kjer je } s_i^0 = \frac{p_i^0 q_i^0}{\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^0} \quad (13)$$

- Geometrični Youngov indeks (P_{GYo}):

$$P_{GYo} = \prod_{i=1}^n \left(\frac{p_i^t}{p_i^0} \right)^{s_i^b}, \text{ kjer je } s_i^b = \frac{p_i^b q_i^b}{\sum_{i=1}^n p_i^b q_i^b} \quad (14)$$

Geometrične verzije zahtevajo iste podatke kot njihovi aritmetični ekvivalenti in jih je možno izračunati v realnem času, zato jih je treba obravnavati kot praktično možnost računanja ICŽP (Armknicht & Silver, 2012, str. 4; ILO, 2004, odst. 1.40). Zaradi zamika pri dostopnosti uteži se bo v realnem času lahko brez večjih težav računal le geometrični Youngov indeks, medtem ko bo geometrični Laspeyresov indeks dostopen z zamikom, ki je enak zamiku pri dostopnosti uteži. Ne glede na razhajanja v uporabi uteži so teoretične predpostavke obeh geometričnih indeksov iste kot pri formuli za GS. Iste so tudi omejitve, zato se je med drugim treba izogibati cenam, ki so enake nič, in biti pozoren na velike padce cen. Določene omejitve lahko predstavlja tudi predpostavka, da je substitucija enaka ena. Za geometrični Youngov indeks sta tako Armknicht in Silver (2012, str. 4) ugotovila, da bo ta indeks pristranski navzdol, kadar je prisotna neelastična substitucija. Podobno pristranskost lahko pričakujemo pri geometričnem Laspeyresovem indeksu.

ICŽP se (tradicionalno) računa na mesečni ravni – ob najpogostejšem mesečnem indeksu pa še lahko na četrtni in letni ravni. Ker se dostopne uteži praviloma nanašajo na celoletno obdobje, predstavlja to določene omejitve pri računanju mesečnih (in četrtnih) indeksov cen. Tako je tudi v analizi v nadaljevanju, kjer so pri izračunu mesečnih indeksov uporabljene letne uteži. Na te mesečne indekse je zato treba gledati kot na približke, ki služijo predvsem za nazornejši prikaz uporabe različnih indeksnih formul. Teh omejitev ni, kadar so indeksi izračunani na letni ravni, zato so slednji dobra referenčna vrednost za validacijo mesečnih indeksov, izračunanih v nekoliko prilagojeni obliki, hkrati pa tudi najboljše možna referenca v nalogi za sklepanje o dejanski višini inflacije.

Letni verižno povezani indeksi oz. verižno povezani indeksi, pri katerih so za analizirana obdobja dostopne tako ustrezne uteži kot povprečne cene, so pridobljeni iz indeksov, izračunanih na prejšnje leto oz. obdobje. V daljše indeksne vrste s stalno osnovo so bili povezani s »kumulativnim množenjem indeksov« (Bregar, Ograjenšek & Bavdaž, 1999,

str. 76). Gre za ustaljen izračun verižno povezanih indeksov, uporabljan tudi za računanje verižno povezanih indeksov na letni ravni (npr. The Scottish Government, 2008). Verižno povezani indeksi, za katere ni na razpolago ustrezne uteži in povprečnih cen za posamezna analizirana obdobja, so izračunani po prilagojeni metodologiji. Mesečni verižno povezani indeksi, pri katerih so uporabljene letne uteži, so tako izračunani v dveh korakih. Na prvem koraku so za obdobje od decembra predhodnega leta do decembra tekočega leta izračunani bazni indeksi z decembrom predhodnega leta kot baznim obdobjem (bazno obdobje cen je december predhodnega leta, bazno obdobje uteži pa celotno predhodno leto), na drugem koraku so pa ti indeksi povezani skupaj v daljšo indeksno vrsto. Združitev indeksnih vrst je izvedena po ustaljenem postopku, pri katerem dodamo novo vrsto tako, da člene nove vrste preračunamo na vrednosti obstoječe vrste (npr. ILO, 2004, odst. 9.114; Bregar, Ograjenšek & Bavdaž, 1999, str. 77).

Prilagojena metodologija izračuna mesečnih verižno povezanih indeksov (v pogojih nerazpolaganja z ustreznimi utežmi za mesečno obdobje) je le ena od možnosti za izračun verižno povezanih indeksov. Izbrana je bila iz dveh razlogov: ker upošteva težavo z neujemanjem obdobja povprečnih cen z obdobjem uteži in ker ohranja vsebinske razlike, ki izhajajo iz uporabe različnih osnovnih indeksnih formul. Omejitve pri računanju mesečnih verižno povezanih indeksov (oz. mesečnih indeksov nasploh) je mogoče v veliki meri odpraviti z dostopnostjo mesečnih uteži, s čemer se lahko metodologija izračunavanja mesečnih verižno povezanih indeksov izvede na način, kot so izračunani letni verižno povezani indeksi. Ostane pa težava z verižno povezanimi indeksi nasploh, saj lahko le-ti izkazujejo vrednosti, ki so drugačne od izračunanih vrednosti, kadar medsebojno primerjamo le prvo in zadnje obdobje v verižno povezanem indeksu. Na primer nenormalnost cen v nekem obdobju tako lahko izmaliči vrednosti verižno povezanega indeksa v vseh kasnejših obdobjih (Bregar, 1989, str. 48–49). Računanje verižno povezanih indeksov in oblikovanje različnih obdobj analize za povprečne cene in uteži (tudi neodvisno od računanja verižno povezanih indeksov) se tako kaže kot eden od potencialnih virov neprimerljivosti med različnimi ICŽP. Za razne namene uporabe in za mednarodne primerjave se tako kot bolj primerna kaže uporaba ICŽP, izračunanih na predhodno obdobje.

1.2.2 Opis uporabljenih podatkov

Analize, prikazane v nadaljevanju (v podpoglavju 1.2.3), so narejene na podatkih, ki jih zbira in pripravlja SURS. Za namen analize so bili pridobljeni letni podatki iz Ankete o porabi v gospodinjstvih (APG) (SURS, 2012a) in povprečne mesečne drobnoprodajne cene izdelkov ter storitev, izračunane s formulama za AS in GS (SURS, 2012b). Za namen raziskovanja je SURS omogočil dostop do vseh navedenih podatkov do ravni izdelkov in storitev. Podatki iz APG so bili uporabljeni za pripravo letnih uteži. V analizi uporabljene letne povprečne cene so v obeh primerih izračunane iz mesečnih povprečnih cen z uporabo formule za netehtano AS.

Čeprav je SURS v analiziranem obdobju računal nacionalni uradni ICŽP in uradni HIŽP za več kot 660 izdelkov in storitev, je prikazana analiza narejena na manjšem številu izdelkov in storitev. Prikazani netehtani indeksi so izračunani za največ 539, tehtani indeksi pa za 285 in največ 434 izdelkov in storitev. Razlogi za to so:

- z namenom poenostavitve analize in izločitve za analizo nepomembnih vplivov so bili iz analize izključeni vsi izdelki ter storitve, ki so v analiziranem obdobju imeli manjkajočo vrednost ali je prišlo do sprememb v zbiranju;
- neuvedba COICOP klasifikacije v računanje indeksov na SURS na ravni izdelkov in storitev, s čimer je na danih podatkih nemogoče povezati povprečne cene izdelkov in storitev s podatki iz APG brez večje izgube informacij;
- skupna utež (pridobljena iz APG) za dva ali več izdelkov oz. storitev, za katere so na voljo povprečne cene.

Podatki iz APG so klasificirani po COICOP do ravni izdelkov in storitev, vendar ta klasifikacija na SURS ni bila uvedena na raven izdelkov in storitev pri povprečnih cenah. Za slednje se uporablja nepojasnjena klasifikacija, kar ob neujemanju poimenovanj izdelkov in storitev ali odsotnosti le-teh iz ene od baz onemogoča povezovanje uteži in povprečnih cen. COICOP je sicer uporabljena pri diseminaciji indeksov na višjih ravneh, kar računanju indeksov na ravni izdelkov in storitev ni v pomoč.

Neujemanje klasifikacij je dobro razvidno iz uradnih podatkov, objavljenih na spletnih straneh SURS (2015a), kjer so objavljeni podatki iz APG (do ravni razredov) in povprečne cene za izbrane izdelke in storitve (za leto 2014 so objavljene povprečne cene za 252 izdelkov in storitev). Vzemimo primer dveh izdelkov, in sicer »riž, bel, glaziran« ter »črni kruh (T-850)«. V podatkih APG najdemo v razredu »0111 kruh in žitarice« podrazred »0.1111 riž v vseh oblikah« in podrazred »0.1112 kruh in pecivo, čajno pecivo«. Možna objava povprečnih cen za ta dva izdelka, v kolikor bi bile le-te klasificirane po COICOP, bi bila objava »0.1111.01 riž, bel, glaziran« in »0.1112.01 črni kruh (T-850)«. Vendar sta obe povprečni ceni izdelkov na spletni strani sicer razvrščeni pod razred »0111 kruh in drugi izd. iz žit«, vendar na ravni izdelka klasificirani kot »20020 riž, bel, glaziran« in »20210 črni kruh (T-850)«. Objava ne dopušča interpretacije, da bi bili pripisani šifri le zadnji del COICOP klasifikacije (»0111.20020« in »0111.20210«), temveč kaže na to, da so povprečne cene (in s tem indeksi, ki se računajo na ravni izdelkov oz. storitev in potem združujejo na višje ravni) klasificirane po klasifikaciji, ki ni COICOP. Posamezni izdelki in storitve so tako le razdeljeni (vsaj za 252 objavljenih izdelkov in storitev) po razredih iz klasifikacije COICOP. Omejitve, ki izhajajo iz te dvojne klasifikacije izdelkov in storitev za računanje tehtanih indeksov, so številne. Te omejitve v bazi so verjetno tudi eden glavnih razlogov, zakaj v Sloveniji ni diseminirana celotna košarica izdelkov in storitev v ICŽP (objavljen bi lahko bil nabor izdelkov in storitev, povprečne cene vseh izdelkov in storitev v košarici s pripadajočimi utežmi, kot tudi indeksi na ravni izdelkov in storitev).

Skupna utež nekaterih izdelkov in storitev v bazi je dodaten zaplet pri analizi podatkov, ki ima vpliv na končne vrednosti indeksov, vendar se da to težavo vseeno preseči v sami analizi z dodatnimi izračuni indeksov. Od 539 izdelkov in storitev, za katere so na voljo uporabne cene za celotno analizirano obdobje, je z utežmi možno povezati cene za 434 izdelkov in storitev, od tega 221 cen z 221 utežmi in 213 cen z 64 utežmi (z eno utežjo se ujemata dve ali več cen izdelkov in storitev). Analizo je zato možno narediti na 285 utežeh in 434 cenah, pri čemer je 64 uteži pokritih z več cenami, ali na 285 utežeh in 285 cenah. V slednjem primeru je med 213 izdelki in storitvami, ki se prekrivajo z 64 utežmi, izbranih 64 izdelkov in storitev, ki najbolj zastopajo skupine izdelkov in storitev s skupno utežjo. Kateri nabor košarice, z 285 ali 434 izdelki in storitvami, da pravilnejši rezultat z vidika ciljev te analize, je težko soditi. V določeno pomoč so lahko vrednosti indeksov, izračunani za različne velikosti košarice izdelkov in storitev.

Dodatno omejitev analize predstavljajo izračunane povprečne cene izdelkov in storitev. Čeprav je dostopnost povprečnih cen, izračunanih s formulama za AS (vhodni podatki za ICŽP) in GS (vhodni podatki za HICŽP), prednost, ki omogoča analizo substitucije na elementarni ravni, pa imajo ti podatki nekaj omejitev. Ne glede na različno metodologijo izračuna povprečnih cen se namreč njihove vrednosti pri nekaterih izdelkih in storitvah med seboj ne razlikujejo. Pri naboru 539 in 434 izdelkov in storitev je takih z istimi cenami 22 odstotkov ter pri naboru 285 izdelkov in storitev 16 odstotkov. V nekaterih primerih prihaja do tega ujemanja upravičeno (pričakovano), medtem ko gre v večini primerov za izdelke in storitve, pri katerih prihaja do variacij v drobnoprodajnih cenah in s tem do substitucije. Nezajetje teh variacij oz. enaka vrednost povprečne cene pri uporabi formule za AS in GS je v takem primeru verjetno posledica zbiranja samo ene cene izdelka ali storitve na enem zbirnem mestu. Možno je tudi, da se vsaj v nekaterih primerih, v nasprotju z objavljeno metodologijo računanja dveh vrst povprečnih cen izdelkov in storitev, računa le ena povprečna cena (z uporabo le ene formule). Ne glede na vzroke ti niso nikjer opisani oz. v opisu metodologije izračuna ICŽP in HICŽP ni pojasnitve teh razlik, niti ni dopuščena zadnja možnost, tj. uporaba iste formule za izračun povprečne cene; v metapodatkih tako ni zavedeno, da se pri računanju ICŽP ob formuli za AS uporablja tudi formula za GS in pri računanju HICŽP ni zavedeno, da se ob formuli za GS uporablja tudi formula za AS. Zaradi te omejitve v podatkih je med drugim analiza razlik, do katerih prihaja zaradi substitucije na elementarni ravni, nekoliko okrnjena. Podatek, da je delež izdelkov in storitev z enakima povprečnima cenama nekoliko manjši pri košarici z 285 izdelki in storitvami, sicer pritrjuje temu, da je analiza na tej košarici izdelkov in storitev lahko celo najprimernejša.

Nekatere navedene omejitve v podatkih in poenostavitve v podatkih vplivajo na končne vrednosti indeksov in jih oddaljujejo od vrednosti indeksov, ki jih na istih podatkih računa SURS. SURS lahko precej omejitev odpravi z zbiranjem dodatnih podatkov, z nadomeščanjem manjkajočih vrednosti ipd. Dodatno SURS izboljšuje podatke s sezonskim prilagajanjem nekaterih izdelkov. Zato – kljub temu, da so nekatere omejitve take, da se

verjetno do neke mere odražajo v uradnih indeksih – rezultati analize v nadaljevanju niso enakovredni oz. primerljivi z uradnimi indeksi. Izračunani indeksi so tako le sredstvo za presojo primernosti različnih metodologij za izračun indeksov ter vplivov teh metodologij na vrednosti indeksov.

1.2.3 Izračun indeksov cen

1.2.3.1 Uteži, uporabljene za izračun tehtanih indeksov cen

Uteži, uporabljene za izračun tehtanih indeksov, so pridobljene iz letnih podatkov APG. Podatki se nanašajo na posamezno leto, brez dodatnih korekcij. Odstopanje od uradnih podatkov APG SURS pojasnjuje z obveznim pojasnilom ob uporabi mikropodatkov:

»Od leta 1997 do leta 2011 se je raziskovanje APG izvajalo kontinuirano, vsako leto. Velikost vzorca na letni ravni ni zagotavljala dovolj kakovostnih podatkov, zato so bili podatki iz obdobja treh let preračunani na srednje leto in to je bilo upoštevano pri interpretaciji rezultatov kot referenčno leto. V letu 2012 je bila izvedena prenova raziskovanja, tako da podatki za referenčno leto 2011 niso na voljo. Prenovljeno raziskovanje je bilo izvedeno na večjem vzorcu, metodologija združevanja treh let je bila tako opuščena«.

Preliminarna analiza je pokazala, da so letni podatki v APG dovolj kakovostni za izračun tehtanih indeksov – med posameznimi leti na primer ni velikih nihanj v velikosti uteži – in da se z združevanjem podatkov po posameznih letih ne izboljša kakovost podatkov; z združevanjem večletnih rezultatov se ne pride do novih izdelkov in storitev v strukturi potrošnje, temveč se le vpliva na velikost uteži. Uporaba letnih podatkov je tudi prednost pri uporabi širše palete indeksnih formul. Pregled velikosti uporabljenih uteži na ravni oddelkov s številom uteži po teh oddelkih je prikazan v tabeli 1.

Tabela 1: Skupna velikost uteži in število uteži po oddelkih

Oddelek	Velikost uteži po letih (v odstotkih)								Število uteži
	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	
.01 Hrana in brezalkoholna pijača	16,79	16,38	16,89	16,60	16,12	16,65	15,82	16,13	105
.02 Alkoholna pijača, tobak in narkotiki	2,37	2,49	2,45	2,69	2,38	2,11	1,94	2,42	5
.03 Obleka in obutev	8,55	7,77	7,81	8,43	8,18	8,28	6,80	6,97	21
.04 Stanovanje, voda, elektrika, plin in drugo gorivo	11,38	11,86	12,49	12,22	12,87	12,88	14,14	13,99	13
.05 Pohištvo, gospodinjska oprema in tekoče	6,78	7,36	7,75	7,68	8,02	7,77	7,87	6,45	37
.06 Zdravje	1,77	1,75	1,60	1,98	2,18	2,51	2,76	2,39	8
.07 Transport	18,81	20,01	18,79	17,50	18,13	16,26	17,05	17,16	19
.08 Komunikacije	4,63	5,02	5,41	5,29	5,16	5,18	5,50	5,21	5
.09 Rekreativna in kultura	11,41	10,93	10,39	10,72	10,71	11,39	10,73	11,79	33

se nadaljuje

nadaljevanje

.10 Izobraževanje	0,94	1,17	1,04	1,06	0,80	1,04	0,97	1,08	3
.11 Hoteli, kavarne in restavracije	5,94	4,06	4,02	4,25	4,03	4,53	4,11	4,77	4
.12 Različne dobrine in storitve	10,64	11,21	11,37	11,60	11,43	11,39	12,30	11,66	32
Skupaj	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	285

Iz podatkov APG je bilo oblikovanih 285 uteži. Pri oblikovanju uteži je bila ob podatkih APG upoštevana tudi razpoložljivost povprečnih cen; v primeru odsotnosti povprečne cene za celotno analizirano obdobje utež ni bila oblikovana. V povprečju pokriva ena utež 0,35 odstotkov izdatkov gospodinjstev za življenjske potrebščine. V povprečju so uteži najmanjše pri oddelku »hrana in brezalkoholne pijače« (1. oddelek), kjer pride na eno utež 0,16 odstotka izdatkov gospodinjstev, in največje v oddelku »hoteli kavarne in restavracije« (11. oddelek), kjer pride na eno utež 1,12 odstotka izdatkov gospodinjstev za življenjske potrebščine.

1.2.3.2 Izračun povprečnih cen in izbira indeksne formule na višji ravni

Vpliv uporabe formul za AS in GS pri izračunu povprečnih cen izdelkov ter storitev na končno vrednost ICŽP je v glavnem preverjan z računanjem Laspeyresovega in Fisherjevega indeksa cen; oba tehtana indeksa sta izračunana z uporabo povprečnih cen, izračunanih z uporabo formul za AS in GS. Zaradi zagotavljanja celovitosti analize sta v prikaz vključena še preostala izračunana superlativna indeksa cen, tj. Walshev in Törnqvist-Theilov indeks cen, kot tudi Paaschejev indeks cen. Prikazani indeksi so izračunani na podatkih o cenah in utežeh za 285 izdelkov in storitev oz. kadar so računani za oddelek »hrana in brezalkoholna pijača« (1. oddelek), na podatkih o cenah in utežeh za 105 izdelkov. Indeksi so izračunani na letni in mesečni ravni, z uporabo obeh vrst povprečnih cen: uporaba AS je prikazana v tabeli 2 in uporaba GS v tabeli 3. Prikazane so vrednosti letnih indeksov glede na prejšnje leto za obdobje od 2006 do 2011, vrednosti letnih verižno povezanih indeksov (leto 2005 = 100) v letu 2011 v predzadnjem stolpcu in vrednosti mesečnih verižno povezanih indeksov (december 2005 = 100) v decembru 2011 v zadnjem stolpcu tabele. Podrobneje so mesečni indeksi, izračunani z utežmi in cenami za 285 izdelkov ter storitev, predstavljeni v prilogi 1.

Tabela 2: Vrednosti indeksov; cene so AS (285 izdelkov)

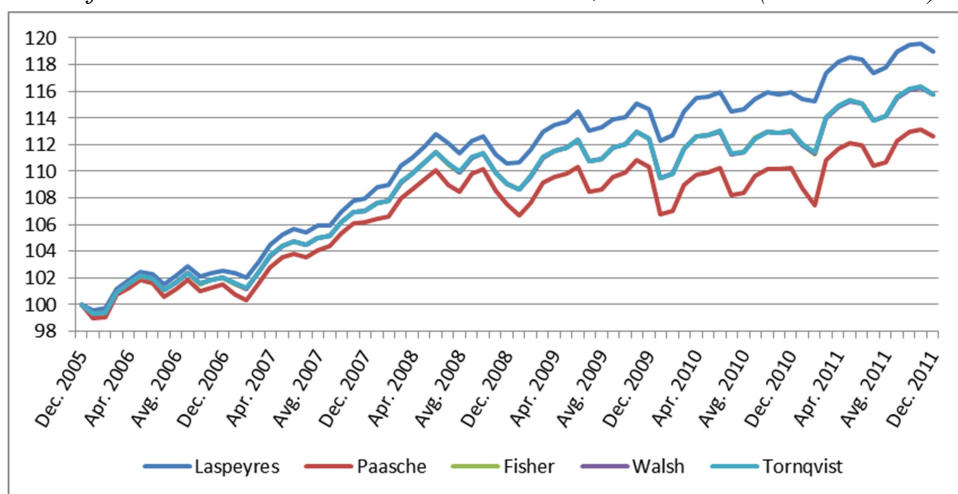
Indeks	Glede na predhodno leto						2005 = 100	Dec. 2005 = 100
	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2011	Dec. 2011
Laspeyres	102,86	103,34	105,62	101,67	101,10	102,61	118,42	119,00
Fisher	102,52	103,05	105,31	101,40	100,56	102,36	116,11	115,78
Walsh	102,53	103,06	105,30	101,40	100,53	102,37	116,11	115,74
Törnqvist	102,53	103,06	105,31	101,42	100,52	102,36	116,13	115,76
Paasche	102,18	102,76	104,99	101,13	100,02	102,11	113,84	112,64

Tabela 3: Vrednosti indeksov; cene so GS (285 izdelkov)

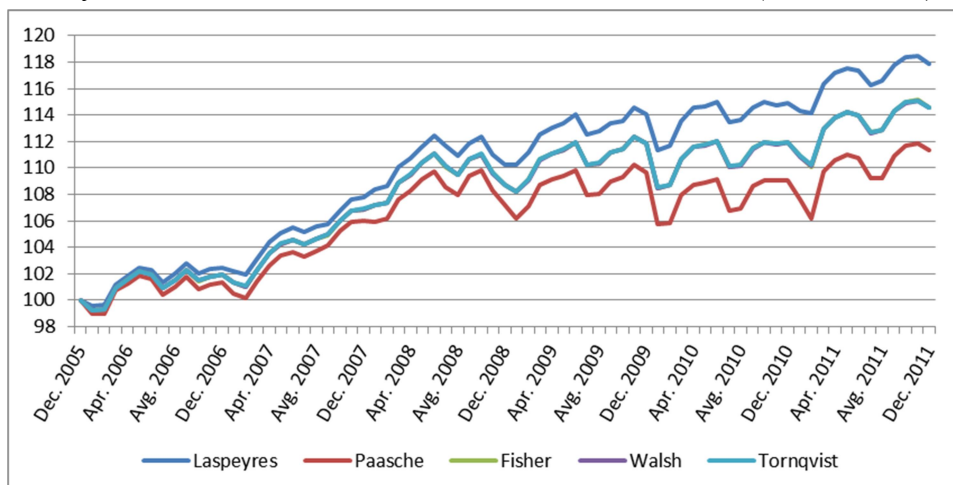
Indeks	Glede na predhodno leto						2005 = 100	Dec. 2005 = 100
	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2011	Dec. 2011
Laspeyres	102,76	103,24	105,46	101,56	100,67	102,51	117,26	117,86
Fisher	102,41	102,95	105,15	101,27	100,09	102,26	114,91	114,56
Walsh	102,42	102,96	105,15	101,27	100,05	102,27	114,91	114,52
Törnqvist	102,43	102,96	105,15	101,29	100,05	102,27	114,93	114,55
Paasche	102,07	102,66	104,84	100,99	99,50	102,02	112,61	111,36

Ne glede na izbiro formule za izračun povprečnih cen dobimo s tremi superlativnimi formulami precej identične rezultate. V praksi torej ni pomembno, ali uporabimo Fisherjev indeks cen ali katerega od obeh alternativnih preverjanih superlativnih indeksov, tj. Walshev ali Törnqvist-Theilov indeks cen. Enakovrednost superlativnih indeksov je razvidna tudi iz grafičnih prikazov mesečnih verižno povezanih indeksov, z decembrom 2005 kot baznim mesecem. Skupaj s superlativnimi indeksi sta prikazana tudi Laspeyresov in Paaschejev indeks cen, ki predstavljata zgornjo in spodnjo mejo Fisherjevega indeksa. Na grafu 1 so prikazani mesečni indeksi s cenami, izračunanimi kot AS, in na grafu 2 s cenami, izračunanimi kot GS.

Graf 1: Mesečni indeksi na december 2005; cene so AS (285 izdelkov)



Graf 2: Mesečni indeksi na december 2005; cene so GS (285 izdelkov)



Mesečni verižno povezani indeksi kažejo, da dajeta Walshev in Törnqvist-Theilov indeks v praksi rezultate, ki so identični Fisherjevemu indeksu cen, zato je pravzaprav vseeno, katero superlativno formulo uporabimo za izračun indeksov na višji oz. agregatni ravni. Do opaznejših razlik prihaja med Fisherjevim indeksom in Laspeyresovim ter Paaschejevim indeksom cen. Razlika do Laspeyresovega indeksa predstavlja razliko, do katere pride zaradi neupoštevanja substitucije med izdelki in storitvami ob uporabi Laspeyresove indeksne formule. Vrednosti letnih indeksov (tabela 2 in 3) so zaradi uporabe Fisherjeve indeksne formule za 0,3 indeksne točke ali več nižje kot ob uporabi Laspeyresove indeksne formule; razlika med indeksoma je nekoliko bolj kot v preostalih letih izrazita v letu 2010. Pri letnih in mesečnih verižno povezanih indeksih pride zaradi uporabe različnih indeksnih formul na višji ravni do razlike v velikosti od 0,40 do 0,55 indeksne točke letno.

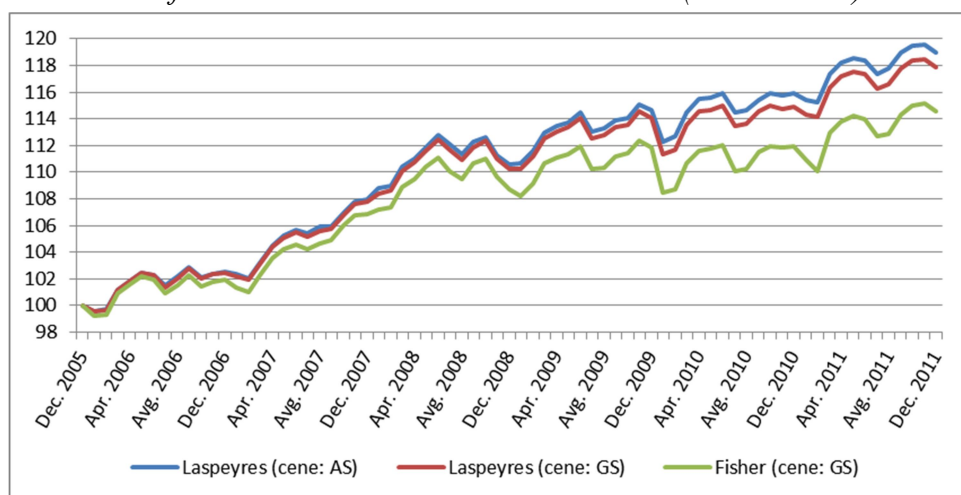
Prikazi na grafih 1 in 2 so narejeni ločeno za oba preverjana načina izračuna povprečnih cen. Končne vrednosti indeksov zato odražajo tudi te razlike, ki nastanejo z uporabo formul za AS in GS pri izračunu povprečnih cen. Na osnovi podatkov v tabelah 2 in 3 lahko ugotovimo, da dobimo pri letnih indeksih zaradi uporabe drugačne formule pri izračunu povprečnih cen praviloma razliko v višini 0,1 indeksne točke. Izjema je leto 2010, kjer je razlika velika skoraj 0,5 indeksne točke. Letni in mesečni verižno povezani indeksi dosežejo leta 2011 oz. decembra 2011 vrednost, ki je z uporabo formule za GS pri izračunu povprečnih cen za približno 1,2 indeksne točke nižja kot pri uporabi formule za AS, kar znese približno 0,2 indeksne točke na leto. Na končno vrednost indeksa torej formula za izračun povprečne cene vpliva manj kot formula za izračun indeksa na višji ravni.

Končna vrednost razlike med indeksom, ki upošteva substitucijo na elementarni in višji ravni, in indeksom, ki te substitucije ne zazna, je sestavljena iz obeh ugotovljenih razlik. Obe vrsti substitucije sta zajeti v končni vrednosti indeksa, ki je izračunan z uporabo Fisherjeve indeksne formule ter z uporabo formule za GS pri izračunu povprečnih cen – ICŽP je v tem primeru izračunan kot indeks življenjskih stroškov. Njegovo nasprotje je indeks, ki je izračunan z uporabo Laspeyresove indeksne formule ter z uporabo formule za

AS pri izračunu povprečnih cen – ICŽP je v tem primeru izračunan kot indeks fiksne košarice. S Fisherjevo formulo (in povprečnimi cenami, izračunanimi kot GS) dobimo pri letnih indeksih vrednosti, ki so za približno 0,4 indeksne točke nižje (med 0,35 in 0,47 indeksne točke v posameznem letu) kot v primeru Laspeyresove formule (in povprečnimi cenami, izračunanimi kot AS). Izstopa leto 2010, ko je prišlo med obema indeksoma do razlike v višini ene indeksne točke. Z letnim verižno povezanim indeksom dobimo v 6 letih razliko v višini 3,51 indeksne točke (približno 0,6 indeksne točke na leto) in z mesečnim verižno povezanim indeksom razliko v višini 4,44 indeksne točke (približno 0,75 indeksne točke na leto). Razlika med indeksi zajema tudi izredno povečanje v letu 2010, kar jo nekoliko oddaljuje od razlike, do katere bi prišli v bolj stabilnem obdobju.

Na grafu 3 je ponazorjeno gibanje mesečnega verižno povezanega Laspeyresovega indeksa (december 2005 = 100) z uporabo formule za AS in GS pri izračunu povprečnih cen ter mesečnega verižno povezanega Fisherjevega indeksa (december 2005 = 100) z uporabo formule za GS pri izračunu povprečnih cen. Laspeyresov indeks cen, pri katerem so povprečne cene izračunane z uporabo formule za GS, je »hibridni ICŽP«, ki upošteva substitucijo na ravni izdelka oz. storitve, ne pa substitucije med izdelki oz. storitvami. Primer takega »hibridnega indeksa« je HICŽP, ki je podrobneje predstavljen v podglavju 1.3.

Graf 3: Mesečni indeksi na december 2005 (285 izdelkov)

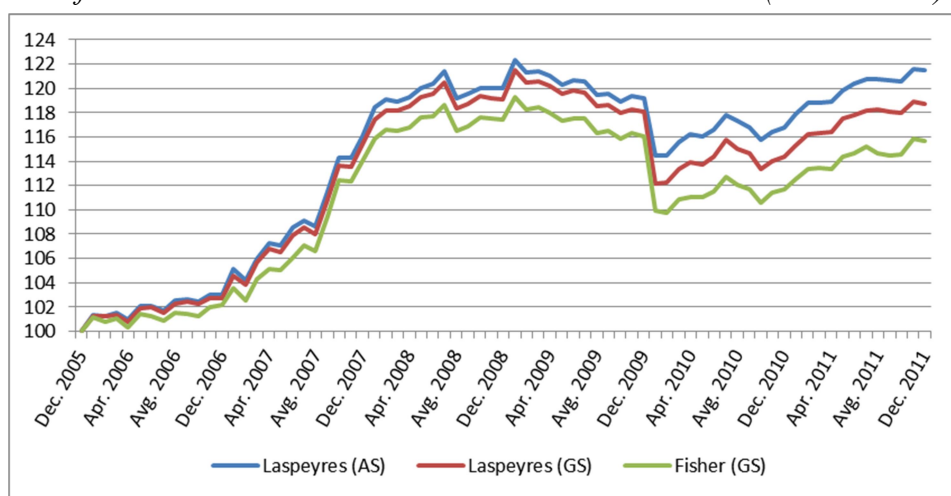


Z grafa 3 je dobro razvidno, da je razlika, ki nastane zaradi upoštevanja substitucije na višji ravni, večja in pomembnejša kot substitucija, ki nastane na ravni elementarnih agregatov. Ker ponazarja razlika v Laspeyresovem indeksu, ki nastane zaradi uporabe različno izračunanih povprečnih cen izdelkov in storitev, del razlike v vrednosti med uradnima slovenskima ICŽP in HICŽP, lahko na osnovi tega sklepamo na majhne razlike med obema uradnima indeksoma.

Da je razlika pri Laspeyresovem indeksu cen zaradi uporabe različnih povprečnih cen, tj. cen, izračunanih s formulama za AS in GS, relativno majhna, lahko v veliki meri

pojasnimo z ugotovitvijo, da so nekatere povprečne cene – kljub uporabi različnih formul – v obeh bazah enake. Od 285 izdelkov in storitev, vključenih v izračun, so cene iz obeh danih baz identične pri 46 izdelkih in storitvah (16 odstotkov izdelkov in storitev). Ker ima v oddelku »hrana in brezalkoholna pijača« od 105 izdelkov (ki so vsi sestavni del skupnega indeksa s 285 izdelki in storitvami) le en izdelek identično ceno v obeh bazah s cenami – gre za izdelek, ki se v vseh trgovinah prodaja po enaki ceni – lahko razhajanje v vrednostih indeksov zaradi uporabe različnih formul za izračun povprečnih cen dodatno preverimo z izračunom (sub)indeksa za ta oddelek. Ta oddelek je specifičen tudi zato, ker gre v tem primeru za oddelek z daleč največ izdelki in z najbolj razdelanimi utežmi za posamezne izdelke. Vrednosti (sub)indeksov za ta oddelek so prikazane na grafu 4.

Graf 4: Mesečni indeksi za 1. oddelek na december 2005 (105 izdelkov)



Kot v primeru celotnega indeksa je tudi pri (sub)indeksu za hrano in brezalkoholno pijačo vrednost Laspeyresovega indeksa z uporabo formule za GS pri izračunu povprečnih cen pod vrednostjo Laspeyresovega indeksa z uporabo formule za AS pri izračunu povprečnih cen. Je pa na podatkih za hrano in brezalkoholne pijače ta »hibridni indeks« precej nižji od »pravega indeksa fiksne košarice«, pri katerem so cene izračunane s formulo za AS; po velikem padcu cen hrane in brezalkoholnih pijač januarja 2010 je njegova vrednost skorajda na sredini med pravim indeksom fiksne košarice in indeksom življenjskih stroškov. Za 1. oddelek tako velja, da je vpliv uporabe različnih formul na ravni izdelkov in storitev približno enakovreden vplivu uporabe različnih formul na višji ravni. Na osnovi gibanja indeksa za hrano in brezalkoholno pijačo lahko sklepamo, da bi bile ob nekoliko drugačnih vhodnih podatkih vrednosti celotnega indeksa (ICŽP), zaradi uporabe formul za AS in GS pri izračunu povprečnih cen, nekoliko bolj narazen. Ker so nekatere identične cene izven oddelka »hrana in brezalkoholne pijače« vseeno pričakovane (zaradi identičnih cen reprezentativnega izdelka ali storitve na celotnem ozemlju države), lahko sklepamo, da je dejansko razhajanje med indeksoma vseeno nekoliko nižje kot v primeru hrane.

1.2.3.3 Zagotavljanje reprezentativnosti uporabljenih uteži

Po konceptu fiksne košarice je za izračun ICŽP najprimernejša Laspeyresova formula, v katero se ob cenah iz primerjalnega obdobja vključijo cene ter uteži iz baznega obdobja. Ker bodo dostopne uteži praviloma iz obdobja pred baznim obdobjem, se mora pri izračunu ICŽP uporabiti ena od alternativnih formul. Najenostavnejša rešitev se ponuja z uporabo formule za Youngov indeks, ki se računa z utežmi, ki so iz nekega obdobja pred baznim obdobjem. Druga možnost je, da se uteži, s katerimi bi lahko izračunali Youngov indeks, ažurirajo z namenom zmanjšanja razhajanj med utežmi in dejansko potrošnjo gospodinjstev v baznem obdobju. V tem primeru se uporabi splošna Lowejeva formula, v katero se vključijo ažurirane oz. hibridne uteži.

V tabeli 4 so prikazane vrednosti letnih indeksov glede na prejšnje leto, za obdobje od 2007 do 2011, vrednosti letnih verižno povezanih indeksov (leto 2006 = 100) v letu 2011 v predzadnjem stolpcu in vrednosti mesečnih verižno povezanih indeksov (december 2006 = 100) v decembru 2011 v zadnjem stolpcu tabele. Prikazani so Youngov indeks, Lowejev indeks z ažuriranimi utežmi (oba z utežmi iz leta takoj pred baznim letom) in Laspeyresov indeks kot referenčni indeks fiksne košarice, vsi s cenami, izračunanimi kot AS.

Tabela 4: Vrednosti približkov indeksa fiksne košarice; cene so AS (285 izdelkov)

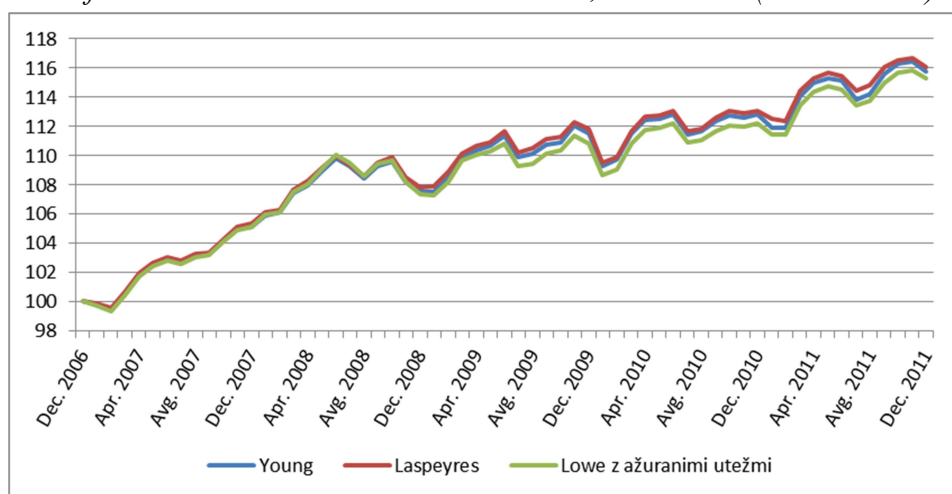
Indeks	Glede na predhodno leto					2006 = 100	Dec. 2006 = 100
	2007	2008	2009	2010	2011	2011	Dec. 2011
Young	103,11	105,57	101,75	101,16	102,54	114,89	115,78
Lowe z ažur. utežmi	103,32	105,69	101,60	100,97	102,66	115,01	115,26
Laspeyres	103,34	105,62	101,67	101,10	102,61	115,13	116,07

Z izjemo leta 2007 so razlike med letnim Laspeyresovim in Youngovim indeksom, računanim na prejšnje leto, zanemarljive, tj. manjše od 0,1 indeksne točke. Vpliv uporabe uteži, ki so iz leta pred baznim letom, v obdobju od leta 2008 do 2011 ne vpliva signifikantno na vrednost letnega ICŽP, računane kot indeks fiksne košarice. Ažuriranje uteži za to obdobje je zato nepotrebno oz. še več, kot kažejo rezultati, ta postopek za leti 2008 in 2010 celo nekoliko zmanjša natančnost letnega ICŽP. Postopek ažuriranja se je sicer izkazal kot ustrezen v letu 2007, ko je razlika med Youngovim in Laspeyresovim indeksom največja. To pride tudi do izraza pri vrednostih verižno povezanih indeksov; pri letnih indeksi, z letom 2006 kot baznim letom, se ciljnemu Laspeyresovemu indeksu najbolj približa Lowejev indeks z ažuriranimi utežmi, medtem ko je pri mesečnih indeksi, z decembrom 2006 kot baznim mesecem, Laspeyresovemu indeksu bližje Youngov indeks cen.

Kako se oba alternativna indeksa prilegata referenčnemu Laspeyresovemu indeksu po mesecih, je prikazano na grafu 5; za obdobje od decembra 2006 do decembra 2011 so

prikazani Youngov, Laspeyresov in Lowejev indeks z ažuriranimi utežmi, vsi s cenami, izračunanimi kot AS.

Graf 5: Mesečni indeksi na december 2006; cene so AS (285 izdelkov)



Pregled gibanja mesečnih verižno povezanih indeksov kaže, da je Youngov indeks precej bližje referenčnemu Laspeyresovemu indeksu kot pa Lowejev indeks z ažuriranimi utežmi. Kljub opaznejšim odstopanjem Youngovega indeksa v obdobjih upadanja vrednosti indeksov proti koncu analiziranega obdobja so njegove vrednosti še zmeraj najboljši približek za vrednosti Laspeyresovega indeksa oz. dejanskega ICŽP, računanega kot indeks fiksne košarice.

Podobne rešitve so na voljo v primeru računanja ICŽP po konceptu življenjskih stroškov, kjer se za računanje približka aktualnega indeksa življenjskih stroškov lahko uporabi geometrična oblika Youngovega indeksa ali celo geometrična oblika Lowejevega indeksa z ažuriranimi utežmi (z uporabo cen, izračunanih kot GS) ter v primeru računanja indeksa življenjskih stroškov z enoletnim zamikom geometrična oblika Laspeyresovega indeksa cen, prav tako z uporabo cen, izračunanih kot GS.

V tabeli 5 so prikazane vrednosti letnih indeksov glede na prejšnje leto, za obdobje od 2006 do 2011, vrednosti letnih verižno povezanih indeksov (leto 2005 = 100) v letu 2011 v predzadnjem stolpcu in vrednosti mesečnih verižno povezanih indeksov (december 2005 = 100) v decembru 2011 v zadnjem stolpcu tabele. Prikazani sta geometrični obliki Youngovega (z utežmi iz leta takoj pred baznim letom) in Laspeyresovega indeksa ter Fisherjev indeks kot referenčni indeks življenjskih stroškov, vsi s cenami, izračunanimi kot GS.

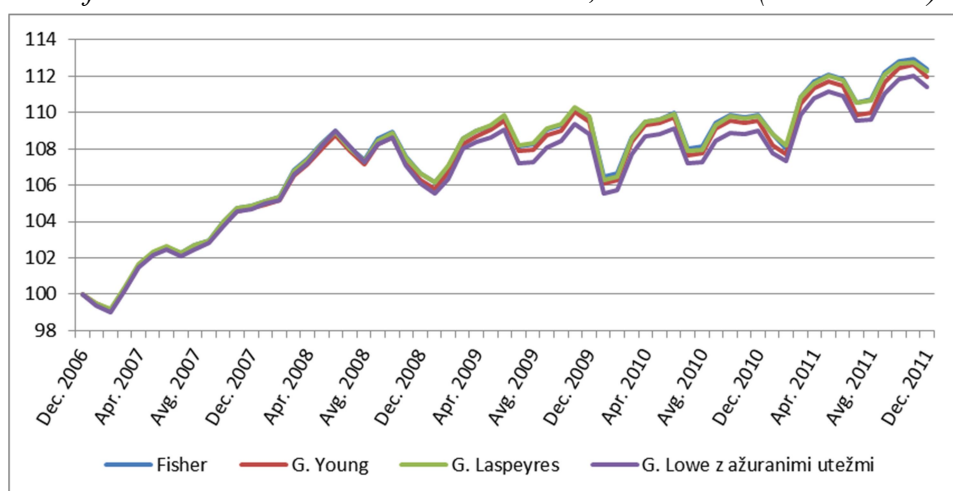
Tabela 5: Vrednosti približkov indeksa življenjskih stroškov; cene so GS (285 izdelkov)

Indeks	Glede na predhodno leto						2005 = 100	Dec. 2005 = 100
	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2011	Dec. 2011
G. Young	102,25	102,76	104,97	101,31	100,03	102,14	114,16	114,30
G. Laspeyres	102,42	102,98	105,05	101,22	99,92	102,21	114,55	114,38
Fisher	102,41	102,95	105,15	101,27	100,09	102,26	114,91	114,56

Vrednosti geometričnega Laspeyresovega indeksa so precej blizu Fisherjevega indeksa. Pri letnih indeksih je razlika med tema indeksoma praviloma do 0,1 indeksne točke, z izjemo leta 2010, ko pride do razlike v višini 0,17 indeksne točke. Razhajanja med letnim Fisherjevim indeksom in letnim geometričnim Youngovim indeksom so nekoliko večja, predvsem v obdobju do leta 2008, ko se razlika približuje vrednosti 0,2 indeksne točke. Z letnimi verižno povezanimi indeksi dobimo od leta 2005 do 2011 razliko med geometričnim Youngovim in Fisherjevim indeksom v višini 0,75 indeksne točke, medtem ko je razlika pri mesečnih verižno povezanih indeksih v obdobju od decembra 2005 precej manjša in znaša le 0,27 indeksne točke. Razlika med Fisherjevim in geometričnim Laspeyresovim indeksom znaša 0,36 indeksne točke za letne verižno povezane indekse in 0,18 indeksne točke za mesečne verižno povezane indekse.

Lowejev indeks z ažuriranimi utežmi se je izkazal kot manj primeren približek za indeks fiksne košarice, zato tudi ni pričakovati, da bi lahko v geometrični obliki predstavljal dober približek indeksa življenjskih stroškov. Kljub temu je ta sicer možen indeks zaradi celovitosti prikazan skupaj z geometričnima oblikama Youngovega in Laspeyresovega indeksa ter referenčnim Fisherjevim indeksom na grafu 6; prikazani so mesečni verižno povezani indeksi za obdobje od decembra 2006 do decembra 2011, vsi s cenami, izračunanimi kot GS.

Graf 6: Mesečni indeksi na december 2006; cene so GS (285 izdelkov)

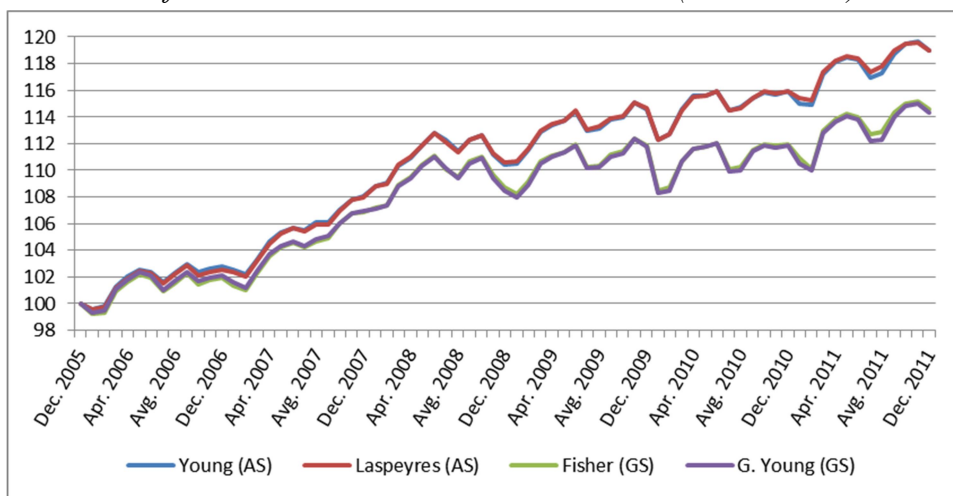


Primerjava mesečnih verižno povezanih indeksov kaže, da se v celotnem analiziranem obdobju geometrični Laspeyresov indeks praktično v celoti prekriva s Fisherjevim

indeksom cen. Prekrivanje je precej veliko tudi v primeru geometričnega Youngovega indeksa; do nekaj manjših odstopanj od referenčnega Fisherjevega indeksa pride le v obdobjih upadanja vrednosti indeksov proti koncu analiziranega obdobja (predvsem pri upadu cen v letu 2011). Odstopanja geometričnega Lowejevega indeksa z ažuriranimi utežmi od vrednosti Fisherjevega indeksa so po pričakovanjih večja kot v primeru geometričnega Youngovega indeksa, zato ta indeks ni najbolj primeren približek dejanskega ICŽP, računanega kot indeks življenjskih stroškov.

Ugotovitve, ki se nanašajo na odstopanje geometričnih oblik Youngovega in Lowejevega indeksa z ažuriranimi utežmi od referenčnega Fisherjevega indeksa, so precej skladne z odstopanjem osnovnih (aritmetičnih) oblik teh dveh indeksov od referenčnega Laspeyresovega indeksa. Sklepamo lahko, da je ne glede na koncept računanja ICŽP kot približek bolje uporabiti nespremenjene uteži iz obdobja pred baznim letom, tj. Youngovo indeksno formulo v aritmetični ali geometrični obliki in ne ažurirane oblike teh uteži. Kako majhna – predvsem v primerjavi z razlikami, ki izhajajo iz konceptualnega pristopa – so dejanska odstopanja zaradi uporabe Youngove indeksne formule, je dobro razvidno iz grafa 7, kjer so za obdobje od decembra 2005 do decembra 2011 prikazani mesečni verižno povezani Youngov in Laspeyresov indeks (oba s cenami, izračunanimi kot AS) ter Fisherjev in geometrični Youngov indeks (oba s cenami, izračunanimi kot GS).

Graf 7: Mesečni indeksi na december 2005 (285 izdelkov)



V primerjavi z razlikami, ki nastanejo v končnih vrednostih ICŽP, je odstopanje – v kolikor sploh do njega pride – zaradi uporabe uteži iz obdobja (leta) pred baznim obdobjem praviloma zanemarljivo. Ker lahko občasno, predvsem ob večjih spremembah v vhodnih podatkih, do odstopanj vseeno pride, bi bilo treba v postopkih računanja uradnih indeksov vse približke ciljnim indeksom ob razpolaganju z ustreznimi utežmi preveriti in jih, v kolikor bi prišlo do večjih odstopanj, tudi dopolniti za nazaj. Do končnih vrednosti bi pri računanju ICŽP po konceptu fiksne košarice prišli z enoletnim zamikom in pri računanju ICŽP po konceptu življenjskih stroškov z dvoletnim zamikom. Pri konceptu življenjskih stroškov bi sicer lahko vrednost ICŽP preverjali v dveh korakih, po enem letu

z uporabo formule za geometrični Laspeyresov indeks ter po dveh letih z uporabo formule za Fisherjev indeks. Zelo podobno korekcijo izvajajo v ZDA, kjer njihov ICŽP, računan kot indeks življenjskih stroškov, korigirajo dvakrat (Bureau of Labor Statistics, 2011). Na agregatni ravni naredijo prvi in drugi izračun indeksa z uporabo prilagojene formule za geometrično sredino, tretji oz. končni izračun pa z uporabo Törnqvist-Theilove indeksne formule (Cage, Greenlees & Jackman, 2003).

1.2.3.4 Razširitev košarice izdelkov in storitev

Iz pridobljenih mikropodatkov na SURS je bilo možno za celotno analizirano obdobje pridobiti 285 uteži, pokrite s cenami izdelkov in storitev, ter 539 cen izdelkov in storitev. Ker je bilo z 285 utežmi mogoče povezati le 434 izdelkov in storitev, so v nadaljevanju v izračun tehtanih indeksov vključeni le ti izdelki in storitve. Razširitev košarice z 285 na 434 izdelkov delno spremeni izračun v tistih 64 elementarnih agregatih, v katerih se po razširitvi nahajata dva ali več izdelkov oz. storitev (izdelki ali storitve s skupno utežjo). V teh elementarnih agregatih so bile iz danih povprečnih cen izdelkov ali storitev izračunane nove povprečne cene, ki so bile potem vključene v izračun tehtanega indeksa na višji ravni. Nove povprečne cene so bile izračunane kot aritmetične in geometrične sredine. Teh 64 elementarnih indeksov je bilo tako izračunanih po Dutotovi (AS) in Jevonsovi (GS) formuli za elementarne indekse. Izbrana načina izračuna sta skladna z metodologijo izračuna povprečnih cen izdelkov in storitev.

V nadaljevanju so prikazane vrednosti indeksov, ki so izračunani za 434 izdelkov in storitev ob uporabi 285 uteži. V tabeli 6 so prikazane vrednosti letnih indeksov glede na prejšnje leto, za obdobje od leta 2006 do 2011, vrednosti letnih verižno povezanih indeksov (leto 2005 = 100) v letu 2011 v predzadnjem stolpcu in vrednosti mesečnih verižno povezanih indeksov (december 2005 = 100) v decembru 2011 v zadnjem stolpcu tabele. Prikazana sta Laspeyresova indeksa, izračunana z uporabo cen, izračunanih s formulama za AS in GS, ter Fisherjev indeks z uporabo cen, izračunanih s formulo za GS. Vrednosti mesečnih indeksov, izračunanih na 434 izdelkih in storitvah, so podrobneje prikazane v prilogi 2. Ob izpostavljenih indeksih se v prilogi nahajajo še podatki za druge preverjene indekse, za katere se je izkazalo, da se njihove vrednosti obnašajo precej podobno kot pri indeksih, izračunanih za 285 izdelkov in storitev; vrednosti aritmetičnega Youngovega indeksa se precej dobro prilegajo aritmetičnemu Laspeyresovemu indeksu cen, vrednosti geometričnega Youngovega, geometričnega Laspeyresovega, Törnqvist-Theilovega in Walshevega indeksa pa precej dobro vrednostim Fisherjevega indeksa cen.

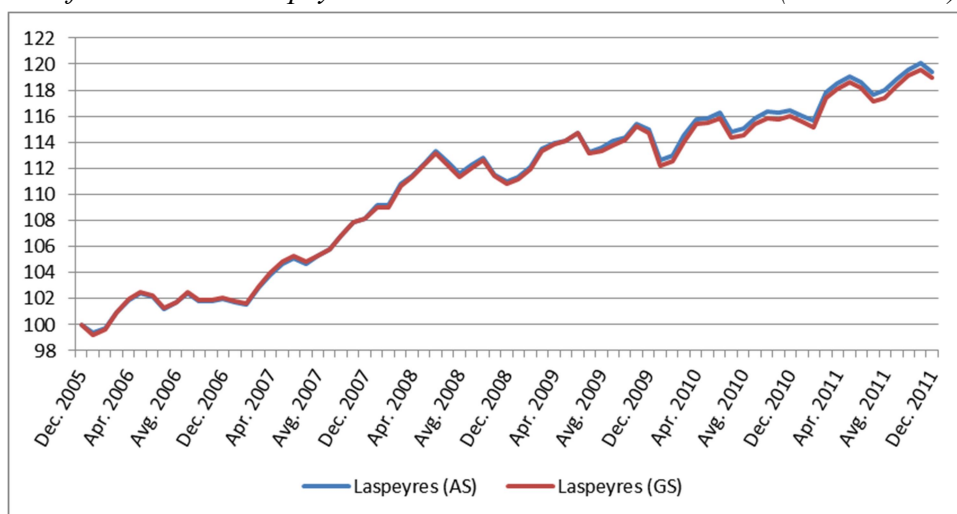
Tabela 6: Vrednosti indeksov cen (434 izdelkov)

Indeks	Glede na predhodno leto						2005 = 100	Dec. 2005 = 100
	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2011	Dec. 2011
Laspeyres (AS)	101,77	103,23	106,28	101,81	101,15	102,59	117,97	119,43
Laspeyres (GS)	101,88	103,26	106,06	101,82	100,90	102,57	117,57	119,00
Fisher (GS)	101,61	102,99	105,82	101,54	100,36	102,35	115,50	116,11

Vrednosti indeksov, izračunanih na osnovi 434 izdelkov in storitev, nekoliko odstopajo od primerljivih indeksov, izračunanih za 285 izdelkov in storitev. Pri Laspeyresovem indeksu, izračunanem z uporabo cen izračunanih s formulo za GS, sta ob koncu analiziranega obdobja tako vrednost letnega kot vrednost mesečnega verižno povezanega indeksa opazneje višja kot v primeru 285 izdelkov in storitev, medtem ko pri Laspeyresovem indeksu, izračunanem z uporabo cen izračunanih s formulo za AS, večjih odstopanj ni zaznati.

Laspeyresova indeksa, izračunana za 434 izdelkov in storitev, sta prikazana na grafu 8; pri prvem Laspeyresovem indeksu je bila za izračun povprečnih cen na ravni izdelka in ravni elementarnega agregata uporabljena formula za AS, pri drugem pa formula za GS.

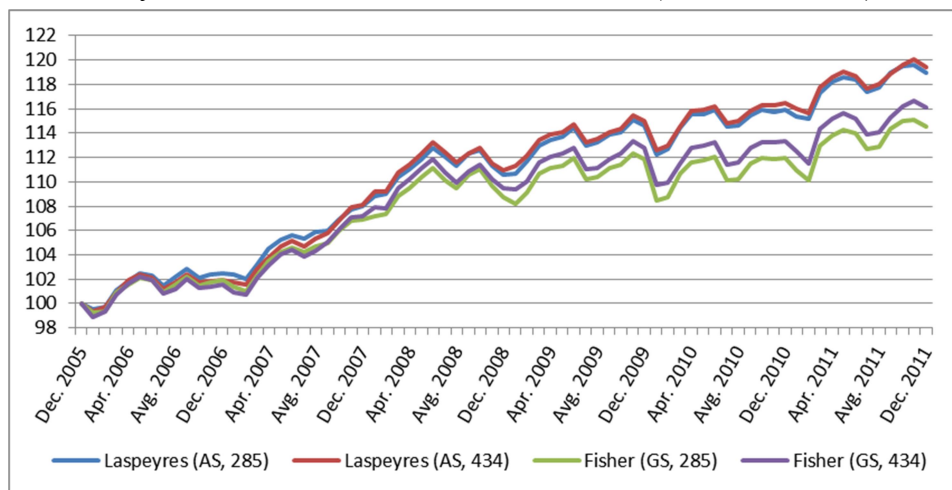
Graf 8: Mesečna Laspeyresova indeksa na december 2005 (434 izdelkov)



Vrednosti mesečnega verižno povezanega Laspeyresovega indeksa, izračunanega z uporabo povprečnih cen, izračunanih s formulo za GS, so precej bližje Laspeyresovemu indeksu, izračunanemu z uporabo povprečnih cen izračunanih s formulo za AS, kot je to v primeru teh indeksov, izračunanih za 285 izdelkov in storitev (glej graf 3). Razširitev košarice na 434 izdelkov in storitev je tako v primeru računanja ICŽP kot indeksa fiksne košarice skoraj v celoti izničila razliko zaradi uporabe različnih formul za izračun povprečnih cen.

Do kakšne razlike pride v vrednostih mesečnih verižno povezanih indeksov med prvotno in razširjeno košarico izdelkov ter storitev, je prikazano na grafu 9. Prikazana sta Laspeyresov indeks z uporabo povprečnih cen, izračunanih s formulo za AS, in Fisherjev indeks z uporabo povprečnih cen, izračunanih s formulo za GS. Oba prikazana indeksa sta izračunana za 285 in 434 izdelkov ter storitev.

Graf 9: Mesečni indeksi na december 2005 ($L = AS$, $F = GS$)

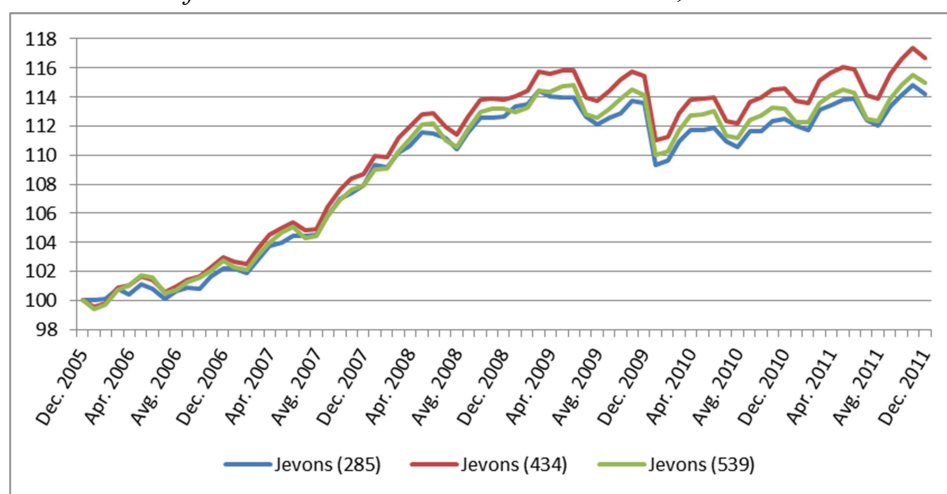


Pri Laspeyresovem mesečnem verižno povezanem indeksu, izračunanem z uporabo povprečnih cen, izračunanih s formulo za AS, razširitev košarice izdelkov in storitev skorajda ne vpliva na vrednost indeksa. Do zmanjšanja razlike zaradi uporabe različnih formul za izračun povprečnih cen v primeru Laspeyresovega indeksa, izračunanega na 434 izdelkih in storitvah (prikazano z grafom 8), je tako prišlo predvsem zaradi večje rasti indeksa s 434 izdelki in storitvami ob uporabi povprečnih cen, izračunanih s formulo za GS. Ta razlika se je zato tudi izrazila v Fisherjevem indeksu, ki je v primeru razširjene košarice opazno večji kot v primeru košarice z 285 izdelki in storitvami. Na nabor in velikost košarice izdelkov in storitev je torej ICŽP precej bolj občutljiv, kadar je računano po konceptu življenjskih stroškov.

Neodvisno od razlik v vrednostih indeksov bi lahko sklepali, da je uporaba razširjene košarice bolj primerna, saj zajema več izdelkov in storitev ter s tem več informacij o dejanski potrošnji in splošnem gibanju cen. Temu sklepu precej oporeka primerjava s košarico 539 izdelkov in storitev, ki pa se je na žalost ne da povezati z razpoložljivimi 285 utežmi. Analiza na teh izdelkih je sicer možna na dva načina. Prvič, 539 izdelkov in storitev bi se dalo povezati z novimi utežmi na višjih ravneh agregacije, s čimer bi sicer v analizo vključili vse izdelke, bi pa zelo zreducirali število uteži. In drugič, možno je računati netehtane indekse cen. Druga možnost je tudi predstavljena v nadaljevanju. Na grafu 10 so izračunani mesečni Jevonsovi indeksi glede na december 2005 z uporabo cen, izračunanih kot GS, za vse tri možne košarice, tj. za 285, 434 in 539 izdelkov in storitev. Bolj podrobno so mesečni netehtani indeksi prikazani v prilogi 2. Prikazane so le vrednosti za Jevonsov indeks cen, so pa bili zaradi kontrole podatkov izračunani tudi drugi netehtani

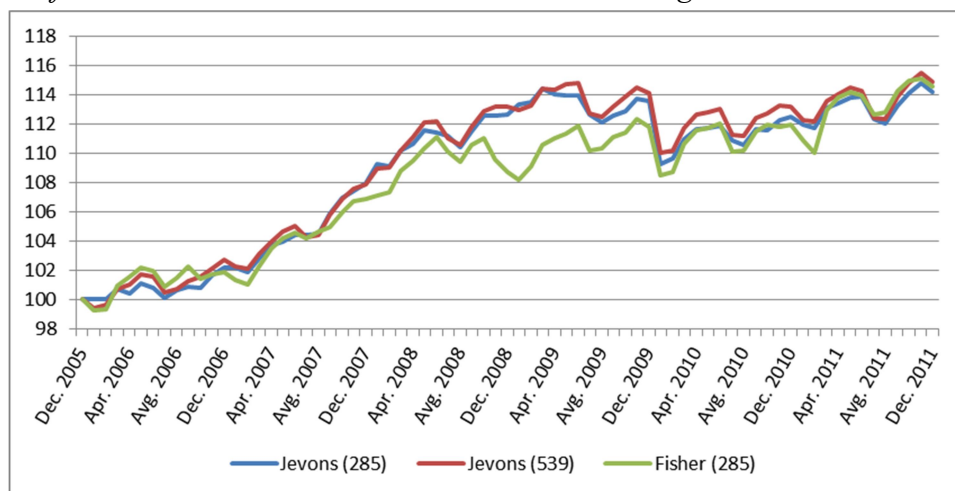
indeksi, pri čemer se je izkazalo, da vrednosti Jevonsovega indeksa sovpadajo z vrednostmi geometrične sredine Carlijevega indeksa in harmonične sredine (glej formulo 5).

Graf 10: Vrednosti elementarnih indeksov; cene so GS



Vrednosti netehtanega indeksa, izračunanega na najmanjši košarici, se precej dobro skladajo z vrednostjo netehtanega indeksa, izračunanega na največji možni košarici izdelkov in storitev. V tem pogledu je košarica s 434 izdelki in storitvami precej specifična. Podatki nakazujejo – vendar ne dokazujejo – da bi lahko predstavljal izbor 64 izdelkov in storitev v elementarnih agregatih z dvema ali več reprezentativnimi izdelki boljšo reprezentativnost tega dela potrošniške košarice. Vendar dokončen sklep glede izbora in reprezentativnosti izdelkov in storitev v celotni košarici brez sprememb (ureditve baz) v vhodnih podatkih ni možen. Ugotovitve nam omogočajo le sklepanje, da lahko brez večjih zadržkov uporabljamo rezultate, nastale na podatkih (povprečnih cenah in utežeh) za le 285 izdelkov in storitev. Do kako velikega razhajanja prihaja med tehtanim Fisherjevim indeksom cen, izračunanim za 285 izdelkov in storitev, in netehtanim Jevonsovim indeksom cen, je prikazano na grafu 11.

Graf 11: Vrednosti elementarnih indeksov in tehtanega indeksa; cene so GS



Mesečni verižno povezani Fisherjev indeks se precej dobro prilega netehtanemu Jeonsovemu indeksu, kar kaže na to, da imajo uteži precej minimalen vpliv na vrednosti indeksa, vsaj v obdobjih, ko ni večjih sprememb v potrošnji prebivalstva. V času sprememb v nakupovalnih navadah potrošnikov, do katerih je v analiziranem obdobju prišlo v času gospodarske krize, tj. v letih 2008 in 2009, pa je pričakovano vpliv uteži večji, kar je dobro razvidno iz grafa 11. Vsaj v primeru Slovenije bi zato lahko v normalnih gospodarskih razmerah, v kolikor ne bi razpolagali z utežmi, kot precej dober približek za ICŽP, računani kot indeks življenjskih stroškov, uporabili ustrezno formulo za netehtani indeks.

1.3 Harmonizirani indeks cen življenjskih potrebščin

1.3.1 Problematizacija harmonizirane oblike ICŽP

HICŽP je eden od možnih načinov računanja ICŽP. Ta indeks računajo države članice Evropske unije (ter nekatere sodelujoče države) z namenom zagotovitve primerljivih podatkov o gibanju cen, s katerimi se soočajo gospodinjstva, med državami. Države praviloma računajo HICŽP ob nacionalnih ICŽP; ob uvedbi HICŽP je namreč le Luksemburg prenehal z objavo nacionalnega ICŽP (OECD, 2002, str. 21). Na osnovi državnih HICŽP Eurostat pripravlja HICŽP za Evropsko unijo kot celoto in druge geografske enote (npr. območje držav z evrom). Primerljivost med posameznimi državnimi HICŽP zagotavljajo skupni standardi računanja HICŽP, med katere med drugim sodijo kriteriji za izbor izdelkov in storitev ter izbira formul za računanje indeksov. HICŽP je bil vzpostavljen z namenom zagotavljanja najboljše mere za mednarodno primerljivost inflacije potrošniških cen v EU in v območju z evrom ter za oceno doseganja konvergenčnih ciljev in stabilnosti v kontekstu analize monetarnih politik (Eurostat, 2015b).

Konceptualno gledano je HICŽP zaradi možnosti uporabe geometrične sredine na elementarni ravni hibrid med indeksom fiksne košarice in indeksom življenjskih stroškov. Kljub tej »odprtosti« pri metodologiji Eurostat (2001, str. 19) poudarja, da »HICŽP ni indeks življenjskih stroškov«. Pristranskost HICŽP zaradi neupoštevanja substitucije naj bi bila zreducirana z dovolj pogosto posodobitvijo uteži (Camba-Mendez, 2003, str. 36), vendar kot kažejo empirični rezultati, pridobljeni na podatkih za Slovenijo, so razlike zaradi neaktualnosti uteži (razlike med Youngovim in Laspeyresovim indeksom) v primerjavi z razlikami, ki nastanejo zaradi neupoštevanja substitucije med izdelki in storitvami na višji ravni (razlike med Laspeyresovim in Fisherjevim indeksom), zanemarljive.

Ne glede na konceptualne težave HICŽP se je s harmonizacijo metodologije vseeno zagotovila precej visoka stopnja primerljivosti indeksov cen med državami. Vendar ta primerljivost ni popolna, saj je prišlo v procesu harmonizacije oz. vzpostavitve HICŽP do

izločitve stroškov, ki jih imajo gospodinjstva s pridobitvijo in uporabo lastnega stanovanja (razen tekočega vzdrževanja in tekočih stroškov za vodo, elektriko ipd.); izključene so bile vse imputirane najemnine oz. drugi stroški, ki izhajajo iz pridobitve in ohranjanja lastništva stanovanja. Eurostat (2001, str. 141) izključitev lastnih stanovanj pojasnjuje na naslednji način:

»Dejanske cene s katerimi se soočajo uporabniki lastnih stanovanj za manjša popravila in redno vzdrževanje stanovanja so že pokrita s HICŽP. Vendar se imputirane najemnine in plačevanje hipotekarnih kreditov, ki so uporabljeni v nekaterih ICŽP za merjenje "inflacije", s katerimi se soočajo uporabniki lastnih stanovanj, ocenjujejo kot neprimerni za mednarodno primerjavo inflacije potrošniških cen, ker te niso dejanske monetarne transakcije. Imputirane najemnine so prej oportunitetni stroški uporabnikom lastnih stanovanj za bivanje v njihovih hišah kot dejanske cene s katerimi se soočajo kot potrošniki. Ti in drugi oportunitetni stroški se ne smatrajo kot del inflacije. Plačila hipotekarnih kreditov so preprosto stroški kredita in kreditna plačila običajno niso vključena v ICŽP«.

Simplificirana pojasnitev izločitve teh stroškov s strani Eurostata ne pojasnjuje niti rešuje problemov, ki jih ta izločitev prinaša pri uporabi HICŽP. Zaradi izločitve stroškov z lastnimi stanovanji namreč:

- HICŽP ne meri dejanske ali celotne inflacije, s katero se soočajo gospodinjstva;
- HICŽP ni primerljiv s tistimi ICŽP, v katere so ti stroški vključeni;
- posamezni državni HICŽP niso primerljivi med seboj.

Čeprav imajo vse tri posledice isti vzrok, je le medsebojna neprimerljivost posameznih državnih HICŽP v nasprotju s temeljnim ciljem HICŽP, tj. z zagotovitvijo med državami članicami primerljive mere za inflacijo. Vzrok za neprimerljivost posameznih HICŽP so velike razlike v deležu prebivalstva, ki bivajo v lastnih stanovanjih (Hoffmann & Kurz, 2002). Ker so najemnine za stanovanja vključene v indeks, je vpliv gibanja cen stanovanj na HICŽP večji v tistih državah, kjer je večji delež najemnikov stanovanj. Države z veliko večino gospodinjstev, ki bivajo v lastnih stanovanjih, zato računajo HICŽP z zanemarljivim pokritjem stroškov bivanja.

Ne glede na cilje harmonizacije je problematična tudi razlika do nacionalnih ICŽP, saj so lahko države članice zaradi razhajanj v metodologiji soočene z dvema uradnima stopnjama izračunane inflacije, ki se lahko med seboj precej razlikujeta. Nacionalni ICŽP lahko za razliko od HICŽP bazira na konceptu življenjskih stroškov, kar je na primer za nizozemsko statistiko »dodana vrednost ICŽP« (De Haan, 2006, str. 3). Ob morebitnih konceptualnih razhajanjih bo do razlik med nacionalnimi ICŽP in HICŽP prišlo tudi zaradi izključitve stroškov z lastnimi stanovanji iz HICŽP, ki so vključeni v številne nacionalne ICŽP, ne glede na koncept teh indeksov. Obseg uteži za to komponento v nacionalnih ICŽP v času harmonizacije metodologije je prikazan v tabeli 7. Prikazane uteži so bile iz računanja HICŽP v celoti izločene.

Tabela 7: Obseg izključene porabe gospodinjestev v odstotkih

Država	Uteži za lastna stanovanja v nacionalnem ICŽP (v letu 1996)
Belgija	4,0
Danska	12,6
Nemčija	9,2
Španija	1,7
Irska	4,0
Nizozemska	11,8
Avstrija	0,9
Portugalska	6,1
Finska	10,0
Švedska	16,0
Velika Britanija	12,0
Islandija	10,8
Norveška	11,5

Vir: Eurostat (2001, str. 147).

Eurostat (2001, str. 148) navaja za štiri države, da so izključile pripisane najemnine za lastna stanovanja (Danska, Nemčija, Nizozemska in Portugalska), za štiri države, da so izpustile plačevanje hipotekarnih kreditov (Belgija, Irska, Finska in Velika Britanija) in za Švedsko, da je izključila obe kategoriji. Uteži za lastna stanovanja, izključena iz HICŽP, so v več državah precej velike, kar lahko vodi v razhajanja med nacionalnimi ICŽP in HICŽP ter precej variirajo od države do države, kar lahko vodi v neprimerljivost med različnimi HICŽP. Del variiranja v deležih lastnih stanovanj med državami sicer izhaja iz uporabe različnih metodologij vključevanja lastnih stanovanj v ICŽP, del pa iz dejanskih razlik v deležih lastnih stanovanj med vsemi stanovanji v državi, kar je vir razhajanj v meddržavnih primerjavah HICŽP.

Na vsebinsko neprimerljivost HICŽP z ICŽP v državah izven območja računanja HICŽP lahko gledamo kot na mednarodno neprimerljivost vseh ICŽP, ki izhaja iz številnih metodoloških možnosti za izračun tega indeksa. Kljub temu pa primerjava z ZDA kaže, da ima prav obravnava lastnih stanovanj v mednarodni (ne)primerljivosti pomembno vlogo. V kolikor inflacijo v ZDA izračunamo z metodologijo HICŽP, dobimo za obdobje od decembra 1997 do decembra 2005 manjše vrednosti indeksa kot z uporabo metodologije za izračun ICŽP v ZDA, pri čemer dobimo nižje vrednosti indeksa zaradi izpustitve pripisanih najemnin za lastna stanovanja, katerih rast v ZDA je bila v tem obdobju nad rastjo celotnega indeksa (Lane & Schmidt, 2006, str. 5).

Trenutno potekajo aktivnosti za vključitev stroškov z lastnimi stanovanji v HICŽP po pristopu neto pridobitev, kar bo v prihodnje privedlo do vključitve stroškov z nakupi stanovanj, ki so nova sektorju gospodinjstva, ter stroške večjih popravil stanovanj (Evropska komisija, 2013). Dopolnitev bo korigirala HICŽP na način, da bo v večji meri odražal inflacijo, s katero se soočajo gospodinjstva. Vendar vse težave HICŽP ta dopolnitev ne bo odpravila, saj predvidena metodologija ni najbolj optimalna. Večja vzdrževanja stanovanj bodo po tej metodi vključena zadovoljivo (tj. v celoti), nakupi

stanovanj pa ne, saj bodo iz indeksa izključene vse prodaje stanovanj s strani fizičnih oseb (s strani drugih gospodinjstev znotraj sektorja gospodinjstva), kar precej krni uporabnost tega ICŽP. Dodatno bo HICŽP okrnjen zaradi ne vključitve nakupov praznih zemljišč za gradnjo v ICŽP in zaradi izločitve lastnim stanovanjem pripadajočih zemljišč iz uteži za lastna stanovanja v ICŽP.

1.3.2 Predstavitev uradnega slovenskega ICŽP in HICŽP

Slovenija tako kot druge države ob uvedbi HICŽP še zmeraj objavlja svoj nacionalni ICŽP. Razlike med indeksoma pa niso velike, saj slovenski ICŽP tako kot HICŽP ne vključuje stroškov z lastnimi stanovanji, prav tako pa so razlike minimalizirane, ker je bil »... pri razvoju ICŽP upoštevan pretežni del zahtev iz uredb, ki urejajo HICŽP« (Trošt & Mišić, 2007). Zato lahko pričakujemo, da bodo z uvedbo stroškov z lastnimi stanovanji po pristopu neto pridobitev v HICŽP ti stroški po istem principu uvedeni tudi v slovenski uradni ICŽP.

Računanje dveh oblik ICŽP (nacionalno in harmonizirano verzijo) predstavlja za uporabnike razpolaganje z dvema indikatorjema inflacije oz. z dvema stopnjama inflacije, saj se tako ICŽP kot HICŽP v Sloveniji uporabljata kot »meri inflacije« (Trošt & Mišić, 2007, str. 4). Kljub nekaterim razlikam v uporabi – ICŽP se uporablja za indeksacijo in HICŽP za razne namene, povezane z Evropsko unijo – je njun osnovni namen enak, tj. merjenje inflacije, s katero se soočajo gospodinjstva. Čeprav so razlike med obema indikatorjema minimalizirane, so še zmeraj prisotne, kar lahko spodbudi pomisleke glede dejanske stopnje inflacije. Glavni metodološki razliki med uradnima indikatorjema inflacije sta tako (Trošt & Mišić, 2007, str. 26):

- pri HICŽP se na elementarni ravni pri izračunu povprečnih cen izdelkov in storitev uporablja formula za GS, pri ICŽP pa formula za AS;
- HICŽP temelji na domačem načelu potrošnje, nacionalni ICŽP pa na nacionalnem načelu potrošnje, kar se odraža v različnih utežeh.

Prva razlika med indeksoma je prej v nalogi pojasnjena empirično: zaradi uporabe formule za GS pri izračunu povprečnih cen so vrednosti HICŽP nekoliko nižje od vrednosti ICŽP. Druga razlika (zaradi vpliva uporabe različnih pokritij potrošnje gospodinjstev) s podatki, pridobljenimi na SURS, ni preverljiva. V praksi je indekse cen lažje računati po domačem konceptu, saj se za izračun indeksa zbirajo le cene na teritoriju države – dodatno je potrebno le (ob podatkih iz APG) pridobiti podatke za obseg potrošnje tujih gostov. Nacionalni koncept ni možno implementirati brez podatkov o cenah izdelkov in storitev, ki jih rezidenti Slovenije trošijo v tujini, niti brez uteži za te izdelke in storitve. Slednje je sicer mogoče pridobiti z anketiranjem rezidentov, medtem ko je zbiranje cen v tujini praktično nemogoče. Glede na uradni opis metodologije slovenskega nacionalnega ICŽP se cene za izdelke in storitve zbirajo le na ozemlju Slovenije (Brvar, 2015), kar pomeni, da pokritost izdelkov in storitev v ICŽP ne more biti izvedena v skladu s predvidenim

nacionalnim konceptom. V objavljeni metodologiji računanja ICŽP tudi ni navedena katera druga možnost upoštevanja gibanja cen, s katerimi se soočajo rezidenti Slovenije v tujini (npr. upoštevanje vrednosti indeksov, izračunanih v državah, v katere potujejo rezidenti Slovenije). Upoštevanje porabe v tujini pri pripravi uteži pa ni zadostno, saj se bodo zaradi sorazmernega povečanja uteži izdelkom in storitvam povečale le uteži slovenskim cenam teh izdelkov in storitev. Na osnovi teh ugotovitev lahko za slovenski uradni ICŽP sklepamo, da najbolj verjetno pokriva le potrošnjo rezidentov Slovenije na teritoriju države Slovenije (tako kot vsi indeksi, ki so izračunani v tej nalogi).

Ne glede na omejitve v zajemanju podatkov po nacionalnem konceptu so razlike v utežeh med indeksoma vseeno prisotne (v HICŽP je vključena poraba nerezidentov), prav tako je prisotna razlika, ki nastane zaradi uporabe različnih formul pri izračunu povprečnih cen izdelkov in storitev. Razlike med uradnima slovenskima HICŽP in ICŽP so prikazane v nadaljevanju; v tabeli 8 so prikazane letne stopnje rasti cen in v tabeli 9 letne vrednosti indeksov na leto 2005. V obeh tabelah so pripisane tudi vrednosti za celotno območje Evropske unije (28 držav) in za območje držav z evrom (19 držav).

Tabela 8: Primerjava uradnih povprečnih letnih stopenj rasti cen v odstotkih

Leto	HICŽP (Eurostat)			Slovenski ICŽP (SURS)
	28 držav EU	19 držav z evrom	Slovenija	
Leto 2005	2,3	2,2	2,5	2,5
Leto 2006	2,3	2,2	2,5	2,5
Leto 2007	2,4	2,2	3,8	3,6
Leto 2008	3,7	3,3	5,5	5,7
Leto 2009	1,0	0,3	0,9	0,9
Leto 2010	2,1	1,6	2,1	1,8
Leto 2011	3,1	2,7	2,1	1,8
Leto 2012	2,6	2,5	2,8	2,6
Leto 2013	1,5	1,3	1,9	1,8
Leto 2014	0,6	0,4	0,4	0,2

Vir: Eurostat (2015a) in SURS (2015a).

Tabela 9: Primerjava povprečnih letnih indeksov na leto 2005

Leto	HICŽP (Eurostat)			Slovenski ICŽP (SURS)
	28 držav EU	19 držav z evrom	Slovenija	
Leto 2005	100,00	100,00	100,00	100,00
Leto 2006	102,31	102,22	102,54	102,46
Leto 2007	104,73	104,43	106,39	106,16
Leto 2008	108,56	107,92	112,28	112,16
Leto 2009	109,63	108,27	113,25	113,12
Leto 2010	111,91	110,01	115,62	115,20
Leto 2011	115,38	113,01	118,03	117,29
Leto 2012	118,43	115,83	121,35	120,34
Leto 2013	120,21	117,39	123,68	122,45
Leto 2014	120,88	117,90	124,14	122,70

Vir: Eurostat (2015a) in SURS (2015a).

Oba indeksa inflacije sta za Slovenijo v analiziranem obdobju pokazala nekoliko višjo stopnjo inflacije kot na območju Evropske unije in na območju držav z evrom. Razlike med slovenskim HICŽP in ICŽP kot pričakovano v tem obdobju niso velike, presenetljivo je le to, da je vrednost HICŽP nad vrednostjo ICŽP; pri indeksih na leto 2005 je vrednost HICŽP v letu 2014 za 1,44 indeksne točke nad vrednostjo ICŽP. Sledeč tem podatkom lahko sklepamo, da so se v Sloveniji v analiziranem obdobju precej bolj podražile cene izdelkov in storitev, ki jih konzumirajo nerezidenti. Porast teh cen je bil glede na objavljene vrednosti indeksov tako velik, da se je izničila in presegla razlika, ki bi jo pričakovali zaradi uporabe različnih formul pri izračunu povprečnih cen izdelkov in storitev.

2 POTROŠNJA PREBIVALSTVA IN STANOVANJSKI TRG

2.1 Struktura potrošnje prebivalstva

2.1.2 Celotna potrošnja gospodinjstev

Podatki o porabi slovenskega prebivalstva se v glavnem pridobivajo s pomočjo anketiranja gospodinjstev (z APG). Anketna zbiranja podatkov pesti več težav, kot so zavrnitev sodelovanja, neodgovori in napačno poročanje. V primeru APG k temu pripomore tudi obsežnost in zahtevnost vprašalnika. Vprašalnik za leto 2012 tako obsega 75 strani podrobnih vprašanj o porabi gospodinjstva ter o drugih lastnostih gospodinjstva, pri čemer je obdobje, za katerega poročajo gospodinjstva, v precej primerih 12 mesecev (SURS, 2015b). Nekatere pomanjkljivosti anketiranja se sicer preprečijo z dodatnim vodenjem dnevnika v anketiranih gospodinjstvih, kar pa le dodatno obremeni sodelujoče člane iz teh gospodinjstev. Problematičnost zbiranja podatkov se kaže v stopnji nesodelovanja. V letu 2012 je od 7.002 gospodinjstev v začetnem vzorcu anketo izpolnilo 3.663 gospodinjstev (46-odstotna stopnja neodgovora), anketo ter dnevnik skupaj pa 2.647 gospodinjstev (61-odstotna stopnja neodgovora) (Vrabič Kek, Arnež & Blažič, 2014). V obdobju od leta 2009 do 2011 je bila stopnja odgovora nekoliko večja kot v letu 2012, kar kaže na zmanjševanje pripravljenosti gospodinjstev za sodelovanje v anketiranju. V obdobju 2009–2010 je od 6.288 gospodinjstev v začetnem vzorcu anketo izpolnilo 3.924 gospodinjstev (35-odstotna stopnja neodgovora), anketo ter dnevnik skupaj pa 2.970 gospodinjstev (51-odstotna stopnja neodgovora) (Vrabič Kek, Arnež & Blažič, 2014). Podatki iz APG na letni ravni v tem obdobju torej bazirajo na odgovorih približno 1.300 gospodinjstev.

Do leta 2011 je SURS podatke z APG zbiral vsako leto, od leta 2012 naprej pa se podatki z APG zbirajo z nekajletnimi prekinitvami (Vrabič Kek, Arnež & Blažič, 2014). Ta sprememba v zbiranju podatkov precej krni možnosti uporabe različnih indeksnih formul pri računanju ICŽP. Triletna izvedba APG – po letu 2012 je bila anketa ponovno pripravljena za leto 2015 – namreč omogoča zgolj uporabo formul za indekse fiksne košarice, z omejitvami pri uporabi formul za Laspeyresov indeks in Lowejev indeks z

ažuriranimi utežmi. Zaradi možnosti uporabe več indeksnih formul, predvsem uporabe simetričnih formul, je bila zato pretekla rešitev – v treh letih je bilo skupaj anketiranih približno enako število gospodinjstev kot je po novem anketiranih gospodinjstev na vsaka tri leta – boljša.

Precej nizke stopnje odgovora v slovenski APG niso posebnost. S podobnimi ali celo nižjimi stopnjami odgovora se soočajo tudi druge države (Tršelič Selan, 2006a, str. 33). Prav tako je v drugih državah zaznati trend povečevanja stopnje neodgovorov (Johnson, 2015, str. 18). Za prihodnje zato ne moremo realno pričakovati, da bi lahko zgolj z izboljšanjem načina zbiranja podatkov z APG dobili boljše rezultate. Bolj verjetno je, da se bo trend povečevanja neodgovora, in s tem neustrezna pokritost potrošnje gospodinjstev, nadaljeval. Slej ko prej bodo zato statistični uradi prisiljeni, da zamenjajo APG z drugimi, predvsem administrativnimi viri. Slednji bodo zaradi velike in naraščajoče stopnje neodgovora v APG verjetno postali edina realna možnost pridobivanja podatkov o potrošnji. Administrativni viri prodaje ne samo da obetajo bolj reprezentativno sliko potrošnje temveč tudi bolj podrobne podatke o potrošnji. S povečevanjem administrativne pokritosti prodaje izdelkov in storitev (davčne blagajne, evidenca trga nepremičnin ipd.) lahko za prihodnje pričakujemo, da bodo na razpolago mesečni (pravzaprav dnevni) podatki o porabi prebivalcev (podatki o obsegu potrošnje in cene izdelkov ter storitev), kar bo odprlo številne nove možnosti za računanje ICŽP. Ker se tovrstni administrativni podatki praviloma zbirajo za območje države, ne glede na rezidentstvo kupca, bo s temi podatki možno računanje indeksov po domačem konceptu.

Za prihodnje torej lahko pričakujemo, da bodo podatki omogočali računanje vsaj natančnih mesečnih indeksov življenjskih stroškov s cenami in utežmi na mesečni ravni. Zaenkrat pa so na voljo podatki, zbrani na letni ravni in za katere lahko domnevamo, da potrošnjo gospodinjstev ne pokrivajo najbolj optimalno. Kljub temu je dostopnost letnih podatkov iz APG omogočila računanje vrednosti ICŽP s superlativnimi in drugimi formulami na letni in (z omejitvami) na mesečni ravni ter pokazala razlike v konceptualnih pristopih računanja ICŽP. Uporabljeni podatki iz APG so prikazani v nadaljevanju v tabeli 10. Prikazana je struktura izdatkov gospodinjstev v odstotkih na letni ravni. Izdatki gospodinjstev so razčlenjeni do ravni oddelkov COICOP klasifikacije. Oddelkom izdatkov gospodinjstev za življenjske potrebsčine (od .01 do .12) so dodani še izdatki, povezani s stanovanjem, in drugi izdatki (.20). Prikazani podatki kot celota predstavljajo vse izdatke gospodinjstev.

Tabela 10: Struktura izdatkov gospodinjstev v odstotkih (APG)

Opis (koda)	Leto							
	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011
Hrana in brezalkoholna pijača (.01)	14,84	13,89	14,45	13,95	13,46	14,05	13,26	14,07
Alkoholna pijača, tobak in narkotiki (.02)	2,09	2,11	2,09	2,26	1,99	1,78	1,62	2,11

se nadaljuje

nadaljevanje

Obleka in obutev (.03)	7,56	6,59	6,68	7,08	6,83	6,99	5,69	6,08
Stanovanje, voda, elektrika, plin in drugo gorivo (.04)	10,30	10,29	10,94	10,51	11,01	11,21	12,23	12,59
Pohištvo, gospodinjska oprema in tekoče (.05)	5,99	6,24	6,63	6,45	6,70	6,56	6,59	5,63
Zdravje (.06)	1,56	1,49	1,37	1,66	1,82	2,12	2,32	2,09
Transport (.07)	16,62	16,98	16,08	14,71	15,13	13,72	14,29	14,97
Komunikacije (.08)	4,09	4,26	4,63	4,45	4,31	4,37	4,61	4,54
Rekreacija in kultura (.09)	10,09	9,27	8,89	9,01	8,94	9,61	9,00	10,28
Izobraževanje (.10)	0,83	0,99	0,89	0,89	0,66	0,88	0,81	0,94
Hoteli, kavarne in restavracije (.11)	5,25	3,45	3,44	3,57	3,37	3,82	3,45	4,16
Različne dobrine in storitve (.12)	9,40	9,51	9,73	9,75	9,54	9,61	10,31	10,17
Drugi izdatki, ki niso del potrošnih izdatkov (.20)	11,38	14,93	14,18	15,71	16,25	15,27	15,83	12,37
... Izdatki povezani s stanovanjem in hišo (.201)	7,45	10,79	10,04	11,29	11,31	11,03	11,01	8,46
... Različni izdatki (.202)	3,93	4,14	4,15	4,42	4,93	4,24	4,82	3,91
Skupaj – vsi izdatki gospodinjstev	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00

Struktura izdatkov gospodinjstev je po posameznih letih precej stabilna, spremembe med leti so praviloma minimalne. Pri izdatkih, povezanih s stanovanjem, pride v letu 2005 do precejšnjega povečanja, ki nekoliko upade šele v letu 2011. Ti izdatki so bili približno na ravni iz leta 2004 tudi v obdobju pred tem; leta 2000 in 2001 so ti izdatki predstavljali manj kot 7 odstotkov ter leta 2002 in 2003 manj kot 8 odstotkov vseh izdatkov gospodinjstev.

Izdatki, povezani s stanovanjem, so izločeni iz računanja uradnih slovenskih ICŽP in HICŽP, prav tako različni izdatki v zadnjem razdelku, kamor sodijo »davki in samoprispevki, varčevanje, denarni prenosi in darila, življenjsko zavarovanje, prostovoljno pokojninsko in invalidsko zavarovanje, denarne kazni za prekrške in nadomestilo škode« (SURs, 2015a). Uteži za računanje uradnih ICŽP in HICŽP so tako pridobljene iz prvih dvanajstih oddelkov. Na osnovi teh 12 oddelkov so bile pripravljene tudi letne uteži za analizo, prikazano v prvem poglavju (glej tabelo 1).

Uradne uteži za slovenska ICŽP in HICŽP v letu 2011 so prikazane v tabeli 11. V predzadnjem stolpcu so dodane še uteži za skupni evropski HICŽP ter v zadnjem stolpcu podatki o porabi v gospodinjstvih iz nacionalnih računov. Uteži za slovenski ICŽP izkazujejo potrošnjo po nacionalnem konceptu, uteži za oba HICŽP in uteži iz nacionalnih računov pa po domačem konceptu. Uteži za uradna slovenska ICŽP in HICŽP ter podatki o strukturi gospodinjstev v slovenskih nacionalnih računih so v prilogi 3 prikazani za daljše časovno obdobje (od leta 2004 do 2013).

Tabela 11: Struktura izdatkov gospodinjstev za leto 2011 v odstotkih – primerjava virov

Opis (koda)	Slovenski ICŽP	Slovenski HICŽP	EU28 HICŽP	Nacionalni računi
Hrana in brezalkoholna pijača (.01)	17,0	16,91	15,73	15,1
Alkoholna pijača, tobak in narkotiki (.02)	5,6	5,69	4,53	5,5
Obleka in obutev (.03)	8,5	6,80	6,39	5,3
Stanovanje, voda, elektrika, plin in drugo gorivo (.04)	13,3	10,47	15,60	19,7
Pohištvo, gospodinjstva oprema in tekoče vzdrževanje (.05)	7,9	6,65	6,52	6,1
Zdravje (.06)	4,7	4,48	3,94	3,6
Transport (.07)	14,7	17,36	15,15	14,6
Komunikacije (.08)	4,9	3,70	3,19	3,3
Rekreacija in kultura (.09)	10,1	8,50	10,13	8,9
Izobraževanje (.10)	1,3	1,58	1,24	1,2
Hoteli, kavarne in restavracije (.11)	5,2	9,24	9,03	6,4
Različne dobrine in storitve (.12)	6,9	8,63	8,58	10,3
Skupaj – izdatki gospodinjstev za življenjske potrebe	100,0	100,00	100,00	100,0

Vir: Eurostat (2015a) in SURS (2015a).

Uteži za slovenska uradna ICŽP in HICŽP so pri več oddelkih precej podobne utežem, dobljenim neposredno iz letnih APG (prikazano v tabeli 1), ki so brez dodatnih popravkov s podatki iz drugih virov. Do nekoliko večjih odstopanj pride pri oddelku »alkohol, pijača, tobak in narkotiki«, kjer je utež, pridobljena neposredno iz letnih podatkov APG, manjša kot tudi pri oddelku »različne dobrine in storitve«, kjer je utež, pridobljena neposredno iz letnih podatkov APG, večja. V oddelku »hoteli, kavarne in restavracije« je utež, pridobljena neposredno iz letnih podatkov APG, podobna uteži za slovenski uradni ICŽP, medtem ko je ta utež za slovenski uradni HICŽP zaradi vključitve izdatkov tujih rezidentov precej večja. Uteži za slovenski uradni HICŽP so precej podobne utežem za evropski HICŽP. Do največjega odstopanja pride pri četrtem oddelku; utež v slovenskem HICŽP za tekoče stroške s stanovanjem je v letu 2011 za dobrih 5 odstotkov nižja od evropskega HICŽP. Pri četrtem oddelku prihaja prav tako do največjih odstopanj med utežmi iz slovenskih ICŽP in HICŽP ter strukturo potrošnje v nacionalnih računih. Oddelek »stanovanje, voda, elektrika, plin in drugo gorivo« ima v nacionalnih računih nadpovprečno velikost zaradi pripisanih najemnin za lastna stanovanja, ki v ICŽP in HICŽP niso vključena.

Podatki o strukturi porabe slovenskih gospodinjstev se nanašajo na vsa gospodinjstva v Sloveniji in izkazujejo povprečno strukturo porabe gospodinjstev. Ker imajo različni tipi gospodinjstev različne potrebe in tudi neenake finančne zmožnosti za potrošnjo, se bo dejanska poraba med posameznimi tipi gospodinjstev precej razlikovala. V letu 2008 je tako 20 odstotkov gospodinjstev z najnižjimi dohodki za hrano in brezalkoholne pijače namenilo 22,20 odstotkov vseh porabljenih sredstev, 20 odstotkov gospodinjstev z

najvišjimi dohodki pa le 10,55 odstotkov vseh porabljenih sredstev (SURS, 2015a). V letu 2008 je najrevnejša petina gospodinjstev prav tako nadpovprečno večji odstotek sredstev namenila za tekoče stanovanjske stroške (18,65 odstotkov vseh izdatkov v primerjavi s 7,54 odstotki izdatkov v najpremožnejši petini gospodinjstev), medtem ko je najpremožnejša petina gospodinjstev nadpovprečno večji odstotek sredstev namenjala za transport (17,97 odstotkov izdatkov v primerjavi z 7,35 odstotki izdatkov v najrevnejši petini gospodinjstev) in za izdatke za stanovanje, tj. nakup ter večja dela in obnove (13,07 odstotkov izdatkov v primerjavi s 4,69 odstotki izdatkov v najrevnejši petini gospodinjstev) (SURS, 2015a). Do razlik v potrošnji prihaja tudi glede na druge lastnosti gospodinjstev, pri čemer so te razlike v potrošnji precej podobne razlikam v drugih državah (Tršelič Selan, 2006b).

V kolikor se omejimo le na prihodke gospodinjstev, bodo na primer ob dvigu cen hrane in brezalkoholne pijače ter tekočih stanovanjskih stroškov (najemnine, komunalni prispevki, ogrevanje ipd.) z večjo stopnjo inflacije soočena revnejša gospodinjstva in ob dvigu transportnih stroškov ter cen stanovanj (nakupi, večja dela in obnove) premožnejša gospodinjstva. Skupni ICŽP na primer se v luči tako velikih razlik v potrošnji gospodinjstev glede na njihove prihodke kaže kot precej neustrezen za indeksacijo socialne pomoči. Ta in druga razhajanja so lahko odpravljena le z računanjem subindeksov ICŽP, s katerimi se zajame inflacijo, specifično za posamezne skupine gospodinjstev. Ker iz administrativnih virov o prodaji ne dobimo nobenih podatkov o lastnostih gospodinjstev, ki so izvedla nakupe izdelkov in storitev, je ta potreba po subindeksih ICŽP verjetno največja ovira uporabe zgolj administrativnih virov. Slednji tako ostajajo – v obliki brez dopolnitve iz drugih virov – kot najprimernejša in realna opcija v prihodnje le za računanje skupnega ICŽP.

2.1.2 Potrošnja, povezana s stanovanji

V ICŽP so vsi izdelki in storitve z izjemo stanovanj obravnavani na enak način. Tudi če gre za trajni izdelek (razen za stanovanja), ki se uporablja dlje od obdobja, za katerega se računa indeks, se v ICŽP ves izdatek pripiše obdobju nakupa (ILO, 2004, odst. 23.1). Kljub nekaterim posebnostim stanovanj – dolgo trajanje, velika vrednost, velik trg najemanja, vezanost na zemljišča ipd. – ni najbolj jasno, zakaj je obravnava stanovanj drugačna od preostalih izdelkov in storitev, vključenih v ICŽP. Ena od možnosti je tradicija; statistiki so v zadnjem stoletju enostavno sledili standardu, ki ga je postavil Marshall (ILO, 2004, odst. 23.4). Posebna obravnava stanovanj v času vzpostavljanja ICŽP se je tako ohranila in skozi čas vodila v številne možnosti vključitve teh dobrin v ICŽP. Do razlikovanja v obravnavi prihaja predvsem pri lastnih stanovanjih, medtem ko so najemniška stanovanja v ICŽP obravnavana tako kot preostali izdelki in storitve. Možni načini vključitve stanovanj v ICŽP bodo predstavljeni v naslednjem poglavju, v nadaljevanju pa je – preko prikaza strukture potrošnje v slovenskem APG, povezane s

stanovanji – prikazan najpreprostejši način obravnave lastnih stanovanj v ICŽP, in sicer njihova izključitev iz ICŽP.

Po klasifikaciji COICOP so stroški, povezani s stanovanji, razvrščeni v oddelek »stanovanje, voda, elektrika, plin in drugo gorivo« (.04). Podrobnejša struktura tega oddelka v APG je prikazana v tabeli 12 in primerjava tega oddelka v različnih virih v tabeli 13. V tabeli 14 je podrobneje prikazana skupina »dejanske najemnine za stanovanje«, ki je sestavni del četrtega oddelka in v katerem so zajete vse najemnine za stanovanja, ki jih plačujejo najemniki stanovanj. Ob stroških v četrtem oddelku so s stanovanji povezani še stroški v oddelku »pohištvo, gospodinjska oprema in tekoče vzdrževanje« (.05). Ti stroški so v ICŽP vključeni kot preostali izdelki in storitve ter kot najemnine za stanovanja z vidika kompilacije ICŽP precej neproblematični. Čeprav gre pri stanovanjski opremi za trajne izdelke in čeprav so lahko ti izdelki povezani z najemninami za stanovanja ter prodajami rabljenih stanovanj – stanovanja se lahko oddajajo v najem ali prodajajo opremljena z izdelki iz petega oddelka – v nadaljevanju niso podrobneje analizirana, saj je njihova vloga pri konstrukciji ICLS in ICŽP zanemarljiva. Fokus analize je usmerjen predvsem v »izdatke povezane s stanovanjem in hišo« (.201), ki so sestavni del razdelka, v katerem so zajeti izdatki gospodinjstev, ki niso vključeni v slovenska uradna ICŽP in HICŽP. Struktura te skupine izdatkov je podrobneje predstavljena v tabeli 15.

Tabela 12: Struktura četrtega oddelka v odstotkih (APG)

Opis (koda)	Leto							
	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011
Dejanske najemnine za stanovanje (.041)	0,78	0,91	0,85	0,81	1,00	1,10	1,55	1,31
Imputirana najemnina za stanovanje (.042)	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Redno vzdrževanje stanovanja in popravila stanovanja (.043)	1,17	1,10	1,03	1,08	1,10	1,23	1,14	1,16
Komunalne in druge storitve v zvezi s stanovanjem (.044)	2,20	2,17	2,36	2,34	2,27	2,20	2,60	2,54
Elektrika, plin in drugo gorivo (.045)	6,16	6,11	6,71	6,28	6,63	6,68	6,94	7,58
Skupaj – Stanovanje, voda, elektrika, plin in drugo gorivo (.04)	10,30	10,29	10,94	10,51	11,01	11,21	12,23	12,59

Kot je razvidno iz tabele 12, je velika večina četrtega oddelka vezana na tekoče (mesečne) stroške, ki jih imajo tako uporabniki najemniških kot uporabniki lastnih stanovanj; oddelek sestavljajo predvsem poraba energentov (.045) in raznih storitev, kot so oskrba z vodo, odvoz smeti, komunalne storitve ter podobno (.044). Redno vzdrževanje stanovanj predstavlja manjši delež oddelka. Prav tako majhen je delež za dejanske najemnine. Stroškov, povezanih neposredno z nakupi stanovanj in z ohranjanjem lastništva, v oddelku ni; delež za pripisane (ali imputirane) najemnine – poimenovanje izhaja iz obravnave teh stanovanj v nacionalnih računih oz. po enem od možnih načinov vključitve stanovanj v ICŽP – je enak nič. Ker so najemnine za stanovanja v pozitivni korelaciji s cenami stanovanj na trgu, ne moremo trditi, da cene stanovanjskih nepremičnin ne vplivajo na

končne vrednosti ICŽP, temveč da je njihov vpliv izredno majhen oz. – zaradi izključitve stroškov z lastnimi stanovanji in majhnega deleža najemnin v skupni potrošnji gospodinjstev – zanemarljiv.

Tabela 13: Struktura četrtega oddelka v odstotkih – primerjava virov v letu 2011

Opis (koda)	Slovenski ICŽP	Slovenski HICŽP	EU28 HICŽP	Nacionalni računi
Dejanske najemnine za stanovanje (.041)	1,0	0,70	5,50	0,7
Imputirana najemnina za stanovanje (.042)	0,0	0,0	0,0	10,1
Redno vzdrževanje stanovanja in popravila stanovanja (.043)	1,4	0,27	1,76	0,3
Komunalne in druge storitve v zvezi s stanovanjem (.044)	3,1	2,39	2,36	2
Elektrika, plin in drugo gorivo (.045)	7,7	7,11	5,99	6,5
Skupaj – Stanovanje, voda, elektrika, plin in drugo gorivo (.04)	13,3	10,47	15,60	19,7

Vir: Eurostat (2015a) in SURS (2015a).

Dejanske najemnine imajo v Sloveniji precej manjši delež v potrošnji gospodinjstev kot je povprečje v Evropski uniji, kar kaže na precej nerazvit najemniški trg stanovanj v primerjavi z Evropsko unijo kot celoto. Večjih odstopanj pri ostalih skupinah v četrtem oddelku ni. Prihaja pa do velikih odstopanj med utežmi v slovenskem ICŽP in utežmi v slovenskem HICŽP; razlika je največja pri skupini »redno vzdrževanje stanovanja in popravila stanovanja«, kjer je utež v ICŽP precej večja od uteži v HICŽP. Glede na minimalne razlike v pripravi obeh indeksov (glej podpoglavje 1.3.2) je taka razlika pri stanovanjih precej nenavadna in se jo težko zadovoljivo pojasni. Do razlik lahko prihaja na primer zaradi različnih pokritij izdelkov in storitev v obeh uradnih indeksih, vendar to ni nikjer ustrezno pojasnjeno.

Tabela 14: Struktura dejanskih najemnin v odstotkih (APG)

Opis (koda)	Leto							
	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011
Najemnina, ki jo dejansko plačajo najemniki (.0411)	0,75	0,88	0,76	0,80	0,97	1,08	1,49	1,29
... Najemnina za stanovanje (.04110.01)	0,49	0,64	0,50	0,55	0,70	0,72	1,10	0,90
... Najemnina za garažo (.04110.02)	0,03	0,02	0,02	0,01	0,01	0,03	0,03	0,02
... Nadomestilo za uporabo stavbnega zemljišča (.04110.03)	0,24	0,22	0,24	0,23	0,26	0,33	0,36	0,37
Druge vrste dejanske najemnine (.0412)	0,02	0,04	0,08	0,01	0,03	0,02	0,06	0,01
... Najemnina za drugo stanovanje (.04120.01)	0,00	0,02	0,07	0,01	0,02	0,01	0,05	.
... Najemnina za garažo drugega stanovanja (.04120.02)	0,01	0,00	0,00	.	0,00	0,00	.	.
... Nadomestilo za uporabo stavb. zemlj. za drugo stanovanje (.04120.03)	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01
Skupaj – Dejanske najemnine za stanovanje (.041)	0,78	0,91	0,85	0,81	1,00	1,10	1,55	1,31

Ob najemninah za (prvo) stanovanje so v razred z dejanskimi najemninami vključene še najemnine za garažo, za drugo stanovanje in drugo garažo, vendar so deleži teh najemnin izredno majhni. Ob tem je v razred z dejanskimi najemninami vključeno tudi nadomestilo za uporabo stavbnega zemljišča, ki je vezano na lastništvo stanovanja. Ta delež stroškov gospodinjstev je znotraj tega razreda precej pomemben, v letu 2011 je predstavljal približno 30 odstotkov razreda. Dejanski delež potrošnje, ki ga slovenska gospodinjstva namenjajo za najemnine, je zato dejansko še manjši od deleža, prikazanega v tabeli 12; v letu 2011 je šlo za najemnine vsega 0,90 odstotka izdatkov gospodinjstev.

Tabela 15: Struktura izdatkov povezanih s stanovanjem in hišo v odstotkih (APG)

Opis (koda)	Leto							
	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011
Velika dela in prenove (.2011)	5,68	7,66	6,54	6,70	7,01	7,87	7,21	6,36
... Velika dela in prenove za glavno prebivališče (.20111)	4,71	6,75	5,66	6,30	5,67	6,88	6,04	5,93
... Velika dela in prenove za druga stanovanja (.20112)	0,96	0,91	0,89	0,39	1,35	0,99	1,17	0,43
Nakup stanovanja, hiše ali zemljišča za hišo (.2012)	1,78	3,13	3,49	4,59	4,30	3,16	3,80	2,10
... Nakup stanovanja oz. hiše (.20121)	1,58	3,04	3,31	4,06	3,53	3,11	3,47	2,09
... Nakup zemljišča za izgradnjo hiše (.20123)	0,20	0,09	0,19	0,53	0,76	0,06	0,33	0,00
Skupaj – Izdatki povezani s stanovanjem in hišo (.201)	7,45	10,79	10,04	11,29	11,31	11,03	11,01	8,46

Največji delež izdatkov, povezanih s stanovanjem, izključenih iz slovenskih ICŽP in HICŽP, predstavljajo velika dela in prenove, kamor sodijo samogradnje hiš in večje obnove enodružinskih hiš ter stanovanj v večstanovanjskih stavbah. Večje obnove so lahko vezane na pridobitev rabljene nepremičnine (obnova pred začetkom uporabe), lahko pa so izvedene neodvisno od tega po določenem obdobju uporabe stanovanja. Med izdatki za velika dela in prenove imajo sicer nezanemarljiv delež izdatki, povezani z drugim stanovanjem, ki pa jih lahko brez posebnih zadržkov združimo z velikimi deli in prenovami prvega (glavnega) stanovanja.

Med izdatki, povezanimi s stanovanjem, imajo manjši delež izdatki, povezani z nakupom stanovanj ter zemljišč za gradnjo. Delež za te nakupe je bil nad tremi odstotki izdatkov gospodinjstev vse od leta 2005, kar kaže na veliko pomembnost teh izdatkov v skupni potrošnji gospodinjstev. V letu 2011 je ta delež sicer upadel na nekoliko več kot dva odstotka, vendar gre v tem primeru verjetno bolj za začasno spremembo navzdol. Po podatkih APG je bil v letu 2011 delež izdatkov gospodinjstev za zemljišča za gradnjo precej blizu nič, zato predstavljajo skupni delež za nakupe nepremičnin v tem letu praktično le nakupi novih in obstoječih (rabljenih) stanovanj. Velike letne spremembe v deležih izdatkov gospodinjstev za nakup zemljišč sicer nakazujejo na možno napako v pokritju nakupov nepremičnin v APG. Nakupi stanovanj in deleži izdatkov gospodinjstev za te nakupe so na podatkih iz ETN podrobno analizirani v nadaljevanju.

2.2 Stanovanjski trg in gibanje cen stanovanj

2.2.1 Lastnosti slovenskega stanovanjskega trga

Sprememba družbene ureditve pred 25 leti je prinesla precej sprememb tudi na slovenski nepremičninski trg, ki zaradi odsotnosti učinkovitih stanovanjskih politik vplivajo na nepremičninski trg še danes. Ob veliki stopnji gradnje enodružinskih hiš za lastno uporabo (samogradnje) že v času jugoslovanskega socializma so se spremembe dogajale predvsem pri stanovanjih v večstanovanjskih stavbah, ki predstavljajo pomemben delež stanovanjskega fonda v mestih. Za ta stanovanja velja, da so bila do leta 1991 v veliki meri najemniška stanovanja v skupni oz. javni lasti, ki njihovim porabnikom niso predstavljala posebno visokih stroškov. Družbena stanovanja so pred letom 1991 zajemala približno 33 odstotkov vseh stanovanj v Sloveniji in najemniki so praviloma za njih plačevali le simbolične najemnine, ki niso pokrivale niti stroškov vzdrževanja (Stanovnik, 1994). S privatizacijo teh stanovanj med letoma 1991 in 1993 se je približno 100.000 teh najemniških stanovanj »transformiralo« v lastniška stanovanja preko prodaje najemnikom teh stanovanj s precejšnjim popustom (Stanovnik, 1994). Ker pri prodaji teh stanovanj kot kriterija pri oblikovanju cene niso upoštevali lokacije stanovanja, so se nekatera stanovanja na elitnih lokacijah (npr. v centru Ljubljane) prodajala tudi po cenah, ki so dosegale le 10–15 odstotkov tržne cene (Stanovnik, 1994). Privatizacija s tako velikim popustom je bila izvedena tudi v ostalih srednje- in vzhodnoevropskih državah (Stanovnik, 1994). V sosednji Madžarski so se na primer stanovanja prodajala takratnim najemnikom po 15-odstotni tržni vrednosti, na katero je bil možen še dodatni 40-odstotni popust (Kovács & Hervert, 2011), kar je precej identično situaciji v Sloveniji.

S privatizacijo je prišlo do preoblikovanja lastniške strukture stanovanjskega sklada v mestih, ki pa ni bilo geografsko enakomerno porazdeljeno. V času množične privatizacije je prišlo namreč do odkupa stanovanj predvsem v tistih občinah, kjer so bila stanovanja tržno bolj zanimiva in kjer so imeli prebivalci višje in stabilnejše dohodke (Stanovnik, 1994). Čeprav so se med novimi lastniki stanovanj znašli tudi tisti, katerim so dejanski (tržni) stroški vzdrževanja stanovanj predstavljali (pre)visoko breme, so ti novi lastniki vsekakor veliki zmagovalci tranzicije, saj so z nakupom pridobili potencialni dobiček v višini 85 do 90 odstotkov vrednosti stanovanj. Ta dobiček se je v prihodnje zaradi naraščanja cen stanovanj še povečal. Iz ugotovitve Stanovnika lahko izpeljemo, da so po zaključeni privatizaciji v javni lasti ostala tržno in bivanjsko manjvredna stanovanja, ki so jih še naprej uporabljali ekonomsko šibkejši najemniki, brez kakšnihkoli pridobljenih potencialnih dobičkov.

Za razliko od mest se lastniška struktura stanovanj na preostalih območjih Slovenije v času tranzicije ni bistveno spreminjala; vpliv tranzicije na ta del stanovanjskega sklada, v katerem prevladujejo enodružinske hiše, ni bil bistven. Enodružinske hiše so se v večini primerov gradile individualno, investitor pa je bil zasebnik oz. fizična oseba, ki je potem

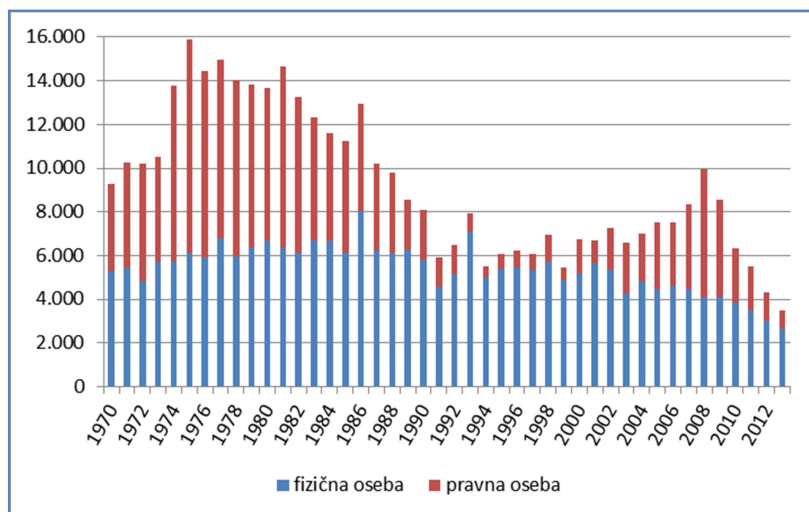
hišo tudi uporabljala. Po dostopnih statističnih podatkih (SURS, 2015a) je število stanovanj, katerih investitorji so fizične osebe, ostalo v obdobju pred in po spremembi družbene ureditve precej konstantno. Ker so bila ta stanovanja že pred tranzicijo v zasebni lasti, njihovim lastnikom niso prinesla potencialnih dobičkov zaradi razlik med odkupno in tržno ceno, temveč le potencialne dobičke zaradi naraščanja cen nepremičnin. Potencialni dobiček zaradi prodaje se jim je lahko obetal iz najmanj treh razlogov. Prvič, ker je s privatizacijo stanovanjskega sklada oskrba s stanovanji z države prešla na posameznike, ki si morajo ustrezno stanovanje zagotoviti na nepremičninskem trgu, na katerem kot pomembni ponudniki nastopajo zasebni lastniki stanovanj. Drugič, ker se je skupaj s privatizacijo stanovanjskega sklada zmanjšala gradnja in ponudba javnih stanovanj ter s tem tudi skupno število razpoložljivih novih stanovanj. In tretjič, ker je individualna gradnja oz. enodružinska hiša skladna z novimi družbenimi vrednotami in novimi trendi, ki pred skupno postavljajo individualizem.

2.2.1.1 Gradnja stanovanj v obdobju od 1970 naprej

Na nepremičninskem trgu se prodajajo (in dajejo v najem) nova in rabljena stanovanja. Med novogradnje štejemo vsa stanovanja, ki bodo po dokončanju prešla v uporabo prvemu uporabniku stanovanja in to ne glede na to, ali je bilo stanovanje dokončano tik pred začetkom uporabe ali nekaj let pred tem. Do večletnega zamika lahko na primer pride v primeru, ko da investitor na trg stanovanja, ki za potencialne kupce niso zanimiva, vendar se na nepovpraševanje ne odzove z nižanjem cen. Med rabljena stanovanja na nepremičninskem trgu lahko štejemo vsa stanovanja, ki bodo po določenem času uporabe prešla k novemu uporabniku. Ta stanovanja so praviloma starejša, lahko pa pride tudi do situacije, ko so bila zaradi hitre preprodaje zgrajena kasneje kot stanovanja, ki imajo na trgu status novogradnje. Možne so tudi poenostavitve definicij, ki olajšajo kategorizacijo stanovanj. GURS (2013) tako med novogradnje šteje vsa stanovanja, ki so bila zgrajena v zadnjih treh letih pred datumom prodaje. Z razmejitvijo novogradenj od ostalih stanovanj je sicer povezana tudi stopnja obdavčitve stanovanj ob prodaji.

Ne glede na možnost arbitrarnosti pri razmejitvi med novogradnjami in preostalimi stanovanji, velja za prva, da je njihova ponudba na nepremičninskem trgu odvisna od števila dokončanih stanovanj v krajšem obdobju pred datumom nakupa, medtem ko je pri obstoječih stanovanjih obdobje dokončanja daljše in se razteza čez več desetletij. V grafu 12 so prikazana dokončana stanovanja v Sloveniji v obdobju od leta 1970 do leta 2013 glede na investitorja. Dokončana stanovanja, katerih investitor je fizična oseba, bodo praviloma enodružinske hiše, ki so bile zgrajene za lastno uporabo (samogradnja). Pravne osebe po drugi strani investirajo tako v enodružinske hiše kot v večstanovanjske stavbe, ki so namenjene trgu. V socialističnem obdobju so v tej kategoriji zajeta predvsem stanovanja v večstanovanjskih stavbah, v obdobju po spremembi družbene ureditve pa je bilo zaradi iskanja konkurenčnih prednosti precej več investicij pravnih oseb usmerjenih tudi v gradnjo enodružinskih hiš.

Graf 12: Število dokončanih stanovanj glede na investitorja



Vir: SURS (2015a).

Gradnja stanovanj za trg, katere investitorji so pravne osebe, je doživela v zadnjih desetletjih več vzponov in padcev. Od leta 1970 naprej sta bila prisotna dva izrazita gradbena cikla, v katerih je bilo zgrajenih večje število stanovanj, namenjenih trgu. Večji cikel je potekal pred tranzicijo v času socializma, manjši pa precej kasneje, desetletje po tranziciji v kapitalistični sistem. Za čas socializma je bilo tako vsako leto dokončanih precejšnje število stanovanj, največ v letih od 1974 naprej. Množičnost gradnje tovrstnih stanovanj se je začela zmanjševati v drugi polovici 80. let 20. stoletja in se je praktično ustavila z družbenimi spremembami na začetku devetdesetih let; v desetletju, ki je sledilo, je bilo število stanovanj, katerih gradnja je bila financirana s strani pravnih oseb, tako majhno, da ni imelo nobene pomembnejše vloge na nepremičninskem trgu v Sloveniji. Ponovni vzpon gradnje stanovanj, namenjenih trgu, se je začel v letu 2002 in doživel kmalu vrh ter padec na raven, na kateri je tovrstna gradnja pred vzponom vztrajala celo desetletje. Glede na strukturo stanovanj za trg je bil drugi gradbeni cikel nekoliko drugačen od predhodnega, saj so se investitorji, ki gradijo stanovanja za trg, prilagodili novim razmeram na trgu tudi s povečano gradnjo individualnih enodružinskih hiš.

Sprememba v strukturi stanovanj, grajenih za trg, je po vsej verjetnosti vplivala na rahlo upadanje gradnje stanovanj, katerih investitorji so fizične osebe. Ponudba novih enodružinskih hiš je tako nekoliko zavrla samogradnjo stanovanj oz. je to samogradnjo začela uspešno nadomeščati. Ne glede na ta zaznani trend upadanja samograditeljstva lahko trdimo, da je bila gradnja stanovanj s strani fizičnih oseb precej stabilna čez desetletja vse do zadnje ekonomske krize od leta 2008 naprej, ko je skupaj s številom dokončanih stanovanj za trg upadlo tudi število stanovanj, grajenih za lastno uporabo. Finančne zmožnosti prebivalstva po nastopu krize so očitno postale premajhne tako za nakupe kot za samogradnjo stanovanj. Število dokončanih stanovanj v zadnjih dveh letih analiziranega obdobja tako kaže na največjo krizo v oskrbi stanovanj v Sloveniji v zadnjih nekaj desetletjih.

2.2.1.2 Nepremičninski trg in reševanje stanovanjskega problema

Nezadostna in neprimerna ponudba stanovanj sovпада z nezadostnim povpraševanjem po stanovanjih. Po tranziciji so se pogoji za pridobitev ustreznega stanovanja v Sloveniji precej spremenili. Po koncu množične privatizacije je bila večina prebivalcev brez rešenega stanovanjskega problema prisiljena, da ta problem rešuje ali s samogradnjo (ki ni ustrezna ali izvedljiva rešitev za vse bodoče uporabnike stanovanj) ali z nakupom stanovanja po tržni ceni. Kot ugotavlja Cirmanova (2006) so v pridobitev lastniškega stanovanja prisiljeni, saj na voljo nimajo primernih najemniških alternativ. Po podatkih Eurostata (2009, str. 24) je bilo v Sloveniji v letu 2006 med vsemi stanovanji le 4,8 odstotkov tržnih najemniških stanovanj in 1,3 odstotka socialnih najemniških stanovanj. Zaradi nezadostne ponudbe stanovanj za prodajo pa so cene razpoložljivih stanovanj za povprečne kupce previsoke in to tako novogradenj kot obstoječih stanovanj. Da bi v Sloveniji zadostili potrebam po stanovanjih, bi morali letno dokončati med 11.000 in 16.000 stanovanj (Banovec, 2005), kar je precej nad številom dejansko dokončanih stanovanj.

Kljub cenam stanovanj precej nad kupno močjo povprečnega kupca stanovanja do nakupov vseeno prihaja. Delež teh nakupov lahko pojasnimo s primerno kupno močjo določenega dela prebivalstva, delež s prekomernimi kreditnimi obremenitvami, velik delež pa tudi z medgeneracijsko pomočjo ob pridobitvi stanovanja. Medgeneracijski družinski finančni transferji kot oblika pomoči pri pridobitvi stanovanja so se po letu 1991 povečali (Cirman, 2008) kot odgovor na zaostrene pogoje na nepremičninskem trgu. Pri medgeneracijskih transferjih pri nakupu stanovanja otrokom pomagajo starši, ki imajo za to dovolj finančnih virov. Pri tem ni nepomembno, da je precejšen delež generacije, ki je v zadnjih dveh desetletjih bil zmožen nudenja medgeneracijske pomoči, bil deležen ugodnega nakupa lastnega stanovanja v času množične privatizacije in zato neobremenjen z nakupom lastne nepremičnine. Pričakovati je, da se bo ta presežek kapitala pri deležu prebivalstva s časom izničil, zato lahko pričakujemo delni upad tovrstnih nakupov v prihodnje.

Ob medgeneracijski pomoči v obliki finančne pomoči pri nakupu stanovanja je kot blažilec nedelujočega nepremičninskega trga zelo pomembno skupno bivanje dveh ali več generacij. Mladi, v kolikor imajo to možnost, zaradi nezmožnosti vstopa na nepremičninski trg ostanejo v izvorni družini, tako da odložijo odselitev za določen čas ali celo za vedno. V primeru formiranja lastne družine se podaljšano bivanje lahko nadaljuje pri starših enega od partnerjev. Ta alternativa omogoča mladim ureditev stanovanjskega problema popolnoma neodvisno od nepremičninskega trga. Podaljšanemu bivanju posameznikov pri starših praviloma ne bo ovira velikost stanovanja, medtem ko je bivanje družine pri starših enega od partnerjev več ali manj izvedljivo le ob nekoliko večjem stanovanju. Ta možnost se zato ponuja v večji meri mladim, katerih starši živijo v hišah, ki so bile zgrajene za lastno uporabo in ki so bile praviloma predimenzionirane (po velikosti precej večje od tipičnih enodružinskih hiš, grajenih za trg v zadnjem gradbenem ciklu).

Da se mladi posamezniki in mlade družine na nedelovanje nepremičninskega trga in na odsotnost učinkovitih stanovanjskih politik množično odzivajo na tovrsten način, kažejo statistični podatki. V Sloveniji se je tako v postsocialističnem času precej povečal tako delež mladih, ki bivajo pri starših sami, kot tudi delež mladih, ki bivajo pri starših skupaj s partnerjem in/ali otroci (Kuhar, 2013). Med letoma 2007 in 2011 se je v Sloveniji delež mladih, ki bivajo pri starših, še dodatno precej povečal, rast te skupine mladih je bila večja le še na Madžarskem (Eurofond, 2014). Do povečanja začasne ali celo trajne preložitve vstopa mladih na nepremičninski trg je torej prišlo v času tranzicije in v času zadnje ekonomske krize, v obdobjih, ko je prišlo do upada gradnje stanovanj in slabše finančne situacije prebivalstva. Ker podaljšanega bivanja pri starših ni zmanjšal zadnji gradbeni cikel, lahko pričakujemo, da do signifikantnega izboljšanja tudi ne bo prišlo ob naslednjem gradbenem ciklu.

Položaj mladih na nepremičninskem trgu se je z zadnjo krizo podobno kot v Sloveniji in izpostavljeni Madžarski poslabšal tudi v večini drugih postsocialističnih državah, predvsem še na Poljskem in v Litvi (Eurofond, 2014), kar nakazuje, da je vpliv tranzicije na naš nepremičninski trg še zmeraj prisoten. Njihov položaj na nepremičninskem trgu pa se slabša tudi v zahodni Evropi. Čeprav spremembe niso bile tako radikalne, je namreč tudi tukaj prišlo do povečane vloge trga pri oskrbi s stanovanji (Pichler-Milanovich, 2001). V Sloveniji, kot drugod v Evropi, je torej trend povečan delež lastniških stanovanj in pretežna tržna oskrba s stanovanji. Tak tržni model lahko deluje le ob primerni ponudbi stanovanj, kot tudi ob zmožnosti prebivalcev, da povprašujejo po teh stanovanjih. Za Slovenijo podatki kažejo, da nepremičninski trg ne deluje optimalno, da je ponudba stanovanj daleč pod zadovoljivo ravni in da prebivalstvo stanovanjske probleme v veliki meri rešuje preko razpoložljivih blažilnih ukrepov. Na nemestnih območjih, v katerih prevladujejo večje enodružinske hiše, bo prevladalo sobivanje mladih družin in staršev enega od partnerjev, v mestih pa finančna pomoč staršev pri nakupu razpoložljivih v primerjavi z enodružinskimi hišami manjših rabljenih stanovanj. Kot kaže graf 12, bo v večini primerov (tudi v prihodnje) predmet nakupa stanovanje, ki je bilo zgrajeno v zadnjih 25 letih pred tranzicijo. Število stanovanj, ki so bila dokončana po tem obdobju, je glede na potrebe skorajda zanemarljivo.

2.2.2 Gibanje cen stanovanj

2.2.2.1 Opis podatkov

Podatki o transakcijah na slovenskem nepremičninskem trgu so bili pridobljeni iz ETN (GURS, 2012). Podatki se nanašajo na obdobje od 1. januarja 2007 do 30. junija 2012. Vključeni so podatki o prodaji novih in rabljenih stanovanj v tem obdobju. Kakovost podatkov v bazi je odvisna od posredovalcev podatkov (GURS, 2008), zato podatki niso najbolj optimalni. Za izvedbo analize je zato bilo treba izvesti urejanje oz. čiščenje pridobljenih podatkov, kar do neke mere vpliva na rezultate analize. ETN je »prvi in edini

sistemski vir podatkov za sistematično spremljanje realiziranih pogodbenih cen nepremičnin v Sloveniji» (Perovšek, 2009) in kot taka osnova vseh preostalih, tudi uradno objavljenih podatkov o cenah nepremičnin v Sloveniji. Omejitve, s katerimi se sooča ta analiza, so zato do določene mere tudi splošne ovire uporabe teh podatkov. Ker je bila ETN vzpostavljena popolnoma na novo, kakovost podatkov v bazi iz začetnega obdobja pričakovano ni najboljša. Pričakujemo lahko, da bodo spremembe, ki so bile vpeljane po vzpostavitvi te baze (GURS, 2013), izboljšale kakovost podatkov in omogočile bolj podrobne analize v prihodnje. Za analizirano obdobje poročanje o novogradnjah ni bilo optimalno, zato je v podatkih prisotna določena nepokritost novogradenj. SURS je to pomanjkljivost v ETN za obdobje do izvedbe sprememb, ki predvidoma zagotavljajo popolno pokritje vseh transakcij, poskušal reševati z dodatnimi raziskovanji (SURS, 2015c). Za namene pričujoče analize pa so podatki v ETN, ki so na voljo za analizirano obdobje, primerni.

Vpisi transakcij so precej pomanjkljivi pri večjem številu kategorij, zato je na podatkih nemogoče izvesti poglobljene analize, ki bi vključevale te dodatne podatke o lastnostih stanovanj. Glavna analiza tako ni možna glede na leto izgradnje stavbe, število sob v stanovanju in druge lastnosti. Iz istih razlogov ni mogoče kontrolirati podatkov glede na velikost zemljišč, ki so bila v transakciji prodana skupaj s stanovanjem, kot tudi prisotnost oz. odsotnost nekaterih spremljevalnih prostorov ali stavb (kleti v večstanovanjskem bloku, garaže ipd.).

Ker so podatki za večino najpomembnejših lastnosti stanovanj v ETN bili vpisani za manjše število transakcij (velja tako za bazo s transakcijami s stanovanji v večstanovanjskih stavbah kot za bazo s transakcijami z enodružinskimi hišami), je kasneje v besedilu (po predstavitvi glavne analize) prikazana dodatna analiza na vzorcu stanovanj, v katero so vključeni tudi podatki o nekaterih najpomembnejših lastnostih stanovanj.

Podatki v bazi, ki so bili dovolj kakovostni oz. popolni in so bili uporabljeni pri urejanju ter (glavni) analizi podatkov, so (GURS, 2011a):

- ID posla: povezovalno polje, na katerega so vezani vsi podatki posameznega posla;
- vrsta stavbe (hiše) oz. vrsta dela stavbe (stanovanja): podatek o vrsti stavbe (hiše) oz. dela stavbe (stanovanja), ki je predmet pogodbe;
- datum uveljavitve: datum zapisa podatkov o poslu v ETN;
- pogodbeni cena: skupna pogodbeni cena nepremičnin, ki so predmet posla oz. znesek (v evrih), ki ga je kupec dolžan plačati prodajalcu v skladu s pogodbo;
- datum sklenitve pogodbe: datum sklenitve pravnega posla oz. kupoprodajne pogodbe;
- pravno-organizacijska oblika kupca: podatek o pravno-organizacijski obliki pogodbene stranke;
- pravno-organizacijska oblika prodajalca: podatek o pravno-organizacijski obliki pogodbene stranke;

- prodani delež stavbe (hiše) oz. dela stavbe (stanovanja): prodani delež neto tlorisne površine stavbe (hiše) oz. uporabne površine dela stavbe (stanovanja);
- prodana neto tlorisna površina stavbe (hiše) oz. prodana površina dela stavbe (stanovanja): neto tlorisna površina stavbe (hiše) oz. uporabna površina dela stavbe (stanovanja), ki je predmet pogodbe.

Ob navedenih podatkih so v analizo v manjši meri vključeni še naslednji podatki (GURS, 2011a):

- vrsta pravnega posla: podatek o tem, ali gre za prodajo na prostokonkurenčnem trgu ali za prodajo na javni dražbi;
- občina: uradno ime občine;
- leto izgradnje stavbe: leto izgradnje stavbe (hiše) oz. leto izgradnje stavbe, v kateri je del stavbe (stanovanja);
- število sob: število sob v stanovanju v večstanovanjski stavbi.

Prodana neto tlorisna površina stavbe (hiše) oz. prodana površina dela stavbe (stanovanja) je bila dodatno preverjana in, kjer je bilo potrebno ter izvedljivo, korigirana z naslednjimi podatki v bazi (GURS, 2011a):

- neto tlorisna površina: seštevek površin vseh prostorov v stavbi (hiše) oz. skupna površina vseh prostorov v delu stavbe (stanovanja);
- uporabna površina: seštevek uporabnih površin vseh delov stavbe (hiše) oz. skupna površina tistih prostorov dela stavbe ali tisti del neto tlorisne površine, ki ustreza uporabi in namenu dela stavbe.

Pridobljeni podatki iz ETN so bili zapisani v štiri podatkovne baze. V izhodiščni bazi 'posli' so se nahajali podatki o transakciji kot celoti (160.241 vpisov), v povezanih bazah 'deli stavb' (61.779 vpisov), 'stavbe' (39.001 vpisov) in 'zemljišča' (201.162 vpisov) pa podatki o nepremičnini oz. vseh nepremičninah, ki so bile predmet transakcije. Pridobljeni podatki so bili potem združeni v skupno bazo; podatki iz povezanih baz, ki so se nanašali na določeno transakcijo, so bili pripisani tej transakciji v bazi 'posli', tako da so bili v skupni bazi vsi podatki o transakciji zapisani v eno vrstico. Na naslednjem koraku so bili podatki v bazi prečiščeni. Iz baze so bili izločeni vsi vpisi, pri katerih:

- je bil datum realizacije pogodbe pred 1. januarjem 2007 oz. po 30. juniju 2012;
- je šlo za podvojen vpis transakcije;
- so manjkali ključni podatki za analizo (cena oz. vrednost posla, površina stanovanja, datum pogodbe);
- se transakcija ni nanašala na stanovanje;
- se je transakcija nanašala na delež stanovanja, ki je bil manjši od 100 odstotkov;
- se je transakcija nanašala na več stanovanj hkrati;
- kupec ni bila fizična oseba;
- je bila vrednost transakcije ali velikost stanovanja izredno majhna ali izredno velika;

- je prihajalo do velikih razhajanj med sklenitvijo pogodbe in vpisom podatkov v bazo;
- so bile prisotne evidentne napake pri vnosu podatkov.

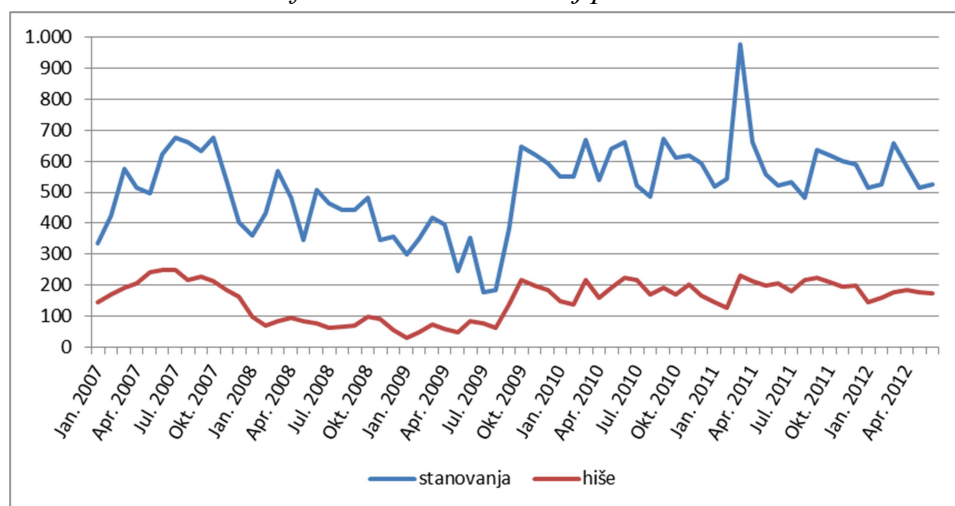
Čiščenje baze je potekalo na način, da so bile izločene le tiste transakcije, ki niso primerne za nadaljnje analize. Pri postavitvi meje za vrednost transakcije ali velikost stanovanja je sicer šlo za arbitrarno postavitev, vendar so bile te meje postavljene tako nizko oz. visoko, da je bila njihova funkcija le izločitev ekstremnih vrednosti, ki so bolj kot ne nakazovale na napake pri vnosu ali vsaj na prevelike specifike teh transakcij. Za stanovanja v večstanovanjskih stavbah so bile izločene vse transakcije, katerih pogodbeni vrednost je pod 5.000 ali nad 500.000 evrov. Pri velikosti stanovanja so bile izločene vse transakcije s stanovanji, katerih prodajna površina je pod 15 ali nad 200 kvadratnih metrov. Dodatno so bile iz baze izločene vse transakcije, pri katerih je vrednost kvadratnega metra pod 100 evrov. Za hiše so bile izločene vse transakcije, katerih pogodbeni vrednost je pod 5.000 ali nad 1.000.000 evrov. Dodatno so bile izločene vse transakcije s ceno kvadratnega metra nižjo od 100 evrov in višjo od 9.500 evrov.

Izvedeni nujni posegi v podatke vplivajo na rezultate analize, zato lahko pričakujemo, da rezultati te analize ne bodo v celoti skladni z rezultati drugih analiz, ki so bile narejene na podatkih ETN. Ker pa so bili posegi narejeni za celotno analizirano področje na enak način, lahko domnevamo, da ne vplivajo na razmerja med analiziranimi vrednostmi skozi čas.

2.2.2.2 Število, obseg in opis transakcij

Zaradi posega v podatke, predvsem brisanja transakcij z napakami pri vpisu podatkov, število transakcij ne odraža dejanskega stanja, temveč gre le za približek, ki daje okvirno predstav o obsegu nepremičninskega trga. Na grafu 13 je predstavljeno število transakcij po mesecih za stanovanja v večstanovanjskih stavbah in enodružinske hiše.

Graf 13: Število transakcij po mesecih



Če zanemarimo transakcije, ki so bile izločene v postopku čiščenja baze, je bilo v obdobju od 1. januarja 2007 do 30. junija 2012 v Sloveniji izvedenih 44.278 transakcij s stanovanji. Od tega se je 34.130 transakcij nanašalo na stanovanja v večstanovanjskih stavbah in 10.148 na enodružinske hiše. Velika večina transakcij je bila izvedena kot prodaja na prostem trgu (43.829 ali 99,0 odstotkov transakcij) in manjši delež kot prodaja na javni dražbi (449 ali 1,0 odstotek transakcij).

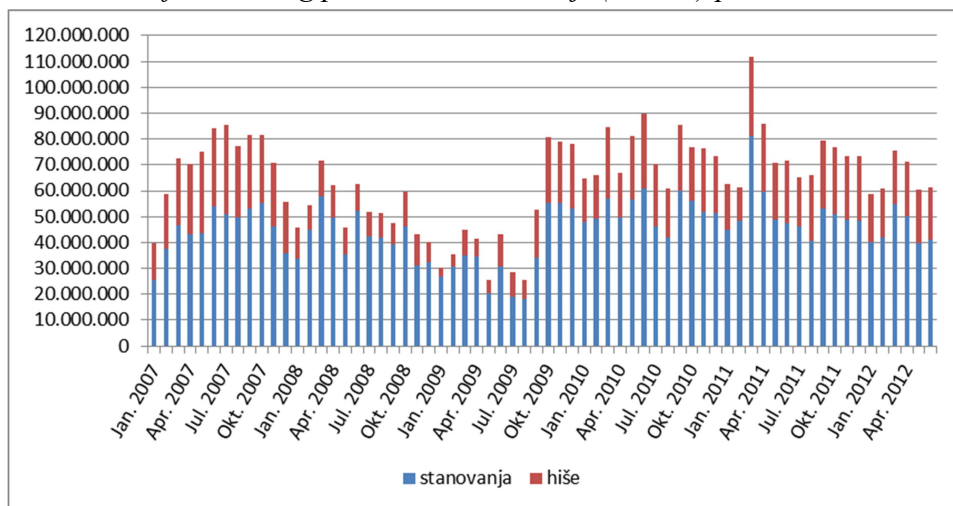
Večina transakcij na nepremičninskem trgu se nanaša na stanovanja v večstanovanjskih stavbah. Razmerje med obema vrstama stanovanj se je ohranjalo v vseh analiziranih mesecih, tudi v letih 2008 in 2009, ko je prišlo zaradi krize do precejšnjega upada prometa na nepremičninskem trgu; do upada števila transakcij je dejansko prišlo proti koncu leta 2007 in do ponovnega porasta proti koncu leta 2009. V mestnih območjih so bila največkrat predmet transakcije stanovanja v večstanovanjskih stavbah (57,4 odstotkov vseh transakcij s stanovanji v večstanovanjskih stavbah se nanaša na osem največjih mestnih občin), v preostalih območjih pa enodružinske hiše (v osmih največjih mestnih občinah je bilo le 24,4 odstotkov vseh transakcij z enodružinskimi hišami).

Večina transakcij na slovenskem nepremičninskem trgu je izvedenih za stanovanja v večstanovanjskih stavbah v mestnih območjih, kar nakazuje na to, da je v teh mestnih območjih nepremičninski trg bolj dejaven kot v preostalih območjih Slovenije. Temu pritrjuje tudi primerjava števila izvedenih transakcij in velikosti stanovanjskega sklada po posameznih območjih. Po podatkih SURS (2015a) je bilo v Sloveniji v letu 2013 v stanovanjskem skladu 857.007 stanovanj, od tega v osmih največjih mestnih občinah 284.655 stanovanj ali 33,2 odstotkov celotnega stanovanjskega sklada. Ob tretjinskem deležu v celotnem stanovanjskem skladu odpade na osem največjih mestnih občin polovica vseh transakcij z nepremičninami (22.097 ali 49,9 odstotkov vseh transakcij v analiziranem obdobju), kar pomeni, da stanovanja (predvsem stanovanja v večstanovanjskih stavbah) v izbranih mestnih območjih precej bolj pogosto zamenjajo lastnika na nepremičninskem trgu.

V letu 2008, v vrhu zadnjega gradbenega cikla, je bilo po podatkih SURS (2015a) v osmih največjih mestnih občinah dokončanih 3.470 stanovanj ali 34,8 odstotkov vseh dokončanih stanovanj v Sloveniji, medtem ko je v letu 2013 bilo v teh občinah dokončanih le 522 stanovanj ali 15,0 odstotkov vseh dokončanih stanovanj v Sloveniji. Dinamika širitve ali vsaj obnove stanovanjskega sklada je torej pred upadom gradnje bila približno enakomerna med večjimi mestnimi in preostalimi območji, z upadom tega cikla pa se je v večjih mestih skorajda ustavila. Stanovanjski sklad na nemestnih območjih se je torej po koncu cikla do neke mere še naprej obnavljal preko gradenj enodružinskih hiš za lastno uporabo, v mestih pa se je njegova obnova ustavljala. Na nepremičninskem trgu se bo zato, kot je bilo ugotovljeno že prej, trgovalo predvsem z rabljenimi stanovanji, med katerimi bodo po številčnosti prevladovala stanovanja, zgrajena v zadnjih 25 letih pred tranzicijo.

Upad prometa s stanovanji v času krize je dobro razviden na grafu 14; za analizirano obdobje je prikazan obseg prometa (v evrih) s stanovanji v večstanovanjskih stavbah in z enodružinskimi hišami. Na skupni obseg prometa ob številu transakcij vplivajo tudi cene stanovanj, ki so predmet teh transakcij.

Graf 14: Obseg prometa s stanovanji (v evrih) po mesecih



Ob koncu leta 2009 se je obseg prometa s stanovanji hitro povečal na raven pred kriznima letoma in se v glavnem ustalil nekje med 60 in 80 milijoni evrov mesečno. Podatki o številu transakcij in o skupnem obsegu prometa s stanovanji nakazujejo na precej stabilen nepremičninski trg v Sloveniji in na relativno kratkotrajen vpliv zadnje ekonomske krize.

Stanovanja (novogradnje in rabljena stanovanja) na nepremičninskem trgu prodajajo različni pravni subjekti. Število transakcij s stanovanji v večstanovanjskih stavbah in z enodružinskimi hišami je glede na vrsto prodajalca prikazano v tabeli 16.

Tabela 16: Vrsta prodajalca

Vrsta prodajalca	Stanovanja		Hiše	
	Število transakcij	Odstotek transakcij	Število transakcij	Odstotek transakcij
Fizična oseba	28.273	82,8 %	9.091	89,6 %
Samostojni podjetnik	288	0,8 %	60	0,6 %
Gospodarska družba	4.599	13,5 %	890	8,8 %
Državni organ	261	0,8 %	18	0,2 %
Lokalna skupnost	381	1,1 %	41	0,4 %
Drugo	328	1,0 %	48	0,5 %
Skupaj	34.130	100,0 %	10.148	100,0 %

Daleč največ transakcij se nanaša na prodajo stanovanj s strani fizične osebe; transakcij med gospodinjstvi je bilo v primeru stanovanj v večstanovanjskih stavbah 82,8 odstotkov in v primeru enodružinskih hiš 89,6 odstotkov od vseh transakcij. Pri teh transakcijah gre praviloma za prodajo rabljenih stanovanj. Po pogostosti sledijo med prodajalci stanovanj gospodarske družbe, ki so v analiziranem obdobju prodale 13,5 odstotkov prodanih

stanovanj v večstanovanjskih hišah in 8,8 odstotkov prodanih enodružinskih hiš. Za te prodajalce lahko sklepamo, da je bila predmet transakcije največkrat novogradnja. Podoben sklep lahko naredimo tudi za primere, ko je prodajalec samostojni podjetnik; 0,8 odstotkov prodanih stanovanj v večstanovanjskih stavbah in 0,6 odstotkov prodanih enodružinskih hiš. Med prodajalci se pojavljajo tudi državni organi, lokalna skupnost in drugi subjekti.

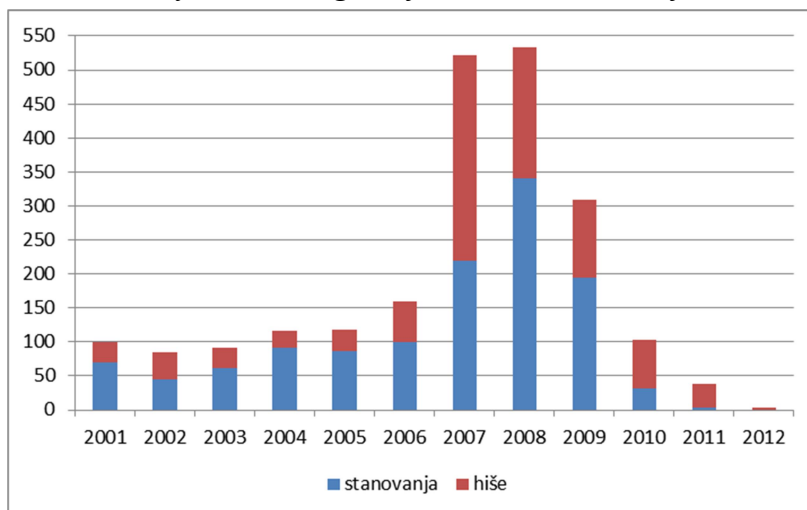
Koliko transakcij se dejansko nanaša na novogradnje, je iz baze zaradi pomanjkljivosti podatkov nemogoče ugotoviti. V nadaljevanju je sicer v tabeli 17 prikazan podatek o tem, kdaj je bilo stanovanje prodano, vendar je le-ta zaradi izredno veliko manjkajočih podatkov le informativne narave; za stanovanja v večstanovanjskih stavbah manjka v bazi podatek o letu izgradnje za 81,4 odstotkov transakcij in za enodružinske hiše za 55,4 odstotkov transakcij.

Tabela 17: Leto izgradnje

Leto izgradnje	Stanovanja		Hiše	
	Število transakcij	Odstotek transakcij	Število transakcij	Odstotek transakcij
Ni podatka	27.790	81,4 %	5.597	55,2 %
Do 1940	443	1,3 %	957	9,4 %
Od 1941 do 1950	133	0,4 %	219	2,2 %
Od 1951 do 1960	466	1,4 %	328	3,2 %
Od 1961 do 1970	1.183	3,5 %	503	5,0 %
Od 1971 do 1980	1.514	4,4 %	670	6,6 %
Od 1981 do 1990	997	2,9 %	586	5,8 %
Od 1991 do 2000	362	1,1 %	350	3,4 %
Od 2001 do 2012	1.242	3,6 %	938	9,2 %
Skupaj	34.130	100,0 %	10.148	100,0 %

Glede na razpoložljive podatke so med transakcijami s stanovanji le-ta precej razpršena glede na obdobje gradnje. Največkrat so se prodajala stanovanja, zgrajena v zadnjih treh desetletjih do leta 1990, in stanovanja, zgrajena v obdobju od leta 2001 naprej, ter v primeru enodružinskih hiš tudi enote, zgrajene pred letom 1940. Podatki o prodanih stanovanjih se precej ujemajo s podatki o dokončanih stanovanjih v zadnjih desetletjih v Sloveniji (glej graf 12). Transakcije s stanovanji, zgrajenimi od leta 2001 naprej, tako v veliki meri predstavljajo prodajo novogradenj, zgrajenih v zadnjem gradbenem ciklu. Zaradi boljše preglednosti dinamike prodaje stanovanj iz zadnjega gradbenega cikla so podatki za to obdobje na grafu 15 prikazani za posamezno leto.

Graf 15: Leto izgradnje – od leta 2001 dalje



Največ prodanih stanovanj novogradenj od leta 2001 naprej je bilo zgrajenih v obdobju od leta 2007 do 2009, kar sovpada z vrhom zadnjega gradbenega cikla. Ker so bila ta stanovanja predmet prodaje v obdobju od 1. januarja 2007 do 30. junija 2012, gre v teh primerih nedvomno za prodajo novogradenj. Kot novogradnja je bila prav gotovo prodana tudi večina stanovanj, zgrajenih nekaj let (vsaj do 3 leta) pred letom 2007, in vsa stanovanja, zgrajena po letu 2009. Kot je razvidno iz grafa 15, je od leta 2007 naprej med prodanimi stanovanji bilo precej enodružinskih hiš. Kljub temu, da je manjkajočih podatkov o letu izgradnje stanovanja pri enodružinskih hišah manj – kar lahko vpliva na razmerje med obema vrstama stanovanj – to v veliki meri potrjuje ugotovitvi, da so v zadnjem gradbenem ciklu na trgu večji delež predstavljale enodružinske hiše in ne stanovanja v večstanovanjskih stavbah.

Podatki o letu izgradnje so lahko v pomoč pri razumevanju lastnosti stanovanj, ki so predmet transakcij, ne more pa ta podatek biti uporabljen v glavni analizi, saj je manjkajočih podatkov preveč. Podatke iz ETN je sicer možno dopolnjevati s podatki iz uradnih evidenc in terenskih ogledov (GURS, 2013), s čimer se nadomesti precej manjkajočih podatkov. Kljub tej možni rešitvi pa se ob tem pojavi dodatna težava, ki izhaja iz majhnega števila transakcij. Pri mesečni prodaji na primer 200 enodružinskih hiš namreč drobitev po na primer desetletjih izgradnje privede do premajhnih vzorcev v posameznih kategorijah. Posledica so prevelik vpliv posameznih (specifičnih) stanovanj na končne vrednosti in prevelika oscilacija podatkov skozi čas.

2.2.2.3 Deskriptivna analiza uporabljenih podatkov

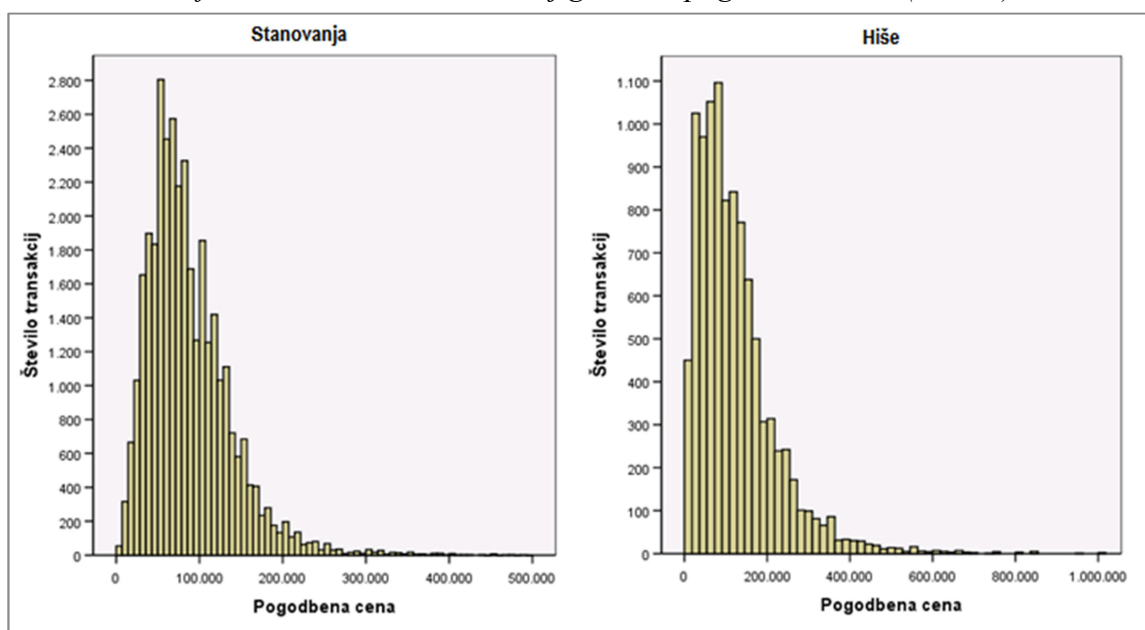
Po čiščenju podatkov je v bazi ostalo 34.130 transakcij oz. poslov s stanovanji v večstanovanjskih stavbah in 10.148 transakcij oz. poslov z enodružinskimi hišami, ki so bili sklenjeni med 1. januarjem 2007 in 30. junijem 2012. Za te transakcije so na voljo vsi podatki, ki so potrebni za glavno analizo oz. med uporabljenimi podatki ni manjkajočih vrednosti. Uporabljeni podatki so prikazani v nadaljevanju. Podatka za pogodbeno ceno in

površino sta pridobljena iz ETN, podatek za ceno kvadratnega metra pa je izračunan iz teh dveh podatkov za vsako stanovanje po naslednji formuli:

$$\text{Cena kvadratnega metra} = \text{Pogodbena cena} / \text{Površina} \quad (15)$$

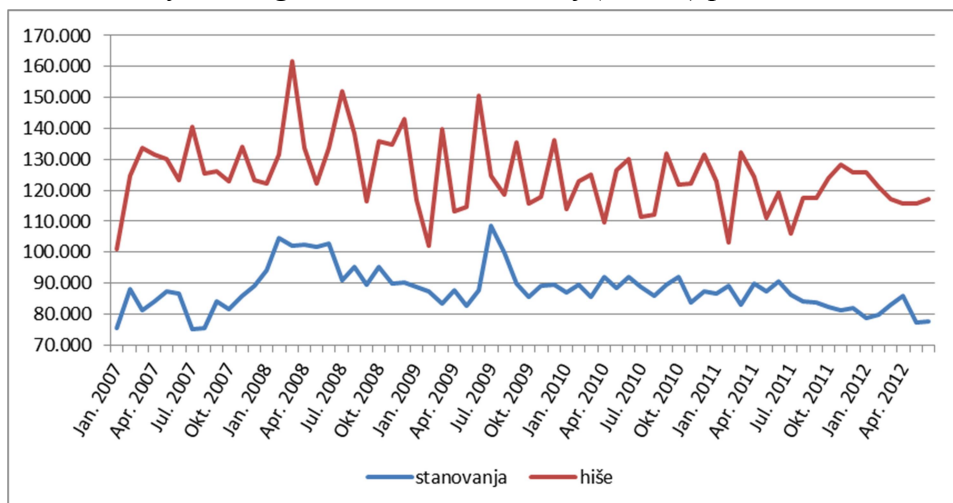
V nadaljevanju so podatki za pogodbeno ceno oz. prodajno ceno stanovanja prikazani z grafoma 16 in 17, za prodano površino stanovanja oz. velikost prodanega stanovanja z grafoma 18 in 19 ter za ceno kvadratnega metra stanovanja z grafoma 20 in 21. Vsa prikazana povprečja so izračunana z uporabo formule za AS. Podrobnejši podatki po mesecih so prikazani v prilogi 4.

Graf 16: Porazdelitev stanovanj glede na pogodbeno ceno (v evrih)



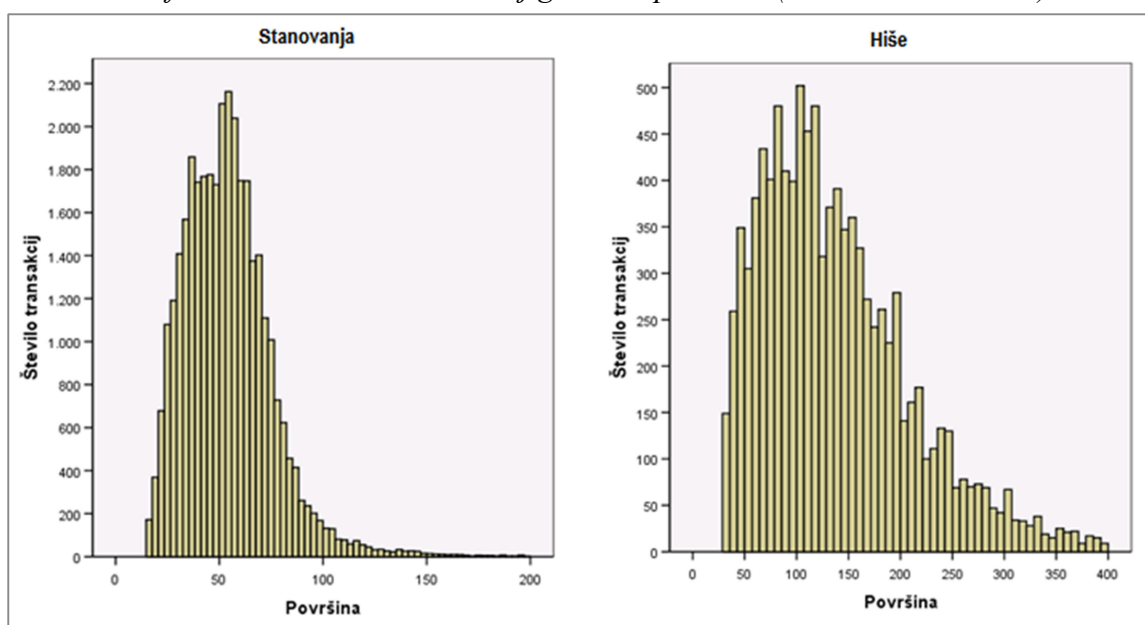
Vrednost pogodbenih cen se za stanovanja v večstanovanjskih stavbah raztezajo od 5.000,0 do 500.000,0 evrov in za enodružinske hiše od 5.000,0 do 1.000.000,0 evrov. Kot je razvidno iz grafa 16, je stanovanj z izrazito visokimi cenami zelo malo, prevladujejo predvsem stanovanja v večstanovanjskih stavbah z vrednostjo do približno 250.000 evrov in enodružinske hiše z vrednostjo do približno 500.000 evrov. Pogodbena cena za vsa analizirana stanovanja v večstanovanjskih stavbah je znašala v povprečju 87.205,2 evrov in za enodružinske hiše 124.053,8 evrov.

Graf 17: Pogodbena cena stanovanj (v evrih) po mesecih



Povprečna pogodbeni cena za enodružinske hiše je bila v vseh analiziranih mesecih višja od povprečne pogodbeni cene za stanovanja v večstanovanjskih stavbah. Predvsem za enodružinske hiše velja, da je pogodbeni cena precej nihala oz. da je bil zaradi relativno majhnega števila transakcij v posameznem mesecu zaznati vpliv specifičnosti prodanih enodružinskih hiš.

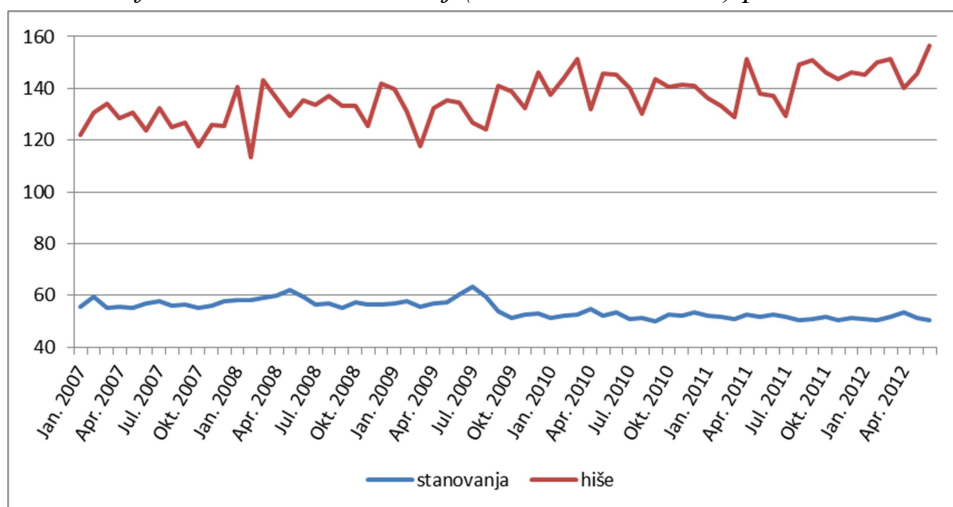
Graf 18: Porazdelitev stanovanj glede na površino (v kvadratnih metrih)



Površina stanovanj v večstanovanjskih stavbah se razteza od 15,00 do 199,70 kvadratnih metrov in površina enodružinskih hiš od 30,00 do 400,00 kvadratnih metrov. Stanovanj v večstanovanjskih stavbah s površino nad 150 kvadratnih metrov je zelo malo, medtem ko so pri enodružinskih hišah precej pogoste tudi večje površine, vse do 400 kvadratnih metrov. V povprečju je bila prodana površina stanovanj v večstanovanjskih stavbah 54,12 kvadratnih metrov in enodružinskih hiš 137,17 kvadratnih metrov.

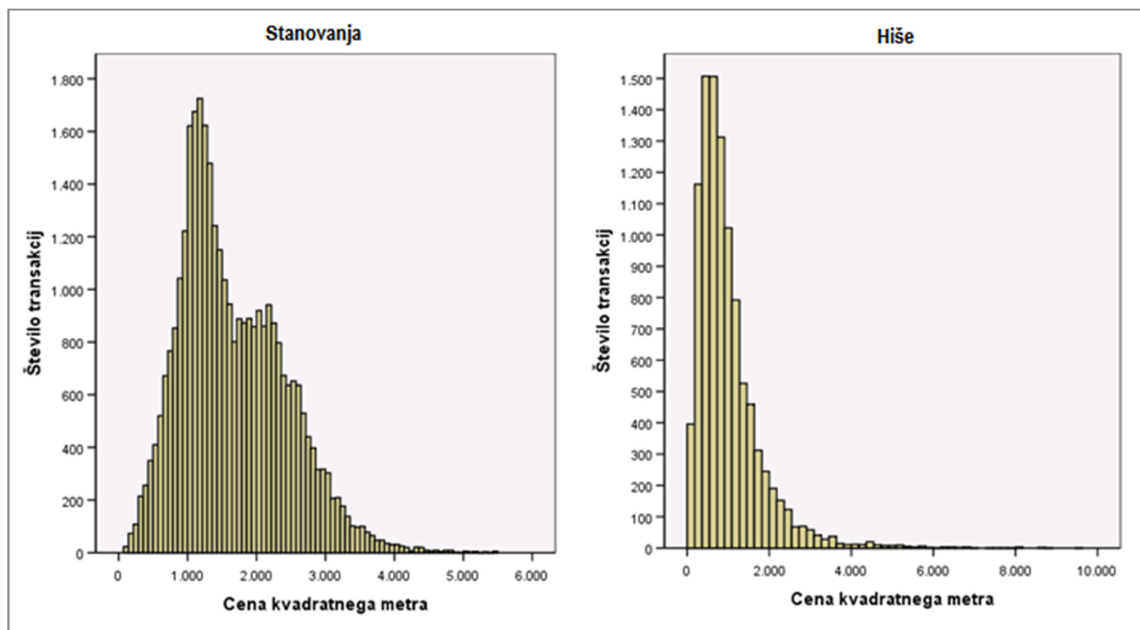
Do tako velikih razlik med obema tipoma stanovanj prihaja zaradi dejansko večjih povprečnih površin enodružinskih hiš ter zaradi drugačnega evidentiranja površine za posamezni tip stanovanja v ETN: za enodružinske hiše se v ETN vpisuje neto tlorisna površina stavbe, za stanovanja v večstanovanjskih stavbah pa uporabna površina stavbe. Neto tlorisna površina je vsota površin vseh prostorov, uporabna površina pa seštevek vseh prostorov za bivanje brez tehničnih in skupnih prostorov (GURS, 2011b). Kot tehnični prostori so opredeljeni klet, shramba za živila, sušilnica, pralnica, garaža, drvarnica, kurilnica, stopnišče znotraj stanovanja, delavnica, garderoba in podobni prostori ter tudi odprte in zaprte terase, balkoni ter lože (GURS, 2011b).

Graf 19: Površina stanovanj (v kvadratnih metrih) po mesecih



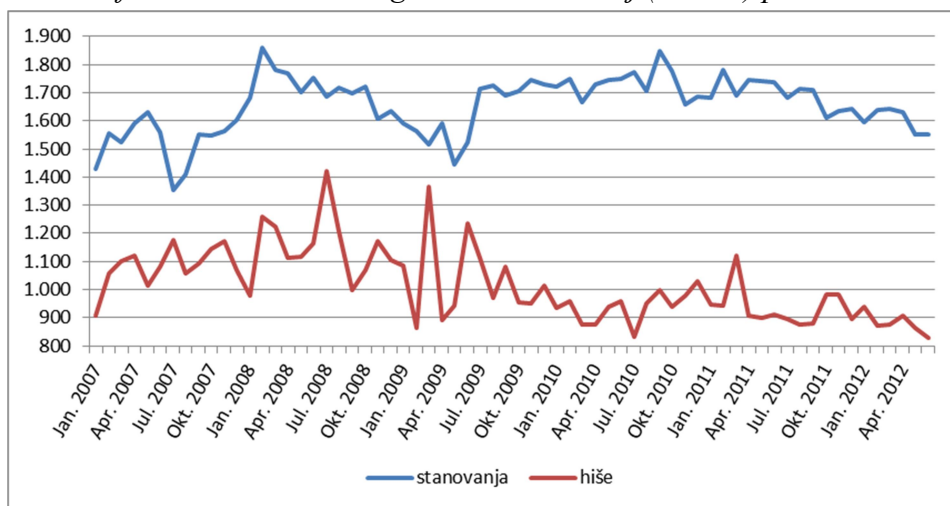
Površina prodajanih stanovanj v večstanovanjskih hišah je bila v analiziranem obdobju precej stabilna. V drugi polovici leta 2009 pride do opaznejšega upada v velikosti – kar sovпада s povečanjem števila transakcij s stanovanji po krizi – na povprečno velikost, ki se je ohranila do konca analiziranega obdobja. Povprečna velikost enodružinskih hiš je po drugi strani od druge polovice leta 2009 naprej počasi naraščala in je do konca analiziranega obdobja bila že precej nad povprečno velikostjo iz januarja 2007.

Graf 20: Porazdelitev stanovanj glede na ceno kvadratnega metra (v evrih)



Cena kvadratnega metra stanovanj v večstanovanjskih stavbah se razteza od 100,0 do 5.499,5 evrov in cena kvadratnega metra enodružinskih hiš od 100,0 do 9.500,0 evrov. V povprečju je znašala cena kvadratnega metra stanovanj v večstanovanjskih stavbah 1.658,7 evrov in cena kvadratnega metra enodružinskih hiš 998,3 evrov. Za oba tipa stanovanj velja, da je transakcij, pri katerih je cena kvadratnega metra nad 4.000 evrov, precej malo.

Graf 21: Cena kvadratnega metra stanovanj (v evrih) po mesecih



Cena kvadratnega metra enodružinskih hiš je v obdobju majhnega števila transakcij precej nihala iz meseca v mesec, kar je dober pokazatelj, da so analize gibanja cen stanovanj na majhnih vzorcih zaradi vpliva specifične posameznih stanovanj nezadovoljive. Z zvišanjem števila transakcij po tem obdobju se je povprečna cena kvadratnega metra enodružinskih hiš precej stabilizirala; mesečna nihanja so manj izrazita. Brez mesečnih nihanj je bila cena kvadratnega metra enodružinskih hiš v analiziranem obdobju na precej enaki ravni, opaziti

je le rahlo povečanje cene do začetka druge polovice leta 2009 in rahlo postopno manjšanje od tega obdobja naprej. Podobno postopno manjšanje od druge polovice leta 2009 naprej je opaziti tudi pri ceni kvadratnega metra stanovanj v večstanovanjskih stavbah. Pred tem obdobjem je cena kvadratnega metra teh stanovanj doživela dva večja padca in dve rasti.

V nadaljevanju so podatki analizirani na letni ravni, in sicer za obdobje od leta 2007 do leta 2011. V letni prikaz je vključenih 30.808 transakcij s stanovanji v večstanovanjskih stavbah (v analizo ni zajetih 3.322 transakcij iz prve polovice leta 2012) in 9.131 transakcij z enodružinskimi hišami (v analizo ni zajetih 1.017 transakcij iz prve polovice leta 2012). Letni podatki za stanovanja v večstanovanjskih stavbah so prikazani v tabeli 18 in za enodružinske hiše v tabeli 19.

Tabela 18: Stanovanja v večstanovanjskih stavbah

Leto	Število transakcij	Pogodbena cena (v evrih)	Površina (v kvadratnih metrih)	Cena kvadratnega metra (v evrih)
Leto 2007	6.557	82.467,2	56,46	1.521,9
Leto 2008	5.231	96.932,1	58,02	1.724,1
Leto 2009	4.662	88.615,4	55,35	1.642,1
Leto 2010	7.116	88.480,7	52,25	1.734,5
Leto 2011	7.242	85.329,9	51,43	1.696,6

Stanovanja v večstanovanjskih stavbah so imela najvišjo ceno v letu 2008, ko je bila cena ene enote slabih 97 tisoč evrov. Cena za kvadratni meter stanovanja je bila po drugi strani najvišja v letu 2010, ko je bila povprečna cena stanovanja v večstanovanjskih stavbah le nekoliko pod 88.500 evri. Kljub 10 evrov višji ceni kvadratnega metra so kupci v letu 2010 za stanovanja v večstanovanjskih stavbah plačevali blizu 8.500 evrov manj kot v letu 2008. Do razhajanj prihaja zaradi velikih razlik v površini prodajanih enot, ta je namreč v letu 2008 znašala 58 kvadratnih metrov, leta 2010 pa le še dobrih 52 kvadratnih metrov. V letu 2011 se je povprečna velikost stanovanja v večstanovanjskih stavbah sicer še nekoliko dodatno zmanjšala.

Tabela 19: Enodružinske hiše

Leto	Število transakcij	Pogodbena cena (v evrih)	Površina (v kvadratnih metrih)	Cena kvadratnega metra (v evrih)
Leto 2007	2.450	127.276,5	127,01	1.088,1
Leto 2008	949	134.900,2	133,56	1.143,4
Leto 2009	1.207	125.271,1	135,43	1.028,2
Leto 2010	2.190	121.942,2	141,47	936,9
Leto 2011	2.335	120.024,3	141,40	938,6

Cena stanovanjske enote je bila največja v letu 2008 tudi v primeru enodružinskih hiš. V letu 2008 je bila prav tako najvišja cena kvadratnega metra enodružinske hiše. Gre za leto, v katerem je bilo realiziranih le 949 transakcij z enodružinskimi hišami. Po letu 2008 je prišlo do upada tako cene enote kot cene kvadratnega metra enodružinske hiše, ki sta

dosegli najnižje vrednosti v letih 2010 in 2011. Povečanje površine prodajanih enodružinskih hiš v tem obdobju tako ni signifikantno vplivalo na končne prodajne cene teh stanovanjskih enot.

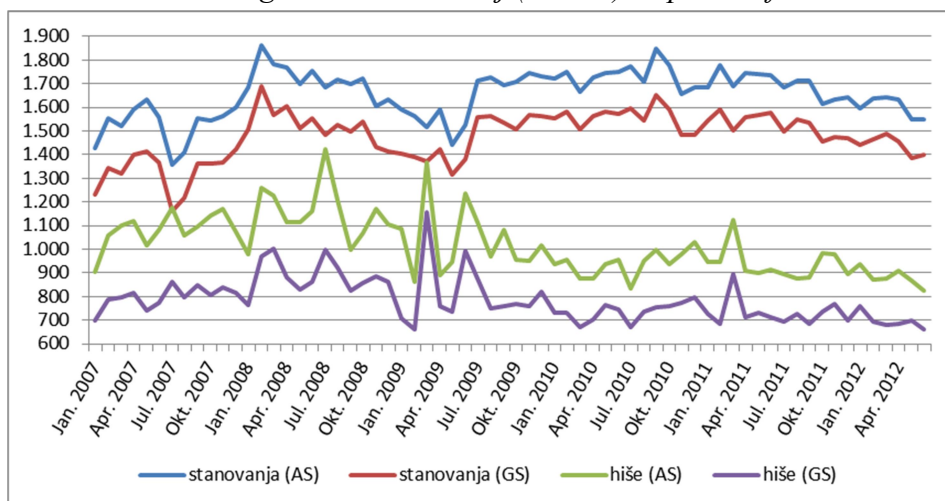
Zgoraj prikazani podatki so bili izračunani z uporabo formule za AS. Kakšen je vpliv uporabe formule za GS na povprečne pogodbenne cene stanovanj ter cene kvadratnega metra stanovanj, je prikazano v nadaljevanju. V tabeli 20 so prikazane letne povprečne cene, izračunane z uporabo formule za GS, na grafu 22 povprečne mesečne cene kvadratnega metra stanovanja, izračunane s formulama za AS in GS, ter na grafu 23 povprečne pogodbenne cene stanovanj, prav tako izračunane s formulama za AS in GS. Natančneje so povprečne mesečne pogodbenne cen stanovanj in cene kvadratnega metra stanovanj, izračunane s formulo za GS, prikazane v prilogi 4.

Tabela 20: Cene stanovanj, izračunane s formulo za GS

Leto	Stanovanja			Hiše		
	Število transakcij	Pogodbena cena (v evrih)	Cena kvadr. metra (v evrih)	Število transakcij	Pogodbena cena (v evrih)	Cena kvadr. metra (v evrih)
Leto 2007	6.557	69.283,6	1.324,6	2.450	88.730,3	800,0
Leto 2008	5.231	82.094,2	1.531,6	949	102.855,9	880,7
Leto 2009	4.662	75.673,2	1.471,5	1.207	94.804,3	803,7
Leto 2010	7.116	75.822,2	1.558,9	2.190	90.773,6	735,3
Leto 2011	7.242	72.944,4	1.523,9	2.335	89.832,3	732,2

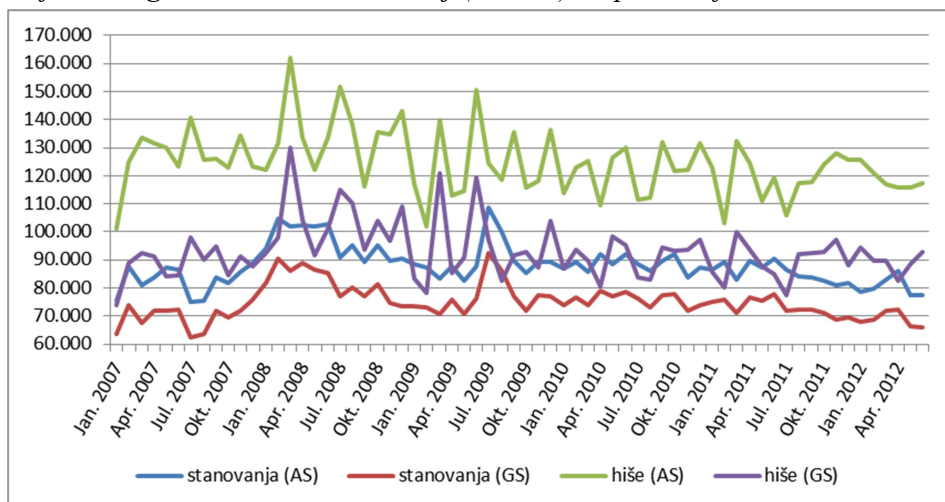
Pričakovano so izračunane letne povprečne cene s formulo za GS nižje kot povprečne cene, izračunane z uporabo formule za AS (glej tabeli 18 in 19). Pri pogodbenih cenah pride za stanovanja v večstanovanjskih stavbah do razlik v velikosti približno od 12 do 15 tisoč evrov in za enodružinske hiše približno od 30 do 39 tisoč evrov. Pri ceni kvadratnega metra pride za stanovanja v večstanovanjskih stavbah do razlik v velikosti približno od 170 do 200 evrov in za enodružinske hiše v velikosti približno od 200 do 290 evrov.

Graf 22: Cene kvadratnega metra stanovanj (v evrih) z uporabo formule za AS in GS



Kljub velikim razlikam med cenami kvadratnega metra stanovanj, izračunanimi po formuli za AS in GS, te razlike ne bodo imele velikega vpliva na vrednosti indeksov cen, saj se razmerje med obema vrstama cen ohranja približno na isti ravni skozi vso analizirano obdobje, tako za stanovanja v večstanovanjskih stavbah kot za enodružinske hiše.

Graf 23: Pogodbene cene stanovanj (v evrih) z uporabo formule za AS in GS



Podobno kot pri cenah kvadratnega metra stanovanj se razmerja med obema vrstama cen ohranijo tudi pri pogodbenih cenah stanovanj. Razlika med obema vrstama cen je za enodružinske hiše sicer nekoliko večja – povprečna cena enodružinskih hiš, izračunanih s formulo za GS, se precej približa cenam stanovanj v večstanovanjskih stavbah – vendar je še zmeraj precej stabilna čez celotno analizirano obdobje. Pričakujemo lahko, da izbira formule za izračun povprečne cene ne bo imela velikega vpliva – zaradi manjših odstopanj v razlikah lahko pričakujemo le minimalni vpliv – na vrednosti indeksov cen (na vrednosti ICLS in ICŽP), ne glede na to ali so ti izračunani na osnovi cen stanovanj kot celote ali na osnovi cen kvadratnega metra stanovanj.

3 DOPOLNITEV INDEKSA CEN ŽIVLJENJSKIH POTREBŠČIN

3.1 Načini vključitve lastnih stanovanj

3.1.1 Vključitev ocene stroškov z uporabo stanovanj

Vključitev lastnih stanovanj v ICŽP je možno izvesti na več načinov, pri čemer naj bi bili ti načini povezani s konceptualnim okvirjem in namenom uporabe indeksa. Kadar se ICŽP računa po konceptu življenjskih stroškov, je bolj primerno, da se namesto cene upošteva strošek uporabe storitev trajne dobrine v opazovanem obdobju (Diewert, 2003b, str. 3; UN, 2009, odst. 9.1.9). Zaradi konsistentnosti ICŽP bi bilo treba to metodo, v kolikor se jo uporabi pri računanju ICŽP, aplicirati na vse trajne dobrine, tj. na vse dobrine, ki se

uporabljajo dlje od enega meseca. Vendar se je v praksi metoda uporabila le za vključitev lastnih stanovanj, kar krni ICŽP kot celoto.

Uporabo storitev trajnih dobrin oz. stanovanj kot edinih trajnih dobrin, na katere je bila aplicirana ta možnost vključitve, lahko merimo s pristopom uporabnikovih stroškov in s pristopom enakovrednih najemnin. Slednji pristop se sicer ob konceptu življenjskih stroškov povezuje tudi s konceptom fiksne košarice. Pripravljalci ICŽP v ZDA so tako na primer zavzeli stališče, da je pristop enakovrednih najemnin konsistenten s konceptom fiksne košarice (United States General Accounting Office, 1996, str. 19).

»Pristop uporabnikovih stroškov poskuša meriti spremembe v stroških uporabnikov lastnih stanovanj z uporabo stanovanj« (ILO, 2004, odst. 10.8). Tipična formula za oceno uporabnikovih stroškov je (ILO, 2004, odst. 10.10):

$$UC = rM + iE + D + RC - K \quad (16)$$

V formuli za oceno uporabnikovih stroškov (UC) predstavljata M in E hipotekarni dolg in lastniški kapital v stanovanju, r in i hipotekarno obrestno mero in stopnjo donosa alternativnih sredstev (alternativnih investicij), D amortizacijo, RC druge tekoče stroške in K kapitalske dobičke (z negativnim predznakom). Enačbo za izračun uporabnikovih stroškov se lahko interpretira kot razliko med stroški s pridobitvijo stanovanja, kasnejšo uporabo stanovanja ter prodajo stanovanja na koncu obdobja (Spiteri, 2008, str. 52).

Pristop uporabnikovih stroškov pestijo številni teoretični in praktični problemi, zato med statistiki ni najbolj priljubljen (Kurz & Hoffmann, 2004, str. 3). Uporabnikovih stroškov tako ni možno izračunati zgolj na osnovi dejansko opazovanih podatkov (ne glede na stopnjo težavnosti pri zbiranju teh podatkov), temveč so nujno potrebne imputacije ocen določenih parametrov. V praksi se sicer uporabljajo simplificirane oblike pristopa uporabnikovih stroškov, vendar tudi simplificirane oblike ne odpravijo težav z določitvijo vrednosti parametrov v enačbi (Guðnason & Jónsdóttir, 2008). Kot alternativa pristopu uporabnikovih stroškov se ponuja pristop enakovrednih najemnin, ki je enostavnejši tako z vidika priprave kot z vidika razumevanja pri uporabnikih.

Pristop enakovrednih najemnin poskuša meriti spremembe v cenah stanovanjskih storitev, ki jih konzumirajo uporabniki lastnih stanovanj, z oceno tržne vrednosti teh storitev oz. na osnovi ocene, koliko bi uporabniki lastnih stanovanj morali plačati za najem svojega stanovanja (ILO, 2004, odst. 10.14). Lastnim stanovanjem pripisane najemnine so ekvivalenti dejanskim najemninam, v katere je ob plačilu za najem stavbe ali dela stavbe vključen tudi najem pripadajočega zemljišča. Višina pripisane najemnine je zato – kot pri dejanskih najemninah – odvisna od fizičnih lastnosti in lokacije lastnega stanovanja.

Pristop enakovrednih najemnin ni mogoče uporabiti v vseh primerih. Pogoji za uporabo tega pristopa so (Spiteri, 2008, str. 53):

- obstoj trga z najemniškimi stanovanji, med katerimi je signifikantna količina najemniških stanovanj s karakteristikami, podobnimi lastnim stanovanjem;
- da je najemniški trg konkurenčen in ne zelo reguliran;
- da najemniška in lastna stanovanja niso različno obdavčena;
- da statistike o najemninah ne vključujejo drugih stroškov, kot so stroški z elektriko in zavarovanjem, temveč predstavljajo le čisto najemno vrednost.

Izmerjena dejansko plačana najemnina lahko od »čiste najemne vrednosti« odstopa zaradi morebitne vključitve stroškov s tekočim vzdrževanjem stanovanj v najemnino, zaradi opremljenosti najemniških stanovanj in drugih razlogov. V praksi bo do razlik med vrednostjo najema stanovanja in višino najemnine prišlo največkrat zaradi opremljenosti najemniških stanovanj. V teh primerih bi zato morala biti oprema odšteta od skupne najemnine. Težava z opremljenostjo najemniških stanovanj se lahko poskuša razrešiti tudi z ustreznim zmanjšanjem uteži za to opremo, s čimer se prepreči podvajanje vključitve te opreme v ICŽP, kar je praksa pri računanju ICŽP v ZDA (Baldwin, Prud'homme & Nakamura, 2006, str. 15). Oba pristopa ravnanja s stanovanjsko opremo zahtevata določene dodatne podatke, ki niso nujno dostopni, oz. računanje ICŽP na osnovi domnev, ki so lahko vir pristranskosti indeksa.

Če so izpolnjeni pogoji za uporabo pristopa enakovrednih najemnin, se bodo pripisane najemnine oz. stroški uporabe lastnih stanovanj ocenili z enostavnim povečanjem uteži, ki jih v ICŽP imajo najemnine za najemniška stanovanja oz. najemnine za tisti del najemniških stanovanj, ki so po svojih lastnostih podobna lastnim stanovanjem. Pri tem se velikosti uteži za pripisane najemnine določijo na osnovi zmnožka števila lastnih stanovanj in povprečne višine dejanskih najemnin za stanovanja (najemnin, ki jih plačujejo uporabniki najemniških stanovanj, za stanovanja, ki so po svojih karakteristikah podobna lastnim stanovanjem).

Zaradi nerazvitega trga z najemniškimi stanovanji v Sloveniji pristopa enakovrednih najemnin ni mogoče uporabiti. V podobni situaciji so tudi preostale vzhodnoevropske države, katerih razvoj na nepremičninskem trgu je bil precej podoben kot v Sloveniji. Kot pri morebitni uporabi v ICŽP se iste omejitve pojavljajo pri možnosti uporabe tega pristopa v nacionalnih računih. Enakovredne najemnine so standardni postopek za oceno storitev lastnih stanovanj v nacionalnih računih v Evropski uniji, vendar te metode zaradi majhnega privatnega sektorja z najemniškimi stanovanji ni bilo mogoče implementirati v mnogo novih članic iz vzhodne Evrope (Katz, 2009, str. 33). Za te države sta ostali le dve opciji za oceno storitev lastnih stanovanj, samoocena vrednosti storitev, ki se je izkazala kot preveč subjektivna, in uporabnikovi stroški kot edina izvedljiva mera (Katz, 2009, str. 34). Čeprav uporabnikovi stroški bazirajo na ocenjenih parametrih, je ta pristop z vidika nacionalnih računov še zmeraj boljši od možnosti zbiranja podatkov o pripisanih najemninah pri uporabnikih lastnih stanovanj (npr. preko vprašanja v APG o višini najemnine, ki bi jo zahtevali, če bi dali lastno stanovanje v najem).

Ob praktičnih težavah, ki spremljajo vključitev uporabe lastnih stanovanj v ICŽP, ta pristop pestijo tudi konceptualni pomisleki. Zagovorniki koncepta življenjskih stroškov bodo glede vključitve lastnih stanovanj v ICŽP praviloma zavzeli stališče, da je »... življenjski standard odvisen od potrošnje stanovanjskih storitev in ne od nakupa stanovanj« (Triplett, 1999, str. 14–15) oz. da je »... blaginja potrošnikov odvisna od toka storitev trajnih dobrin in ne od cene v času pridobitve« (Stigler et al., 1961, v Reinsdorf & Triplett, 2009, str. 29). S tovrstnimi stališči se je mogoče strinjati v prvem delu, ki se nanaša na uporabo stanovanj, ne pa v drugem delu, ki življenjski standard ločuje od nakupa stanovanj. Nakup stanovanja po določeni ceni namreč šele omogoča določeno blaginjo ali življenjski standard, ki ga po nakupu to stanovanje nudi kupcu in uporabniku neko daljše časovno obdobje. Če naredimo analogijo s hrano – z netrajnim blagom, ki je potrošeno kmalu po nakupu – bo šele zaužitje hrane prispevalo k blagini posameznika in ne nakup oz. pridobitev. V kolikor se hrana ne zaužije in propade, je bil prispevek nakupa k blagini enak nič. Vendar je kljub temu pridobitev hrane po določeni ceni tisti »približek«, na osnovi katerega se meri ohranjanje blaginje oz. življenjskega standarda. Koncept življenjskih stroškov je zato pravilen v pojasnitvi prispevka lastnih stanovanj k življenjskemu standardu, vendar nepravilen v načinu merjenja stroškov, ki jih imajo gospodinjstva z lastnimi stanovanji. Kot ugotavlja Hill (1997, v OECD, 2002, str. 58–59), »imputirane cene ne dodajo nobene informacije o inflaciji, zato bi morale biti izključene iz ICŽP, ne glede na to ali je pripravljen za merjenje inflacije ali za življenjske stroške (gospodinjstvo ne potrebuje kompenzacije za povečanja v imputiranih izdatkih)«.

Višina inflacije, izmerjena na osnovi imputiranih ocen in domnev, bo bolj kot od dejanskega gibanja cen odvisna od imputacij. Tudi pristop enakovrednih najemnin – relativno preprost in praktično sprejemljiv z vidika obeh konceptualnih pristopov računanja ICŽP – tu ni izvzet. Pristop enakovrednih najemnin domneva, da so storitve najemniških stanovanj in lastna stanovanja popolni substituti, vendar so številne države v preteklosti doživljale hitro rast cen stanovanj, ki je bila spremljana z zmerno rastjo cen najemnin (Heath, 2007, str. 6). Tako nastaja razkorak med oceno stroškov ohranitve določenega življenjskega standarda in dejanskimi stroški, ki jih imajo gospodinjstva, da si ta standard omogočijo.

Vključitev uporabe storitev lastnih stanovanj v ICŽP, zasnovana kot vključitev ocen stroškov teh storitev, je preferirana metoda obravnave lastnih stanovanj po konceptu življenjskih stroškov. Ta teoretična distinkcija med lastnimi stanovanji in preostalimi življenjskimi potrebščinami je tako doprinesla k (potencialni) pristranskosti v merjenju inflacije, s katero se soočajo gospodinjstva. Kar precej okrne vrednost koncepta življenjskih stroškov kot najboljše teoretične osnove za pripravo ICŽP. Do te zadrege je prišlo zaradi različnih teoretičnih izhodišč, ki so implementirane v konceptu življenjskih stroškov za preostale izdelke in storitve ter za stanovanja kot najpomembnejše trajne dobrine. Medtem ko koncept življenjskih stroškov sloni na osnovi teorije obnašanja potrošnikov, »poskusi definiranja stroškov, ki jih ima uporabnik s stanovanjem, slonijo na

teoriji investiranja» (Klevmarken, 2006, str. 3). Z namenom zagotovitve natančnejše vključitve lastnih stanovanj v ICŽP se moramo zato nasloniti na koncept življenjskih stroškov v delu, ki sloni na teoriji obnašanja potrošnikov – kar mu navsezadnje pravzaprav daje največjo kredibilnost kot teoretičnega koncepta merjenja inflacije – oz. na koncept življenjskih stroškov v delu, ki opredeljuje vključitev preostalih (netrajnih) izdelkov in storitev v ICŽP. Ta sugerira uporabo dejansko izmerjenih vrednosti ter uporabo superlativnih formul kot najboljših približkov za izračun pravega indeksa življenjskih stroškov. Upoštevajoč koncept življenjskih stroškov – opredeljen na osnovi preostalih izdelkov in storitev – se bodo lastna stanovanja v ICŽP vključila po pristopu pridobitev, ki je skladen tudi s konceptom fiksne košarice. Ta pristop je predstavljen in v določenem delu problematiziran v nadaljevanju, še prej pa je predstavljen pristop plačil, ki nakazuje drugo omejitev v uporabi ICŽP za namene indeksacije.

3.1.2 Vključitev plačil

Pristop plačil je eden od možnih načinov vključevanja stanovanj in drugih življenjskih potrebščin v ICŽP. Po tem pristopu so ob dejanskih cenah stanovanj (in drugih nastalih stroških) vključena še plačila obresti pri stanovanjskem kreditu, pri čemer lahko definiramo »... hipotekarni dolg kot dobrino in obrestno mero kot ceno za to dobrino« (McCarthy, 2007, str. 87). Po pristopu plačil bodo v ICŽP vključeni naslednji izdatki za stanovanja (ILO, 2004, odst. 10.20):

- predplačila oz. pologi za nedavno kupljena stanovanja;
- pravni stroški in stroški nepremičninskega posredovanja pri transakcijah stanovanj;
- obročna odplačila glavnice pri hipotekarnih kreditih;
- plačila obresti pri hipotekarnem kreditu;
- adaptacije in prizidki obstoječih stanovanj;
- zavarovanje stanovanj;
- popravila in vzdrževanje stanovanj;
- nepremičninski davki oz. prispevki.

Velika prednost pristopa plačil pred pristopom uporabnikovih stroškov je, da so v indeks vključene le kategorije, ki jih je mogoče dejansko opazovati. Vendar je vse potrebne podatke težko opazovati (zbirati), zato je v praksi ta pristop precej težko implementirati brez podajanja ocen o določenih vrednostih, kar ta pristop precej približa k pristopu vključitve stroškov uporabe stanovanj. Obdobja odplačila hipotekarnih kreditov, višina (praviloma) spreminjajoče se obrestne mere so namreč vezana na posamezni kredit oz. posamezno stanovanje, zato bi bilo treba za celostno implementacijo te metode – tj. implementacijo, ki bi bazirala na opazovanih podatkih – med drugim kontinuirano zbirati podatke za posamezne hipotekarne kredite. Potreba po vključitvi velikega obsega podatkov je tudi verjetno največja ovira za implementacijo te metode v ICŽP (UN, 2009, odst. 9.1.11).

V redkih primerih implementacije je ta pristop implementiran na osnovi ocenjenih vrednosti in ne na osnovi (v celoti) opazovanih podatkov. Zaradi variiranja podatkov med posameznimi krediti je treba med drugim določiti tudi ustrezno obdobje oz. podati oceno o tipičnem času odplačevanja hipotekarnega kredita. Na Irskem je tako vzpostavljena domneva o 20-letnem (McCarthy, 2007, str. 87) in v Veliki Britaniji o 23-letnem odplačevanju hipotekarnega kredita (Office for National Statistics, 2014, str. 77). Nadalje so možne dodatne prilagoditve osnovnega modela pristopa plačil, ki lahko precej vplivajo na končne vrednosti ICŽP. Tako so v ICŽP Irske kot v ICŽP Velike Britanije (v njihov »Retail Price index – RPI«) v indeks vključena le plačila hipotekarnih obresti, ne pa tudi plačila glavnice. »Plačila hipotekarne glavnice so izključena, z namenom da se ohrani distinkcija med potrošnimi in investicijskimi izdatki« (Office for National Statistics, 2014, str. 62), kar predstavlja precejšen odmik od osnovne opredelitve pristopa. Možne so tudi druge variante (delne) implementacije plačil v ICŽP. Tako so na primer v ZDA med letoma 1953 do 1984 v enega od njihovih ICŽP vključili neto nakupe stanovanj in tudi hipotekarne obresti (Baldwin & Mansour, 2003, str. 8).

Implementacija pristopa plačil porazdeli strošek pridobitve stanovanja na daljše časovno obdobje (na obdobje odplačevanja hipotekarnega kredita). Rast cen stanovanj se bo zato, v kolikor niso v ICŽP vključene le hipotekarne obresti, v ICŽP v celoti odrazila šele v obdobju odplačevanja hipotekarnega kredita. Do enake dolgoročne porazdelitve vpliva pride prav tako pri spremembi obrestnih mer pri novih hipotekarnih kreditih. Spremembe v višini obrestnih mer, določenih ob najemu kredita, se bodo tako v celoti odrazile v ICŽP šele v celotnem obdobju odplačevanja kredita (McCarthy, 2007, str. 92). Zaradi tega se bodo »... generirale mesečne rasti ICŽP daleč v prihodnost, tudi če se vse cene, ki ga sestavljajo, vključujoč ne le cene izdelkov in storitev temveč tudi cene stanovanj in obrestne mere, stabilizirajo na sedanji ravni« (McCarthy, 2007, 86).

Zaradi konsistentnosti ICŽP bi bilo treba pristop plačil aplicirati na vse preostale izdelke in storitve, plačane obročno v nekem daljšem časovnem obdobju. S premikom od cen ob pridobitvi k vrednosti dejanskega plačila, bi zato morali upoštevati vso paleto možnosti plačil, kot so odložena plačila s plačilno kartico, brezobrestni in obrestni obročni nakupi, obresti kreditov, limitne obresti na bančnih računih idr. Taka sprememba vključuje tudi spremembe v obdobju beleženja potrošnje gospodinjstev; izdatki gospodinjstev se pripišejo obdobju plačila in ne obdobju pridobitve izdelka ali storitve. Gre za spremembe v načinu kompilacije ICŽP, ki jih je praktično nemogoče implementirati brez večjih težav in brez vpliva na zanesljivost ICŽP. Ob vseh praktičnih težavah pridobitve podatkov ter težavah z uporabo takšnega indeksa so možnosti za preoblikovanje celotnega ICŽP po pristopu plačil nične. Pristop se počasi opušta tudi pri vključevanju lastnih stanovanj. Tako je v Veliki Britaniji zaradi metodoloških težav njihov RPI izgubil status nacionalne statistike (Office for National Statistics, 2014, str. 72).

Kljub nemožnostim zanesljive implementacije pristopa plačil v ICŽP in opuščanja tega pristopa je izpeljana distinkcija med pridobitvami in plačili pomemben prispevek k razumevanju omejitev ICŽP, pripravljenem po pristopu pridobitev. Kadar je plačilo izvedeno takoj ob pridobitvi dobrine, med pristopom pridobitev in pristopom plačil ni razlik. Do razlik bo prišlo šele pri obročnem odplačevanju, pri katerem bo strošek gospodinjstev praviloma večji od cene kupljene dobrine. Pri nakupih večje vrednosti (stanovanja, avtomobili idr.) gospodinjstva praviloma ne zmorejo plačati celotnega zneska nakupa ob pridobitvi, zato so prisiljena v nakup po višji ceni. Z vidika gospodinjstev je tako ta pristop precej realen. S povečanjem obrestne mere kreditov, s pomočjo katerih gospodinjstva kupujejo življenjske potrebščine, bodo gospodinjstva kljub nespremenjeni ceni teh izdelkov na slabšem. V literaturi je zato ta pristop, kljub vsem težavam, ki bi jih prinesla priprava indeksa, priporočen kot primeren, v kolikor se ICŽP ne uporablja za merjenje inflacije. Glede plačil kreditnih obresti zato OECD (2002, str. 59) priporoča, da naj bodo obresti vključene v ICŽP, kadar se le-ta uporablja za oceno vpliva inflacije na gospodinjstva, za indeksiranje in podobne namene, ne pa takrat, kadar se ICŽP uporablja za oblikovanje monetarne politike.

Ne glede na priporočila bodo statistični uradi – zaradi praktičnih omejitev implementacije pristopa plačil in zaradi omejitev v uporabi takega indeksa za druge namene razen indeksacije – ICŽP računali po pristopu pridobitev. Ob nekompenziranju gospodinjstev za povečane stroške v obdobju pred indeksacijo je nekompenziranje spremembe v višini dejanskih plačil druga omejitev za neposredno uporabo ICŽP pri indeksiranju raznih prejemkov gospodinjstev.

3.1.3 Neto pridobitve stanovanj

Z izjemo lastnih stanovanj se izdelki in storitve v ICŽP vključujejo izključno po pristopu pridobitev. Pristop bazira na vključevanju dejansko opazovanih cen in količin (obsega izdatkov), pri čemer se tako cene kot obseg izdatkov za izdelke in storitve v ICŽP pripišejo tistemu obdobju, v katerem je prišlo do pridobitve (nakupa). Za lastna stanovanja velja, da je pristop pridobitev le ena od možnosti vključitve v ICŽP. V ICŽP se v skladu z opisom tega pristopa ne bodo vključila vsa lastna stanovanja, temveč le novogradnje in stanovanja, nova sektorju gospodinjstva. Referenčna literatura (ILO, 2004) tako predlaga, da se lastna stanovanja vključujejo po principu neto pridobitev. S pridobitvami lastnih stanovanj povezani stroški, zajeti z neto pristopom, so (ILO, 2004, odst 10.40):

- neto nakupi stanovanj (nakupi minus prodaje referenčne populacije);
- neposredna konstrukcija novih stanovanj;
- adaptacije in prizidki obstoječih stanovanj;
- pravni stroški in stroški nepremičninskega posredovanja pri transakciji stanovanj;
- popravila in vzdrževanje stanovanj;
- zavarovanje stanovanj;
- nepremičninski davki oz. prispevki.

Neto pristop postavlja omejitve pri vključevanju izdatkov z lastnimi stanovanji le pri nakupih stanovanj, medtem ko ostali izdatki za lastna stanovanja z neto pristopom niso prizadeti (odstopanje se pojavi le pri ločeni obravnavi pripadajočih zemljišč). Med neto nakupe stanovanj sodijo (ILO, 2004, odst. 10.42):

- stanovanja, kupljena od podjetniškega sektorja (zgrajena na novo, službena stanovanja in najemniška stanovanja);
- stanovanja, kupljena ali pridobljena od oblasti;
- nakupi najemniških stanovanj od gospodinjstev iz referenčne populacije, v kolikor bo kupljeno stanovanje uporabljal lastnik stanovanja.

V kolikor se ICŽP pripravlja za neko subskupino populacije, sodijo med neto nakupe stanovanj tudi nakupi stanovanj od preostalih tipov gospodinjstev (ILO, 2004, odst. 10.42).

Določitev neto obsega izdatkov, ki po pristopu neto pridobitev sodijo v ICŽP, odpre kar nekaj dilem. Opredelitev nakupov novogradenj in obstoječih stanovanj, ki jih gospodinjstvom prodajajo podjetja, lokalne in državne oblasti ter druge organizacije izven sektorja gospodinjstva, je precej jasna in precej neproblematična z vidika zbiranja podatkov. Vendar zgolj vključitev tega nabora prodajanih stanovanj z vidika neto pristopa ni zadovoljiva. Če želimo operirati z neto vrednostjo nakupov referenčne populacije, moramo od uteži, ki jih imajo nakupi teh stanovanj, odšteti vse prodaje s strani gospodinjstev preostalim sektorjem. To pomeni določen odmik v zbiranju podatkov; ICŽP se računa na podatkih o nakupih izdelkov in storitev s strani gospodinjstev, medtem ko se bo ta dodatno zahtevana informacija nanašala na prodajo s strani gospodinjstev. Dodatno težavo pri implementaciji neto pristopa povzroča vključitev obstoječih stanovanj, ki so jih prodala gospodinjstva iz referenčne populacije. Ta so iz neto pristopa izvzeta, z izjemo stanovanj, ki so bila pred nakupom v funkciji najemniških stanovanj. Po analogiji s to logiko vključevanja nekdanjih zasebnih najemniških stanovanj bodo morala iz ICŽP biti izključena tudi vsa sektorju gospodinjstva nova stanovanja, ki bodo po pridobitvi dana naprej v najem. Nadalje bi morala biti v skladu s to isto logiko od vrednosti stanovanj, ki so nova sektorju gospodinjstva, odšteta vrednost vseh stanovanj, ki so po izselitvi lastnika postala najemniška. Po drugi strani bi morala biti v ICŽP vključena vsa stanovanja, ki so bila najemniška, vendar so zaradi vselitve lastnika postala lastna stanovanja brez izvedene transakcije na trgu.

Navedene težave, ki izhajajo iz možnosti uporabe stanovanja kot lastnega ali najemniškega in prehajanja med možnima uporabama, morajo biti po pristopu neto pridobitev ustrezno razrešene, saj so najemnine v ICŽP vključene kot posebna kategorija. Vsi podatki za to praviloma ne bodo na razpolago, zato se mora pristop neto pridobitev implementirati preko poenostavitve. Vendar, v kolikor se bodo izvedle poenostavitve, ICŽP ne bo več izveden po neto pristopu. Najemnine za zasebna stanovanja so namreč izdatki gospodinjstev, ki jih prejema druga gospodinjstva kot dohodek, torej so to transakcije znotraj referenčne populacije (znotraj sektorja gospodinjstva) in bi morale zato v skladu z neto pristopom biti iz ICŽP izločene. Ker niso, se lahko ta »podvojitve« v ICŽP več ali manj odpravi le z neto

obravnavo teh stanovanj pri zajemu nakupov stanovanj. Najemniško stanovanje po pristopu neto pridobitev ni življenjska potrebsčina, ta status ima samo storitev, ki ga to stanovanje nudi najemniku. Obravnava najemniških stanovanj in dejanskih najemnih po pristopu neto pridobitev je tako identična obravnavi lastnih stanovanj in pripisanih najemnin po pristopu enakovrednih najemnin.

Nadaljnja dilema, ki jo prinaša neto pristop, je vezana na status nakupa stanovanja preko posrednika. Po pristopu neto pridobitev bodo v ICŽP vključeni vsi nakupi rabljenih stanovanj, do katerih pride preko posrednika, pri čemer bo v skladu z neto pristopom v ICŽP vključena razlika med nakupno in prodajno ceno, pri čemer ta razlika predstavlja "storitev" posrednika, ki jo ta nudi kupcu dobrine (UN, 2009, odst 9.6.4). Podobno moramo obravnavati vse davke (DDV, prometni davek) in druge dajatve ob transakcijah obstoječih stanovanj med referenčnimi gospodinjstvi. Davek (DDV, prometni davek in druge obvezne dajatve, vezane na transakcije stanovanj) je sestavni del ICŽP in predstavlja razliko med izdatki ter prejemki gospodinjstev in mora potemtakem biti vključen v ICŽP tudi po pristopu neto pridobitev. Pri transakcijah s stanovanji, ki so v ICŽP pokrita po neto pristopu, težav ni; v ICŽP se vključijo prodajne cene stanovanj, ki ob davku vključujejo znesek, ki gre prodajalcu (gradbeniku), in znesek, ki gre posredniku. Podobno so sestavljene cene obstoječih stanovanj, izključenih iz ICŽP, ki je pripravljen po neto pristopu; vključen je znesek, ki ga dobi prodajalec (gospodinjstvo), strošek posredovanja in davek. Za uspešno vključitev stanovanj v ICŽP po pristopu neto pridobitev potrebujemo zato tudi podatke, vezane na transakcije z obstoječimi stanovanji. Ob razpolaganju s seznamom transakcij s stanovanji in transakcijskimi ceni (v Sloveniji zajeto v ETN) moramo pridobiti še podatke o deležih izdatkov, ki odpadejo na davke, kar je zajeto v uradnih evidencah, in podatke o deležih izdatkov, ki gredo nepremičninskemu posredniku, kar iz uradnih evidenc praviloma ne bo razvidno. V praksi bo zato verjetno prišlo do odstopanj od zastavljenega okvirja pristopa neto pridobitev.

Iz uradnih evidenc o prodaji stanovanjskih nepremičnin prav tako ne bo razviden tip gospodinjstva (ne glede na vlogo gospodinjstva v transakciji), s čimer odpade možnost vključitve nakupov rabljenih stanovanj, ki so jih referenčni subpopulaciji prodali drugi tipi gospodinjstev oz. gospodinjstva izven referenčne subpopulacije. Ta omejitev onemogoča izračune subsidiarnih ICŽP po pristopu neto pridobitev, v katere so vključeni izdatki referenčnih gospodinjstev za lastna stanovanja, za namene natančnejših indeksacij raznih prejemkov gospodinjstev.

Zadnjo in verjetno največjo težavo, ki jo predstavlja implementacija pristopa neto pridobitev, je obravnava zemljišč, ki pripadajo lastnim stanovanjem. Čeprav so pripadajoča zemljišča po pristopu enakovrednih najemnin – pristopu, ki je obravnavan kot sprejemljiv z vidika obeh konceptualnih pristopov računanja ICŽP – v ICŽP vključena, saj so zemljišča sestavni del dejanskih najemnin v ICŽP, se po pristopu neto pridobitev lastnim stanovanjem pripadajoča zemljišča izključijo. Po tem pristopu se bo investicija ločila od

izdatka za potrošnjo, zato bodo v ICŽP vključeni le izdatki za stanovanje in ne tudi izdatki za zemljišče, na katerem stoji večstanovanjska stavba ali enodružinska hiša. Kot je pojasnjeno v referenčni literaturi (ILO, 2004, odst. 10.44):

»... za ceno zemljišča se šteje, da predstavlja investicijski element in cena zgradbe kot potrošni element. Razlogi za to so v tem, da zgradba lahko čez čas propade in je s tem "iztrošena", medtem ko zemljišče (ali lokacijski element) ohrani konstantno kakovost za vedno (razen v ekstremno nenavadnih okoliščinah)«.

Argumenti za izključitev cen zemljišč so – podobno kot model za ocenjevanje uporabnikovih stroškov – bolj kot na teoriji potrošnje zasnovani na teoriji investiranja, ne ozirajoč se na to, da bodo »cene zemljišč vplivale na življenjske stroške v enaki meri kot stroški zgradb« (Cournède, 2005, str. 7). Na območjih, kjer se bodo cene stanovanj dvigale zaradi pomanjkanja zazidljivih parcel ali zaradi povečanega povpraševanja po stanovanjih zaradi ugodne lokacije območja (npr. zaradi povečanja razpoložljivih delovnih mest), bodo gospodinjstva soočena z dvigom cen stanovanj, ki se v ničemer ne bo odrazilo v vrednostih ICŽP.

V skladu z »logiko investiranja« bi iz ICŽP morali biti izključeni tudi vsi stroški, povezani z nakupi zemljišč (davki, pravni stroški in stroški nepremičninskega posredovanja), saj so vezani na investiranje in ne na izdatke gospodinjstev za življenjske potrebščine (nakupe rabljenih ali novih stanovanjskih zgradb). Izločitev stroškov, povezanih z nakupi zemljišč, mora biti izvedena tako pri stroških, povezanih s transakcijami stanovanj, ki so po neto pristopu vključena v ICŽP, kot pri stroških, povezanih s transakcijami stanovanj, ki so po neto pristopu iz ICŽP izključena (kadar so vključeni le stroški transakcij).

Izključitev zemljišč iz ICŽP bo enostavna le za kupljena prazna zemljišča. Za zemljišča, vezana na lastna stanovanja, pa bi se izključitev iz ICŽP lahko realizirala le z ločitvijo transakcijske cene stanovanja na del, ki predstavlja vrednost zemljišča, in na del, ki predstavlja vrednost stavbe, kar pa ni realno izvedljivo oz. ni izvedljivo brez določene napake. Nezmožnost ločitve cene zemljišč od cene zgradb je resna pomanjkljivost pri uporabi neto pristopa (Johnson, 2015, str. 121). Vsi poskusi dosledne realizacije neto pristopa bodo zato morali biti izvedeni na osnovi določenih domnev, za katere lahko pričakujemo, da ne bodo skladne z dejanskim stanjem. Zaradi težav z ločitvijo cen zemljišč od cen zgradb se pojavljajo alternativni modeli za vključitev cen zemljišč po pristopu neto pridobitev. To pot so ubrali tudi na Eurostatu pri predvideni vključitvi lastnih stanovanj v HICŽP. Lastna stanovanja bodo namreč v HICŽP od leta 2018 naprej vključena po pristopu »neto uteži, bruto cene« (Eurostat, 2013b, str. 22). Po tem pristopu se v indeks vključi cena zemljišč, vendar izključi utež za zemljišča (Eurostat, 2013b, str. 26), kar v praksi pomeni, da se uporabi indeks, ki »... vključuje stroške zemljišč in izdatkovne uteži iz nacionalnih računov, ki jih izključujejo« (Wells, 2014, str. 3). Ta kombinacija je zaradi zagotavljanja primerljivosti obvezna za vse države, tudi za tiste, v katerih bi bilo možno v ICŽP vključiti neto uteži in neto cene (Eurostat, 2013b, str. 22). Eurostatov model se sicer opravičuje z argumentom, da bo »... imel indeks cen stanovanjskih nepremičnin, ki

vključuje tudi cene zemljišč, večjo volatilitnost, zato se za nevtralizacijo le-tega uporabijo manjše uteži« (Spiteri, 2008, str. 57–58), vendar bodo glavni razlogi za to vseeno v težavnosti in nenatančnosti ločitve vrednosti zemljišč od vrednosti zgradb. Čeprav je tudi za določitev »neto uteži« potrebno ločiti ceno stanovanj na dva dela, se bo to izvajalo za nazaj, pri čemer so rezultati »stopljeni« v utež in s tem nepodvrženi možnostim primerjav z gibanjem dejanskih cen stanovanj.

Ob težavah, ki jih ima pristop neto pridobitev z dosledno in s tem natančno razmejitvijo neto transakcij od preostalih transakcij s stanovanji in z razmejitvijo cen zemljišč od cen zgradb, je ta pristop kritiziran tudi zaradi premajhne obtežitve lastnih stanovanj v ICŽP. Prednost, ki jo ima ta pristop pred ostalimi načini vključitve lastnih stanovanj v ICŽP, je tako izničena s tem, da stanovanjem ne podeljuje teže, ki jo imajo v realnosti. V referenčnem priročniku so prednosti in slabosti pristopa pridobitev za namene vključevanja lastnih stanovanj – pri čemer so mišljene neto pridobitve – opisan na naslednji način (ILO, 2004, odst. 23.13):

»Glavna prednost pristopa pridobitev je, da obravnava vse nakupe trajnih in netrajnih dobrin na popolnoma enak način /.../ in glavna pomanjkljivost tega pristopa je, da se nagiba k temu, da podcenjuje pripadajoče izdatke za trajne dobrine, ki izhajajo iz pristopa enakovrednih najemnin in pristopa uporabnikovih stroškov«.

Da bodo uteži za izdatke, ki jih dobimo s pristopom enakovrednih najemnin ali s pristopom uporabnikovih stroškov, praviloma precej večje od uteži, ki jih dobimo s pristopom neto pridobitev, dokazuje tudi Diewert (2003b, str. 7). Majhna utež pomeni manjši vpliv gibanja cen stanovanj na končne vrednosti ICŽP, kar zmanjšuje natančnost indeksa. Pristop neto pridobitev je zato »... deležen resnih kritik tistih, ki potrebujejo ICŽP kot kompenzacijski indeks, saj niti utež niti cenovni indeks ustrezno ne odražata stroškov uporabnikov lastnih stanovanj« (UN, 2009, odst. 9.1.12). Ta pristop pa ne more biti zadovoljiv niti za merjenje inflacije, saj ta ni neodvisna od gibanja cen obstoječih stanovanj. V »dvig splošne ravni cen« sodi tudi naraščanje cen obstoječih stanovanj na trgu. Z dviganjem cen obstoječih stanovanj se namreč spreminja razmerje med denarjem in obstoječimi stanovanji, zato bo lahko z isto vsoto denarja kupljenih manj obstoječih stanovanj. Za tako situacijo ne moremo trditi, da je inflacija enaka nič.

3.1.4 Celotne pridobitve stanovanj

Težavam, ki jih prinaša pristop neto pridobitev, se lahko izognemo z vključitvijo vseh pridobitev oz. nakupov gospodinjstev, ne glede na to, kdo je prodajalec. Pristop celotnih pridobitev se lahko aplicira na stanovanja kot najpomembnejše trajne dobrine in tudi na vse ostale trajne dobrine s sekundarnimi trgi, brez signifikantnih sprememb v postopkih priprave ICŽP. Čeprav naj bi se prodaje rabljenih dobrin iz ICŽP izključevale, ker se »... s preprodajo povečajo skupni izdatki za to dobrino« (ILO, 2004, odst. 3.127), je ravno to povečanje obsega izdatkov teh dobrin v ICŽP največja prednost, ki jo ima ta pristop pred neto pristopom. Velikost uteži, ki je določena na vseh nakupih stanovanj, je namreč

najboljša možna preslikava pomembnosti, ki jo imajo stanovanja za referenčno populacijo. Povečanje obsega transakcij s stanovanji (ne glede na vrsto transakcije) pomeni povečanje pomembnosti stanovanj v potrošnji gospodinjstev, kar ni v neskladju z opredelitvijo uteži v ICŽP. Podzastopanost stanovanj ter s tem glavna pomanjkljivost pristopa pridobitev v primerjavi s pristopom uporabnikovih stroškov ter pristopom enakovrednih najemnin se s tem izniči. Še več, ob primerni velikosti uteži za lastna stanovanja so uteži po pristopu celotnih pridobitev določena na osnovi dejanskih meritev in ne na osnovi kakršnikoli imputacij. Po pristopu celotnih pridobitev se v ICŽP vključijo vsa stanovanja, ki jih je v opazovanem obdobju kupila referenčna populacija, zato ta pristop ne prinese s sabo praktično neizvedljivo delitev stanovanj na tista, ki naj bi jih indeks pokrila, in tista, ki morajo biti izločena. Odpadejo tudi vse težave z ločevanjem cen zgradb od cen zemljišč, saj so slednja po pristopu celotnih pridobitev prav tako vključena v ICŽP.

Vključitev vseh, tudi obstoječih stanovanj in nakupov drugih rabljenih izdelkov ni v nasprotju z mednarodno resolucijo o ICŽP, v kateri je zapisano, da »naj uteži za izdatke za rabljene dobrine bazirajo ali na neto izdatkih referenčne populacije za takšne dobrine ali na celotnih izdatkih, odvisno od namena indeksa« (ILO, 2003, odst. 31). Celotne pridobitve bodo konsistentne tako za namene indeksacije kot tudi za merjenje inflacijskih stopenj. Kljub dopustitvi te metode z mednarodno resolucijo o ICŽP ta na teoretični ravni ni priznana kot možen način vključitve lastnih stanovanj, čeprav od vseh možnih vključitev lastnih stanovanj v ICŽP le ta metoda zadovoljivo razreši številne dileme, ki se pojavljajo pri preostalih metodah.

Zelo dober argument proti pristopu neto pridobitev poda Diewert (2005, str. 7), ki je avtor besedila o tem pristopu v referenčni literaturi (v ILO priročniku za pripravo ICŽP), ko za svoj zapis o pristopu neto pridobitev v referenčni literaturi zapiše:

»Čeprav sem napisal ta material, bi rad podal argumente proti stališču, ki ga zastopa. Ko konstruiramo indeks cen življenjskih potrebščin, gledamo na stroške potrošnikovih/gospodinjstevskih nakupov in ne gledamo na *vire dohodkov* gospodinjstev. Zato se zdi precej umetno argumentirati, da kadar gospodinjstvo kupi novo hišo, vrednosti zemljišča ne bi smeli vključiti, saj je strošek z zemljiščem dohodek drugemu gospodinjstvu«.

Diewert z zapisanim seveda eksplicitno ne zagovarja pristopa celotnih pridobitev, temveč le pristop neto pridobitev, v katerega naj so vključene tudi cene zemljišč, vendar so njegovi argumenti še bolj kot neto pristopu, ki vključuje zemljišča, v prid pristopu, ki vključuje vse pridobitve stanovanj, tj. tudi pridobitve obstoječih stanovanj skupaj z zemljišči. ICŽP je orodje, s katerim merimo inflacijo, s katero se soočajo gospodinjstva, s čimer dohodki in predvsem viri dohodkov gospodinjstev niso neposredno povezani. Indeksacija plač in pokojnin na primer ni odvisna od drugih dohodkov prejemnikov teh izplačil, zato tudi ne more biti odvisna od dohodkov, ki jih imajo gospodinjstva z morebitno prodajo stanovanj in drugih trajnih dobrin.

Lastna stanovanja je možno vključiti v ICŽP po pristopu celotnih pridobitev na relativno enostaven način. Na prvem koraku se z razpoložljivimi podatki izračuna ICLS, ki vključuje vse nakupe stanovanj s strani referenčnih gospodinjstev, ki se potem z ustrezno utežjo, enako obsegu vseh nakupov stanovanj s strani gospodinjstev, vključi v skupni ICŽP. Lastnim stanovanjem pripadajoča zemljišča so vključena tako v pripravo cen kot uteži. Ob nakupih stanovanj se v ICLS in ICŽP vključijo vsi preostali stroški gospodinjstev z lastnimi stanovanji, ki se v ICŽP vključijo tudi po neto pristopu, pri čemer se ob stroških s konstrukcijo novih stanovanj vključijo še stroški s pridobitvijo zemljišč za gradnjo. Določene omejitve pri pristopu celotnih pridobitev predstavljajo transakcije z deleži stanovanj, do katerih praviloma pride med člani gospodinjstev in v drugih specifičnih okoliščinah. Ker te transakcije praviloma ne bodo odražale dejanskih tržnih cen stanovanj, njihova vključitev v ICŽP ni upravičena. Podobne omejitve se pojavijo tudi pri pristopu neto pridobitev, čeprav bodo po tem pristopu tovrstne transakcije redkejšje. Vsi izdatki gospodinjstev za lastna stanovanja, ki se vključijo v ICŽP (pri pripravi cen in uteži), so:

- nakupi stanovanj skupaj s pripadajočimi zemljišči (tržni nakupi stanovanj, brez netržnih transakcij z deleži);
- neposredna konstrukcija novih stanovanj in nakupi zemljišč za gradnjo;
- adaptacije in prizidki obstoječih stanovanj ter popravila in vzdrževanje stanovanj;
- pravni stroški in stroški nepremičninskega posredovanja pri transakciji stanovanj (ti so vsaj delno vključeni v prodajno ceno stanovanja);
- zavarovanje stanovanj in nepremičninski davki oz. prispevki.

Ker so v ICLS vključeni nakupi vseh stanovanj s strani referenčne populacije, neodvisno od načina uporabe teh stanovanj, so v ICLS zajeti tudi nakupi stanovanj, ki bodo lahko postala najemniška stanovanja. Taka stanovanja bodo v ICLS, zaradi nemožnosti distinkcije, v praksi v ICLS vključena tudi po pristopu neto pridobitev, kar predstavlja odmik od postavljenih okvirjev neto pristopa. Ker je pristop celotnih pridobitev osredotočen zgolj na izdatke gospodinjstev, morebitno prehajanje pridobljenih stanovanj med najemniška ni problematično.

V nadaljevanju je na podatkih za Slovenijo prikazan izračun ICLS po pristopu celotnih pridobitev in njegova vključitev v ICŽP. Ob tem je za namen primerjave s celotnimi pridobitvami prikazan tudi najboljši možni izračun samostojnega ICLS po pristopu neto pridobitev (pri čemer so zemljišča vključena v indeks). ICLS (po pristopu celotnih in neto pridobitev) je pripravljen nekoliko poenostavljeno s fokusom na nakupih stanovanj. Drugi stroški gospodinjstev z lastnimi stanovanji s prikazanim ICLS niso pokriti. Gre za izdatke, katerih vključitev v ICŽP ni problematična in ki ni bistvena za prikaz vpliva celotnih pridobitev na vrednosti ICŽP (izdatki se brez posebnih težav v ICŽP vključujejo tudi po pristopu neto pridobitev). Ti izdatki niso vključeni v analizo zaradi nedostopnosti dovolj podrobnih podatkov, ki bi omogočili konstrukcijo tudi tega dela ICLS. Delna analiza vpliva velikih del in prenov – izdatkov s signifikantnim obsegom, primerljivim z obsegom izdatkov gospodinjstev za nakupe stanovanj – na vrednosti ICŽP je sicer izvedena na

osnovi uradnega indeksa za velika dela in prenove, ki ga računa SURS. Velika dela in prenove vključujejo neposredne konstrukcije stanovanj (samogradnjo), adaptacije in druge gradbene posege v stanovanja.

Zaradi nezadovoljive kakovosti podatkov tako v pripravljenem ICLS tudi niso zajeti nakupi praznih zazidljivih zemljišč, kar pa ne vpliva signifikantno na rezultate analize oz. na preverjanje ciljev naloge. Vpliv cene zemljišč je delno že vključen v izračunani ICLS preko cen novih in obstoječih stanovanj, ki so v ICLS vsa vključena skupaj s pripadajočimi zemljišči. Dodatni vpliv praznih zemljišč na končne vrednosti ICLS in ICŽP bo zaradi relativno majhne uteži za ta zemljišča temu ustrezno majhen. Po neto pristopu so prazna zemljišča za gradnjo, ki jih kupijo referenčna gospodinjstva, izključena oz. po pristopu »neto uteži, bruto cene«, ki se ga implementira v HICŽP, bi bile cene zemljišč – v kolikor bi se metoda aplicirala na zemljišča za gradnjo – tehnično gledano sicer vključene, vendar obtežene z utežjo enako nič.

3.2 Izračun indeksa cen za lastna stanovanja

3.2.1 Uteži za posamezni tip stanovanj

Na nepremičninskem trgu se opravljajo transakcije v glavnem z dvema tipoma stanovanj, tj. stanovanji v večstanovanjskih stavbah in enodružinskimi hišami. Tipa stanovanj se med seboj razlikujeta po več lastnostih, do razlik pa prihaja tudi pri zbiranju podatkov o transakcijah, ki se zbirajo prilagojeno posameznemu tipu stanovanja. Obstoj dveh tipov stanovanj in dostopnost ustreznih podatkov kaže na možnost in potrebo po izračunu skupnega tehtanega ICLS, v katerem imata oba tipa stanovanj ustrezno utež.

Uteži za posamezni tip stanovanja se (kot pri celotnem ICŽP) določijo na osnovi obsega izdatkov kupcev. Do uteži pridemo s seštevkom vseh pogodbenih cen v določenem obdobju (npr. letu ali mesecu) za posamezni tip stanovanja ter določitvijo deleža v seštevku, ki pripada posameznemu tipu stanovanja. Tako izračunane letne uteži so prikazane v tabeli 21. Ustrezne mesečne uteži so prikazane na grafu 24. Natančneje so mesečne uteži prikazane v prilogi 4.

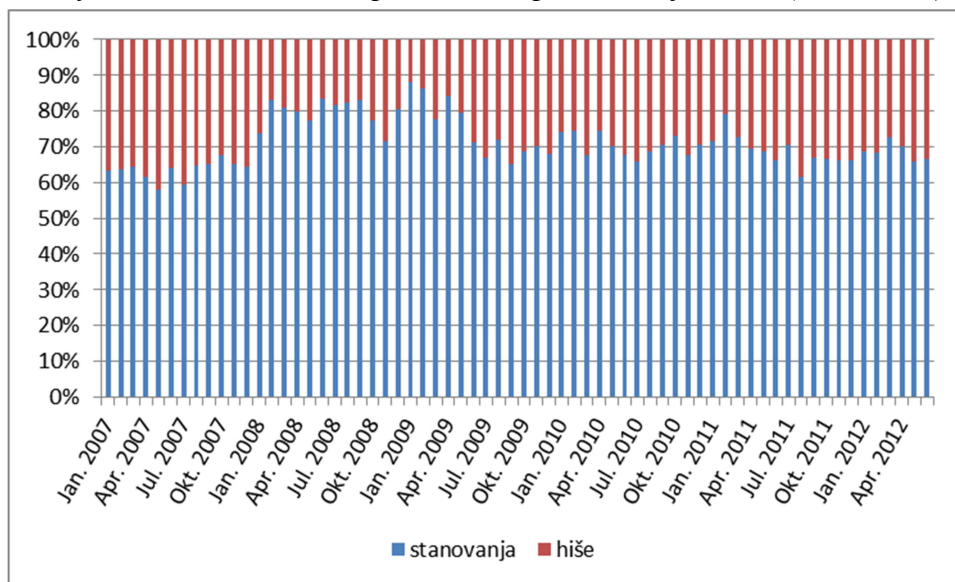
Tabela 21: Letne uteži za posamezni tip stanovanj v ICLS

Leto	Vsota vseh pogodb (v evrih)			Uteži (v odstotkih)		
	Stanovanja	Hiše	Skupaj	Stanovanja	Hiše	Skupaj
Leto 2007	540.737.424	311.827.386	852.564.810	63,42 %	36,58 %	100,00 %
Leto 2008	507.051.579	128.020.289	635.071.868	79,84 %	20,16 %	100,00 %
Leto 2009	413.124.976	151.202.274	564.327.250	73,21 %	26,79 %	100,00 %
Leto 2010	629.628.844	267.053.492	896.682.336	70,22 %	29,78 %	100,00 %
Leto 2011	617.959.101	280.256.643	898.215.744	68,80 %	31,20 %	100,00 %

Ker so pogodbene cene za enodružinske hiše v povprečju višje, bo utež za ta tip stanovanj

večja, kot znaša njihov delež v skupnem številu transakcij. V letu 2008, ko je delež transakcij z enodružinskimi hišami padel na 15 odstotkov vseh transakcij s stanovanji, je utež za enodružinske hiše tako še zmeraj znašala 20 odstotkov. Po normalizaciji števila transakcij v letih 2010 in 2011 se je utež za enodružinske hiše ustalila pri približno 30 odstotkih.

Graf 24: Mesečne uteži za posamezni tip stanovanj v ICLS (v odstotkih)



Uteži za posamezni tip stanovanj se po posameznih mesecih precej spreminjajo. Utež za enodružinske hiše je bila največja maja 2007, ko je znašala 42,0 odstotkov, in najmanjša januarja 2009, ko je bila velikost te uteži vsega 12,0 odstotkov. Najdaljše obdobje zmanjšanih uteži za enodružinske hiše je trajalo od začetka leta 2008 do začetka druge polovice leta 2009, v času večjega upada transakcij z vsemi stanovanji.

3.2.2 Tehtani indeksi cen stanovanj

V nadaljevanju so prikazani tehtani ICLS, izračunani z uporabo različnih indeksnih formul; v tabeli 22 so prikazani indeksi na preteklo leto in v tabeli 23 letni verižno povezani indeksi glede na leto 2007. Povprečne cene so izračunane z uporabo formule za AS. Uporabljene so letne uteži za oba tipa stanovanj, ki so bile pridobljene iz obsega transakcij s stanovanji oz. iz vsote pogodbenih vrednosti (glej tabelo 21).

Tabela 22: Letni ICLS na prejšnje leto

Indeks	Leto 2008	Leto 2009	Leto 2010	Leto 2011
Laspeyres	110,28	94,17	101,74	98,52
Paasche	111,53	93,76	100,85	98,54
Fisher	110,90	93,96	101,30	98,53
Walsh	110,95	93,97	101,31	98,53
Törnqvist	110,89	93,97	101,31	98,53

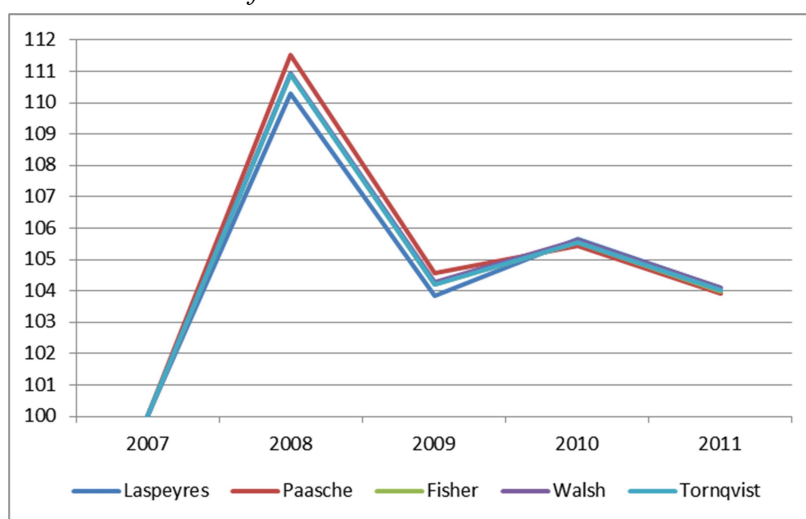
Med tremi superlativnimi indeksi ni nobenih significantnih razlik v njihovih vrednostih. V letu 2008 je sicer vrednost pri Walshevemu indeksu 0,05 indeksne točke nad preostalima superlativnima indeksoma, medtem ko so v preostalih letih te razlike v mejah 0,01 indeksne točke in s tem praktično zanemarljive. Manjše oz. še vedno zanemarljivo odstopanje v letu 2008 je predvsem posledica obnašanja potrošnikov, ki so v tem letu v večji meri kupovali stanovanja, katerih cena se je večala nadpovprečno. To je tudi razlog, zakaj ima v tem letu Paaschejev (in s tem tudi Fisherjev) letni indeks večjo vrednost od Laspeyresovega letnega indeksa. Do tega pride ponovno v letu 2011, vendar sta v tem primeru vrednosti obeh indeksov zelo skupaj in je razlika med njima zanemarljiva.

Tabela 23: Letni ICLS na leto 2007

Indeks	Leto 2007	Leto 2008	Leto 2009	Leto 2010	Leto 2011
Laspeyres	100,00	110,28	103,85	105,66	104,10
Paasche	100,00	111,53	104,56	105,45	103,91
Fisher	100,00	110,90	104,21	105,56	104,00
Walsh	100,00	110,95	104,27	105,63	104,08
Törnqvist	100,00	110,89	104,20	105,56	104,01

Razlika, ki nastane med Walshevimi in ostalima superlativnima indeksoma v letu 2008, se ohrani v vrednostih verižno povezanih indeksov v naslednjih letih; v letu 2011 je razlika do Fisherjevega indeksa blizu 0,1 indeksne točke. Do podobne razlike pride v letu 2011 tudi med Fisherjevim in Laspeyresovim indeksom. Fiksni Laspeyresov indeks je nad superlativnim Fisherjevim indeksom le 0,1 indeksne točke, kar je nekoliko manj od pričakovanega, je pa posledica visoke vrednosti Fisherjevega indeksa v letu 2008, ko je zaradi netipičnih razmer na trgu bil le-ta precej nad fiksnim Laspeyresovim indeksom. Gibanje letnih verižno povezanih indeksov v analiziranih letih je ponazorjeno na grafu 25.

Graf 25: Letni ICLS na leto 2007

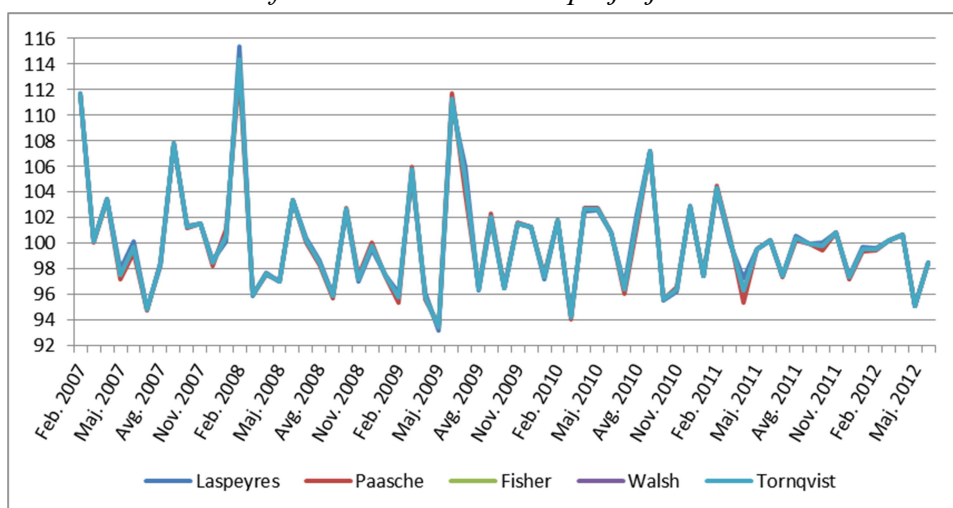


Do največjih razlik med indeksi pride v letu 2008, ko je Fisherjev indeks dobre 0,6 indeksne točke nad Laspeyresovim indeksom. Situacija se normalizira v letu 2010, ko se

vrednost Fisherjevega indeksa spusti tik pod vrednost Laspeyresovega indeksa in na približno isti ravni ostane tudi v letu 2011. Seštevek obeh obdobj, tj. vrednosti superlativnih indeksov nad fiksnim Laspeyresovim indeksom na začetku analiziranega obdobja in normalizacije vrednosti superlativnih indeksov nižje od vrednosti fiksnega indeksa v nadaljevanju, je vrednost indeksov, ki so na koncu analiziranega obdobja skorajda na isti ravni. Kupci stanovanj so tako v letu 2011 kupovali stanovanja, ki so bila 4,0 odstotke dražja kot v letu 2007. V kolikor za referenco vzamemo Laspeyresov indeks cen, pa je razlika na začetno leto 4,1 odstotka.

V nadaljevanju so analizirani mesečni ICLS, ki so izračunani iz mesečnih cen stanovanj in mesečnih uteži. Zaradi krajših časovnih intervalov lahko pričakujemo nekoliko drugačna razmerja med posameznimi indeksi kot pri letnih indeksih. Mesečni indeksi glede na prejšnji mesec so prikazani na grafu 26 in mesečni verižno povezani indeksi, z januarjem 2007 kot baznim mesecem, na grafu 27. Cene so izračunane z uporabo formule za AS. Natančneje so mesečni ICLS prikazani v prilogi 4.

Graf 26: Mesečni ICLS na prejšnji mesec

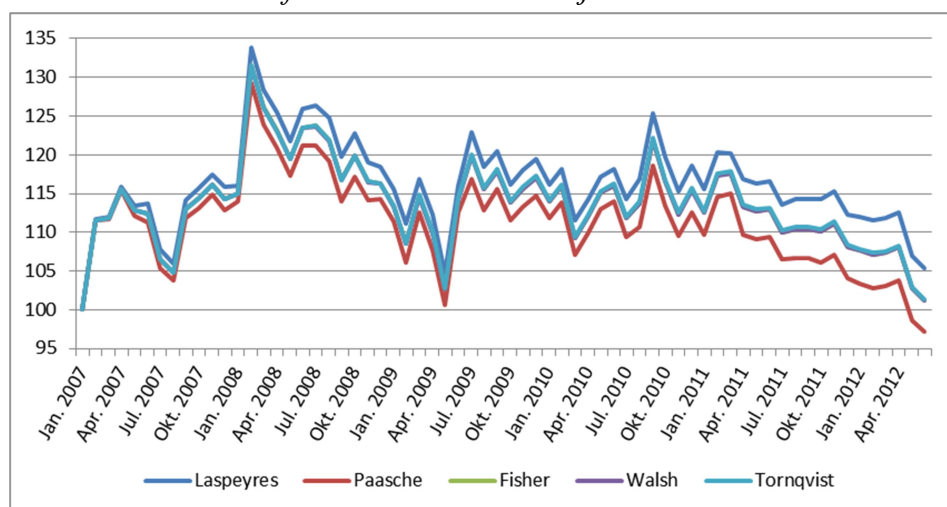


Do največjega mesečnega porasta cen je prišlo februarja 2008, ko so cene stanovanj glede na pretekli mesec bile višje za 14,35 odstotkov (Fisherjev indeks cen) oz. 15,40 odstotkov (Laspeyresov indeks cen). Do največjega znižanja cen stanovanj je prišlo maja 2009, ko so se glede na prejšnji mesec cene stanovanj znižale za 6,62 odstotkov (Fisherjev indeks cen) oz. 6,80 odstotkov (Laspeyresov indeks cen).

Čeprav v glavnem vsi indeksi pokažejo precej podobno sliko sprememb v cenah stanovanj glede na prejšnji mesec, prihaja med njimi v nekaterih primerih kljub vsemu do nekaj odstopanj. Do največjih razlik med Laspeyresovim in Fisherjevim indeksom cen pride februarja 2008, julija 2009 in aprila 2011, ko je vrednost mesečnega Fisherjevega indeksa približno eno indeksno točko pod vrednostjo mesečnega Laspeyresovega indeksa. Razlike med superlativnimi indeksi so razen dveh izjem praktično zanemarljive; do nekoliko večje razlike med Fisherjevim in Walshevim indeksom pride februarja 2008 (0,11 indeksne

točke) in med Törnqvist-Theilovim in Fisherjevim indeksom cen marca 2009 (0,16 indeksne točke).

Graf 27: Mesečni ICLS na januar 2007



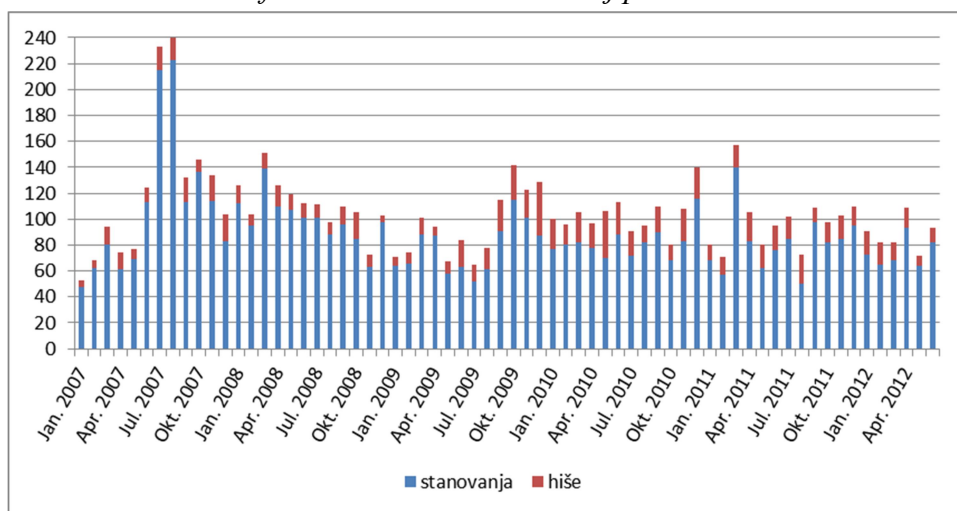
Pri mesečnih verižno povezanih indeksih, z januarjem 2007 kot baznim mesecem, prihaja do odstopanj med Laspeyresovim in Fisherjevim indeksom, ki so – predvsem zaradi kumulacije razlik – največja proti koncu analiziranega obdobja. Junija 2012 je Laspeyresov indeks dosegel vrednost 105,37 indeksne točke in Fisherjev indeks 101,16 indeksne točke; razlika med njima je junija 2012 tako znašala 4,21 indeksne točke. Glede na trajanje analiziranega obdobja znaša letna razlika med indeksoma 0,78 indeksne točke. Do podobne razlike v velikosti 4,05 indeksne točke pride tudi med Fisherjevim in Paaschejevim indeksom. Razlike med superlativnimi indeksi cen so majhne; od Fisherjevega indeksa Walshev indeks ne odstopa (v juniju 2012 je razlika med njima 0,02 indeksne točke), medtem ko Törnqvist-Theilov indeks presega Fisherjev indeks cen v juniju 2012 za 0,23 indeksne točke.

3.2.3 Stanovanja, nova sektorju gospodinjstva

Ena od možnosti vključitve lastnih stanovanj v ICŽP je vključitev transakcij s tistimi stanovanji, ki so nova sektorju gospodinjstva, tj. neto pridobitve tega sektorja. Med neto pridobitve sektorja gospodinjstva lahko uvrstimo vse prodaje stanovanj fizičnim osebam, ki so jih izvedli vsi prodajalci razen fizične osebe (glej tabelo 16). V ETN je v analiziranem obdobju bilo izvedenih 34.130 stanovanj v večstanovanjskih stavbah, od tega je transakcij, pri katerih prodajalec ni fizična oseba, 5.857 ali 17,2 odstotkov vseh transakcij s stanovanji tega tipa. Transakcij z enodružinskimi hišami je bilo v tem istem obdobju 9.091, od tega je bil prodajalec fizična oseba pri 1.057 transakcijah, kar predstavlja 10,4 odstotkov transakcij s tem tipom stanovanj. Z izločitvijo vseh transakcij s stanovanji znotraj sektorja gospodinjstva se število transakcij po posameznih mesecih precej zmanjša, kar vpliva na končne vrednosti indeksa. Z zmanjšanjem števila transakcij

se namreč poveča vpliv posameznih (predvsem specifičnih) prodanih stanovanj. Majhno število neto transakcij po mesecih je za analizirano obdobje prikazano na grafu 28. Bolj natančno so podatki za te transakcije prikazani v prilogi 5. Zaradi vzpostavljanja in dopolnjevanja poročanja v ETN obstaja sicer realna možnost nepopolnega poročanja glede prodaje novogradenj v analiziranem obdobju, zato se lahko pričakujejo nekoliko boljši rezultati po tem pristopu na novejših podatkih.

Graf 28: Število neto transakcij po mesecih



Število prodanih stanovanj sektorju gospodinjstva je razen nekaj izjem manj kot 150 mesečno. V nekaterih mesecih njihovo število še dodatno precej upade. Med prodanimi stanovanji so kljub nekoliko drugačnim pričakovanjem in indicem, ki izhajajo iz pregleda podatkov, pretežno stanovanja v večstanovanjskih stavbah. Največ stanovanj v večstanovanjskih stavbah iz drugih sektorjev je bilo gospodinjstvom prodanih julija in avgusta 2007 ter največ enodružinskih hiš decembra 2009.

Majhno število transakcij precej otežuje izračun mesečnih indeksov cen. Za indekse s tako malo enotami lahko pričakujemo, da bo prisoten velik vpliv posameznih stanovanj na končne vrednosti indeksov. Rezultat bo velika volatilnost ICLS, ki bo okrnila preglednost, uporabnost in ne nazadnje veljavnost indeksa. Priprava ICLS za neto transakcije je zato bolj primerna in izvedljiva za daljša primerjalna obdobja.

V nadaljevanju je prikazana analiza cen stanovanj po principu neto pridobitev sektorja gospodinjstva na letni ravni. Število neto transakcij na letni ravni bi moralo biti zadovoljivo veliko za ustrezen izračun ICLS. V analizo po letih je vključenih 5.412 transakcij s stanovanji v večstanovanjskih stavbah (od 933 do 1.317 na leto) in 973 transakcij z enodružinskimi hišami (od 143 do 255 na leto). Podatki za neto pridobljena stanovanja v večstanovanjskih stavbah so prikazani v tabeli 24 in za enodružinske hiše v tabeli 25. Podatki za uteži po neto principu so za oba tipa stanovanj prikazani v tabeli 26.

Tabela 24: Stanovanja v večstanovanjskih stavbah (neto pridobitve)

Leto	Število transakcij	Pogodbena cena (v evrih)	Površina (v kvadratnih metrih)	Cena kvadratnega metra (v evrih)	Delež obsega pogodb od vseh stanovanj
Leto 2007	1.317	73.915,9	62,29	1.176,1	18,00 %
Leto 2008	1.195	102.572,9	65,71	1.558,4	24,17 %
Leto 2009	933	87.026,2	59,31	1.451,5	19,65 %
Leto 2010	986	74.420,1	53,17	1.423,6	11,65 %
Leto 2011	981	72.482,7	50,91	1.438,8	11,51 %

Na letni ravni je prišlo med letoma 2007 in 2008 do precejšnjih sprememb v lastnostih stanovanj v večstanovanjskih stavbah, ki so bila prodana sektorju gospodinjstva iz drugih sektorjev. V letu 2008 se je tako nekoliko povečala velikost prodanih enot, izredno je narasla tako povprečna cena prodane enote kot tudi povprečna cena kvadratnega metra stanovanja, kar se je odrazilo v povečanju deleža obsega trgovanja s temi stanovanji znotraj celotnega obsega trgovanja s stanovanji v večstanovanjskih stavbah in to kljub upadu števila transakcij s tovrstnimi stanovanji v letu 2008. Po rekordnem letu 2008 se je zmanjšala tako povprečna cena enote kot cena kvadratnega metra in prodane površine. Cena kvadratnega metra stanovanja v večstanovanjskih stavbah se je zelo hitro stabilizirala in to kljub upadanju povprečnih pogodbениh cen (stanovanj kot celote). Do razkoraka je prišlo zaradi padanja povprečne prodajne površine stanovanjskih enot, ki je bila v letu 2011 za slabih 15 kvadratnih metrov manjša kot v letu 2008. Upad v povprečni pogodbени ceni in v številu transakcij se je odrazil tudi v obsegu trgovanja. Delež obsega trgovanja z neto pridobljenimi stanovanji v večstanovanjskih stavbah se je znotraj celotnega obsega trgovanja s temi stanovanji v letih 2010 in 2011 spustil pod 12 odstotkov.

Tabela 25: Enodružinske hiše (neto pridobitve)

Leto	Število transakcij	Pogodbena cena (v evrih)	Površina (v kvadratnih metrih)	Cena kvadratnega metra (v evrih)	Delež obsega pogodb od vseh hiš
Leto 2007	163	158.662,0	149,27	1.145,2	8,29 %
Leto 2008	143	166.143,4	144,97	1.245,8	18,56 %
Leto 2009	210	139.721,8	142,51	1.115,2	19,41 %
Leto 2010	255	130.934,0	146,83	1.000,2	12,50 %
Leto 2011	202	157.623,8	163,84	1.032,7	11,36 %

Po upadu vrednosti pogodbениh cen za enodružinske hiše v letih 2009 in 2010 so le-te v letu 2011 ponovno opazno zrasle. Čeprav se je v tem letu povečala tudi cena kvadratnega metra enodružinskih hiš, ta porast zaradi izrazitejše rasti površine prodanih hiš v letu 2011 ni tako izrazit. Delež obsega trgovanja z neto pridobljenimi enodružinskimi hišami je znotraj celotnega trgovanja z enodružinskimi hišami od leta 2008 naprej dosegel precej podoben delež kot v primeru neto pridobljenih stanovanj v večstanovanjskih stavbah. Do večjih razlik med obema tipoma stanovanj pride le v letu 2007, ko je delež obsega trgovanja z neto pridobljenimi stanovanjskimi enotami pri enodružinskih hišah precej manjši kot pri stanovanjih v večstanovanjskih stavbah.

Tabela 26: Letne uteži za posamezni tip stanovanj v ICLS (neto pridobitve)

Leto	Vsota vseh pogodb (v evrih)			Uteži (v odstotkih)		
	Stanovanja	Hiše	Skupaj	Stanovanja	Hiše	Skupaj
Leto 2007	97.347.266	25.861.903	123.209.169	79,01 %	20,99 %	100,00 %
Leto 2008	122.574.651	23.758.502	146.333.153	83,76 %	16,24 %	100,00 %
Leto 2009	81.195.440	29.341.587	110.537.027	73,46 %	26,54 %	100,00 %
Leto 2010	73.378.245	33.388.160	106.766.405	68,73 %	31,27 %	100,00 %
Leto 2011	71.105.506	31.840.017	102.945.523	69,07 %	30,93 %	100,00 %

Neto uteži za posamezni tip stanovanj se za obdobje od leta 2009 do leta 2011 ne spremenijo bistveno oz. so precej podobne utežem, ki so pridobljene iz celotnega obsega trgovanja s stanovanji. Pred tem obdobjem so bile neto uteži za enodružinske hiše manjše kot uteži za enodružinske hiše, izračune na osnovi vseh transakcij (nekoliko manjše v letu 2008 in precej manjše v letu 2007).

V nadaljevanju so prikazane vrednosti ICLS, ki je bil izračunan po neto pristopu. V tabeli 27 so prikazani letni indeksi na prejšnje leto in v tabeli 28 letni verižno povezani indeksi. Kljub presoji, da so krajša primerjalna obdobja za izračun ICLS po neto pristopu neustrezna, sta grafično prikazani tudi dve taki rešitvi. Obe rešitvi sta primerjani s primerljivim ICLS, izračunanim na osnovi vseh transakcij. Na grafu 29 sta prikazana oba mesečna in na grafu 30 oba četrletna indeksa. Grafično prikazani indeksi so izračunani s Fisherjevo indeksno formulo in z uporabo povprečnih cen, ki so bile izračunane s formulo za AS. Četrletni podatki za stanovanja in četrletni ICLS so podrobneje prikazani v prilogi 6.

Tabela 27: Letni ICLS na prejšnje leto (neto pridobitve)

Indeks	Leto 2008	Leto 2009	Leto 2010	Leto 2011
Laspeyres	127,52	92,55	95,85	101,75
Paasche	127,97	92,15	95,29	101,73
Fisher	127,75	92,35	95,57	101,74
Walsh	127,75	92,37	95,58	101,74
Törnqvist	127,72	92,35	95,58	101,74

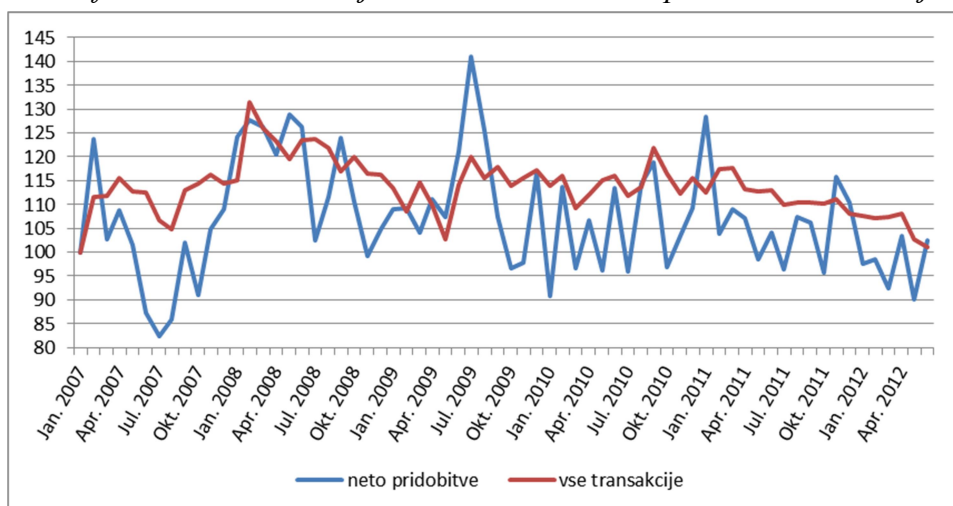
Glede na leto 2007 so v letu 2008 cene neto pridobljenih stanovanj izredno narasle, sledil je padec v letih 2009 in 2010 ter ponovna rahla rast v letu 2011. Razlike, ki nastanejo zaradi uporabe različnih indeksnih formul, so minimalne. V letu 2008 je bil zaradi nenormalne situacije na trgu stanovanjskih nepremičnin letni Fisherjev indeks za 0,23 indeksne točke višji od Laspeyresovega indeksa, medtem ko se je razmerje med njima v letu 2009 in 2010 normaliziralo in je bil Fisherjev indeks za približno 0,2 indeksne točke pod Laspeyresovim indeksom. V letu 2011 analizirane indeksne formule ne dajo večjih razlik.

Tabela 28: Letni ICLS na leto 2007 (neto pridobitve)

Indeks	Leto 2007	Leto 2008	Leto 2009	Leto 2010	Leto 2011
Laspeyres	100,00	127,52	118,02	113,13	115,11
Paasche	100,00	127,97	117,92	112,37	114,32
Fisher	100,00	127,75	117,97	112,75	114,71
Walsh	100,00	127,75	118,00	112,79	114,75
Törnqvist	100,00	127,72	117,96	112,74	114,70

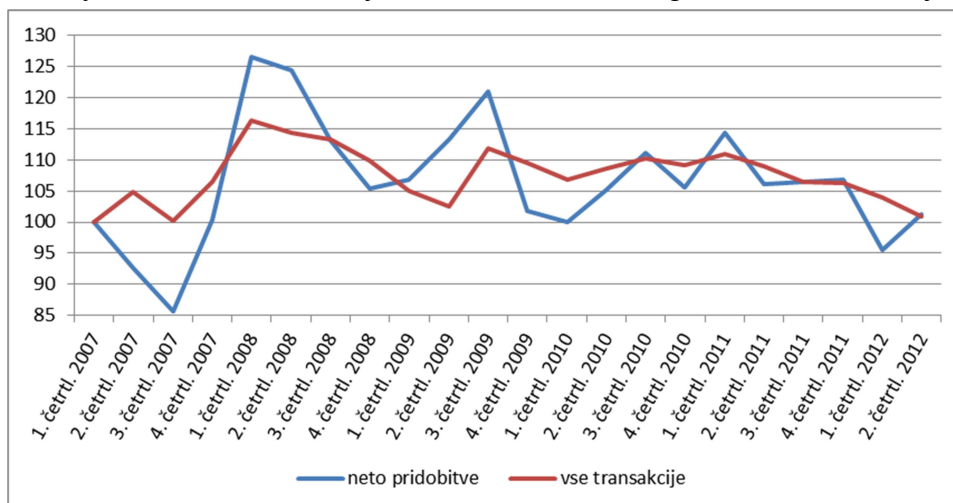
Velika rast cen v letu 2008 se je kljub kasnejšemu padcu cen ohranila v vrednostih verižno povezanih indeksov, zato so bile v letu 2011 njihove vrednosti še zmeraj precej nad vrednostjo v letu 2007, pri čemer je bila vrednost Fisherjevega indeksa za 0,6 indeksne točke nad vrednostjo Laspeyresovega indeksa. Zaradi velike rasti cen v letu 2008 je vrednost letnega verižno povezanega ICLS, izračunanega za neto transakcije, v vseh letih tudi precej nad vrednostjo letnega verižno povezanega ICLS, ki je bil izračunan za vse transakcije s stanovanji (glej tabelo 23).

Graf 29: Mesečni Fisherjev indeks – neto in vse pridobitve stanovanj



Mesečni ICŽP, izračunan za neto pridobitve stanovanj, je v analiziranem obdobju izredno nihal. Njegove mesečne vrednosti so bile pod precej velikim vplivom specifik prodajanih stanovanj v posameznih mesecih. Čeprav se je dolgoročno ICLS, izračunan za neto pridobitve, poravnal z ICLS, izračunanem za vse transakcije, ta indeks ni najbolj uporaben, saj na osnovi posameznih mesečnih vrednosti ne moremo sklepati o dejanski smeri gibanja cen stanovanj, ki so nova sektorju gospodinjstva.

Graf 30: Četrtni Fisherjev indeks – neto in vse pridobitve stanovanj

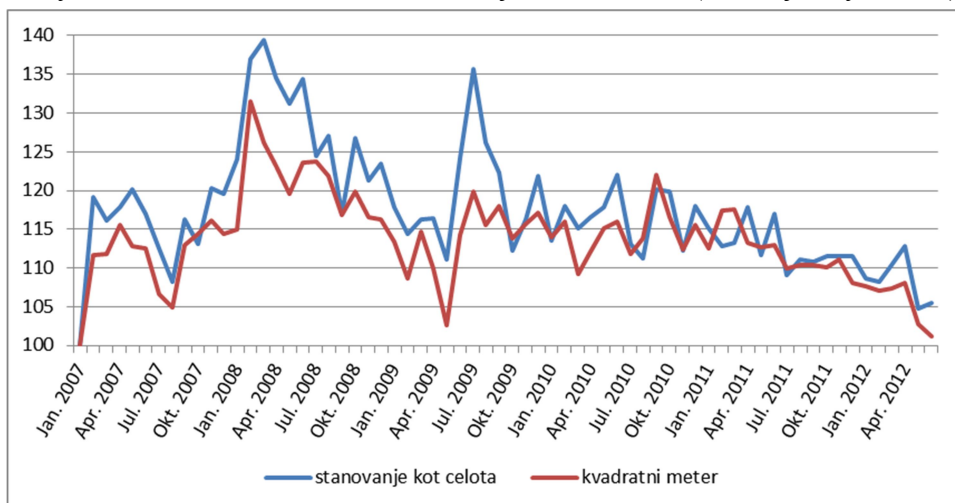


S četrtnim verižno povezanim indeksom je gibanje cen stanovanj, ki so nova sektorju gospodinjstva, zajeto precej bolje kot na mesečni osnovi. Kljub še zmeraj relativno velikim nihanjem – v primerjavi z ICLS, izračunanem na vseh transakcijah – se da iz vrednosti tega indeksa razbrati smer gibanja cen stanovanj. Kot pri mesečnem verižno povezanim indeksu se je tudi pri četrtnem verižno povezanim indeksu osnovo gibanje obeh ICLS (za neto in vse pridobitve) v drugi polovici analiziranega obdobja precej zblížalo. Četrtno obdobje bi tako lahko bilo primerno – v kolikor na trgu z novimi stanovanji ni večjih pretresov – za računanje (sub)indeksa, v katerega bi bile vključene le neto pridobitve stanovanj.

3.2.4 Obravnava stanovanj kot celote in uporaba formule za GS

V nadaljevanju so grafično prikazani Fisherjevi mesečni verižno povezani indeksi glede na januar 2007. Indeksi so izračunani za vse transakcije s stanovanji v analiziranem obdobju. Na grafu 31 so prikazane razlike v vrednostih indeksov, do katerih pride, kadar namesto kvadratnega metra kot enoto vzamemo stanovanje kot celoto. Fisherjeva indeksa, prikazana na grafu 31, sta izračunana s povprečnimi cenami, za katere je bila uporabljena formula za AS. Kakšen je vpliv uporabe formule za GS na vrednosti indeksov, je prikazano na grafu 32. Analiziran je vpliv izbire formule za izračun povprečne cene kvadratnega metra stanovanj. Natančne vrednosti prikazanih Fisherjevih indeksov se nahajajo v prilogi 7. V prilogi 7 se nahajajo tudi povprečne cene stanovanj kot celote, izračunane z uporabo formule za GS.

Graf 31: ICLS, izračunan na stanovanjih kot celotah (Fisherjeva formula)



Izbira enote ne vpliva bistveno na (dolgoročno) smer indeksov. Prihaja pa do izredno velikih razhajanj v posameznih krajših intervalih na začetku analiziranega obdobja, ko so povprečne cene stanovanj kot celote rasle precej bolj od povprečnih cen kvadratnega metra. Povprečne cene stanovanj kot celote v nadaljevanju (pri izračunu ICLS in ICŽP) niso vključene v analizo. Ta je narejena zgolj na osnovi povprečnih cen kvadratnega metra. S tem so stanovanja iz različnih obdobj medsebojno primerljivejša oz. iz primerjanih cen stanovanj je izločen vpliv velikosti stanovanj.

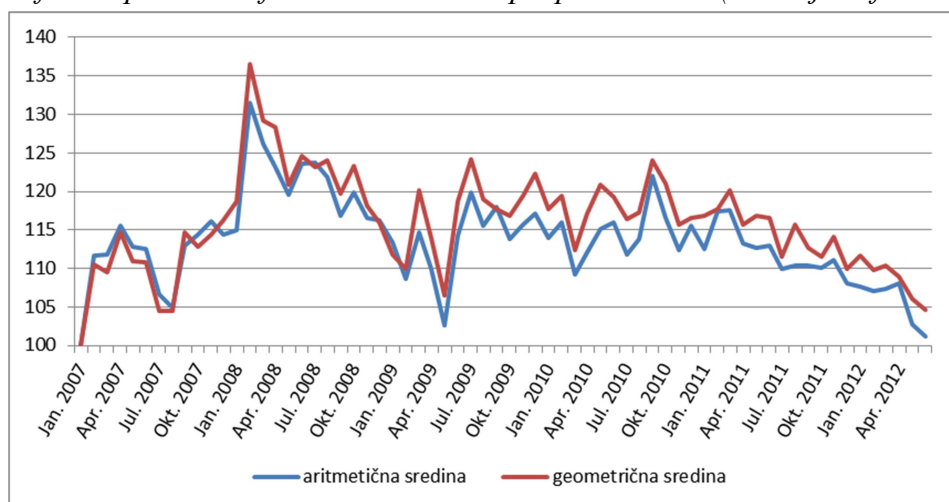
Kot potencialno primernejši pristop od uporabljenega se ponuja stratifikacija stanovanj v stratumne, oblikovane na osnovi najpomembnejših lastnosti stanovanj (npr. starost, število sob in lokacija). Stratifikacija je ena od možnih metod za kontrolo sprememb v kakovosti stanovanj (Eurostat, 2013a), ki se zaradi preglednosti in preprostosti ponuja kot potencialno najprimernejša metoda za implementacijo v ICŽP. Pričakujemo lahko, da se ob ustrezni stratifikaciji ICLS in ICŽP lahko pripravljata na osnovi povprečnih cen stanovanj kot celote. Ker je za stratumne pomembno, da je v njih vključeno dovolj veliko število stanovanj, so le-ti lahko bolj razčlenjeni in s tem bolj precizni pri kontroli sprememb v lastnostih stanovanj, kadar se ICLS računa za vse transakcije s stanovanji in ne le za neko manjšo skupino prodanih stanovanj (npr. za stanovanja, nova sektorju gospodinjstva).

Uporabljeni podatki iz ETN so v delu, ki se nanaša na lastnosti stanovanj, pomanjkljivi zaradi nedoslednega vnosa podatkov in zaradi nemožnosti dopolnitve podatkov iz drugih administrativnih virov pred izvedbo analize. Preverjanje vpliva stratifikacije stanovanj na vrednosti ICLS zato ni izvedljivo (možno je le oblikovanje dveh stratumov za stanovanja v večstanovanjskih stavbah in enodružinske hiše, ne pa oblikovanje stratumov po lastnostih posameznega tipa stanovanj). V nalogi so tako spremembe v kakovosti stanovanj kontrolirane po najboljši možni meri (pogojeni s pridobljenimi podatki), tj. z oblikovanjem dveh glavnih stratumov za stanovanja v večstanovanjskih stavbah in enodružinske hiše ter z računanjem povprečnih cen kvadratnega metra stanovanj, s čimer je v največji možni

meri izničen vpliv velikosti stanovanj na vrednosti indeksov. Ker določen delež transakcij v ETN vsebuje podatke o lastnostih stanovanj, sta na tem vzorcu podatkov izvedeni podrobnejša hedonska analiza in stratifikacija, ki se kaže kot najustreznejša metoda za zadovoljivo kontrolo morebitnih sprememb v kakovosti stanovanj.

Kljub tej relativno zadovoljivi rešitvi kontrole sprememb v kakovosti stanovanj, pa nam rezultati v grafu 31 kažejo, da so bila gospodinjstva predvsem v prvi polovici analiziranega obdobja soočena s precej višjimi cenami stanovanj, ki so bila sicer sestavljena tako iz sprememb v cenah stanovanj kot sprememb v kakovosti stanovanj. Ob odsotnosti stanovanj, ki bi bila podobne kakovosti kot v baznem obdobju pa bodo gospodinjstva prisiljena v »neprostovoljno substitucijo« (to sta identificirala Meany in Thomas že leta 1944), ko morajo na trgu kupovati po kakovosti drugačna, vendar dražja stanovanja. Kontrola sprememb v kakovosti stanovanj pri konstrukciji ICLS in ICŽP v takem primeru neopravičeno izniči spremembe v cenah, s katerimi se soočajo gospodinjstva.

Graf 32: Vpliv izbire formule za izračun povprečne cene (Fisherjeva formula)



Razlike v vrednostih indeksov, ki izhajajo iz izbire formule za izračun povprečne cene, so prisotne, vendar ne posegajo bistveno v smer indeksa. Razhajanja so prisotna predvsem v drugi polovici analiziranega obdobja, vendar so precej stabilna skozi čas. Nekoliko večje vrednosti ima v drugi polovici analiziranega obdobja indeks, izračunan s povprečnimi cenami, ki so bile izračunane z uporabo formule za GS, kar kaže na rahlo večjo rast cen cenejših stanovanj oz. da so cene cenejših stanovanj padale manj izrazito od cen dražjih stanovanj. Ker gre v primeru ETN za popolno pokritje transakcij, je zaradi prisotnosti implicitne obtežitve stanovanj pri uporabi formule za AS v nadaljevanju v ICŽP vključen ICLS, ki je bil izračunan z uporabo povprečnih cen kvadratnega metra stanovanj, izračunanih s formulo za AS.

3.3 Izračun dopolnjenega indeksa cen življenjskih potrebščin

3.3.1 Izračun uteži

V nadaljevanju so prikazani podatki, ki so osnova za določitev višine uteži, ki jo ima ICLS, izračunan po pristopu celotnih pridobitev, v ICŽP. Zaradi poenostavitve (ki izhaja iz omejitev v dostopnosti podatkov) predstavlja utež le tisti del dejanskega ICLS, ki se nanaša na nakupe stanovanj oz. tisti del dejanskega ICLS, ki se nanaša na nakupe stanovanj in velika dela ter prenove. Utež za nakupe stanovanj je mogoče določiti na osnovi podatkov iz APG ali na osnovi podatkov iz ETN (iz vsote vseh pogodb). Oba možna podatka, ki sta lahko osnova za določitev te uteži, sta prikazana v tabeli 29.

Tabela 29: Obseg izdatkov gospodinjstev za nakupe stanovanj (v evrih)

Vir podatkov	Leto 2007	Leto 2008	Leto 2009	Leto 2010	Leto 2011
APG	588.076.238	573.781.674	521.079.630	549.110.079	340.097.425
ETN	852.564.810	635.071.868	564.327.250	896.682.336	898.215.744

Čeprav so podatki v ETN nekoliko okrnjeni zaradi čiščenja baze in zaradi določene nepokritosti transakcij z novogradnjami v analiziranem obdobju, je obseg transakcij s stanovanji iz tega vira v vseh letih večji od obsega, ki je bil zabeležen z APG. Z izjemo leta 2008 in 2009 so razlike precej velike, kar kaže na neustrezno pokritost potrošnje s to anketo, vsaj v delu, ki se nanaša na nakup stanovanj. Ker gre v primeru ETN za administrativni vir, je kot tak precej bolj relevanten za pripravo uteži, zato so uteži za ICLS v ICŽP pripravljene na osnovi tega vira. Določitev višine uteži na osnovi vrednosti vključenih transakcij je tudi najbolj relevanten pristop za računanje uteži. Uteži za preostale življenjske potrebščine v dopolnjenem ICŽP so izračunane na osnovi obsega izdatkov za te življenjske potrebščine v APG.

V tabeli 30 so prikazane letne uteži za ICLS, v katerega so zaradi poenostavitve zajeti zgolj nakupi stanovanj, ter uteži za preostale življenjske potrebščine v ICŽP. V prikazane uteži niso zajeti preostali izdatki, ki sodijo v ICLS (velika dela in prenove stanovanj, zemljišča ter ostali stroški z lastnimi stanovanji), in različni izdatki, ki niso vključeni v ICŽP (razvrščeni v razdelek .202).

Tabela 30: Letne uteži za ICLS (nakup stanovanja) v ICŽP (v odstotkih)

Opis izdatkov	Leto 2007	Leto 2008	Leto 2009	Leto 2010	Leto 2011
Preostale življenjske potrebščine (APG)	93,47 %	95,54 %	96,18 %	93,69 %	94,06 %
Nakup stanovanja (ETN)	6,53 %	4,46 %	3,82 %	6,31 %	5,94 %
Skupaj	100,00 %	100,00 %	100,00 %	100,00 %	100,00 %

Razen obeh kriznih let je utež, ki predstavlja nakupe stanovanj v ICŽP, velika približno 6 odstotkov. Utež je sicer zaradi pomanjkljivih podatkov v ETN nekoliko podcenjena,

vendar ni pričakovati, da bo s popolnim pokritjem nakupov stanovanj velikost te uteži signifikantno narasla. Nekoliko večji vpliv na velikost uteži bi lahko imela morebitna vključitev transakcij z deleži stanovanj, čeprav to ni najbolj smotno. Te transakcije so iz ICLS izključene, saj gre v teh primerih praviloma za preprodaje znotraj gospodinjstev in druge podobne transakcije, ki jih ne moremo enačiti s transakcijami na nepremičninskem trgu.

Ob nakupih stanovanj bodo v ICLS imela veliko utež le še velika dela in prenove. Te se v ICŽP vključijo tako po pristopu celotnih pridobitev kot po pristopu neto pridobitev. Velika dela in prenove niso vključene v osnovne analize ICLS, saj pridobljene baze podatkov ne vsebujejo podatkov za te izdatke gospodinjstev. Vpliv gibanja stroškov, ki jih imajo gospodinjstva z velikimi deli in prenovami, je zato prikazan s pomočjo objavljenega uradnega indeksa za velika dela in prenove, ki ga objavlja SURS. Ker na SURS pripravljajo le indekse cen, v katere so vključene uteži iz baznega obdobja (ali obdobja pred baznim), je najprimernejša vključitev tega indeksa v ICŽP, ki je izračunan z uporabo Laspeyresove formule.

Letne uteži za ICLS, ki ob nakupih stanovanj vključuje tudi velika dela in prenove, so prikazane v tabeli 31. Zaradi preglednosti so uteži za velika dela in prenove prikazane ločeno od uteži za nakupe stanovanj, čeprav gre za dve sestavini, ki obe sodita v ICLS. Uteži za velika dela in prenove so izračunane na osnovi obsega teh izdatkov v APG (kot odstotek od vsote izdatkov gospodinjstev za velika dela in prenove, nakupe stanovanj in preostale življenjske potrebščine). Glede na razhajanja v obsegu izdatkov za nakupe stanovanj med APG in ETN lahko sklepamo, da je tudi pri velikih delih in prenovah (gre za izdatke, ki so kot nakupi stanovanj izločeni iz računanja uradnih ICŽP in HICŽP) prisotna določena napaka. V prikazane uteži niso zajeti preostali izdatki, ki sodijo v ICLS (zemljišča ter ostali stroški z lastnimi stanovanji) in različni izdatki, ki niso vključeni v ICŽP (razvrščeni v razdelek .202).

Tabela 31: Letne uteži za ICLS v ICŽP (v odstotkih)

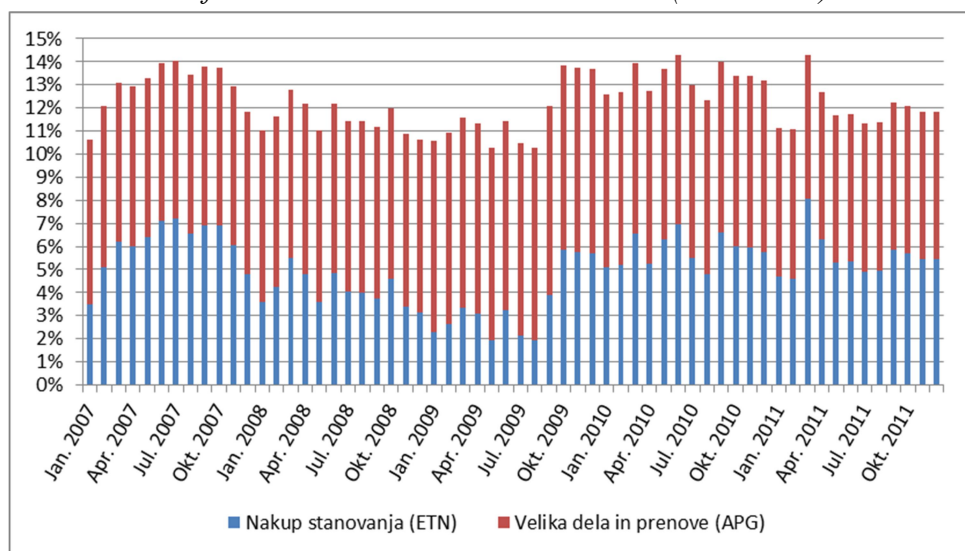
Opis izdatkov	Leto 2007	Leto 2008	Leto 2009	Leto 2010	Leto 2011
Preostale življenjske potrebščine (APG)	87,01 %	88,46 %	88,29 %	86,73 %	88,05 %
Velika dela in prenove (APG)	6,91 %	7,41 %	8,20 %	7,43 %	6,39 %
Nakup stanovanja (ETN)	6,08 %	4,13 %	3,51 %	5,84 %	5,56 %
Skupaj	100,00 %	100,00 %	100,00 %	100,00 %	100,00 %

Velikost uteži za ICLS, ki vključuje tako nakupe stanovanj kot velika dela in prenove, je le nekoliko večja od uteži, ki jo imajo lastna stanovanja v nacionalnih računih (višina uteži za pripisane najemnine). Sklepamo lahko, da je pomembnost lastnih stanovanj po pristopu celotnih pridobitev precej podobna pomembnosti, ki bi jo lastna stanovanja imela, v kolikor bi v ICŽP vključili ocenjene stroške uporabe stanovanj (uporabnikove stroške ali

pripisane najemnine). Implementacija pristopa celotnih pridobitev, ki vključuje tudi transakcije med gospodinjstvi, torej ne povzroči »inflacije uteži« za lastna stanovanja.

Mesečne uteži za ICLS so prikazane na grafu 33. Prikazan je delež izdatkov gospodinjstev za nakupe stanovanj in za velika dela ter prenove. Razmerje do preostalih izdatkov gospodinjstev je identično kot pri letnih utežeh, prikazanih v tabeli 31. Zaradi uporabe letnih podatkov iz APG je bila pri določitvi mesečnih uteži potrebna manjša poenostavitev. Razpoložljivim mesečnim podatkom iz ETN je bila tako prišteta 1/12 letnega obsega potrošnje za preostale življenjske potrebščine in za velika dela ter prenove iz APG. Natančneje so mesečne uteži za dopolnjeni ICŽP prikazane v prilogi 8 (prikazani sta obe varianti; ICŽP, v katerega so vključeni zgolj nakupi stanovanj, in ICŽP, v katerega so vključeni nakupi stanovanj ter velika dela in prenove).

Graf 33: Mesečne uteži za ICLS v ICŽP (v odstotkih)



Obseg transakcij s stanovanji po mesecih (prikazano na grafu 14) se je pričakovano v veliki meri ohranil v mesečnih utežeh za ICLS v ICŽP. S tem je zagotovljena precej natančna pokritost nakupov lastnih stanovanj v posameznih mesečnih ICŽP. V ICŽP imajo tako nakupi stanovanj najmanjšo pomembnost v posameznih mesecih leta 2008 in 2009, ko je promet s stanovanji zaradi gospodarske krize precej upadel. Manj zadovoljive so mesečne uteži za velika dela in prenove. Ker so te preračunane iz letnih podatkov, mesečna nihanja niso zajeta. Vendar lahko pričakujemo, da bodo zaradi vpliva vremenskih razmer na izvajanje gradbenih del med meseci prisotne precej velike razlike, zato podatki za velika dela in prenove iz APG niso optimalni tudi s tega vidika. Za ustreznejšo uporabo podatkov iz APG bi zato bila potrebna dopolnitev teh podatkov.

3.3.2 Izračun dopolnjenega ICŽP

Na osnovi izračunanih uteži za ICLS v ICŽP se izvede dopolnitev ICŽP. Dopolnitev je narejena za ICŽP, ki je izračunan na podatkih za 285 izdelkov in storitev. V ICLS so zajeti

ali zgolj nakupi stanovanj ali nakupi stanovanj in velika dela ter prenove. V ICLS so bile povprečne cene izračunane s formulo za AS, formula za izračun povprečnih cen preostalih izdelkov in storitev pa je pripisana za vsak indeks posebej. Razen pri Laspeyresovem indeksu so uporabljene zgolj verzije indeksov s povprečnimi cenami, izračunanimi s formulo za GS.

Vrednosti letnega dopolnjenega ICŽP so glede na predhodno leto prikazane v tabeli 32 in glede na leto 2007 v tabeli 33. Prikazani so Laspeyresov indeks (s povprečnimi cenami, izračunanimi s formulama za AS in GS) in Fisherjev ter Paaschejev indeks (oba s povprečnimi cenami, izračunanimi s formulo za GS). Prikazani ICŽP je bil dopolnjen z ICLS, v katerega so vključeni le nakupi stanovanj.

Tabela 32: Letni dopolnjeni ICŽP na prejšnje leto

Indeks	2008	2009	2010	2011
Laspeyres (AS)	105,83	101,39	101,14	102,36
Laspeyres (GS)	105,67	101,28	100,74	102,28
Fisher (GS)	105,40	100,99	100,16	102,04
Paasche (GS)	105,14	100,71	99,59	101,81

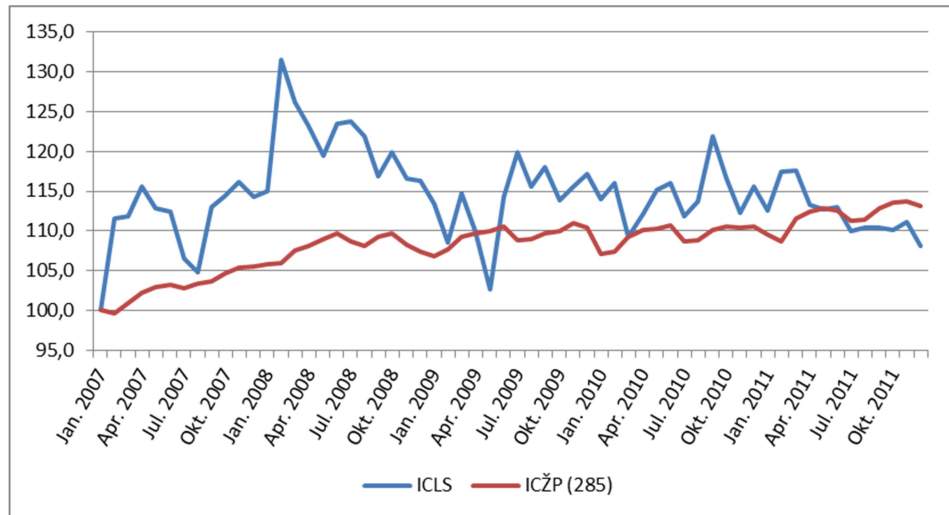
Tabela 33: Letni dopolnjeni ICŽP na leto 2007

Indeks	2007	2008	2009	2010	2011
Laspeyres (AS)	100,00	105,83	107,26	108,39	110,97
Laspeyres (GS)	100,00	105,67	106,98	107,69	110,15
Fisher (GS)	100,00	105,40	106,40	106,52	108,70
Paasche (GS)	100,00	105,14	105,83	105,36	107,26

Na letni ravni vključitev nakupov stanovanj v ICŽP ni povzročila velikih sprememb v vrednostih ICŽP; med dopolnjenimi letnimi indeksi in indeksi, izračunanimi zgolj za preostalih 285 izdelkov in storitev (prikazano v tabelah 2 in 3), ni večjih razlik. Kljub nekoliko drugačnim gibanjem ICLS vključitev nakupov stanovanj ni opazneje spremenila vrednosti ICŽP. Vrednosti ICLS so bile v veliki meri nevtralizirane z ustrezno obtežitvijo tega indeksa v skupnem ICŽP.

Primerjava vrednosti mesečnega verižno povezanega ICLS in mesečnega verižno povezanega ICŽP, pri čemer sta oba indeksa izračunana s Fisherjevo indeksno formulo (povprečne cene v ICŽP so bile izračunane s formulo za GS), so prikazane na grafu 34. Prikazani ICLS predstavlja le nakupe stanovanj.

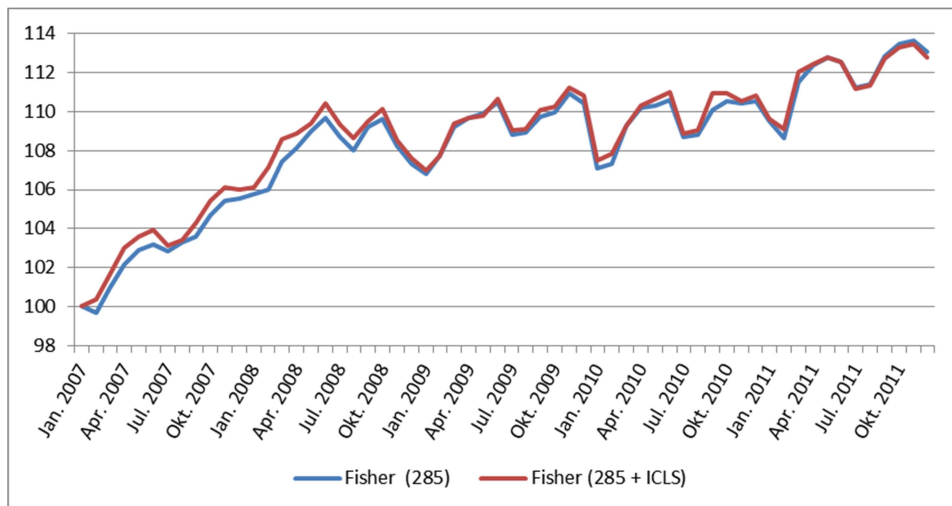
Graf 34: Primerjava ICLS in ICŽP (Fisherjeva formula, GS)



Gibanje cen lastnih stanovanj je bilo v analiziranem obdobju precej bolj dinamično kot gibanje cen preostalih življenjskih potrebščin. Velika, več kot 30-odstotna rast cen stanovanj v prvem letu je bila pospremljena le z nekaj odstotno rastjo cen preostalih potrošnih dobrin. Vrednosti nedopolnjenega ICŽP, za razliko od ICLS, ob začetku krize niso strmoglavile, temveč so določeno obdobje stagnirale. Do stagnacije ICLS je prišlo z zamikom, po drugem opaznejšem naraščanju cen stanovanj na polovici analiziranega obdobja. Proti koncu analiziranega obdobja je bila vrednost ICLS nekoliko pod vrednostjo nedopolnjenega ICŽP. Nakazoval se je trend upadanja cen stanovanj in trend postopnega naraščanja cen preostalih življenjskih potrebščin v prihodnje.

Vrednosti dopolnjenega mesečnega verižno povezanega ICŽP so na primeru uporabe Fisherjeve indeksne formule prikazane na grafu 35. Prikazan ICŽP je bil dopolnjen z ICLS, ki zajema le nakupe stanovanj. Prikazanemu dopolnjenemu ICŽP je dodan njegov nedopolnjen ekvivalent. Natančneje so vsi dopolnjeni mesečni ICŽP prikazani v prilogi 8.

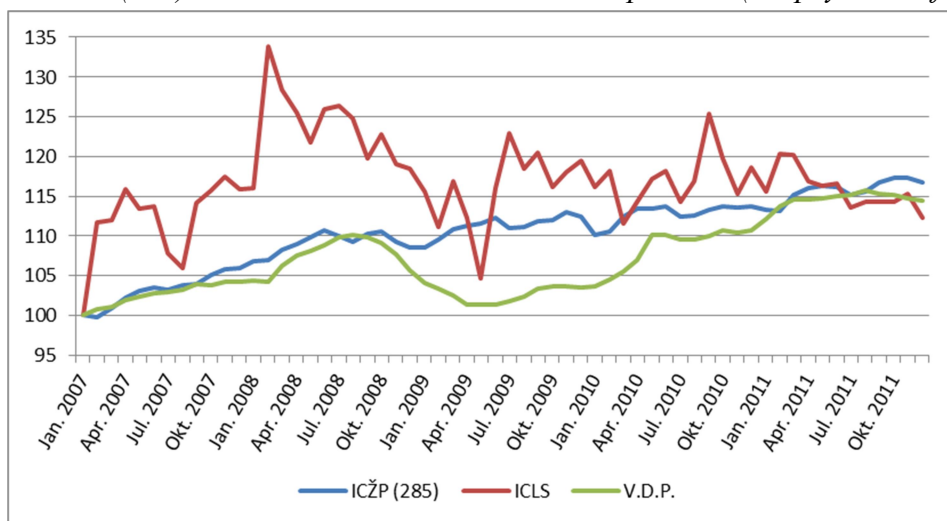
Graf 35: Primerjava nedopolnjenega in dopolnjenega ICŽP (Fisherjeva formula, GS)



Kljub precejšnjim razhajanjem med mesečnimi ICLS in ICŽP v analiziranem obdobju je vključitev ICLS le minimalno spremenila vrednosti ICŽP. Do največje razlike pride v prvem letu, ko so cene stanovanj imele precej nadpovprečno rast. Po tem obdobju se vrednosti dopolnjenega ICŽP skorajda v celoti prekrivajo z vrednostmi nedopolnjenega ICŽP. Globalno gledano do večjih razlik med njima ni prišlo zaradi relativno majhnih uteži za ICLS, ki nevtralizirajo veliko rast cen stanovanj. Kot kaže, imajo na končne vrednosti ICŽP večji vpliv nekateri drugi dejavniki in ne vključitev lastnih stanovanj, vsaj v kolikor so lastna stanovanja vključena po pristopu celotnih pridobitev.

Na grafu 36 sta ob mesečnem nedopolnjenem ICŽP prikazana ICLS, v katerega so vključeni le nakupi stanovanj, in indeks za velika dela ter prenove (v grafu označen z V.D.P.). Vsi prikazani indeksi so izračunani glede na januar 2007 kot bazni mesec. Nedopolnjeni ICŽP in ICLS, ki predstavlja nakupe stanovanj, sta bila izračunana z uporabo Laspeyresove indeksne formule. V ICŽP so bile povprečne cene izračunane z uporabo formule za AS. Mesečni indeks za velika dela in prenove je preračunan iz objavljenega indeksa za velika dela in prenove na SURS. Natančneje so vrednosti mesečnega indeksa za velika dela in prenove prikazane v prilogi 8.

Graf 36: ICŽP (285), ICLS in indeks za velika dela ter prenove (Laspeyresova formula)

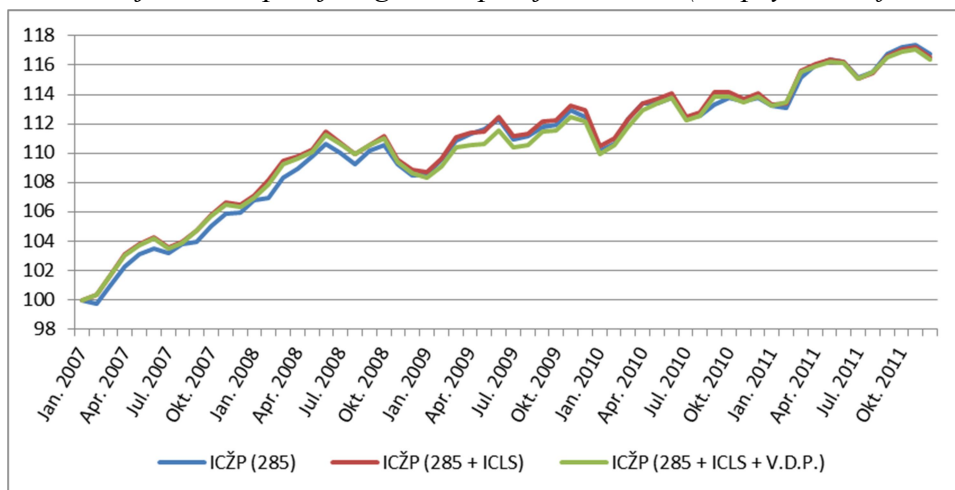


Vir: SURS (2015a) in lastni izračuni.

Uporaba Laspeyresove formule ne spremeni bistveno razmerja med ICLS in nedopolnjenim ICŽP. Edina razlika glede na uporabo Fischerjeve indeksne formule so nekoliko višje vrednosti obeh indeksov. Vrednosti indeksa za velika dela in prenove izkazujejo na začetku opazovanega obdobja približno enako rast cen kot nedopolnjen ICŽP. Po prihodu gospodarske krize in upadanja cen stanovanj so precej upadle tudi vrednosti tega indeksa, ki pa so kmalu spet zrastle in v letu 2011 ponovno dosegle rast cen izdelkov in storitev, vključenih v nedopolnjeni ICŽP. Vključitev velikih del in prenov v ICŽP bo zato nekoliko zmanjšala vrednost dopolnjenega ICŽP v obdobju od konca leta 2008 do začetka leta 2010.

Vrednosti nedopolnjenega in dopolnjenih mesečnih verižno povezanih ICŽP so na primeru uporabe Laspeyresove indeksne formule prikazane na grafu 37. Prikazana dopolnjena ICŽP sta bila dopolnjena le z nakupi stanovanj oz. z nakupi stanovanj in velikimi deli ter prenovami (v grafu označeno z V.D.P.).

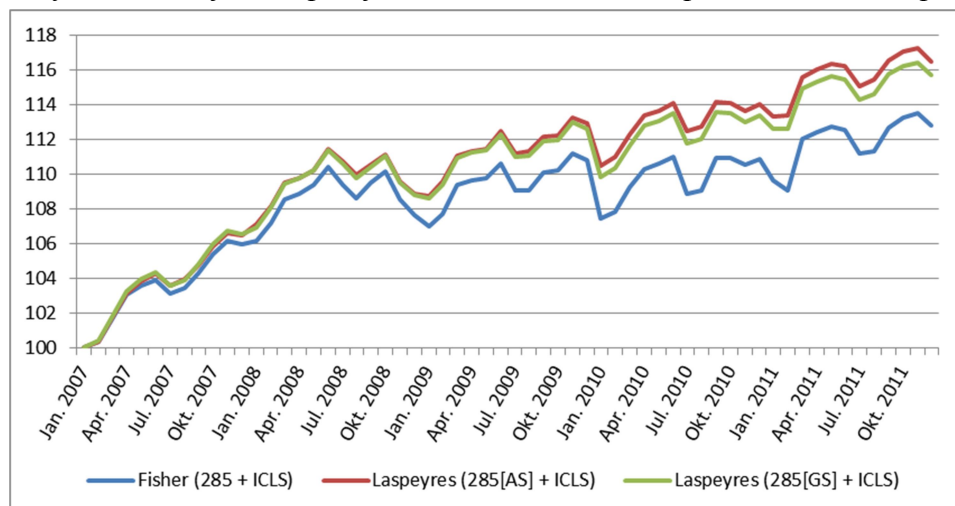
Graf 37: Primerjava nedopolnjenega in dopolnjenih ICŽP (Laspeyresova formula, AS)



Razmerje med z nakupi stanovanj dopolnjenim in nedopolnjenim ICŽP, ki sta bila izračunana z uporabo Laspeyresove indeksne formule (in povprečnih cen preostalih izdelkov in storitev, izračunanih s formulo za AS), je podobno kot pri uporabi Fisherjeve indeksne formule (in povprečnih cen preostalih izdelkov in storitev, izračunanih s formulo za GS). Dopolnjen ICŽP je bil nekoliko nad nedopolnjenim ICŽP le v začetnem obdobju. Razlika v višini izmerjene inflacije med Laspeyresovo in Fischerjevo indeksno formulo tako ostaja nespremenjena. Vpliv cen lastnih stanovanj na vrednosti ICŽP se je izkazal kot minimalen pri obeh tipih indeksnih formul. Vpliv vključitve velikih del in prenov je po pričakovanjih minimalen in omejen na krajše obdobje v letu 2009, ko je bil upad vrednosti tega indeksa največji. Skupni vpliv dopolnitve ICŽP s stroški gospodinjstev z lastnimi stanovanji ostaja tako minimalen in omejen na obdobje izrednih rasti oz. padcev cen, vezanih na lastna stanovanja.

Vpliv dopolnitve ICŽP z lastnimi stanovanji je v primerjavi z vplivom, ki ga ima na vrednosti ICŽP izbira formule na višji ravni in delno izbira formule na elementarni ravni, skorajda zanemarljiv. Razlike, do katerih pride zaradi izbire indeksne formule, so za z lastnimi stanovanji dopolnjeni ICŽP prikazane na grafu 38. ICŽP, izračunan za 285 izdelkov in storitev, je bil dopolnjen z ICLS, v katerega so zajeti le nakupi stanovanj po pristopu celotnih pridobitev.

Graf 38: Primerjava dopolnjenih ICŽP, izračunanih po različnih konceptih



Razlike v vrednostih ICŽP, ki nastanejo zaradi izbire formule za izračun povprečnih cen, so prisotne tudi v z lastnimi stanovanji dopolnjenem ICŽP. Vpliv formule za izračun povprečne cene je minimalen, vendar prisoten, medtem ko izbira superlativne formule povzroči precejšen razkorak do Laspeyresovega indeksa cen. Vprašanje natančnosti ICŽP je torej v prvi vrsti povezano z vprašanjem izbire ustreznih formul in šele za tem z ustreznim pokritjem vseh življenjskih potrebščin.

Prikazana glavna analiza je zaradi nepopolnosti podatkov iz ETN narejena brez kontrole morebitnih sprememb v kakovosti stanovanj, ki so predmet transakcij. Možnosti odprave te pomanjkljivosti analize so nakazane v nadaljevanju. Vplivi uporabe metod za kontrolo morebitnih sprememb v kakovosti so preverjeni zgolj na vzorcu transakcij s stanovanji, pri katerih ne manjkajo ključni podatki o lastnostih stanovanj.

3.4 Kontrola morebitnih sprememb v kakovosti stanovanj

3.4.1 Opis metod

V nadaljevanju so analizirane možne metode za merjenje »indeksov konstantne kakovosti«, tj. indeksov, na katere ne vplivajo morebitne spremembe v kakovosti vključenih izdelkov in storitev oz. v konkretnem primeru stanovanj, ki so predmet transakcij. Da dobimo indeks cen nepremičnin »konstantne kakovosti«, moramo kontrolirati variacije v količinah lastnosti, ki določajo cene nepremičnin (Eurostat, 2013a, str. 25). Za kontrolo sprememb v kakovosti stanovanj so na voljo naslednje metode in kombinacije teh metod (Eurostat, 2013a, str. 25):

- metoda ponovljenih prodaj;
- uporaba ocenjenih vrednosti nepremičnin;
- hedonska regresijska analiza;
- stratifikacija.

Metoda ponovljenih prodaj rešuje problem razlik v kakovosti s primerjavo cen nepremičnin, ki so bile prodane več kot enkrat (Eurostat, 2013a, str. 26). »Standardna metoda ponovitev bazira na regresijskem modelu, v katerega so vključeni podatki o ponovljenih prodajah za vsa obdobja« (Eurostat, 2013a, str. 26). »Potencialna pomanjkljivost te metode je vprašanje "revizij": ko so k vzorcu dodana nova obdobja in je model ponovno ocenjen, se bodo predhodno ocenjeni indeksi cen spremenili« (Eurostat, 2013a, str. 26). Kot pomanjkljivost te metode Eurostatov priročnik še navaja, da niso upoštevane morebitne spremembe v kakovosti prodajanih stanovanj, ki izhajajo iz obnov stanovanj med dvema prodajama, kot tudi ni upoštevana amortizacija stanovanja (Eurostat, 2013a, str. 26). Medtem ko se amortizacija lahko oceni (in ne izmeri), morebitne obnove in druge spremembe v kakovosti stanovanj v modelu ne bodo zajete. K tej pomanjkljivosti lahko še dodamo, da bo vzorec vključenih stanovanj verjetno pristranski, saj ne moremo izključiti korelacije med kakovostjo stanovanj ter pogostostjo njihove preprodaje. Ker ena (prva) prodaja stanovanja ni zadosten pogoj za vključitev te transakcije v analizo, bodo zato v vzorcu v glavnem odsotne tudi vse prodaje novogradenj. Kritike te metode lahko strnemo v (Haurin & Hendershott, 1991, v Eurostat, 2013a, str. 70):

- ne ločuje sprememb v cenah od amortizacije;
- ignorira obnove med prodajami;
- vzorec ni reprezentativen za stanovanjski sklad;
- cene posameznih lastnosti se lahko čez čas spremenijo;
- za pripravo vzorca je potrebnih veliko število prodaj.

Ker se v osnovi podatki analizirajo preko regresijske analize, veljajo za omejitve te metode tudi nekatere omejitve hedonske regresijske analize, ki je predstavljena v nadaljevanju.

Čeprav metoda ponovljenih prodaj temelji na dejanskih podatkih, sicer na manjšem vzorcu dejanskega števila transakcij, metoda ni primerna za namene računanja ICLS. Tudi ob morebitnem dovolj velikem številu preprodanih stanovanj so preostale omejitve prevelike za uporabo metode. Za računanje ICLS prav tako ni primerno uporabiti ocenjene vrednosti nepremičnin kot samostojno metodo za kontrolo sprememb v kakovosti in tudi v morebitni kombinaciji z drugimi metodami. Tudi v kolikor razrešimo vsa razhajanja med vrednostjo stanovanja in ceno stanovanja, ki bo ob vrednosti stanovanja vsebovala še davek, provizijo nepremičninskemu posredniku in druge transakcijske stroške, ta metoda še zmeraj predvideva uporabo ocen in ne dejansko izmerjenih cen stanovanj v kupoprodajnih transakcijah. Kot bolj primerni se zato kažeta preostali dve metodi za kontrolo sprememb v kakovosti, in sicer hedonska regresijska analiza (model z nepravimi časovnimi spremenljivkami) in stratifikacija, ki sta podrobneje prikazani in analizirani v nadaljevanju. Obe metodi odlikuje to, da (lahko) analiza (čeprav na precej različne načine) bazira na vseh dejansko izvedenih kupoprodajnih transakcijah s stanovanji.

S hedonskim pristopom se problem merjenja od dobrin preusmeri k lastnostim, ki so razumljene kot skupek lastnosti (Hill & Melsner, 2008, str. 595). Kljub uporabi dejanskih prodajnih cen stanovanj se s tem vseeno ustvari neka specifična umetna situacija, saj se na

trgu ne vršijo transakcije s temi posameznimi lastnostmi, temveč s stanovanji kot celotami, tj. z nedeljivimi skupki lastnosti. Razbitje na lastnosti tako lahko zanemari problem neprostovoljne substitucije. Obstaja več načinov, kako na osnovi teh lastnosti s hedonskim pristopom določiti čisto spremembo cen. Ti načini medsebojno niso enakovredni in bodo zato dali različne vrednosti čistega cenovnega indeksa, kar je lahko pomanjkljivost te metode.

Med možnimi hedonskimi regresijskimi modeli, predlaganimi v referenčnem priročniku Eurostata (2013a), se kot najprimernejši za namene merjenja čistih cenovnih sprememb kaže model z nepravimi časovnimi spremenljivkami, s katerim »... merimo vpliv 'časa' na logaritem cene« (Eurostat, 2013a, str. 42). Gre za model, ki je bil za namene izločanja vpliva kakovosti iz cen stanovanj že uporabljen na podatkih za Slovenijo (npr. Rant & Cirman, 2004; Pavlin, 2006). Gre za enega od možnih modelov iz »družine« hedonskih regresijskih modelov, ki se kaže kot najbolj sprejemljiv za računanje indeksa cen stanovanj.

Alternativa temu modelu so v glavnem hedonski regresijski modeli, ki za vsako časovno obdobje na osnovi lastnosti stanovanj izračunajo oceno povprečne cene stanovanj (Eurostat, 2013a, str. 26). S tem modelom bi tako dobili vrednosti indeksa, ki bi bazirale na ocenah in ne na dejansko izmerjenih cenah, kar ni ustrezno za namene računanja ICLS in ICŽP. Sicer možen, vendar neprimeren, je tudi popolnoma linearen regresijski model, v katerega je kot odvisna spremenljivka vključena povprečna cena stanovanj v netransformirani obliki. Predpostavke slednjega modela namreč niso verjetne (Eurostat, 2013a, str. 58).

Izbrani »logaritemsko-linearni model z nepravimi časovnimi spremenljivkami« ima več možnih variacij, odvisno od načina vključitve lastnosti stanovanj. Za izhodišče lahko vzamemo naslednji model (Eurostat, 2013a, str. 50):

$$\ln p_n^t = \beta_0 + \sum_{\tau=1}^T \delta^\tau D_n^\tau + \sum_{k=1}^K \beta_k z_{nk}^t + \varepsilon_n^t \quad (17)$$

V modelu ima neprava časovna spremenljivka D_n^τ vrednost 1, v kolikor je bilo stanovanje prodano v obdobju τ , in 0 v kolikor ne. Iz modela je izpuščena neprava časovna spremenljivka za bazno obdobje, s čimer je preprečena popolna kolinearnost. Lastnosti stanovanj (z_{nk}^t) so v izhodiščni model vključene v nespremenjeni linearni obliki.

Izhodiščni model se lahko spreminja v smislu uporabe različnih neodvisnih spremenljivk, s katerimi so merjene lastnosti stanovanj. Nespremenjene (linearne) neodvisne spremenljivke lahko zamenjamo s kakšno drugo obliko spremenljivk, na primer z logaritemsko, ali z nepravimi spremenljivkami, ki merijo, ali je pri posameznem stanovanju določena lastnost prisotna ali ne. Lahko pa se spremenljivke v model vključi

kombinirano, in sicer tako neprave spremenljivke kot nespremenjene linearne in/ali logaritmizirane hkrati.

Ne glede na obliko neodvisnih spremenljivk, s katerimi so merjene lastnosti stanovanj, je v regresijski model kot neodvisna spremenljivka vključena najmanj ena neprava časovna spremenljivka, katere regresijski koeficient uporabimo za izračun vrednosti indeksa za obdobje, na katerega se nanaša. Za obdobja $t = 0, \dots, T$ dobimo vrednost indeksa po naslednji formuli (Eurostat, 2013a, str. 52):

$$P_{TD}^{0t} = \exp(\hat{\delta}^t) \quad (18)$$

Z izračunom eksponentov regresijskih koeficientov za neprave časovne spremenljivke kontroliramo spremembe v količini karakteristik, s čimer dobimo mero za spremembe v cenah med baznim obdobjem in vsemi primerjanimi obdobji, prilagojene glede na spremembe kakovosti (Eurostat, 2013a, str. 52). Regresijski koeficient neprave časovne spremenljivke je tako edina informacija iz regresijskega modela za izračun končne vrednosti hedonskega indeksa.

To, da lahko v hedonski regresijski model vključimo poljubno število nepravih časovnih spremenljivk oz. da lahko hedonski indeks izračunamo za poljubno število obdobji hkrati, je ena od pomanjkljivosti te metode. Problem pri uporabi hedonskega modela z nepravimi časovnimi spremenljivkami je namreč prisotnost revizije ob dodajanju podatkov za nova obdobja (Eurostat, 2013a, str. 52). Čeprav se na to lastnost metode lahko gleda kot na prednost in ne slabost, saj se z več podatki izboljšajo dobljene ocene (Eurostat, 2013a, str. 52), vsaj z vidika priprave ICLS in ICŽP ta lastnost ni sprejemljiva. Z vidika kompilacije ICŽP in ICLS to pomeni nepretrgano revizijo indeksov za vsako obdobje od obdobja vključitve te metode v indeks naprej. Tudi če evalviramo metodo izolirano od priprave drugih indeksov, je lastnost, da vpliva izbira števila obdobji na rezultat v vseh izbranih obdobjih, precej nezaželena lastnost. Lahko pričakujemo, da se bodo razhajanja povečevala (in postajala vedno bolj signifikantna) z večanjem števila obdobji. Temu se izognemo tako, da v regresijski model zmeraj vključimo le podatke za dve obdobji, s čimer dobimo končne vrednosti indeksov, ki niso podvržene revizijam. Tako dobljene indekse lahko na drugem koraku združujemo v poljubno dolge časovne serije.

V kakšni relaciji so hedonski indeksi cen do »klasičnih« indeksov cen, je najbolje razvidno, če uporabljeno regresijsko enačbo iz hedonskega modela preoblikujemo in jo zapišemo na naslednji način (Eurostat, 2013a, str. 52):

$$P_{TD}^{0t} = \frac{\prod_{n \in S(t)} (p_n^t)^{1/N(t)}}{\prod_{n \in S(0)} (p_n^0)^{1/N(0)}} \exp \left[\sum_{k=1}^K \hat{\beta}_k (\bar{z}_k^0 - \bar{z}_k^t) \right] \quad (19)$$

V kolikor so povprečne lastnosti stanovanj v obdobju 0 in t enake ($\bar{z}_k^0 = \bar{z}_k^t$), je drugi člen v enačbi enak 1, kar pomeni, da se enačba poenostavi v razmerje geometrijskih sredin. Kot je bilo ugotovljeno prej, je v primeru popolnih administrativnih podatkov o transakcijah s stanovanji bolj primerna uporaba formule za AS, zato lahko to lastnost hedonske regresijske analize v tem primeru jemljemo kot večjo pomanjkljivost.

Referenčna literatura (Eurostat, 2013a, str. 56) predlaga, da se hedonska analiza uporabi v kombinaciji s stratifikacijo, saj je malo verjetno, da bi en sam model bil primeren za vse vrste stanovanj. S tem se tudi omogoči, da se na osnovi dobljenih stratumov izračuna stratificirani hedonski indeks Laspeyresovega tipa. Vendar bo tudi po tem ta indeks (ali katerikoli drugi indeks) baziral na povprečnih cenah, izračunanih po posameznih stratumih s formulo za GS in ne za AS. Odstopanja od vrednosti, ki bi jih dobili z uporabo formule za AS, bodo praviloma manjša – do zmanjšanja razlik bo prišlo, v kolikor bodo povprečne cene stanovanj po stratumih različne – vendar še zmeraj prisotne. Stratifikacija tako v celoti rešuje le težavo, kadar moramo za različne tipe stanovanj uporabiti drugačne hedonske regresijske modele.

Stratifikacijo je mogoče uporabiti tudi kot samostojno metodo. S to metodo delimo vzorec prodanih stanovanj na podvzorce oz. stratumе. Z oblikovanjem nabora dokaj homogenih stratumov je lahko povprečna prodajna cena stanovanja v posameznem stratumu uporabljena kot cena za določen tip nepremičnine konstantne kakovosti (Eurostat, 2013a, str. 25). Stratumi se oblikujejo na osnovi določenih lastnosti stanovanj, npr. velikosti in lokacije. »Stratifikacijo lahko razumemo kot poseben primer regresije« (Eurostat, 2013a, str. 42). Diewert (2003a) je pokazal, da lahko stratifikacijo ali uporabo nepravilnih (slamnatih) spremenljivk razumemo kot neparametrične regresijske tehnike. Vendar kljub temu razlike med obema metodama so. S stratifikacijo se stanovanj tako ne razbija na lastnosti, temveč le grupira glede na lastnosti, prav tako pa je možna izbira formule za izračun povprečnih cen in s tem – z izbiro formule za AS – eksplicitna obtežitev posameznih stanovanj, kar nam hedonska metoda ne omogoča. V postopku priprave pa so obema metodama skupne predvsem dileme okrog izbire (identifikacija lastnosti) in priprave (izvedba transformacij in kategorizacij) spremenljivk, s katerimi so merjene lastnosti stanovanj. To je odvisno od razpoložljivih podatkov in od odločitev pripravljavcev indeksov.

Ne glede na lastnost hedonskih regresijskih modelov, da se lahko v analizi uporabi večje število lastnosti stanovanj, je vprašanje relevantnosti in ustreznosti spremenljivk značilno tudi za te modele. Popolna pojasnitev variiranja cen stanovanj je neverjetna. V praksi bo pri ocenjevanju hedonskega modela pristranskost zaradi izpuščenih spremenljivk vedno prisotna (Eurostat, 2013a, str. 51). Pri stratifikaciji je ta problem še nekoliko večji, saj je vprašanje izbire in priprave stratifikacijskih spremenljivk – pri stratifikaciji se priprava spremenljivk nanaša predvsem na morebitne kategorizacije uporabljenih spremenljivk –

povezano z velikostjo posameznih celic (stratumov), dobljenih s stratifikacijo. Diewert (2009, str. 101) opiše problem stratifikacije na naslednji način:

»Problem s to metodo se lahko pojasni na naslednji način: če imamo v stratifikaciji preveč celic, lahko ne bo dovolj transakcij v vsakem danem obdobju za namen oblikovanja natančne povprečne cene v celici. Na drugi strani, če je v stratifikaciji premalo celic, bodo dobljena povprečja v celicah trpela zaradi *pristranskosti povprečne vrednosti*, tj. kombinacija lastnosti prodana v vsakem obdobju znotraj vsake celice se lahko spremeni dramatično iz obdobja v obdobje in zato dobljeni stratificirani indeks ne bo ohranil kakovosti konstantne«.

Za uspešno stratifikacijo je tako pomembno določiti čim manjše število lastnosti, s katerimi bodo kar se da najbolje definirana stanovanja kot celota, s čimer bo izvedena optimalna kontrola morebitnih sprememb v kakovosti kupovanih stanovanj.

Najpomembnejše lastnosti stanovanj, ki jih je mogoče vključiti v modele za kontrolo sprememb v kakovosti, so (Eurostat, 2013a, str. 25):

- površina zgradbe (stanovanja);
- velikost zemljišča;
- lokacija nepremičnine;
- starost zgradbe;
- vrsta zgradbe (vrsta enodružinske hiše ali stanovanja v večstanovanjski stavbi);
- materiali, uporabljeni v gradnji (npr. les ali opeka);
- druge lastnosti, kot so število spalnic, kopalnic, garaža, bazen, klima, razdalja do javnih dobrin.

Ne glede na izčrpnost seznama lastnosti je mogoče ta seznam dopolniti še z drugimi lastnostmi stanovanja. Prav tako se lahko izkaže, da nekatere lastnosti niso bistvene, ker njihove morebitne spremembe med obdobji ne vplivajo signifikantno na ceno stanovanj. V Veliki Britaniji imajo na primer v njihov hedonski regresijski model vključenih 7 lastnosti, od katerih se 3 nanašajo na zgradbo, 3 na lokacijo in 1 na kupca (Karanka et al., 2013). Lastnosti zgradbe, vključene v regresijski model, so (Karanka et al., 2013):

- vrsta stanovanja;
- ali gre za novo ali staro stanovanje;
- število sob.

Za razliko od nabora lastnosti, ki ga je pripravil Eurostat, je lastnosti, uporabljene za računanje nepremičninskih indeksov v Veliki Britaniji, mogoče brez večjih problemov uporabiti tudi za namene stratifikacije. Ob ne preveč razdrobljenih območjih za kontrolo lokacije stanovanja bodo lastnosti iz primera Velike Britanije, ki se nanašajo na zgradbo kot tako (ali podoben nabor lastnosti), ustrezne za oblikovanje dovolj velikih stratumov, na osnovi katerih bo izveden zanesljiv in nepristranski izračun ICLS.

3.4.2 Empirično preverjanje metod

3.4.2.1 Opis podatkov

Kakšen je vpliv uporabe hedonskih regresijskih modelov in stratifikacije na vrednosti ICLS, je na vzorcu podatkov za Slovenijo prikazano v nadaljevanju. V analizo so vključeni tisti podatki iz ETN za leti 2010 in 2011, za katere so bili v ETN zavedeni vsi podatki o lastnostih stanovanj, ki so bile v preverjanih modelih kontrolirane glede na morebitne spremembe (uporabljeni so bili zgolj podatki brez manjkajočih vrednosti pri izbranih spremenljivkah). Analiza je bila tako narejena na 3.433 transakcijah s stanovanji v večstanovanjskih stavbah in 1.323 transakcijah z enodružinskimi hišami.

V analizo so bile vključene naslednje lastnosti stanovanj v večstanovanjskih stavbah:

- leto izgradnje stavbe;
- število sob v stanovanju;
- neto površina dela stavbe (površina stanovanja);
- območje oz. lokacija stavbe.

Za enodružinske hiše je nabor uporabljenih lastnosti nekoliko drugačen, in sicer:

- leto izgradnje stavbe;
- neto površina stavbe (površina stanovanja);
- območje oz. lokacija stavbe.

Ob omenjenih lastnostih je bil za kontrolo sprememb v kakovosti uporabljen še podatek, ali gre za stanovanje v večstanovanjski stavbi ali za enodružinsko hišo (vrsta stanovanja). Ta podatek pri stratifikaciji zmeraj predstavlja prvi nivo stratifikacije, pri hedonskih regresijskih modelih pa predhodno stratifikacijo, na osnovi katere je bila optimizirana primernost uporabljenih regresijskih modelov. Hedonski regresijski modeli so tako pripravljeni in preizkušeni posebej za stanovanja v večstanovanjskih stavbah in posebej za enodružinske hiše.

Na vzorčnih podatkih za Slovenijo so preverjeni hedonski regresijski modeli z nepravimi časovnimi spremenljivkami, in sicer na letni ter polletni ravni. Regresijski modeli so preverjeni le za dve obdobji naenkrat (vključena je le ena neprava časovna spremenljivka naenkrat), s čimer se izognemo problemu revizije indeksa. Pripravljene so bile naslednje neprave časovne spremenljivke:

- 1. polletje 2010;
- 2. polletje 2010;
- 1. polletje 2011;
- 2. polletje 2011;
- leto 2010;

- leto 2011.

Letne neprave časovne spremenljivke so bile uporabljene v regresijskih modelih za stanovanja v večstanovanjskih stavbah in enodružinske hiše, polletne neprave časovne spremenljivke pa le v regresijskih modelih za stanovanja v večstanovanjskih stavbah.

Lastnosti 'leto izgradnje stavbe', 'število sob v stanovanju' (slednja zgolj za stanovanja v večstanovanjskih stavbah) in 'površina stanovanja' so bile v regresijske modele vključene:

- v nespremenjeni (linearni) obliki;
- v logaritmirani obliki;
- kot neprave spremenljivke.

Za lastnost 'leto izgradnje stavbe' so bile v primeru stanovanj v večstanovanjskih stavbah oblikovane naslednje neprave spremenljivke:

- izgrajeno do 1970;
- izgrajeno od 1971 do 1990;
- izgrajeno od 1991 naprej.

Zaradi precej majhnih razlik med stanovanji v večstanovanjskih stavbah, izgrajenih do leta 1970 in izgrajenih od leta 1971 do 1990, je bila lastnost 'leto izgradnje stavbe' v primeru stanovanj v večstanovanjskih stavbah preoblikovana še v zgolj naslednji dve nepravi spremenljivki:

- izgrajeno do 1990;
- izgrajeno od 1991 naprej.

Za lastnost 'število sob v stanovanju' so bile v primeru stanovanj v večstanovanjskih stavbah oblikovane naslednje neprave spremenljivke:

- 1 soba;
- 2 sobi;
- 3 sobe;
- 4 ali več sob.

Za lastnost 'površina stanovanja' so bile v primeru stanovanj v večstanovanjskih stavbah oblikovane naslednje neprave spremenljivke:

- površina do 39,05 m²;
- površina od 39,10 do 53,20 m²;
- površina od 53,25 do 66,45 m²;
- površina od 66,50 m² naprej.

Za lastnost 'leto izgradnje stavbe' so bile v primeru enodružinskih hiš oblikovane naslednje neprave spremenljivke:

- izgrajeno do 1966;

- izgrajeno od 1967 do 1990;
- izgrajeno od 1991 naprej.

Za lastnost 'površina stanovanja' so bile v primeru enodružinskih hiš oblikovane naslednje nepravne spremenljivke:

- površina do 109,9 m²;
- površina od 110,0 do 159,9 m²;
- površina od 160,0 m² naprej.

Za namen kontroliranja sprememb v kakovosti stanovanj glede na njihovo lokacijo sta bili oblikovani dve različni razdelitvi države po območjih, pri prvi razdelitvi je bil glavni kriterij cena stanovanj, pri drugi razdelitvi pa je ob cenovni zaokroženosti bila pomembna tudi geografska zaokroženost območja. Čeprav je z vidika kompilacije ICŽP (in ICLS) primernejša druga razdelitev območij, na osnovi katere se formirajo zaokrožena in povezana območja, je v analizo vključena tudi prva opcija, z namenom, da se prikaže vpliv izbire območij na vrednosti indeksov.

Na osnovi prve razdelitve so bila oblikovana naslednja tri cenovno zaokrožena območja:

- najcenejše območje (statistične regije Pomurje, Podravje, Koroška, Savinjska, Zasavska, Spodnjeposavska, Notranjsko-kraška in Jugovzhodna Slovenija brez občine Novo mesto);
- srednje cenovno območje (občina Novo mesto, Osrednjeslovenska statistična regija brez občine Ljubljana, statistični regiji Gorenjska in Goriška);
- najdražje območje (občina Ljubljana, Obalno-kraška statistična regija).

Na osnovi druge razdelitve so bila oblikovana naslednja tri geografsko zaokrožena območja:

- vzhodno območje (statistične regije Pomurje, Podravje, Koroška, Savinjska, Zasavska, Spodnjeposavska in Jugovzhodna Slovenija);
- osrednje območje (Osrednjeslovenska statistična regija);
- zahodno območje (statistične regije Gorenjska, Notranjsko-kraška, Goriška in Obalno-kraška).

Območja, s katerimi je kontrolirana sprememba v kakovosti stanovanj glede na lokacijo, so bila v hedonske regresijske modele stanovanj vključena kot nepravne spremenljivke.

Vse navedene lastnosti stanovanj so bile pri stratifikaciji uporabljene za podrobnejšo stratifikacijo stanovanj v večstanovanjskih stavbah in enodružinskih hiš. Za namene stratifikacije so bile spremenljivke kategorizirane, pri čemer kategorije sovpadajo z nepravimi spremenljivkami iz hedonske regresijske analize.

Kot odvisna spremenljivka sta v hedonski regresijski analizi bili uporabljeni naslednji dve logaritmirani spremenljivki:

- logaritem cene stanovanja kot celote (logaritem pogodbene cene);
- logaritem cene kvadratnega metra (m^2) stanovanja.

Kot pri hedonski regresijski analizi sta tudi v stratifikacijo vključeni obe možni ceni stanovanj; povprečne cene v stratumih so s formulo za AS izračunane za stanovanje kot celoto in za kvadratni meter stanovanja.

3.4.2.2 Rezultati

Hedonska regresijska analiza in stratifikacija sta preverjeni na vzorcu transakcij s stanovanji iz ETN za leti 2010 in 2011. V vzorec so bile izbrane transakcije, pri katerih ni manjkajočih podatkov pri spremenljivkah, vključenih v analizo. Tega vzorca ne moremo enačiti z ETN kot celoto, zato je bolj primerno, da se pri interpretaciji rezultatov v večji meri omejimo na povprečne cene ter indekse cen, izračunane na teh vzorčnih podatkih. Za stanovanja v večstanovanjskih stavbah so tako v tabeli 34 predstavljene letne povprečne cene in v tabeli 35 polletne povprečne cene stanovanj kot celote in kvadratnega metra stanovanja. Povprečne cene so izračunane s formulama za AS in GS. Polletni in letni netehtani indeksi na prejšnje obdobje, ki so bili izračunani na osnovi povprečij, izračunanih z uporabo formule za AS, so prikazani v tabeli 36 in z uporabo formule za GS v tabeli 37.

Kljub neustreznosti uporabe formule za GS pri računanju povprečnih cen v primeru popolnega pokritja transakcij (izračuni v nadaljevanju so na vzorcu narejeni zgolj zaradi omejitev v podatkih, vendar z namenom preverjanja modelov za namene računanja na vseh podatkih) je pri računanju povprečnih cen in indeksov cen uporabljena tudi formula za GS. Zaradi značilnosti hedonskih indeksov so namreč s slednjimi primerljivi le ti indeksi in ne indeksi, pri katerih je povprečna cena izračunana s formulo za AS.

Tabela 34: Povprečne letne cene stanovanj v vzorcu (v evrih)

Leto	Število transakcij	Povprečne cene so AS		Povprečne cene so GS	
		Celota	m^2	Celota	m^2
Leto 2010	1.760	95.661,2	1.857,4	84.229,6	1.709,3
Leto 2011	1.673	92.815,3	1.819,7	81.320,9	1.675,8

Tabela 35: Povprečne polletne cene stanovanj v vzorcu (v evrih)

Polletje	Število transakcij	Povprečne cene so AS		Povprečne cene so GS	
		Celota	m^2	Celota	m^2
1. polletje 2010	877	96.825,3	1.842,2	84.934,5	1.696,9
2. polletje 2010	883	94.505,0	1.872,5	83.535,4	1.721,8
1. polletje 2011	875	94.817,1	1.857,0	83.751,3	1.719,6
2. polletje 2011	798	90.620,5	1.778,9	78.736,9	1.628,9

V letu 2011 so povprečne cene stanovanj v večstanovanjskih stavbah nekoliko upadle. Iz polletnih podatkov je razvidno, da so cene stanovanj kot celote v 1. polletju 2011 sicer nekoliko narasle in da je upad na letni ravni odraz večjega upada povprečnih cen v 2. polletju leta 2011. Povprečna cena kvadratnega metra stanovanja je za razliko od cene stanovanja kot celote v 1. polletju 2011 bila nekoliko nižja kot v 2. polletju 2010, kar je odraz sprememb v velikosti prodajanih stanovanj v večstanovanjskih stavbah.

Tabela 36: Polletni in letni indeksi za stanovanja (AS)

Enota	Polletni indeksi			Letni indeksi
	2. polletje 2010	1. polletje 2011	2. polletje 2011	Leto 2011
Celota	97,60	100,33	95,57	97,03
m ²	101,65	99,17	95,80	97,97

Tabela 37: Polletni in letni indeksi za stanovanja (GS)

Enota	Polletni indeksi			Letni indeksi
	2. polletje 2010	1. polletje 2011	2. polletje 2011	Leto 2011
Celota	98,35	100,26	94,01	96,55
m ²	101,47	99,87	94,73	98,04

Neodvisno od izbire formule za izračun povprečne cene kažejo vrednosti indeksov isto smer gibanja cen stanovanj v večstanovanjskih stavbah. Je pa v vrednostih teh indeksov vseeno opaziti večja odstopanja; v drugem polletju 2011 je vrednost indeksa za stanovanja kot celoto, ki je bil izračunan na osnovi povprečne cene z uporabo formule za AS, tako na primer za 1,56 indeksne točke večja kot v primeru uporabe formule za GS. Odsotnost eksplicitne obtežitve stanovanj pri uporabi povprečne cene, izračunane s formulo za GS – in pri hedonskih indeksih – tako precej odmakne vrednosti ICLS od dejanskega gibanja cen stanovanj na trgu.

Kljub tej pomanjkljivosti je hedonska regresijska analiza prikazana v nadaljevanju. Čeprav se ta metoda sooča z resnimi omejitvami za računanje končnih vrednosti ICLS, vseeno poda določene informacije o morebitnih spremembah kakovosti stanovanj, ki so predmet transakcij na nepremičninskem trgu. Te se lahko uporabi za izboljšanje stratifikacije indeksov, za boljše razumevanje vpliva sprememb v kakovosti na vrednosti ICLS in nenazadnje tudi na omejitve stratificiranih indeksov v povezavi s kontrolo sprememb v kakovosti. V tabeli 38 so prikazane vrednosti letnih hedonskih indeksov v letu 2011 glede na predhodno leto, za primer, ko je odvisna spremenljivka cena stanovanja kot celote, in za primer, ko je odvisna spremenljivka cena kvadratnega metra stanovanja. Ob vrednostih hedonskih indeksov so v tabeli pripisane tudi vrednosti popravljenih determinacijskih koeficientov za regresijske modele, ki so osnova za izračun indeksov. Prav tako so v tabeli za vsak regresijski model vpisane vse v modele vključene neodvisne spremenljivke. Na podoben način so v nadaljevanju urejene tudi preostale tabele za prikaz hedonskih indeksov.

Tabela 38: Letni hedonski indeksi v letu 2011 za stanovanja

Model	Neodvisne spremenljivke	Celota		m ²	
		$\bar{R}^2$	Indeks	$\bar{R}^2$	Indeks
H1(s)	letu 2011 (2/2); letu izgradnje; število sob; površina stanovanja	0,375	97,68	0,035	97,63
H2(s)	letu 2011 (2/2); letu izgradnje (log); število sob (log); površina stanovanja (log)	0,375	97,64	0,043	97,64
H3(s)	letu 2011 (2/2); letu izgradnje (log); površina stanovanja (log)	0,374	97,59	0,042	97,59
H4(s)	letu 2011 (2/2); izgrajeno od 1971 do 1990 (2/3); izgrajeno od 1991 naprej (3/3); površina od 39,10 do 53,20 m ² (2/4); površina od 53,25 do 66,45 m ² (3/4); površina od 66,50 m ² naprej (4/4)	0,367	97,96	0,090	97,87
H5(s)	letu 2011 (2/2); izgrajeno od 1991 naprej (2/2); površina od 39,10 do 53,20 m ² (2/4); površina od 53,25 do 66,45 m ² (3/4); površina od 66,50 m ² naprej (4/4)	0,367	97,97	0,091	97,88
H6(s)	letu 2011 (2/2); letu izgradnje (log); površina stanovanja (log); srednje cenovno območje (2/3); najdražje cenovno območje (3/3)	0,755	96,86	0,624	96,86
H7(s)	letu 2011 (2/2); letu izgradnje (log); površina stanovanja (log); osrednjeslovensko območje (2/3); zahodno območje (3/3)	0,705	97,53	0,548	97,53
H8(s)	letu 2011 (2/2); izgrajeno od 1991 naprej (2/2); površina od 39,10 do 53,20 m ² (2/4); površina od 53,25 do 66,45 m ² (3/4); površina od 66,50 m ² naprej (4/4); srednje cenovno območje (2/3); najdražje cenovno območje (3/3)	0,736	97,30	0,653	97,21
H9(s)	letu 2011 (2/2); izgrajeno od 1991 naprej (2/2); površina od 39,10 do 53,20 m ² (2/4); površina od 53,25 do 66,45 m ² (3/4); površina od 66,50 m ² naprej (4/4); osrednjeslovensko območje (2/3); zahodno območje (3/3)	0,685	97,92	0,571	97,82
H10(s)	letu 2011 (2/2); izgrajeno od 1971 do 1990 (2/3); izgrajeno od 1991 naprej (3/3); 2 sobi (2/4); 3 sobe (3/4); 4 ali več sob (4/4); površina od 39,10 do 53,20 m ² (2/4); površina od 53,25 do 66,45 m ² (3/4); površina od 66,50 m ² naprej (4/4); srednje cenovno območje (2/3); najdražje cenovno območje (3/3)	0,748	97,38	0,656	97,21
H11(s)	letu 2011 (2/2); izgrajeno od 1971 do 1990 (2/3); izgrajeno od 1991 naprej (3/3); 2 sobi (2/4); 3 sobe (3/4); 4 ali več sob (4/4); površina od 39,10 do 53,20 m ² (2/4); površina od 53,25 do 66,45 m ² (3/4); površina od 66,50 m ² naprej (4/4); osrednjeslovensko območje (2/3); zahodno območje (3/3)	0,699	98,02	0,573	97,84
H12(s)	letu 2011 (2/2); izgrajeno od 1991 naprej (2/2); osrednjeslovensko območje (2/3); zahodno območje (3/3)	0,400	96,73	0,536	98,13
H13(s)	letu 2011 (2/2); izgrajeno od 1991 naprej (2/2); površina stanovanja (log); osrednjeslovensko območje (2/3); zahodno območje (3/3)	0,723	97,82	0,576	97,82

Odvisni spremenljivki: 'logaritem cene stanovanja kot celote (celota)' in 'logaritem cene m² (m²)'.

Z izbranimi hedonskimi modeli dobimo precej različne vrednosti letnih hedonskih indeksov. Čeprav lahko na osnovi celote sklepamo, da so se stanovanja v letu 2011 glede na prejšnje leto pocenila za dobra 2 odstotka, so razlike med posameznimi vrednostmi vseeno tako velike, da lahko sklenemo, da izbira modela vpliva na končne vrednosti indeksa. Prvi trije hedonski modeli (modeli H1, H2 in H3), v katere so vključene razpoložljive neodvisne spremenljivke, ki merijo lastnosti stanovanj v večstanovanjskih stavbah (brez lokacije stavbe), dajo precej podoben rezultat, tj. vrednost enako 97,6

indeksnih točk. Na osnovi teh rezultatov lahko sklepamo, da se za odtenek bolj obnesejo logaritmirane neodvisne spremenljivke in da sta podatek o številu sob in podatek o površini stanovanja v kvadratnih metrih precej enakovredna. Dobljeni hedonski indeksi so bližje netehtanim indeksom (glej tabelo 37) v primeru, kadar je enota cena kvadratnega metra. Da je vsaj takrat, kadar ni na voljo dovolj informacij, bolje za enoto uporabiti ceno kvadratnega metra stanovanja, dokazuje tudi model H12; kljub relativno velikemu odstopanju je vrednost indeksa po izključitvi podatka o površini stanovanja pri ceni kvadratnega metra stanovanja precej bolj primerljiva modelu H13, v katerega je ta dodatna informacija vključena, kot pa v primeru računanja na osnovi cene stanovanja kot celote.

Kategorizacija spremenljivk (modela H4 in H5) nekoliko spremeni vrednosti indeksov, kar kaže na določeno izgubo informacij zaradi izbrane kategorizacije. Uporaba dveh ali treh kategorij pri letu izgradnje stavbe ne vpliva bistveno na vrednost indeksa. Vsaj v prikazanem primeru je izguba informacij zaradi kategorizacije manjša v primeru, kadar je kot odvisna spremenljivka uporabljena ceno kvadratnega metra stanovanja. Kadar je v model kot neodvisna spremenljivka vključena površina stanovanja v logaritmirani obliki, je vseeno, ali kot mero za ceno vzamemo ceno stanovanja kot celote ali ceno kvadratnega metra stanovanja, do razlik zaradi izbire mere pride šele ob kategorizaciji površine (ali izpustitvi le-te iz modela). Se pa ob sicer istih (ali podobnih) rezultatih v primeru uporabe cene kvadratnega metra stanovanja precej zmanjša vrednost determinacijskega koeficienta. Izbrane lastnosti stanovanj tako pojasnjujejo precej manj variiranja cene kvadratnega metra stanovanja, kar pa ob dejstvu, da ostaja vrednost indeksa nespremenjena, le jemlje moč interpretativni vrednosti tega koeficienta.

Vse do sedaj ugotovljene razlike v vrednostih indeksov so v primerjavi s potencialom, ki ga ima na spremembo vrednosti indeksa informacija o lokaciji stanovanja oz. stavbe, skoraj zanemarljive. Z vključitvijo nepravilnih spremenljivk, ki določajo lokacijo stavb, se vrednosti indeksov namreč lahko spremenijo v precej večji meri. Vključitev informacije o lokaciji stavbe na osnovi modela, po katerem so bila oblikovana geografsko zaokrožena območja, ima na vrednosti indeksa sicer zanemarljiv vpliv; v primeru uporabe nepravilnih spremenljivk za vse lastnosti stanovanj bo razlika manjša od 0,1 indeksne točke (razlika med modeloma H5 in H9) in s tem praktično zanemarljiva. Potencialno velik vpliv na končne vrednosti indeksa se bolj kot v tem primeru kažejo pri modelu oblikovanja območij, v katerem so bila le-ta določena na osnovi povprečnih cen stanovanj, pri čemer geografski stik področij, vključenih v oblikovano območje, ni zagotovljen. Ti modeli se glede na preostale vsebinsko podobne modele brez informacije o lokaciji (in glede na indekse, dobljene z modeli, ki bazirajo na geografsko zaokroženih območjih) razlikujejo za približno 0,6 indeksne točke. Čeprav se nam intuitivno lahko zdi rešitev, ki bazira na strnjenih območjih, pravilnejša, ni glede izbire po kriteriju cene – ali seveda izbire kateregakoli drugega modela – nobenih omejitev. Precej legitimna je recimo lahko tudi delitev na mestno in ruralno okolje. Ne glede na stopnjo členitve – najnižji nivo je zmeraj lokacija posameznih stanovanj – in načina oblikovanja območij bo zato zmeraj za vsak

model možno oblikovati alternativni model, ki bo dal rahlo ali celo opazneje drugačne rezultate. Razlike med izbranimi modeloma oblikovanja območij so preko povprečnih cen stanovanj kot celote in cen kvadratnega metra ponazorjene s tabelo 39 (model s cenovno zaokroženimi območji) in tabelo 40 (model z geografsko zaokroženimi območji).

Tabela 39: Povprečne cene stanovanj glede na cenovna območja

Cenovno območje	Število transakcij	Celota	m ²
Najcenejše območje	1.239	61.579,4	1.207,2
Srednje cenovno območje	873	91.497,1	1.758,3
Najdražje območje	1.321	126.775,1	2.485,0

Tabela 40: Povprečne cene stanovanj glede na geografska območja

Geografsko območje	Število transakcij	Celota	m ²
Vzhodno območje	1.255	62.280,2	1.220,7
Osrednjeslovensko območje	1.371	124.324,7	2.371,4
Zahodno območje	807	92.977,7	1.896,1

Povprečne cene pri obeh modelih razdelitve območij kažejo, da lahko potegnemo vzporednice med vzhodnim in najcenejšim območjem, zahodnim in srednjim cenovnim območjem ter osrednjeslovenskim in najdražjim območjem. Vzhodno območje tako zajema 95,5 odstotkov transakcij s stanovanji v večstanovanjskih stavbah v najcenejšem in 4,5 odstotkov transakcij v srednjem cenovnem območju, osrednjeslovensko območje 80,0 odstotkov transakcij v najdražjem območju in 20,0 odstotkov transakcij v srednjem cenovnem območju ter zahodno območje 67,2 odstotkov transakcij v srednjem cenovnem območju, 27,8 odstotkov transakcij v najdražjem območju in 5,1 odstotkov transakcij v najcenejšem območju. Prekrivanje območij iz obeh modelov je precej veliko in povprečja po območjih kažejo precej podobno sliko, kar se ne sklada najbolje z ugotovitvijo, da je ravno izbira modela oblikovanja območij povzročila največje razlike v končnih vrednostih hedonskih indeksov. Končna izbira območij za računanje ICLS kot sestavnega dela ICŽP mora biti tako dobro premišljena, pri tem pa se lahko uporabijo tudi rešitve, ki se uporabljajo za računanje preostalega ICŽP. Nenazadnje je problem geografsko neenakih cen prisoten tudi pri številnih (večini) drugih izdelkih in storitvah, vključenih v ICŽP.

Za namen računanja ICLS kot sestavnega dela ICŽP se lahko kot osnova uporabi regionalna razdelitev pri računanju ICŽP. Osnova je tako območje, za katerega se računajo regionalni ICŽP, ki so potem združeni v skupni (nacionalni) ICŽP. ICLS se v skladu s tem lahko računa in objavlja za tista območja (ali regije), za katera se računa in objavlja tudi ICŽP, brez podrobnejših členitev teh območij. Nadalje lahko obstajajo morebitne podrobnejše razčlenitve območij, ki pa so le ustrezno uporabljene pri določanju uteži v postopku računanja ICŽP. ICŽP za ta nivo ne bo objavljen, se pa območja lahko uporabi za računanje ICLS. V Sloveniji se ICŽP računa le na skupni nacionalni ravni, zato je eden od upravičenih pristopov k problemu lokacije stavb ta, da se obravnava teritorij države kot eno območje. Ta pristop je uporabljen v glavni analizi, v katero so vključeni vsi podatki,

pridobljeni iz ETN. Ker se pa za računanje skupnega slovenskega ICŽP uporabljajo regionalno zbrani podatki, je na mestu razmislek v razčlenitvi na nekaj območij. Podatki za ICŽP se v glavnem zbirajo v štirih večjih mestih, tj. Kopru, Ljubljani, Mariboru in Novem mestu (Brvar, 2015) in ne območjih (s čimer bi bil pokrit teritorij države v celoti), kar ni zadostna osnova za določitev območij računanja ICLS. Je pa število mest dobra osnova za razmislek o številu območij za računanje ICLS. Razdelitev na nekje od treh (kot je primer v tej analizi) do pet geografsko zaokroženih območij je tako lahko precej skladna z uporabljenimi podatki v obstoječem ICŽP. Ta razčlenitev bi postala pravzaprav smiselna, v kolikor bi prišlo do sinhronizacije zbiranja podatkov za ICŽP in območij, ki definirajo lokacijo stanovanj v postopku računanja ICLS kot subindeksa ICŽP. To bi nenazadnje odprlo pot računanju regionalnih ICŽP za Slovenijo, kar pa je ob trenutnem sistemu zbiranja podatkov neizvedljivo. Realna alternativna, usklajena s preostalim ICŽP, tako ostaja oblikovanje zgolj enega območja za določitev lokacije oz. izpustitev informacije o lokaciji iz računanja ICŽP.

Če se omejimo zgolj na hedonske indekse, ki so bili izračunani na osnovi cene kvadratnega metra stanovanja, lahko sicer strnemo, da se ob vključitvi podatkov glede razvrstitve stanovanj v večstanovanjskih stavbah v tri geografsko zaokrožena območja, v primeru vključitve logaritmiranih vrednosti za leto izgradnje stanovanja in površine stanovanja, vrednost netehtanega letnega indeksa za leto 2011 zmanjša za 0,5 indeksne točke (model H7) in v primeru leta izgradnje in površine stanovanja v obliki nepravilnih spremenljivk (model H) za dobre 0,2 indeksne točke (model H9). Do kakšnih razlik na osnovi vsebinsko sicer enakih hedonskih regresijskih modelov za stanovanja v večstanovanjskih stavbah prihaja v primeru polletnih indeksov, pa je prikazano v tabeli 41 (za ceno stanovanja kot celote) in tabeli 42 (za ceno kvadratnega metra stanovanja).

Tabela 41: Polletni hedonski indeksi za stanovanja (celota)

Model	Neodvisne spremenljivke	2. polletje 2010		1. polletje 2011		2. polletje 2011	
		$\bar{R}^2$	Indeks	$\bar{R}^2$	Indeks	$\bar{R}^2$	Indeks
H1(s)	2. polletje 2010 / 1. polletje 2011 / 2. polletje 2011 (2/2); leto izgradnje; število sob; površina stanovanja	0,362	100,87	0,379	99,88	0,388	94,45
H2(s)	2. polletje 2010 / 1. polletje 2011 / 2. polletje 2011 (2/2); leto izgradnje (log); število sob (log); površina stanovanja (log)	0,357	100,53	0,366	99,80	0,393	94,83
H3(s)	2. polletje 2010 / 1. polletje 2011 / 2. polletje 2011 (2/2); leto izgradnje (log); površina stanovanja (log)	0,357	100,46	0,365	99,79	0,392	94,85
H4(s)	2. polletje 2010 / 1. polletje 2011 / 2. polletje 2011 (2/2); izgrajeno od 1971 do 1990 (2/3); izgrajeno od 1991 naprej (3/3); površina od 39,10 do 53,20 m ² (2/4); površina od 53,25 do 66,45 m ² (3/4); površina od 66,50 m ² naprej (4/4)	0,360	100,18	0,352	100,27	0,375	94,96

se nadaljuje

nadaljevanje

H5(s)	2. polletje 2010 / 1. polletje 2011 / 2. polletje 2011 (2/2); izgrajeno od 1991 naprej (2/2); površina od 39,10 do 53,20 m ² (2/4); površina od 53,25 do 66,45 m ² (3/4); površina od 66,50 m ² naprej (4/4)	0,360	100,18	0,351	100,28	0,375	94,99
H6(s)	2. polletje 2010 / 1. polletje 2011 / 2. polletje 2011 (2/2); leto izgradnje (log); površina stanovanja (log); srednje cenovno območje (2/3); najdražje cenovno območje (3/3)	0,752	99,25	0,755	99,20	0,758	95,74
H7(s)	2. polletje 2010 / 1. polletje 2011 / 2. polletje 2011 (2/2); leto izgradnje (log); površina stanovanja (log); osrednjeslovensko območje (2/3); zahodno območje (3/3)	0,701	98,95	0,706	99,88	0,709	95,96
H8(s)	2. polletje 2010 / 1. polletje 2011 / 2. polletje 2011 (2/2); izgrajeno od 1991 naprej (2/2); površina od 39,10 do 53,20 m ² (2/4); površina od 53,25 do 66,45 m ² (3/4); površina od 66,50 m ² naprej (4/4); srednje cenovno območje (2/3); najdražje cenovno območje (3/3)	0,733	98,96	0,730	99,84	0,740	95,75
H9(s)	2. polletje 2010 / 1. polletje 2011 / 2. polletje 2011 (2/2); izgrajeno od 1991 naprej (2/2); površina od 39,10 do 53,20 m ² (2/4); površina od 53,25 do 66,45 m ² (3/4); površina od 66,50 m ² naprej (4/4); osrednjeslovensko območje (2/3); zahodno območje (3/3)	0,686	98,71	0,679	100,41	0,685	96,05
H10(s)	2. polletje 2010 / 1. polletje 2011 / 2. polletje 2011 (2/2); izgrajeno od 1971 do 1990 (2/3); izgrajeno od 1991 naprej (3/3); 2 sobi (2/4); 3 sobe (3/4); 4 ali več sob (4/4); površina od 39,10 do 53,20 m ² (2/4); površina od 53,25 do 66,45 m ² (3/4); površina od 66,50 m ² naprej (4/4); srednje cenovno območje (2/3); najdražje cenovno območje (3/3)	0,743	99,27	0,744	99,89	0,754	95,42
H11(s)	2. polletje 2010 / 1. polletje 2011 / 2. polletje 2011 (2/2); izgrajeno od 1971 do 1990 (2/3); izgrajeno od 1991 naprej (3/3); 2 sobi (2/4); 3 sobe (3/4); 4 ali več sob (4/4); površina od 39,10 do 53,20 m ² (2/4); površina od 53,25 do 66,45 m ² (3/4); površina od 66,50 m ² naprej (4/4); osrednjeslovensko območje (2/3); zahodno območje (3/3)	0,699	99,01	0,696	100,52	0,701	95,74
H12(s)	2. polletje 2010 / 1. polletje 2011 / 2. polletje 2011 (2/2); izgrajeno od 1991 naprej (2/2); osrednjeslovensko območje (2/3); zahodno območje (3/3)	0,381	95,96	0,382	101,13	0,423	95,07
H13(s)	2. polletje 2010 / 1. polletje 2011 / 2. polletje 2011 (2/2); izgrajeno od 1991 naprej (2/2); površina stanovanja (log); osrednjeslovensko območje (2/3); zahodno območje (3/3)	0,721	98,50	0,724	100,61	0,727	95,57

Odvisna spremenljivka: 'logaritem cene stanovanja kot celote'.

Pri polletnih hedonskih indeksih, izračunanih na osnovi cen stanovanj kot celote, najbolj izstopa indeks, dobljen z modelom H12, iz katerega je kot neodvisna spremenljivka izločena površina stanovanja; v 2. polletju 2010 je njegova vrednost daleč pod ostalimi indeksi ter v 1. polletju 2011 nekoliko nad ostalimi indeksi. Uporaba cene stanovanja kot

celote brez kontrole na velikost stanovanja v večstanovanjski stavbi se tako kaže kot precej nezadovoljiva. Tudi med preostalimi hedonskimi indeksi so razlike največje v 2. polletju 2010, nekoliko manjše v 1. polletju 2011 in najmanjše v 2. polletju 2011. V 2. polletju 2010 kažejo indeksi, v katere ni vključena informacija o lokaciji stavbe, manjše povečanje cen stanovanj v večstanovanjskih stavbah, pri čemer je to povečanje nekoliko manjše, kadar so lastnosti stanovanj v hedonski regresijski model vključene v obliki nepravilnih spremenljivk. Do razlik zaradi oblike vključene spremenljivke pride tudi v 1. polletju 2011, kjer kažejo hedonski indeksi, izračunani na osnovi nepravilnih spremenljivk, manjšo rast cen stanovanj, na osnovi logaritmiranih spremenljivk pa manjši padec cen stanovanj v večstanovanjskih stavbah. Razlika zaradi oblike spremenljivke je prisotna tudi v modelih, v katere je vključena informacija o lokaciji. Razlike prav tako povzroči sama vključitev informacije o lokaciji oz. vključitev nepravilnih spremenljivk, s katerimi je opredeljeno območje stavbe. Razširitev modela H5 z informacijo o razvrstitvi stanovanj v geografsko zaokrožena območja (model H9) signifikantno spremeni vrednosti hedonskega indeksa, predvsem v 2. polletju 2010, ko se vrednost zmanjša za približno 1,5 indeksne točke, in v 2. polletju 2011, ko se vrednost poveča za približno 1 indeksno točko.

Tabela 42: Polletni hedonski indeksi za stanovanja (m^2)

Model	Neodvisne spremenljivke	2. polletje 2010		1. polletje 2011		2. polletje 2011	
		$\bar{R}^2$	Indeks	$\bar{R}^2$	Indeks	$\bar{R}^2$	Indeks
H1(s)	2. polletje 2010 / 1. polletje 2011 / 2. polletje 2011 (2/2); leto izgradnje; število sob; površina stanovanja	0,040	100,55	0,034	99,75	0,032	94,95
H2(s)	2. polletje 2010 / 1. polletje 2011 / 2. polletje 2011 (2/2); leto izgradnje (log); število sob (log); površina stanovanja (log)	0,052	100,53	0,047	99,80	0,036	94,83
H3(s)	2. polletje 2010 / 1. polletje 2011 / 2. polletje 2011 (2/2); leto izgradnje (log); površina stanovanja (log)	0,052	100,46	0,046	99,79	0,035	94,85
H4(s)	2. polletje 2010 / 1. polletje 2011 / 2. polletje 2011 (2/2); izgrajeno od 1971 do 1990 (2/3); izgrajeno od 1991 naprej (3/3); površina od 39,10 do 53,20 m^2 (2/4); površina od 53,25 do 66,45 m^2 (3/4); površina od 66,50 m^2 naprej (4/4)	0,100	100,04	0,094	100,55	0,082	94,37
H5(s)	2. polletje 2010 / 1. polletje 2011 / 2. polletje 2011 (2/2); izgrajeno od 1991 naprej (2/2); površina od 39,10 do 53,20 m^2 (2/4); površina od 53,25 do 66,45 m^2 (3/4); površina od 66,50 m^2 naprej (4/4)	0,100	100,02	0,094	100,56	0,081	94,39
H6(s)	2. polletje 2010 / 1. polletje 2011 / 2. polletje 2011 (2/2); leto izgradnje (log); površina stanovanja (log); srednje cenovno območje (2/3); najdražje cenovno območje (3/3)	0,634	99,25	0,632	99,20	0,616	95,74
H7(s)	2. polletje 2010 / 1. polletje 2011 / 2. polletje 2011 (2/2); leto izgradnje (log); površina stanovanja (log); osrednjeslovensko območje (2/3); zahodno območje (3/3)	0,558	98,95	0,559	99,88	0,538	95,96

se nadaljuje

nadaljevanje

H8(s)	2. polletje 2010 / 1. polletje 2011 / 2. polletje 2011 (2/2); izgrajeno od 1991 naprej (2/2); površina od 39,10 do 53,20 m ² (2/4); površina od 53,25 do 66,45 m ² (3/4); površina od 66,50 m ² naprej (4/4); srednje cenovno območje (2/3); najdražje cenovno območje (3/3)	0,661	98,78	0,662	100,10	0,647	95,14
H9(s)	2. polletje 2010 / 1. polletje 2011 / 2. polletje 2011 (2/2); izgrajeno od 1991 naprej (2/2); površina od 39,10 do 53,20 m ² (2/4); površina od 53,25 do 66,45 m ² (3/4); površina od 66,50 m ² naprej (4/4); osrednjeslovensko območje (2/3); zahodno območje (3/3)	0,580	98,58	0,586	100,66	0,563	95,44
H10(s)	2. polletje 2010 / 1. polletje 2011 / 2. polletje 2011 (2/2); izgrajeno od 1971 do 1990 (2/3); izgrajeno od 1991 naprej (3/3); 2 sobi (2/4); 3 sobe (3/4); 4 ali več sob (4/4); površina od 39,10 do 53,20 m ² (2/4); površina od 53,25 do 66,45 m ² (3/4); površina od 66,50 m ² naprej (4/4); srednje cenovno območje (2/3); najdražje cenovno območje (3/3)	0,663	98,92	0,664	100,08	0,651	95,04
H11(s)	2. polletje 2010 / 1. polletje 2011 / 2. polletje 2011 (2/2); izgrajeno od 1971 do 1990 (2/3); izgrajeno od 1991 naprej (3/3); 2 sobi (2/4); 3 sobe (3/4); 4 ali več sob (4/4); površina od 39,10 do 53,20 m ² (2/4); površina od 53,25 do 66,45 m ² (3/4); površina od 66,50 m ² naprej (4/4); osrednjeslovensko območje (2/3); zahodno območje (3/3)	0,581	98,73	0,588	100,68	0,567	95,35
H12(s)	2. polletje 2010 / 1. polletje 2011 / 2. polletje 2011 (2/2); izgrajeno od 1991 naprej (2/2); osrednjeslovensko območje (2/3); zahodno območje (3/3)	0,548	99,24	0,550	100,47	0,526	95,71
H13(s)	2. polletje 2010 / 1. polletje 2011 / 2. polletje 2011 (2/2); izgrajeno od 1991 naprej (2/2); površina stanovanja (log); osrednjeslovensko območje (2/3); zahodno območje (3/3)	0,589	98,50	0,586	100,61	0,566	95,57

Odvisna spremenljivka: 'logaritem cene m²'.

Tako kot pri uporabi cene stanovanja kot celote za odvisno spremenljivko (v logaritmirani obliki) tudi pri uporabi cene kvadratnega metra stanovanja (prav tako v logaritmirani obliki) prihaja do sprememb v vrednostih hedonskih indeksov zaradi manipulacije pri vključevanju neodvisnih spremenljivk v hedonske regresijske modele. Za razliko od uporabe cene stanovanja kot celote kot odvisne spremenljivke v primeru cene kvadratnega metra vrednosti hedonskega indeksa zaradi izločitve površine stanovanja iz nabora neodvisnih spremenljivk (model H12) ne odstopajo bistveno od vrednosti ostalih indeksov. Nekoliko navzgor izstopajo v 2. polletju 2010 hedonski indeksi, ki ne vsebujejo informacije o lokaciji, ter v 1. polletju 2011 nekoliko izraziteje navzdol hedonski indeks, dobljen z modelom H6. Izbira logaritma cene kvadratnega metra stanovanja kot odvisne spremenljivke, vsaj v kolikor ne damo med neodvisne spremenljivke ustreznega podatka o velikosti stanovanja, je tako bolj ustrezna od izbire logaritma cene stanovanja kot celote.

Kateri hedonski regresijski model med vsemi preverjenimi je najprimernejši, je težko soditi. S stališča, da je v model bolje vključiti čim več lastnosti stanovanj, sicer lahko eliminiramo nekaj modelov, prav gotovo pa ne vseh. Težav s takim pristopom je več. V model lahko vključimo nepomembne lastnosti, ki pa zaradi relacij do drugih lastnosti in možnih napak v podatkih spreminjajo vrednost indeksa, pri čemer še zmeraj lahko izpustimo kakšno pomembno lastnost, za katero ne razpolagamo z ustreznimi podatki. Zmeraj ostane tudi odprto vprašanje, ali smo lastnosti v model vključili v pravilni obliki (vprašanje izvedbe transformacij in kategorizacij spremenljivk) ali ne. Izbira med različnimi možnimi kriteriji za oblikovanje območij za kontrolo lokacije stanovanj je naslednji problem. Nadalje se z območji – in drugimi pomembnimi lastnostmi – lahko poveže vprašanje predhodne stratifikacije. Ta se na primer lahko (ob stratifikaciji glede na vrsto stanovanja) izvede po območjih, s čimer se – vsaj v kolikor so povprečne cene stanovanj med območji precej različne – omili, ne pa odpravi, težava zaradi odsotnosti eksplicitne obtežitve stanovanj v hedonski analizi. Hedonska regresijska analiza tako ne daje enoznačnega odgovora na vprašanje, kakšna je čista sprememba cen stanovanj, tj. sprememba cen po izločitvi sprememb v kakovosti stanovanj.

S problemom izbire ustreznih lastnosti stanovanj se soočimo tudi pri stratifikacijski metodi. Tu je problem lahko še večji, saj je izbira večjega števila lastnosti oz. stratifikacijskih spremenljivk omejena s tem, da mora v posamezne stratum biti v vseh obdobjih (mesecih) vključenih dovolj veliko število stanovanj. Vrednosti polletnih in letnih stratificiranih indeksov so za povprečne cene stanovanj kot celote prikazane v tabeli 43 in za povprečne cene kvadratnega metra stanovanja v tabeli 44. Vsi indeksi so izračunani z uporabo Fisherjeve indeksne formule na osnovi povprečnih cen, izračunanih s formulo za AS.

Tabela 43: Stratificirani indeksi za stanovanja (celota)

Model	Stratifikacijske spremenljivke (število kategorij)	2. polletje 2010	1. polletje 2011	2. polletje 2011	Leto 2011
S1(s)	cenovna območja (3)	96,49	99,92	96,35	96,41
S2(s)	cenovna območja (3); leto izgradnje (2)	95,35	100,71	96,00	96,50
S3(s)	cenovna območja (3); leto izgradnje (2); površina (4)	98,68	99,39	97,32	97,28
S4(s)	cenovna območja (3); leto izgradnje (2); število sob (4)	99,22	98,60	97,06	96,83
S5(s)	cenovna območja (3); površina (4)	99,62	98,98	97,40	97,52
S6(s)	cenovna območja (3); število sob (4)	100,25	98,45	96,98	97,11
S7(s)	geografska območja (3)	96,00	100,62	96,79	97,12
S8(s)	geografska območja (3); leto izgradnje (2)	95,15	101,30	96,52	97,24
S9(s)	geografska območja (3); leto izgradnje (2); površina (4)	98,84	99,93	97,10	97,93
S10(s)	geografska območja (3); leto izgradnje (2); število sob (4)	98,69	99,50	97,19	97,59
S11(s)	geografska območja (3); površina (4)	99,54	99,50	97,07	97,93

se nadaljuje

nadaljevanje

S12(s)	geografska območja (3); število sob (4)	99,55	99,26	96,89	97,69
S13(s)	leto izgradnje (2); število sob (4)	99,75	99,81	96,24	97,96
S14(s)	leto izgradnje (2); površina (4)	99,78	100,18	96,53	98,37

Stratificirane indekse, izračunane s povprečnimi cenami stanovanj v večstanovanjskih stavbah (s povprečnimi cenami stanovanj kot celote), lahko na osnovi njihovih vrednosti razdelimo v glavnem v dve skupini: na stratificirane indekse, dobljene s stratifikacijskimi modeli, v katere ni vključena nobena informacija o velikosti stanovanja (površina ali število sob), ki imajo precej nizke vrednosti v 2. polletju 2010, nadpovprečne vrednosti v 1. polletju 2011 in nekoliko podpovprečne vrednosti v 2. polletju 2011, ter na preostale stratificirane indekse, pri katerih je med stratifikacijske spremenljivke vključena ali površina stanovanja ali število sob (obe kot kategorizirani spremenljivki). Vrednosti slednjih se sicer še zmeraj razlikujejo od modela do modela, vendar njihovi odkloni niso tako izraziti, iz česar lahko sklepamo, da ob uporabi povprečne cene stanovanja kot celote rešitve brez upoštevanja velikosti stanovanja niso zadostne. Med temi indeksi sta tudi oba stratificirana indeksa, izračunana brez informacije o lokaciji stanovanja. Razvrstitev stanovanj po območjih sicer vpliva na vrednosti indeksov, vendar so razhajanja s preostalimi indeksi precej manjša kot v primeru odsotnosti podatka o velikosti stanovanja.

Tabela 44: Stratificirani indeksi za stanovanja (m^2)

Model	Stratifikacijske spremenljivke (število kategorij)	2. polletje 2010	1. polletje 2011	2. polletje 2011	Leto 2011
S1(s)	cenovna območja (3)	100,40	98,78	96,55	97,36
S2(s)	cenovna območja (3); leto izgradnje (2)	99,33	99,39	96,38	97,42
S3(s)	cenovna območja (3); leto izgradnje (2); površina (4)	98,47	99,35	96,89	97,01
S4(s)	cenovna območja (3); leto izgradnje (2); število sob (4)	98,82	99,12	97,17	97,01
S5(s)	cenovna območja (3); površina (4)	99,46	99,00	96,77	97,21
S6(s)	cenovna območja (3); število sob (4)	99,68	99,03	96,82	97,29
S7(s)	geografska območja (3)	100,15	99,25	96,93	97,94
S8(s)	geografska območja (3); leto izgradnje (2)	99,40	99,62	97,02	97,97
S9(s)	geografska območja (3); leto izgradnje (2); površina (4)	98,77	99,85	96,59	97,62
S10(s)	geografska območja (3); leto izgradnje (2); število sob (4)	98,79	99,62	97,17	97,75
S11(s)	geografska območja (3); površina (4)	99,41	99,56	96,42	97,64
S12(s)	geografska območja (3); število sob (4)	99,46	99,56	96,77	97,86
S13(s)	leto izgradnje (2); število sob (4)	99,56	100,03	96,40	98,08
S14(s)	leto izgradnje (2); površina (4)	99,68	100,11	96,07	98,04

Po pričakovanjih je razpršenost vrednosti stratificiranih indeksov, izračunanih s povprečnimi cenami kvadratnega metra stanovanja, manjša vendar še zmeraj prisotna. Vpliv na vrednost indeksov ima med drugim še zmeraj velikost stanovanja, čeprav je z izbiro kvadratnega metra stanovanja kot enote ta vpliv izredno zreduciran in je primerljiv

vplivom preostalih vključenih lastnosti stanovanj v večstanovanjskih stavbah. Najmanjša razhajanja je mogoče zaznati pri izbiri ene od lastnosti, s katero merimo velikost stanovanja; to, ali v izračun vključimo število sob ali površino stanovanja v večstanovanjski stavbi, torej ne vpliva bistveno na vrednosti indeksa. Ker podatki kažejo, da je razlika med stratificiranimi indeksi, izračunanimi na osnovi povprečnih cen stanovanj kot celote in na osnovi povprečnih cen kvadratnega metra stanovanja, manjša, kadar so stanovanja v večstanovanjskih stavbah stratificirana glede na število sob in nekoliko večja, kadar je stratifikacija izvedena glede na velikost stanovanja izražena v kvadratnih metrih, je to okoliščina, ki daje prednost stratifikaciji glede na število sob.

Na osnovi ugotovljenega je možno stanovanja v večstanovanjskih stavbah stratificirati po naslednjih lastnostih:

- velikost stanovanja, izražena v številu sob: zaradi manjšega števila stanovanj z več sobami je smiselno združiti vsaj štiri- in večsobna stanovanja v eno kategorijo;
- starost stanovanja: zaradi pomanjkljivih podatkov glede novogradenj ostaja odprto vprašanje števila kategorij, tj. ali je primerneje oblikovati 2 ali 3 kategorije stanovanj v večstanovanjskih stavbah glede na starost;
- lokacija stavbe: oblikuje se lahko manjše število geografsko zaokroženih območij, poenotenih z zbiranjem podatkov za preostale dobrine, vključene v ICŽP.

Čeprav je dokončno oblikovanje kategorij možno izvesti le na osnovi analize vseh transakcij na mesečni ravni, je vzorec transakcij, vključenih v to analizo, dovolj velik, da lahko sklepamo, da kakšna večja odstopanja od teh ugotovitev niso verjetna. Vendar, ne glede na končno stratifikacijo, pa bo ta še zmeraj kompromis med popolno kontrolo morebitnih sprememb v kakovosti in razpoložljivostjo podatkov. Vsi stratumi morajo vsekakor biti dovolj veliki, da je možno izračunati (in objaviti) subindekse za vsak posamezni stratum, pri čemer bi morala morebitna stratifikacija glede na območje omogočati izračun (in objavo) regionalnih subindeksov, regionalnih ICLS in nenazadnje regionalnih ICŽP, dopolnjenih z regionalnimi ICLS. V kolikor število transakcij po mesečnih obdobjih ne omogoča boljše delitve, se tako ne moremo izogniti poenostavitvam, tj. izpuščanju določenih lastnosti in zmanjševanju števila kategorij: npr. oblikovanju zgolj dveh ali celo enega območja, dveh kategorij za starost stanovanj, združitve na primer dvo- in trisobnih stanovanj ipd. Ostaja pa v vsakem primeru prvi nivo delitve glede na vrsto stanovanja, tj. ločitev na stanovanja v večstanovanjskih stavbah in na enodružinske hiše.

Kako se hedonska analiza in stratifikacija obneseta za enodružinske hiše, je prikazano v nadaljevanju. Število transakcij z enodružinskimi hišami, pri katerih ni manjkajočih podatkov pri izbranih lastnosti, je manjše kot pri stanovanjih v večstanovanjskih stavbah. Za enodružinske hiše so bili zato hedonski in stratificirani indeksi izračunani le na letni ravni. V tabeli 45 so prikazane povprečne cene za enodružinske hiše v vzorcu in v tabeli 46 na osnovi teh povprečnih cen izračunani netehtani indeksi. Letni hedonski indeksi so

prikazani v tabeli 47 in letni stratificirani Fisherjevi indeksi v tabeli 48. Obe tabeli sta urejeni podobno kot v primeru stanovanj v večstanovanjskih stavbah.

Tabela 45: Povprečne letne cene hiš v vzorcu (v evrih)

Leto	Število transakcij	Povprečne cene so AS		Povprečne cene so GS	
		Celota	m ²	Celota	m ²
Leto 2010	704	131.584,5	992,5	103.012,2	807,6
Leto 2011	619	126.384,2	957,9	97.896,4	774,1

V letu 2011 so povprečne cene enodružinskih hiš padle in to ne glede na izbiro enote in ne glede na izbiro formule za izračun povprečne cene. Zaradi velike razpršenosti cen je povprečna cena enodružinskih hiš, izračunana s formulo za GS, precej nižja od povprečne cene enodružinskih hiš, izračunane s formulo za AS.

Tabela 46: Letni indeksi za hiše v letu 2011

Enota	Povprečne cene so AS	Povprečne cene so GS
Celota	96,05	95,03
m ²	96,52	95,85

Indeksi cen, izračunani na osnovi povprečnih cen enodružinskih hiš kot celote (velja za obe formuli izračuna povprečnih cen), kažejo nekoliko večje zmanjšanje cen enodružinskih hiš v letu 2011 kot v primeru uporabe povprečnih cen kvadratnega metra. Do razlik prihaja tudi zaradi uporabe različnih formul za izračun povprečne cene. Indeks cen, izračunan na osnovi uporabe formule za GS, je tako pri povprečni ceni enodružinske hiše kot celote nižji za približno 1 indeksno točko in pri povprečni ceni kvadratnega metra za približno 0,7 indeksne točke.

Tabela 47: Letni hedonski indeksi za hiše v letu 2011

Model	Neodvisne spremenljivke	Celota		m ²	
		$\bar{R}^2$	Indeks	$\bar{R}^2$	Indeks
H1(h)	letu 2011 (2/2); leto izgradnje; površina stanovanja	0,249	95,54	0,101	95,89
H2(h)	letu 2011 (2/2); leto izgradnje (log); površina stanovanja (log)	0,298	95,74	0,086	95,74
H3(h)	letu 2011 (2/2); izgrajeno od 1967 do 1990 (2/3); izgrajeno od 1991 naprej (3/3); površina od 110,0 do 159,9 m ² (2/3); površina od 160,0 m ² naprej (3/3)	0,285	95,37	0,103	97,40
H4(h)	letu 2011 (2/2); izgrajeno od 1967 do 1990 (2/3); izgrajeno od 1991 naprej (3/3); površina od 110,0 do 159,9 m ² (2/3); površina od 160,0 m ² naprej (3/3); srednje cenovno območje (2/3); najdražje cenovno območje (3/3)	0,479	96,36	0,348	98,37
H5(h)	letu 2011 (2/2); izgrajeno od 1967 do 1990 (2/3); izgrajeno od 1991 naprej (3/3); površina od 110,0 do 159,9 m ² (2/3); površina od 160,0 m ² naprej (3/3); osrednjeslovensko območje (2/3); zahodno območje (3/3)	0,441	95,68	0,302	97,71

se nadaljuje

nadaljevanje

H6(h)	leto 2011 (2/2); izgrajeno od 1967 do 1990 (2/3); izgrajeno od 1991 naprej (3/3); osrednjeslovensko območje (2/3); zahodno območje (3/3)	0,304	96,91	0,241	97,14
H7(h)	leto 2011 (2/2); leto izgradnje (log); površina stanovanja (log); osrednjeslovensko območje (2/3); zahodno območje (3/3)	0,470	96,16	0,310	96,16
H8(h)	leto 2011 (2/2); leto izgradnje (log); osrednjeslovensko območje (2/3); zahodno območje (3/3)	0,290	95,73	0,233	96,40
H9(h)	leto 2011 (2/2); osrednjeslovensko območje (2/3); zahodno območje (3/3)	0,215	95,55	0,199	96,29
H10(h)	leto 2011 (2/2); leto izgradnje (log); površina stanovanja (log); osrednjeslovensko območje (2/3); zahodno območje (3/3)	0,430	96,06	0,258	96,06
H11(h)	leto 2011 (2/2); izgrajeno od 1967 do 1990 (2/3); izgrajeno od 1991 naprej (3/3); površina od 110,0 do 159,9 m ² (2/3); površina od 160,0 m ² naprej (3/3); vzhodno območje (2/2)	0,428	95,72	0,284	97,76
H12(h)	leto 2011 (2/2); leto izgradnje (log); površina stanovanja (log); vzhodno območje (2/2)	0,456	96,14	0,292	96,14
H13(h)	leto 2011 (2/2); vzhodno območje (2/2)	0,183	95,50	0,166	96,25

Odvisni spremenljivki: 'logaritem cene stanovanja kot celote' in 'logaritem cene m²'.

Podatki hedonske regresijske analize kažejo, da kontrola glede na morebitne spremembe v lastnostih enodružinskih hiš vrednosti indeksov ne spreminja bistveno. Večja odstopanja v določenih primerih pa kažejo na to, da je rezultat v veliki meri odvisen od izbire neodvisnih spremenljivk in tudi kategorizacije spremenljivk. Uporaba kategorizacije sicer v precej večji meri spremeni vrednosti indeksov, kadar je v model kot odvisna spremenljivka vključena cena kvadratnega metra, zato lahko na osnovi tega sklepamo, da je za enodružinske hiše boljše za mersko enoto uporabiti cene stanovanja kot celote in ne cene kvadratnega metra. Nadalje lahko na osnovi primerjave modelov H10 in H12 sklepamo, da oblikovanje dveh ali treh geografsko zaokroženih območij precej podoben rezultat. Razhajanja med alternativnimi modeli oblikovanja geografsko zaokroženih območij so, kot so tudi prisotna razhajanja do modelov s tremi cenovno zaokroženimi območji, vendar je to pri določanju območij neizogibno. Vseeno lahko sklepamo, da so možnosti za oblikovanje zgolj dveh ali celo enega območja prisotne. Je pa tako kot pri stanovanjih v večstanovanjskih stavbah tudi tu smiselno oblikovanje območij vezati na zbiranje podatkov za preostale dobrine v ICŽP in seveda na oblikovanje območij za stanovanja v večstanovanjskih stavbah.

Tabela 48: Stratificirani Fisherjevi indeksi za hiše

Model	Stratifikacijske spremenljivke (število kategorij)	Celota	m ²
S1(h)	cenovna območja (3)	97,16	97,27
S2(h)	geografska območja (3)	96,56	97,14
S3(h)	leto izgradnje (3); površina (3)	96,11	97,15
S4(h)	cenovna območja (3); leto izgradnje (3); površina (3)	97,59	98,76
S5(h)	geografska območja (3); leto izgradnje (3); površina (3)	97,59	98,69
S6(h)	geografska območja (2)	96,50	97,09
S7(h)	geografska območja (2); površina (3)	96,14	97,15

se nadaljuje

nadaljevanje

S8(h)	geografska območja (2); leto izgradnje (3)	97,57	97,66
S9(h)	geografska območja (2); leto izgradnje (3); površina (3)	97,24	98,33

Kot pri hedonskih modelih tudi pri stratifikaciji na rezultat vpliva nabor lastnosti oz. v tem primeru stratifikacijskih spremenljivk. Izbira načina oblikovanja območij ima na vrednosti indeksov, izračunanih na osnovi povprečne cene stanovanja kot celote, večji vpliv, kadar se stratifikacija izvede zgolj na osnovi lokacijske spremenljivke (modela S1 in S2), in zanemarljivega, kadar je dodan podatek o letu izgradnje in površini stanovanja. Izbrana kategorizacija velikosti stanovanja, izražena v kvadratnih metrih, ni najbolj optimalna, saj vključitev te spremenljivke povzroči večja razhajanja med vrednostmi indeksov glede na izbiro enote. Spremenijo se predvsem vrednosti indeksov, izračunanih na osnovi povprečnih cen kvadratnega metra, kar nakazuje, da je v primeru izvedbe stratifikacije bolje uporabiti povprečno ceno enodružinske hiše kot celote. Zaradi odsotnosti podatka o številu sob, bi bilo v tej smeri pred dokončnim oblikovanjem stratifikacije potrebno preveriti še alternativne modele, ki bi vsebovali tudi podatek o številu sob (ker gre za podatek, ki se v ETN ne beleži, bi se morali podatki zato predhodno v tem delu v celoti dopolniti iz drugih virov). Dodatna lastnost, ki bi jo bilo treba preizkusiti v stratifikacijskih (in hedonskih) modelih za enodružinske hiše, je še velikost pripadajočega zemljišča ali/in tip enodružinske hiše.

Analizirani modeli za kontrolo sprememb v kakovosti enodružinskih hiš kažejo na to, da lahko imajo vse preverjane lastnosti zaradi sprememb med obdobji določen vpliv na končne vrednosti indeksov, zato se za izvedbo stratifikacije enodružinskih hiš lahko uporabi najmanj naslednje spremenljivke:

- velikost stanovanja, izražena v številu sob: čeprav za enodružinske hiše število sob ni bilo mogoče preverjati, je vpliv velikosti na ceno opaziti, pri čemer lahko po analogiji s stanovanji v večstanovanjskih stavbah sklepamo, da je bolje uporabiti podatek o številu sob, ki se ustrezno kategorizira v manj kategorij;
- starost stavbe: zaradi pomanjkljivih podatkov glede novogradenj ostaja odprto vprašanje števila kategorij, prav tako pa je pri oblikovanju kategorij potrebno upoštevati tudi temeljite prenove enodružinskih hiš, ki relativizirajo podatek o letu izgradnje;
- lokacija stavbe; oblikuje se lahko manjše število geografsko zaokroženih območij, poenotenih z zbiranjem podatkov za preostale dobrine, vključene v ICŽP.

Nabor stratifikacijskih spremenljivk je nedvoumno mogoče oblikovati drugače. Nabor potencialnih lastnosti je namreč mogoče širiti v nedogled. Kompromisom pri oblikovanju stratumov se zato ni mogoče izogniti, saj velja tudi za enodružinske hiše, da morajo dobljeni stratumi biti dovolj veliki in morajo omogočati izračun subindeksov ter v primeru uporabe informacije o območju stavbe tudi regionalnih subindeksov.

Čeprav je stratifikacija precej bolj ustrezna od hedonske metode in seveda tudi precej bolj ustrezna od preostalih dveh predstavljenih metod za kontrolo morebitnih sprememb v kakovosti stanovanj, se tudi pri tej metodi soočamo z določenimi omejitvami. Največjo oviro predstavlja možno največje število stratumov, saj mora biti zagotovljeno, da so le-ti še zmeraj dovolj zanesljivi za izračun povprečne cene v posameznem obdobju. Zato se lahko kot stratifikacijske spremenljivke uporabi le najpomembnejše lastnosti stanovanj. Med te v največji meri sodijo vrsta (osnovna delitev na stanovanja v večstanovanjskih stavbah in enodružinske hiše), velikost (število sob), starost in lokacija stanovanja. Kategorij pri vsaki stratifikacijski spremenljivki je lahko le manjše število, pri čemer ne moremo preprečiti ignoriranja morebitnih sprememb v kakovosti stanovanj znotraj stratumov.

Ker se ICLS računa za namene vključitve tega indeksa v ICŽP, je pri tem najbolj smiselno, da se pri pripravi tega indeksa sledi metodologiji priprave ICŽP kot celote. Za stratumne znotraj ICLS je zato najbolj primerno, da se oblikujejo na ravni, na kateri je možno in smiselno računati subindekse (npr. novejša manjša stanovanja v večstanovanjski stavbi). Največ težav pri tem se zaradi specifičnosti Slovenije lahko pojavi pri oblikovanju morebitne regionalne razdelitve ICLS. Čeprav se podatki o cenah za preostali ICŽP zbirajo regionalno, na osnovi te regionalne razdelitve ni mogoče izračunati regionalnih ICŽP in ICLS (vsaj ne takih, katerih seštevek bi bila skupni ICŽP in ICLS). Morebitne rešitve je treba zato iskati širše pri spremembah metodologije računanja celotnega ICŽP, pri čemer se ne da izogniti težavi, da se lahko geografska območja v izračun ICLS uvede zgolj na račun izločitve drugih stratifikacijskih spremenljivk ali na račun redukcije kategorij pri preostalih stratifikacijskih spremenljivkah, s čimer se ohrani zadovoljivo število enot po stratumih.

Ignoriranje morebitnih sprememb v kakovosti stanovanj po posameznih stratumih – v kolikor so le-ti ustrezno razčlenjeni – ne bo imelo velikega vpliva na končne vrednosti indeksov, saj je določena kontrola zagotovljena s stratifikacijo, prav tako pa ni za pričakovati, da se bodo, vsaj na krajši rok ne, dejansko zgodile velike spremembe v kakovosti prodajnih stanovanj. Popolna kontrola sprememb v kakovosti ni možna, prav tako je v marsikaterem primeru težko opredeliti smer spremembe kakovosti. Z omejitvijo kontrole na zgolj najpomembnejše lastnosti in s tem stratumne (pri čemer so za slednje pri računanju indeksov vključene ustrezne uteži iz obeh obdobj) se tudi izognemo problemu neprostovoljne substitucije. Tak pristop je usklajen z računanjem preostalega ICŽP; popolna kontrola morebitnih sprememb v kakovosti preostalih dobrin v ICŽP je namreč prav tako nemogoča kot v primeru stanovanj. Kontrolo v na primer spremembah kakovosti materialov pri izdelavi izdelkov (hrana, oblačila, vozila, razni aparati ...) ali na primer kontrolo sprememb v kakovosti raznih storitev (počitnice v paketu, masaža telesa, psihoterapija, odvetniške storitve ...) je v postopkih računanja ICŽP nemogoče izvajati. Zato je potrebno to nezmožnost kontrole morebitnih sprememb v kakovosti izdelkov in storitev znotraj stratumov oz. elementarnih agregatov nujno sprejeti kot sestavni del

računanja ICŽP in njegovih posameznih delov. Vpliv morebitnih sprememb v kakovosti izdelkov in storitev, vključenih v ICŽP (vključno s stanovanji), na vrednosti ICŽP se torej lahko uspešno minimalizira z oblikovanjem ustreznih stratumov oz. elementarnih agregatov, vendar nikakor v celoti odpravi.

4 OVREDNOTENJE METOD IN SINTEZA

4.1 Preverjanje izpolnjevanja kriterijev

Predstavljeni koncepti in metode so ovrednoteni s pomočjo naslednjih kriterijev, predstavljenih v uvodu naloge:

- Uporaba izključno opazovanih podatkov: indeksi so izračunani zgolj na osnovi zbranih podatkov o cenah in količinah (utežeh), brez uporabe imputiranih podatkov.
- Dostopnost uporabljenih podatkov: podatki, uporabljeni pri izračunu indeksov, so dostopni pravočasno in jih je možno zbrati brez prekomerne obremenitve pripravljavcev indeksov ter poročevalskih enot.
- Zagotovitev konsistentnosti ICŽP kot celote: metodologija računanja posameznih subindeksov je skladna z računanjem ICŽP kot celote.
- Nealternativnost dobljenih vrednosti: za izračunane vrednosti indeksov ni možno izračunati enakovrednih alternativnih vrednosti indeksov, ki bi signifikantno odstopale od izračunanih vrednosti indeksov.

Navedeni kriteriji so bili oblikovani na osnovi teoretične analize konceptov in metod z vidika njihove primernosti za pripravo ICŽP. Pri oblikovanju kriterijev je bila presojana njihova relevantnost in univerzalnost, kot tudi njihova ustreznost z vidika preverjanja veljavnosti računanja ICŽP.

V kolikšni meri postavljene kriterije izpolnjujeta oba glavna konceptualna okvirja, je prikazano v tabeli 49, v kolikšni meri pet metod za vključitev lastnih stanovanj v ICŽP v tabeli 50 in v kolikšni meri štiri metode za kontrolo morebitnih sprememb v kakovosti stanovanj v tabeli 51.

Tabela 49: Preverjanje obeh glavnih konceptualnih okvirjev

Konceptualni okvir	Uporaba izključno opazovanih podatkov	Dostopnost uporabljenih podatkov	Zagotovitev konsistentnosti ICŽP kot celote	Nealternativnost dobljenih vrednosti
Koncept fiksne košarice	Izpolnjuje kriterij	Kriterij izpolnjuje delno	Izpolnjuje kriterij	Kriterija ne izpolnjuje
Koncept življenjskih stroškov	Kriterij izpolnjuje pogojno	Kriterij izpolnjuje delno	Kriterij izpolnjuje pogojno	Kriterij izpolnjuje pogojno

Uporaba izključno opazovanih podatkov je v primeru koncepta fiksne košarice zagotovljena v celoti. To ne velja za koncept življenjskih stroškov, ki v primeru lastnih

stanovanj daje prednost pristopom za vključitev teh trajnih dobrin, ki pri izračunih uporabljajo imputirane podatke, pridobljene na osnovi določenih domnev. Tej omejitvi koncepta življenjskih stroškov se lahko izognemo le, v kolikor se tudi stanovanja v ICŽP vključijo na isti način kot preostali izdelki in storitve. V kolikor je izpolnjen ta pogoj, tudi koncept življenjskih stroškov zadosti postavljenemu kriteriju, tj. da se uporabijo izključno opazovani podatki. V praksi sicer lahko pri pripravi ICŽP vseeno pride do uporabe imputiranih vrednosti zaradi na primer nadomeščanja odsotnih cen, vendar so to rešitve, ki ne izhajajo iz uporabljenih konceptualnih okvirjev kot takih.

Za oba konceptualna okvirja velja, da dostopnost uporabljenih podatkov izpolnjujeta le delno. Zbiranje podatkov pri obeh konceptualnih okvirjih sicer poteka po ustaljenih načinih, pri čemer izbira posameznega konceptualnega okvirja ne poveča obremenitve pripravljalcev ICŽP. Vendar kriterija dostopnosti uporabljenih podatkov ne izpolnjuje noben od konceptualnih okvirjev v celoti zaradi zamika pri dostopnosti podatkov za določitev uteži. S tem primanjkljajem se lahko v obeh primerih spopademo zgolj (v okviru trenutnih možnosti zbiranja podatkov drugih realnih opcij ni) z računanjem približkov, ki se po določenem času lahko (ni pa nujno) revidirajo.

Konsistentnost ICŽP kot celote je v primeru koncepta fiksne košarice zagotovljena v celoti. Vsi izdelki in storitve oz. vse dobrine so v ICŽP vključene po isti metodologiji. To ne velja za koncept življenjskih stroškov, saj se po tem konceptu trajne dobrine – v praksi zgolj stanovanja kot najpomembnejše in posebne trajne dobrine – v ICŽP vključujejo drugače kot preostali izdelki in storitve. Ta različnost v obravnavi krni konsistentnost ICŽP kot celoto. Temu se lahko izognemo le, v kolikor se vključitev vseh dobrin izvede po enotni metodologiji, kar dosežemo s tem, da vse dobrine v ICŽP vključimo po metodologiji, izpeljani iz tistega dela koncepta življenjskih stroškov, ki je zasnovan na osnovi teorije obnašanja potrošnikov. V praksi to pomeni, da se tudi stanovanja v ICŽP vključijo na isti način kot preostali izdelki in storitve. V kolikor je izpolnjen ta pogoj, koncept življenjskih stroškov zadosti postavljenemu kriteriju oz. je zagotovljena konsistentnost ICŽP kot celote.

Koncept fiksne košarice ne izpolnjuje kriterija nealternativnosti dobljenih vrednosti, saj obstajajo za ICŽP, izračunan po Laspeyresovi indeksni formuli, alternativne vrednosti, izračunane po Paaschejevi indeksni formuli. Gre za dve enakovredni alternativni, ki bosta dali praviloma precej različne vrednosti ICŽP. Pri konceptu življenjskih stroškov teh razhajanj ni. Čeprav lahko uporabimo alternativne superlativne formule, bomo z njimi prišli do zelo podobnih vrednosti, zato je vseeno, katero indeksno formulo izberemo. Vendar bo koncept življenjskih stroškov izpolnil ta kriterij le, v kolikor bo razrešena konsistentnost ICŽP kot celote (predhodni kriterij). V primeru, da konsistentnost ne bo zagotovljena zaradi izbire uporabnikovih stroškov kot metode za vključitev lastnih stanovanj, bo to hkrati povzročilo nealternativnost dobljenih vrednosti, saj ta metoda vključitve lastnih stanovanj, kot bomo videli v nadaljevanju, tega kriterija ne izpolnjuje.

Tako kot pri prvem in tretjem kriteriju, tudi ta kriterij koncept življenjskih stroškov izpolnjuje, v kolikor bodo lastna stanovanja v ICŽP vključena po isti metodologiji kot preostale dobrine. Medtem, ko bo izpolnitev tega pogoja pri prvem in tretjem kriteriju koncept življenjskih stroškov izenačila z konceptom fiksne košarice, bo pri četrtem kriteriju izpolnitev tega pogoja dala konceptu življenjskih stroškov odločujočo prednost pred konceptom fiksne košarice, ki četrtega kriterija ne izpolnjuje.

Tabela 50: Preverjanje metod za vključitev lastnih stanovanj

Metoda	Uporaba izključno opazovanih podatkov	Dostopnost uporabljenih podatkov	Zagotovitev konsistentnosti ICŽP kot celote	Nealternativnost dobljenih vrednosti
Uporabnikovi stroški	Kriterija ne izpolnjuje	Izpolnjuje kriterij	Kriterija ne izpolnjuje	Kriterija ne izpolnjuje
Enakovredne najemnine	Kriterija ne izpolnjuje	Kriterij izpolnjuje pogojno	Kriterija ne izpolnjuje	Izpolnjuje kriterij
Plačila (metoda izvedljiva v praksi)	Kriterija ne izpolnjuje	Izpolnjuje kriterij	Kriterija ne izpolnjuje	Kriterija ne izpolnjuje
Neto pridobitve	Izpolnjuje kriterij	Kriterij izpolnjuje delno	Kriterij izpolnjuje delno	Izpolnjuje kriterij
Celotne pridobitve	Izpolnjuje kriterij	Izpolnjuje kriterij	Izpolnjuje kriterij	Izpolnjuje kriterij

Izključno opazovani podatki bodo uporabljeni pri neto in celotnih pridobitvah in ti dve metodi tudi v celoti izpolnujeta prvi kriterij. Čeprav je dosledna implementacija metode neto pridobitev v praksi neizvedljiva, bo »približek« te metode implementiran izključno z opazovanimi cenami in utežmi. Izključno opazovane cene in uteži bodo brez posebnih omejitev uporabljene tudi pri celotnih pridobitvah. Preostale tri metode tega kriterija ne izpolnjujejo. Pri uporabnikovih stroških se imputira različno število parametrov, med katerimi bo zmeraj tudi imputiran parameter, ki predstavlja amortizacijo stanovanja. Pri enakovrednih najemninah se sicer lahko uporabijo opazovani podatki (alternativa so ocenjene vrednosti s strani uporabnikov lastnih stanovanj), vendar se le-ti pripišejo stanovanjem, za katere niso bili zbrani nobeni podatki o cenah, zato za to metodo ne moremo trditi, da izpolnjuje prvi kriterij. Tudi pri plačilih se bodo v praksi morali uporabiti imputirani parametri, med katerimi je vsaj domneva o dolžini plačevanja hipotekarnega kredita.

Čeprav ima vsaka metoda vključitve lastnih stanovanj v ICŽP določene specifike, so podatki, ko je enkrat vzpostavljeno ustrezno zbiranje podatkov, praviloma dostopni brez večjih omejitev. Največ omejitev se lahko pojavi pri enakovrednih najemninah, saj bo, v kolikor je delež najemnih stanovanj majhen in/ali bodo najemniška stanovanja neprimerljiva z lastnimi stanovanji, onemogočeno uporabiti vrednosti dejanskih najemnin za oceno stroškov z uporabo lastnih stanovanj. Metoda enakovrednih najemnin torej kriterij dostopnosti podatkov izpolnjuje le pod pogojem, da je na razpolago ustrezen delež najemniških stanovanj (samoocena s strani uporabnikov lastnih stanovanj ob tem ni obravnavana kot zadovoljiva rešitev), ki so po kakovosti primerljiva z lastnimi stanovanji. Med preostalimi metodami prihaja do omejitev še pri dostopnosti podatkov pri neto

pridobitvah. Natančna razmejitev neto transakcij od vseh transakcij namreč ni mogoča. Podatki za izvedbo take razmejitve ne bodo v celoti dostopni. Neto transakcije zato drugi kriterij izpolnjujejo le delno, saj bodo brez večjih omejitev dostopni le podatki za uporabo te metode na približku opredelitve obsega neto transakcij. Preostale tri metode drugi kriterij izpolnjujejo v celoti.

Metoda uporabnikovih stroškov, enakovredne najemnine in plačila ne zagotavljajo konsistentnosti ICŽP kot celote, saj bodo vsi preostali izdelki in storitve v ICŽP vključeni po pristopu pridobitev. Ta kriterij bosta zato lahko izpolnili le metoda neto pridobitev in metoda celotnih pridobitev. Konsistentnost ICŽP se zagotovi s prilagoditvijo vključitve vseh izdelkov in storitev oz. dobrin v ICŽP ali zgolj kot neto pridobitve ali zgolj kot celotne pridobitve. Vendar, ker se lahko neto pristop pri vključitvi stanovanj implementira le kot približek, bo to krnilo konsistentnost ICŽP kot celote. Medtem, ko bodo preostali izdelki in storitve vključeni v ICŽP po pristopu neto pridobitev, bodo lastna stanovanja v ICŽP vključena po najboljšem možnem približku neto pridobitev, zato metoda neto pridobitev tretji kriterij izpolnjuje le delno. V celoti je torej konsistentnost ICŽP kot celote zagotovljena le po metodi celotnih pridobitev.

Zadnji kriterij, tj. nealternativnost dobljenih vrednosti, obe metodi pridobitev izpolnjujeta v celoti. Neto pridobitve je sicer mogoče realizirati kot približek, vendar bo tudi ob tej omejitvi ta metoda (v kolikor približek izhaja zgolj iz objektivnih omejitev) dala vrednost, ki ne bo imela enakovrednih alternativ. Podobno je z metodo enakovrednih najemnin. Čeprav ta metoda bazira na vrednostih, ki so lastnim stanovanjem zgolj pripisane, je metodologija »pripisa« enoznačna, zato ne moremo dobiti enakovrednih alternativnih vrednosti. Drugače je pri metodi uporabnikovih stroškov in pri metodi plačil. V teh dveh primerih bosta vsaj odločitev o parametru za določitev amortizacije (uporabnikovi stroški) in odločitev o dolžini odplačevanja hipotekarnega kredita (plačila) imela določeno alternativo, ki bo povzročila tudi alternativno enakovredno vrednost ICŽP.

Pri metodi plačil je bila s kriteriji ocenjena v praksi izvedljiva (in v določenem obsegu tudi izvedena) prilagojena metoda plačil. V kolikor bi ocenjevali teoretično opredeljeno metodo plačil, bi ta sicer izpolnjevala kriterij uporabe izključno opazovanih podatkov in kriterij nealternativnosti dobljenih vrednosti, vendar zaradi potrebe po zbiranju podatkov o posameznih hipotekarnih kreditih ne bi več izpolnjevala kriterija dostopnosti uporabljenih podatkov. Prav tako metoda plačil še zmeraj ne bi izpolnjevala kriterija zagotavljanja konsistentnosti ICŽP kot celote, saj je implementacija vseh možnih oblik plačil, sistemov kreditiranja in obresti za ICŽP kot celoto v praksi neizvedljiva.

Glede na zastavljene kriterije sta bili kot najbolj primerni ocenjeni obe metodi pridobitev. Med njima se je kot nekoliko boljša izkazala metoda celotnih pridobitev, saj vse zastavljene kriterije izpolnjuje v celoti, medtem ko metoda neto pridobitev, zaradi nujnosti implementacije te metode kot približka, dva od štirih kriterijev izpolnjuje zgolj delno. Kot

je bilo izpostavljeno že prej v nalogi, se težave pri neto pristopu pojavljajo zaradi nemožnosti beleženja prehajanja med lastnimi in najemniškimi stanovanji ter zaradi drugih odstopanj od teoretične opredelitve neto izdatkov.

Čeprav se je za metodo celotnih pridobitev izkazalo, da izpolnjuje vse zastavljene kriterije, pa lahko odmik od zastavljenih kriterijev povzroči uporaba metod za kontrolo morebitnih sprememb v kakovosti stanovanj, ki so predmet transakcij na stanovanjskem trgu (do enakega odmika kot pri metodi celotnih pridobitev lahko seveda pride tudi pri metodi neto pridobitev). Kako je z izpolnjevanjem zastavljenih kriterijev pri teh metodah, je prikazano v nadaljevanju.

Tabela 51: Preverjanje metod za kontrolo morebitnih sprememb v kakovosti stanovanj

Metoda	Uporaba izključno opazovanih podatkov	Dostopnost uporabljenih podatkov	Zagotovitev konsistentnosti ICŽP kot celote	Nealternativnost dobljenih vrednosti
Metoda ponovljenih prodaj	Izpolnjuje kriterij	Kriterij izpolnjuje pogojno	Kriterija ne izpolnjuje	Kriterija ne izpolnjuje
Uporaba ocenjenih vrednosti stanovanj	Kriterija ne izpolnjuje	Kriterij izpolnjuje pogojno	Kriterija ne izpolnjuje	Kriterija ne izpolnjuje
Hedonska regresijska analiza	Izpolnjuje kriterij	Izpolnjuje kriterij	Kriterija ne izpolnjuje	Kriterija ne izpolnjuje
Stratifikacija	Izpolnjuje kriterij	Izpolnjuje kriterij	Izpolnjuje kriterij	Kriterija ne izpolnjuje

Pri vseh metodah za kontrolo morebitnih sprememb v kakovosti, razen seveda pri metodi ocenjenih vrednosti stanovanj, se uporabljajo izključno opazovani podatki, zato te metode izpolnjujejo prvi kriterij.

Čeprav lahko podatke o lastnostih stanovanj, ki so predmet transakcij, pridobimo le z ustreznim načinom zbiranja teh podatkov ali, v kolikor so na voljo, iz obstoječih virov, hedonska regresijska analiza in stratifikacija izpolnjujeta kriterij dostopnosti uporabljenih podatkov. Kadar se vzpostavi ustrezen način zbiranja teh podatkov, bodo namreč podatki o lastnostih (vključeni v obe omenjeni metodi) dostopni brez posebnih omejitev. Pri uporabi ocenjenih vrednosti ne moremo pričakovati, da se bo vrednosti stanovanj ocenjevalo zgolj za potrebe računanja ICŽP – za ta namen so na razpolago druge metode – temveč za neke druge namene, med katere prav gotovo sodi tudi obdavčitev stanovanj. Kriterij dostopnosti uporabljenih podatkov bo pri tej metodi torej izpolnjen le pod pogojem, da bo obstajala potreba po ocenjevanju stanovanj za druge namene. Pogojno ta kriterij izpolnjuje tudi metoda ponovljenih prodaj. Pri tej metodi je namreč izpolnjevanje kriterija odvisno od dovolj velikega števila stanovanj, ki so v nekem doglednem času predmet transakcije na stanovanjskem trgu več kot enkrat.

Zagotovitev konsistentnosti ICŽP kot celote bo zagotovljena le s stratifikacijo, saj je oblikovanje stratumov za posamezne podskupine stanovanj skladno z oblikovanjem stratumov za ostale dobrine v ICŽP. Stratum »manjše novejša stanovanja v

večstanovanjski stavbi« bo tako formalno precej skladen z na primer stratumom »kruh«. Morebitna razhajanja zaradi uporabe reprezentantov in popolnega administrativnega vira sicer niso razlog za nekonsistentnost, saj se jih odpravi z uporabo ustrezne formule za izračun povprečne cene.

Za razliko od tretjega kriterija stratifikacija ne izpolnjuje kriterija nealternativnosti dobljenih rešitev. Oblikovanje stratumov se namreč lahko izvede tudi na alternativne načine (zadovoljivo podrobne stratumne lahko dobimo z uporabo različnih lastnosti ali različnih kategorizacij spremenljivk), ki potem vodijo do različnih enakovrednih vrednosti indeksa. Tega kriterija prav tako ne izpolnjuje hedonska regresijska analiza, saj lahko na osnovi uporabe različnih lastnosti in predvsem na osnovi različnih oblik spremenljivk (oz. hedonskih modelov) prav tako pridemo do medsebojno enakovrednih alternativnih vrednosti indeksov. Do alternativnih enakovrednih vrednosti indeksov lahko pridemo tudi zaradi arbitrarne vključitve števila obdobj. Pri hedonski regresijski analizi se temu sicer lahko izognemo z vključitvijo le dveh obdobj, bo pa vprašanje revizij ostalo nerešeno pri metodi ponovljenih prodaj, zato tudi ta metoda ne izpolnjuje tega zadnjega kriterija. Potencialni vir alternativnih enakovrednih vrednosti indeksov so pri tej metodi še vsaj tudi morebitna izvedba regresijske analize oz. možne izbire regresijskih modelov in morebitna izvedba ocene amortizacije stanovanj.

Čeprav stratifikacija izpolnjuje tri od štirih kriterijev, nam neizpolnjevanje četrtega kriterija sporoča, da se lahko pojavijo določene težave pri uporabi te metode. Četrtega kriterija sicer ne izpolnjuje nobena metoda, zato to ni pomanjkljivost, ki bi stratifikacijo diskvalificirala kot najboljšo metodo za kontrolo morebitnih sprememb v kakovosti stanovanj, ki so predmet transakcij na stanovanjskem trgu. Empirično preverjanje metod za kontrolo morebitnih sprememb v kakovosti stanovanj je pokazalo, da je določena stopnja stratifikacije nujna, zato je priporočljivo, da se zastavi taka stratifikacija, ki je kar se da preprosta in ki se jo lahko sproti preverja glede na morebitne odstopajoče alternativne enakovredne vrednosti ICŽP. Rezultat stratifikacije bi morali biti taki stratumi, na osnovi katerih je mogoče računati zanesljive in relevantne subindekse za lastna stanovanja.

4.2 Glavne ugotovitve in priporočila

Rezultati analize so pokazali, da je vpliv cen stanovanj na inflacijo relativno majhen, kar je posledica velikosti uteži, ki jo imajo lastna stanovanja v ICŽP. Čeprav je bilo v analiziranem obdobju dogajanje na nepremičninskem trgu precej turbulentno, saj je le-ta bil pod vplivom pregrevanja pred krizo, ko je bila rast kreditov v sektorju več kot 60-odstotna in je zato doživel velik padec ob nastopu krize (Cirman et al., 2011, str. 246), je končna vrednost ICŽP po dopolnitvi s cenami stanovanj ostala relativno nespremenjena. Na dolgi rok lahko pričakujemo zmanjšanje vplivov nedelujočega trga in gospodarske krize ter s tem dodatno zmanjšanje vpliva vključitve stanovanj v ICŽP. Kot ugotavlja Piketty (2015, str. 266) je v obdobju od leta 1910 do 2010 cena aktive (nepremičnin in

ostale aktive) rasla v grobem približno v enakem ritmu kot ICŽP. Iz tega lahko sklepamo, da se na dolgi rok gibanje cen stanovanj ne bi smelo bistveno razlikovati od gibanja cen preostalih življenjskih potrebščin.

Kot bolj pomemben dejavnik, ki vpliva na natančnost ICŽP, se je izkazala stopnja kakovosti zbranih podatkov – višino odstopanja zaradi tega je nemogoče izmeriti – in izbira formule na višji ravni. Primerjava med vrednostmi ICŽP, izračunanimi po precej uveljavljeni Laspeyresovi formuli in natančnejši Fisherjevi formuli, je razkrila velika razhajanja v vrednostih izmerjene inflacije. Zaradi krize so se v Sloveniji spremenile nakupovalne navade, med katere sodi tudi premik od monogamnih k poligamnim nakupovalnim navadam (Ograjenšek et al., 2011, str. 148), ki jih precej bolje pojasni koncept življenjskih stroškov, ki predvideva preudarno odzivanje potrošnikov na spremenjene razmere. Koncept življenjskih stroškov se je izkazal kot bolj primeren z vidika pojasnjevanja obnašanja potrošnikov in s tem kot bolj primeren koncept pri izbiri ustreznih indeksnih formul. Vendar se je prav pri izbiri ustreznih formul izkazalo, da je razlike med konceptoma mogoče preseči z uporabo ene od superlativnih oz. simetričnih formul. Kljub možnosti konsenza se koncept fiksne košarice ni izkazal kot najprimernejši, saj se preveč oddaljuje od dejanskega obnašanja potrošnikov. Koncept življenjskih stroškov se zaradi drugačne obravnave lastnih stanovanj ni najbolje izkazal v tem delu, vendar je to mogoče preseči z obravnavo stanovanj na enak način kot preostale življenjske potrebščine v ICŽP, na način kot ga koncept življenjskih stroškov predlaga za preostale izdelke in storitve.

Predlagane superlativne in simetrične formule se v Sloveniji praviloma ne uporabljajo za računanje cenovnih indeksov. Med redkimi izjemami je mogoče zaslediti izračun indeksa cen nepremičnin na Banki Slovenije z uporabo Fisherjeve indeksne formule (Komprij & Jeran, 2005; Jeran & Komprij, 2009), ki nakazuje potrebo po uporabi superlativnih formul med uporabniki. Hitri prelomi v tako pomembnem indikatorju, kot je ICŽP, niso najbolj primerni, zato bi bilo v takšni situaciji najprimerneje, da se ICŽP računa z uporabo superlativnih indeksnih formul (in geometričnih približkov teh formul) v določenem obdobju, hkrati s trenutno uveljavljeno indeksno formulo. Medtem ko je uporaba superlativne formule na višji ravni računanja ICŽP nesporna in poveča natančnost indeksa, ostaja nekaj dilem pri računanju povprečnih cen oz. pri uporabi formul za AS ter GS. Obe formuli sta sicer v splošni rabi, vendar je izbira najprimernejše formule za posamezni elementarni agregat lahko precej težavna naloga. Čeprav ima Jevonsov elementarni indeks oz. formula za GS to prednost, da upošteva substitucijo, ne bodo vsi elementarni agregati primerni za uporabo te formule. Čeprav uporaba skeniranih podatkov nakazuje možnost uporabe zgolj superlativnih formul, pa stanovanja zaradi specifik ni možno v ICŽP vključiti brez izračuna povprečnih cen. Zaradi celovitih administrativnih podatkov o transakcijah s stanovanji se je za ta del ICŽP kot bolj primerna izkazala formula za AS, ki se uporabi hkrati ob formuli za GS pri izračunu povprečnih cen preostalih izdelkov in storitev.

ICŽP, ki je računan po uveljavljeni Laspeyresovi oz. Lowejevi indeksni formuli, bo zaradi neupoštevanja substitucije pristranski, njegove vrednosti bodo dejansko inflacijo precenjevale. To pomanjkljivost indeksa se lahko odpravi le s spremembo metodologije računanja ICŽP oz. z implementacijo ene od superlativnih formul. Pristranske vrednosti ICŽP niso ustrezne za merjenje inflacijskih stopenj in so neuporabne za namene indeksacije. ICŽP, izračunan z uporabo superlativne formule, je zato bolj primeren tako za merjenje inflacije kot za namene indeksacije. Pri slednji se pojavlja omejitev, ki izhaja iz tega, da ob avtomatični 100-odstotni indeksaciji z ICŽP gospodinjstva ne dobijo sredstev, s katerimi bi pokrila povečano porabo v času med aktualno in prejšnjo indeksacijo. ICŽP, izračunan s superlativno formulo, je zato predvsem primerno analitično orodje za evalvacijo izvajanih indeksacij. Zaradi upoštevanja dejanske potrošnje je njegova analitična moč večja kot pri indeksu fiksne košarice. Z ICŽP, izračunanim z uporabo superlativne formule, se zato lahko evalvirajo vse indeksacije ne glede na instrument indeksacije, s čimer se zagotovi tako kratkoročno kot dolgoročno ustrezna višina izplačil. Težav s pokritjem povečanih izdatkov, ki so nastali do izvedbe indeksacije, prav tako ne razreši uporaba Laspeyresove indeksne formule. Je pa ob uporabi te formule prisotna določena verjetnost, da zaradi precenitve inflacije s to indeksno formulo gospodinjstva zaradi nekompenziranja povečanih izdatkov za nazaj ne bodo na slabšem.

Drugo oviro za uporabo ICŽP kot instrumenta indeksacije predstavlja nepokritje kreditnih obresti oz. nepokritje obročnih plačil nakupov, ki bodo praviloma v seštevku višji od cene ob pridobitvi. Ta ovira ni v ničemer odvisna od uporabe formule za računanje ICŽP in jo je treba reševati izven okvirjev računanja ICŽP. Pristop plačil, kot potencialna rešitev tega problema, se je izkazal za neustreznega tako za vključitev stroškov s pridobitvijo lastnih stanovanj kot za morebitno implementacijo tega pristopa za ostale življenjske potrebe. Čeprav pristop plačil opozori na omejitve, ki izhajajo iz ICŽP, v katerega so vključene cene potrošnih dobrin ob pridobitvi, pa ima sam pristop številne omejitve, ki izhajajo iz težavnosti implementacije pristopa in iz neuporabnosti takega ICŽP za namene monetarne politike.

Za vključitev lastnih stanovanj v ICŽP so se kot neustrezni izkazali tudi vsi preostali v literaturi predlagani pristopi. Pristop uporabnikovih stroškov in pristop enakovrednih najemnin nista zadovoljiva, ker v ICŽP vključujeta imputirane vrednosti, ki bodo z veliko verjetnostjo odstopale od dejanskih stroškov, ki jih imajo gospodinjstva z lastnimi stanovanji. Kot primernejši se zato kaže pristop pridobitev, ki se uporablja za preostale izdelke in storitve v ICŽP in ki se ga računa na osnovi dejansko opazovanih podatkov o cenah in količinah (utežeh). Vendar bo po tem pristopu, v kolikor se lastna stanovanja v ICŽP vključijo na osnovi konvencionalnega pristopa neto pridobitev, lastnim stanovanjem dana premajhna pomembnost v ICŽP, kar je velika pomanjkljivost tega pristopa v primerjavi s pristopom uporabnikovih stroškov in pristopom enakovrednih najemnin. Te pomanjkljivosti so odpravljene, v kolikor se lastna stanovanja vključijo po pristopu celotnih pridobitev, ki ob vseh stroških z lastnimi stanovanji, vključenih po neto pristopu, v

ICŽP vključi še nakupe stanovanj, prodanih s strani drugih gospodinjstev, in nakupe zemljišč. Utež je po tem pristopu določena na osnovi obsega vseh transakcij. Gre za pristop, ki je osredotočen na izdatke in ne na prejemke gospodinjstev. Pristop se brez težav lahko aplicira na transakcije s preostalimi rabljenimi dobrinami (npr. rabljenimi avtomobili) in tako ne krni konsistentnosti ICŽP kot celote. ICŽP, ki vključuje transakcije med gospodinjstvi, je primeren za oba glavna namena uporabe. Za namene indeksacije, zato ker so potrošne dobrine v ICŽP vključene sorazmerno njihovi pomembnosti, ki jo imajo te za referenčno prebivalstvo, in za merjenje inflacije, zato ker so v ICŽP zajete vse spremembe v razmerju med dobrinami na trgu in denarjem. »Denar je menjalno sredstvo« (Laidler & Parkin, 1975, str. 741) in kot tako nastopa tudi pri transakcijah med gospodinjstvi. Na primeru analize stanovanjskega trga za Slovenijo se je izkazalo, da za stanovanjske trge, ki so relativno majhni in podvrženi vplivom skromnih gradbenih ciklov, ki vodijo v precej neenakomerno in nezadovoljivo obnovo stanovanjskega sklada z novogradnjami, implementacije pristopa neto pridobitev ni možno izvesti brez težav. Tudi če odmislimo vse težave zaradi prehajanja lastnih stanovanj med najemniška in obratno ter druge težave z opredelitvijo neto pridobitev, je lahko število novogradenj v kriznih obdobjih oz. po izteku gradbenega cikla enostavno premajhno za računanje (zanesljivega) ICLS po pristopu neto pridobitev.

Analiza metod za kontrolo morebitnih sprememb v kakovosti stanovanj je pokazala, da je najprimernejša metoda stratifikacija. Ker pa ima tudi ta metoda nekaj pomanjkljivosti, jo je potrebno v ICLS implementirati z določeno mero pazljivosti. Izbira lastnosti za oblikovanje stratumov namreč vpliva na oblikovanje cen stanovanj (Karanka et al., 2013). To je pokazalo tudi empirično preverjanje metod v nalogi. Slednje je bilo zaradi nedostopnosti popolnejših podatkov o lastnostih stanovanj izvedeno zgolj na vzorcu transakcij kot dodatna analiza in nepovezano z glavno analizo v nalogi. Nedostopnost podatkov o lastnostih stanovanj za vse transakcije se je tako izkazala kot ena od pomembnejših omejitev empiričnega dela naloge. Čeprav je analiza pokazala, da je določena stratifikacija nepogrešljiva, je bilo na osnovi razpoložljivega vzorca transakcij možno le v grobem opredeliti primerno obliko stratifikacije stanovanj. Iskanje najustreznejše stratifikacije za vse transakcije s stanovanji na primeru podatkov za Slovenijo, kamor sodi tudi preverjanje alternativnih enakovrednih stratifikacij, je tako eden od večjih izzivov za nadaljnja raziskovanja.

Ne glede na zaželenost izločitve vseh sprememb v kakovosti dobrin iz vrednosti ICŽP ne smemo zanemariti dejstva, da so lahko gospodinjstva zaradi odsotnosti ponudbe stanovanj in drugih izdelkov ter storitev izhodiščne kakovosti prisiljena kupovati te dobrine po višjih cenah, pri čemer so te višje cene tudi posledica sprememb v kakovosti. Kadar bodo gospodinjstva prisiljena kupovati sicer bolj kakovostne dobrine po višjih cenah, bo pa hkrati ta dvig cen izločen iz ICŽP, bo standard gospodinjstev ob nespremenjenih razpoložljivih sredstvih padel. Izločitev sprememb v cenah zaradi sprememb v kakovosti je zato lahko, v kolikor gospodinjstva nimajo alternativnih izbir glede kontrolirane kakovosti,

vzrok za neprimernost ICŽP za namen indeksacije. V nalogi sta bila iz cen stanovanj izločena dva potencialna vpliva sprememb v kakovosti stanovanj, in sicer tip stanovanja (preko oblikovanja dveh stratumov za stanovanja v večstanovanjskih stavbah in enodružinske hiše) ter velikost stanovanja (preko računanja povprečne cene kvadratnega metra stanovanja in ne stanovanja kot celote). Obe dejanji sta primerni, v kolikor so gospodinjstva v celotnem analiziranem obdobju lahko izbirala med obema tipoma stanovanj in imela na izbiro oba tipa stanovanj različnih velikosti. Neprostovoljna substitucija je tako dejavnik, ki ga je treba imeti v mislih pri vsaki kontroli morebitnih sprememb v kakovosti stanovanj, ki so predmet transakcij.

Analiza v zastavljenih okvirih ni bila v celoti izvedena predvsem zaradi omejitev pri uporabi podatkov iz ETN. Omejitve so posledica relativno kratkega obstoja tega administrativnega vira in zaradi nemožnosti dopolnitve pridobljenih podatkov s podatki iz drugih administrativnih virov. Večina omejitev ter napak v ETN je bila v veliki meri pričakovana in razumljiva. Večje presenečenje so predstavljali podatki, na osnovi katerih se računajo uradne stopnje inflacije. To, da uteži izdelkov in storitev niso povezane s cenami izdelkov in storitev preko enotnega ključa oz. klasifikacijske številke, je težko razumeti. Navedeno in še nekatere druge posebnosti v podatkih se je sicer v analizi v glavnem dalo preseči, so pa na žalost te omejitve vseeno precej zreducirale natančnost analiz. Pred dobrim desetletjem je profesor Malačič (2002, p. 73) ugotovil, da prihaja do sprememb v pripravi statistik na SURS predvsem zaradi spodbud od zunaj, kot posledice vključitve v EU in obveznosti, ki jih je vključitev prinesla na statističnem področju. K ugotovitvi pred desetletjem lahko samo dodamo, da so tudi spremembe, ki so bile spodbujene od zunaj – vsaj kar zadeva ICŽP – take, da so bolj v funkciji zadostitve minimalnim in vidnim pogojem ter ne v funkciji celovitejših razvojnih preobrazb. Ugotovitev v veliki meri pojasni težave s podatki in daje ne najbolj optimistično prognozo za spremembe v pripravljanju slovenskega ICŽP v prihodnje. V slovenski ICŽP bodo zato verjetno v prihodnosti lastna stanovanja vključena po pristopu neto pridobitev, ki ga v HICŽP uvaja Eurostat, in to ne glede na neprimernost tega pristopa tako z vidika uporabnosti ICŽP kot z vidika specifik našega stanovanjskega trga. Na neprimernost vključitve stanovanj po pristopu neto pridobitev v HICŽP kaže na primer odločitev Velike Britanije, kjer so razvili tako pristop neto pridobitev kot pristop enakovrednih najemnin, pri čemer so se odločili, da za svoje potrebe od leta 2013 naprej računajo dodatni HICŽP, v katerega so lastna stanovanja vključena po pristopu enakovrednih najemnin, ki je po njihovi presoji boljša metoda od metode, izbrane na evropski ravni (Office for National Statistics, 2014, str. 63).

Analiza je nazorno pokazala, kje so možnosti za povečanje natančnosti in uporabnosti ICŽP. V Evropski uniji lahko do tega pride ali preko skupnega preoblikovanja determinirajočega HICŽP ali preko ustreznega razvoja nacionalnih ICŽP, ki so jih države članice v glavnem ohranile tudi po uvedbi HICŽP, pri čemer je vsak nadaljnji razvoj

odvisen od dosedanjega razvoja posameznih ICŽP. V Sloveniji bi bilo tako treba za nacionalni ICŽP:

- odpraviti pomanjkljivosti v podatkih in med drugim uvesti enotno COICOP klasifikacijo tudi do najnižje ravni baze s povprečnimi cenami;
- na osnovi pomembnosti posameznih izdelkov in storitev posodobiti nabor izdelkov in storitev;
- podatke v čim večji meri pridobivati iz administrativnih virov in v obliki skeniranih podatkov, ki bodo omogočali tudi oblikovanje mesečnih uteži;
- potrošnjo pokriti izključno po domačem konceptu;
- vključiti lastna stanovanja in druge rabljene izdelke na osnovi pristopa celotnih pridobitev;
- ustrezno stratificirati lastna stanovanja, vključena v ICŽP;
- uporabiti eno od superlativnih formul kot končno vrednost ICŽP in na osnovi te izvajati morebitne popravke z začasno formulo izračunane stopnje inflacije za nazaj.

Ob navedenih ukrepih je na mestu še razmislek o izvedljivosti in nujnosti računanja subsidiarnih indeksov za posamezne skupine prejemnikov raznih plačil, z namenom izboljšanja uporabnosti ICŽP za namene indeksacije teh plačil ter razmislek o računanju regionalnih ICŽP.

SKLEP

Glavni prispevek doktorske disertacije k problematiki merjenja inflacije v Sloveniji in širše je potrditev, da je najprimernejša formula za pripravo ICŽP ena od superlativnih formul in da je potrebno, v kolikor bi želeli najti zadovoljiv način vključitve lastnih stanovanj v ICŽP, kot resno opcijo obravnavati pristop celotnih pridobitev.

Rezultati analize so pokazali, da se natančnost ICŽP pomembno izboljša, v kolikor je le-ta izračunan z uporabo ene od superlativnih in simetričnih formul. Za precej razširjene indekse fiksne košarice, ki ne predvidevajo prilagajanja potrošnje razmeram na trgu, se je izkazalo, da precenjujejo dejansko inflacijo, s katero se soočajo gospodinjstva. Natančnost ICŽP se dodatno izboljša, v kolikor se v ICŽP na ustrezen način vključijo vse potrošniške dobrine, vključno z lastnimi stanovanji. Slednja se lahko zaradi vseh specifik v ICŽP ustrezno vključi le na osnovi pristopa celotnih pridobitev. Gre za pristop, ki odpravlja težave, ki so prisotne pri trenutno uveljavljenih pristopih vključevanja lastnih stanovanj v ICŽP. Pristop celotnih pridobitev se lahko v ICŽP implementira brez večjih posegov v način računanja in strukturo ICŽP, saj so razlike do trenutno apliciranega pristopa neto pridobitev z vidika priprave celotnega ICŽP minimalne. Zaradi konsistentnosti ICŽP se pristop celotnih pridobitev brez večjih težav aplicira tudi na nakupe drugih rabljenih izdelkov, za katere se izkaže, da imajo dovolj pomemben delež v skupni potrošnji gospodinjstev.

Po pristopu celotnih pridobitev so v ICŽP vključene tudi transakcije s stanovanji med gospodinjstvi, pri čemer je utež za stanovanja določena na osnovi obsega vseh transakcij s stanovanji. Za razliko od pristopa neto pridobitev so po pristopu celotnih pridobitev v ICŽP vključeni tudi stroški gospodinjstev z nakupi zemljišč, na katerih so zgrajena lastna stanovanja, ter stroški z nakupi praznih zemljišč za gradnjo. Po pristopu celotnih pridobitev so v ICŽP vključeni še vsi preostali stroški z lastnimi stanovanji, ki se v ICŽP vključijo tudi po pristopu neto pridobitev. Pristop celotnih pridobitev ima pred pristopom neto pridobitev med drugim to prednost, da da lastnim stanovanjem ustreznejšo pomembnost v ICŽP. Za stanovanjske trge, ki so kot slovenski relativno majhni in podvrženi vplivom skromnih gradbenih ciklov, ki vodijo v precej neenakomerno in nezadovoljivo obnovo stanovanjskega sklada z novogradnjami, je pristop celotnih pridobitev edini možen način vključitve lastnih stanovanj v ICŽP.

V doktorski disertaciji sem raziskal več področij merjenja inflacije, s katero se soočajo gospodinjstva. Na nekatera zastavljena raziskovalna vprašanja v disertaciji zaradi značilnosti razpoložljivih podatkov ni bilo mogoče podati zadovoljivih odgovorov. Za ustrezno dopolnitev v okviru disertacije opravljenih analiz bi bilo zato potrebno prihodnje raziskovanje usmeriti v iskanje odgovorov na ta vprašanja. Tako bi bilo med drugim smiselno raziskati ustreznost uporabe Dutotove in Jevonsove formule glede na specifične elementarnih agregatov, ugotoviti upravičenost (ne)izločanja sprememb v cenah iz ICŽP zaradi sprememb v kakovosti življenjskih dobrin (predvsem v povezavi z možnostjo pojava neprostovoljne substitucije), določiti najbolj optimalno stratifikacijo lastnih stanovanj, vključenih v ICŽP, analizirati razhajanja med cenami ob pridobitvi in dejanskimi plačili ter preučiti možnosti za izboljšanje procesa zbiranja podatkov. Dodatno raziskovanje zahteva tudi pristop celotnih pridobitev. Med drugim bi bilo potrebno na celovitejših podatkih analizirati ICLS, v katerega so vključeni vsi stroški z lastnimi stanovanji, ki se po pristopu celotnih pridobitev vključijo v ICŽP, analizirati vpliv razširitve pristopa celotnih pridobitev na ostale pomembne rabljene dobrine in empirično preveriti vpliv uporabe pristopa celotnih pridobitev na ICŽP na podatkih iz drugih držav.

LITERATURA IN VIRI

1. Ahnert, H. & Branchi, M. (2005). *The HICP as an anchor for European consumer price statistics*. Paris: OECD Meeting on Inflation Measures: Too High – Too Low – Internationally Comparable?.
2. Armknecht, P. & Silver, M. (2012). *Post-Laspeyres: The Case for a New Formula for Compiling Consumer Price Indexes*. IMF Working Paper, WP/12/105.
3. Baldwin, A. & Mansour, E. (2003). *Different Perspectives on the Rate of Inflation, 1982-2000: The Impact of Homeownership Costs*. Ottawa: Statistics Canada.
4. Baldwin A., Prud'homme M. & Nakamura A. (2006). *An empirical analysis of the different concepts for owned accommodation in the Canadian CPI: the case of Ottawa, 1996-2005*. Paris: Organisation for Economic Co-operation and Development.

5. Banovec, T. (2005). Ali imamo v Sloveniji preveč ali premalo stanovanj?. V: B. Tkačik & M. Urbas (ur.), *Komuniciranje z dajalci in uporabniki statističnih podatkov ter podpora EMU in Lizbonski strategiji* (str. 42–49). Radenci: 15. statistični dnevi.
6. Bishop, G. (2013). *Geometric Indexes and Substitution Bias in the CPI*. Copenhagen: 13th Ottawa Group Meeting.
7. Boskin, M. J., Dulberger, E. L., Gordon, R. J., Griliches, Z. & Jorgenson, D. W. (1998). Consumer Prices, the Consumer Price Index, and the Cost of Living. *Journal of Economic Perspective*, 12(1), str. 3–26.
8. Bregar, L. (1989): *Indeksi industrijske proizvodnje in dejavniki njihove realnosti*. Ljubljana: Zavod SR Slovenije za statistiko.
9. Bregar, L., Ograjenšek, I. & Bavdaž, M. (1999): *Ekonomska statistika 2000*. Ljubljana: Ekonomska fakulteta.
10. Breuer, C. C. (2007). *Cost-of-living indexes for Germany*. Ottawa: 10th Ottawa Group Meeting.
11. Brvar, T. (2015). *Metodološko pojasnilo za indekse cen življenjskih potrebščin*. Ljubljana: Statistični urad Republike Slovenije.
12. Bureau of Labor Statistics (2011). *Consumer Price Index*. Najdeno 3. aprila 2014 na spletnem naslovu <http://www.bls.gov/cpi/superlink.htm>.
13. Cage, R., Greenlees, J. S., and Jackman, P. (2003). *Introducing the Chained Consumer Price Index*. Paris: Seventh meeting of the International Working Group on Price Indices.
14. Camba-Mendez, G. (2003). The definition of price stability: choosing a price measure. V: O. Issing (ur.), *Background Studies for the ECB's Evaluation of its Monetary Policy Strategy* (str. 31–41). Frankfurt am Main: European Central Bank.
15. Christensen, A.-K., Dupont J. & Schreyer P. (2005). *International Comparability of the Consumer Price Index: Owner-occupied Housing*. Paris: OECD Meeting on Inflation Measures: Too High – Too Low – Internationally Comparable?.
16. Cirman, A. (2006). Housing Tenure Preferences in the Post-privatisation Period: The Case of Slovenia. *Housing Studies*, 21 (1), str. 113–134.
17. Cirman, A. (2008). Intergenerational Transfers as a Response to Changes in the Housing Market. *European Journal of Housing Policy*, 8 (3), str. 303–315.
18. Cirman, A., Koman, M., Gobec, R., Nikolovski, M., & Rozman, T. (2011). The Rise and Fall of Construction in Slovenia. V: J. Prašnikar (ur.). *The Slovenian Economy: Stranded in Recovery*. Ljubljana: Finance, str. 235–248.
19. Cournède, B. (2005). *House Prices and Inflation in the Euro Area: Economics Department Working Paper No. 450*. Paris: Organisation for Economic Co-operation and Development.
20. Dalton, K. V., Greenlees J. S. & Stewart, K. J. (1998). Incorporating a geometric mean formula into the CPI. *Monthly Labor Review*, 120 (October 1998), str. 3–7.
21. De Haan J. (2006). *The re-design of the dutch CPI*. Joint UNECE/ILO Meeting on Consumer Price Indices.

22. Diewert, W. E. (1976). Exact and Superlative Index Numbers. *Journal of Econometrics*, 4, str. 115–145.
23. Diewert, W. E. (1999). *The Consumer price index and index number purpose*. Reykjavik: Fifth meeting of the International Working Group on Price Indices.
24. Diewert, W. E. (2002). Harmonized Indexes of Consumer Prices: Their Conceptual Foundations. *Zeitschrift für Volkswirtschaft und Statistik*, let. 138 (4), str. 547–637.
25. Diewert, W. E. (2003a): Hedonic Regressions: A Consumer Theory Approach. V: R. C. Feenstra & M. D. Shapiro (ur.): *Scanner Data and Price Indexes*, str. 317–348. Chicago: University of Chicago Press.
26. Diewert, W. E. (2003b). *The Treatment of Owner Occupied Housing and Other Durables in a Consumer Price Index*. Najdeno 19. februarja 2008 na spletnem naslovu <http://web.stat.stat.fi/og2004/diewertpaper.pdf>.
27. Diewert, W. E. (2005). *Identifying Important Areas for Future Price Work at the International Level*. Paris: OECD Meeting on Inflation Measures: Too High – Too Low – Internationally Comparable?.
28. Diewert, W. E. (2009). The Paris OECD-IMF Workshop on Real Estate Price Indexes: Conclusions and Future Directions. V: W. E. Diewert, B. M. Balk, D. Fixler, K. J. Fox & A. O. Nakamura (ur.): *Price and Productivity Measurement: Volume 1 – Housing*, Trafford Press, str. 87–116.
29. Eurofound (2014). *Social situation of young people in Europe*. Luxembourg: Publications Office of the European Union.
30. Eurostat (2001). *Compendium of HICP reference documents*. Luxembourg: Office for Official Publications of the European Communities.
31. Eurostat. (2004). *Owner-Occupied Housing in the HICP*. 53rd Meeting of the Statistical Programme Committee. Luxembourg: Eurostat.
32. Eurostat (2009). *Consumers in Europe*. Luxembourg: Office for Official Publications of the European Communities.
33. Eurostat (2012). *Detailed Technical manual on Owner-Occupied Housing for Harmonised Index of Consumer Prices*. Luxembourg: Eurostat.
34. Eurostat (2013a). *Handbook on Residential Property Prices Indices (RPPIs)*. Luxembourg: Publications Office of the European Union.
35. Eurostat (2013b). *Methodological manual referred to in Commission Regulation (EU) No 93/2013*. Luxembourg: Eurostat.
36. Eurostat (2015a). *Podatkovne datoteke*. Pridobljeno 30. julija 2015 na spletni strani <http://ec.europa.eu/eurostat/data/database>.
37. Eurostat (2015b). *HICP methodology*. Pridobljeno 30. julija 2015 na spletni strani http://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php/HICP_methodology.
38. Evropska komisija (2013). Commission Regulation (EU) No 93/2013 of 1 February 2013. *Official Journal of the European Union*, 2. 2. 2013.
39. Fenwick D. (2006). *System of price indices and supporting frameworks*. Joint UNECE/ILO Meeting on Consumer Price Indices.

40. Guðnason R. & Jónsdóttir G. R. (2008). *House Price Indexes, Approaches and Methods*. Washington DC: The 2008 World Congress on National Accounts and Economic Performance Measures for Nations.
41. GURS (2008). *Poročilo o slovenskem trgu nepremičnin za leto 2007*. Ljubljana: Geodetska uprava Republike Slovenije.
42. GURS (2011a). *Opis strukture podatkov Evidence trga nepremičnin*. Ljubljana: Geodetska uprava Republike Slovenije.
43. GURS (2011b). *Tehnična navodila in primeri za izračun površin prostorov in delov stavb*. Ljubljana: Geodetska uprava Republike Slovenije.
44. GURS (2012). *Evidenca trga nepremičnin (Mikropodatki)*. Ljubljana: Geodetska uprava Republike Slovenije.
45. GURS (2013). *Metodološka pojasnila k periodičnim poročilom (Različica 3.1)*. Ljubljana: Geodetska uprava Republike Slovenije.
46. Hansen, C. (2006). *Price Updating of Weights in the CPI*. Joint UNECE/ILO Meeting on Consumer Price Indices.
47. Heath A. (2007). *CPI measurement issues with a special focus on owner-occupied housing*. Basel: Bank for International Settlements.
48. Hill, P. (1999a). *COL Indexes and Inflation Indexes*. Reykjavik: Fifth Ottawa Group Meeting.
49. Hill, P. (1999b). *Inflation, the Cost of Living and the Domain of a Consumer Price Index*. Joint UNECE/ILO Meeting on Consumer Price Indices.
50. Hill, R. J. (2004). Inflation Measurement for Central Bankers. V: C. Kent & S. Guttman (ur.), *The Future of Inflation Targeting* (str. 140–160). Sidney: Reserve Bank of Australia.
51. Hill, R. J. & Melser, D. (2008): Hedonic Imputation and the Price Index problem: An Application to Housing. *Economic Inquiry*, 46 (4), str. 593–609.
52. Hoffmann, J. & Kurz, C. (2002). *Rent Indices for Housing in West Germany 1985 to 1998*. Frankfurt am Main: European Central Bank.
53. ILO (2003). *Resolution concerning consumer price indices*. Geneva: International Labour Organization.
54. ILO (2004). *Consumer price index manual*. Geneva: International Labour Organization.
55. Jeran, M. & Komprej, I. (2009). *Izračun indeksa rasti cen nepremičnin v Banki Slovenije*. Ljubljana: Banka Slovenije.
56. Johnson, P. (2015). *UK Consumer Price Statistics: A Review*. London: UK Statistics Authority.
57. Karanka, J., O'Neill, R., Weaden, N., Sanderson, R., Jenkins, C. & Bird, D. (2013). *Official house price statistics explained*. Newport: Office for National Statistics.
58. Katz, A. J. (2009). Estimating Dwelling Services in the Candidate Countries: Theoretical and Practical Considerations in Developing Methodologies Based on a User Cost of Capital Measure. V: W. E. Diewert, B. M. Balk, D. Fixler, K. J. Fox &

- A. O. Nakamura (ur.), *Price and Productivity Measurement: Volume 1 – Housing* (str. 33–50). Bloomington: Trafford Press.
59. Klevmarken, N. A. (2006). *Towards an applicable true cost-of-living index that incorporates housing*. London: 9th Ottawa Group Meeting.
 60. Komprej, I. & Jeran, M. (2005). Indeks cen nepremičnin. V: B. Tkačik & M. Urbas (ur.), *Komuniciranje z dajalci in uporabniki statističnih podatkov ter podpora EMU in Lizbonski strategiji* (str. 213–230). Radenci: 15. statistični dnevi.
 61. Kovács, Z. & Hervet, G. (2011). Development Pathways of Large Housing Estates in Post-socialist Cities: An International Comparison. *Housing Studies*, 27 (3), str. 324–342.
 62. Kuhar, M. (2013). Analiza dejavnikov podaljšanega sobivanja staršev in otrok v Sloveniji. *Teorija in praksa*, 50 (5-6), str. 791–809.
 63. Kurz, C. & Hoffmann, J. (2004). *A rental-equivalence index for owner-occupied housing in West Germany, 1985 to 1998*. Vancouver: SSHRC International Conference on Index Number Theory and the Measurement of Prices and Productivity.
 64. Laidler, D. & Parkin, M. (1975). Inflation: A Survey. *The Economic Journal*, 85 (December 1975), str. 741–809.
 65. Lane W. & Schmidt M. L. (2006). Comparing U.S. and European inflation: the CPI and the HICP. *Monthly Labor Review*, 129(5), str. 20–27.
 66. Maitland-Smith F. (2000). *Consumer Price Indices*. Paris: Organisation for Economic Co-operation and Development.
 67. Malačič, J. (2002). Dileme in problemi merjenja inflacije. *Economic and business review*, 4 (Obrazi inflacije v Sloveniji), str. 61–78.
 68. McCarthy, C. (2007). Owner-Occupied Housing Costs and Bias in the Irish Consumer Price Index. *Quarterly Economic Commentary*, Autumn 2007, str. 83–98.
 69. Obst, C. (2000). A review of bias in the CPI. *Statistical Journal of the United Nations ECE*, 17, str. 37–57.
 70. OECD (2002). *Main Economic Indicators: Comparative Methodological Analysis: Consumer and Producer Price Indices: Volume 2002, Supplement 2*. Paris: Organisation for Economic Co-operation and Development.
 71. Office for National Statistics (2014). *Consumer Price Indices: Technical Manual*. Newport: Office for National Statistics.
 72. Ograjenšek, I., Žabkar, V., Boulay, M., Odar, M., Ojdanić, M. & Rugelj, A. (2011). Retailing in Slovenia: In Search of Stability. V: J. Prašnikar (ur.). *The Slovenian Economy: Stranded in Recovery* (str. 143–160). Ljubljana: Finance.
 73. Pavlin, B. (2006). Hedonska analiza cen stanovanj v Sloveniji v obdobju 2003 - 2006. V: B. Tkačik & M. Urbas (ur.), *Merjenje razvojne vloge in učinkovitosti javnega sektorja in politik* (str. 306–315). Radenci: 16. statistični dnevi.
 74. Perovšek, A. (2009). *Evidenca trga nepremičnin (ETN): Prispevek za sosvet SURS*. Ljubljana: Geodetska uprava Republike Slovenije.

75. Pichler-Milanovich, N. (2001). Urban Housing Markets in Central and Eastern Europe: Convergence, Divergence or Policy 'Collapse'. *European Journal of Housing Policy*, 1 (2), str. 145–187.
76. Piketty, T. (2015). *Kapital v 21. stoletju*. Ljubljana: Mladinska knjiga.
77. Rant, M. & Cirman, A. (2004): Indeks stalne kakovosti stanovanj - nujen indikator za spremljanje dogajanj na trgu. Zbornik referatov 7. letne konference ocenjevalcev vrednosti. Ljubljana: Slovenski inštitut za revizijo.
78. Reinsdorf M. & Triplett J. E. (2009). A Review of Reviews: Ninety Years of Professional Thinking About the Consumer Price Index. V: W. E. Diewert, J. S. Greenlees & C. R. Hulten (ur.), *Price Index Concepts and Measurement* (str. 17–83). Chicago: National Bureau of Economic Research Studies in Income and Wealth.
79. Spiteri, A. (2008). Owner-Occupied Housing and its Effect on the Measurement of Inflation for Malta. *Bank of Valletta Review*, 38, str. 47–72.
80. Stanovnik, T. (1994). The sale of the social housing stock in Slovenia: what happened and why. *Urban Studies*, 31 (9), str. 1559–1570.
81. Statistics New Zealand (2014). *Analytical retrospective superlative index based on New Zealand's CPI*. Wellington: Statistics New Zealand.
82. Stoevska V. (2006). *International Standards on CPI: The purpose determines the conceptual basis of the Index*. Joint UNECE/ILO Meeting on Consumer Price Indices.
83. SURS (2009). *Metodološka pojasnila za HICŽP*. Ljubljana: Statistični urad Republike Slovenije.
84. SURS (2012a). *Anketa o porabi v gospodinjstvih, 2004–2011 (Mikropodatki)*. Ljubljana: Statistični urad Republike Slovenije.
85. SURS (2012b). *Povprečne mesečne cene, 2005–2011 (Mikropodatki)*. Ljubljana: Statistični urad Republike Slovenije.
86. SURS (2015a). *Podatkovne datoteke*. Pridobljeno 30. julija 2015 na spletni strani <http://www.stat.si/StatWeb/>.
87. SURS (2015b). *Raziskovanje o porabi v gospodinjstvih 2015*. Ljubljana, Statistični urad Republike Slovenije.
88. SURS (2015c). *Metodološko pojanilo za indekse cen stanovanjskih nepremičnin*. Ljubljana: Statistični urad Republike Slovenije.
89. The Scottish Government (2008): *Methodology Glossary - Tier 2 - Chain Linking*. Edinburgh: The Scottish Government.
90. Triplett, J. E. (1999). *Should the Cost-of-Living Index Provide the Conceptual Framework for a Consumer Price Index?* Reykjavik: Fifth meeting of the International Working Group on Price Indices.
91. Trošt, M. & Mišić, E. (2007). *Standardno poročilo o kakovosti za ICŽP (indeks cen življenjskih potrebščin) HICŽP (harmonizirani indeks cen življenjskih potrebščin) za leto 2006*. Ljubljana: Statistični urad Republike Slovenije.
92. Tršelič Selan, A. (2006a). Metodološke značilnosti ankete o porabi gospodinjstev v Sloveniji in Evropski uniji. *Delovni zvezki UMAR*, 15 (7). Ljubljana: Urad RS za makroekonomske analize in razvoj.

93. Tršelič Selan, A. (2006b). Vzorci trošenja gospodinjstev v Sloveniji in Evropski uniji. *Delovni zvezki UMAR*, 15(8). Ljubljana: Urad RS za makroekonomske analize in razvoj.
94. UN (2009). *Practical guide to producing Consumer price indices*. New York and Geneva: United Nations.
95. United States General Accounting Office (1996). *Consumer Price Index: Cost-of-Living Concepts and the Housing and Medical Care Components*. Washington: United States General Accounting Office.
96. Vrabič Kek, B., Arnež M. & Blažič, P. (2014). *Standardno poročilo o kakovosti za raziskovanje Poraba v gospodinjstvih za leto 2012*. Ljubljana: Statistični urad Republike Slovenije.
97. Wells, J. (2014). *Owner Occupiers' Housing Costs using the Net Acquisitions approach*. Newport: Office for National Statistics.

PRILOGE

KAZALO PRILOG

Priloga 1: Mesečni indeksi za 285 izdelkov in storitev	1
Priloga 2: Košarica s 434 izdelki in storitvami ter vrednosti Jevonsovega indeksa.....	4
Priloga 3: Struktura izdatkov gospodinjstev za končno potrošnjo po letih	6
Priloga 4: Analiza podatkov za stanovanja.....	8
Priloga 5: Neto pridobitve stanovanj	14
Priloga 6: Analiza podatkov za stanovanja po četrletjih	15
Priloga 7: Obravnava stanovanj kot celote in uporaba formule za GS.....	19
Priloga 8: Z lastnimi stanovanji dopolnjen indeks	21
Priloga 9: Seznam uporabljenih kratic.....	24

Priloga 1: Mesečni indeksi za 285 izdelkov in storitev

a) Mesečni verižno povezani indeksi na december 2005 – cene so izračunane kot AS:

Mesec	Young	Laspeyres	Paasche	Fisher	Walsh	Tornqvist	G. Young	G. Laspeyres
Dec. 2005	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00
Jan. 2006	99,56	99,56	98,98	99,27	99,27	99,28	99,35	99,35
Feb. 2006	99,78	99,73	99,06	99,40	99,40	99,41	99,52	99,47
Mar. 2006	101,23	101,14	100,72	100,93	100,94	100,94	101,07	100,98
Apr. 2006	101,98	101,84	101,26	101,55	101,57	101,59	101,77	101,63
Maj 2006	102,55	102,44	101,83	102,14	102,14	102,16	102,30	102,19
Jun. 2006	102,38	102,27	101,60	101,93	101,94	101,96	102,11	101,99
Jul. 2006	101,56	101,49	100,61	101,05	101,05	101,07	101,17	101,10
Avg. 2006	102,29	102,19	101,16	101,67	101,68	101,69	101,81	101,72
Sep. 2006	102,95	102,84	101,87	102,35	102,37	102,37	102,49	102,39
Okt. 2006	102,34	102,12	100,97	101,54	101,57	101,58	101,80	101,58
Nov. 2006	102,57	102,37	101,25	101,81	101,82	101,83	102,02	101,83
Dec. 2006	102,74	102,52	101,47	101,99	102,01	102,02	102,18	101,99
Jan. 2007	102,56	102,36	100,73	101,54	101,56	101,57	101,77	101,59
Feb. 2007	102,19	102,05	100,33	101,19	101,20	101,21	101,35	101,22
Mar. 2007	103,30	103,21	101,60	102,40	102,41	102,42	102,51	102,44
Apr. 2007	104,61	104,51	102,78	103,64	103,67	103,68	103,79	103,70
Maj 2007	105,29	105,21	103,52	104,36	104,39	104,39	104,46	104,39
Jun. 2007	105,69	105,63	103,78	104,70	104,72	104,73	104,79	104,73
Jul. 2007	105,46	105,37	103,55	104,46	104,47	104,47	104,55	104,47
Avg. 2007	106,05	105,88	104,07	104,97	104,99	104,99	105,12	104,97
Sep. 2007	106,12	105,96	104,36	105,16	105,17	105,17	105,28	105,14
Okt. 2007	107,04	106,94	105,34	106,14	106,15	106,16	106,18	106,10
Nov. 2007	107,82	107,77	106,06	106,91	106,92	106,93	106,91	106,88
Dec. 2007	108,02	107,97	106,13	107,05	107,06	107,06	107,06	107,04
Jan. 2008	108,81	108,79	106,40	107,59	107,60	107,61	107,55	107,55
Feb. 2008	109,02	108,99	106,56	107,77	107,78	107,79	107,74	107,73
Mar. 2008	110,34	110,37	107,97	109,16	109,17	109,18	109,06	109,12
Apr. 2008	110,95	110,99	108,60	109,79	109,80	109,82	109,67	109,73
Maj 2008	111,88	111,86	109,42	110,63	110,65	110,66	110,56	110,57
Jun. 2008	112,83	112,76	110,07	111,41	111,43	111,43	111,35	111,33
Jul. 2008	112,24	112,09	108,98	110,52	110,55	110,56	110,57	110,47
Avg. 2008	111,41	111,35	108,49	109,91	109,93	109,95	109,87	109,85
Sep. 2008	112,31	112,29	109,79	111,03	111,04	111,05	110,92	110,93
Okt. 2008	112,60	112,64	110,12	111,37	111,37	111,38	111,21	111,28
Nov. 2008	111,20	111,28	108,57	109,92	109,91	109,92	109,72	109,84
Dec. 2008	110,44	110,57	107,53	109,04	109,04	109,06	108,82	109,00
Jan. 2009	110,46	110,64	106,68	108,64	108,62	108,65	108,43	108,63
Feb. 2009	111,48	111,64	107,62	109,61	109,59	109,62	109,41	109,60
Mar. 2009	112,86	112,95	109,15	111,03	111,02	111,05	110,90	111,02
Apr. 2009	113,36	113,44	109,57	111,49	111,49	111,52	111,36	111,49
Maj 2009	113,69	113,74	109,82	111,76	111,76	111,79	111,70	111,79
Jun. 2009	114,41	114,47	110,30	112,36	112,36	112,39	112,29	112,40
Jul. 2009	112,94	113,02	108,48	110,73	110,73	110,76	110,62	110,76
Avg. 2009	113,14	113,28	108,62	110,92	110,93	110,96	110,77	110,97
Sep. 2009	113,80	113,92	109,59	111,73	111,73	111,75	111,59	111,77
Okt. 2009	113,97	114,06	109,94	111,98	111,99	112,01	111,86	112,01
Nov. 2009	115,09	115,10	110,80	112,93	112,92	112,94	112,89	112,96
Dec. 2009	114,60	114,62	110,31	112,44	112,43	112,45	112,39	112,47
Jan. 2010	112,28	112,24	106,77	109,47	109,45	109,48	109,29	109,31
Feb. 2010	112,72	112,70	106,98	109,80	109,78	109,82	109,60	109,63
Mar. 2010	114,55	114,48	109,01	111,71	111,69	111,71	111,69	111,66
Apr. 2010	115,56	115,52	109,75	112,60	112,58	112,60	112,60	112,60
Maj 2010	115,62	115,58	109,91	112,71	112,68	112,70	112,71	112,70
Jun. 2010	115,95	115,91	110,21	113,03	112,99	113,01	113,00	112,99
Jul. 2010	114,51	114,50	108,21	111,31	111,28	111,31	111,11	111,15
Avg. 2010	114,71	114,67	108,36	111,47	111,43	111,47	111,27	111,28
Sep. 2010	115,42	115,44	109,65	112,51	112,46	112,48	112,37	112,42
Okt. 2010	115,84	115,90	110,13	112,98	112,93	112,96	112,86	112,94
Nov. 2010	115,69	115,73	110,12	112,89	112,84	112,87	112,77	112,84
Dec. 2010	115,89	115,93	110,21	113,03	112,98	113,01	112,88	112,96
Jan. 2011	114,98	115,38	108,75	112,02	111,98	112,01	111,59	112,06
Feb. 2011	114,94	115,21	107,41	111,25	111,36	111,45	111,15	111,44

se nadaljuje

nadaljevanje

Mar. 2011	117,16	117,34	110,82	114,03	114,00	114,03	113,82	114,04
Apr. 2011	118,10	118,18	111,69	114,89	114,86	114,89	114,73	114,85
Maj 2011	118,46	118,58	112,12	115,31	115,27	115,30	115,11	115,26
Jun. 2011	118,28	118,40	111,91	115,11	115,07	115,10	114,92	115,07
Jul. 2011	116,93	117,35	110,42	113,83	113,80	113,83	113,34	113,82
Avg. 2011	117,31	117,75	110,65	114,15	114,13	114,16	113,61	114,12
Sep. 2011	118,73	118,97	112,25	115,56	115,53	115,56	115,21	115,51
Okt. 2011	119,47	119,47	112,95	116,16	116,13	116,15	116,00	116,05
Nov. 2011	119,67	119,60	113,15	116,33	116,29	116,31	116,18	116,17
Dec. 2011	118,95	119,00	112,64	115,78	115,74	115,76	115,52	115,63

b) Mesečni verižno povezani indeksi na december 2005 – cene so izračunane kot GS:

Mesec	Young	Laspeyres	Paasche	Fisher	Walsh	Tornqvist	G. Young	G. Laspeyres
Dec. 2005	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00
Jan. 2006	99,53	99,53	98,93	99,23	99,23	99,24	99,31	99,31
Feb. 2006	99,71	99,66	98,95	99,31	99,31	99,32	99,43	99,38
Mar. 2006	101,26	101,15	100,72	100,94	100,94	100,95	101,09	100,98
Apr. 2006	102,02	101,88	101,28	101,58	101,59	101,61	101,80	101,66
Maj 2006	102,59	102,47	101,83	102,15	102,16	102,17	102,32	102,20
Jun. 2006	102,40	102,29	101,58	101,93	101,94	101,96	102,11	101,99
Jul. 2006	101,44	101,37	100,44	100,91	100,90	100,93	101,03	100,96
Avg. 2006	102,15	102,05	100,98	101,52	101,52	101,53	101,65	101,57
Sep. 2006	102,86	102,75	101,75	102,25	102,26	102,26	102,38	102,28
Okt. 2006	102,25	102,03	100,87	101,45	101,47	101,48	101,70	101,48
Nov. 2006	102,52	102,33	101,18	101,75	101,77	101,78	101,96	101,78
Dec. 2006	102,65	102,44	101,38	101,91	101,92	101,93	102,09	101,90
Jan. 2007	102,37	102,17	100,49	101,33	101,34	101,36	101,57	101,38
Feb. 2007	102,06	101,91	100,13	101,02	101,03	101,05	101,19	101,06
Mar. 2007	103,20	103,11	101,45	102,28	102,29	102,30	102,40	102,32
Apr. 2007	104,51	104,41	102,65	103,52	103,54	103,56	103,67	103,58
Maj 2007	105,17	105,10	103,36	104,22	104,25	104,26	104,32	104,26
Jun. 2007	105,58	105,52	103,63	104,57	104,59	104,60	104,65	104,60
Jul. 2007	105,25	105,16	103,29	104,22	104,23	104,24	104,31	104,24
Avg. 2007	105,79	105,61	103,71	104,66	104,68	104,68	104,82	104,66
Sep. 2007	105,93	105,75	104,13	104,94	104,95	104,96	105,07	104,92
Okt. 2007	106,89	106,80	105,20	106,00	106,01	106,02	106,03	105,96
Nov. 2007	107,68	107,63	105,91	106,76	106,77	106,78	106,76	106,74
Dec. 2007	107,87	107,82	105,96	106,88	106,89	106,89	106,90	106,87
Jan. 2008	108,40	108,37	105,95	107,15	107,16	107,17	107,13	107,11
Feb. 2008	108,65	108,61	106,14	107,37	107,38	107,39	107,36	107,34
Mar. 2008	110,05	110,06	107,65	108,85	108,86	108,88	108,77	108,81
Apr. 2008	110,68	110,72	108,31	109,51	109,52	109,53	109,39	109,45
Maj 2008	111,63	111,60	109,16	110,37	110,39	110,40	110,30	110,31
Jun. 2008	112,53	112,47	109,75	111,10	111,12	111,13	111,05	111,02
Jul. 2008	111,85	111,70	108,54	110,11	110,13	110,15	110,17	110,06
Avg. 2008	110,98	110,92	107,98	109,44	109,46	109,48	109,41	109,38
Sep. 2008	111,92	111,89	109,37	110,62	110,63	110,64	110,51	110,53
Okt. 2008	112,29	112,33	109,78	111,05	111,04	111,06	110,88	110,96
Nov. 2008	110,90	110,99	108,26	109,62	109,60	109,63	109,42	109,55
Dec. 2008	110,12	110,25	107,19	108,71	108,71	108,73	108,49	108,67
Jan. 2009	110,04	110,21	106,20	108,19	108,16	108,20	107,98	108,18
Feb. 2009	111,03	111,17	107,07	109,10	109,07	109,11	108,92	109,10
Mar. 2009	112,49	112,56	108,73	110,63	110,61	110,65	110,51	110,62
Apr. 2009	112,99	113,06	109,15	111,09	111,09	111,12	110,98	111,09
Maj 2009	113,33	113,37	109,38	111,35	111,36	111,39	111,31	111,39
Jun. 2009	114,00	114,06	109,84	111,93	111,93	111,96	111,86	111,97
Jul. 2009	112,46	112,54	107,92	110,20	110,21	110,24	110,11	110,25
Avg. 2009	112,61	112,76	107,99	110,35	110,35	110,39	110,20	110,40
Sep. 2009	113,24	113,37	108,96	111,14	111,14	111,17	111,01	111,19
Okt. 2009	113,42	113,52	109,35	111,42	111,42	111,45	111,30	111,45
Nov. 2009	114,55	114,56	110,21	112,36	112,36	112,38	112,33	112,40
Dec. 2009	114,04	114,05	109,68	111,85	111,84	111,86	111,80	111,88
Jan. 2010	111,38	111,31	105,73	108,49	108,46	108,50	108,30	108,29
Feb. 2010	111,77	111,72	105,80	108,72	108,70	108,74	108,50	108,51
Mar. 2010	113,60	113,51	107,93	110,69	110,66	110,69	110,66	110,60
Apr. 2010	114,65	114,59	108,71	111,61	111,59	111,62	111,61	111,59

se nadaljuje

nadaljevanje

Maj 2010	114,73	114,66	108,89	111,74	111,70	111,73	111,73	111,70
Jun. 2010	115,08	115,01	109,18	112,06	112,02	112,05	112,02	111,99
Jul. 2010	113,53	113,50	106,80	110,10	110,08	110,14	109,89	109,91
Avg. 2010	113,69	113,62	106,91	110,21	110,19	110,25	110,01	110,00
Sep. 2010	114,55	114,54	108,60	111,53	111,47	111,51	111,39	111,41
Okt. 2010	114,93	114,95	109,07	111,97	111,92	111,95	111,85	111,90
Nov. 2010	114,73	114,74	109,01	111,84	111,78	111,82	111,72	111,76
Dec. 2010	114,93	114,94	109,09	111,98	111,92	111,96	111,84	111,88
Jan. 2011	113,97	114,34	107,58	110,91	110,86	110,90	110,47	110,91
Feb. 2011	113,86	114,11	106,18	110,07	110,18	110,28	109,95	110,22
Mar. 2011	116,21	116,33	109,71	112,97	112,94	112,97	112,76	112,94
Apr. 2011	117,14	117,17	110,57	113,82	113,79	113,82	113,66	113,74
Maj 2011	117,50	117,57	111,00	114,24	114,20	114,24	114,04	114,15
Jun. 2011	117,27	117,36	110,73	114,00	113,96	113,99	113,79	113,91
Jul. 2011	115,88	116,25	109,22	112,68	112,64	112,68	112,19	112,62
Avg. 2011	116,14	116,57	109,24	112,85	112,83	112,87	112,28	112,79
Sep. 2011	117,59	117,81	110,94	114,32	114,29	114,32	113,96	114,23
Okt. 2011	118,38	118,34	111,69	114,97	114,93	114,96	114,80	114,82
Nov. 2011	118,58	118,47	111,87	115,12	115,08	115,11	114,97	114,93
Dec. 2011	117,83	117,86	111,36	114,56	114,52	114,55	114,30	114,38

c) Mesečni verižno povezani indeksi na december 2006:

Mesec	Cene so izračunane kot AS			Cene so izračunane kot GS			
	Young	Laspeyres	Lowe z a. u.	Fisher	G. Young	G. Laspeyres	G. Lowe z a. u.
Dec. 2006	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00
Jan. 2007	99,83	99,84	99,72	99,43	99,49	99,49	99,39
Feb. 2007	99,47	99,54	99,35	99,13	99,12	99,17	99,02
Mar. 2007	100,55	100,68	100,45	100,36	100,30	100,41	100,22
Apr. 2007	101,83	101,94	101,73	101,58	101,55	101,65	101,47
Maj 2007	102,48	102,62	102,43	102,27	102,19	102,31	102,14
Jun. 2007	102,88	103,03	102,82	102,61	102,51	102,65	102,48
Jul. 2007	102,65	102,77	102,55	102,27	102,18	102,30	102,09
Avg. 2007	103,23	103,27	103,00	102,69	102,68	102,71	102,46
Sep. 2007	103,30	103,35	103,22	102,97	102,92	102,96	102,81
Okt. 2007	104,19	104,31	104,13	104,01	103,86	103,98	103,78
Nov. 2007	104,95	105,12	104,92	104,76	104,58	104,75	104,54
Dec. 2007	105,15	105,32	105,10	104,88	104,72	104,88	104,66
Jan. 2008	105,91	106,11	105,98	105,14	104,94	105,12	104,97
Feb. 2008	106,11	106,31	106,14	105,36	105,16	105,33	105,16
Mar. 2008	107,40	107,65	107,48	106,81	106,54	106,78	106,61
Apr. 2008	108,00	108,26	108,07	107,46	107,15	107,41	107,20
Maj 2008	108,90	109,11	109,06	108,31	108,04	108,25	108,17
Jun. 2008	109,82	109,99	110,09	109,02	108,77	108,95	108,99
Jul. 2008	109,25	109,33	109,54	108,05	107,92	108,01	108,15
Avg. 2008	108,44	108,61	108,57	107,39	107,17	107,34	107,25
Sep. 2008	109,32	109,53	109,40	108,55	108,25	108,47	108,28
Okt. 2008	109,60	109,87	109,63	108,96	108,61	108,89	108,60
Nov. 2008	108,24	108,55	108,19	107,56	107,18	107,50	107,10
Dec. 2008	107,50	107,85	107,36	106,67	106,27	106,64	106,10
Jan. 2009	107,52	107,91	107,31	106,16	105,77	106,16	105,53
Feb. 2009	108,51	108,89	108,21	107,05	106,70	107,06	106,36
Mar. 2009	109,85	110,17	109,64	108,55	108,25	108,56	108,02
Apr. 2009	110,34	110,65	110,03	109,01	108,71	109,01	108,37
Maj 2009	110,66	110,94	110,30	109,27	109,03	109,32	108,64
Jun. 2009	111,36	111,66	110,85	109,83	109,57	109,88	109,05
Jul. 2009	109,93	110,24	109,28	108,14	107,86	108,19	107,19
Avg. 2009	110,13	110,50	109,47	108,28	107,95	108,34	107,27
Sep. 2009	110,77	111,12	110,11	109,06	108,74	109,12	108,08
Okt. 2009	110,93	111,26	110,36	109,33	109,02	109,37	108,43
Nov. 2009	112,02	112,27	111,35	110,26	110,03	110,30	109,34
Dec. 2009	111,55	111,80	110,86	109,75	109,52	109,79	108,81
Jan. 2010	109,29	109,48	108,66	106,45	106,08	106,27	105,53
Feb. 2010	109,71	109,92	109,08	106,68	106,28	106,48	105,74
Mar. 2010	111,50	111,67	110,79	108,61	108,39	108,54	107,73
Apr. 2010	112,48	112,68	111,78	109,52	109,33	109,51	108,68
Maj 2010	112,54	112,73	111,87	109,64	109,44	109,62	108,82

se nadaljuje

nadaljevanje

Jun. 2010	112,86	113,06	112,21	109,96	109,73	109,90	109,11
Jul. 2010	111,46	111,69	110,90	108,04	107,64	107,86	107,19
Avg. 2010	111,65	111,85	111,04	108,15	107,76	107,95	107,25
Sep. 2010	112,35	112,60	111,65	109,44	109,11	109,33	108,44
Okt. 2010	112,76	113,05	112,08	109,87	109,56	109,81	108,90
Nov. 2010	112,61	112,89	111,95	109,74	109,43	109,67	108,81
Dec. 2010	112,80	113,08	112,22	109,88	109,55	109,79	109,00
Jan. 2011	111,92	112,55	111,42	108,83	108,21	108,84	107,78
Feb. 2011	111,87	112,38	111,41	108,01	107,70	108,17	107,32
Mar. 2011	114,04	114,45	113,43	110,86	110,45	110,83	109,86
Apr. 2011	114,95	115,28	114,39	111,69	111,33	111,61	110,78
Maj 2011	115,31	115,66	114,73	112,10	111,71	112,02	111,13
Jun. 2011	115,13	115,49	114,55	111,86	111,47	111,79	110,89
Jul. 2011	113,82	114,46	113,41	110,57	109,89	110,52	109,54
Avg. 2011	114,19	114,86	113,77	110,73	109,98	110,69	109,64
Sep. 2011	115,57	116,04	114,96	112,18	111,63	112,10	111,02
Okt. 2011	116,29	116,53	115,68	112,81	112,45	112,68	111,82
Nov. 2011	116,48	116,66	115,87	112,97	112,62	112,79	111,99
Dec. 2011	115,78	116,07	115,26	112,42	111,96	112,25	111,43

Priloga 2: Košarica s 434 izdelki in storitvami ter vrednosti Jevonsovega indeksa

a) Mesečni verižno povezani indeksi na december 2005:

Mesec	Cene so izračunane kot AS		Cene so izračunane kot GS					
	Young	Laspeyres	Laspeyres	Fisher	Walsh	Tornqvist	G. Young	G. Laspeyres
Dec. 2005	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00
Jan. 2006	99,34	99,34	99,21	98,93	98,93	98,94	99,01	99,00
Feb. 2006	99,75	99,71	99,64	99,30	99,30	99,32	99,41	99,38
Mar. 2006	101,03	100,92	100,93	100,73	100,73	100,74	100,88	100,77
Apr. 2006	102,01	101,89	101,95	101,64	101,65	101,67	101,83	101,72
Maj 2006	102,52	102,43	102,49	102,18	102,18	102,19	102,32	102,23
Jun. 2006	102,22	102,12	102,23	101,89	101,90	101,91	102,05	101,95
Jul. 2006	101,27	101,22	101,25	100,81	100,81	100,83	100,90	100,87
Avg. 2006	101,76	101,71	101,71	101,21	101,22	101,23	101,30	101,28
Sep. 2006	102,47	102,40	102,46	102,01	102,03	102,03	102,11	102,05
Okt. 2006	101,95	101,78	101,86	101,31	101,33	101,34	101,52	101,36
Nov. 2006	101,94	101,79	101,90	101,36	101,37	101,39	101,52	101,40
Dec. 2006	102,16	101,96	102,08	101,58	101,59	101,60	101,73	101,58
Jan. 2007	101,94	101,75	101,78	100,95	100,96	100,98	101,14	101,00
Feb. 2007	101,68	101,58	101,64	100,75	100,75	100,78	100,86	100,80
Mar. 2007	102,87	102,81	102,91	102,11	102,12	102,13	102,17	102,15
Apr. 2007	103,88	103,80	103,98	103,13	103,15	103,17	103,23	103,19
Maj 2007	104,72	104,66	104,83	104,00	104,03	104,04	104,07	104,05
Jun. 2007	105,12	105,11	105,29	104,38	104,40	104,41	104,40	104,43
Jul. 2007	104,73	104,68	104,80	103,87	103,88	103,89	103,92	103,92
Avg. 2007	105,45	105,30	105,30	104,32	104,35	104,36	104,46	104,37
Sep. 2007	105,99	105,83	105,82	105,02	105,03	105,04	105,14	105,04
Okt. 2007	106,88	106,79	106,86	106,08	106,09	106,11	106,10	106,09
Nov. 2007	107,93	107,87	107,90	107,08	107,09	107,10	107,09	107,11
Dec. 2007	108,18	108,12	108,11	107,21	107,22	107,23	107,25	107,26
Jan. 2008	109,27	109,17	109,00	107,88	107,89	107,90	107,93	107,88
Feb. 2008	109,26	109,16	108,99	107,83	107,84	107,85	107,88	107,84
Mar. 2008	110,86	110,81	110,61	109,49	109,49	109,51	109,49	109,50
Apr. 2008	111,47	111,45	111,31	110,16	110,18	110,19	110,12	110,17
Maj 2008	112,42	112,35	112,32	111,15	111,17	111,18	111,14	111,15
Jun. 2008	113,40	113,29	113,18	111,89	111,91	111,92	111,90	111,87
Jul. 2008	112,65	112,46	112,24	110,73	110,75	110,77	110,85	110,73
Avg. 2008	111,73	111,61	111,34	109,93	109,95	109,98	109,98	109,92
Sep. 2008	112,38	112,32	112,07	110,86	110,87	110,88	110,81	110,82
Okt. 2008	112,78	112,77	112,61	111,43	111,43	111,44	111,33	111,39
Nov. 2008	111,52	111,54	111,43	110,18	110,17	110,19	110,07	110,17
Dec. 2008	110,93	110,99	110,84	109,44	109,43	109,46	109,31	109,44
Jan. 2009	111,23	111,34	111,18	109,35	109,32	109,35	109,16	109,33

se nadaljuje

nadaljevanje

Feb. 2009	112,02	112,10	111,92	110,05	110,03	110,07	109,89	110,05
Mar. 2009	113,45	113,47	113,35	111,61	111,60	111,63	111,51	111,60
Apr. 2009	113,90	113,91	113,87	112,09	112,10	112,12	112,01	112,09
Maj 2009	114,13	114,10	114,09	112,30	112,31	112,34	112,28	112,32
Jun. 2009	114,76	114,75	114,70	112,83	112,83	112,86	112,79	112,85
Jul. 2009	113,28	113,26	113,11	111,00	111,01	111,04	110,95	111,01
Avg. 2009	113,50	113,55	113,31	111,15	111,16	111,20	111,04	111,17
Sep. 2009	114,10	114,11	113,80	111,83	111,83	111,86	111,73	111,83
Okt. 2009	114,38	114,39	114,15	112,33	112,33	112,35	112,22	112,31
Nov. 2009	115,51	115,42	115,20	113,30	113,29	113,31	113,27	113,27
Dec. 2009	115,04	114,95	114,69	112,78	112,77	112,79	112,75	112,74
Jan. 2010	112,72	112,63	112,19	109,73	109,71	109,74	109,53	109,48
Feb. 2010	113,06	113,01	112,53	109,91	109,90	109,94	109,67	109,66
Mar. 2010	114,60	114,52	114,00	111,54	111,51	111,53	111,45	111,39
Apr. 2010	115,89	115,79	115,40	112,80	112,77	112,79	112,80	112,70
Maj 2010	115,97	115,88	115,50	112,93	112,90	112,92	112,93	112,82
Jun. 2010	116,33	116,23	115,86	113,27	113,23	113,25	113,25	113,14
Jul. 2010	114,87	114,81	114,40	111,44	111,40	111,45	111,24	111,19
Avg. 2010	115,13	115,02	114,53	111,56	111,52	111,57	111,38	111,27
Sep. 2010	115,94	115,87	115,44	112,78	112,72	112,75	112,67	112,57
Okt. 2010	116,37	116,33	115,86	113,24	113,19	113,22	113,16	113,09
Nov. 2010	116,36	116,29	115,77	113,25	113,20	113,22	113,19	113,09
Dec. 2010	116,49	116,43	115,97	113,38	113,33	113,35	113,29	113,20
Jan. 2011	115,70	115,98	115,56	112,50	112,45	112,49	112,14	112,41
Feb. 2011	115,53	115,67	115,15	111,46	111,57	111,66	111,42	111,52
Mar. 2011	117,72	117,79	117,40	114,40	114,36	114,39	114,24	114,28
Apr. 2011	118,58	118,57	118,13	115,16	115,13	115,16	115,05	115,00
Maj 2011	118,99	119,01	118,58	115,61	115,58	115,60	115,48	115,46
Jun. 2011	118,64	118,64	118,17	115,18	115,14	115,17	115,07	115,03
Jul. 2011	117,38	117,65	117,12	113,94	113,90	113,93	113,55	113,81
Avg. 2011	117,71	118,02	117,43	114,11	114,09	114,12	113,64	113,98
Sep. 2011	118,82	118,88	118,32	115,25	115,22	115,25	115,01	115,07
Okt. 2011	119,73	119,61	119,13	116,16	116,12	116,15	116,08	115,93
Nov. 2011	120,24	120,05	119,60	116,66	116,62	116,64	116,62	116,40
Dec. 2011	119,51	119,43	119,00	116,11	116,07	116,09	115,95	115,85

b) Mesečni verižno povezani Jevonsovi indeksi na dec. 2005 – cene so izračunane kot GS:

Mesec	285 izdelkov in storitev	434 izdelkov in storitev	539 izdelkov in storitev
December 2005	100,00	100,00	100,00
Januar 2006	100,05	99,59	99,42
Februar 2006	100,07	99,77	99,68
Marec 2006	100,76	100,88	100,70
April 2006	100,41	101,04	101,04
Maj 2006	101,13	101,64	101,71
Junij 2006	100,80	101,44	101,54
Julij 2006	100,12	100,60	100,50
Avgust 2006	100,63	100,95	100,75
September 2006	100,84	101,41	101,27
Oktober 2006	100,78	101,67	101,54
November 2006	101,67	102,29	102,07
December 2006	102,19	102,94	102,72
Januar 2007	102,17	102,63	102,28
Februar 2007	101,92	102,46	102,10
Marec 2007	102,77	103,57	103,10
April 2007	103,76	104,49	103,99
Maj 2007	104,00	105,01	104,64
Junij 2007	104,40	105,34	105,02
Julij 2007	104,42	104,82	104,29
Avgust 2007	104,48	104,93	104,45
September 2007	105,86	106,46	105,84
Oktober 2007	106,99	107,62	106,89
November 2007	107,41	108,41	107,59
December 2007	107,95	108,72	107,89
Januar 2008	109,30	109,93	108,98
Februar 2008	109,13	109,86	109,09
Marec 2008	110,21	111,18	110,23

se nadaljuje

nadaljevanje

April 2008	110,66	111,93	111,12
Maj 2008	111,56	112,77	112,10
Junij 2008	111,48	112,90	112,17
Julij 2008	111,18	111,96	111,04
Avgust 2008	110,41	111,41	110,59
September 2008	111,55	112,67	111,81
Oktober 2008	112,60	113,81	112,94
November 2008	112,59	113,88	113,21
December 2008	112,64	113,84	113,20
Januar 2009	113,33	114,06	112,97
Februar 2009	113,50	114,40	113,28
Marec 2009	114,44	115,72	114,43
April 2009	114,06	115,56	114,37
Maj 2009	113,99	115,81	114,75
Junij 2009	113,95	115,82	114,81
Julij 2009	112,66	113,95	112,77
Avgust 2009	112,12	113,73	112,55
September 2009	112,56	114,41	113,21
Oktober 2009	112,90	115,17	113,90
November 2009	113,76	115,75	114,52
December 2009	113,61	115,41	114,14
Januar 2010	109,32	111,04	110,03
Februar 2010	109,63	111,24	110,24
Marec 2010	110,97	112,91	111,75
April 2010	111,70	113,79	112,69
Maj 2010	111,73	113,90	112,84
Junij 2010	111,90	113,95	113,03
Julij 2010	110,93	112,32	111,31
Avgust 2010	110,59	112,20	111,19
September 2010	111,66	113,65	112,45
Oktober 2010	111,61	113,93	112,71
November 2010	112,30	114,52	113,26
December 2010	112,50	114,55	113,18
Januar 2011	112,00	113,75	112,27
Februar 2011	111,71	113,54	112,23
Marec 2011	113,11	115,15	113,57
April 2011	113,44	115,64	114,09
Maj 2011	113,83	116,02	114,51
Junij 2011	113,88	115,87	114,30
Julij 2011	112,40	114,09	112,47
Avgust 2011	112,02	113,85	112,33
September 2011	113,33	115,59	113,87
Oktober 2011	114,12	116,63	114,83
November 2011	114,83	117,36	115,51
December 2011	114,23	116,69	114,94

Priloga 3: Struktura izdatkov gospodinjstev za končno potrošnjo po letih

a) Izdatki gospodinjstev za končno potrošnjo po domačem konceptu v nacionalnih računih:

Opis (koda)	Leto									
	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013
Hrana in brezalkoholna pijača (.01)	15,6%	14,8%	14,6%	14,5%	14,7%	14,6%	14,7%	15,1%	15,3%	15,3%
Alkoholna pijača, tobak in narkotiki (.02)	4,8%	4,9%	5,1%	5,0%	4,9%	5,2%	5,3%	5,5%	5,5%	5,5%
Obleka in obutev (.03)	5,9%	5,7%	5,4%	5,5%	5,4%	5,4%	5,4%	5,3%	5,3%	4,8%
Stanovanje, voda, elektrika, plin in drugo gorivo (.04)	18,5%	18,9%	19,1%	18,2%	18,5%	19,9%	19,8%	19,7%	19,5%	19,4%
... Dejanske najemnine za stanovanje (.041)	0,6%	0,6%	0,6%	0,6%	0,6%	0,8%	0,7%	0,7%	0,7%	0,7%
... Imputirana najemnina za stanovanje (.042)	11,1%	11,1%	11,1%	10,5%	10,4%	11,5%	10,5%	10,1%	9,7%	9,5%
... Redno vzdrževanje stanovanja in popravila stanovanja (.043)	0,2%	0,3%	0,3%	0,3%	0,3%	0,3%	0,3%	0,3%	0,3%	0,3%

se nadaljuje

nadaljevanje

... Druge storitve v zvezi s stanovanjem (.044)	1,6%	1,7%	1,7%	1,7%	1,7%	1,8%	2,0%	2,0%	2,0%	2,2%
... Električna, plin in drugo gorivo (.045)	5,0%	5,3%	5,4%	5,1%	5,5%	5,5%	6,3%	6,5%	6,8%	6,7%
Pohištvo, gospodinjstva oprema in tekoče (.05)	5,8%	5,9%	5,8%	6,0%	5,7%	6,1%	6,5%	6,1%	5,3%	5,3%
Zdravje (.06)	3,4%	3,5%	3,5%	3,4%	3,5%	3,6%	3,7%	3,6%	3,8%	4,0%
Transport (.07)	15,3%	15,3%	15,2%	15,5%	15,6%	14,9%	14,8%	14,6%	15,6%	16,0%
Komunikacije (.08)	3,2%	3,5%	3,4%	3,2%	3,2%	3,3%	3,2%	3,3%	3,2%	3,3%
Rekreacija in kultura (.09)	10,9%	10,8%	10,9%	10,6%	10,2%	9,2%	9,2%	8,9%	8,6%	8,6%
Izobraževanje (.10)	1,0%	1,1%	1,2%	1,3%	1,2%	1,2%	1,2%	1,2%	1,2%	1,2%
Hoteli, kavarne in restavracije (.11)	6,6%	6,5%	6,4%	6,8%	7,1%	6,9%	6,6%	6,4%	6,8%	6,9%
Različne dobrine in storitve (.12)	9,0%	9,2%	9,5%	9,9%	9,9%	9,7%	9,6%	10,3%	9,9%	9,7%
Skupaj	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%

Vir: SURS (2015a).

b) Struktura slovenskega ICŽP – uteži:

Opis (koda)	Leto									
	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013
Hrana in brezalkoholna pijača (.01)	19,7%	18,0%	17,2%	17,1%	17,4%	17,9%	16,5%	17,0%	16,6%	16,9%
Alkoholna pijača, tobak in narkotiki (.02)	4,8%	5,2%	5,2%	4,7%	5,5%	5,6%	5,4%	5,6%	5,2%	5,7%
Obleka in obutev (.03)	8,5%	8,5%	8,2%	8,1%	7,6%	8,6%	8,3%	8,5%	7,5%	7,5%
Stanovanje, voda, električna, plin in drugo gorivo (.04)	11,8%	12,5%	13,3%	12,3%	12,2%	11,6%	12,6%	13,3%	14,0%	13,4%
... Dejanske najemnine za stanovanje (.041)	1,6%	1,7%	1,7%	1,5%	1,6%	1,0%	1,0%	1,0%	1,3%	1,1%
... Imputirana najemnina za stanovanje (.042)	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%
... Redno vzdrževanje stanovanja in popravila stanovanja (.043)	1,2%	1,2%	1,2%	1,2%	1,3%	1,3%	1,4%	1,4%	1,3%	1,4%
... Druge storitve v zvezi s stanovanjem (.044)	2,5%	2,5%	2,5%	2,5%	2,2%	2,6%	3,0%	3,1%	3,1%	3,0%
... Električna, plin in drugo gorivo (.045)	6,5%	7,1%	7,9%	7,0%	7,1%	6,7%	7,2%	7,7%	8,2%	7,9%
Pohištvo, gospodinjstva oprema in tekoče (.05)	7,2%	6,7%	6,7%	6,9%	7,1%	7,7%	8,2%	7,9%	7,7%	7,4%
Zdravje (.06)	3,7%	3,9%	3,9%	3,9%	3,7%	4,2%	4,3%	4,7%	4,9%	4,7%
Transport (.07)	17,0%	16,8%	17,9%	18,4%	17,9%	15,7%	16,1%	14,7%	15,8%	15,6%
Komunikacije (.08)	3,7%	4,1%	4,2%	4,6%	4,8%	4,6%	4,6%	4,9%	4,8%	4,5%
Rekreacija in kultura (.09)	9,4%	10,8%	10,4%	10,6%	10,4%	10,2%	10,2%	10,1%	10,0%	10,3%
Izobraževanje (.10)	1,4%	1,3%	1,0%	1,1%	1,2%	1,2%	1,2%	1,3%	1,3%	1,3%
Hoteli, kavarne in restavracije (.11)	6,3%	6,1%	6,0%	5,7%	5,7%	5,9%	5,6%	5,2%	5,2%	5,4%
Različne dobrine in storitve (.12)	6,5%	6,3%	6,2%	6,9%	6,5%	6,8%	7,1%	6,9%	7,1%	7,4%
Skupaj	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%

Vir: SURS (2015a).

c) Struktura slovenskega HICŽP – uteži:

Opis (koda)	Leto									
	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013
Hrana in brezalkoholna pijača (.01)	18,53%	18,28%	17,34%	16,92%	17,41%	17,20%	16,30%	16,91%	17,06%	17,44%
Alkoholna pijača, tobak in narkotiki (.02)	6,00%	5,40%	4,99%	5,15%	5,05%	4,90%	5,35%	5,69%	5,61%	6,01%
Obleka in obutev (.03)	7,28%	7,02%	6,93%	6,78%	6,49%	6,94%	6,78%	6,80%	6,17%	6,24%
Stanovanje, voda, električna, plin in drugo gorivo (.04)	10,84%	10,97%	11,04%	10,64%	9,40%	9,02%	9,69%	10,47%	10,61%	10,24%
... Dejanske najemnine za stanovanje (.041)	2,28%	2,17%	2,08%	1,95%	0,73%	0,72%	0,68%	0,70%	0,71%	0,67%
... Imputirana najemnina za stanovanje (.042)	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%
... Redno vzdrževanje stanovanja in popravila stanovanja (.043)	0,63%	0,54%	0,49%	0,44%	0,17%	0,20%	0,21%	0,27%	0,23%	0,24%
... Druge storitve v zvezi s stanovanjem (.044)	1,78%	2,01%	1,93%	1,83%	1,93%	1,97%	2,16%	2,39%	2,34%	2,33%
... Električna, plin in drugo gorivo (.045)	6,15%	6,25%	6,55%	6,43%	6,57%	6,13%	6,64%	7,11%	7,33%	7,00%

se nadaljuje

nadaljevanje

Pohištvo, gospodinjstva oprema in tekoče (.05)	6,70%	6,75%	7,04%	6,96%	6,87%	7,28%	6,86%	6,65%	6,54%	6,19%
Zdravje (.06)	3,69%	3,74%	3,50%	3,51%	3,86%	4,13%	4,12%	4,48%	4,43%	4,24%
Transport (.07)	17,16%	17,34%	17,96%	18,59%	18,15%	17,32%	18,48%	17,36%	17,94%	17,64%
Komunikacije (.08)	3,33%	3,12%	3,43%	3,65%	4,14%	3,44%	3,43%	3,70%	3,47%	3,54%
Rekreacija in kultura (.09)	9,01%	9,69%	9,74%	9,44%	9,92%	9,57%	8,99%	8,50%	8,42%	8,06%
Izobraževanje (.10)	1,36%	1,19%	1,08%	1,19%	1,31%	1,56%	1,54%	1,58%	1,63%	1,60%
Hoteli, kavarne in restavracije (.11)	9,04%	8,63%	8,45%	8,38%	8,96%	10,22%	9,80%	9,24%	9,28%	9,77%
Različne dobrine in storitve (.12)	7,06%	7,87%	8,53%	8,80%	8,44%	8,41%	8,65%	8,63%	8,85%	9,02%
Skupaj	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%

Vir: Eurostat (2015a).

Priloga 4: Analiza podatkov za stanovanja

a) Opis analiziranih transakcij s stanovanji v večstanovanjskih stavbah po mesecih, za obdobje od 1. januarja 2007 do 30. junija 2012:

Mesec	Število transakcij	Pogodbena cena (v evrih)	Površina (v kvadratnih metrih)	Cena kvadratnega metra (v evrih)	Vsota vseh pogodb (v evrih)
Januar 2007	336	75.320,5	55,68	1.428,6	25.307.681
Februar 2007	426	87.887,8	59,48	1.554,7	37.440.199
Marec 2007	575	81.216,4	55,31	1.523,4	46.699.449
April 2007	514	83.936,5	55,66	1.589,6	43.143.379
Maj 2007	498	87.312,7	55,31	1.631,3	43.481.732
Junij 2007	621	86.641,1	57,06	1.557,8	53.804.139
Julij 2007	677	74.978,0	57,93	1.355,9	50.760.115
Avgust 2007	661	75.403,9	55,96	1.410,4	49.841.990
September 2007	634	83.971,0	56,62	1.553,3	53.237.639
Oktober 2007	676	81.658,2	55,11	1.546,5	55.200.939
November 2007	537	85.740,0	56,20	1.563,7	46.042.393
December 2007	402	88.999,4	57,78	1.602,5	35.777.770
Januar 2008	359	94.184,3	58,32	1.683,6	33.812.153
Februar 2008	431	104.737,8	58,01	1.861,8	45.141.986
Marec 2008	567	102.159,7	59,25	1.780,5	57.924.526
April 2008	483	102.407,7	60,06	1.768,3	49.462.906
Maj 2008	347	101.798,6	62,27	1.700,9	35.324.119
Junij 2008	508	102.595,4	59,60	1.754,9	52.118.485
Julij 2008	465	90.936,2	56,36	1.687,0	42.285.344
Avgust 2008	442	95.222,7	56,72	1.716,3	42.088.434
September 2008	442	89.431,6	55,34	1.696,7	39.528.781
Oktober 2008	484	95.083,7	57,11	1.723,7	46.020.507
November 2008	345	89.890,2	56,33	1.607,3	31.012.134
December 2008	358	90.313,4	56,58	1.633,3	32.332.203
Januar 2009	300	88.722,6	57,03	1.589,8	26.616.782
Februar 2009	349	87.490,3	57,65	1.565,1	30.534.113
Marec 2009	419	83.310,0	55,54	1.515,8	34.906.879
April 2009	396	87.774,2	57,07	1.590,3	34.758.579
Maj 2009	245	82.574,9	57,40	1.443,6	20.230.850
Junij 2009	352	87.576,2	60,23	1.523,5	30.826.830
Julij 2009	175	108.545,1	63,35	1.712,7	18.995.386
Avgust 2009	183	99.940,3	59,63	1.727,0	18.289.077
September 2009	380	89.801,1	53,94	1.692,0	34.124.405
Oktober 2009	648	85.413,1	51,27	1.707,1	55.347.703
November 2009	622	89.148,3	52,45	1.747,4	55.450.265
December 2009	593	89.450,4	52,82	1.729,3	53.044.109
Januar 2010	552	87.028,5	51,26	1.721,7	48.039.743
Februar 2010	551	89.376,4	52,26	1.748,2	49.246.394
Marec 2010	668	85.653,9	52,37	1.667,9	57.216.810
April 2010	541	92.040,3	54,63	1.728,0	49.793.791
Maj 2010	641	88.393,8	52,24	1.745,3	56.660.452
Junij 2010	662	91.924,5	53,53	1.749,6	60.854.018
Julij 2010	523	88.606,9	50,92	1.774,1	46.341.417
Avgust 2010	485	86.044,4	51,36	1.707,8	41.731.551

se nadaljuje

nadaljevanje

September 2010	671	89.554,4	50,14	1.846,4	60.090.978
Oktober 2010	610	92.009,6	52,63	1.775,9	56.125.860
November 2010	620	83.741,7	52,22	1.656,6	51.919.884
December 2010	592	87.175,6	53,38	1.685,3	51.607.947
Januar 2011	518	86.646,5	52,15	1.683,1	44.882.872
Februar 2011	542	89.225,5	51,64	1.780,2	48.360.248
Marec 2011	978	82.899,4	50,83	1.688,9	81.075.654
April 2011	663	89.853,9	52,49	1.747,3	59.573.127
Maj 2011	557	87.448,8	51,57	1.741,6	48.709.001
Junij 2011	523	90.501,2	52,72	1.735,9	47.332.153
Julij 2011	534	86.387,6	51,84	1.683,7	46.130.997
Avgust 2011	482	84.255,0	50,49	1.713,9	40.610.925
September 2011	635	83.756,8	50,68	1.710,9	53.185.537
Oktober 2011	619	82.441,2	51,74	1.612,4	51.031.122
November 2011	600	81.069,3	50,38	1.634,9	48.641.565
December 2011	591	81.938,9	51,09	1.643,3	48.425.900
Januar 2012	513	78.746,4	50,89	1.595,8	40.396.914
Februar 2012	525	79.665,3	50,61	1.638,8	41.824.259
Marec 2012	660	83.122,8	51,78	1.641,0	54.861.019
April 2012	582	86.050,7	53,56	1.631,5	50.081.484
Maj 2012	515	77.281,3	51,42	1.551,1	39.799.860
Junij 2012	527	77.512,7	50,53	1.550,0	40.849.196

b) Opis analiziranih transakcij z enodružinskimi hišami po mesecih, za obdobje od 1. januarja 2007 do 30. junija 2012:

Mesec	Število transakcij	Pogodbena cena (v evrih)	Površina (v kvadratnih metrih)	Cena kvadratnega metra (v evrih)	Vsota vseh pogodb (v evrih)
Januar 2007	144	101.093,7	122,00	906,2	14.557.497
Februar 2007	171	124.810,7	130,51	1.057,2	21.342.636
Marec 2007	192	133.739,4	134,18	1.100,9	25.677.970
April 2007	206	131.594,1	128,32	1.121,5	27.108.393
Maj 2007	242	130.222,7	130,62	1.015,3	31.513.885
Junij 2007	247	123.275,1	123,72	1.082,7	30.448.958
Julij 2007	247	140.550,4	132,35	1.176,7	34.715.950
Avgust 2007	217	125.536,8	124,99	1.056,7	27.241.486
September 2007	226	126.108,4	126,68	1.094,1	28.500.502
Oktober 2007	214	122.966,9	117,78	1.144,8	26.314.911
November 2007	183	134.199,5	125,94	1.171,6	24.558.507
December 2007	161	123.271,4	125,66	1.071,4	19.846.691
Januar 2008	99	122.242,4	140,40	978,4	12.101.998
Februar 2008	70	131.689,7	113,28	1.260,7	9.218.277
Marec 2008	84	161.873,7	143,05	1.225,5	13.597.394
April 2008	94	133.794,3	136,36	1.114,0	12.576.666
Maj 2008	84	122.169,0	129,48	1.116,9	10.262.193
Junij 2008	77	133.572,0	135,57	1.163,6	10.285.042
Julij 2008	62	151.908,9	133,45	1.421,1	9.418.353
Avgust 2008	66	138.225,3	137,30	1.208,5	9.122.868
September 2008	69	116.382,9	133,12	998,5	8.030.420
Oktober 2008	99	135.669,3	133,18	1.068,5	13.431.258
November 2008	91	134.710,1	125,42	1.173,0	12.258.617
December 2008	54	142.911,2	141,73	1.104,5	7.717.204
Januar 2009	31	116.867,4	139,69	1.086,6	3.622.891
Februar 2009	47	101.884,9	131,18	862,1	4.788.589
Marec 2009	71	139.907,0	117,72	1.367,8	9.933.400
April 2009	58	113.024,4	132,46	890,8	6.555.416
Maj 2009	46	114.706,5	135,17	944,8	5.276.500
Junij 2009	82	150.737,4	134,67	1.237,3	12.360.466
Julij 2009	75	124.692,3	126,97	1.113,7	9.351.920
Avgust 2009	60	118.532,4	124,20	969,7	7.111.941
September 2009	136	135.515,1	141,05	1.081,6	18.430.058
Oktober 2009	218	115.763,5	138,93	954,2	25.236.442
November 2009	200	118.019,8	132,30	952,2	23.603.951
December 2009	183	136.233,3	146,23	1.015,5	24.930.700
Januar 2010	148	114.029,4	137,44	935,0	16.876.346
Februar 2010	138	123.028,3	144,17	957,7	16.977.910
Marec 2010	218	125.152,5	151,26	874,2	27.283.250

se nadaljuje

nadaljevanje

April 2010	157	109.553,9	131,84	876,6	17.199.964
Maj 2010	192	126.537,7	145,67	938,4	24.295.248
Junij 2010	223	129.968,5	145,17	957,8	28.982.984
Julij 2010	216	111.331,4	140,31	833,9	24.047.587
Avgust 2010	170	112.262,0	130,31	949,2	19.084.535
September 2010	192	131.848,6	143,46	998,2	25.314.940
Oktober 2010	169	121.909,1	140,59	938,5	20.602.638
November 2010	202	122.259,0	141,42	978,3	24.696.314
December 2010	165	131.465,3	140,80	1.030,3	21.691.776
Januar 2011	145	122.866,1	136,28	945,2	17.815.581
Februar 2011	125	103.141,5	133,41	944,5	12.892.683
Marec 2011	232	132.219,2	128,86	1.122,8	30.674.853
April 2011	211	124.495,2	151,42	908,4	26.268.489
Maj 2011	200	111.143,2	137,98	900,2	22.228.635
Junij 2011	204	119.271,5	137,25	912,8	24.331.394
Julij 2011	181	105.901,5	129,54	897,4	19.168.169
Avgust 2011	216	117.446,8	149,16	876,8	25.368.510
September 2011	223	117.595,2	151,11	879,2	26.223.719
Oktober 2011	208	123.984,9	146,15	982,6	25.788.855
November 2011	193	128.218,8	143,76	980,8	24.746.225
December 2011	197	125.632,1	146,06	895,8	24.749.530
Januar 2012	146	125.745,5	145,11	938,5	18.358.842
Februar 2012	159	121.140,1	149,88	872,2	19.261.277
Marec 2012	177	117.133,7	151,26	875,9	20.732.673
April 2012	183	115.813,3	140,21	909,3	21.193.833
Maj 2012	178	115.641,3	145,65	865,1	20.584.157
Junij 2012	174	117.280,8	156,55	827,3	20.406.858

c) Vrednosti povprečne pogodbene cene stanovanj in cene kvadratnega metra stanovanj ob uporabi formule za GS, za obdobje od 1. januarja 2007 do 30. junija 2012:

Mesec	Stanovanja			Hiše		
	Število transakcij	Pogodbena cena (v evrih)	Cena kvadratnega metra (v evrih)	Število transakcij	Pogodbena cena (v evrih)	Cena kvadratnega metra (v evrih)
Januar 2007	336	63.775,2	1.231,2	144	74.034,2	699,0
Februar 2007	426	73.867,9	1.344,6	171	89.018,1	788,1
Marec 2007	575	67.549,7	1.318,2	192	92.290,2	796,6
April 2007	514	72.127,1	1.397,7	206	91.224,9	815,7
Maj 2007	498	71.894,7	1.412,0	242	84.194,5	740,3
Junij 2007	621	72.240,7	1.369,1	247	84.623,6	775,8
Julij 2007	677	62.343,3	1.163,5	247	98.007,6	862,2
Avgust 2007	661	63.439,0	1.218,9	217	90.285,7	799,4
September 2007	634	71.747,7	1.363,2	226	94.877,1	847,8
Oktober 2007	676	69.578,1	1.363,2	214	84.722,7	808,5
November 2007	537	71.743,5	1.368,5	183	91.194,6	837,5
December 2007	402	75.776,6	1.422,2	161	87.670,4	815,0
Januar 2008	359	81.929,1	1.509,2	99	92.367,6	763,4
Februar 2008	431	90.491,1	1.688,3	70	97.890,3	968,8
Marec 2008	567	86.315,5	1.568,8	84	129.884,4	1.001,6
April 2008	483	88.738,8	1.605,4	94	104.395,7	880,1
Maj 2008	347	86.579,4	1.512,5	84	91.740,0	828,4
Junij 2008	508	85.352,0	1.553,8	77	101.312,3	862,6
Julij 2008	465	76.878,4	1.486,0	62	115.131,3	998,5
Avgust 2008	442	80.225,2	1.524,1	66	110.268,1	925,1
September 2008	442	76.885,3	1.496,1	69	93.832,1	825,9
Oktober 2008	484	81.353,4	1.538,2	99	103.814,4	856,3
November 2008	345	74.817,3	1.434,2	91	96.812,5	887,2
December 2008	358	73.536,3	1.413,3	54	109.200,9	863,8
Januar 2009	300	73.401,0	1.402,9	31	83.498,1	709,1
Februar 2009	349	73.210,7	1.389,3	47	78.246,2	662,7
Marec 2009	419	70.929,0	1.372,8	71	120.832,7	1.158,7
April 2009	396	75.924,8	1.421,3	58	85.333,6	758,7
Maj 2009	245	70.891,9	1.316,7	46	90.815,4	735,2
Junij 2009	352	76.353,3	1.378,7	82	119.426,1	991,4
Julij 2009	175	92.315,2	1.557,1	75	97.103,6	876,1
Avgust 2009	183	86.012,8	1.565,1	60	82.788,2	751,8

se nadaljuje

nadaljevanje

September 2009	380	77.110,9	1.533,3	136	91.508,1	761,0
Oktober 2009	648	72.048,9	1.506,9	218	92.841,3	769,6
November 2009	622	77.408,3	1.566,5	200	87.278,8	757,4
December 2009	593	77.177,4	1.564,4	183	104.109,3	819,2
Januar 2010	552	73.910,0	1.555,4	148	86.769,8	730,6
Februar 2010	551	76.593,9	1.582,7	138	93.528,4	732,8
Marec 2010	668	73.845,3	1.504,9	218	89.902,4	673,2
April 2010	541	79.045,8	1.565,1	157	80.631,2	703,9
Maj 2010	641	77.075,4	1.582,4	192	98.430,3	765,5
Junij 2010	662	78.820,8	1.571,3	223	95.125,2	747,1
Julij 2010	523	76.414,6	1.596,0	216	83.883,8	671,5
Avгust 2010	485	73.276,0	1.542,6	170	82.882,9	738,1
September 2010	671	77.309,5	1.653,9	192	94.439,3	755,7
Oktober 2010	610	77.850,1	1.592,2	169	93.192,8	761,8
November 2010	620	71.900,9	1.483,9	202	93.680,6	775,9
December 2010	592	73.768,8	1.482,7	165	97.243,2	795,7
Januar 2011	518	74.982,8	1.544,8	145	85.615,0	724,8
Februar 2011	542	75.920,6	1.590,7	125	80.247,1	683,0
Marec 2011	978	71.249,3	1.501,4	232	99.947,7	893,0
April 2011	663	76.551,7	1.560,4	211	93.695,7	713,4
Maj 2011	557	75.589,9	1.569,3	200	87.804,5	729,5
Junij 2011	523	77.818,3	1.577,5	204	84.981,0	714,0
Julij 2011	534	71.829,8	1.500,2	181	77.324,6	694,4
Avгust 2011	482	72.347,2	1.549,5	216	91.947,5	724,7
September 2011	635	72.129,8	1.533,7	223	92.504,1	686,2
Oktober 2011	619	71.045,2	1.455,3	208	93.069,3	738,2
November 2011	600	68.898,1	1.475,7	193	97.226,1	770,5
December 2011	591	69.482,3	1.469,1	197	88.149,9	697,0
Januar 2012	513	67.857,7	1.439,7	146	94.421,8	760,7
Februar 2012	525	68.636,1	1.467,4	159	89.750,3	692,8
Marec 2012	660	72.062,5	1.489,5	177	89.648,4	679,0
April 2012	582	72.463,9	1.457,5	183	82.628,2	684,9
Maj 2012	515	66.295,3	1.386,4	178	88.645,2	700,0
Junij 2012	527	65.920,7	1.399,0	174	92.986,8	661,5

č) Uteži za stanovanja v večstanovanjskih stavbah in enodružinske hiše po mesecih za obdobje od 1. januarja 2007 do 30. junija 2012:

Mesec	Vsota vseh pogodb (v evrih)			Uteži		
	Stanovanja	Hiše	Skupaj	Stanovanja	Hiše	Skupaj
Januar 2007	25.307.681	14.557.497	39.865.178	63,48%	36,52%	100,00%
Februar 2007	37.440.199	21.342.636	58.782.834	63,69%	36,31%	100,00%
Marec 2007	46.699.449	25.677.970	72.377.418	64,52%	35,48%	100,00%
April 2007	43.143.379	27.108.393	70.251.772	61,41%	38,59%	100,00%
Maj 2007	43.481.732	31.513.885	74.995.616	57,98%	42,02%	100,00%
Junij 2007	53.804.139	30.448.958	84.253.097	63,86%	36,14%	100,00%
Julij 2007	50.760.115	34.715.950	85.476.065	59,39%	40,61%	100,00%
Avгust 2007	49.841.990	27.241.486	77.083.476	64,66%	35,34%	100,00%
September 2007	53.237.639	28.500.502	81.738.142	65,13%	34,87%	100,00%
Oktober 2007	55.200.939	26.314.911	81.515.850	67,72%	32,28%	100,00%
November 2007	46.042.393	24.558.507	70.600.899	65,22%	34,78%	100,00%
December 2007	35.777.770	19.846.691	55.624.461	64,32%	35,68%	100,00%
Januar 2008	33.812.153	12.101.998	45.914.151	73,64%	26,36%	100,00%
Februar 2008	45.141.986	9.218.277	54.360.262	83,04%	16,96%	100,00%
Marec 2008	57.924.526	13.597.394	71.521.920	80,99%	19,01%	100,00%
April 2008	49.462.906	12.576.666	62.039.572	79,73%	20,27%	100,00%
Maj 2008	35.324.119	10.262.193	45.586.312	77,49%	22,51%	100,00%
Junij 2008	52.118.485	10.285.042	62.403.527	83,52%	16,48%	100,00%
Julij 2008	42.285.344	9.418.353	51.703.697	81,78%	18,22%	100,00%
Avгust 2008	42.088.434	9.122.868	51.211.302	82,19%	17,81%	100,00%
September 2008	39.528.781	8.030.420	47.559.201	83,11%	16,89%	100,00%
Oktober 2008	46.020.507	13.431.258	59.451.765	77,41%	22,59%	100,00%
November 2008	31.012.134	12.258.617	43.270.751	71,67%	28,33%	100,00%
December 2008	32.332.203	7.717.204	40.049.407	80,73%	19,27%	100,00%
Januar 2009	26.616.782	3.622.891	30.239.673	88,02%	11,98%	100,00%
Februar 2009	30.534.113	4.788.589	35.322.702	86,44%	13,56%	100,00%
Marec 2009	34.906.879	9.933.400	44.840.279	77,85%	22,15%	100,00%

se nadaljuje

nadaljevanje

April 2009	34.758.579	6.555.416	41.313.995	84,13%	15,87%	100,00%
Maj 2009	20.230.850	5.276.500	25.507.350	79,31%	20,69%	100,00%
Junij 2009	30.826.830	12.360.466	43.187.295	71,38%	28,62%	100,00%
Julij 2009	18.995.386	9.351.920	28.347.305	67,01%	32,99%	100,00%
Avgust 2009	18.289.077	7.111.941	25.401.018	72,00%	28,00%	100,00%
September 2009	34.124.405	18.430.058	52.554.463	64,93%	35,07%	100,00%
Oktober 2009	55.347.703	25.236.442	80.584.145	68,68%	31,32%	100,00%
November 2009	55.450.265	23.603.951	79.054.216	70,14%	29,86%	100,00%
December 2009	53.044.109	24.930.700	77.974.810	68,03%	31,97%	100,00%
Januar 2010	48.039.743	16.876.346	64.916.088	74,00%	26,00%	100,00%
Februar 2010	49.246.394	16.977.910	66.224.303	74,36%	25,64%	100,00%
Marec 2010	57.216.810	27.283.250	84.500.060	67,71%	32,29%	100,00%
April 2010	49.793.791	17.199.964	66.993.756	74,33%	25,67%	100,00%
Maj 2010	56.660.452	24.295.248	80.955.700	69,99%	30,01%	100,00%
Junij 2010	60.854.018	28.982.984	89.837.002	67,74%	32,26%	100,00%
Julij 2010	46.341.417	24.047.587	70.389.004	65,84%	34,16%	100,00%
Avgust 2010	41.731.551	19.084.535	60.816.086	68,62%	31,38%	100,00%
September 2010	60.090.978	25.314.940	85.405.919	70,36%	29,64%	100,00%
Oktober 2010	56.125.860	20.602.638	76.728.497	73,15%	26,85%	100,00%
November 2010	51.919.884	24.696.314	76.616.198	67,77%	32,23%	100,00%
December 2010	51.607.947	21.691.776	73.299.723	70,41%	29,59%	100,00%
Januar 2011	44.882.872	17.815.581	62.698.453	71,59%	28,41%	100,00%
Februar 2011	48.360.248	12.892.683	61.252.931	78,95%	21,05%	100,00%
Marec 2011	81.075.654	30.674.853	111.750.507	72,55%	27,45%	100,00%
April 2011	59.573.127	26.268.489	85.841.616	69,40%	30,60%	100,00%
Maj 2011	48.709.001	22.228.635	70.937.636	68,66%	31,34%	100,00%
Junij 2011	47.332.153	24.331.394	71.663.547	66,05%	33,95%	100,00%
Julij 2011	46.130.997	19.168.169	65.299.166	70,65%	29,35%	100,00%
Avgust 2011	40.610.925	25.368.510	65.979.435	61,55%	38,45%	100,00%
September 2011	53.185.537	26.223.719	79.409.256	66,98%	33,02%	100,00%
Oktober 2011	51.031.122	25.788.855	76.819.977	66,43%	33,57%	100,00%
November 2011	48.641.565	24.746.225	73.387.790	66,28%	33,72%	100,00%
December 2011	48.425.900	24.749.530	73.175.430	66,18%	33,82%	100,00%
Januar 2012	40.396.914	18.358.842	58.755.756	68,75%	31,25%	100,00%
Februar 2012	41.824.259	19.261.277	61.085.536	68,47%	31,53%	100,00%
Marec 2012	54.861.019	20.732.673	75.593.692	72,57%	27,43%	100,00%
April 2012	50.081.484	21.193.833	71.275.317	70,26%	29,74%	100,00%
Maj 2012	39.799.860	20.584.157	60.384.017	65,91%	34,09%	100,00%
Junij 2012	40.849.196	20.406.858	61.256.054	66,69%	33,31%	100,00%

d) Mesečni indeksi na prejšnji mesec – cene so izračunane kot AS:

Mesec	Laspeyres	Paasche	Fisher	Walsh	Tornqvist
Februar 2007	111,69	111,55	111,62	111,62	111,62
Marec 2007	100,22	100,08	100,15	100,15	100,15
April 2007	103,47	103,38	103,42	103,42	103,42
Maj 2007	97,96	97,17	97,56	97,57	97,57
Junij 2007	100,18	99,24	99,71	99,70	99,70
Julij 2007	94,86	94,70	94,78	94,78	94,78
Avgust 2007	98,24	98,50	98,37	98,37	98,37
September 2007	107,80	107,74	107,77	107,77	107,77
Oktober 2007	101,33	101,15	101,24	101,24	101,24
November 2007	101,50	101,53	101,52	101,52	101,52
December 2007	98,64	98,25	98,45	98,45	98,45
Januar 2008	100,16	101,06	100,61	100,62	100,59
Februar 2008	115,40	113,30	114,35	114,24	114,30
Marec 2008	95,90	95,93	95,92	95,92	95,92
April 2008	97,72	97,49	97,60	97,60	97,60
Maj 2008	97,01	97,07	97,04	97,04	97,04
Junij 2008	103,40	103,34	103,37	103,37	103,37
Julij 2008	100,42	100,01	100,21	100,21	100,21
Avgust 2008	98,69	98,30	98,49	98,50	98,50
September 2008	95,97	95,68	95,83	95,83	95,83
Oktober 2008	102,51	102,77	102,64	102,63	102,64
November 2008	96,98	97,40	97,19	97,19	97,20
December 2008	99,51	100,09	99,80	99,81	99,79
Januar 2009	97,54	97,46	97,50	97,50	97,50

se nadaljuje

nadaljevanje

Februar 2009	96,15	95,33	95,74	95,77	95,77
Marec 2009	105,23	106,00	105,62	105,61	105,78
April 2009	96,10	95,64	95,87	95,87	95,82
Maj 2009	93,20	93,56	93,38	93,38	93,39
Junij 2009	110,80	111,75	111,27	111,26	111,30
Julij 2009	106,00	103,89	104,94	104,98	104,98
Avgust 2009	96,29	96,56	96,42	96,43	96,42
September 2009	101,77	102,34	102,06	102,05	102,06
Oktober 2009	96,45	96,55	96,50	96,50	96,50
November 2009	101,56	101,58	101,57	101,57	101,57
December 2009	101,26	101,30	101,28	101,28	101,28
Januar 2010	97,17	97,50	97,33	97,34	97,33
Februar 2010	101,77	101,77	101,77	101,77	101,77
Marec 2010	94,35	94,03	94,19	94,20	94,19
April 2010	102,53	102,73	102,63	102,63	102,63
Maj 2010	102,55	102,74	102,65	102,65	102,65
Junij 2010	100,79	100,82	100,81	100,81	100,81
Julij 2010	96,78	96,00	96,39	96,40	96,40
Avgust 2010	102,26	101,16	101,71	101,70	101,70
September 2010	107,19	107,22	107,21	107,21	107,21
Oktober 2010	95,54	95,59	95,57	95,57	95,57
November 2010	96,22	96,55	96,39	96,38	96,39
December 2010	102,89	102,77	102,83	102,83	102,83
Januar 2011	97,46	97,42	97,44	97,44	97,44
Februar 2011	104,11	104,48	104,29	104,30	104,29
Marec 2011	99,93	100,44	100,18	100,18	100,21
April 2011	97,27	95,33	96,29	96,33	96,33
Maj 2011	99,50	99,49	99,50	99,50	99,50
Junij 2011	100,21	100,25	100,23	100,23	100,23
Julij 2011	97,44	97,38	97,41	97,41	97,41
Avgust 2011	100,59	100,18	100,39	100,40	100,39
September 2011	99,99	99,97	99,98	99,98	99,98
Oktober 2011	100,03	99,48	99,75	99,75	99,75
November 2011	100,87	100,86	100,86	100,86	100,86
December 2011	97,42	97,21	97,31	97,31	97,31
Januar 2012	99,70	99,38	99,54	99,54	99,54
Februar 2012	99,65	99,40	99,52	99,53	99,53
Marec 2012	100,22	100,21	100,22	100,22	100,22
April 2012	100,63	100,69	100,66	100,66	100,66
Maj 2012	95,09	95,10	95,09	95,09	95,09
Junij 2012	98,46	98,45	98,46	98,46	98,46

e) Mesečni verižno povezani indeksi na januar 2007 – cene so izračunane kot AS:

Mesec	Laspeyres	Paasche	Fisher	Walsh	Tornqvist
Januar 2007	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00
Februar 2007	111,69	111,55	111,62	111,62	111,62
Marec 2007	111,93	111,64	111,79	111,79	111,78
April 2007	115,81	115,41	115,61	115,61	115,61
Maj 2007	113,45	112,14	112,79	112,80	112,80
Junij 2007	113,65	111,29	112,46	112,46	112,46
Julij 2007	107,81	105,39	106,59	106,59	106,60
Avgust 2007	105,91	103,82	104,86	104,86	104,86
September 2007	114,18	111,85	113,01	113,01	113,01
Oktober 2007	115,70	113,14	114,41	114,41	114,41
November 2007	117,44	114,87	116,15	116,14	116,15
December 2007	115,85	112,86	114,35	114,34	114,35
Januar 2008	116,04	114,05	115,04	115,05	115,02
Februar 2008	133,90	129,23	131,54	131,43	131,48
Marec 2008	128,42	123,97	126,17	126,07	126,11
April 2008	125,48	120,85	123,15	123,05	123,09
Maj 2008	121,73	117,32	119,50	119,41	119,45
Junij 2008	125,87	121,24	123,53	123,43	123,48
Julij 2008	126,40	121,25	123,80	123,69	123,73
Avgust 2008	124,75	119,18	121,93	121,83	121,88
September 2008	119,72	114,04	116,84	116,75	116,79
Oktober 2008	122,72	117,20	119,93	119,82	119,88

se nadaljuje

nadaljevanje

November 2008	119,01	114,15	116,55	116,45	116,52
December 2008	118,42	114,25	116,32	116,24	116,28
Januar 2009	115,51	111,36	113,42	113,33	113,38
Februar 2009	111,07	106,16	108,58	108,53	108,58
Marec 2009	116,88	112,53	114,68	114,62	114,85
April 2009	112,32	107,63	109,95	109,89	110,05
Maj 2009	104,68	100,70	102,67	102,61	102,78
Junij 2009	115,98	112,53	114,24	114,17	114,40
Julij 2009	122,95	116,90	119,89	119,85	120,09
Avgust 2009	118,39	112,88	115,60	115,57	115,79
September 2009	120,49	115,52	117,98	117,94	118,18
Oktober 2009	116,21	111,53	113,85	113,81	114,04
November 2009	118,02	113,29	115,63	115,60	115,83
December 2009	119,50	114,76	117,11	117,07	117,31
Januar 2010	116,12	111,89	113,99	113,96	114,18
Februar 2010	118,17	113,87	116,00	115,97	116,20
Marec 2010	111,50	107,08	109,26	109,24	109,45
April 2010	114,31	110,00	112,13	112,12	112,33
Maj 2010	117,23	113,01	115,10	115,08	115,30
Junij 2010	118,16	113,94	116,03	116,01	116,23
Julij 2010	114,35	109,39	111,84	111,83	112,05
Avgust 2010	116,94	110,66	113,76	113,73	113,95
September 2010	125,35	118,65	121,95	121,93	122,16
Oktober 2010	119,76	113,42	116,55	116,52	116,74
November 2010	115,23	109,51	112,34	112,31	112,53
December 2010	118,56	112,55	115,52	115,48	115,71
Januar 2011	115,56	109,64	112,56	112,53	112,75
Februar 2011	120,30	114,55	117,39	117,37	117,59
Marec 2011	120,21	115,06	117,61	117,58	117,83
April 2011	116,93	109,68	113,24	113,27	113,51
Maj 2011	116,34	109,12	112,67	112,70	112,94
Junij 2011	116,59	109,40	112,93	112,95	113,20
Julij 2011	113,61	106,53	110,01	110,03	110,27
Avgust 2011	114,28	106,72	110,44	110,46	110,70
September 2011	114,27	106,69	110,42	110,44	110,68
Oktober 2011	114,30	106,13	110,14	110,17	110,40
November 2011	115,30	107,05	111,09	111,12	111,35
December 2011	112,32	104,06	108,11	108,13	108,36
Januar 2012	111,98	103,41	107,61	107,63	107,86
Februar 2012	111,59	102,80	107,10	107,12	107,35
Marec 2012	111,83	103,01	107,33	107,35	107,58
April 2012	112,54	103,72	108,04	108,06	108,29
Maj 2012	107,01	98,64	102,74	102,76	102,98
Junij 2012	105,37	97,11	101,16	101,18	101,39

Priloga 5: Neto pridobitve stanovanj

a) Opis analiziranih neto transakcij s stanovanji v večstanovanjskih stavbah po mesecih, za obdobje od 1. januarja 2007 do 30. junija 2012:

Mesec	Število transakcij	Pogodbena cena (v evrih)	Površina (v kvadratnih metrih)	Cena kvadratnega metra (v evrih)	Vsota vseh pogodb (v evrih)
Januar 2007	48	75.401,4	61,13	1.293,5	3.619.266,5
Februar 2007	62	101.827,3	67,96	1.533,4	6.313.289,9
Marec 2007	80	80.145,5	65,83	1.185,4	6.411.641,0
April 2007	61	84.815,3	64,75	1.292,7	5.173.733,2
Maj 2007	69	80.421,5	61,31	1.325,6	5.549.081,9
Junij 2007	113	71.957,2	63,10	1.157,0	8.131.159,0
Julij 2007	215	61.325,3	62,31	964,5	13.184.949,1
Avgust 2007	223	61.214,8	61,43	990,6	13.650.905,2
September 2007	113	85.763,0	66,17	1.282,7	9.691.224,3
Oktober 2007	136	68.507,8	59,35	1.151,2	9.317.056,7
November 2007	114	76.668,1	57,72	1.258,5	8.740.159,4
December 2007	83	91.142,2	61,25	1.477,9	7.564.799,8

se nadaljuje

nadaljevanje

Januar 2008	112	100.279,4	64,84	1.629,0	11.231.289,0
Februar 2008	95	115.103,4	68,15	1.667,3	10.934.826,8
Marec 2008	139	120.171,6	70,33	1.717,9	16.703.847,9
April 2008	110	118.599,6	71,61	1.626,4	13.045.954,0
Maj 2008	107	121.017,5	74,05	1.686,8	12.948.868,2
Junij 2008	101	113.422,8	65,24	1.693,7	11.455.703,4
Julij 2008	101	80.103,0	63,08	1.245,1	8.090.398,5
Avgust 2008	88	99.046,4	64,89	1.454,4	8.716.083,5
September 2008	96	96.023,5	60,18	1.643,4	9.218.253,4
Oktober 2008	85	92.010,5	64,09	1.483,8	7.820.893,7
November 2008	63	73.320,5	58,20	1.239,9	4.619.189,9
December 2008	98	79.483,1	57,64	1.392,3	7.789.343,2
Januar 2009	64	96.186,3	65,14	1.404,0	6.155.921,5
Februar 2009	66	82.711,7	59,41	1.475,5	5.458.971,7
Marec 2009	88	75.492,5	55,91	1.313,6	6.643.343,9
April 2009	87	94.684,8	62,30	1.487,5	8.237.578,3
Maj 2009	58	88.703,2	61,29	1.401,0	5.144.788,0
Junij 2009	63	103.112,8	65,87	1.591,6	6.496.105,4
Julij 2009	52	123.261,0	69,89	1.756,3	6.409.573,6
Avgust 2009	61	111.950,6	65,08	1.690,4	6.828.988,1
September 2009	91	88.509,9	57,72	1.545,9	8.054.404,5
Oktober 2009	115	60.094,7	50,97	1.146,0	6.910.891,1
November 2009	101	70.503,5	54,53	1.346,9	7.120.848,5
December 2009	87	88.896,8	57,16	1.580,4	7.734.025,3
Januar 2010	77	64.696,1	50,30	1.373,0	4.981.600,4
Februar 2010	80	79.350,8	53,21	1.522,9	6.348.064,8
Marec 2010	82	65.182,9	50,87	1.291,8	5.344.996,2
April 2010	78	83.310,7	57,85	1.563,9	6.498.231,6
Maj 2010	70	77.481,6	57,95	1.358,2	5.423.709,2
Junij 2010	88	79.596,4	51,33	1.524,6	7.004.480,2
Julij 2010	72	62.348,3	49,52	1.295,9	4.489.080,9
Avgust 2010	82	70.461,6	49,42	1.499,4	5.777.855,1
September 2010	90	74.225,0	49,41	1.502,6	6.680.249,7
Oktober 2010	68	68.022,0	54,36	1.275,3	4.625.499,3
November 2010	83	73.840,4	55,56	1.300,3	6.128.750,4
December 2010	116	86.859,7	57,46	1.489,6	10.075.727,0
Januar 2011	68	80.224,6	50,01	1.577,2	5.455.276,0
Februar 2011	57	68.040,1	56,77	1.306,3	3.878.283,0
Marec 2011	140	66.462,0	50,09	1.347,7	9.304.686,0
April 2011	83	74.505,6	50,97	1.465,4	6.183.967,0
Maj 2011	62	72.491,2	51,33	1.357,6	4.494.452,0
Junij 2011	76	79.467,9	53,78	1.430,7	6.039.563,0
Julij 2011	85	58.952,9	43,58	1.448,9	5.010.995,0
Avgust 2011	50	68.865,5	49,33	1.377,8	3.443.275,0
September 2011	98	79.672,1	53,14	1.578,5	7.807.869,0
Oktober 2011	82	70.649,1	50,33	1.426,0	5.793.227,0
November 2011	85	72.700,9	48,52	1.448,6	6.179.576,0
December 2011	95	79.098,3	54,36	1.471,2	7.514.337,0
Januar 2012	73	64.484,5	49,01	1.382,4	4.707.368,0
Februar 2012	65	69.727,8	51,74	1.346,3	4.532.310,0
Marec 2012	68	83.922,2	58,67	1.422,3	5.706.711,0
April 2012	93	74.048,8	50,49	1.458,3	6.886.537,0
Maj 2012	64	62.201,4	49,30	1.296,4	3.980.891,0
Junij 2012	82	69.225,4	48,95	1.370,7	5.676.486,0

b) Opis analiziranih neto transakcij z enodružinskimi hišami po mesecih, za obdobje od 1. januarja 2007 do 30. junija 2012:

Mesec	Število transakcij	Pogodbena cena (v evrih)	Površina (v kvadratnih metrih)	Cena kvadratnega metra (v evrih)	Vsota vseh pogodb (v evrih)
Januar 2007	5	79.678,8	151,80	574,2	398.394,1
Februar 2007	6	93.122,2	92,52	1.068,1	558.733,2
Marec 2007	14	164.401,6	136,73	1.287,6	2.301.622,7
April 2007	13	192.813,3	146,76	1.268,0	2.506.572,3
Maj 2007	8	131.814,9	174,43	876,2	1.054.519,1
Junij 2007	11	115.845,4	142,91	693,4	1.274.299,4
Julij 2007	18	192.797,8	170,08	1.192,3	3.470.359,9

se nadaljuje

nadaljevanje

Avgust 2007	18	159.582,1	141,17	1.310,8	2.872.476,9
September 2007	19	170.274,2	160,63	1.146,9	3.235.209,4
Oktober 2007	10	145.155,7	151,68	1.002,3	1.451.557,4
November 2007	20	175.600,6	144,88	1.414,9	3.512.012,0
December 2007	21	153.626,1	150,43	1.099,1	3.226.147,1
Januar 2008	14	169.382,9	141,32	1.388,6	2.371.360,2
Februar 2008	9	160.202,6	119,51	1.467,4	1.441.823,7
Marec 2008	12	166.006,7	154,77	1.058,2	1.992.080,1
April 2008	16	153.872,4	153,28	1.057,8	2.461.957,9
Maj 2008	12	143.430,7	116,99	1.370,1	1.721.168,4
Junij 2008	11	135.902,2	132,07	1.105,2	1.494.924,7
Julij 2008	10	175.397,3	140,15	1.601,2	1.753.973,0
Avgust 2008	10	198.546,8	164,44	1.281,4	1.985.468,0
September 2008	14	165.167,8	123,04	1.327,3	2.312.349,6
Oktober 2008	20	173.344,6	153,74	1.144,8	3.466.891,0
November 2008	10	190.630,1	172,30	1.209,8	1.906.301,1
December 2008	5	170.040,8	188,93	977,2	850.204,1
Januar 2009	7	121.508,8	152,20	1.325,0	850.561,7
Februar 2009	8	138.343,8	146,97	1.002,5	1.106.750,0
Marec 2009	13	168.276,9	150,73	1.243,9	2.187.600,0
April 2009	7	168.961,0	173,10	1.016,5	1.182.727,0
Maj 2009	9	140.361,1	133,45	1.134,1	1.263.250,0
Junij 2009	21	164.772,9	151,11	1.248,6	3.460.230,6
Julij 2009	13	155.956,7	115,75	1.650,4	2.027.436,9
Avgust 2009	17	155.078,5	132,23	1.180,2	2.636.334,0
September 2009	24	108.477,5	147,67	836,1	2.603.459,5
Oktober 2009	27	128.371,9	125,90	1.207,7	3.466.042,0
November 2009	22	107.365,1	134,41	854,4	2.362.033,1
December 2009	42	147.503,9	154,46	1.052,4	6.195.162,1
Januar 2010	23	94.894,9	174,91	680,5	2.182.581,7
Februar 2010	16	138.774,1	147,64	1.149,6	2.220.385,0
Marec 2010	23	134.933,5	150,90	981,7	3.103.471,1
April 2010	19	126.600,7	153,45	885,9	2.405.413,0
Maj 2010	36	136.060,5	161,75	854,8	4.898.177,0
Junij 2010	25	127.076,7	137,58	1.084,1	3.176.917,9
Julij 2010	19	120.524,4	128,96	905,9	2.289.962,9
Avgust 2010	13	147.440,3	143,74	1.165,6	1.916.723,4
September 2010	20	143.499,0	113,38	1.327,8	2.869.980,0
Oktober 2010	12	137.001,3	151,89	981,4	1.644.015,9
November 2010	25	150.184,3	153,58	1.151,7	3.754.607,0
December 2010	24	121.913,6	131,63	1.010,1	2.925.925,3
Januar 2011	12	240.554,5	167,91	1.542,7	2.886.654,0
Februar 2011	14	121.862,9	124,49	1.189,2	1.706.081,0
Marec 2011	17	247.716,9	178,58	1.295,9	4.211.188,0
April 2011	22	131.645,1	146,50	1.024,9	2.896.192,0
Maj 2011	18	132.985,7	156,16	925,5	2.393.742,0
Junij 2011	19	157.443,3	151,40	984,1	2.991.423,0
Julij 2011	17	120.907,5	156,73	749,3	2.055.428,0
Avgust 2011	23	132.736,8	146,30	1.081,9	3.052.946,0
September 2011	11	124.396,1	156,30	757,6	1.368.357,0
Oktober 2011	16	142.282,5	245,36	675,7	2.276.520,0
November 2011	18	169.034,6	173,66	1.209,0	3.042.623,0
December 2011	15	197.257,5	172,75	998,6	2.958.863,0
Januar 2012	18	117.598,8	183,47	766,3	2.116.778,0
Februar 2012	17	123.135,6	148,51	834,3	2.093.305,0
Marec 2012	14	92.523,0	194,69	543,5	1.295.322,0
April 2012	16	106.040,7	137,14	879,1	1.696.651,0
Maj 2012	8	109.629,6	167,16	700,3	877.037,0
Junij 2012	11	169.718,4	180,17	1.046,5	1.866.902,0

Priloga 6: Analiza podatkov za stanovanja po četrtletjih

a) Opis analiziranih transakcij s stanovanji v večstanovanjskih stavbah po četrtletjih, za obdobje od 1. januarja 2007 do 30. junija 2012:

Mesec	Število transakcij	Pogodbena cena (v evrih)	Površina (v kvadratnih metrih)	Cena kvadratnega metra (v evrih)	Vsota vseh pogodb (v evrih)
1. četrletje 2007	1.337	81.860,4	56,73	1.509,6	109.447.327,7
2. četrletje 2007	1.633	85.994,6	56,08	1.590,2	140.429.249,6
3. četrletje 2007	1.972	78.012,0	56,85	1.437,6	153.839.744,5
4. četrletje 2007	1.615	84.842,8	56,14	1.566,1	137.021.102,2
1. četrletje 2008	1.357	100.868,6	58,61	1.780,7	136.878.664,9
2. četrletje 2008	1.338	102.321,0	60,46	1.745,7	136.905.510,9
3. četrletje 2008	1.349	91.847,7	56,14	1.699,8	123.902.558,8
4. četrletje 2008	1.187	92.135,5	56,73	1.662,6	109.364.844,3
1. četrletje 2009	1.068	86.196,4	56,65	1.552,7	92.057.773,1
2. četrletje 2009	993	86.421,2	58,27	1.530,5	85.816.258,6
3. četrletje 2009	738	96.760,0	57,58	1.705,6	71.408.867,1
4. četrletje 2009	1.863	87.945,3	52,16	1.727,6	163.842.077,2
1. četrletje 2010	1.771	87.240,5	51,99	1.709,7	154.502.946,3
2. četrletje 2010	1.844	90.731,2	53,41	1.741,7	167.308.261,3
3. četrletje 2010	1.679	88.245,4	50,74	1.783,8	148.163.946,8
4. četrletje 2010	1.822	87.625,5	52,74	1.705,9	159.653.690,0
1. četrletje 2011	2.038	85.534,2	51,38	1.711,7	174.318.774,0
2. četrletje 2011	1.743	89.279,6	52,27	1.742,0	155.614.281,0
3. četrletje 2011	1.651	84.753,2	51,00	1.703,0	139.927.459,0
4. četrletje 2011	1.810	81.822,4	51,08	1.629,9	148.098.587,0
1. četrletje 2012	1.698	80.731,6	51,15	1.626,7	137.082.192,0
2. četrletje 2012	1.624	80.499,1	51,90	1.579,6	130.730.540,0

b) Opis analiziranih neto transakcij s stanovanji v večstanovanjskih stavbah po četrtletjih, za obdobje od 1. januarja 2007 do 30. junija 2012:

Mesec	Število transakcij	Pogodbena cena (v evrih)	Površina (v kvadratnih metrih)	Cena kvadratnega metra (v evrih)	Vsota vseh pogodb (v evrih)
1. četrletje 2007	190	86.022,1	65,34	1.326,3	16.344.197,3
2. četrletje 2007	243	77.588,4	63,01	1.238,9	18.853.974,2
3. četrletje 2007	551	66.292,3	62,74	1.040,3	36.527.078,6
4. četrletje 2007	333	76.943,0	59,26	1.269,4	25.622.015,9
1. četrletje 2008	346	112.340,9	67,95	1.675,2	38.869.963,7
2. četrletje 2008	318	117.768,9	70,41	1.668,1	37.450.525,5
3. četrletje 2008	285	91.314,9	62,66	1.443,9	26.024.735,3
4. četrletje 2008	246	82.233,4	60,02	1.384,9	20.229.426,8
1. četrletje 2009	218	83.753,4	59,68	1.389,2	18.258.237,1
2. četrletje 2009	208	95.569,6	63,10	1.494,9	19.878.471,7
3. četrletje 2009	204	104.377,3	63,02	1.642,8	21.292.966,2
4. četrletje 2009	303	71.834,2	53,93	1.337,7	21.765.764,9
1. četrletje 2010	239	69.768,5	51,47	1.395,3	16.674.661,3
2. četrletje 2010	236	80.196,7	55,45	1.488,3	18.926.421,1
3. četrletje 2010	244	69.455,7	49,45	1.440,5	16.947.185,7
4. četrletje 2010	267	78.014,9	56,08	1.376,2	20.829.976,7
1. četrletje 2011	265	70.333,0	51,50	1.397,7	18.638.245,0
2. četrletje 2011	221	75.647,0	52,04	1.423,2	16.717.982,0
3. četrletje 2011	233	69.794,6	48,84	1.488,2	16.262.139,0
4. četrletje 2011	262	74.378,4	51,20	1.449,7	19.487.140,0
1. četrletje 2012	206	72.555,3	53,06	1.384,2	14.946.389,0
2. četrletje 2012	239	69.221,4	49,64	1.384,9	16.543.914,0

c) Opis analiziranih transakcij z enodružinskimi hišami po četrtletjih, za obdobje od 1. januarja 2007 do 30. junija 2012:

Mesec	Število transakcij	Pogodbena cena (v evrih)	Površina (v kvadratnih metrih)	Cena kvadratnega metra (v evrih)	Vsota vseh pogodb (v evrih)
1. četrletje 2007	507	121.455,8	129,48	1.030,9	61.578.102,7
2. četrletje 2007	695	128.160,1	127,49	1.070,7	89.071.235,9
3. četrletje 2007	690	131.098,5	128,18	1.111,9	90.457.939,1
4. četrletje 2007	558	126.738,5	122,73	1.132,4	70.720.108,3
1. četrletje 2008	253	138.014,5	133,77	1.138,5	34.917.668,9
2. četrletje 2008	255	129.897,6	133,86	1.130,0	33.123.900,4
3. četrletje 2008	197	134.881,4	134,62	1.201,8	26.571.640,7
4. četrletje 2008	244	136.914,3	132,18	1.115,5	33.407.078,8
1. četrletje 2009	149	123.120,0	126,54	1.149,8	18.344.879,7
2. četrletje 2009	186	130.066,6	134,11	1.056,9	24.192.381,6
3. četrletje 2009	271	128.759,9	133,42	1.065,7	34.893.919,4
4. četrletje 2009	601	122.747,2	138,95	972,2	73.771.093,5
1. četrletje 2010	504	121.304,6	145,26	914,9	61.137.505,2
2. četrletje 2010	572	123.213,6	141,68	929,0	70.478.196,5
3. četrletje 2010	578	118.420,5	138,42	922,4	68.447.062,1
4. četrletje 2010	536	124.982,7	140,97	981,7	66.990.727,8
1. četrletje 2011	502	122.277,1	132,14	1.027,1	61.383.117,0
2. četrletje 2011	615	118.420,4	142,35	907,2	72.828.518,0
3. četrletje 2011	620	114.129,7	144,13	883,7	70.760.398,0
4. četrletje 2011	598	125.894,0	145,35	953,4	75.284.610,0
1. četrletje 2012	482	121.063,9	148,94	893,6	58.352.792,0
2. četrletje 2012	535	116.233,4	147,33	867,9	62.184.848,0

č) Opis analiziranih neto transakcij z enodružinskimi hišami po četrtletjih, za obdobje od 1. januarja 2007 do 30. junija 2012:

Mesec	Število transakcij	Pogodbena cena (v evrih)	Površina (v kvadratnih metrih)	Cena kvadratnega metra (v evrih)	Vsota vseh pogodb (v evrih)
1. četrletje 2007	25	130.350,0	129,13	1.092,2	3.258.750,0
2. četrletje 2007	32	151.106,0	152,35	972,5	4.835.390,7
3. četrletje 2007	55	174.146,3	157,35	1.215,4	9.578.046,2
4. četrletje 2007	51	160.582,7	148,50	1.204,0	8.189.716,5
1. četrletje 2008	35	165.864,7	140,32	1.295,5	5.805.264,0
2. četrletje 2008	39	145.591,1	136,13	1.167,3	5.678.051,0
3. četrletje 2008	34	177.993,8	140,25	1.394,3	6.051.790,7
4. četrletje 2008	35	177.811,3	164,07	1.139,4	6.223.396,2
1. četrletje 2009	28	148.032,6	150,02	1.195,2	4.144.911,7
2. četrletje 2009	37	159.627,2	150,98	1.176,8	5.906.207,6
3. četrletje 2009	54	134.578,3	135,12	1.140,4	7.267.230,4
4. četrletje 2009	91	132.123,5	141,14	1.050,6	12.023.237,2
1. četrletje 2010	62	121.071,6	158,96	913,3	7.506.437,8
2. četrletje 2010	80	131.006,3	152,22	933,9	10.480.507,9
3. četrletje 2010	52	136.089,7	126,66	1.133,1	7.076.666,3
4. četrletje 2010	61	136.468,0	144,61	1.062,5	8.324.548,1
1. četrletje 2011	43	204.742,4	157,99	1.330,0	8.803.923,0
2. četrletje 2011	59	140.362,0	151,02	981,4	8.281.357,0
3. četrletje 2011	51	126.994,7	151,93	901,1	6.476.731,0
4. četrletje 2011	49	168.938,9	196,79	970,5	8.278.006,0
1. četrletje 2012	49	112.355,2	174,55	726,2	5.505.405,0
2. četrletje 2012	35	126.874,0	157,53	890,9	4.440.590,0

d) Četrtni indeksi za vse transakcije – cene so izračunane kot AS:

Četrletje	Uteži za stanovanja v večstanovanjskih stavbah	Uteži za enodružinske hiše	Laspeyres – na predhodno četrletje	Verižno povezani Laspeyres – na 1. četrletje 2007
1. četrletje 2007	63,99%	36,01%	-	100,00
2. četrletje 2007	61,19%	38,81%	104,81	104,81
3. četrletje 2007	62,97%	37,03%	95,62	100,22

se nadaljuje

nadaljevanje

4. četrletje 2007	65,96%	34,04%	106,31	106,55
1. četrletje 2008	79,67%	20,33%	109,22	116,37
2. četrletje 2008	80,52%	19,48%	98,28	114,37
3. četrletje 2008	82,34%	17,66%	99,12	113,37
4. četrletje 2008	76,60%	23,40%	96,93	109,88
1. četrletje 2009	83,38%	16,62%	95,66	105,11
2. četrletje 2009	78,01%	21,99%	97,46	102,45
3. četrletje 2009	67,17%	32,83%	109,11	111,78
4. četrletje 2009	68,95%	31,05%	97,99	109,53
1. četrletje 2010	71,65%	28,35%	97,46	106,74
2. četrletje 2010	70,36%	29,64%	101,78	108,64
3. četrletje 2010	68,40%	31,60%	101,49	110,26
4. četrletje 2010	70,44%	29,56%	99,04	109,21
1. četrletje 2011	73,96%	26,04%	101,61	110,96
2. četrletje 2011	68,12%	31,88%	98,27	109,04
3. četrletje 2011	66,41%	33,59%	97,65	106,47
4. četrletje 2011	66,30%	33,70%	99,80	106,26
1. četrletje 2012	70,14%	29,86%	97,75	103,88
2. četrletje 2012	67,77%	32,23%	97,11	100,88

e) Četrletni indeksi za neto transakcije – cene so izračunane kot AS:

Četrletje	Uteži za stanovanja v večstanovanjskih stavbah	Uteži za enodružinske hiše	Laspeyres – na predhodno četrletje	Verižno povezani Laspeyres – na 1. četrletje 2007
1. četrletje 2007	83,38%	16,62%	-	100,00
2. četrletje 2007	79,59%	20,41%	92,69	92,69
3. četrletje 2007	79,23%	20,77%	92,34	85,59
4. četrletje 2007	75,78%	24,22%	117,25	100,35
1. četrletje 2008	87,01%	12,99%	126,07	126,51
2. četrletje 2008	86,83%	13,17%	98,34	124,41
3. četrletje 2008	81,13%	18,87%	90,89	113,08
4. četrletje 2008	76,47%	23,53%	93,24	105,43
1. četrletje 2009	81,50%	18,50%	101,39	106,89
2. četrletje 2009	77,09%	22,91%	105,92	113,22
3. četrletje 2009	74,55%	25,45%	106,92	121,05
4. četrletje 2009	64,42%	35,58%	84,15	101,87
1. četrletje 2010	68,96%	31,04%	98,13	99,96
2. četrletje 2010	64,36%	35,64%	105,29	105,24
3. četrletje 2010	70,54%	29,46%	105,54	111,07
4. četrletje 2010	71,45%	28,55%	95,01	105,53
1. četrletje 2011	67,92%	32,08%	108,31	114,30
2. četrletje 2011	66,87%	33,13%	92,83	106,11
3. četrletje 2011	71,52%	28,48%	100,34	106,47
4. četrletje 2011	70,19%	29,81%	100,34	106,84
1. četrletje 2012	73,08%	26,92%	89,33	95,43
2. četrletje 2012	78,84%	21,16%	106,14	101,29

Priloga 7: Obravnava stanovanj kot celote in uporaba formule za GS

Mesec	Verižno povezani Fisher – na januar 2007			
	Stanovanje kot celota		Kvadratni meter	
	Formula za AS	Formula za GS	Formula za AS	Formula za GS
Januar 2007	100,00	100,00	100,00	100,00
Februar 2007	119,11	117,44	111,62	110,49
Marec 2007	116,08	112,61	111,79	109,51
April 2007	117,80	117,07	115,61	114,62
Maj 2007	120,10	113,36	112,79	110,90
Junij 2007	117,00	113,92	112,46	110,85
Julij 2007	112,55	110,46	106,59	104,42
Avgust 2007	108,21	108,08	104,86	104,44
September 2007	116,22	119,17	113,01	114,64
Oktober 2007	113,12	112,38	114,41	112,83
November 2007	120,33	117,52	116,15	114,46

se nadaljuje

nadaljevanje

December 2007	119,63	120,25	114,35	116,23
Januar 2008	124,08	128,82	115,04	118,67
Februar 2008	137,04	140,77	131,54	136,47
Marec 2008	139,34	143,18	126,17	129,26
April 2008	134,46	141,09	123,15	128,36
Maj 2008	131,25	134,89	119,50	120,91
Junij 2008	134,41	136,57	123,53	124,54
Julij 2008	124,41	128,32	123,80	123,12
Avgust 2008	127,01	131,90	121,93	123,98
September 2008	117,05	123,89	116,84	119,71
Oktober 2008	126,72	132,09	119,93	123,29
November 2008	121,30	121,87	116,55	118,07
December 2008	123,46	124,79	116,32	116,02
Januar 2009	117,90	118,94	113,42	111,84
Februar 2009	114,44	117,78	108,58	109,94
Marec 2009	116,21	123,29	114,68	120,09
April 2009	116,45	122,03	109,95	114,02
Maj 2009	111,08	116,47	102,67	106,50
Junij 2009	124,16	131,17	114,24	118,64
Julij 2009	135,66	143,73	119,89	124,19
Avgust 2009	126,12	130,16	115,60	118,96
September 2009	122,25	124,30	117,98	117,75
Oktober 2009	112,20	119,64	113,85	116,82
November 2009	116,27	123,51	115,63	119,42
December 2009	121,83	130,36	117,11	122,24
Januar 2010	113,48	119,66	113,99	117,77
Februar 2010	118,04	125,30	116,00	119,40
Marec 2010	115,09	120,71	109,26	112,40
April 2010	116,56	122,45	112,13	117,08
Maj 2010	117,84	127,12	115,10	120,80
Junij 2010	122,07	127,86	116,03	119,31
Julij 2010	113,14	120,34	111,84	116,35
Avgust 2010	111,23	116,59	113,76	117,31
September 2010	120,12	126,10	121,95	124,02
Oktober 2010	119,79	126,23	116,55	120,96
November 2010	112,20	119,35	112,34	115,72
December 2010	117,97	122,91	115,52	116,56
Januar 2011	115,18	119,99	112,56	116,80
Februar 2011	112,80	118,92	117,39	117,67
Marec 2011	113,27	119,29	117,61	120,15
April 2011	117,84	123,68	113,24	115,64
Maj 2011	111,66	120,22	112,67	116,90
Junij 2011	116,94	121,45	112,93	116,49
Julij 2011	109,10	111,56	110,01	111,57
Avgust 2011	111,13	118,32	110,44	115,64
September 2011	110,76	118,38	110,42	112,67
Oktober 2011	111,54	117,42	110,14	111,47
November 2011	111,56	116,83	111,09	114,14
December 2011	111,58	113,81	108,11	110,01
Januar 2012	108,66	114,78	107,61	111,66
Februar 2012	108,25	113,91	107,10	109,85
Marec 2012	110,45	117,77	107,33	110,36
April 2012	112,84	115,71	108,04	108,93
Maj 2012	104,83	111,30	102,74	106,02
Junij 2012	105,53	112,74	101,16	104,64

Priloga 8: Z lastnimi stanovanji dopolnjen indeks

a) Skupne mesečne uteži za ICLS (nakupi stanovanj) v ICŽP:

Mesec	Obseg izdatkov (v evrih)			Uteži		
	Preostale življenjske potrebščine (APG)	Stanovanja (ETN)	Skupaj	Preostale življenjske potrebščine (APG)	Stanovanja (ETN)	Skupaj
Jan. 2007	1.017.448.163	39.865.178	1.057.313.341	96,23%	3,77%	100,00%
Feb. 2007	1.017.448.163	58.782.834	1.076.230.997	94,54%	5,46%	100,00%
Mar. 2007	1.017.448.163	72.377.418	1.089.825.581	93,36%	6,64%	100,00%
Apr. 2007	1.017.448.163	70.251.772	1.087.699.935	93,54%	6,46%	100,00%
Maj 2007	1.017.448.163	74.995.616	1.092.443.779	93,14%	6,86%	100,00%
Jun. 2007	1.017.448.163	84.253.097	1.101.701.260	92,35%	7,65%	100,00%
Jul. 2007	1.017.448.163	85.476.065	1.102.924.228	92,25%	7,75%	100,00%
Avg. 2007	1.017.448.163	77.083.476	1.094.531.639	92,96%	7,04%	100,00%
Sep. 2007	1.017.448.163	81.738.142	1.099.186.305	92,56%	7,44%	100,00%
Okt. 2007	1.017.448.163	81.515.850	1.098.964.013	92,58%	7,42%	100,00%
Nov. 2007	1.017.448.163	70.600.899	1.088.049.062	93,51%	6,49%	100,00%
Dec. 2007	1.017.448.163	55.624.461	1.073.072.623	94,82%	5,18%	100,00%
Jan. 2008	1.133.824.385	45.914.151	1.179.738.536	96,11%	3,89%	100,00%
Feb. 2008	1.133.824.385	54.360.262	1.188.184.648	95,42%	4,58%	100,00%
Mar. 2008	1.133.824.385	71.521.920	1.205.346.305	94,07%	5,93%	100,00%
Apr. 2008	1.133.824.385	62.039.572	1.195.863.957	94,81%	5,19%	100,00%
Maj 2008	1.133.824.385	45.586.312	1.179.410.697	96,13%	3,87%	100,00%
Jun. 2008	1.133.824.385	62.403.527	1.196.227.912	94,78%	5,22%	100,00%
Jul. 2008	1.133.824.385	51.703.697	1.185.528.082	95,64%	4,36%	100,00%
Avg. 2008	1.133.824.385	51.211.302	1.185.035.687	95,68%	4,32%	100,00%
Sep. 2008	1.133.824.385	47.559.201	1.181.383.586	95,97%	4,03%	100,00%
Okt. 2008	1.133.824.385	59.451.765	1.193.276.150	95,02%	4,98%	100,00%
Nov. 2008	1.133.824.385	43.270.751	1.177.095.136	96,32%	3,68%	100,00%
Dec. 2008	1.133.824.385	40.049.407	1.173.873.792	96,59%	3,41%	100,00%
Jan. 2009	1.184.609.326	30.239.673	1.214.848.998	97,51%	2,49%	100,00%
Feb. 2009	1.184.609.326	35.322.702	1.219.932.028	97,10%	2,90%	100,00%
Mar. 2009	1.184.609.326	44.840.279	1.229.449.605	96,35%	3,65%	100,00%
Apr. 2009	1.184.609.326	41.313.995	1.225.923.321	96,63%	3,37%	100,00%
Maj 2009	1.184.609.326	25.507.350	1.210.116.675	97,89%	2,11%	100,00%
Jun. 2009	1.184.609.326	43.187.295	1.227.796.621	96,48%	3,52%	100,00%
Jul. 2009	1.184.609.326	28.347.305	1.212.956.631	97,66%	2,34%	100,00%
Avg. 2009	1.184.609.326	25.401.018	1.210.010.343	97,90%	2,10%	100,00%
Sep. 2009	1.184.609.326	52.554.463	1.237.163.789	95,75%	4,25%	100,00%
Okt. 2009	1.184.609.326	80.584.145	1.265.193.471	93,63%	6,37%	100,00%
Nov. 2009	1.184.609.326	79.054.216	1.263.663.542	93,74%	6,26%	100,00%
Dec. 2009	1.184.609.326	77.974.810	1.262.584.135	93,82%	6,18%	100,00%
Jan. 2010	1.110.137.816	64.916.088	1.175.053.904	94,48%	5,52%	100,00%
Feb. 2010	1.110.137.816	66.224.303	1.176.362.119	94,37%	5,63%	100,00%
Mar. 2010	1.110.137.816	84.500.060	1.194.637.876	92,93%	7,07%	100,00%
Apr. 2010	1.110.137.816	66.993.756	1.177.131.572	94,31%	5,69%	100,00%
Maj 2010	1.110.137.816	80.955.700	1.191.093.516	93,20%	6,80%	100,00%
Jun. 2010	1.110.137.816	89.837.002	1.199.974.819	92,51%	7,49%	100,00%
Jul. 2010	1.110.137.816	70.389.004	1.180.526.820	94,04%	5,96%	100,00%
Avg. 2010	1.110.137.816	60.816.086	1.170.953.902	94,81%	5,19%	100,00%
Sep. 2010	1.110.137.816	85.405.919	1.195.543.735	92,86%	7,14%	100,00%
Okt. 2010	1.110.137.816	76.728.497	1.186.866.313	93,54%	6,46%	100,00%
Nov. 2010	1.110.137.816	76.616.198	1.186.754.014	93,54%	6,46%	100,00%
Dec. 2010	1.110.137.816	73.299.723	1.183.437.539	93,81%	6,19%	100,00%
Jan. 2011	1.185.882.623	62.698.453	1.248.581.076	94,98%	5,02%	100,00%
Feb. 2011	1.185.882.623	61.252.931	1.247.135.554	95,09%	4,91%	100,00%
Mar. 2011	1.185.882.623	111.750.507	1.297.633.130	91,39%	8,61%	100,00%
Apr. 2011	1.185.882.623	85.841.616	1.271.724.239	93,25%	6,75%	100,00%
Maj 2011	1.185.882.623	70.937.636	1.256.820.259	94,36%	5,64%	100,00%
Jun. 2011	1.185.882.623	71.663.547	1.257.546.170	94,30%	5,70%	100,00%
Jul. 2011	1.185.882.623	65.299.166	1.251.181.789	94,78%	5,22%	100,00%
Avg. 2011	1.185.882.623	65.979.435	1.251.862.058	94,73%	5,27%	100,00%
Sep. 2011	1.185.882.623	79.409.256	1.265.291.879	93,72%	6,28%	100,00%
Okt. 2011	1.185.882.623	76.819.977	1.262.702.600	93,92%	6,08%	100,00%
Nov. 2011	1.185.882.623	73.387.790	1.259.270.413	94,17%	5,83%	100,00%
Dec. 2011	1.185.882.623	73.175.430	1.259.058.053	94,19%	5,81%	100,00%

b) Vrednosti mesečnih verižno povezanih ICŽP dopolnjenih z ICLS (nakupi stanovanj):

Povprečne cene kvadratnega metra so bile izračunane s formulo za AS. Povprečne cene za preostalih 285 izdelkov so bile pri Laspeyresovem indeksu izračunane kot AS in GS, ter za preostala indeksa kot GS. Prikazani indeksi so izračunani na januar 2007 kot bazni mesec.

Mesec	Laspeyres (AS)	Laspeyres (GS)	Fisher (GS)	Paasche (GS)
Januar 2007	100,00	100,00	100,00	100,00
Februar 2007	100,36	100,40	100,35	100,29
Marec 2007	101,68	101,76	101,66	101,55
April 2007	103,13	103,24	103,03	102,83
Maj 2007	103,82	103,93	103,57	103,22
Junij 2007	104,26	104,37	103,91	103,46
Julij 2007	103,54	103,55	103,15	102,75
Avgust 2007	103,94	103,88	103,43	102,98
September 2007	104,75	104,77	104,30	103,84
Oktober 2007	105,83	105,93	105,41	104,89
November 2007	106,62	106,73	106,13	105,53
December 2007	106,47	106,56	105,98	105,40
Januar 2008	107,12	106,96	106,14	105,34
Februar 2008	108,19	108,07	107,17	106,27
Marec 2008	109,51	109,46	108,57	107,69
April 2008	109,79	109,77	108,89	108,02
Maj 2008	110,24	110,24	109,37	108,51
Junij 2008	111,46	111,42	110,41	109,40
Julij 2008	110,72	110,59	109,36	108,14
Avgust 2008	109,95	109,78	108,64	107,51
September 2008	110,58	110,45	109,52	108,59
Oktober 2008	111,15	111,10	110,14	109,19
November 2008	109,57	109,54	108,53	107,52
December 2008	108,85	108,79	107,63	106,49
Januar 2009	108,75	108,59	106,97	105,38
Februar 2009	109,60	109,40	107,73	106,09
Marec 2009	111,06	110,95	109,42	107,91
April 2009	111,36	111,25	109,68	108,13
Maj 2009	111,47	111,37	109,78	108,22
Junij 2009	112,47	112,33	110,63	108,96
Julij 2009	111,19	110,98	109,06	107,16
Avgust 2009	111,32	111,07	109,08	107,13
September 2009	112,17	111,89	110,08	108,29
Oktober 2009	112,21	111,96	110,24	108,55
November 2009	113,27	113,02	111,22	109,46
December 2009	112,92	112,64	110,83	109,06
Januar 2010	110,48	109,86	107,48	105,16
Februar 2010	111,02	110,35	107,82	105,34
Marec 2010	112,29	111,64	109,27	106,95
April 2010	113,42	112,81	110,30	107,85
Maj 2010	113,68	113,09	110,64	108,24
Junij 2010	114,09	113,51	111,03	108,61
Julij 2010	112,49	111,81	108,88	106,04
Avgust 2010	112,76	112,03	109,06	106,17
September 2010	114,16	113,57	110,95	108,40
Oktober 2010	114,13	113,51	110,93	108,41
November 2010	113,68	113,01	110,53	108,11
December 2010	114,07	113,40	110,86	108,37
Januar 2011	113,35	112,62	109,64	106,75
Februar 2011	113,42	112,64	109,10	105,67
Marec 2011	115,59	114,93	112,05	109,25
April 2011	116,05	115,37	112,43	109,57
Maj 2011	116,37	115,68	112,77	109,94
Junij 2011	116,22	115,50	112,56	109,70
Julij 2011	115,08	114,31	111,18	108,13
Avgust 2011	115,49	114,64	111,36	108,16
September 2011	116,60	115,78	112,71	109,72
Oktober 2011	117,07	116,28	113,30	110,39
November 2011	117,25	116,46	113,51	110,63
December 2011	116,53	115,72	112,81	109,97

c) Vrednosti mesečnega verižno povezanega ICŽP dopolnjenega z razširjenim ICLS (nakupi stanovanj in velika dela ter prenove):

Dopolnjen je bil Laspeyresov verižno povezani indeks, izračunan na januar 2007 kot bazni mesec. Povprečne cene kvadratnega metra in povprečne cene preostalih 285 izdelkov in storitev so bile izračunane s formulo za AS. Mesečni indeks za velika dela in prenove je bil preračunan iz indeksa za velika dela in prenove, objavljenega na SURS.

Mesec	Uteži				Indeks za velika dela in prenove (SURS)	Dopolnjeni Laspeyres
	Preostale življ. potrebnosti (APG)	Velika dela in prenove (APG)	Stanovanja (ETN)	Skupaj		
Jan. 2007	89,39%	7,10%	3,50%	100,00%	100,0	100,0
Feb. 2007	87,93%	6,99%	5,08%	100,00%	100,8	100,4
Mar. 2007	86,91%	6,91%	6,18%	100,00%	101,0	101,6
Apr. 2007	87,07%	6,92%	6,01%	100,00%	102,0	103,1
Maj 2007	86,72%	6,89%	6,39%	100,00%	102,4	103,7
Jun. 2007	86,04%	6,84%	7,12%	100,00%	102,8	104,2
Jul. 2007	85,95%	6,83%	7,22%	100,00%	103,0	103,5
Avg. 2007	86,56%	6,88%	6,56%	100,00%	103,3	103,9
Sep. 2007	86,22%	6,85%	6,93%	100,00%	103,9	104,7
Okt. 2007	86,24%	6,85%	6,91%	100,00%	103,8	105,7
Nov. 2007	87,04%	6,92%	6,04%	100,00%	104,2	106,5
Dec. 2007	88,17%	7,01%	4,82%	100,00%	104,3	106,3
Jan. 2008	88,95%	7,45%	3,60%	100,00%	104,4	106,9
Feb. 2008	88,36%	7,40%	4,24%	100,00%	104,3	107,9
Mar. 2008	87,20%	7,30%	5,50%	100,00%	106,2	109,3
Apr. 2008	87,84%	7,36%	4,81%	100,00%	107,6	109,6
Maj 2008	88,97%	7,45%	3,58%	100,00%	108,1	110,1
Jun. 2008	87,81%	7,35%	4,83%	100,00%	108,9	111,3
Jul. 2008	88,55%	7,42%	4,04%	100,00%	109,9	110,7
Avg. 2008	88,58%	7,42%	4,00%	100,00%	110,1	110,0
Sep. 2008	88,83%	7,44%	3,73%	100,00%	109,8	110,5
Okt. 2008	88,01%	7,37%	4,61%	100,00%	109,1	111,0
Nov. 2008	89,13%	7,46%	3,40%	100,00%	107,7	109,4
Dec. 2008	89,36%	7,48%	3,16%	100,00%	105,7	108,6
Jan. 2009	89,41%	8,31%	2,28%	100,00%	104,0	108,4
Feb. 2009	89,07%	8,27%	2,66%	100,00%	103,3	109,1
Mar. 2009	88,44%	8,21%	3,35%	100,00%	102,6	110,4
Apr. 2009	88,67%	8,24%	3,09%	100,00%	101,4	110,5
Maj 2009	89,73%	8,33%	1,93%	100,00%	101,4	110,6
Jun. 2009	88,55%	8,22%	3,23%	100,00%	101,4	111,6
Jul. 2009	89,54%	8,32%	2,14%	100,00%	101,8	110,4
Avg. 2009	89,74%	8,34%	1,92%	100,00%	102,3	110,6
Sep. 2009	87,93%	8,17%	3,90%	100,00%	103,3	111,4
Okt. 2009	86,14%	8,00%	5,86%	100,00%	103,7	111,5
Nov. 2009	86,24%	8,01%	5,75%	100,00%	103,6	112,5
Dec. 2009	86,30%	8,02%	5,68%	100,00%	103,5	112,2
Jan. 2010	87,40%	7,49%	5,11%	100,00%	103,6	110,0
Feb. 2010	87,31%	7,48%	5,21%	100,00%	104,5	110,5
Mar. 2010	86,07%	7,38%	6,55%	100,00%	105,6	111,8
Apr. 2010	87,26%	7,48%	5,27%	100,00%	107,0	112,9
Maj 2010	86,31%	7,40%	6,29%	100,00%	110,1	113,4
Jun. 2010	85,72%	7,35%	6,94%	100,00%	110,1	113,8
Jul. 2010	87,02%	7,46%	5,52%	100,00%	109,5	112,3
Avg. 2010	87,68%	7,52%	4,80%	100,00%	109,5	112,5
Sep. 2010	86,01%	7,37%	6,62%	100,00%	109,9	113,8
Okt. 2010	86,59%	7,42%	5,98%	100,00%	110,6	113,9
Nov. 2010	86,60%	7,42%	5,98%	100,00%	110,4	113,4
Dec. 2010	86,83%	7,44%	5,73%	100,00%	110,6	113,8
Jan. 2011	88,85%	6,45%	4,70%	100,00%	112,1	113,3
Feb. 2011	88,95%	6,46%	4,59%	100,00%	113,7	113,4
Mar. 2011	85,70%	6,22%	8,08%	100,00%	114,5	115,5
Apr. 2011	87,34%	6,34%	6,32%	100,00%	114,6	116,0
Maj 2011	88,31%	6,41%	5,28%	100,00%	114,7	116,3

se nadaljuje

nadaljevanje

Jun. 2011	88,26%	6,41%	5,33%	100,00%	115,1	116,1
Jul. 2011	88,68%	6,44%	4,88%	100,00%	115,2	115,1
Avg. 2011	88,63%	6,44%	4,93%	100,00%	115,7	115,5
Sep. 2011	87,75%	6,37%	5,88%	100,00%	115,3	116,5
Okt. 2011	87,92%	6,38%	5,70%	100,00%	115,2	116,9
Nov. 2011	88,15%	6,40%	5,45%	100,00%	114,7	117,1
Dec. 2011	88,16%	6,40%	5,44%	100,00%	114,4	116,4

Vir: SURS (2005a) in lastni izračuni.

Priloga 9: Seznam uporabljenih kratic

APG – anketa o porabi v gospodinjstvih

AS – aritmetična sredina

COICOP – klasifikacija individualne potrošnje po namenu

ETN – evidenca trga nepremičnin

GS – geometrijska sredina

HICŽP – harmonizirani indeks cen življenjskih potrebščin

ICLS – indeks cen lastnih stanovanj

ICŽP – indeks cen življenjskih potrebščin