

UNIVERZA V LJUBLJANI
FAKULTETA ZA DRUŽBENE VEDE

Tine Jerman

**Prostorska analiza odzivnosti žensk in drugih kazalnikov delovanja
programa ZORA**

Magistrsko delo

Ljubljana, 2014

UNIVERZA V LJUBLJANI
FAKULTETA ZA DRUŽBENE VEDE

Tine Jerman

Mentorica: doc. dr. Vesna Zadnik

Somentor: doc. dr. Aleš Žiberna

**Prostorska analiza odzivnosti žensk in drugih kazalnikov delovanja
programa ZORA**

Magistrsko delo

Ljubljana, 2014

Ob zaključku pisanja tega dela bi se rad zahvalil:

Mentorici, doc. dr. Vesni Zadnik, ki me je usmerjala pri nastajanju dela, se na vprašanja vedno odzvala s konkretnimi predlogi in bila pripravljena prediskutirati nastale dileme.

Somentorju, doc. dr. Aleš Žiberni, ki je s koristnimi nasveti in pripombami delo pomagal izboljšati.

Specialistki javnega zdravja, Urši Ivanuš, dr. med, ki je z mano prediskutirala rezultate analiz, mi pomagala razumeti delovanje programa in dala številne koristne nasvete.

Prof. dr. Maji Primic Žakelj, ki je delo pomagala jezikovno izboljšati in svetovala, kako ga narediti bolj jasnega in razumljivega.

Mojci Florjančič, ki je pripravila podatke in mi pojasnila vse v zvezi z registrom.

Dr. Tini Žagar, ki si je vzela čas in mi svetovala pri nekaterih metodoloških vprašanjih.

Sari, ki mi je svetovala in potrpežljivo čakala na zaključek pisanja in domačim, ki so me podpirali in se niso jezili, kadar pisanje ni imelo najbolj pozitivnega učinka na moje razpoloženje.

Vsem, ki ste prispevali k nastajanju tega dela, iskrena hvala!

Prostorska analiza odzivnosti žensk in drugih kazalnikov delovanja programa ZORA

Obstoječe analize, ki temeljijo na večjih prostorskih enotah, slovenskih zdravstvenih regijah, ugotavljajo razlike v prostorskem razporejanju določenih kazalnikov delovanja Državnega programa zgodnjega odkrivanja predrakavih sprememb materničnega vratu (ZORA). Namen naloge je z analizo na manjših prostorskih enotah, slovenskih občinah, zaznati razlike na natančnejši ravni. Analizirali smo kazalnike delovanja presejalnega programa ZORA, ki temeljijo na pregledanosti in odzivnosti ter bremenu bolezni materničnega vratu. Podatke, ki smo jih pridobili v Registru ZORA in Registru raka RS, smo gladili s prostorskim hierarhičnim Bayesovim modelom. Na ta način smo iz dejanskih podatkov, ki so, predvsem v primeru redkih pojavov, lahko v veliki meri podvrženi naključju, izračunali izboljšane ocene. Rezultate smo prikazali na zemljevidih, kjer lahko zaznamo razlike v prostorskem razporejanju kazalnikov. Večja pregledanost je bila v širši okolici občine Nova Gorica, kamor je poslanih tudi najmanj centralnih vabil, in v občinah severnega dela celjske zdravstvene regije. Največ vabil je bilo poslanih na zahod koprške zdravstvene regije in večji del murskosoboške, kjer so imela centralna vabila tudi največji doprinos k pregledanosti. Največji relativen odziv na poslana vabila je bil v okolici občin Nova Gorica, Kranj in Slovenj Gradec. Večja ogroženost za bolezen materničnega vratu je bila v občini Kranj z okolico, manjša pa predvsem na zahodnem in vzhodnem delu države. Prikazani rezultati bodo lahko prispevali k izboljšavam programa ZORA.

Ključne besede: prostorska analiza, prostorsko glajenje, program ZORA, rak materničnega vratu.

Spatial analysis of women's response and other indicators of the ZORA screening programme activity

Existing analyses based on larger spatial units, Slovenian health regions, found differences in spatial allocation of certain indicators of the national cervical cancer screening programme (ZORA) activity. The purpose of this work is to analyse data based on smaller units, Slovenian municipalities, to detect differences on a more precise level. We analysed indicators of the ZORA programme activity, which are based on screened population levels, responsiveness and burden of the cervical diseases. Data obtained from the ZORA Register and national Cancer Registry was smoothed with spatial hierarchical Bayesian model. By this we calculated improved estimates from the actual data which may be subject to chance mainly in the case of rare phenomena. Results were presented on maps where differences in spatial arrangement of analysed indicators can be observed. Largest proportion of screened population was in the surrounding area of the Nova Gorica municipality, in which the least amount of central invitations was sent and in northern part of the Celje region. More invitations were sent in the western parts of the Koper region and the greater part of the Murska Sobota region, where central invitations were the most important for the overall screening levels. The greatest relative response on invitations sent was in the surrounding areas of the Nova Gorica, Kranj and Slovenj Gradec municipalities. Increased risk for cervical diseases was in the Kranj municipality and surrounding areas. Decreased risk was mainly in the western and eastern parts of the country. Results shown may contribute to the ZORA programme improvement.

Key words: spatial analysis, spatial smoothing, ZORA programme, cervical cancer.

Kazalo

1	Uvod.....	8
2	Namen naloge	11
3	Rak materničnega vratu in DP ZORA	12
4	Kazalniki za ocenjevanje delovanja presejalnega programa	14
5	Prostorska analiza	16
5.1	Tipi prikaza glede na obliko podatkov	17
5.2	Razredi in barvne lestvice koropletnih zemljevidov	17
5.3	Prostorsko glajenje	19
6	Metodologija	21
6.1	Nabor in viri podatkov	21
6.2	Obdobje analize.....	22
6.3	Standardizacija kazalnikov.....	22
6.4	Bayesovi hierarhični modeli.....	23
6.5	Ocenjevanje prostorskega razporejanja – Moranova I-statistika	26
6.6	Razredi in barvna lestvica	27
6.7	Programska oprema.....	27
7	Rezultati analize.....	28
7.1	Pregledanost in odzivnost žensk v programu ZORA	28
7.1.1	Pregledanost	28
7.1.2	Pošiljanje centralnih vabil.....	30
7.1.3	Doprinos centralnih vabil k pregledanosti	32
7.1.4	Odziv na centralna vabila.....	34
7.2	Breme bolezni materničnega vratu.....	37
7.2.1	PIL-VS	37
7.2.2	CIN2.....	39

7.2.3	CIN3.....	41
7.2.4	RMV	43
7.2.5	CIN2+	45
7.2.6	RMV pri nepregledanih ženskah	47
8	Razprava	50
8.1	O rezultatih.....	50
8.2	O metodah	53
8.3	O podatkih.....	57
9	Zaključek.....	58
10	Literatura.....	59
	Priloga A: Zemljevid in šifrant občin	65
	Priloga B: Vektor števila sosedskih občin in sosedska matrika občin v formatu za OpenBUGS 67	
	Priloga C: Bayesov hierarhični model v formatu za OpenBUGS.....	70
	Priloga Č: Vrednosti SKK za pregledanost	71
	Priloga D: Intervali zaupanja grobih SKK.....	75

Kazalo tabel

Tabela 8.1: Lastnosti kazalnikov	54
--	----

Kazalo slik

Slika 1.1: Slovenske zdravstvene regije.....	9
Slika 3.1: Potek razvoja RMV	12
Slika 5.1: Različica Snowovega (1855) zemljevida epidemije kolere v Londonu leta 1854 ..	16
Slika 5.2: Omrežje slovenskih sosedskih občin	20
Slika 6.1: Brooks-Gelman-Rubinoва diagnostika	26
Slika 6.2: Razredi z barvno lestvico	27
Slika 7.1: Pregledanost, grob SKK	29
Slika 7.2: Pregledanost, glajen SKK.....	29
Slika 7.3: Pregledanost, kredibilni intervali.....	30

Slika 7.4: Pošiljanje centralnih vabil, grob SKK	31
Slika 7.5: Pošiljanje centralnih vabil, glajen SKK.....	31
Slika 7.6: Vabila, kredibilni intervali.....	32
Slika 7.7: Doprinos centralnih vabil k pregledanosti, grob SKK	33
Slika 7.8: Doprinos centralnih vabil k pregledanosti, glajen SKK	33
Slika 7.9: Doprinos centralnih vabil k pregledanosti, kredibilni intervali.....	34
Slika 7.10: Odziv na centralna vabila, SKK	35
Slika 7.11: Odziv na centralna vabila, glajen SKK	35
Slika 7.12: Odziv na centralna vabila, kredibilni intervali	36
Slika 7.13: PIL-VS, grob SKK	37
Slika 7.14: PIL-VS, glajen SKK.....	38
Slika 7.15: PIL-VS, kredibilni intervali.....	38
Slika 7.16: CIN2, grob SKK.....	39
Slika 7.17: CIN2, glajen SKK.....	40
Slika 7.18: CIN2, kredibilni intervali	40
Slika 7.19: CIN3, grob SKK.....	41
Slika 7.20: CIN3, glajen SKK.....	42
Slika 7.21: CIN3, kredibilni intervali	43
Slika 7.22: RMV, grob SKK.....	44
Slika 7.23: RMV, glajen SKK	44
Slika 7.24: RMV, kredibilni intervali	45
Slika 7.25: CIN2+, grob SKK.....	46
Slika 7.26: CIN2+, glajen SKK	46
Slika 7.27: CIN2+ , kredibilni intervali	47
Slika 7.28: RMV pri nepregledanih ženskah, grob SKK.....	48
Slika 7.29: RMV pri nepregledanih ženskah, glajen SKK	48
Slika 7.30: RMV pri nepregledanih ženskah, kredibilni intervali	49
Slika 8.1: Primerjava glajenih SKK za PIL-VS in CIN2+ med murskosoboško zdravstveno regijo in ostalo Slovenijo	52
Slika 8.2: Primerjava vrednosti grobih in glajenih SKK pregledanosti in odzivnosti glede na število žensk v ciljni skupini.....	55
Slika 8.3: Primerjava vrednosti grobih in glajenih SKK bremena bolezni materničnega vratu glede na število žensk v ciljni skupini	56

1 Uvod

Preventivno zdravstvo je ena ključnih družbenih dejavnosti, v okviru katere imajo pomembno vlogo organizirani javnozdravstveni programi. Mednje sodijo tudi presejalni programi za različne bolezni (npr. bolezni srca in ožilja, sladkorne bolezni) in tudi raka. Presejanje za raka pomeni uporabo čim preprostejših preiskav, ki med ljudmi brez simptomov ali znakov bolezni odkrijejo tiste, pri katerih je velika verjetnost, da imajo predrakave in zgodnje rakave spremembe. Takšne spremembe namreč lahko učinkoviteje zdravimo (IARC 2005, 46–57). Kadar se presejalne preiskave opravlja po posameznikovem posvetu z zdravnikom, ki mu preiskave svetuje, gre za priložnostno presejanje. Slaba stran priložnostnega presejanja je, da je tako pregledan manjši, zdravstveno bolj osveščeni del prebivalstva, zato je učinek na zdravje ljudi majhen. Večji učinek je mogoče doseči s populacijskim presejanjem, v katerega so vključene večje skupine prebivalstva (Arbyn in dr. 2008 22–24). Smotrno je za tiste rake, ki so pogosti, jih je mogoče preprosto odkriti in dobro zdraviti. Med take bolezni sodi rak materničnega vratu (RMV) (World Health Organization 2014). Programi, s katerimi se populacijsko presejanje ponuja prebivalstvu, so organizirani državni presejalni programi. Za uspešno delovanje presejalnega programa je potrebno pregledati vsaj 70 % ciljne populacije. V Sloveniji je prvi organiziran presejalni program za raka Državni program zgodnjega odkrivanja predrakavih sprememb materničnega vratu (DP ZORA). Vanj so vključene vse Slovenke stare med 20 in 64 let. Večjo udeležbo v presejalnem programu se zagotavlja z vabljenjem tistih žensk na preglede, ki se pregleda niso udeležile same. Najprej jih mora povabiti izbrani ginekolog, če pa se kljub temu ne odzovejo, jim vabilo pošlje DP ZORA (Primic Žakelj in Ivanuš 2013, 7). Bistvena dejavnost organiziranih presejalnih programov pri zagotavljanju odzivnosti žensk na preglede je namreč aktivno vabljenje določenih skupin prebivalstva na preiskave (Arbyn in dr. 2008 34–35).

Kljub doseženi 70 % ciljni pregledanosti žensk na državni ravni, analize podatkov DP ZORA kažejo, da se delovanje programa razlikuje med posameznimi geografskimi območji. V zdravstvenih regijah Celje, Kranj, Ljubljana, Nova Gorica in Novo Mesto v obdobjih 2003–2006,¹ 2004–2007 in 2005–2008 ter Ravne v obdobjih 2004–2007 in 2005–2008 je bila pregledanost nad 70 %. V zdravstvenih regijah Koper, Maribor in Murska Sobota pa je bila stopnja pregledanosti v teh obdobjih manjša (Primic Žakelj in dr. 2009, 6–7). Prav tako se po zdravstvenih regijah razlikujta odziv na poslana centralna vabila, ki je največji v regijah

¹ Tri leta je priporočen interval med presejalnimi pregledi (Primic Žakelj in Ivanuš 2013, 8).

Ravne, Ljubljana in Kranj, manjši pa v regijah Murska Sobota in Maribor (Primic Žakelj in dr. 2009, 10). Razlikuje se tudi incidenčna stopnja² RMV, ki je bila v obdobju 2006-2007 najmanjša v regiji Nova Gorica in največja v mariborski regiji (Primic Žakelj in dr. 2009, 32).

Iz teh podatkov je razvidno, da se delovanje DP ZORA v določenih geografskih področjih (zdravstvenih regijah) razlikuje, vendar pa so ta področja prevelika, da bi lahko problem natančneje analizirali (Slika 1.1). Zato bomo v magistrski nalogi s prostorsko analizo preverjali delovanje programa na manjših prostorskih enotah, slovenskih občinah, in na podlagi tega iskali tudi splošnejše trende na večjih območjih. Takšna analiza je za program pomembna, saj se lahko na podlagi ugotovljenih razlik na lokalni ravni program prilagodi in s tem izboljša učinkovitost delovanja.

Slika 1.1: Slovenske zdravstvene regije



Črno so označene meje zdravstvenih regij, sivo pa občin.

Cilj magistrske naloge je izdelati zemljevide odzivnosti žensk in drugih kazalnikov, s katerimi ocenjujemo delovanje presejalnega programa ZORA, in na ta način odkriti območja, kjer je učinkovitost programa morda manjša. Z analizo na majhnih enotah (občinah) bomo povečali ločljivost v primerjavi z že znanimi rezultati po zdravstvenih regijah. Z večanjem prostorske ločljivosti pa nastane problem manjše natančnosti na lokalni ravni (Waller in Carlin 2010, 217). Predvsem v primerih, ko lahko že en sam dodaten primer občutno poveča

² Incidenca ali pogostost pomeni absolutno število novih primerov, groba incidenčna stopnja pa število primerov, preračunano na določeno število prebivalcev (navadno 100 000) v določenem obdobju (navadno v enem letu) (dos Santos Silva 1999, 60–64).

tveganje enote, je smiselna uporaba tehnik prostorskega glajenja. To je postopek, s katerim zmanjšamo šum v podatkih, ki lahko nastane zaradi redkosti določenega pojava (Waller in Gotway 2004, 86–97). Pri tem upoštevamo medsebojne vplive območij tako, da se zgladijo predvsem največji odkloni in izboljšajo lokalne ocene (Albert 2009, 157; Waller in Carlin 2010, 218). Zato bomo podatke gladili s hierarhičnimi Bayesovimi modeli. Primerjali bomo rezultate kazalnikov na dejanskih in glajenih podatkih. Rezultati analiz predstavljajo stanje ciljne populacije DP ZORA na dan 31. 12. 2011.

V nadaljevanju najprej predstavimo namen naloge in nato opišemo bistvene značilnosti razvoja RMV in delovanja DP ZORA. Nato opredelimo analizirane kazalnike. Temu sledi predstavitev prostorske analize in nato predstavitev virov podatkov in uporabljenih metod. Za tem so prikazani rezultati analiz. Naloga se nadaljuje z razpravo o rezultatih in uporabljenih metodah, čemur sledi zaključek.

2 Namen naloge

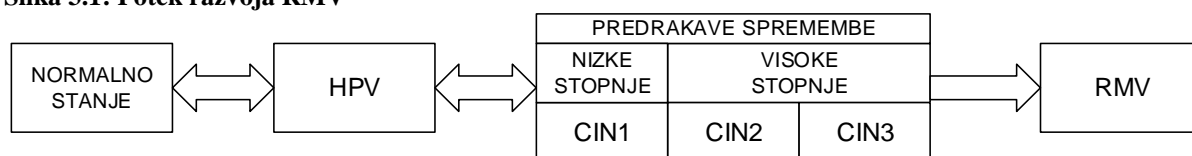
Namen naloge je ugotoviti, kakšne so razlike v delovanju DP ZORA med slovenskimi zemljepisnimi področji. Z analizo na ravni občin želimo povečati ločljivost v primerjavi z že znanimi podatki. S pomočjo prostorske analize želimo odgovoriti na naslednja raziskovalna vprašanja:

- Na katerih območjih v Sloveniji je pregledanost žensk v programu ZORA manjša?
- Na katera območja v Sloveniji je bilo treba poslati največ centralnih vabil in kje imajo ta največji učinek na pregledanost?
- Na katerih območjih v Sloveniji imajo ženske večje tveganje predrakavih bolezni materničnega vratu in RMV?

3 Rak materničnega vratu in DP ZORA

RMV je bolezen, ki se razvija postopoma. Proces v povprečju taja 10 let in več (Schiffman 2011). Potek razvoja RMV prikazuje Slika 3.1. Okužba z virusi HPV lahko povzroči predrakave spremembe nizke stopnje (cervikalne intraepitelijske spremembe 1. stopnje (CIN1)), ki lahko napredujejo v spremembe visoke stopnje (cervikalne intraepitelijske spremembe 2. stopnje (CIN2) in cervikalne intraepitelijske spremembe 3. stopnje (CIN3)), iz katerih se lahko razvije RMV (zur Hausen 2002; McCredie in dr. 2008). Okužba s HPV in spremembe nizke ali visoke stopnje ne pomenijo nujno, da bo ženska zbolela za RMV, saj se lahko okužba očisti, spremembe pa nazadujejo v normalno stanje, vendar pa je verjetnost za to v vsakem koraku manjša (Schiffman 2011; Ivanuš in Primic Žakelj 2014, 48).

Slika 3.1: Potek razvoja RMV



Vir: Povzeto po Ivanuš in Primic Žakelj (2013,114).

RMV je ena redkih rakavih bolezni, ki jih je mogoče preprečiti, kar lahko dosežemo z odkrivanjem in zdravljenjem predrakavih sprememb. V Sloveniji od leta 2003 deluje DP ZORA, v katerega so vključene vse ženske, stare med 20 in 64 let, in je namenjen zgodnjemu odkrivanju predrakavih sprememb materničnega vratu. Na pregledih se med navidezno zdravimi ženskami odkriva tiste, ki imajo predrakave ali zgodnje rakave spremembe, ki jih je še mogoče uspešno zdraviti (Primic Žakelj in dr. 2006, 143–144). Končni cilj programa je tako zmanjšati zboleznost in umrljivost za RMV v Sloveniji (Primic Žakelj in dr. 2009, 7). Rezultati delovanja programa se za leto 2013 kažejo v 42 % manjšem številu primerov RMV v primerjavi z letom začetka delovanja (ZORA 2014).

S programom je bil ustanovljen tudi koordinacijski center s centralnim informacijskim sistemom, Register ZORA. V njem se zbirajo izvidi citoloških in histoloških preiskav ter, od leta 2010 dalje, izvidi triažnega testa HPV. Register ZORA je povezan s Centralnim registrom prebivalstva in Registrom prostorskih enot. Na tak način je omogočeno spremljanje pregledanosti ciljne populacije in identifikacijo tistih žensk, ki jih je potrebno povabiti na ginekološki pregled (Primic Žakelj in Ivanuš 2014, 30). Ženske se namreč pregledov lahko udeležujejo na več načinov. V določenih časovnih intervalih se na pregled lahko naročijo same, sicer pa jih je po treh letih od zadnjega pregleda dolžan povabiti njihov izbran

ginekolog. V primeru, da v Registru ZORA v obdobju zadnjih štirih let ni zabeleženega ustreznega izvida, jim vabilo pošlje Register (Primic Žakelj in Ivanuš 2013, 7). Tovrstno vabilo imenujemo centralno vabilo. V tem smislu deluje Register kot varnostni mehanizem, saj vabi na preglede tiste ženske, ki se ali na vabilo ginekologa niso odzvale ali pa še nimajo izbranega ginekologa. Podatka o izbranem ginekologu Register ZORA sicer nima (Zadnik in dr. 2008, 179–180). Ženske, ki se niso odzvale na dve zaporedni centralni vabili ali pa so sporočile, da v programu ne želijo sodelovati, postanejo dokončne neodzivnice. DP ZORA jim novih vabil ne pošilja, še vedno pa imajo možnost, da se same kadarkoli vrnejo v program presejanja in s tem tudi v sistem vabljenja DP ZORA (Florjančič in Kuster 2014, 79).

Na pregledu ginekolog odvzame bris materničnega vratu (BMV) za citološki pregled. Okoli 95 % je ocenjenih kot negativnih (Primic Žakelj in Ivanuš 2013, 10) in dodatne preiskave niso potrebne. Po tem, ko sta dva BMV v obdobju enega leta popolnoma normalna, se ponoven odvzem priporoča čez tri leta. V primeru, da izvid citologije pokaže citopatološke spremembe visoke stopnje, kot je ploščotocelična intraepitelijska neoplazija visoke stopnje (PIL-VS) ali pa le-tega ni mogoče izključiti, se naredi kolposkopija. Diagnoza PIL-VS namreč nakazuje predrakave spremembe visoke stopnje CIN2 ali CIN3, njihovo prisotnost pa se ugotavlja s histologijo, ki je referenčni standard za ugotavljanje bolezni materničnega vratu (Schiffman in dr. 2011, 372–377). Na podlagi patološkega izvida kolposkopije se zato opravi histološki pregled. V primeru, da ta pokaže patološke spremembe visoke stopnje (CIN2, CIN3 ali RMV), je potrebno zdravljenje (Uršič Vrščaj 2011). V primeru drugačnih patoloških izvidov citoloških ali kolposkopskih preiskav se žensko obravnava v drugačnih korakih, ki lahko vključujejo triažni test HPV ali ponovitev citoloških preiskav BMV v krajših intervalih.

4 Kazalniki za ocenjevanje delovanja presejalnega programa

Magistrska naloga bo obravnavala kazalnike, ki omogočajo vpogled v delovanje in uspešnost presejalnega DP ZORA na ravni slovenskih občin. Najpomembnejši kazalnik uspešnosti presejalnega programa je pregledanost ciljne populacije v določenem obdobju (Arbyn in dr. 2008, 233). Bistveno sredstvo presejalnega programa pri zagotavljanju pregledanosti je vabljenje žensk na preiskave. Merilo učinkovitosti pošiljanja vabil pa je odziv žensk na vabila (Arbyn in dr. 2008, 233). Ker je osnovni cilj programa zmanjšati zbolevnosti in umrljivosti za RMV, je pomembno spremljati tako incidenco RMV, kot tudi spremembe materničnega vratu, ki se razvijejo pred RMV in diagnoz, ki te spremembe nakazujejo. Incidenca RMV pri nepregledanih ženskah je mera bremena bolezni, ki je posledica tega, da se ženske ne udeležujejo presejalnega programa (Arbyn in dr. 2008, 234).

Samo število primerov ne omogoča primerjave med občinami. Število prebivalcev in njihova starostna struktura se namreč med posameznimi občinami znatno razlikujeta (SURS 2011). Neupoštevanje teh razlik lahko močno omeji možnosti za interpretacijo analiz, zato je priporočljiva standardizacija podatkov, ki te razlike upošteva (Lawson in dr. 2003, 3–4). Na podlagi števila primerov in starostne strukture celotne ciljne populacije DP ZORA v vsaki občini smo z indirektno standardizacijo izračunali starostno standardizirane stopnje kazalnikov, ki predstavljajo približek relativnemu številu primerov v primerjavi s slovenskim povprečjem. Izjema je odziv, pri katerem smo poleg starostne strukture in števila primerov upoštevali tudi vpliv poslanih vabil tako, da je odziv relativen glede na število poslanih vabil. Analizirali smo deset kazalnikov, ki smo jih razdelili v dva sklopa:

- Kazalniki za ocenjevanje pregledanosti in odzivnosti žensk:
 - pregledanost (starostno standardizirana stopnja žensk v občini, ki ima v triletnem obdobju v Registru ZORA vsaj en izvid BMV),
 - pošiljanje centralnih vabil (starostno standardizirana stopnja žensk v občini, ki jim je bilo iz Registra ZORA poslano vsaj eno centralno vabilo na presejalni pregled),
 - doprinos centralnih vabil k pregledanosti (starostno standardizirana stopnja žensk v občini, ki imajo po prejemu centralnem vabilu iz Registra ZORA v roku enega leta zabeležen izvid BMV),
 - odziv na centralna vabila (starostno standardizirana stopnja žensk v občini, ki imajo po prejemu centralnem vabilu iz Registra ZORA v roku enega leta zabeležen izvid BMV, prilagojena glede na število poslanih vabil).

- Kazalniki za ocenjevanje bremena različnih bolezni materničnega vratu:
 - PIL-VS (starostno standardizirana stopnja primerov bolezni v občini),
 - CIN2 (starostno standardizirana stopnja primerov bolezni v občini),
 - CIN3 (starostno standardizirana stopnja primerov bolezni v občini),
 - RMV (starostno standardizirana stopnja primerov bolezni v občini),
 - CIN2+ (starostno standardizirana stopnja žensk z eno ali več od diagnoz CIN2, CIN3 in RMV v občini),
 - RMV pri nepregledanih ženskah (starostno standardizirana stopnja primerov bolezni v občini za ženske, ki 0,5 do 3,5 leta pred diagnozo v Registru ZORA nimajo citološkega izvida BMV).

5 Prostorska analiza

Prostorska (ali geografska) analiza se nanaša na nabor tehnik za iskanje vzorcev, zaznavo anomalij, testiranje hipotez ali teorij, ki temeljijo na prostorskih podatkih (Goodchild 2007, 200). To so podatki, ki jih je mogoče locirati v dvo ali več razsežnostnem prostoru (Waller in Gotway 2004, 38). Rezultate navadno prikažemo v obliki različno obarvanih območij na zemljevidu. Pri tem si pomagamo z geografskimi informacijskimi sistemi (GIS), ki so po osnovni definiciji sistemi, zasnovani za shranjevanje, manipulacijo, analizo in prikaz zemljevidnih ali prostorskih informacij (Steinberg in Steinberg 2006, 7). Prednost prikaza podatkov na zemljevidu je njihova vizualizacija, ki lahko prostoru, v katerem živimo, dodajo informacije, ki jih sicer ne bi zaznali (Bivand 2013, 59). V primeru iskanja vzorcev in razsežnosti govorimo o eksplorativni prostorski analizi (Rushton 2007, 4). S prikazom podatkov v prostoru lahko tako identificiramo, kje se problem pojavlja, kar lahko kaže na to, zakaj problem nastaja (Waller in Gotway 2004, 1). Ena prvih in najbolj znanih primerov prostorske epidemiološke študije je Snowova (1855) analiza pogostosti kolere v Londonu (Slika 5.1). Snow je na zemljevidu označil domove okuženih s kolero in k temu dodal črpalke s pitno vodo. S tem, da je upošteval domove brez okuženih, je lahko identificiral črpalko, ki je bila vir epidemije.

Slika 5.1: Različica Snowovega (1855) zemljevida epidemije kolere v Londonu leta 1854



Črne pike predstavljajo primere odkrite bolezni, križci pa so vodne črpalke. Z rdečo barvo smo pobarvali okuženo črpalko, z modro pa ostale. Vir: Gilbert (1958, 174).

5.1 Tipi prikaza glede na obliko podatkov

Podatki, ki jih želimo prikazati na zemljevidu, so lahko agregirani na ravni določenih prostorskih enot, lahko pa ima vsak podatek tudi natančno informacijo (geografsko koordinato), kje v prostoru se nahaja. Za podatke, ki jih lahko lociramo s točko na zemljevidu, Waller in Gotway (2004, 72–76) razlikujeta več tipov prikaza na zemljevidu. Na *točkovnem zemljevidu*, primer katerega je Snowova (1855) študija (Slika 5.1), so podatki na zemljevidu prikazani s simboli, ki so lahko tudi različno obarvani glede na vrednost. Točkovni zemljevid je uporaben kadar proučujemo lokacijo posameznih točk glede na preostale. Drugi tip prikaza je *obrisni zemljevid*, kjer se za prikaz uporablja izočrte, te pa združujejo območja enakih vrednosti oz. vrednosti v istih intervalih. Pri tem je potrebno točke s podatki z interpolacijo združiti v območja tako, da se zapolni praznina, kjer podatkov ni. Tretji tip, *slikovni zemljevidi*, so večinoma satelitski posnetki in posnetki iz zraka.

Pri agregiranih podatkih, ki niso vezani na eno samo točko, ampak na določeno območje, Waller in Gotway (2004, 77–83) za prikaze na zemljevidu ločita *simbolne zemljevide*, kjer se v središče vsakega območja postavi simbol, ki je glede na podatke lahko različne oblike. V primeru, da se glede na podatke spreminja tudi velikost simbola, gre za *proporcionalne simbolne zemljevide*. Najpogostejši način prikaza prostorskih podatkov je *koropletni zemljevid*, kjer se za prikaz podatkov uporabljajo kombinacije različnih barv in/ali vzorcev. V primeru *koropletnih zemljevidov z razredi*, se vrednosti razdelijo v več intervalov in vsakemu se določi svoja kombinacija barve in vzorcev. Pri *koropletnih zemljevidih brez razredov* se barve ali vzorci priredijo zvezni spremenljivki, dve območji pa imata isto kombinacijo le v primeru iste vrednosti. Kadar območja koropletnih zemljevidov prikažemo v tri-dimenzionalnem prostoru, gre za *prizmatične* in *bločne zemljevide*. Pri *zemljevidih gostote pik* vsakemu območju (znotraj območja na naključni lokaciji) narišemo število točk glede na podatke. Ti zemljevidi so zavajajoči, saj lahko bralec zemljevida točke interpretira kot točkovni zemljevid, kjer je vsaka točka točna lokacija dogodka. Poleg naštetih pa obstajajo tudi številne druge oblike prikaza prostorskih podatkov na zemljevidu (Andrienko in Andrienko 2006; Murayama in Rajesh 2011).

5.2 Razredi in barvne lestvice koropletnih zemljevidov

Največji izziv pri predstavitvi prostorskih podatkov je poiskati način, kako točno predstaviti rezultate, da ne bodo zavajajoči (ang. »*to inform without misinforming*«), kar je še posebej pomembno, ko gre za podatke povezane z zdravstvom (Bell in dr. 2006). Določanje

intervalov razredov in njihovih barv je zato pri koropletnih zemljevidih kritičnega pomena, vendar ene in edine prave metode za določanje intervalov ni (Brewer 2006, 28). Za izbiro barv obstajajo določena priporočila (npr. Brewer in dr. 1997).

Brewer (2006, 28) kot pogoste načine določanja intervalov razredov izpostavlja: relativno lestvico na podlagi kvantilov, absolutno lestvico z razredi enakih intervalov in različne metode razvrščanja v skupine, kjer je so najpogostejše Jenksove metode in njene variacije, obstajajo pa tudi druge. Npr. Cromley in Cromleyeva (1996) metoda za razvrščanje v skupine je posebej primerna za prikaz več zemljevidov v serijah, kar velja tudi za relativno lestvico na podlagi kvantilov (Brewer in Pickle 2002). Z računanjem kvantilov dobimo zemljevid, kjer ima lahko vsaka barva (približno) enako število enot ali pa kako drugače nadziramo prikaz. Npr. z uporabo 5., 15., 35., 65., 85. in 95. centila (Esteve 1994, 166) povečamo srednji razred, ki je morda manj zanimiv in izpostavimo enote v skrajnih razredih. Prikaz z razredi na podlagi kvantilov je sicer lahko razumljiv širokemu krogu bralcev (Brewer in Pickle 2002), vendar pa so tovrstni zemljevidi lahko tudi zavajajoči (Cromley in Cromley 1996, 1558), interpretacija z upoštevanjem vrednosti težavna (Waller in Gotway 2004 80), pri tem pa tudi težko razločimo ekstremne vrednosti (Esteve 1994, 117). Absolutna lestvica z razredi enakih intervalov, kjer lahko ekstremne vrednosti razvrstimo v posebna razreda (Esteve 1994, 116), omogoča lažjo interpretacijo z upoštevanjem vrednosti predstavljenih podatkov (Waller in Gotway 2004, 80), vendar pa imajo razredi različno število enot, lahko tudi nobene (Cromley in Cromley 1996, 1552), primerjava zemljevidov z različnimi lestvicami pa je težavna (Esteve 1994, 116). To lahko sicer rešujemo z uporabo iste absolutne lestvice za vse zemljevide, vendar pri vsakem posameznem ta ne bo nujno optimalna, lahko celo povsem neprimerna. V primerih, ko želimo izpostaviti predvsem največje odklone, je uporaben način prikaza še logaritmična lestvica (Esteve 1994, 117).

Pri določanju razredov lahko, ne glede na izbrano metodo, uvedemo posebne intervale za določene vrednosti. Smiselno je združevanje ekstremnih vrednosti v svoje razrede in pri podatkih, ki vsebujejo veliko enot brez primerov (vrednosti nič), uvedba posebnega razreda brez primerov. Preostale intervale lahko nato izračunamo po eni izmed standardnih metod (Brewer 2006, 28–29).

Prav tako kot izbor metode za določanje intervalov je pomemben izbor števila razredov. Večje kot je to število, manj variabilni bodo vzorci na zemljevidu, vendar pa se z večanjem števila razredov manjša zmožnost razlikovanja med njimi. Zgornja priporočljiva meja za

prikaz podatkov na zemljevidu je zato sedem (Brewer 2006, 29) do osem razredov (Olsen in dr. 1996, 866), nikoli pa ne več kot dvanajst (Armstrong in dr. 2003, 615).

Kadar lestvica vsebuje neko prelomno, kritično vrednost, kot je v našem primeru vrednost standardiziranega količnika kazalnika ena, je smiselna uporaba dvobarvnih barvnih lestvic. Pri tem se za povprečen razred uporabi najsvetlejšo barvo, razredi na nasprotnih straneh prelomne vrednosti pa so podobne svetlosti (Brewer 1994, 138). Pri izbiri barvne lestvice več barvnih zemljevidov je dobro upoštevati tudi morebitne bralce z barvno slepoto. Brewer s sodelavci za dvo-barvne lestvice med drugim priporoča uporabo odtenkov zeleno-vijolične barvne kombinacije (1997, 414–419).

5.3 Prostorsko glajenje

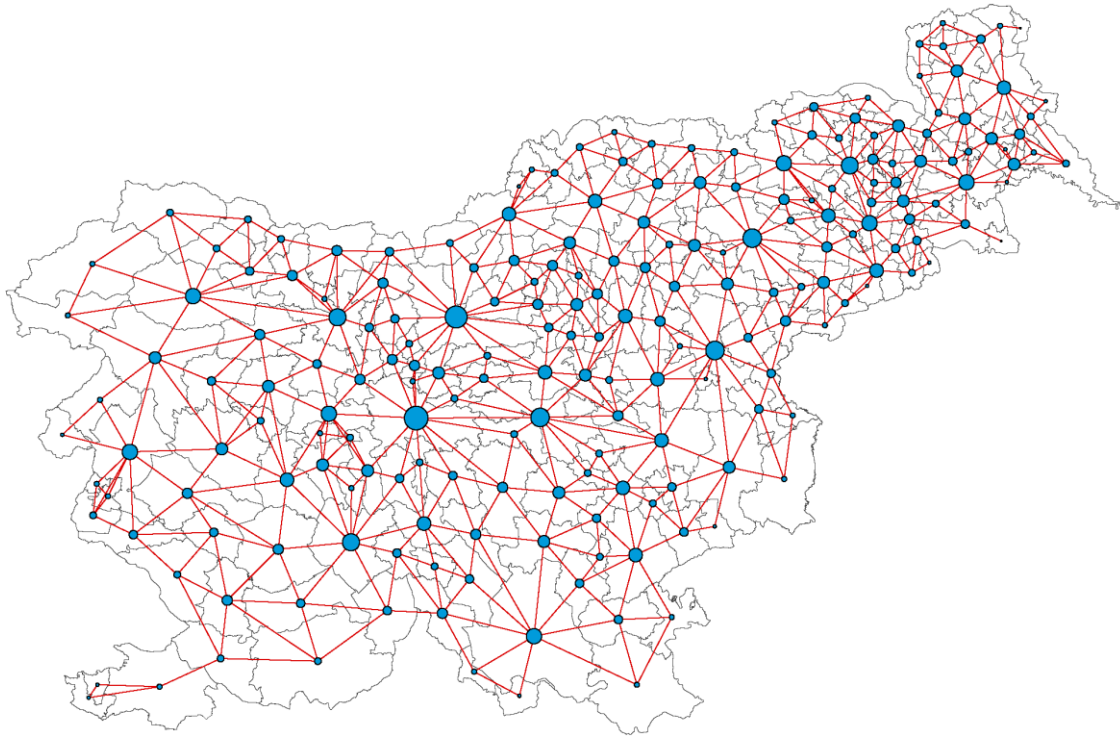
Zaznavanje vzorcev na zemljevidu lahko ovira variabilnost lokalnih vrednosti, ki je odvisna od velikosti populacije posameznih enot. Manjše kot je število prebivalcev v enoti, bolj so vrednosti podvržene naključju. Najbolj ekstremne vrednosti se tako velikokrat pojavljajo v enotah z majhnim številom prebivalcev, kjer niso posledica dejanske ogroženosti, ampak statistične napake oz. naključne variabilnosti Poissonove porazdelitve (Olsen in dr. 1996, 865). Temu pravimo tudi problem majhnih števil in ga lahko rešujemo z metodami prostorskega glajenja (Waller in Gotway 2004, 86–87).

Prostorsko glajenje je postopek, s katerim upoštevamo medsebojni vpliv območij tako, da se zmanjša šum v podatkih in poveča stabilnost lokalnih ocen (Waller in Gotway 2004, 87). Nekateri pristopi k glajenju ne vzamejo v račun prostorskega razporejanje enot in vplive drugih enot upoštevajo v enaki meri, ne glede na lokacijo, vrednosti pa zgladijo k povprečju (Waller in Carlin 2010, 218). Drugi upoštevajo tudi prostorsko razporejanje enot (Lawson in dr. 2000; Waller in Gotway 2004). Bayesov hierarhični model BYM (Besag in dr. 1991) je uveljavljen pristop k glajenju podatkov v prostorski epidemiologiji (Best in dr. 2005; Goovaerts in Gebreab 2008), ki je tudi že bil uporabljen na slovenskih registrskih podatkih o rakavih boleznih (Zadnik 2006; Zadnik in Reich 2006; Žagar 2011). Podrobneje ga razdelamo v nadaljevanju.

Medsebojni učinek enot pri metodah, ki upoštevajo prostorsko razporeditev na podlagi skupne meje, lahko ponazorimo s prikazom omrežja sosedskih občin (Slika 5.2). Rdeče črte predstavljajo povezave med sosedskimi občinami, velikost točke v središču pa je odvisna od števila sosed. Tako lahko ocenimo, koliko občin vpliva na opazovano občino in obratno, na koliko sosedskih občin ima opazovana vpliv. Iz slike je razviden trend, da imajo občine ob

državni meji manjše število sosed v primerjavi s preostalimi. V praksi to pomeni, da te občine dobijo manj sosedskih informacij oz. so te pomanjkljive, saj nimamo podatkov za občine sosednjih držav (ang. »*edge effect*«). Ocene obmejnih občin so zato lahko manj zanesljive (Vidal Rodeiro in Lawson 2005).

Slika 5.2: Omrežje slovenskih sosedskih občin



6 Metodologija

6.1 Nabor in viri podatkov

V analizah so uporabljeni rutinsko zbrani podatki Registra ZORA in Registra raka RS, ki so bili pripravljene za slovenske občine po 5-letnih starostnih skupinah. Agregirani podatki zajemajo ženske v ciljni starostni skupini DP ZORA (med 20. in 64. letom starosti) na dan 31. 12. 2011 razen tistih, ki imajo pred 1. 1. 2009 zabeleženo, da so neustrezne za vabljenje. To so ženske, ki nimajo maternice, so odseljene v tujino ali pa nimajo uradno prijavljenega stalnega prebivališča v Sloveniji. Iz Registra ZORA smo dobili podatke o:

- pregledanosti - število žensk s citološkim izvidom BMV,
- poslanih centralnih vabilih - število žensk, ki jim je bilo poslano centralno vabilo iz Registra ZORA,
- odzivom na poslana vabila - število žensk, ki ima po poslanem vabilu v roku enega leta citološki izvid,
- diagnozah PIL-VS - število žensk s citološkim izvidom, kjer je diagnoza PIL-VS,
- diagnozah CIN2 - število žensk s histološkim izvidom, kjer je diagnoza CIN2.

Iz Registra raka RS pa podatke o:

- diagnozah CIN3 - število žensk s histološkim izvidom, kjer je diagnoza CIN3,
- diagnozah RMV - število žensk z diagnozo RMV.

Poleg naštetega so nam v Registru ZORA in Registru raka pripravili podatek o diagnozah RMV pri nepregledanih ženskah, to je število žensk z diagnozo RMV, ki v obdobju od 0,5 do 3,5 let pred datumom diagnoze v Registru ZORA nimajo citološkega izvida BMV.

Kazalnike smo starostno standardizirali na podlagi podatkov Statističnega urada Republike Slovenije o številu in starostni strukturi prebivalstva posameznih občin. Podatki se vežejo na prijavljeno stalno prebivališče in predstavljajo stanje na dan 1. 1. 2012. Takrat je v Sloveniji živelo 641.836 žensk v ciljni skupini, v povprečju 3.042 v posamezni občini (SURS 2014a).

Datoteke z mejami občin leta 2011 v vektorskem formatu smo dobili na Geodetski upravi RS.

6.2 Obdobje analize

Obdobje analize vključuje leta 2009–2011. Tri leta je namreč priporočen interval med presejalnimi pregledi in zato osnova za računanje odzivnosti ter pošiljanje vabil v programu ZORA (Primic Žakelj in Ivanuš 2013, 7–8), leto 2011 pa je zadnje leto, za katero smo še lahko dobili zanesljive podatke obeh registrov. Izračun za odziv na centralna vabila je sicer vključeval še podatke za leto 2012, podatki o RMV pri nepregledanih ženskah pa obdobje od sredine leta 2005 do sredine leta 2008.

6.3 Standardizacija kazalnikov

V epidemiološki terminologiji je število novih primerov bolezni v določenem časovnem okvirju in populaciji imenovano incidenca (Waller in Gotway 2004, 8). Vpliv števila prebivalcev na ta podatek izločimo z računanjem stopnje kazalnika. To je razmerje med incidenco in številom ljudi, ki so izpostavljeni tveganju (Waller in Gotway 2004, 10). Vpliv starostne strukture opazovane populacije izločimo tako, da na podlagi incidenčne stopnje izračunamo standardiziran količnik kazalnika (SKK).³ V primeru, da poznamo starostno specifične stopnje kazalnika za vse opazovane enote (v našem primeru slovenske občine), lahko računamo direktno standardizirane kazalnike, če pa poznamo le starostno strukturo standardne populacije (v našem primeru območje celotne Slovenije) lahko še vedno izračunamo standardizirane kazalnike z indirektno metodo. V primeru, da starostno specifične stopnje temeljijo na majhnem številu oseb, je bolj primerna metoda indirektna standardizacije (dos Santos Silva 1999, 75), ki je v statističnem smislu bolj robustna (Rushton 2007, 6). Indirektno standardizirane stopnje predstavljajo približek relativnemu tveganju posamezne enote v primerjavi s celotno populacijo.

Potek računanja indirektno standardiziranih količnikov kazalnikov povzemamo po Wallerju in Gotway (2004, 13–15). Podatke smo standardizirali na podlagi 5-letnih starostni skupin. Starostno specifično stopnjo kazalnika standardne populacije j -te starostne skupine izračunamo po enačbi:

$$r_j = \frac{O_j}{n_j}, \quad (6.1)$$

kjer je O število primerov j -te starostne skupine in n število vseh ogroženih v j -ti starostni skupini.

³ V primeru incidence bolezni govorimo o standardiziranem količniku incidence, ker pa na isti način standardiziramo tudi druge kazalnike, uporabljamo splošno obliko.

Na podlagi r_j standardne populacije lahko za vsako preučevano enoto izračunamo število primerov E_j , ki bi ga pričakovali, če bi bila njena populacija enaka standardni. Pričakovano število primerov j -te starostne skupine za posamezno enoto dobimo po formuli:

$$E_j = r_j^{(s)} n_j, \quad (6.2)$$

kjer je $r_j^{(s)}$ stopnja j -te starostne skupine v standardni populaciji in n_j število vseh ogroženih v j -ti starostni skupini preučevane populacije.

Z računanjem razmerja med številom vseh opazovanih primerov v enoti in vsoto pričakovanih vrednosti po starostnih skupinah dobimo SKK enote:

$$SKK = \frac{\sum_{j=1}^J O_j}{\sum_{j=1}^J E_j}. \quad (6.3)$$

Kadar smo želeli izločiti linearen vpliv kazalnika b na kazalnik a (če pošljemo 2-krat več vabil, pričakujemo 2-krat več odgovorov), smo pričakovano stopnjo kazalnika a , izračunano po enačbi 6.2, pomnožili z izračunanim SKK kazalnika b , kar je enako razmerju obeh SKK:

$$SKK = \frac{O_a}{E_a SKK_b} = \frac{SKK_a}{SKK_b}. \quad (6.4)$$

6.4 Bayesovi hierarhični modeli

Bayesov teorem povzame, kako že znane informacije $p(\theta)$, imenovane tudi apriorne, v kombinaciji z novimi empiričnimi podatki, podanimi v obliki funkcije verjetja $L(X|\theta)$, skupaj definirajo rešitev problema (posterior $p(\theta|X)$), ki vsebuje vse znane informacije o parametru θ (Gelman in dr. 2003, 3–37):

$$p(\theta|X) \propto p(\theta)L(X|\theta). \quad (6.5)$$

Aprior in posterior v Bayesovem pristopu predstavljajo verjetnostne porazdelitve (in ne pogojnih verjetnosti kot v frekventistični statistiki) (Lawson in dr. 2003, 10–11). Pri Bayesovi analizi gre v splošnem za posodabljanje apriornih informacij na podlagi pridobljenih podatkov (Samaniego 2010, 35), s čimer želimo pridobiti izboljššan pogled na zastavljen problem. V primeru manjšega števila opazovanih primerov bo k posteriorni porazdelitvi več prispevala apriorna verjetnostna porazdelitev, v primeru večjega pa podatki, hkrati pa se bo zmanjšala variabilnost posteriorne porazdelitve (Carlin in Louis 2000, 18–19).

V primeru glajenja podatkov, ki temeljijo na pogostejših pojavih, bodo tako nove ocene bliže dejanskim podatkom, zato takrat govorimo o manjši stopnji glajenja.

Podatke modeliramo na podlagi parametrov, ki določajo apriorno porazdelitev. Tudi ti parametri pa so lahko pogojeni s svojimi parametri, hiperparametri, ki določajo hiperapriorno porazdelitev (Gelman in dr. 2003, 117–125); v tem primeru govorimo o hierarhičnih Bayesovih modelih. Modeli so lahko stohastični, kar pomeni, da vsebujejo slučajne elemente (Košmelj in dr. 2002, 126).

Vrednosti SKK smo gladili z Bayesovim hierarhičnim modelom, pri čemer smo privzeli, da se razporejajo po Poissonovi porazdelitvi. Srednja vrednost opazovanega števila primerov v posamezni občini i je $\mu_i = E_i SKK_i$. Enačbo lahko z množico j pojasnjevalnih spremenljivk x , ki jih pridobimo empirično, razširimo v Poissonov regresijski model (Breslow in Day 1987, 131–142):

$$\log \mu_i = \log E_i + a + \sum_{j=1}^J \beta_j x_{ij}, \quad (6.6)$$

kjer so β regresijski koeficienti j pojasnjevalnih spremenljivk in a vpliv preučevanega območja. Varianca, ki je ne moremo pojasniti s fiksnimi vplivi v praksi pogosto presega pričakovano varianco Poissonove porazdelitve. Clayton in Kaldor (1987) zato v model vključita množico slučajnih spremenljivk H :

$$\log \mu_i = \log E_i + a + \sum_{j=1}^J \beta_j x_{ij} + H_i. \quad (6.7)$$

Besag, York in Mollié v BYM modelu slučajno komponento razdelijo na nestrukturirano (heterogeno) komponento H in prostorsko odvisno (avtoregresivno) komponento S (Besag in dr. 1991):

$$\log \mu_i = \log E_i + a + \sum_{j=1}^J \beta_j x_{ij} + H_i + S_i. \quad (6.8)$$

V primeru, da komponenta S prevladuje nad komponento H , se kaže prostorsko strukturirano razporejanje (Besag in dr. 1991, 7). V naših analizah smo komponenti H dodelili normalno porazdelitev z aritmetično sredino 0 in natančnostjo τ_h . Komponento S smo opredelili s pogojno avtoregresivno verjetnostno porazdelitvijo (CAR) (Besag in dr. 1991). CAR

verjetnostna porazdelitev vsebuje štiri parametre, od katerih so trije fiksni: vektor števila sosed za vsako občino in sosedske matrike občin (Priloga B), ter uteži, ki določajo, da je vpliv vsake sosednje občine enak 1, ostalih pa 0 ter natančnost τ_s , ki je stohastični parameter. S hiperparametroma τ_h in τ_s nadziramo variabilnost naključnih vplivov H in S v modelu in s tem tudi stopnjo glajenja (Lawson 2007, 924). Kot je predlagala Bernardinelli s sodelavci (Bernardinelli in dr. 1995), jima dodelimo hiperapriorno porazdelitev gama s parametroma 0,5 in 0,0005. Množice pojasnjevalnih spremenljivk nismo vključili v model.

Z računanjem razmerja med varianco prostorske komponente S ($varS$) in vsote variance obeh slučajnih vplivov ($varH + varS$), lahko ocenimo stopnjo prostorske odvisnosti (Best in dr. 2005, 41–42):

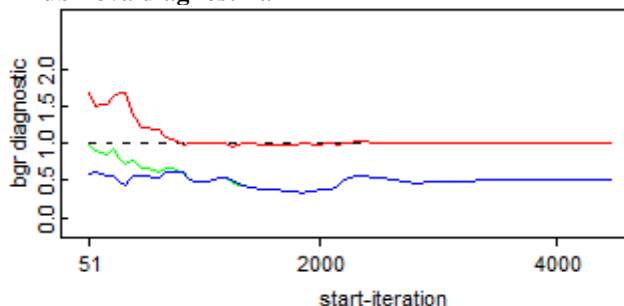
$$frac_{spatial} = \frac{varS}{varH + varS} \quad (6.9)$$

Vrednost $frac_{spatial}$ blizu ena pomeni, da prevladuje prostorska komponenta, kar kaže na večjo stopnjo prostorske odvisnosti. Kadar pa se vrednost približa nič, prevladuje nestrukturirana in stopnja prostorske odvisnosti je manjša.

Pri kompleksnejših hierarhičnih modelih postane analitična rešitev praktično nemogoča, zato problem rešimo na podlagi simulacij (Gelman in dr. 2003, 273–287). S simulacijami Monte Carlo z Markovsko verigo (MCMC) na podlagi velikega števila iteracij po doseženem ravnovesnem stanju (konvergenci) ocenimo posteriorno verjetnostno porazdelitev. Za MCMC simulacije smo uporabili Gibbsov algoritem vzorčenja. Vzoredno simuliramo več neodvisnih verig in preverjamo konvergenco k ciljni porazdelitvi. Začetne iteracije so pod vplivom začetnega približka, zato jih zavržemo (ang. t.i. »burn-in«) (Gelman in dr. 2003, 294–295) in upoštevamo samo vrednost po doseženi konvergenci.

Konvergenco smo ocenjevali z Gelman-Rubinovo diagnostiko (Gelman in Rubin 1992), ki konvergenco ocenjuje na podlagi variance znotraj posamezne verige in variance med posameznimi verigami. Konvergenca je dosežena, ko se vrednost diagnostike približa 1, načeloma pa je sprejemljiva meja pod 1,1 (Gelman in dr. 2003, 297). Vizualno smo konvergenco ocenjevali z Brooks-Gelman-Rubinovo diagnostiko (Brooks in Gelman 1998) (Slika 6.1). Ta izriše tri krivulje: modro, ki predstavlja varianco znotraj verige, zelena je varianca med verigama in rdečo, ki je razmerje med obema variancama. Kadar se modra in zelena krivulja stabilizirata in rdeče približa ena, je dosežena konvergenca.

Slika 6.1: Brooks-Gelman-Rubinova diagnostika



Podatke smo modelirali na podlagi dveh markovskih verig. Za vsak kazalnik je bilo najprej napravljenih 20.000 iteracij, od katerih smo v primeru dosežene konvergence prvo polovico zavrgli. V primeru, da konvergenca ni bila dosežena, smo število iteracij povečali. Rezultat modeliranja so posteriorne porazdelitve, njihove srednje vrednosti (mediane, ki predstavljajo vrednosti glajenih SKK), in 95 % kredibilni intervali.

6.5 Ocenjevanje prostorskega razporejanja – Moranova I-statistika

Vzorci prostorskega razporejanja lahko poleg vizualnega pregleda ocenjujemo tudi numerično. Ena pogosteje uporabljenih mer za ocenjevanje prostorskega razporejanja je Moranova I-statistika, ki jo lahko opišemo kot prostorsko uteženo obliko Pearsonovega koeficienta korelacije (Waller in Gotway 2004, 227–229). Za kombinacije območij i in j z vrednostmi Y_i in Y_j na podlagi sosedске matrike w_{ij} , jo izračunamo po enačbi:

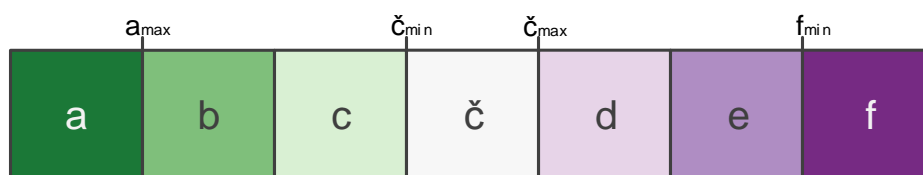
$$I = \frac{N}{\sum_{i=1}^N (Y_i - \bar{Y})^2} \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N w_{ij} (Y_i - \bar{Y})(Y_j - \bar{Y})}{\sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N w_{ij}}, \quad (6.10)$$

kjer je N število vseh območij in \bar{Y} povprečje vseh območij. Pričakovana vrednost statistike, kadar korelacije med sosednjimi območji ni, se približa 0, $E(I) = \frac{1}{N-1}$. V primeru kopičenja območij (podobnih vrednosti sosed) bo vrednost pozitivna, če pa gre za razpršen vzorec, pa negativna. Vrednost statistike ni omejena v intervalu $[-1, 1]$, vendar te vrednosti preseže le v primerih, ko so ekstremne vrednosti tudi močno utežene. Statistično značilnost Moranove I-statistike lahko ocenjujemo tako, da rezultate z Z-testom primerjamo z normalno porazdelitvijo (Waller in Gotway 2004, 227–228). S primerjavo Moranove I statistike grobih in glajenih SKK lahko opazujemo učinek glajenja na prostorsko razporejanje vrednosti kazalnikov. V primerih, ko se obe vrednosti močno razlikujeta, to lahko kaže na močnejši vpliv glajenja podatkov.

6.6 Razredi in barvna lestvica

Za prikaz podatkov smo uporabili zeleno-vijolično barvno lestvico s sedmimi razredi (Slika 6.2). Barve smo določili s pomočjo spletne aplikacije colorbrewer2.org. Zgornji razred navzgor ni omejen, njegovo spodnjo mejo f_{min} pa smo določili tako, da so v njem vse vrednosti, ki se od povprečja odklanjajo za tri standardne odklone ali več. Naravo SKK upoštevamo tako, da so intervali za vrednosti manjše od ena in vrednosti večje od ena recipročni. Zgornja meja spodnjega razreda a_{max} je tako enaka $1/f_{min}$, enako velja za ostale nasprotni si meje, npr. $\check{c}_{min} = 1/\check{c}_{max}$.

Slika 6.2: Razredi z barvno lestvico



6.7 Programska oprema

Za osnovno upravljanje s podatki in grafične prikaze, vključno z zemljevidnimi, smo uporabili programski paket *R* (verzija 3.1.1). Izračune Bayesovih hierarhičnih modelov smo naredili v programu *OpenBUGS* (verzija 3.2.3, uporabljen model je v Prilogi C), ki smo ga iz *R* klicali s knjižnico *R2OpenBUGS*. Uporabili smo še naslednje knjižnice za *R*: *rgdal* (za branje *shape* datotek), *coda* (za Gelman-Rubinovo diagnostiko), *spdep* (za Moranovo I statistiko), *RColorBrewer* (za barvne lestvice), *epitools* (za intervale zaupanja grobih SKK) in *plotrix* (za risanje grafov intervalov zaupanja in kredibilnih intervalov).

7 Rezultati analize

V nadaljevanju predstavljamo rezultate analiz v dveh sklopih. V prvem delu so rezultati štirih kazalnikov pregledanosti in odzivnosti žensk v programu ZORA, v drugem pa šest kazalnikov bremena bolezni materničnega vratu. V obeh primerih vključujemo rezultate tako za glajene, kot tudi grobe SKK, vendar pri iskanju vzorcev upoštevamo zemljevide na podlagi glajenih vrednosti. Za identifikacijo posameznih občin na zemljevidu smo pripravili zemljevid in šifrant občin, ki sta v Prilogi A.

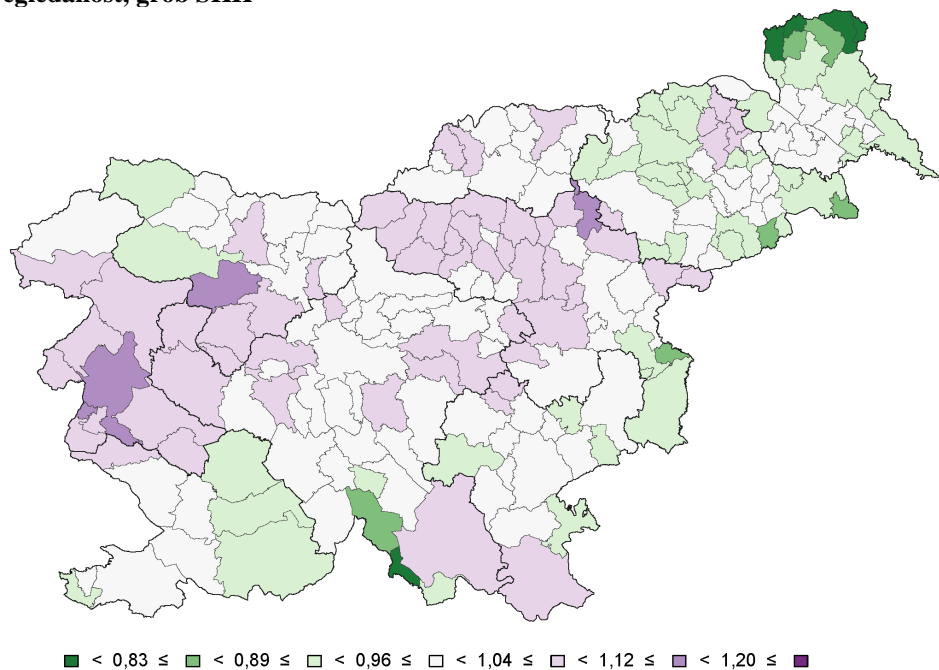
7.1 Pregledanost in odzivnost žensk v programu ZORA

V tem delu so predstavljeni zemljevidi kazalnikov pregledanosti in odzivnosti žensk v programu ZORA. Točne vrednosti grobih in glajenih SKK za posamezno občino so v Prilogi Č, intervali zaupanja grobih SKK pa v Prilogi D.

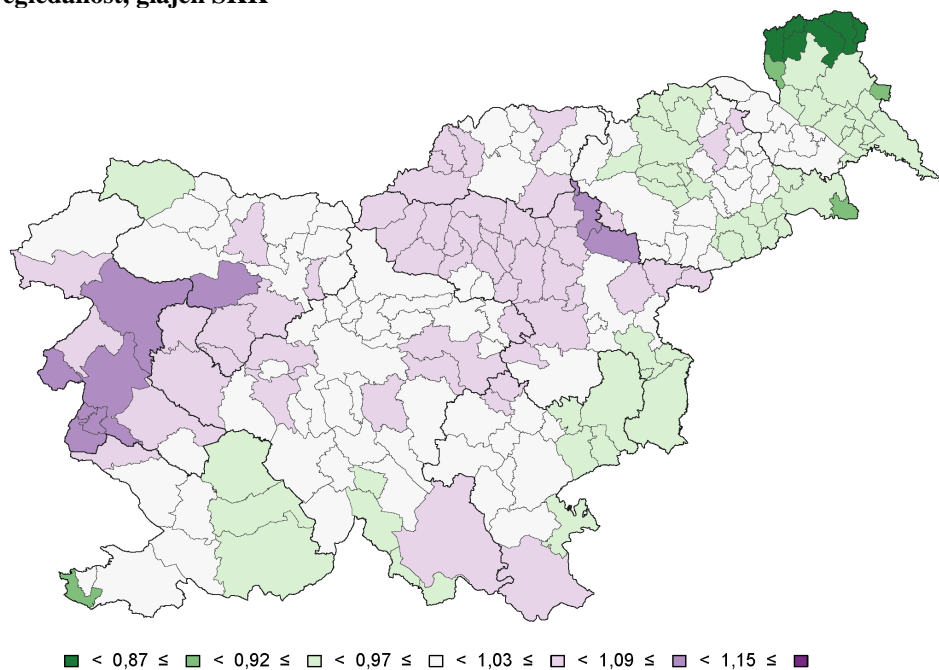
7.1.1 Pregledanost

V triletnem obdobju 2009–2011 je bilo pregledanih 456.341 žensk iz analizirane skupine, kar pomeni v povprečju 2.163 žensk na občino. Razpon vrednosti grobega SKK je med 0,71 in 1,13. V skrajni spodnji razred, kjer so vrednosti SKK $< 0,83$, so razvrščene štiri občine z manjšim številom prebivalk iz ciljne starostne skupine 20–64 let (med 104 in 524) in občina Rogašovci (1.128 prebivalk). Po glajenju podatkov so vrednosti SKK v intervalu med 0,83 in 1,12. Navkljub podobnim vrednostim glajen zemljevid omogoča boljše prepoznavanje vzorcev, kar je pričakovan rezultat uporabljenega modela in kar potrjuje tudi Moranova I statistika, katere vrednost je pri grobem SKK znašala med 0,567 in 0,743 pri glajenem (v obeh primerih pri $p < 0,000$). Razmerje $\text{frac}_{\text{spatial}}$, s katerim ocenjujemo prostorsko razporejanje na podlagi modela, znaša 0,923 in kaže na visoko stopnjo prostorske odvisnosti podatkov. Pred glajenjem je bilo 75 občin, pri katerih 95 % interval zaupanja, ki smo ga računali na podlagi Fisherjevega eksaktnega testa, ni vključeval vrednosti 1, kar pomeni, da so se značilno (pri $p < 0,05$) razlikovale od slovenskega povprečja. Po glajenju je bilo 77 občin, kjer v 95 % kredibilnem intervalu ni bilo vrednosti 1 (Slika 7.3).

Slika 7.1: Pregledanost, grob SKK

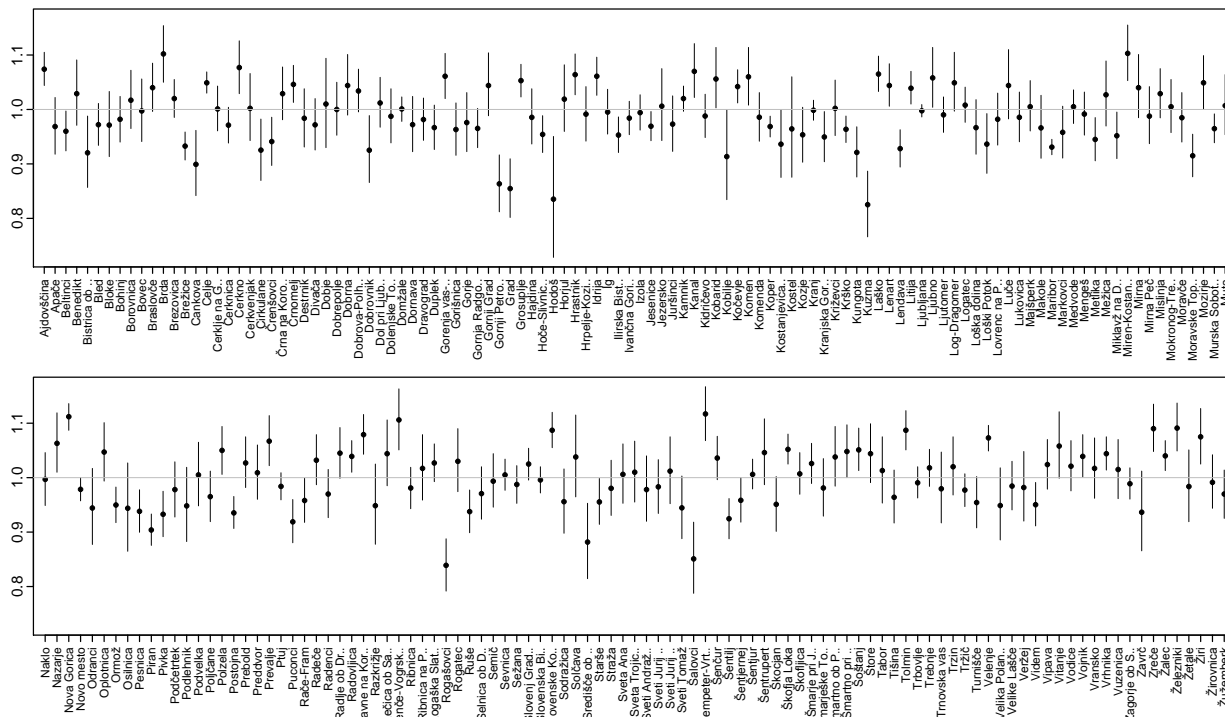


Slika 7.2: Pregledanost, glajen SKK



Kot najslabše pregledan predel izstopa severovzhodni del Slovenije, poleg tega še občina Piran in vzhodni del koprške zdravstvene regije ter sosednji občini Krško in Brežice z okolico. Največja relativna pregledanost je bila v predelu od občine Nova Gorica z okolico do občine Železniki. Dobro je pregledana tudi Celjska zdravstvena regija, kar pa ne velja za njen južni del.

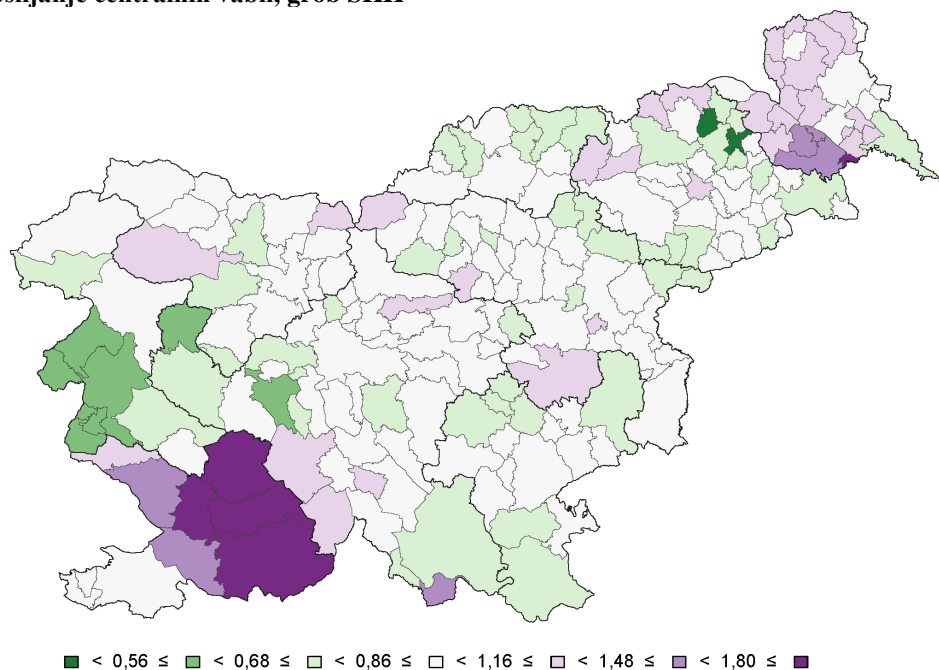
Slika 7.3: Pregledanost, kredibilni intervali



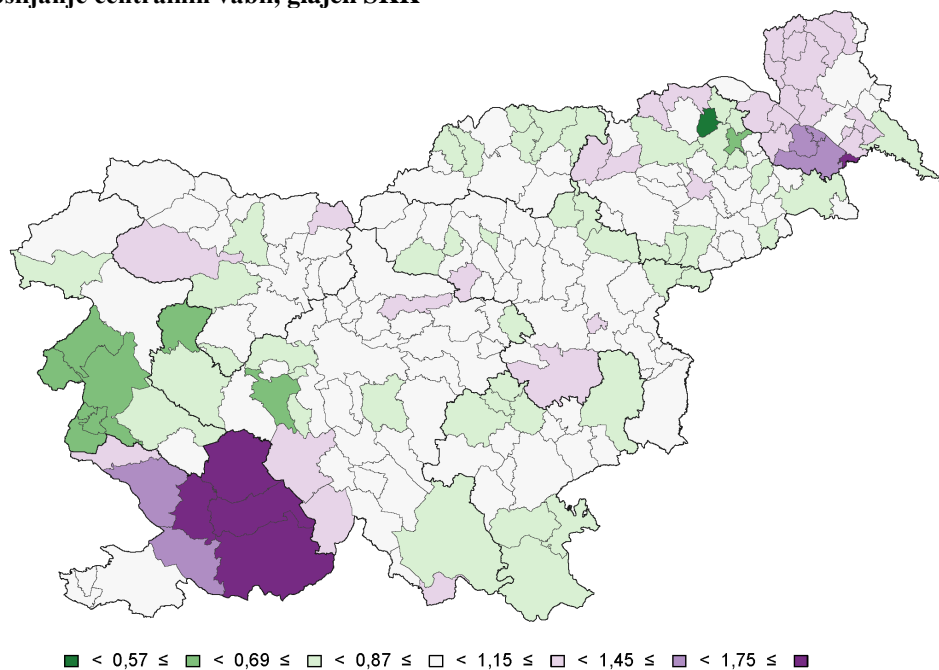
7.1.2 Pošiljanje centralnih vabil

Centralno vabilo je bilo poslano 118.021 ženskam iz analizirane skupine. V povprečju to pomeni 559 žensk s prejetim vabilom na posamezno občino. Najmanjša vrednost grobih SKK je znašala 0,41, največja pa 2,23. V zgornjem skrajnem razredu so poleg občine Razkrižje s 423 prebivalkami iz ciljne skupine še štiri večje občine s številom prebivalcev med 1.184 in 4.933. V skrajnem spodnjem razredu sta občini Sveti Jurij v Slovenskih goricah in Sveta Trojica v Slovenskih goricah, ki sta imeli manj kot 700 prebivalk v ciljni starostni skupini. Vrednosti glajenih SKK so v intervalu med 0,54 in 2,20. Zemljevida grobih in glajenih SKK se razlikujeta samo v nekaj primerih. Moranova I statistika je v primeru grobih SKK znašala 0,490, pri glajenih pa 0,546 (v obeh primerih pri $p < 0,000$), torej so opazni prostorski vzorci kopičenja občin. Razmerje $frac_{spatial}$ je 0,900, torej so v modelu prevladovali prostorski vplivi. Na podlagi intervalov zaupanja grobih SKK in kredibilnih intervalov glajenih SKK lahko ugotovimo, da se je tako pred, kot tudi po glajenju, od slovenskega povprečja značilno (pri $p < 0,05$) razlikovalo 124 občin (Slika 7.6).

Slika 7.4: Pošiljanje centralnih vabil, grob SKK



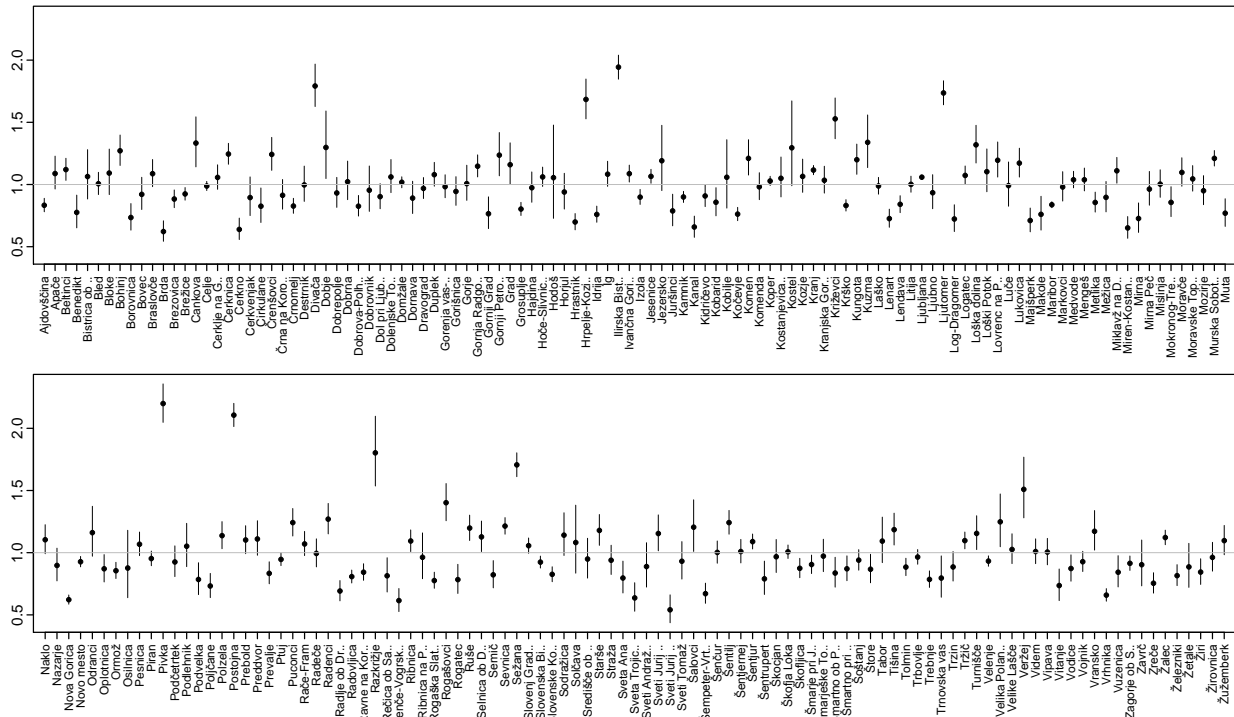
Slika 7.5: Pošiljanje centralnih vabil, glajen SKK



Po poslanih vabilih izstopa vzhodni del Koprskе zdravstvene regije, predvsem to velja za občine Postojna, Pivka, Ilirska Bistrica in Divača. V prvih treh je bilo poslanih približno še enkrat več vabil v primerjavi s celotnim območjem Slovenije. Več centralnih vabil je bilo poslanih tudi v več kot polovico občin v murskosoboški zdravstveni regiji. Z večjim relativnim številom poslanih vabil izstopa obmejna občina Razkrižje, občina Lendava pa je edina v tej regiji, kamor je bilo v primerjavi s slovenskim povprečjem poslanih manj centralnih vabil. Manj centralnih vabil je bilo sicer poslanih predvsem v občine, kjer smo pri

prejšnjih kazalnikih ugotavljali večjo stopnjo pregledanosti. Izstopa občina Nova Gorica z okolico. Med občinami s povprečno pregledanostjo po manjšem relativnem številu poslanih vabil na vzvodu izstopata manjši občini Sveti Jurij v Slovenskih goricah in Sveta Trojica v Slovenskih goricah.

Slika 7.6: Vabila, kredibilni intervali

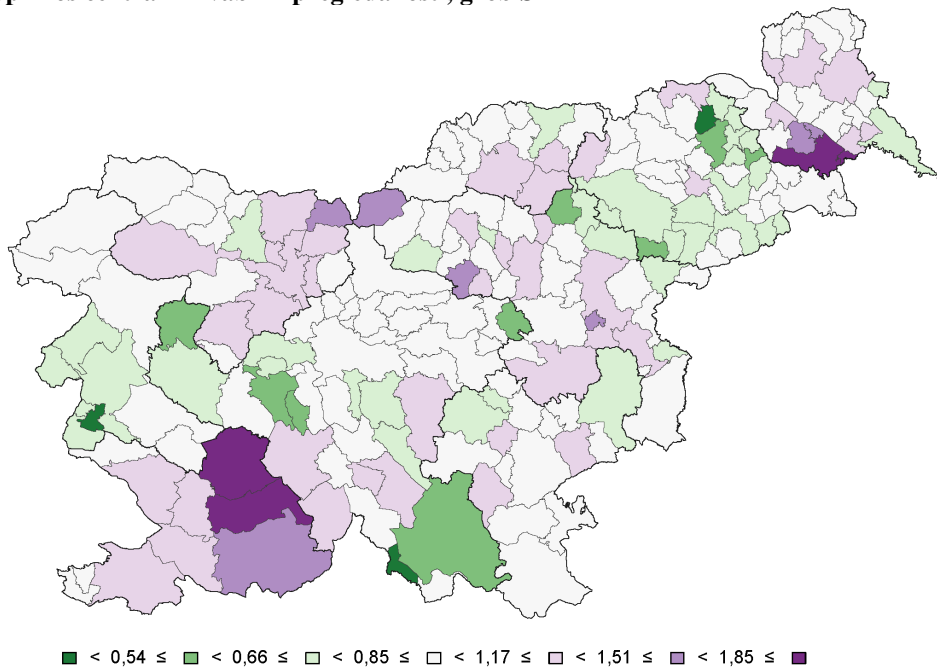


7.1.3 Doprinos centralnih vabil k pregledanosti

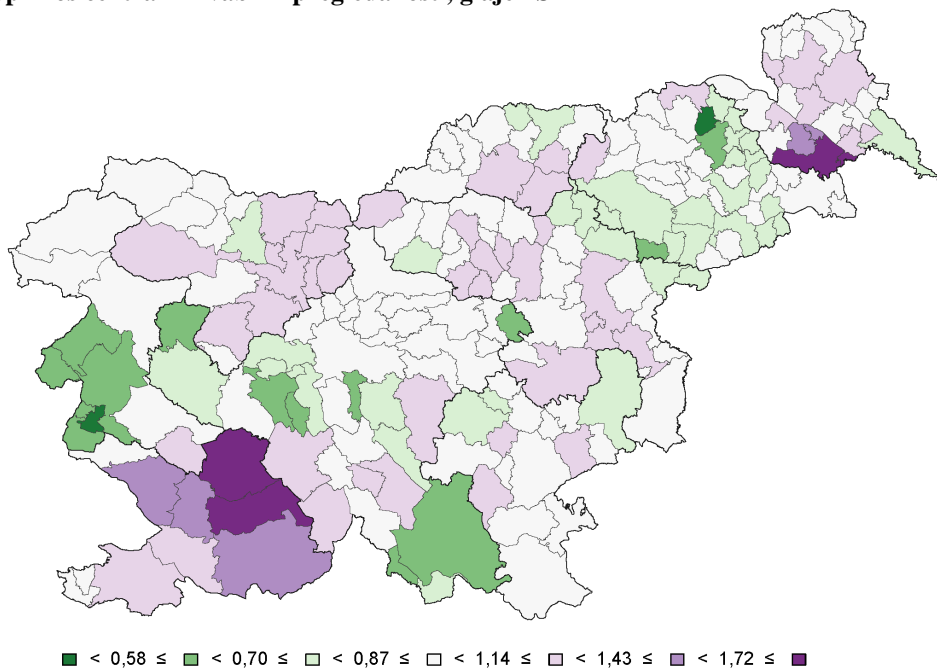
Po poslanem vabilu DP ZORA v obdobju 2009–2011 je 49.188 žensk iz analizirane skupine v roku enega leta od pošiljanja opravilo pregled z BMV, kar je povprečno 233 žensk na posamezno občino. Glede na število žensk, ki jim je bilo vabilo poslano, to pomeni 41,7 % odziv. Izračunane vrednosti grobih SKK so v intervalu 0,11–2,15. V skrajni spodnji razred (SKK < 0,54) so razvrščene občine Osilnica, Sveti Jurij v Slovenskih goricah in Renče-Vogrsko, v katerih je imelo stalno prebivališče 118, 635 in 1.317 prebivalcev iz ciljne starostne skupine. V zadnji razred, kjer so vrednosti SKK enake ali večje od 1,85 spada manjša občina Razkrižje s 423 prebivalkami in večje občine Postojna, Ljutomer ter Pivka, kjer je imelo stalno prebivališče prijavljeno 1.858 in 4.933 žensk iz ciljne starostne skupine. Po glajenju podatkov so bile vrednosti SKK med 0,52 in 2,07. Moranova I statistika je za zemljevid grobih SKK znašala 0,392, za glajene pa 0,480 (v obeh primerih pri $p < 0,000$). Prevladovali so prostorski slučajni vplivi, razmerje $\frac{frac_{spatial}}$ znaša 0,819. Pred glajenjem se je od

povprečja značilno ($p < 0,05$) razlikovalo 86 občin, kar je tri več kot po glajenju podatkov (Slika 7.9).

Slika 7.7: Doprinos centralnih vabil k pregledanosti, grob SKK



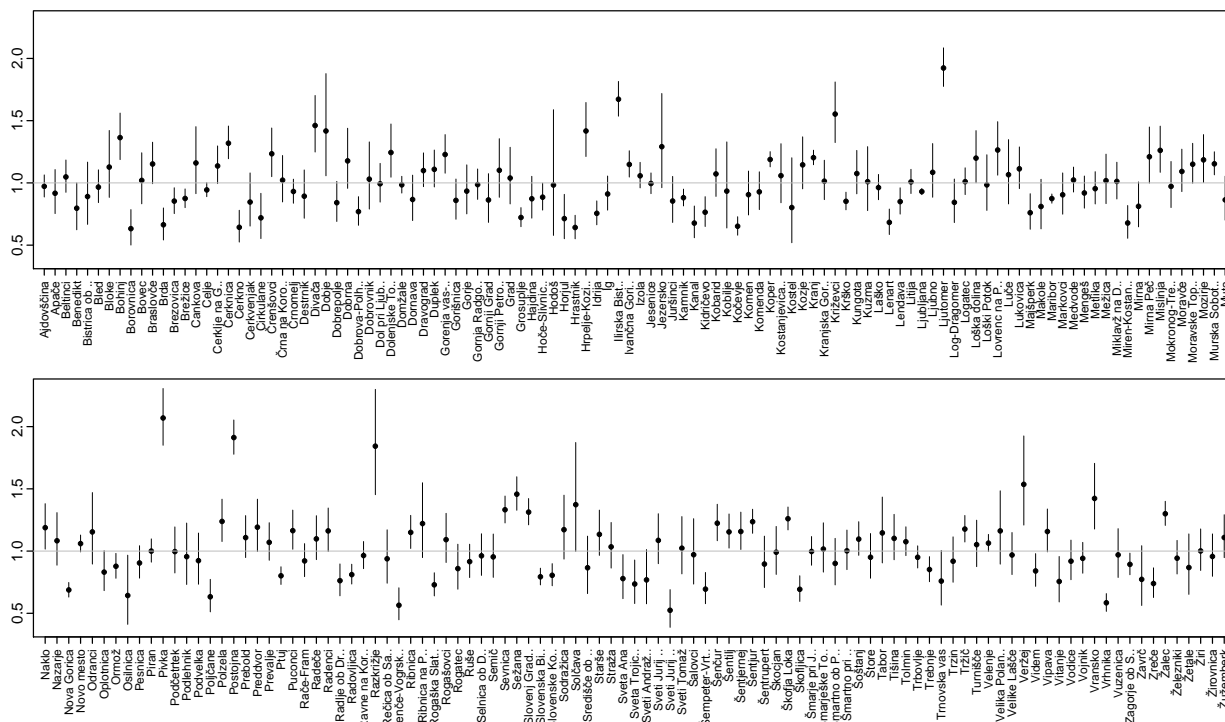
Slika 7.8: Doprinos centralnih vabil k pregledanosti, glajen SKK



Doprinos centralnih vabil k pregledanosti kaže podobno sliko kot zemljevid poslanih vabil - kamor je bilo vabilo poslano več ženskam, tam se jih je nanj več tudi več odzvalo. Predvsem izstopata občini Postojna in Pivka z okolico na zahodu in občina Ljutomer z nekaterimi sosedami na vzhodu. Med območji, v katerih je bila količina poslanih vabil podobna

slovenskemu povprečju, po pomenu centralnih vabil za pregledanost nekoliko izstopa občina Kranj z okolico.

Slika 7.9: Doprinos centralnih vabil k pregledanosti, kredibilni intervali



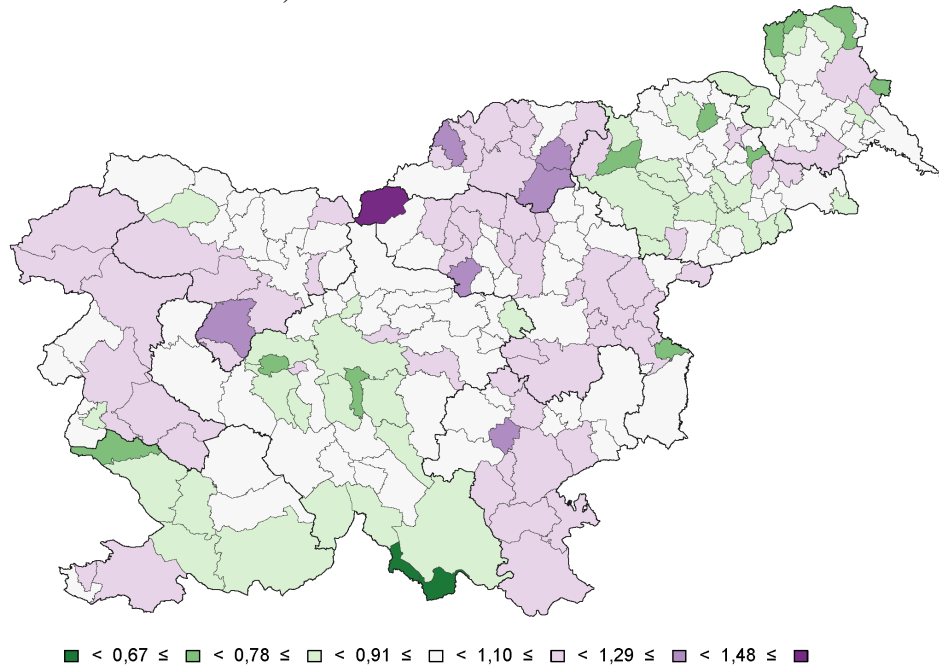
7.1.4 Odziv na centralna vabila

Drugačen pogled dobimo, če iz zemljevida doprinosa centralnih vabila k pregledanosti izločimo vpliv poslanih vabil (Enačba 6.4), kar označimo kot odziv. Tako lahko prikažemo razlike med območji, ki so v večji meri odvisne od pripravljenosti žensk k udeležbi na preventivnih pregledih po vzpodbudi v obliki prejetega centralnega vabila in ne od števila poslanih vabil v posamezna območja.

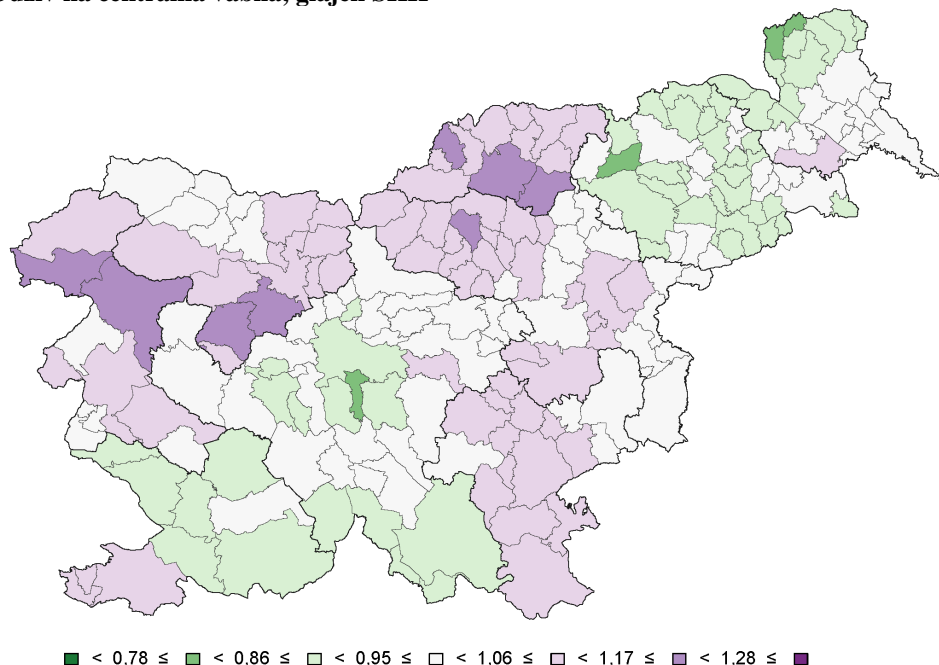
V tem primeru je razpon kazalnika manjši kot brez upoštevanja vpliva poslanih vabil. Vrednosti grobih SKK so med 0,15 in 1,58, glajenih pa med 0,83 in 1,23. V spodnji razred zemljevida grobih SKK sta uvrščeni manjši obmejni občini Osilnica (118 žensk iz ciljne skupine) in Kostel (172 žensk). V skrajnem zgornjem razredu z največjim odzivom je prav tako manjša obmejna občina Solčava, s 160 ženskami starimi 20–64 let. Vrednost Moranove I statistike za razporejanje grobih SKK je 0,342. Po glajenju je vrednost statistike bistveno večja in znaša 0,679 (v obeh primerih pri $p < 0,000$). To kaže, da je stopnja kopičenja občin s podobnimi vrednostmi večja, kot v primeru, ko nismo upoštevali vpliva števila poslanih vabil. Tako kot pri preostalih kazalnikih pregledanosti in odzivnosti, se tudi v tem primeru

kaže visoka stopnja prostorske odvisnosti. Razmerje $\text{frac}_{\text{spatial}}$ znaša 0,866. Pred glajenjem se je od povprečja značilno ($p < 0,05$) razlikovalo 55 občin, po glajenju podatkov pa 50 (Slika 7.12).

Slika 7.10: Odziv na centralna vabila, SKK



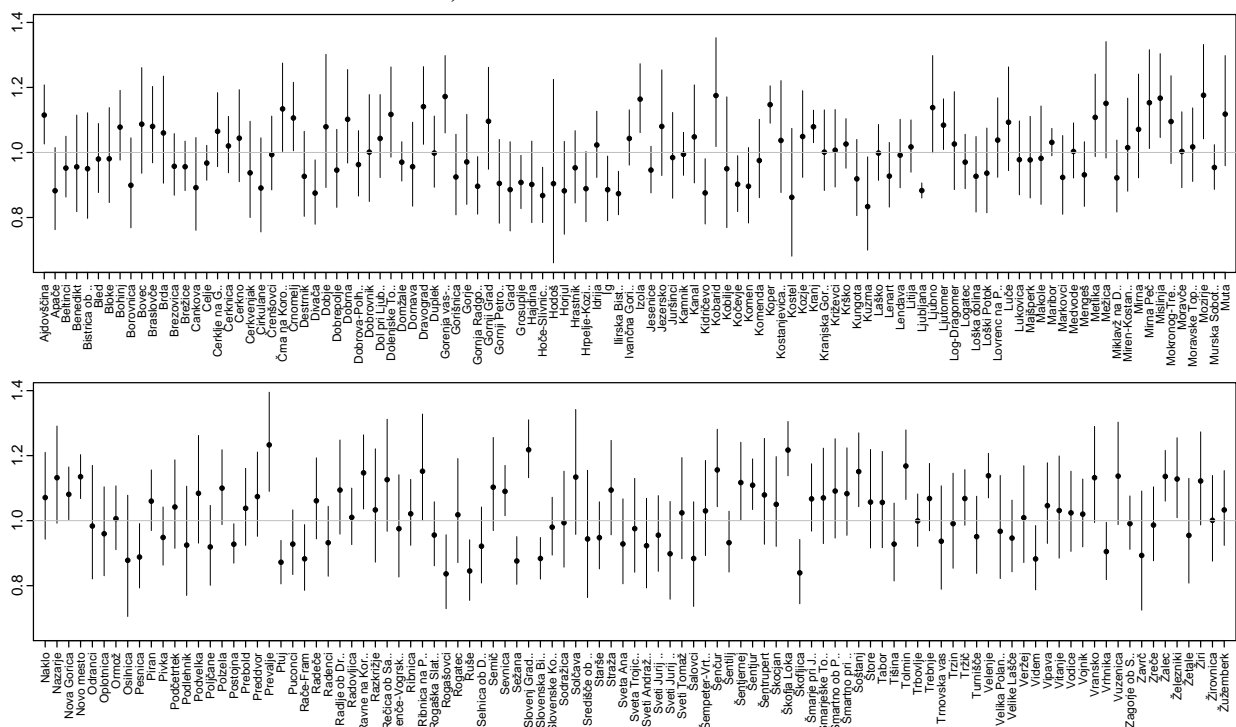
Slika 7.11: Odziv na centralna vabila, glajen SKK



Največji odziv na centralna vabila je v severnem in severozahodnem predelu Slovenje, predvsem v okolici občin Tolmin, Slovenj Gradec in Škofja Loka. Manj izrazito od slovenskega povprečja odstopa tudi večina območja novomeške zdravstvene regije. Manjši

odziv je v koprski zdravstveni regiji, vendar se obalne občine v tem pogledu razlikujejo od ostalih v regiji, saj je tam večji odziv od slovenskega povprečja. Manjši odziv je tudi v večini občin mariborske zdravstvene regije in predvsem na severnem delu murskosoboške, kot tudi v ljubljanski občini in nekaterih sosedah. Prostorski vzorec je v tem primeru bolj kot poslanim vabilom podoben zemljevidu pregledanosti – ženske z območij z večjim odzivom na centralna vabila so tudi sicer bolj pregledane. Od tega odstopata občini Slovenske Konjice in Zreče, ki imata kljub večji pregledanosti povprečen odziv na poslana vabila, občina Ljubljana z nekaj okoliškimi občinami, med njimi najbolj izstopa Škofljica, pa ima kljub povprečni pregledanosti slabši odziv na poslana vabila DP ZORA v primerjavi s slovenskim povprečjem.

Slika 7.12: Odziv na centralna vabila, kredibilni intervali



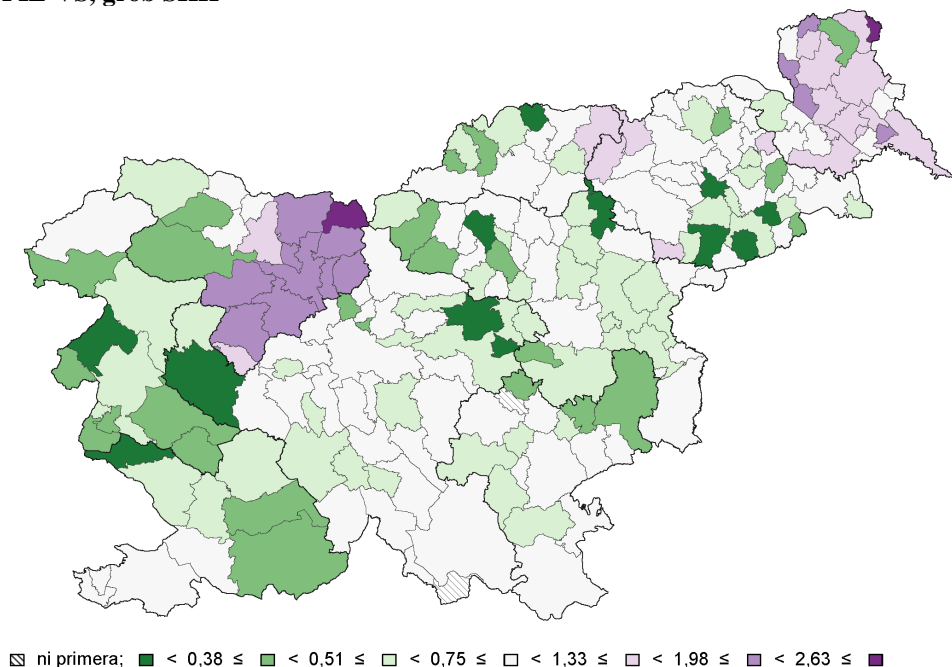
7.2 Breme bolezni materničnega vratu

V primerjavi s skupino kazalnikov za pregledanost in odzivnost temeljijo kazalniki bremena bolezni materničnega vratu na primerih, ki so v populaciji redkejši. Za vsak kazalnik tako velja, da v nekaterih občinah ni primerov. Vrednosti grobih in glajenih SKK za posamezno občino so v Prilogi Č, intervali zaupanja grobih SKK pa v prilogi D.

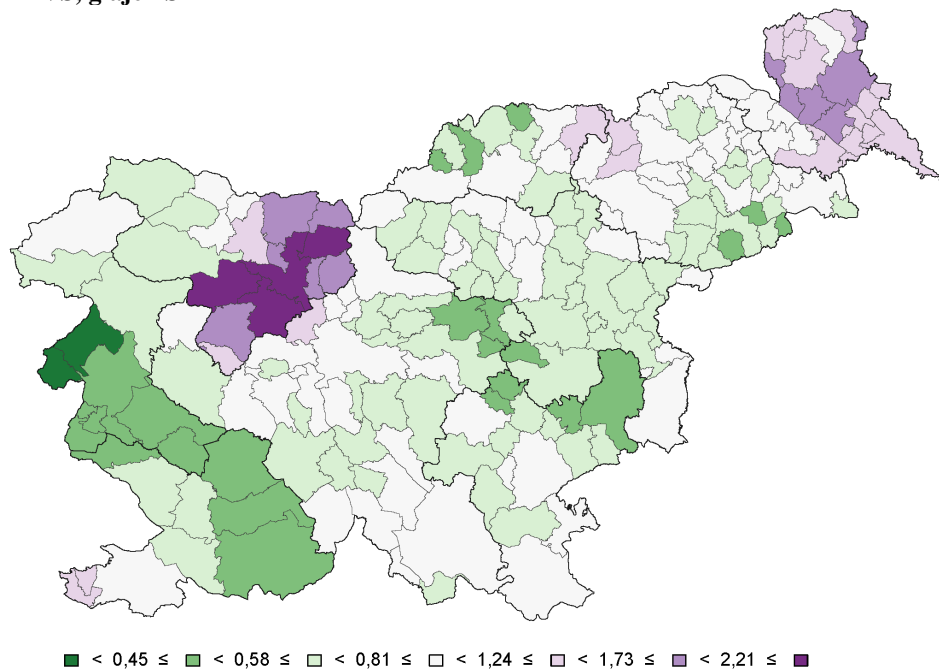
7.2.1 PIL-VS

Na celotnem območju Slovenije je bilo v preučevani skupini žensk 6.108 primerov PIL-VS, je povprečno 28,9 na posamezno občino. Razpon grobega SKK je 0–3,66. Brez primera bolezni sta občini Kostel in Mirna, v katerih je prebivalo 172 in 867 žensk iz ciljne skupine. V zgornjem skrajnem razredu ($SKK \geq 2,63$) sta občini Hodoš in Jezersko, s 104 in 205 prebivalkami v ciljni starostni skupini. Z uporabo glajenja se razpon SKK zmanjša na interval 0,41–2,56. Moranova I statistika je v primeru zemljevida grobih SKK 0,454, po glajenju pa 0,711 (v obeh primerih pri $p < 0,000$). Od heterogenih slučajnih vplivov so bili izrazito pomembnejši prostorski, saj razmerje $frac_{spatial}$ znaša 0,993. Vrednosti grobih SKK so se od slovenskega povprečja značilno razlikovale v 65 primerih, po glajenju podatkov pa je bilo takšnih občin 76 (Slika 7.15).

Slika 7.13: PIL-VS, grob SKK

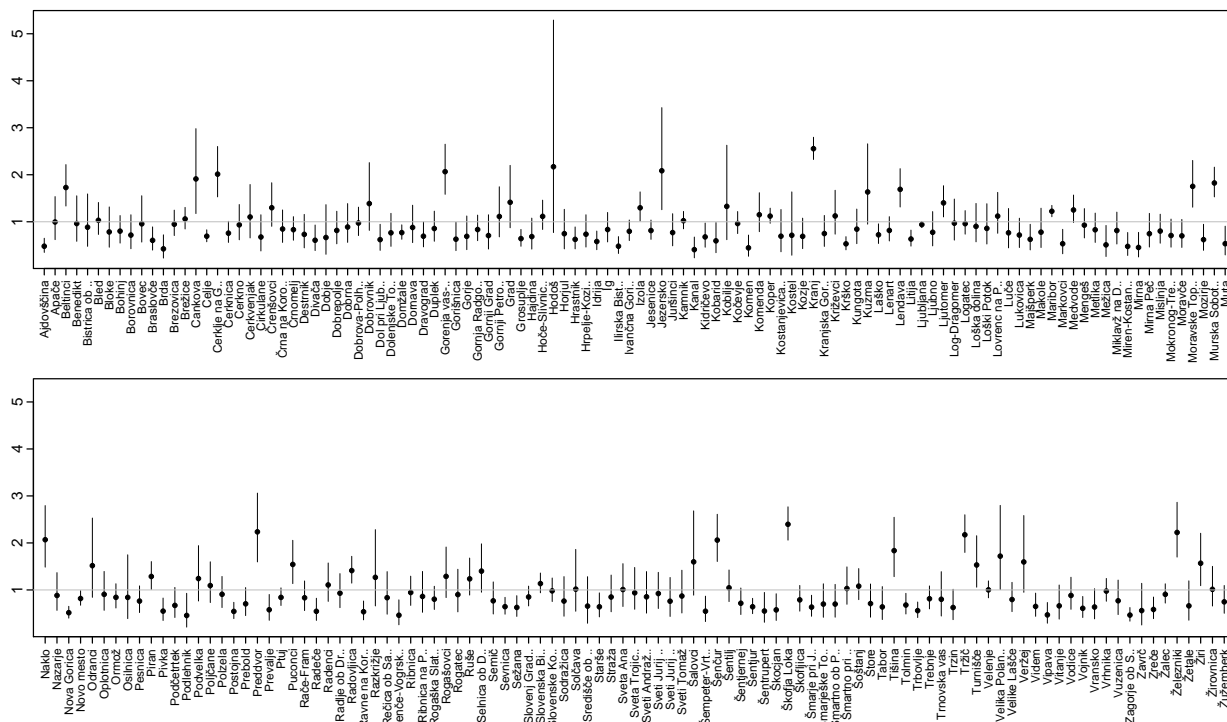


Slika 7.14: PIL-VS, glajen SKK



Povečano tveganje se kaže predvsem v občini Kranj z okolico, kjer vrednosti SKK presežejo mejo zgornjega skrajnega razreda 2,21. Manj izrazito v primerjavi s slovenskim povprečjem izstopa severovzhod države. Manjše tveganje se kaže na vzhodu koprške in v goriški zdravstveni regiji, predvsem njeni južni polovici.

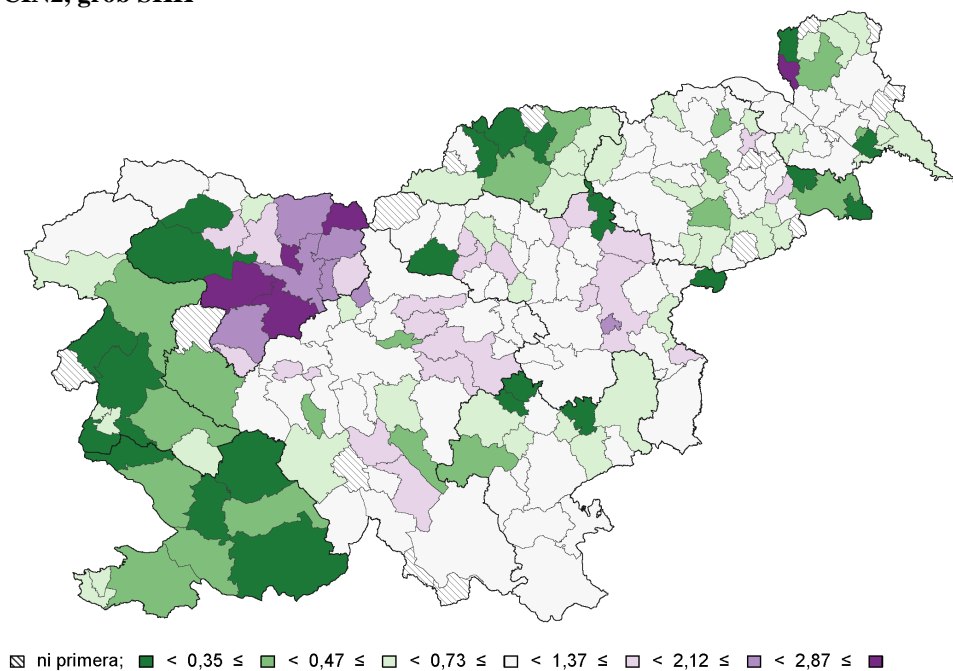
Slika 7.15: PIL-VS, kredibilni intervali



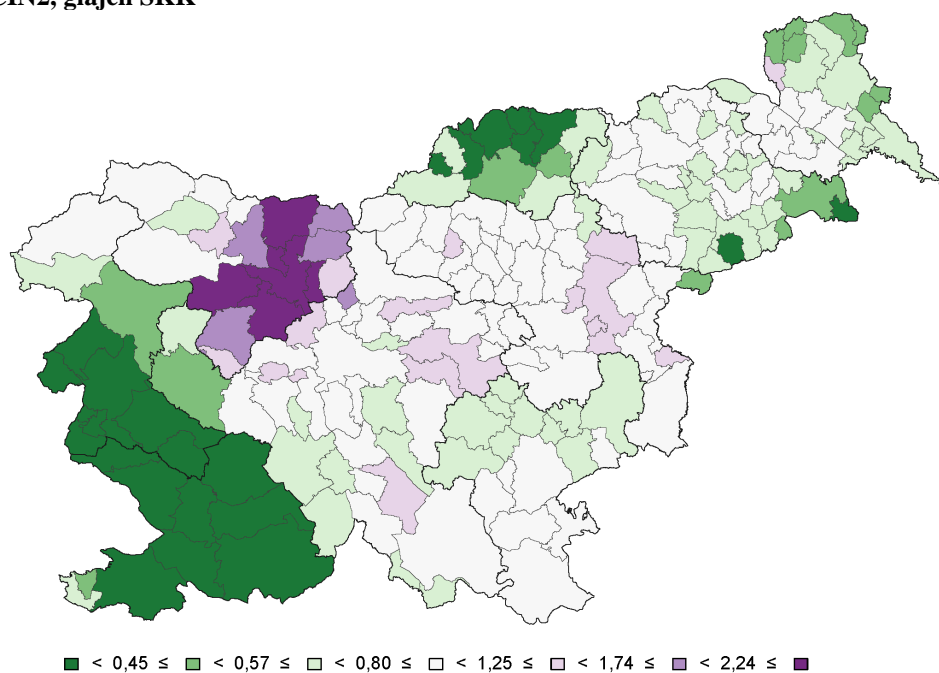
7.2.2 CIN2

Število žensk z diagnozo CIN2 v analizirani skupini znaša 2884, kar je 13,7 na občino. Grobi SKK imajo vrednosti 0–3,37, pri čemer je 17 občin brez primera bolezni. To so občine z 104–1.788 prebivalkami iz ciljne starostne skupine (povprečje 592). V skrajnem razredu so tokrat poleg občin Jezersko in Cankova z 205 in 620 ženskami iz ciljne skupine tudi večje občine Železniki, Škofja Loka in Naklo, kjer je imelo prijavljeno stalno prebivališče med 1.568 in 7.060 žensk v ciljni skupini. Po glajenju so vrednosti SKK znašale 0,16–3,20. Določeni vzorci v prostorskem razporejanju so bili opazni pred glajenjem, vrednost Moranove I statistike je znašala 0,329, po glajenju pa so postali izrazitejši (0,647, v obeh primerih pri $p < 0,000$). Razmerje $\text{frac}_{\text{spatial}}$ je 0,997 in tudi tokrat kaže na visoko stopnjo prostorske odvisnosti. Vrednosti grobih SKK so se od povprečja značilno ($p < 0,05$) razlikovale v 36 občinah, z glajenjem podatkov pa je število takšnih občin naraslo na 44 (Slika 7.18).

Slika 7.16: CIN2, grob SKK

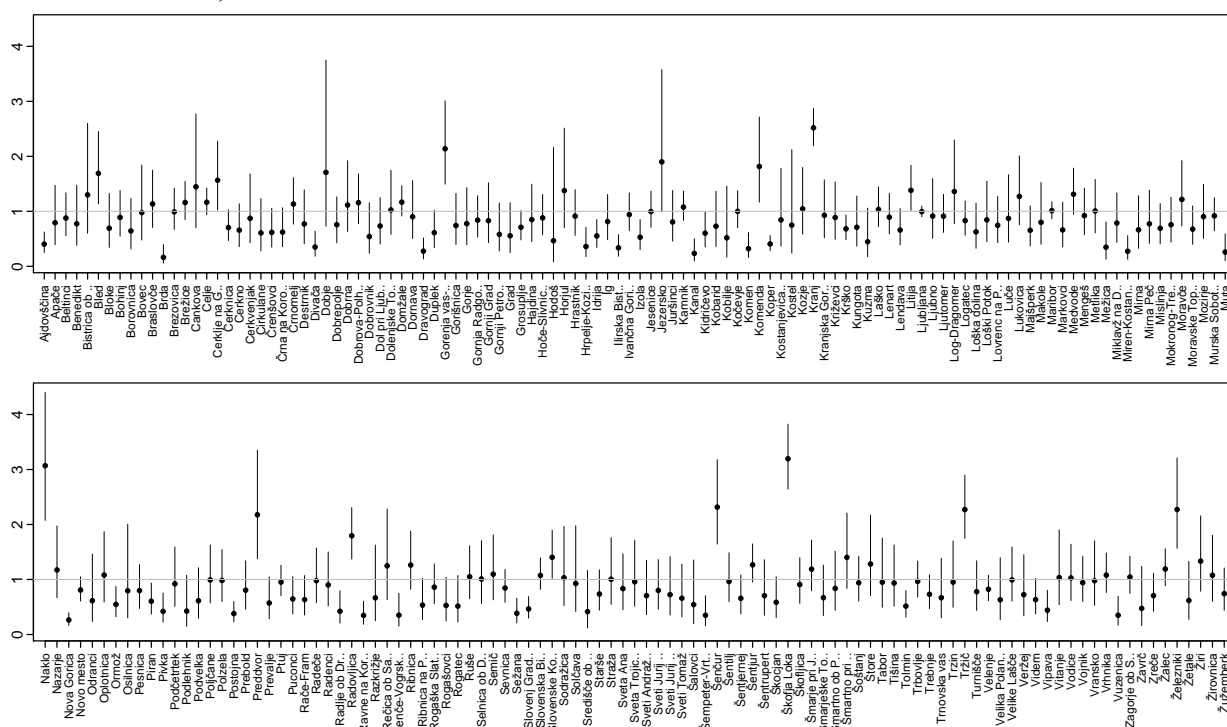


Slika 7.17: CIN2, glajen SKK



V primeru diagnoz CIN2 se na skoraj enaki lestvici kaže podobna slika kot pri PIL-VS, vendar pa na severovzhodu države ni več opaziti večjega tveganja, celo obratno, tveganje je v primerjavi s celotnim območje Slovenije manjše. V primerjavi s CIN2 od povprečja bolj izrazito izstopajo tudi območja z manjšim tveganjem na zahodu Slovenije in Dravograd z okolico.

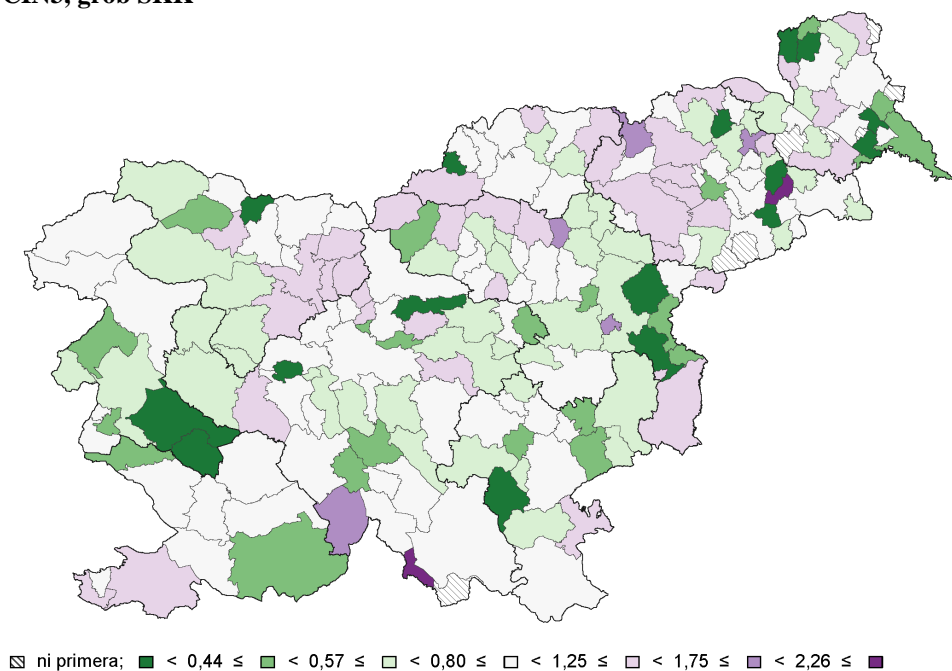
Slika 7.18: CIN2, kredibilni intervali



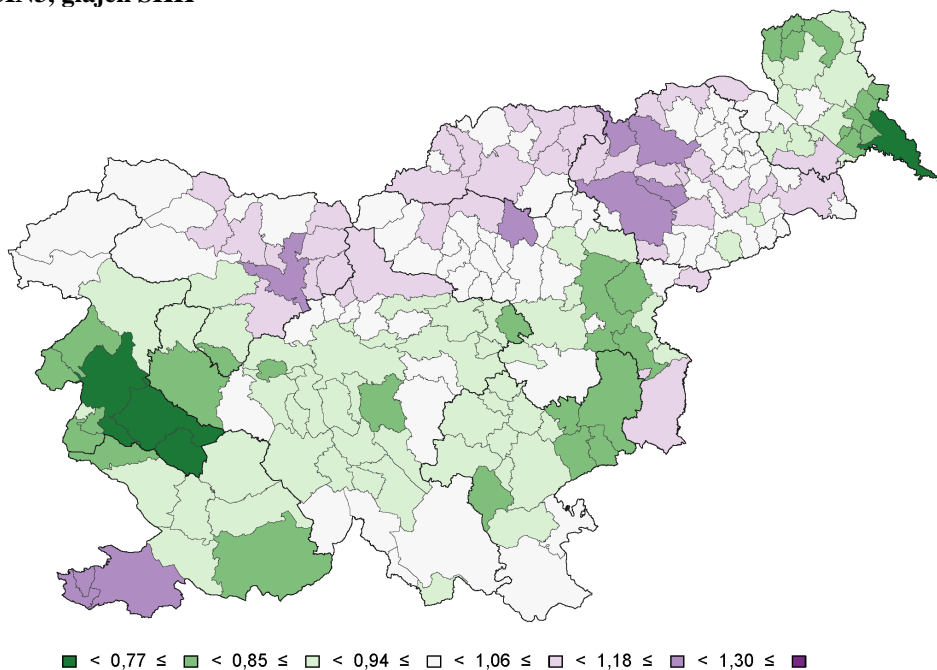
7.2.3 CIN3

V analizirani skupini je bilo v proučevanem obdobju skupaj 2.710 primerov bolezni, kar pomeni 12,8 na občino. Brez diagnosticiranega primera bolezni CIN3 v analizirani skupini je bilo osem občin, od katerih je imela največja 912 prebivalk iz ciljne starostne skupine. Vrednosti SKK so znašale 0–2,67, pri čemer sta bili v skrajni razred ($SKK \geq 2,63$) uvrščeni občini Osilnica in Dornava s 118 in 867 ženskami iz ciljne skupine. Po glajenju podatkov se je razpon SKK zmanjšal na interval 0,70–1,28. Vrednost Moranove I statistike 0,015 (pri $p = 0,325$) je za grobe SKK nakazovala naključno razporejene primerov bolezni. Z glajenjem podatkov smo dobili zemljevid z opaznimi vzorci v razporejanju SKK, kar potrjuje vrednost Moranove I statistike 0,682 (pri $p < 0,000$). Razmerje na podlagi varianc slučajnih vplivov $frac_{spatial}$ je 0,854 in tudi tokrat kaže na večji vpliv prostorske slučajne komponente. Vrednosti SKK so se pred glajenjem od povprečja značilno ($p < 0,05$) razlikovale v 16, po glajenju pa v sedmih (Slika 7.21).

Slika 7.19: CIN3, grob SKK

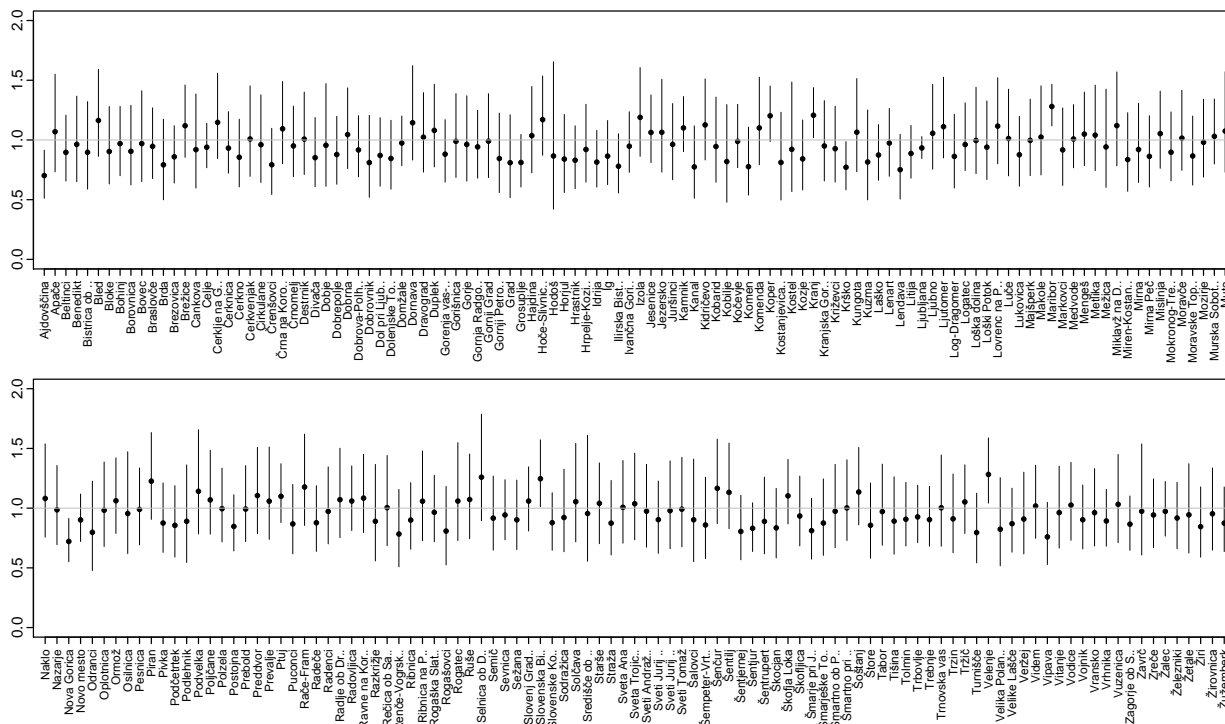


Slika 7.20: CIN3, glajen SKK



Povečano tveganje se kaže v območju od občine Kranj z okolico do občin Maribor in Slovenska Bistrica ter v vseh treh obalnih občinah. 95 % kredibilni interval za občine Kranj, Maribor, Slovenska Bistrica in Velenje leži nad vrednostjo 1 (Slika 7.21), torej se na teh območjih kaže značilno povečano tveganje (pri $p < 0,05$). Z nizkim tveganjem tudi v primeru CIN3 od povprečja odstopajo občina Nova Gorica in njene sosede (v Novi Gorici in Ajdovščini je tveganje značilno (pri $p < 0,05$) manjše od povprečja), severovzhodni del države in vzhodni del koprške zdravstvene regije, poleg tega pa tudi osrednja Slovenija. Prav tako je manjše tveganje v sosednjih občinah Krško (kjer je tveganje značilno manjše od povprečja ($p < 0,05$)) in Šentjur z okolico, kar pa ne velja za obmejno občino Brežice, ki od sosed odstopa po večji oceni ogroženosti.

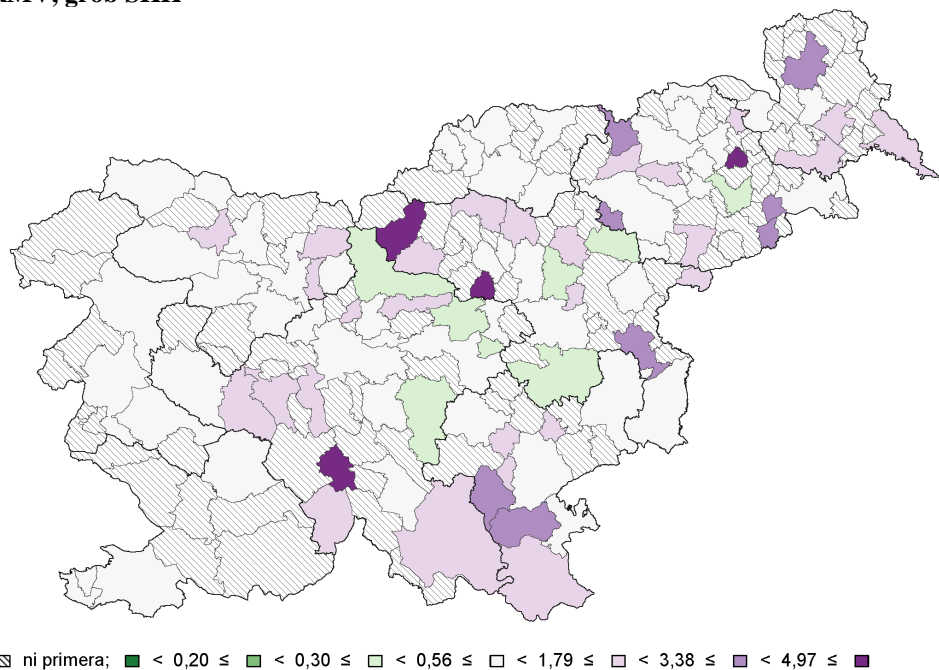
Slika 7.21: CIN3, kredibilni intervali



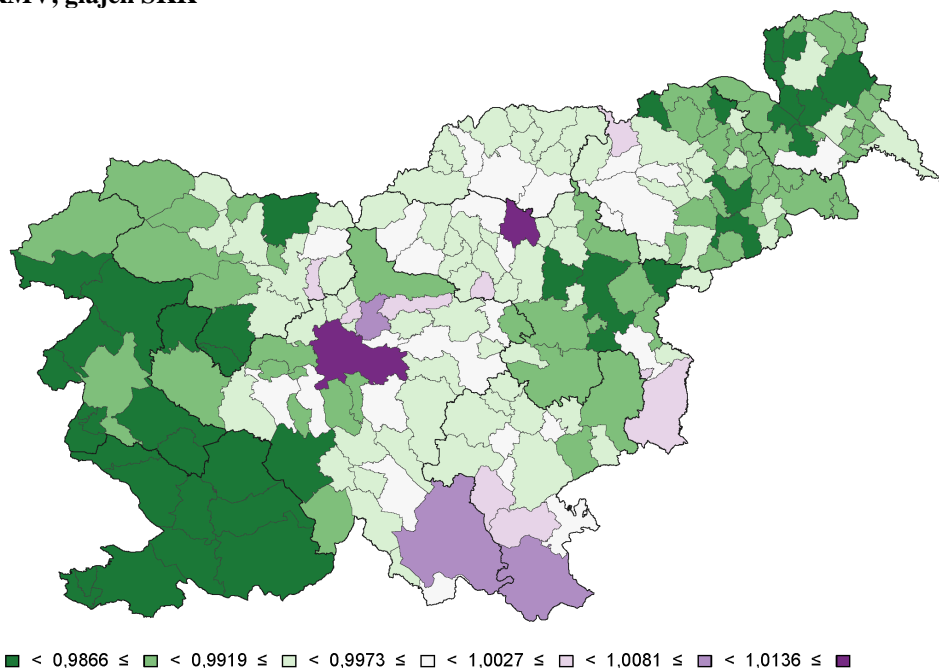
7.2.4 RMV

RMV je najredkejša od bolezni materničnega vratu, ki so vključene v naše analize. Na celotnem območju Slovenije je bilo v analizirani skupini žensk v triletnem obdobju 266 primerov te bolezni. Preračunano v povprečju to pomeni 1,26 primera na posamezno občino. V več kot polovici občin (112) ni bilo zabeležene diagnoze. Razpon grobega SKK je bil tako 0–10,21. Vrednosti 4,97 ali več, ki so razvrščene v zgornji skrajni razred, so v primeru štirih občin z manj kot 500 prebivalkami ciljne skupine. Vse to je vplivalo na visoko stopnjo glajenja, kar pomeni večje razlike med vrednostmi grobih in glajenih SKK. Po glajenju podatkov so bile vse vrednosti SKK blizu povprečju in so znašale med 0,9712 in 1,024. Vrednost Moranove I statistke je pri grobih SKK znašala -0,029 (pri $p = 0,712$), pri glajenih pa 0,576 (pri $p < 0,000$). Razmerje na podlagi varianc prostorskih in heterogenih slučajnih vplivov $\text{frac}_{\text{spatial}}$ 0,336 tokrat kaže na večji vpliv heterogenih vplivov. Prostorska odvisnost glajenega zemljevida je zato v večji posledica učinka glajenja, kot pa razporejanja vrednosti grobih SKK. Pred glajenjem podatkov je bilo značilno ($p < 0,05$) povečano tveganje v občinah Selnica ob Dravi in Tabor, po glajenju pa takšnih občin ni bilo (Slika 7.24).

Slika 7.22: RMV, grob SKK

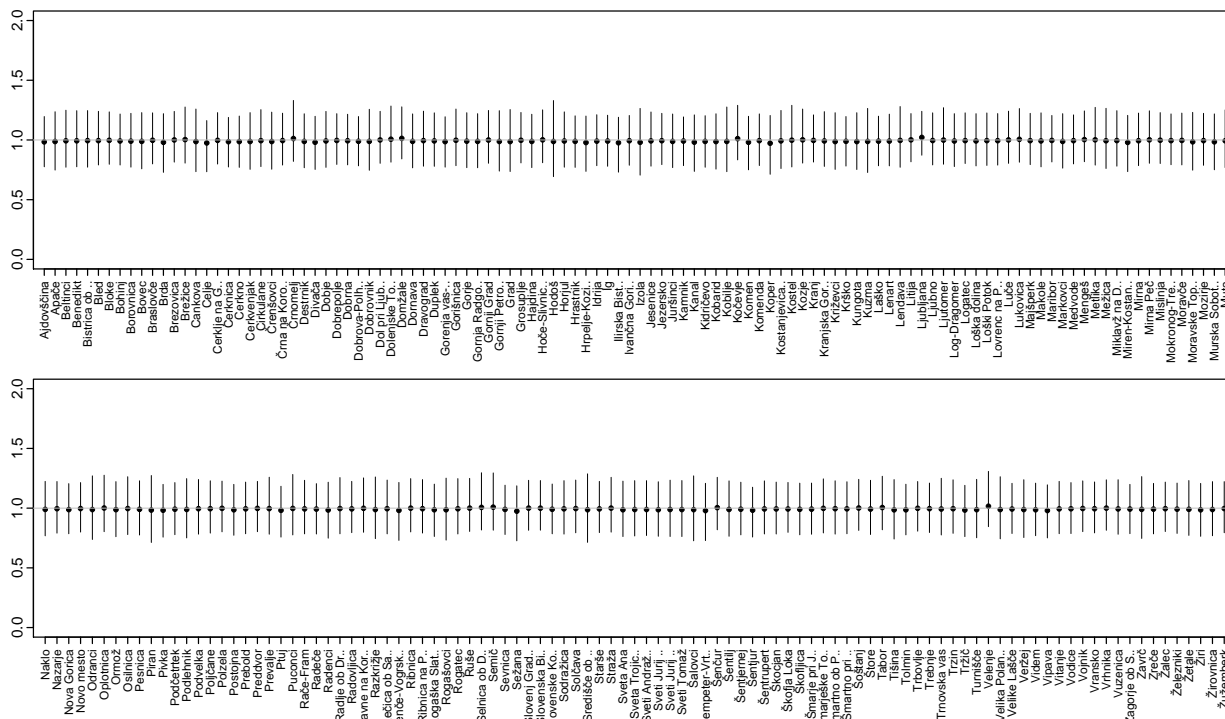


Slika 7.23: RMV, glajen SKK



SKK je v vseh primerih zelo blizu 1, kredibilnostni intervali pa imajo širok razpon, ki je podoben pri vseh občinah, zato težko govorimo o povečanem tveganju za katerokoli območje. Vseeno lahko opazimo, da se manjše tveganje nakazuje na zahodu in vzhodu države, na določenih območji v osredni in južni Sloveniji pa se nakazuje povečano tveganje. Prikazan zemljevid je tudi izrazit primer tega, kako pomembno je upoštevati vrednosti prikazanih podatkov pri interpretacijah, saj samo vizualni prikaz ne vsebuje vseh informacij.

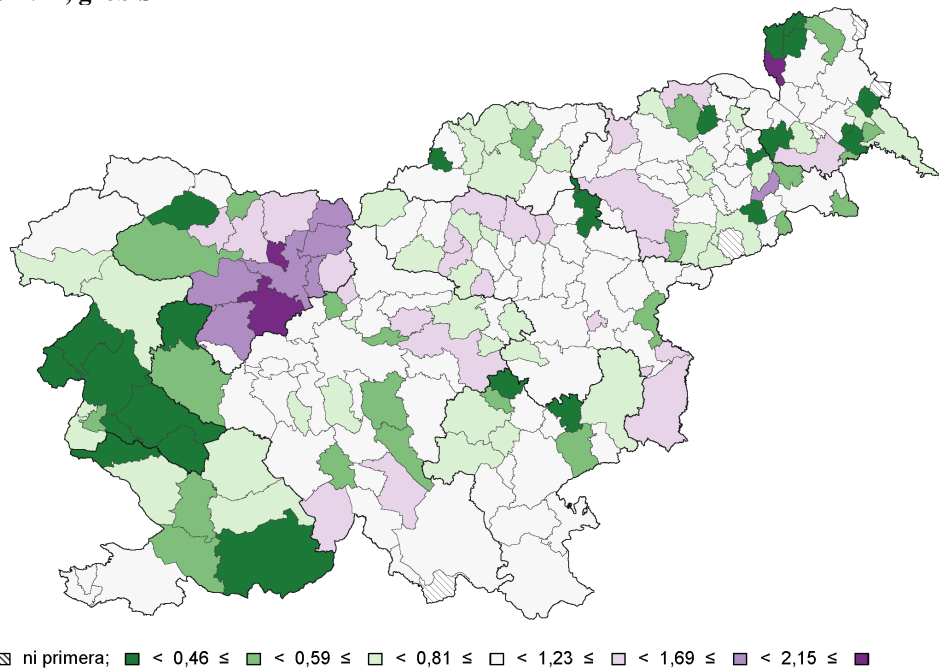
Slika 7.24: RMV, kredibilni intervali



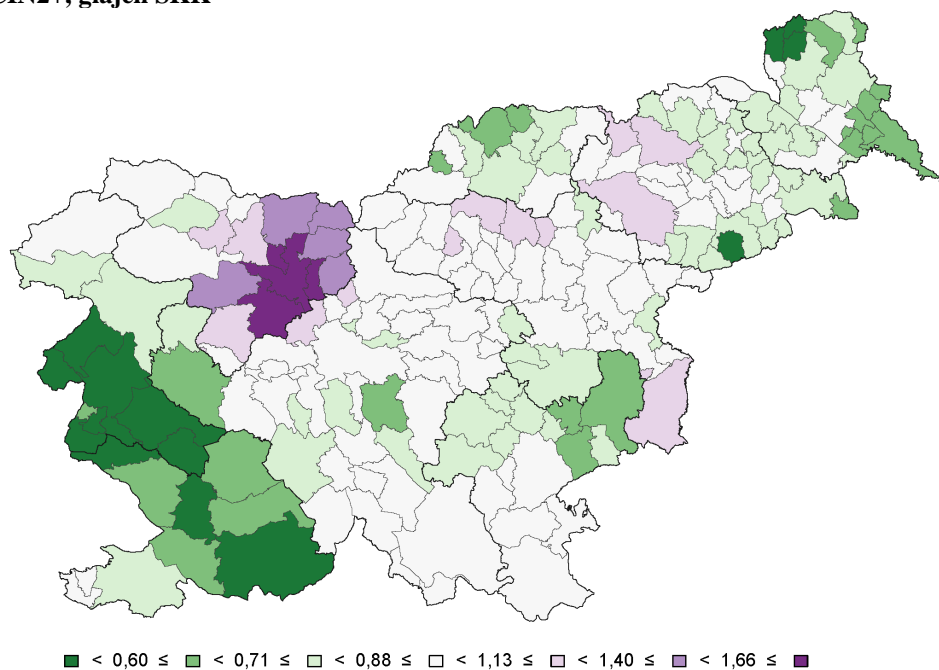
7.2.5 CIN2+

Zadnje tri kazalnike bremena bolezni materničnega vratu povzema zemljevid, ki upošteva diagnoze obeh sprememb visoke stopnje in RMV. Skupno število žensk z vsaj eno od diagnoz CIN2, CIN3 in RMV v Slovenji je bilo 5.219, v povprečju 24,7 na občino. Brez primera katerekoli od treh bolezni je bilo pet občin, od katerih je imela največja 619 prebivalk iz ciljne starostne skupine. Grobi SKK je znašal med 0 in 2,32. V skrajnem zgornjem razredu ($SKK \geq 2,15$) izstopajo manjša občina Cankova (620) ter večji občini Škofja Loka in Naklo v katerih je imelo prijavljeno stalno prebivališče 1.568 in 7.060 žensk med 20. in 64. letom starosti. Po glajenju so znašale vrednosti SKK med 0,45 in 2,11. Ponovno lahko ugotovimo kopičenje podobnih vrednosti na določenih področjih, kar potrjuje Moranova I statistika, ki je znašala 0,222 pred in 0,649 po glajenju (v obeh primerih pri $p < 0,000$). Razmerje $frac_{spatial}$ 0,984 tako kot pri obeh CIN kaže na visoko stopnjo prostorske odvisnosti. Vrednosti grobih SKK so se od povprečja značilno (pri $p < 0,05$) razlikovale v 33 primerih, po glajenju podatkov pa je bilo takšnih občin sedem več (Slika 7.27).

Slika 7.25: CIN2+, grob SKK

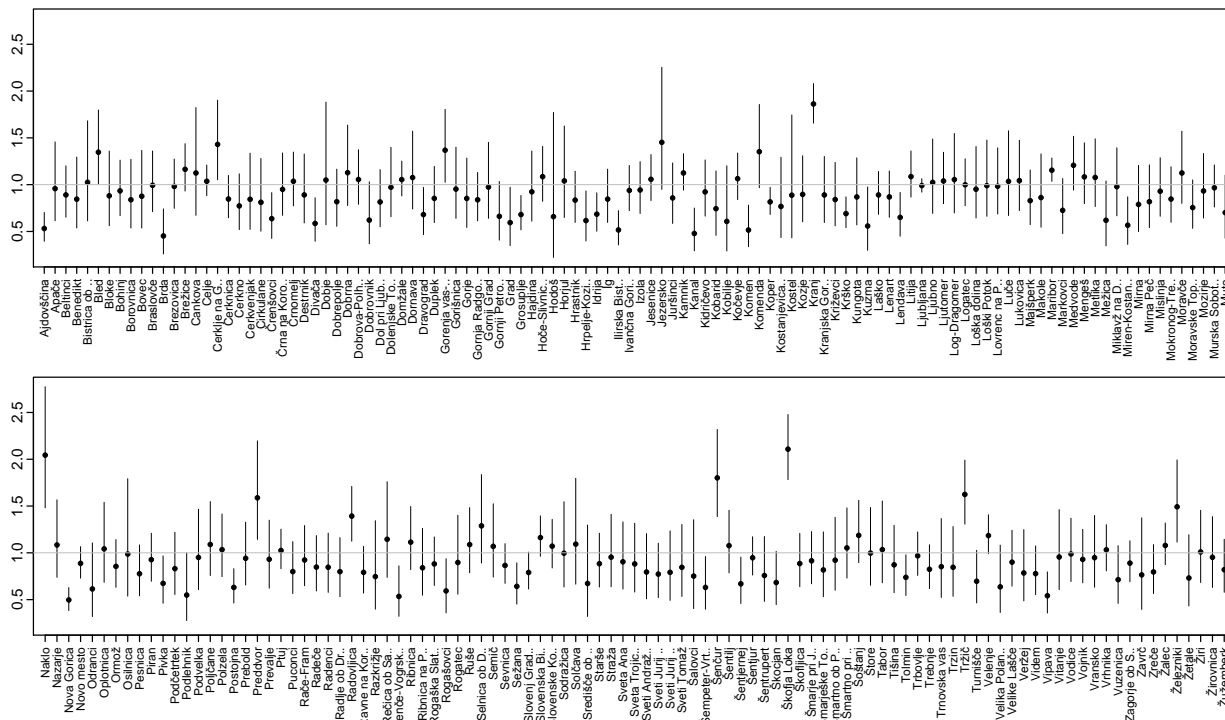


Slika 7.26: CIN2+, glajen SKK



Izrazito povečano tveganje v primerjav s slovenskim povprečjem lahko ugotovimo na območju občine Kranj z okolico, kjer smo že ugotavljali večjo ogroženost za bolezni CIN2 in CIN3. Manjše tveganje se kaže na zahodu, predvsem v Novi Gorici z okoliškimi občinami in tudi severovzhodu države.

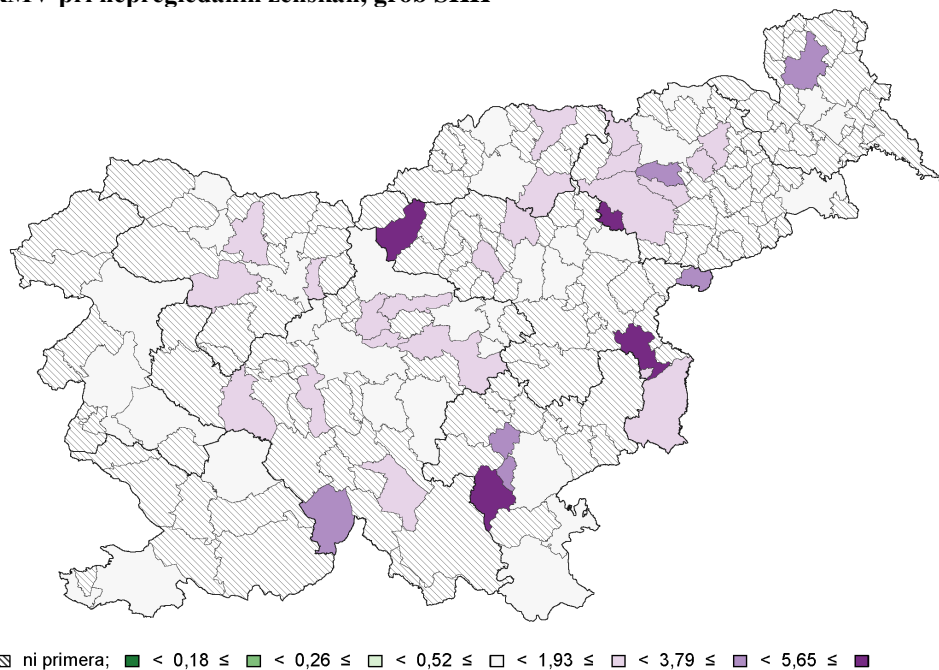
Slika 7.27: CIN2+ , kredibilni intervali



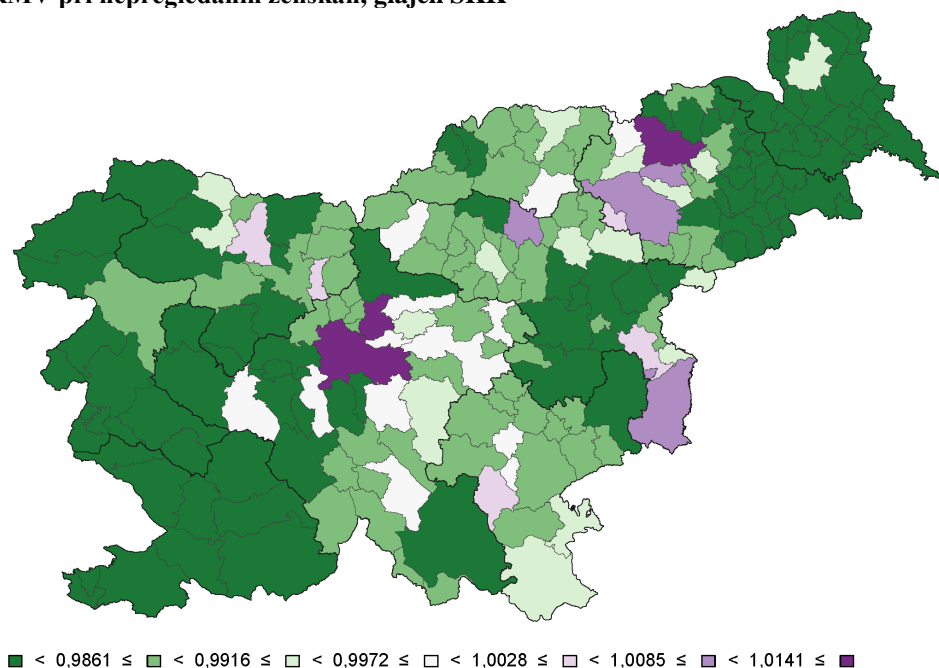
7.2.6 RMV pri nepregledanih ženskah

Med ženskami, ki se niso udeleževale presejalnih pregledov, je bilo diagnosticiranih 134 primerov RMV ali 0,64 primera na posamezno občino. To je več kot polovica od 266 diagnosticiranih RMV pri vseh ženskah v analizirani skupini. Brez primera RMV pri nepregledanih ženskah iz analizirane skupine je bilo 150 slovenskih občin. Razpon vrednosti SKK je znašal 0–10,69 pred ter 0,9624–1,025 po glajenju. Tako kot pri upoštevanju vseh RMV v analizirani skupini, je bila tudi v tem primeru stopnja glajenja zelo visoka. Moranova I statistika je z vrednostjo $-0,001$ (pri $p=0,466$) v primeru grobih SKK kazala na odsotnost kakršnihkoli vzorcev pri prostorskem razporejanju, po glajenju podatkov pa vrednost Moranove I statistike znaša $0,535$ (pri $p < 0,000$), torej so prisotni trendi v prostorskem razporejanju. Tako kot v primeru upoštevanja vseh diagnoz RMV, je tudi tokrat večji vpliv kot prostorska imela heterogena slučajna komponenta ($\text{frac}_{\text{spatial}}=0,220$), prav tako pa je prostorska odvisnost v veliki meri posledica močnega vpliva glajenja na podatke. 95 % interval zaupanja v primeru grobih SKK ni vseboval vrednosti 1 v občinah Ljubljana in Domžale, po glajenju pa takšnih občin ni bilo (Slika 7.30).

Slika 7.28: RMV pri nepregledanih ženskah, grob SKK



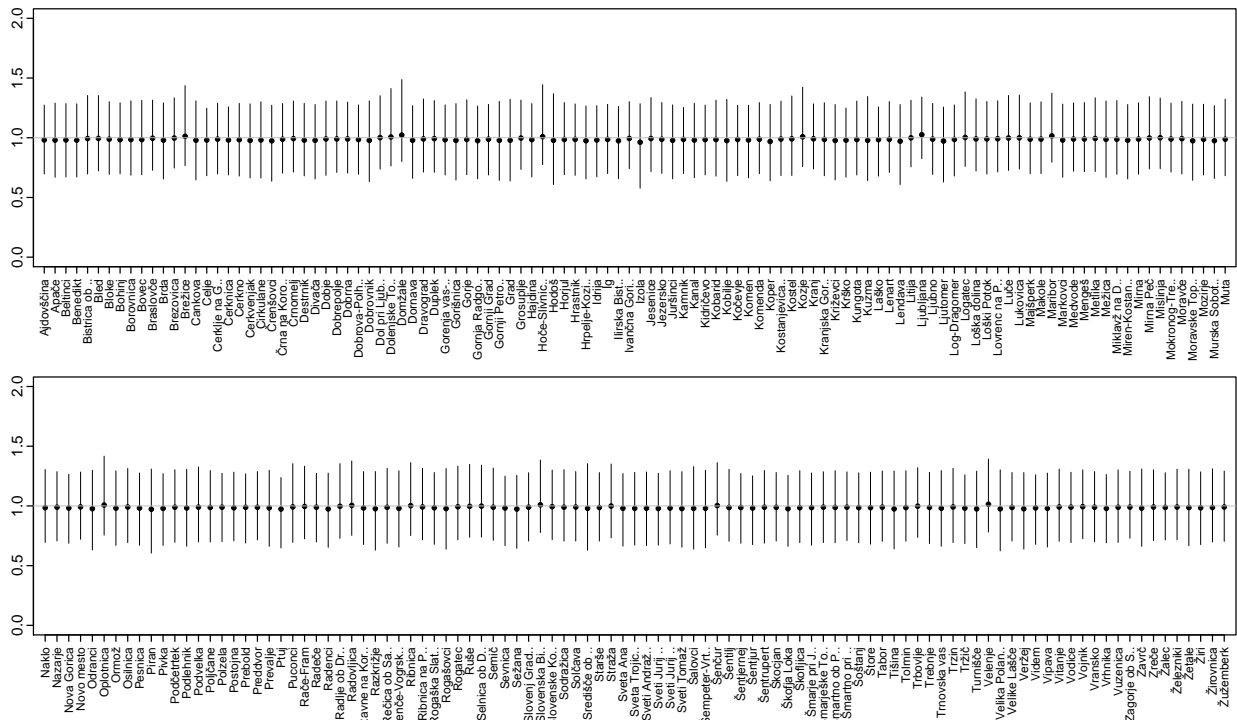
Slika 7.29: RMV pri nepregledanih ženskah, glajen SKK



O povečanem tveganju na podlagi glajenih SKK ne moremo zanesljivo sklepati, saj so vse vrednosti blizu ena, kredibilnostni intervali pa imajo širok razpon in so podobni za vse enote. Manjša ogroženost z RMV, ki bi lahko bila posledica nepregledanosti, se sicer nakazuje na vzhodu in zahodu države, pa tudi na območju občin Krško in Šentjur s predvsem zahodnimi sosedomi. Povečano tveganje se nakazuje predvsem v večjih občinah Ljubljana, Domžale, Maribor, Hoče-Slivnica, Ilirska Bistrica, Velenje in Brežice. S primerjavo obeh zemljevidov na osnovi diagnoz RMV lahko ugotovimo, da morebitno večje tveganje RMV, ki se je

nakazovalo pri vseh ženskah iz analizirane skupine (ne samo nepregledanih) na jugu države, ni posledica nepregledanosti.

Slika 7.30: RMV pri nepregledanih ženskah, kredibilni intervali



8 Razprava

V nalogi smo na ravni občin analizirali kazalnike delovanja presejalnega programa ZORA, ki temeljijo na pregledanosti in odzivnosti ter bremenu bolezni materničnega vratu. Podatke iz državnih registrov smo gladili s hierarhičnim Bayesovim modelom. Na ta način smo iz dejanskih podatkov, ki so lahko predvsem v primeru redkih pojavov v veliki meri podvrženi naključju, izračunali izboljšane ocene. Rezultate smo predstavili na zemljevidih, kjer lahko zaznamo razlike v prostorskem razporejanju kazalnikov.

8.1 O rezultatih

Na zemljevidih smo prikazali, kako se deleži žensk, ki redno opravljajo ginekološke preglede, po slovenskih občinah razlikujejo. Vzorci kopičenja, ki smo jih pri tem zaznali, so podobni vzorcem, ki smo jih opazovali pri ostalih kazalnikih odzivnosti v DP ZORA. Za območja, kjer je pregledanost manjša, v grobem velja, da DP ZORA tja pošilja relativno več vabil kot v območja, kjer je pregledanost večja. To kaže, da program ZORA dobro deluje kot varnostni mehanizem pri ženskah, ki se pregledov ne udeležujejo same, nimajo izbranih ginekologov ali pa jih ti ne povabijo. Centralna vabila DP ZORA namreč pošilja ženskam, ki štiri leta nimajo zabeleženega izvida BMV, torej tudi tistim, ki jih je morda že povabil izbrani ginekolog, pa se pregleda niso udeležile. Doprinos poslanih centralnih vabil k pregledanosti je največji na območjih, kamor je poslanih največ vabil, kar kaže, da DP ZORA na preglede vabi ustrezne ženske. S primerjavo odziva na centralna vabila in pregledanosti pa ugotovimo, da je na območjih, kjer je pregledanost večja, večji tudi odziv na centralna vabila.

Z neudeležbo žensk v presejalnem programu povezujejo neozaveščenost in pomanjkanje informacij, strah pred pregledom ali izvidom, pa tudi premalo ženskih ginekologinj (Fylan 1998). Pomemben predpogoj za dobro pregledanost pa je dostopnost do ginekoloških storitev, kar vključuje ustrezne čakalne dobe in oddaljenost od ambulant (Arbyn in dr. 2008, 35).

Na območjih z večjo pregledanostjo in manjšo stopnjo pošiljanja vabil, med katerimi izstopa predvsem občina Nova Gorica z okolico, tako lahko deluje več dejavnikov. Na območju je lahko prisotna večja ozaveščenost žensk o pomembnosti sodelovanja v presejalnih programih, ginekološke storitve pa so dobro dostopne. Zato se ženske v večji meri pregledov udeležujejo same ali pa se odzovejo povabilu izbranega ginekologa. Dobra pregledanost in zato manjša potreba po centralnih vabilih lahko kažeta tudi, da sistem vabljenja pri

ginekologih dobro deluje, zato je tudi doprinos poslanih centralnih vabil na teh območjih manjši.

Podobna slika kot v Novi Gorici in okoliških občinah se kaže na severnem delu celjske zdravstvene regije, kjer pa ima pošiljanje centralnih vabil večji doprinos k pregledanosti žensk s tega območja. Tja je poslanih približno povprečno število centralnih vabil, na katera pa se ženske odzivajo v večji meri, zato imajo centralna vabila pomembnejši prispevek k povečevanju pregledanosti območja, kot to velja za Novo Gorico z okolico.

Na območjih, kjer je pregledanost slabša in kamor DP ZORA pošlje več centralnih vabil, bi vzroki lahko bili obratni. V tem pogledu izstopa predvsem severovzhod države in vzhodni del koprške zdravstvene regije (predvsem občine Postojna, Pivka, Ilirska Bistrica). Na slabšo pregledanost bi lahko vplivala manjša ozaveščenost žensk ali slabša dostopnost ginekoloških storitev, kar nakazuje tudi relativno slabši do povprečen odziv na centralna vabila. Je pa za ta območja značilen tudi večji doprinos k pregledanosti zaradi centralnih vabil, posebej v okolici občine Ljutomer na vzhodu in na celotnem vzhodnem delu koprške zdravstvene regije. To so torej območja, kjer ima pošiljanje centralnih vabil DP ZORA največji pomen za povečevanje pregledanosti, ki pa je še vedno manjša od povprečja. Zato bi bilo tam treba preveriti dostopnost ginekoloških storitev, predvsem pa, zaradi relativno velikega števila poslanih vabil, kako deluje sistem pošiljanja vabil pri izbranih ginekologih.

Tudi v sosedskih občinah Krško in Brežice z okolico je pregledanost manjša, vendar pa se v ta območja pošilja približno povprečno relativno število centralnih vabil. Ker je povprečen tudi odziv nanje, doprinos centralnih vabil k pregledanosti na tem območju ne odstopa izrazito od povprečja. DP ZORA od 2008 dosega 100 % ciljne populacije, kar pomeni, da so takrat poslali vabila vsem ženskam v registru, ki od začetka izvajanja programa niso imele izvida BMV (Primic Žakelj in dr. 2009, 9). Vzroke za manj poslanih vabil glede na slabšo pregledanost bi tako lahko iskali v morebitnem večjem številu dokončnih neodzivnic, za katere DP ZORA še išče načine za (ponovno) vključitev v presejanje.

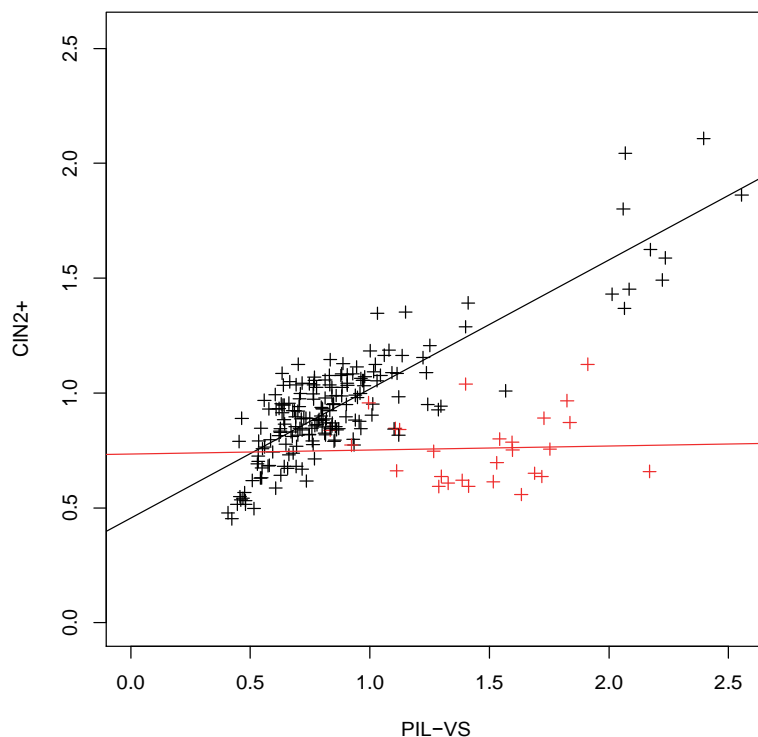
Določene posebnosti se kažejo tudi v občini Kranj z okolico. Pregledanost je dobra do povprečna in DP ZORA pošlje približno povprečno relativno število centralnih vabil. Vendar pa je odziv na poslana vabila večji kot je slovensko povprečje, zato ima tudi na tem območju pošiljanje centralnih vabil večji doprinos k pregledanosti.

V analizi kazalnikov bremena bolezni materničnega vratu ugotavljamo povečano tveganje predrakavih sprememb predvsem na območju občine Kranj z okolico. Na manj zanesljivih

ocenah pa se na tem območju nakazuje manjše tveganje RMV. To bi lahko pomenilo, da je območje sicer bolj ogroženo, vendar pa se razvoj RMV s preventivnimi ukrepi uspešno preprečuje. Tudi pregledanost žensk je namreč v nekaterih občinah večja od povprečja, v preostalih pa se od povprečja bistveno ne razlikuje.

S primerjavo zemljevidov diagnoz PIL-VS (Slika 7.14) in CIN2+ (Slika 7.17) lahko opazimo nepričakovana odstopanja. Diagnoza PIL-VS nakazuje predrakave spremembe visoke stopnje CIN2 in CIN3, zato pričakujemo podobno prostorsko sliko kazalnikov PIL-VS in CIN2+. Ta se kaže povsod, razen na območju murskosoboške zdravstvene regije, kjer je več diagnoz PIL-VS od slovenskega povprečja, hkrati pa se kaže manjše tveganje CIN2+. Odstopanje murskosoboške regije v primerjavi s preostalo Slovenijo prikazuje Slika 8.1. Najverjetnejša razlaga je, da so bile citološke diagnoze PIL-VS na murskosoboškem območju večkrat posledica previsokih ocen in ne povečane ogroženosti. Pri citološkem ocenjevanju BMV gre namreč za zahtevne procese, kjer je končna ocena odvisna od subjektivne presoje, zato se ocene med ocenjevalci razlikujejo (Stoler in Schiffman 2001; IARC 2005, 59–90; Kitchener in dr. 2006).

Slika 8.1: Primerjava glajenih SKK za PIL-VS in CIN2+ med murskosoboško zdravstveno regijo in ostalo Slovenijo



Rdeče so označene občine v murskosoboški zdravstveni regiji, tem podatkom se prilaga rdeča črta, črno pa ostale občine, katerim se prilaga črna črta.

Ugotavljamo tudi, da imajo ženske s severovzhodne Slovenije, ki so se v obdobju analize v najmanjši meri udeleževale presejalnih pregledov, tudi manjše tveganje bolezni materničnega vratu v primerjavi s slovenskim povprečjem. V določeni meri je lahko prav manjša relativna pregledanost razlog za manj zaznanih primerov v populaciji, vendar pa si s približno 5–20 % slabšo pregledanostjo ne moremo razlagati okrog 15–40 % in več manjše ocene tveganja bolezni CIN2, CIN3 in RMV. Poleg tega pa se po drugi strani občina Nova Gorica z okolico, kjer je pregledanost žensk med največjimi, kaže kot področje, kjer so ženske najmanj ogrožene z boleznimi materničnega vratu.

8.2 O metodah

Po glajenju podatkov z Bayesovim hierarhičnim modelom lahko pri vseh kazalnikih opazimo splošen trend glajenja vrednosti k povprečju (Slika 8.2 in Slika 8.3). To je glede na uporabljen model pričakovano, saj ta vključuje sosedske vplive in vplive celotnega območja. Na splošno lahko ugotovimo, da so bile vrednosti kazalnikov, ki temeljijo na večjem številu primerov manj glajene (bliže dejanskim podatkom) kot tiste, ki temeljijo na manjšem. Prav tako lahko na podlagi obeh grafov opazujemo, da so se vrednosti SKK manjših občin, kjer so podatki manj zanesljivi (bolj podvrženi naključju), bolj zgladile k povprečju kot vrednosti SKK občin, v katerih je prebivalo večje število žensk.

Pri diagnozah RMV in diagnozah RMV pri nepregledanih ženskah, kjer je bilo število primerov majhno (1,26 in 0,64 na občino), grobi SKK pa ni kazal prostorskih vzorcev (vrednost Moranove I statistike je bila v obeh primerih blizu nič), je bila stopnja glajenja največja, podatki pa so se močno zgladili k povprečju. To sta bila tudi edina kazalnika, kjer so pri modeliranju prevladovali heterogeni slučajni vplivi, pri vseh drugih so prevladovali prostorski (Tabela 8.1). V primerih obeh zemljevidov RMV, še posebej zemljevida RMV pri nepregledanih ženskah, lahko opazimo, da se relativno večje tveganje kaže predvsem v občinah z večjim številom prebivalcev. Izrazit primer odstopanja na obeh glajenih zemljevidih je občina Ljubljana, v kateri je prebivalo največje število žensk. Ta občina je bila na obeh zemljevidih grobih SKK umeščena v srednji razred. Zaradi večje variabilnosti vrednosti grobih SKK sta imela izračunana srednja razreda širši interval v primerjavi z ostalimi zemljevidi – vrednosti grobih SKK 1,22 in 1,31 za občino Ljubljana sta sicer nakazovali večjo ogroženost. Odstopanje, ki je nastalo z glajenjem podatkov, je najverjetneje posledica močnejšega glajenja vrednosti preostalih, manj naseljenih območij. Ta so namreč še posebej pri tako majhnem številu primerov v celotni populaciji v večji meri podvržena

naključju. Vendar pa zaradi vrednosti SKK, ki so za vse občine blizu povprečja in širokega razpona kredibilnostnih intervalov, na podlagi teh zemljevidov ne moremo zanesljivo določiti območij s povečanim tveganjem. Glajenje pa se je izkazalo kot učinkovito pri preostalih kazalnikih bremena bolezni materničnega vratu, kjer smo lahko na podlagi izboljšanih ocen narisali zemljevide, na katerih niso prevladovale manj zanesljive večje ali manjše vrednosti občin z manjšim številom prebivalk.

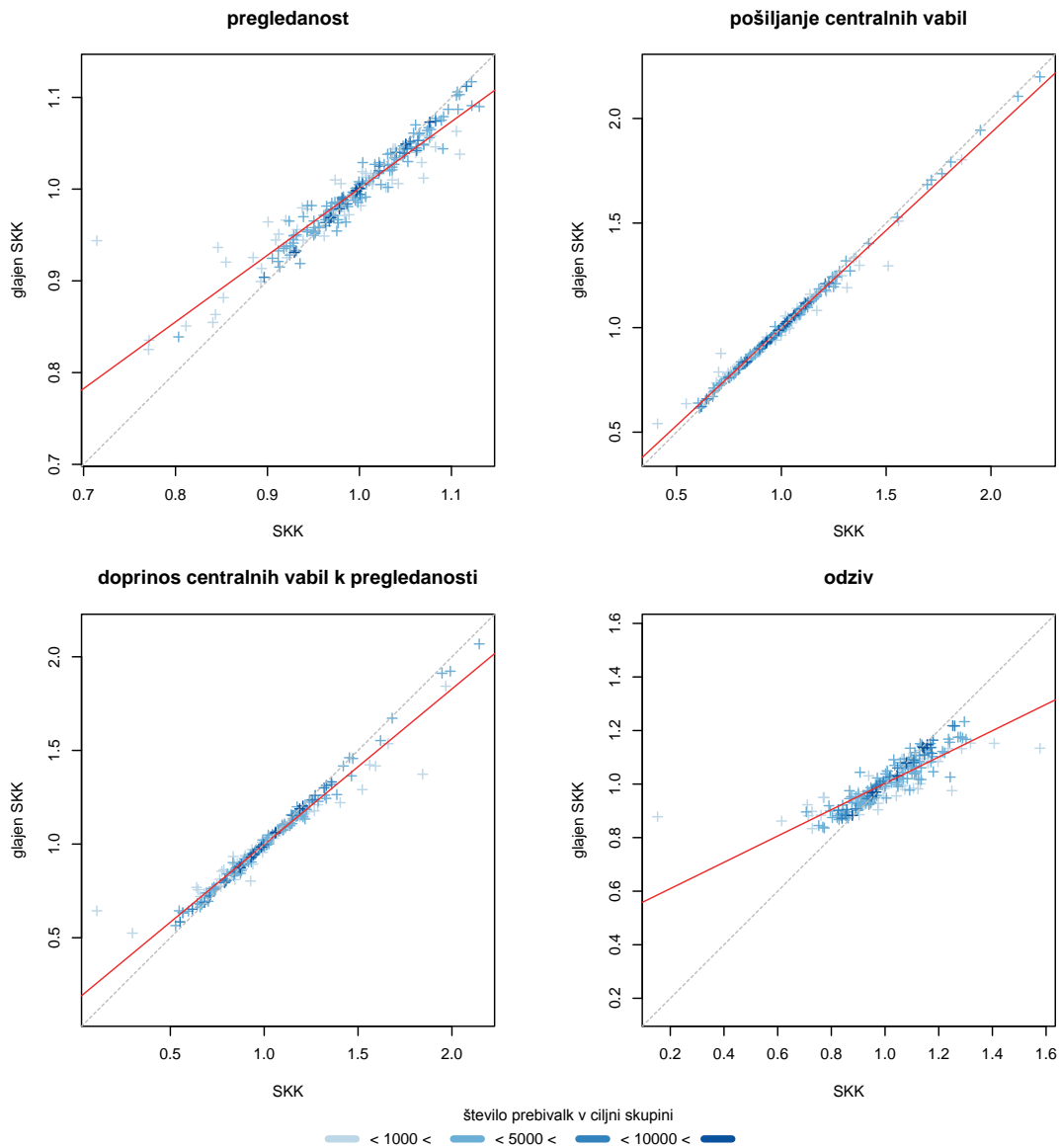
Zaradi večje pogostosti pojavov in zato manjšega vpliva naključja na podatke, so bile glajene vrednosti kazalnikov pregledanosti in odzivnosti bližje grobim vrednostim. Bolj kot zaradi potrebe po pridobivanju izboljšanih ocen, je bilo glajenje zato koristno za lažje prepoznavanje vzorcev v prostorskem razporejanju kazalnikov na širših območjih. Izjema je zemljevid poslanih vabil, kjer je bilo glajenje podatkov najmanj izrazito (Slika 8.2), tako da uporaba metod prostorskega glajenja ni imela bistvenega učinka za prostorski prikaz.

Tabela 8.1: Lastnosti kazalnikov

	PRG ¹	CV ²	D_CV ³	O_CV ⁴	PIL-VS	CIN2	CIN3	RMV	CIN2+	RMV_N ⁵
Povprečno št. primerov na občino	2163	559	233	233	28,9	13,7	12,8	1,26	24,7	0,64
Št. občin brez primera	0	0	0	0	2	17	8	112	5	150
Najmanjša vrednost SKK	0,71	0,41	0,11	0,15	0	0	0	0	0	0
Največja vrednost SKK	1,13	2,23	2,15	1,58	3,66	3,37	2,67	10,21	2,32	10,69
Najmanjša vrednost glajenega SKK	0,83	0,54	0,52	0,83	0,41	0,16	0,70	0,9724	0,45	0,9624
Največja vrednost glajenega SKK	1,12	2,20	2,07	1,23	2,56	3,20	1,28	1,0210	2,11	1,0250
Moranova I (SKK)	0,567	0,490	0,392	0,342	0,454	0,329	0,015	-0,029	0,222	-0,001
p vrednost Moranove I (SKK)	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,325	0,712	0,000	0,466
Moranova I (glajen SKK)	0,743	0,546	0,480	0,679	0,711	0,647	0,682	0,576	0,649	0,535
p vrednost Moranove I (glajen SKK)	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
frac_{spatial}	0,923	0,900	0,819	0,866	0,993	0,997	0,854	0,336	0,984	0,220

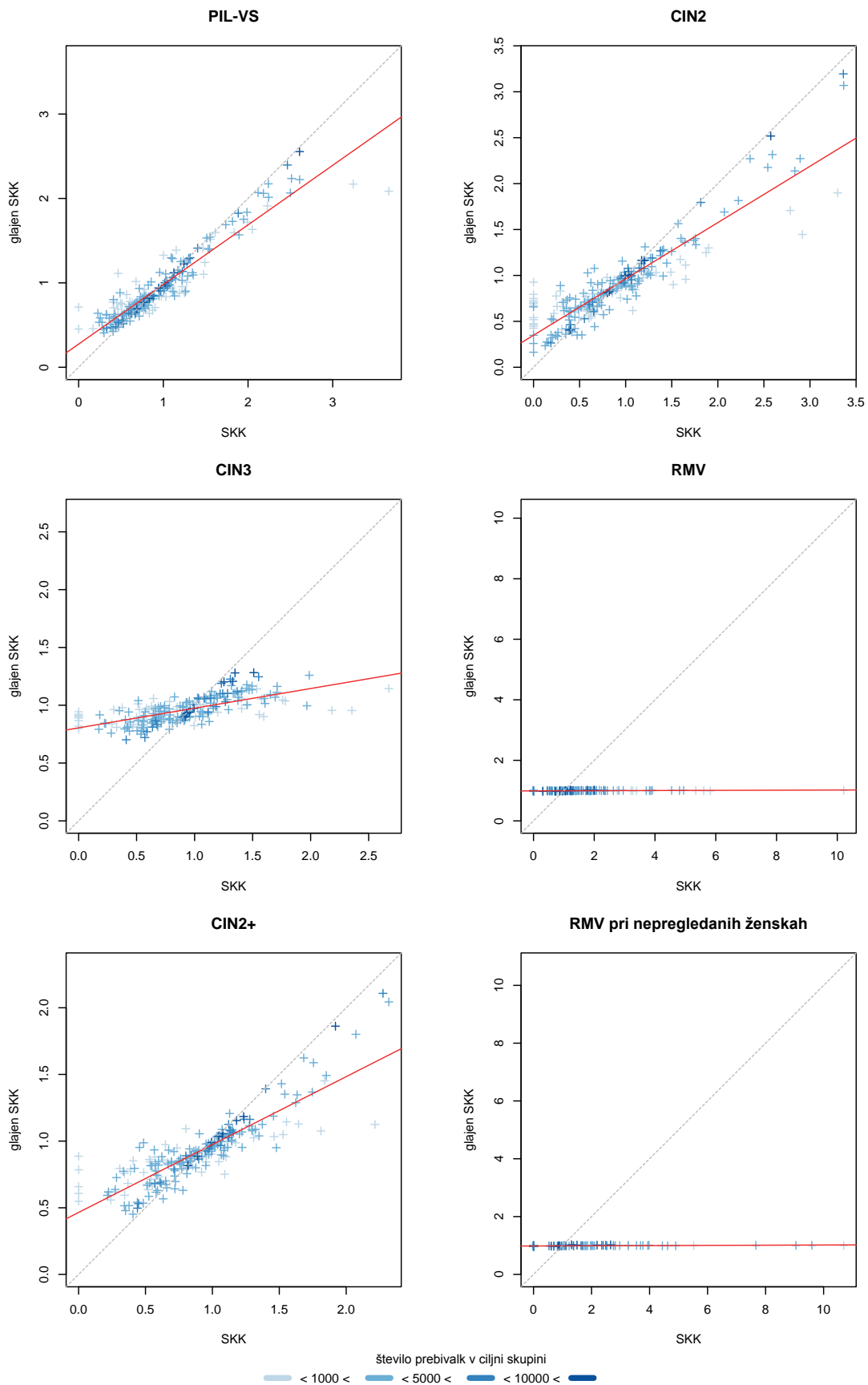
¹PRG - pregledanost; ²CV - poslana centralna vabila; ³D_CV - doprinos centralnih vabil k pregledanosti; ⁴O_CV - odziv na centralna vabila; ⁵RMV_N - RMV pri nepregledanih ženskah

Slika 8.2: Primerjava vrednosti grobih in glajenih SKK pregledanosti in odzivnosti glede na število žensk v ciljni skupini



Rdeča črta se prilega podatkom, siva pa predstavlja točke, v katerih bi bile vrednosti obeh SKK iste.

Slika 8.3: Primerjava vrednosti grobih in glajenih SKK bremena bolezni materničnega vratu glede na število žensk v ciljni skupini



Rdeča črta se prilega podatkom, siva pa predstavlja točke, v katerih bi bile vrednosti obeh SKK iste.

8.3 O podatkih

V raziskavi smo se zanesli na rutinsko zbrane podatke kot so zabeleženi v dveh populacijski zdravstvenih registrih (Register ZORA in Register raka RS) ter v Centralnem registru prebivalstva. Podatkov za analize nismo posebej preverjali, dopolnjevali ali popravljali.

Popolni in kakovostni podatki v zdravstvenih registrih so ključni za delovanje zdravstvenih programov. Prav tako imajo pomembno vlogo pri analizah bremena bolezni in javnozdravstvenih aktivnostih, ki zagotavljajo delovanje in razvoj sistema zdravstvenega varstva. V večini razvitih držav je zato vzpostavljen rutinski sistem zbiranja zdravstvenih podatkov (Zadnik 2014). Popolni podatki so še posebej pomembni, ko gre za analize redkih bolezni, kjer so lahko že podatki za celotno populacijo zaradi vpliva naključja manj zanesljivi, morebitni podatki, pridobljeni iz vzorcev populacije, pa bi bili še toliko manj.

Na dobljene rezultate bi lahko vplival naslov prebivališča. V naši raziskavi smo upoštevali uradni naslov prijavljenega stalnega prebivališča. Izkušnje kažejo, da ljudje ne prebivajo nujno tam, kjer imajo prijavljeno stalno prebivališče. Poleg tega so naši podatki vezani na posamezne občine, prebivalstvo pa je mobilno. Vplivi na analizirane kazalnike tako lahko delujejo v drugih občinah ali drugih državah, kjer se posamezniki nahajajo, morda tudi v večji meri, kot na svojem stalnem naslovu. Nazadnje je za razvoj (in odkritje) bolezni materničnega vratu potreben čas. Ne vemo, koliko časa posamezna oseba živi na prijavljenem naslovu, zato tudi ne moremo vedeti, ali je bila morda izpostavljena dejavnikom tveganja na kakšni drugi lokaciji. Tudi to pa je razlog, da je bolj primeren podatek stalen naslov, kot pa morebitno prijavljeno začasno bivališče. Statistični urad uporablja od leta 2008 definicijo prebivalstva, ki pravi, da so prebivalci Slovenije »...osebe s prijavljenim stalnim in/ali začasnim prebivališčem v Sloveniji, ki v Sloveniji prebivajo ali imajo namen prebivati eno leto ali več in niso začasno odsotne iz Republike Slovenije eno leto ali več« (SURS 20014b). Analiza podatkov iz Registra ZORA in Registra raka RS po tej definiciji ni mogoča, saj registra ne beležita vseh potrebnih podatkov.

9 Zaključek

Na podlagi prostorske analize smo s pomočjo Bayesovega modela za prostorsko glajenje ugotovili različno razporejanje kazalnikov, s katerimi smo ocenjevali delovanje DP ZORA. Čeprav so si občine znotraj posamezne zdravstvene regije včasih podobne, smo uspeli zaznati pomembne razlike na natančnejši ravni.

Najslabša pregledanost žensk iz ciljne skupine DP ZORA je bila v obdobju 2009–2011 predvsem na severovzhodnem predelu Slovenije in na vzhodnem delu kopske zdravstvene regije. To so tudi območja, ki najbolj izstopajo po številu poslanih centralnih vabil, tam pa imajo ta tudi največji pomen za povečevanje pregledanosti. Z izločitvijo vpliva števila poslanih vabil v posamezno občino ugotavljamo, da se na vabila DP ZORA v največji meri odzivajo na severu in severozahodu ter tudi v večini občin novomeške zdravstvene regije in v treh obalnih občinah. Analiza bremena bolezn materničnega vratu CIN2, CIN3 in RMV kaže na večjo ogroženost v okolici občine Kranj.

V prihodnosti bi bilo smiselno analizirati dostopnost ginekoloških storitev. Gre za dejavnik, ki ima lahko pomemben vpliv na analizirane kazalnike pregledanosti in odzivnosti in bi ga lahko analizirali tudi prostorsko. Poleg dostopnosti storitev bi bile v prihodnosti smiselne analize, kako se neodzivnice in ženske, ki sodelujejo v programu, razlikujejo v zaznavanju pomena preventivnega zdravstva. Poleg tega bi bilo dobro preveriti socialno ekonomske vplive na analizirane kazalnike. Čeprav smo zaznali območja, kjer je bilo večje tveganje posameznih bolezn materničnega vratu, samo na podlagi števila primerov težko sklepamo o vzrokih teh razlik. Pri proučevanju bremena bolezn materničnega vratu bi bilo zato v prihodnje analize dobro vključiti znane dejavnike tveganja bolezn.

Prostorska analiza s hierarhičnimi Bayesovimi modeli za glajenje podatkov se je pokazala kot uporabna metoda za prikaz kazalnikov delovanja DP ZORA v Sloveniji. Izračun standardiziranih vrednosti kazalnikov omogoča primerjave med območji znotraj države. Pri tem z uporabo metod za glajenje podatkov dosežemo, da so podatki, predvsem tisti manj zanesljivi, ki temeljijo na redkih pojavih, prikazani na način, ki omogoča prepoznavo širših območji, ki odstopajo od povprečja. Identifikacija teh območij je lahko osnova za nadaljnje analize, s katerimi bi poiskali vzroke za te odklone in jih odpravili. Tako bi DP ZORA lahko še izboljšal svoje delovanje.

10 Literatura

- Andrienko, Natalia in Gennady Andrienko. 2006. *Exploratory Analysis of Spatial and Temporal Data*. Springer: Berlin.
- Albert, Jim. 2009. *Bayesian Computation with R*. Dordrecht: Springer.
- Arbyn, Marc, Ahti Anttila, Joe Jordan, Guglielmo Ronco, Ulrich Schenck, Nereo Segnan, Helene G. Wiener, Amanda Herbert, John Daniel in Lawrence von Karsa, ur. 2008. *European guidelines for quality assurance in cervical cancer screening*. Luxembourg: Office for Official Publications of the European Communities.
- Armstrong, Marc P., Ningchuan Xiao in David A. Bennett. 2003. Using Genetic Algorithms to Create Multicriteria Class Intervals for Choropleth Maps. *Annals of the Association of American Geographers* 93 (3).
- Bell, Sue B., Richard E. Hoskins, Linda Williams Pickle in Daniel Wartenberg. 2006. Current practices in spatial analysis of cancer data: mapping health statistics to inform policymakers and the public. *International Journal of Health Geographics* 5 (49).
- Bernardinelli, L., D. Clayton, in C. Montomoli. 1995. Bayesian estimates of disease maps: How important are priors? *Statistics in medicine* 14 (21–22): 2411–2431.
- Besag, Julian, Jeremy York in Annie Mollié. 1991. Bayesian image restoration, with two applications in spatial statistics. *Annals of the Institute of Statistical Mathematics* 43 (1): 1–59.
- Best, Nicky, Sylvia Richardson in Andrew Thomson. 2005. A comparison of Bayesian spatial models for disease mapping. *Statistical Methods in Medical Research* 14 (1): 35–59.
- Bivand, Roger S., Edzer Pebesma in Virgilio Gómez-Rubio. 2013. *Applied Spatial Data Analysis with R*. New York: Springer.
- Breslow, N.E. in N.E. Day. 1987. *Statistical Methods in Cancer Research Volume II - The Design and Analysis of Cohort Studies*. Lyon: International Agency for Research on Cancer.
- Brewer, Cynthia A. 1994. Color Use Guidelines for Mapping and Visualization. V *Visualization in Modern Cartography*, ur. Alan M. MacEachren in D.R. Fraser Taylor, 123–147. Oxford: Pergamon Press.

- 2006. Basic Mapping Principles for Visualizing Cancer Data Using Geographic Information Systems (GIS). *American Journal of Preventive Medicine* 30 (2S): 25–36.
- , Alan M. MacEachre, Linda W. Pickle in Douglas Herrman. 1997. Mapping Mortality: Evaluating Color Schemes for Choropleth Maps. *Annals of the Association of American Geographers* 87 (3): 411–438.
- Brewer, Cynthia A. in Linda Pickle. 2002. *Evaluation of Methods for Classifying Epidemiological Data on Choropleth Maps in Series*. *Annals of the Association of American Geographers* 92 (4): 662–681.
- Brooks, Stephen P. in Andrew Gelman. 1998. General Methods for Monitoring Convergence of Iterative Simulations. *Journal of Computational and Graphical Statistics* 7 (4): 434–455.
- Carlin, Bradley P. in Thomas A. Louis. 2000. *Bayes and Empirical Bayes Methods for Data Analysis*. New York: Chapman & Hall/CRC.
- Clayton, David in John Kaldor. 1987. Bayes Estimates of Age-Standardized Relative Risks for Use in Disease Mapping. *Biometrics* 43 (3): 671–681.
- Cromley, Ellen K. in Robert G. Cromley. 1996. An analysis of alternative classification schemes for medical atlas mapping. *European Journal of Cancer* 32 (9): 1551–1559.
- dos Santos Silva, Isabel. 1999. *Cancer Epidemiology: Principles and Methods*. Lyon: International Agency for Research on Cancer.
- Esteve, Jacques, Ellen Benhamou, Luc Raymond. 1994. *Statistical Methods in Cancer Research - Volume IV Descriptive Epidemiolog*. Lyon: International Agency for Research on Cancer.
- Florjančič, Mojca in Mojca Kuster. 2014. Vloga medicinske sestre v državnem programu ZORA. V *Zbornik konference Zdravstvena nega v javnem zdravju*, ur. Tamara Štemberger Kolnik, David Ravnik, Katarina Babnik in Mariza Bulič, 75–82. Koper: Založba Univerze na Primorskem.
- Fylan, Fiona. 1998. Screening for cervical cancer: a review of women's attitudes, knowledge, and behaviour. *British Journal of General Practice* 48 (433): 1509–1514.

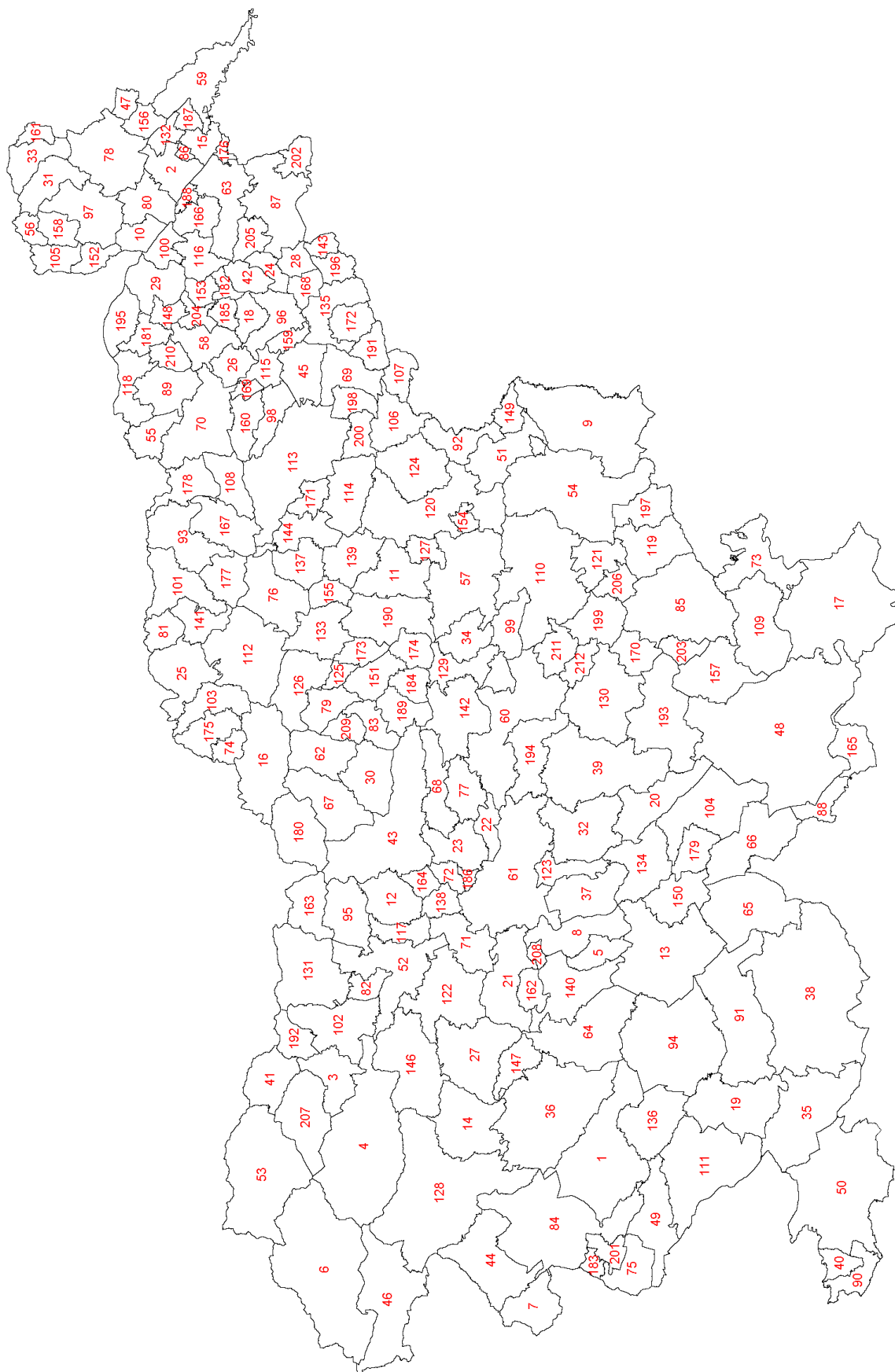
- Gelman, Andrew, John B. Carlin, Hal S. Stern in Donald B. Rubin. 2003. *Bayesian Data Analysis*. Boca Raton: Chapman & Hall/CRC.
- Gelman, Andrew in Donald B. Rubin. 1992. Inference from Iterative Simulation Using Multiple Sequences. *Statistical Science* 7 (4): 457–472.
- Gilbert, Edmund W. 1958. Pioneer Maps of Health and Disease in England. *The Geographical Journal* 124 (2): 172–183.
- Goodchild, Michael F. 2007. Data Analysis, Spatial. V *Encyclopedia of GIS*, ur. Shashi Shekhar in Hui Xiong, 200–203. New York: Springer.
- Goovaerts, Pierre in Samson Gebreab. 2008. How does Poisson kriging compare to the popular BYM model for mapping disease risks? *International Journal of Health Geographics* 7 (6).
- IARC. 2005. *IARC Handbooks of Cancer Prevention. Volume 10: Cervix Cancer Screening*. Lyon: World Health Organization.
- Ivanuš, Urška in Maja Primic Žakelj. 2013. Klinična uporaba in pomen testa za humani papilomski virus v Državnem presejalnem programu ZORA. *Medicinski razgledi* 52 (S3): 113–125.
- 2014. Obravnava žensk z indikacijo za triažni test HPV. V *Obnovitveni kolposkopski tečaj s poudarkom na praktičnih veščinah*, ur. Špela Smrkolj, 48–69. Ljubljana: Združenje za ginekološko onkologijo, kolposkopijo in cervikalno patologijo SZD in Onkološki inštitut.
- Kitchener, Henry C., Philip E. Castle in J. Thomas Cox. 2006. Chapter 7: Achievements and limitations of cervical cytology screening. *Vaccine* 24 (S3): 63–70.
- Košmelj, Blaženka, Franc Arh, Alojzija Doberšek Urbanc, Anuška Ferligoj in Matjaž Omladič. 2002. *Statistični terminološki slovar*. Ljubljana: Statistično društvo Slovenije.
- Lawson, Andrew B. 2007. Public Health and Spatial Modeling. V *Encyclopedia of GIS*, ur. Shashi Shekhar in Hui Xiong, 919–928. New York: Springer.
- , A. B. Biggeri, D. Boehning, E. Lesaffre, J-F. Viel, A. Clark, P. Schlattmann in F. Divino. 2000. Disease mapping models: an empirical evaluation. Disease Mapping Collaborative Group. *Statistics in Medicine* 19 (17–18): 2217–2241.

- Lawson, Andrew B., William J. Browne, Carmen L. Vidal Rodeiro. 2003. *Disease Mapping with WinBUGS and MLwiN*. Chichester: Wiley.
- McCredie, Margaret R.E., Katrina J. Sharples, Charlotte Paul, Judith Baranyai, Gabriele Medley, Ronald W. Jones in David C.G. Skegg. 2008. Natural history of cervical neoplasia and risk of invasive cancer in women with cervical intraepithelial neoplasia 3: a retrospective cohort study. *The Lancet Oncology* 9 (5): 425–434.
- Murayama, Yuji in Rajesh B. Thapa, ur. 2011. *Spatial Analysis and Modeling in Geographical Transformation Process*. Dordrecht: Springer.
- Olsen, Sjúrdur F., Marco Martuzzi in Paul Elliott. Cluster Analysis And Disease Mapping: Why, When, And How? A Step By Step Guide. *British Medical Journal* 313 (7061): 863–866.
- Primic Žakelj, Maja in Urška Ivanuš. 2013. Deset let delovanja programa ZORA. V *Zbornik predavanj, 4. izobraževalni dan programa ZORA*, ur. Urška Ivanuš, Maja Primic Žakelj in Alenka Repše Fokter, 7–11. Ljubljana: Onkološki inštitut.
- 2014. Presejalni programi za raka materničnega vratu -trenutno stanje in prihodnost. V *Obnovitveni kolposkopski tečaj s poudarkom na praktičnih veščinah*, ur. Špela Smrkolj, 27–36. Ljubljana: Združenje za ginekološko onkologijo, kolposkopijo in cervikalno patologijo SZD in Onkološki inštitut.
- , Ana Pogačnik in Marjetka Uršič-Vrščaj. 2009. *Poročilo o rezultatih državnega programa ZORA v letih 2007 in 2008*. Ljubljana: Onkološki inštitut.
- Primic Žakelj, Maja, Vesna Zadnik, Ana Pogačnik in Marjetka Uršič Vrščaj. 2006. Presejanje za raka materničnega vratu v Sloveniji in državni program ZORA. *Radiology and Oncology* 40 (S1): 143–148.
- Rushton, Gerard. 2007. Exploratory Spatial Analysis Methods in Cancer Prevention and Control. V *GIS for Health and the Environment*, ur. Poh C. Ali in Ann S. H. Mak, 2–14. Berlin: Springer.
- Samaniego, Francisco J. 2010. *A Comparison of the Bayesian and Frequentist Approaches to Estimation*. New York: Springer.

- Schiffman, Mark, Nicolas Wentzensen, Sholom Wacholder, Walter Kinney, Julia C. Gage in Philip E. Castle. 2011. Human Papillomavirus Testing in the Prevention of Cervical Cancer. *Journal of the National Cancer Institute* 103 (5): 368–383.
- Snow, John. 1855. *On the Mode of Communication of Cholera*. London: John Churchil.
- Steinberg, Steven J. in Sheila L. Steinberg. 2006. *Geographic Information Systems for the Social Sciences: Investigating Space and Time*. Thousand Oaks: Sage.
- Stoler, Mark H. in Mark Schiffman. Interobserver Reproducibility of Cervical Cytologic and Histologic Interpretations – Realistic Estimates From the ASCUS-LSIL Triage Study. *JAMA* 285 (11): 1500–1505.
- SURS. 2011. *Slovenske občine v številkah*. Dostopno prek: <http://www.stat.si/obcinevstevilkah/?leto=2013> (15. avgust 2014).
- 2014a. *Osebe s prijavljenim stalnim prebivališčem v Republiki Sloveniji po petletnih starostnih skupinah in spolu, občine, Slovenija, polletno*. Dostopno prek: http://pxweb.stat.si/pxweb/Database/Dem_soc/05_prebivalstvo/50_05V10_osebe_stalno_prebivalisce/50_05V10_osebe_stalno_prebivalisce.asp (5. avgust 2014).
- 2014b. *Prebivalstvo, Slovenija. Metodološko pojasnilo*. Dostopno prek: http://www.stat.si/doc/metod_pojasnila/05-007-MP.pdf (2. september 2014).
- Uršič Vrščaj, Marjetka, ur. 2011. *Smernice za celostno obravnavo žensk z rakom materničnega vratu v Sloveniji*. Ljubljana: Onkološki inštitut.
- Vidal Rodeiro, Carmen L. in Andrew B. Lawson. 2005. An evaluation of the edge effects in disease map modelling. *Computational Statistics & Data Analysis* 49 (1): 45–62.
- Waller, Lance A. in Carol A. Gotway. 2004. *Applied Spatial Statistics for Public Health Data*. New Jersey: John Wiley & Sons.
- Waller, Lance A. in Brad Carlin. 2010. Disease Mapping. V *Handbook of Spatial Statistics*, ur. Alan E. Gelfand, Peter J. Diggle, Montserrat Fuentes in Peter Guttorp, 217–243. Boca Raton: CRC Press.
- World Health Organization. *Early detection of cancer*. Dostopno prek: <http://www.who.int/cancer/detection/en/> (22. september 2014).

- Zadnik, Vesna. 2006. *Geografska analiza vpliva socialno-ekonomskih dejavnikov na incidenco raka v Sloveniji*. Doktorska disertacija, Univerza v Ljubljani, Medicinska fakulteta.
- 2014. Sodobni koncepti spremljanja in uporabe populacijskih kazalnikov zdravstvenega stanja. V *Zbornik konference Zdravstvena nega v javnem zdravju*, ur. Tamara Štemberger Kolnik, David Ravnik, Katarina Babnik in Mariza Bulič, 43–50. Koper: Založba Univerze na Primorskem.
- in Brian J. Reich. 2006. Analysis of the relationship between socioeconomic factors and stomach cancer incidence in Slovenia. *Neoplasma* 53 (2): 103–110.
- Zadnik, Vesna, Urška Ivanuš, Mojca Florjančič in Maja Primic Žakelj. 2008. Vloga registra ZORA pri obvladovanju bremena raka materničnega vratu v Sloveniji. *Bilten* 24 (5): 179–183.
- ZORA. 2014. Dostopno prek: <http://zora.onko-i.si/> (15. avgust 2014).
- zur Hausen, Harald. 2002. Papillomaviruses and cancer: from basic studies to clinical application. *Nature Reviews Cancer* 2 (5): 342–350.
- Žagar, Tina. 2011. *Geografski prikaz incidence raka v Sloveniji na podlagi georeferenciranih podatkov*. Doktorska disertacija, Univerza v Ljubljani, Medicinska fakulteta.

Priloga A: Zemljevid in šifrant občin



	OB_ID ¹	SM ²		OB_ID ¹	SM ²		OB_ID ¹	SM ²
Ajdovščina	1	1	Mengeš	72	38	Zavrč	143	105
Beltinci	2	2	Metlika	73	89	Zreče	144	73
Bled	3	3	Mežica	74	39	Železniki	146	106
Bohinj	4	4	Miren-Kostanjevica	75	90	Žiri	147	115
Borovnica	5	121	Mislinja	76	40	Benedikt	148	134
Bovec	6	5	Moravče	77	41	Bistrica ob Sotli	149	135
Brda	7	6	Moravske Toplice	78	126	Bloke	150	136
Brezovica	8	7	Mozirje	79	91	Braslovče	151	137
Brežice	9	8	Murska Sobota	80	42	Cankova	152	138
Tišina	10	183	Muta	81	92	Cerkvenjak	153	139
Celje	11	122	Naklo	82	93	Dobje	154	140
Cerklje na Gorenjskem	12	9	Nazarje	83	94	Dobrna	155	141
Cerknica	13	10	Nova Gorica	84	43	Dobrovnik	156	142
Cerkno	14	11	Novo mesto	85	95	Dolenjske Toplice	157	143
Črenšovci	15	12	Odranci	86	44	Grad	158	144
Črna na Koroškem	16	13	Ormož	87	45	Hajdina	159	145
Črnomelj	17	14	Osilnica	88	96	Hoče-Slivnica	160	146
Destnik	18	189	Pesnica	89	110	Hodoš	161	147
Divača	19	15	Piran	90	187	Horjul	162	148
Dobrepolje	20	16	Pivka	91	97	Jezerko	163	149
Dobrova-Polhov Gradec	21	184	Podčetrtek	92	46	Komenda	164	150
Dol pri Ljubljani	22	17	Podvelka	93	190	Kostel	165	151
Domžale	23	18	Postojna	94	47	Križevci	166	152
Dornava	24	117	Preddvor	95	48	Lovrenc na Pohorju	167	153
Dravograd	25	107	Ptuj	96	98	Markovci	168	172
Duplek	26	19	Puconci	97	99	Miklavž na Dravskem polju	169	173
Gorenja vas-Poljane	27	20	Rače-Fram	98	127	Mirna Peč	170	154
Gorišnica	28	123	Radeče	99	100	Oploznica	171	155
Gornja Radgona	29	21	Radenci	100	111	Podlehnik	172	156
Gornji Grad	30	108	Radlje ob Dravi	101	49	Polzela	173	174
Gornji Petrovci	31	22	Radovljica	102	50	Prebold	174	157
Grosuplje	32	23	Ravne na Koroškem	103	170	Prevalje	175	175
Šalovci	33	168	Ribnica	104	51	Razkrižje	176	158
Hrastnik	34	24	Rogašovci	105	171	Ribnica na Pohorju	177	176
Hrpelje-Kozina	35	74	Rogaška Slatina	106	119	Selnica ob Dravi	178	159
Idrija	36	25	Rogatec	107	112	Sodražica	179	177
Ig	37	109	Ruše	108	52	Solčava	180	160
Ilirska Bistrica	38	133	Semič	109	128	Sveta Ana	181	178
Ivančna Gorica	39	26	Sevnica	110	129	Sveti Andraž v Slov. goricah	182	179
Izola	40	169	Sežana	111	53	Sempeter-Vrtojba	183	161
Jesenice	41	75	Slovenj Gradec	112	54	Tabor	184	162
Juršinci	42	27	Slovenska Bistrica	113	55	Tmovska vas	185	163
Kamnik	43	116	Slovenske Konjice	114	56	Trzin	186	164
Kanal	44	118	Starše	115	57	Velika Polana	187	180
Kidričevo	45	76	Sveti Jurij ob Ščavnici	116	210	Veržej	188	165
Kobarid	46	28	Šenčur	117	120	Vransko	189	181
Kobilje	47	77	Šentilj	118	130	Žalec	190	188
Kočevje	48	29	Šentjernej	119	58	Žetale	191	166
Komen	49	78	Šentjur	120	191	Žirovnica	192	182
Koper	50	185	Škocjan	121	59	Zužemberk	193	167
Kozje	51	30	Škofja Loka	122	60	Šmartno pri Litiji	194	192
Kranj	52	79	Škofljica	123	61	Apače	195	199
Kranjska Gora	53	80	Šmarje pri Jelšah	124	131	Cirkulane	196	200
Krško	54	124	Šmartno ob Paki	125	62	Kostanjevica na Krki	197	201
Kungota	55	31	Šoštanj	126	63	Makole	198	202
Kuzma	56	81	Štore	127	64	Mokronog-Trebelno	199	203
Laško	57	82	Tolmin	128	65	Poljčane	200	204
Lenart	58	32	Trbovlje	129	113	Renče-Vogrsko	201	193
Lendava	59	186	Trebnje	130	66	Središče ob Dravi	202	205
Litija	60	33	Tržič	131	67	Straža	203	206
Ljubljana	61	83	Turnišče	132	68	Sveta Trojica v Slovenskih goricah	204	207
Ljubno	62	34	Velenje	133	132	Sveti Tomaž	205	208
Ljutomer	63	84	Velike Lašče	134	69	Šmarješke Toplice	206	209
Logatec	64	35	Videm	135	101	Gorje	207	194
Loška dolina	65	85	Vipava	136	114	Log-Dragomer	208	195
Loški Potok	66	125	Vitanje	137	102	Rečica ob Savinji	209	196
Luče	67	36	Vodice	138	70	Sveti Jurij v Slovenskih goricah	210	197
Lukovica	68	86	Vojnik	139	103	Šentrupert	211	198
Majšperk	69	37	Vrhnika	140	71	Mirna	212	211
Maribor	70	87	Vuzenica	141	104			
Medvode	71	88	Zagorje ob Savi	142	72			

¹ OB_ID - šifra Geodetske uprave RS (zemljevid v tej prilogi); ² SM - zaporedna številka v sosedski matriki (Priloga B)

Priloga B: Vektor števila sosedskih občin in sosedska matrika občin v formatu za OpenBUGS

```
list( num = c(6, 7, 5, 9, 3, 2, 7, 3, 5, 10,
5, 7, 8, 3, 6, 6, 4, 7, 4, 7,
7, 5, 5, 4, 7, 6, 7, 3, 9, 5,
3, 10, 11, 6, 8, 5, 7, 6, 2, 7,
5, 7, 9, 2, 5, 5, 6, 6, 4, 6,
5, 5, 4, 8, 11, 7, 8, 5, 5, 5,
4, 4, 7, 3, 7, 7, 6, 6, 8, 6,
7, 8, 7, 4, 4, 6, 2, 5, 10, 4,
3, 8, 14, 9, 5, 4, 9, 6, 3, 4,
6, 3, 3, 6, 8, 3, 5, 9, 7, 6,
8, 4, 6, 5, 2, 6, 4, 5, 5, 5,
5, 3, 7, 5, 4, 13, 6, 3, 6, 5,
3, 6, 5, 7, 6, 8, 4, 5, 8, 5,
5, 6, 4, 4, 3, 5, 7, 3, 4, 2,
6, 4, 5, 4, 4, 6, 1, 3, 5, 4,
2, 5, 7, 5, 3, 2, 5, 2, 4, 4,
3, 5, 4, 3, 4, 4, 7, 3, 2, 4,
4, 5, 3, 6, 3, 6, 4, 6, 6, 3,
5, 4, 4, 9, 3, 4, 2, 8, 5, 4,
11, 4, 3, 4, 4, 4, 4, 4, 3, 4,
2, 4, 8, 5, 1, 4, 6, 4, 4, 7,
4
),
adj = c(
114, 78, 47, 43, 35, 25,
165, 126, 84, 68, 44, 42, 12,
194, 182, 75, 50, 4,
194, 106, 80, 79, 65, 50, 28, 5, 3,
80, 28, 4,
118, 43,
195, 184, 121, 109, 83, 71, 10,
135, 124, 30,
150, 120, 116, 70, 48,
136, 121, 109, 97, 85, 71, 69, 47, 35, 7,
115, 106, 65, 25, 20,
186, 180, 158, 84, 68, 44, 2,
175, 170, 160, 63, 54, 39, 36, 34,
128, 89, 29,
133, 114, 97, 74, 53, 47,
167, 69, 51, 29, 26, 23,
83, 41, 33, 18,
164, 116, 86, 83, 41, 38, 17,
98, 87, 57, 32,
184, 115, 106, 60, 35, 25, 11,
210, 207, 199, 178, 139, 134, 111,
168, 144, 126, 99, 81,
83, 69, 61, 26, 16,
188, 113, 100, 82,
115, 65, 43, 35, 20, 11, 1,
192, 167, 83, 66, 23, 16,
210, 208, 189, 179, 117, 98, 84,
65, 5, 4,
167, 151, 143, 128, 125, 96, 51, 16, 14,
191, 135, 124, 46, 8,
130, 110, 87,
207, 197, 189, 178, 163, 134, 110, 98, 87, 19,
211, 198, 192, 129, 113, 100, 83, 72, 66, 41, 17,
196, 108, 91, 63, 36, 13,
184, 115, 71, 47, 25, 20, 10, 1,
160, 116, 108, 34, 13,
202, 166, 119, 112, 101, 76, 55,
164, 150, 116, 83, 70, 18,
175, 13,
176, 153, 141, 132, 102, 73, 54,
86, 72, 33, 18, 17,
183, 165, 152, 126, 111, 99, 2,
193, 161, 118, 90, 78, 65, 25, 6, 1,
12, 2,
208, 205, 123, 117, 84,
191, 135, 131, 119, 30,
114, 97, 35, 15, 10, 1,
149, 120, 116, 79, 67, 9,
190, 176, 104, 92,
182, 93, 79, 67, 4, 3,
177, 125, 69, 29, 16,
```

159, 153, 146, 87, 55,
114, 78, 74, 15,
176, 170, 132, 107, 104, 63, 40, 13,
204, 202, 155, 153, 146, 127, 76, 73, 56, 52, 37,
204, 191, 155, 131, 103, 73, 55,
173, 146, 145, 127, 98, 87, 76, 19,
209, 201, 124, 95, 59,
209, 203, 129, 124, 58,
184, 106, 88, 79, 20,
109, 83, 69, 23,
174, 137, 91, 63,
174, 132, 91, 62, 54, 34, 13,
191, 122, 82,
118, 106, 43, 28, 25, 11, 4,
211, 203, 192, 167, 154, 33, 26,
182, 149, 93, 79, 50, 48,
186, 180, 142, 126, 12, 2,
177, 136, 109, 61, 51, 23, 16, 10,
150, 120, 88, 83, 38, 9,
195, 184, 148, 121, 35, 10, 7,
181, 162, 116, 113, 100, 86, 41, 33,
155, 153, 103, 102, 56, 55, 40,
185, 133, 53, 15,
194, 182, 80, 3,
145, 127, 101, 57, 55, 37,
142, 126,
114, 90, 53, 43, 1,
149, 120, 106, 93, 88, 67, 60, 50, 48, 4,
194, 75, 5, 4,
171, 144, 22,
191, 188, 140, 129, 122, 100, 64, 24,
192, 184, 164, 109, 88, 70, 61, 38, 33, 26, 23, 18, 17, 7,
210, 208, 165, 158, 152, 45, 27, 12, 2,
136, 133, 125, 97, 10,
116, 72, 41, 18,
173, 159, 146, 110, 57, 52, 32, 31, 19,
184, 120, 83, 79, 70, 60,
128, 95, 14,
193, 161, 78, 43,
196, 137, 94, 63, 62, 34,
107, 104, 49,
79, 67, 50,
196, 181, 137, 116, 108, 91,
209, 206, 203, 154, 143, 128, 89, 58,
151, 125, 29,
133, 85, 47, 15, 10,
189, 172, 145, 117, 101, 57, 32, 27, 19,
183, 171, 144, 138, 126, 42, 22,
129, 113, 82, 72, 33, 24,
200, 172, 166, 156, 145, 98, 76, 37,
141, 103, 73, 40,
191, 141, 122, 102, 73, 56,
176, 107, 92, 54, 49,
200, 123,
79, 65, 60, 20, 11, 4,
170, 104, 92, 54,
196, 116, 94, 36, 34,
83, 69, 61, 10, 7,
197, 130, 87, 32, 31,
210, 183, 152, 42, 21,
166, 119, 37,
188, 162, 157, 100, 72, 33, 24,
78, 53, 47, 15, 1,
35, 25, 20, 11,
181, 160, 150, 149, 108, 94, 86, 72, 48, 38, 36, 18, 9,
208, 172, 123, 98, 45, 27,
65, 43, 6,
204, 202, 131, 112, 46, 37,
88, 79, 70, 48, 9,
71, 10, 7,
191, 188, 141, 103, 82, 64,
200, 172, 117, 105, 45,
201, 191, 129, 59, 58, 30, 8,
177, 136, 96, 85, 51, 29,
168, 142, 99, 77, 68, 42, 22, 2,
146, 76, 57, 55,
143, 95, 89, 29, 14,
203, 198, 191, 124, 100, 82, 59, 33,
199, 197, 178, 110, 31,
204, 191, 119, 56, 46,
188, 174, 141, 63, 54, 40,
97, 85, 74, 15,

207, 178, 32, 21,
 46, 30, 8,
 177, 125, 85, 69, 10,
 181, 174, 162, 157, 94, 91, 62,
 183, 171, 99,
 210, 207, 179, 21,
 191, 82,
 188, 132, 122, 103, 102, 40,
 186, 126, 77, 68,
 206, 167, 128, 95, 29,
 171, 99, 81, 22,
 101, 98, 76, 57,
 173, 127, 87, 57, 55, 52,
 168,
 195, 184, 71,
 160, 116, 79, 67, 48,
 116, 70, 38, 9,
 96, 29,
 210, 165, 111, 84, 42,
 190, 176, 159, 73, 55, 52, 40,
 206, 203, 167, 95, 66,
 73, 56, 55,
 166, 101,
 188, 174, 162, 137, 113,
 84, 12,
 190, 153, 87, 52,
 149, 116, 36, 13,
 193, 90, 43,
 181, 157, 137, 113, 72,
 207, 189, 179, 32,
 83, 38, 18,
 152, 84, 42, 2,
 156, 112, 101, 37,
 206, 154, 143, 66, 29, 26, 16,
 147, 126, 22,
 187, 185,
 175, 107, 54, 13,
 144, 138, 99, 81,
 200, 123, 117, 101, 98,
 146, 87, 57,
 188, 157, 137, 132, 63, 62,
 170, 39, 13,
 190, 153, 104, 54, 49, 40,
 136, 125, 69, 51,
 199, 197, 134, 130, 32, 21,
 210, 207, 189, 163, 139, 27,
 186, 68, 12,
 162, 137, 116, 94, 72,
 75, 67, 50, 3,
 138, 111, 99, 42,
 195, 148, 88, 83, 71, 60, 35, 20, 7,
 187, 169, 74,
 180, 142, 68, 12,
 185, 169,
 174, 157, 141, 132, 122, 113, 82, 24,
 179, 163, 98, 32, 27,
 176, 159, 153, 49,
 140, 131, 129, 124, 122, 103, 82, 64, 56, 46, 30,
 83, 66, 33, 26,
 161, 90, 43,
 80, 75, 4, 3,
 184, 148, 71, 7,
 108, 94, 91, 34,
 178, 130, 110, 32,
 211, 203, 129, 33,
 178, 130, 21,
 172, 123, 105, 101,
 124, 58,
 204, 119, 55, 37,
 211, 209, 198, 154, 129, 95, 66, 59,
 202, 131, 119, 56, 55,
 45,
 167, 154, 143, 95,
 179, 163, 139, 134, 32, 21,
 117, 84, 45, 27,
 203, 95, 59, 58,
 179, 152, 139, 111, 84, 27, 21,
 203, 198, 66, 33
),
 sumNumNeigh = 1106)

Priloga C: Bayesov hierarhični model v formatu za OpenBUGS

```
for (i in 1 : I) {
  O[i] ~ dpois(mu[i])
  log(mu[i]) <- log(E[i]) + a + S[i] + H[i]
  H[i] ~ dnorm(0, tauH)
  SIR[i] <- mu[i]/E[i]
}
S[1:I] ~ car.normal(adj[], weights[], num[], tauS)
for(k in 1:sumNumNeigh) {
  weights[k] <- 1
}
a ~ dflat()
tauH ~ dgamma(0.5, 0.0005)
tauS ~ dgamma(0.5, 0.0005)
```


	PRG ¹	CV2	D_CV ³	O_CV_wp ⁴	PIL-VS	CIN2	CIN3	RMV	CIN2+	RMV_N ⁵
	gSKK ⁶ SKK ⁷	gSKK ⁶ SKK ⁷	gSKK ⁶ SKK ⁷	gSKK ⁶ SKK ⁷	gSKK ⁶ SKK ⁷	gSKK ⁶ SKK ⁷	gSKK ⁶ SKK ⁷	gSKK ⁶ SKK ⁷	gSKK ⁶ SKK ⁷	gSKK ⁶ SKK ⁷
Vransko	1,02 1,01	1,17 1,22	1,42 1,56	1,13 1,29	0,64 0,51	0,98 0,80	0,96 0,85	0,9949 0,0000	0,95 0,74	0,9893 0,0000
Vrhnika	1,04 1,05	0,66 0,64	0,58 0,55	0,90 0,86	0,98 1,03	1,08 1,15	0,89 0,90	1,000 1,8889	1,03 1,08	0,9789 0,0000
Vuzenica	1,02 1,01	0,84 0,84	0,97 0,96	1,14 1,14	0,77 0,81	0,35 0,24	1,03 0,78	0,9933 0,0000	0,71 0,54	0,9887 0,0000
Zagorje ob Savi	0,99 0,98	0,91 0,91	0,89 0,88	0,99 0,97	0,46 0,33	1,04 1,03	0,87 0,66	0,9922 0,4552	0,89 0,80	0,9900 0,9046
Zavrč	0,94 0,93	0,90 0,91	0,77 0,77	0,89 0,85	0,56 0,42	0,47 0,00	0,97 0,93	0,9896 0,0000	0,76 0,49	0,9813 0,0000
Zreče	1,09 1,13	0,75 0,73	0,74 0,69	0,99 0,95	0,58 0,26	0,71 0,32	0,94 0,57	0,9918 0,0000	0,80 0,42	0,9907 0,0000
Žalec	1,04 1,04	1,12 1,13	1,30 1,32	1,14 1,17	0,91 0,97	1,19 1,29	0,97 0,99	0,9954 1,0663	1,08 1,13	0,9873 0,7048
Železniki	1,09 1,12	0,82 0,80	0,94 0,93	1,13 1,16	2,22 2,61	2,27 2,89	0,92 0,69	0,9912 1,2485	1,49 1,85	0,9906 2,5108
Žetale	0,98 0,98	0,89 0,89	0,87 0,88	0,95 0,99	0,66 0,77	0,62 1,08	0,94 0,00	0,9901 0,0000	0,73 0,60	0,9865 0,0000
Žiri	1,08 1,09	0,84 0,84	1,00 1,02	1,12 1,21	1,57 1,89	1,33 1,76	0,84 0,63	0,9861 0,0000	1,01 1,14	0,9838 0,0000
Žirovnica	0,99 0,99	0,96 0,96	0,96 0,95	1,00 0,99	1,01 0,86	1,08 0,66	0,95 0,35	0,9884 0,0000	0,95 0,46	0,9868 0,0000
Žužemberk	0,97 0,94	1,10 1,13	1,11 1,15	1,03 1,02	0,75 0,66	0,74 0,46	0,87 0,66	0,9963 0,0000	0,82 0,60	0,9909 0,0000

¹PRG - pregledanost; ²CV - poslana centralna vabila; ³D_CV - doprinos centralnih vabil k pregledanosti; ⁴O_CV - odziv na centralna vabila; ⁵RMV_N - RMV pri nepregledanih ženskah; gSKK - glajen standardiziran količnik kazalnika; SKK - standardiziran količnik kazalnika

Priloga D: Intervali zaupanja grobih SKK

