

UNIVERZA V LJUBLJANI
EKONOMSKA FAKULTETA

MAGISTRSKO DELO

**PREDNOSTI MERJENJA TVEGANJA SPREMEMB CEN
NEPREMIČNIN Z INTERNIM MODELOM**

Ljubljana, februar 2022

SIMON WLTAVSKY

IZJAVA O AVTORSTVU

Spodaj podpisani Simon Wltavsky, študent Ekonomske fakultete Univerze v Ljubljani, izjavljam, da sem avtor predloženega dela z naslovom Prednosti merjenja tveganja sprememb cen nepremičnin z internim modelom, pripravljenega v sodelovanju s svetovalcem prof. dr. Alešem Berkom Skokom in sosvetovalko prof. dr. Andrejo Cirman

IZJAVLJAM

1. da sem predloženo delo pripravil samostojno;
2. da je tiskana oblika predloženega dela istovetna njegovi elektronski obliki;
3. da je besedilo predloženega dela jezikovno korektno in tehnično pripravljeno v skladu z Navodili za izdelavo zaključnih nalog Ekonomske fakultete Univerze v Ljubljani, kar pomeni, da sem poskrbel, da so dela in mnenja drugih avtorjev oziroma avtoric, ki jih uporabljam oziroma navajam v besedilu, citirana oziroma povzeta v skladu z Navodili za izdelavo zaključnih nalog Ekonomske fakultete Univerze v Ljubljani;
4. da se zavedam, da je plagiatorstvo – predstavljanje tujih del (v pisni ali grafični obliki) kot mojih lastnih – kaznivo po Kazenskem zakoniku Republike Slovenije;
5. da se zavedam posledic, ki bi jih na osnovi predloženega dela dokazano plagiatorstvo lahko predstavljalo za moj status na Ekonomski fakulteti Univerze v Ljubljani v skladu z relevantnim pravilnikom;
6. da sem pridobil vsa potrebna dovoljenja za uporabo podatkov in avtorskih del v predloženem delu in jih v njem jasno označil;
7. da sem pri pripravi predloženega dela ravnal v skladu z etičnimi načeli in, kjer je to potrebno, za raziskavo pridobil soglasje etične komisije;
8. da soglašam, da se elektronska oblika predloženega dela uporabi za preverjanje podobnosti vsebine z drugimi deli s programsko opremo za preverjanje podobnosti vsebine, ki je povezana s študijskim informacijskim sistemom članice;
9. da na Univerzo v Ljubljani neodplačno, neizključno, prostorsko in časovno neomejeno prenašam pravico shranitve predloženega dela v elektronski obliki, pravico reproduciranja ter pravico dajanja predloženega dela na voljo javnosti na svetovnem spletu preko Repozitorija Univerze v Ljubljani;
10. da hkrati z objavo predloženega dela dovoljujem objavo svojih osebnih podatkov, ki so navedeni v njem in v tej izjavi.

V Ljubljani, dne _____

Podpis študenta: _____

KAZALO

UVOD	1
1 SOLVENTNOST II	3
1.1 Namen Solventnosti II	4
1.2 Stebri Solventnosti II	5
1.3 Izračun zahtevanega solventnostnega kapitala	9
1.4 Tržna tveganja	11
1.4.1 Izračun tržnih tveganj po standardni formuli	12
1.4.2 Obrestno tveganje	13
1.4.3 Delniško tveganje	15
1.4.4 Valutno tveganje	18
1.4.5 Tveganje razpona	19
1.4.6 Tržno tveganje koncentracije	21
1.4.7 Tveganje spremembe cen nepremičnin	23
2 KALIBRACIJA PARAMETROV ZA TVEGANJE NEPREMIČNIN	24
2.1 Indeksi donosnosti nepremičnin	24
2.2 Spremembe metodologije od kvantitativnih študij do Solventnosti II	27
3 KRITIKE IZRAČUNA KAPITALSKIH ZAHTEV PO STANDARDNI FORMULI	30
3.1 Kritike uporabljenih podatkov za kalibracijo	30
3.2 Metodološke kritike	35
3.2.1 Metoda anualizacije	36
3.2.2 Glajene časovne vrste	42
4 TRG NEPREMIČNIN	46
4.1 Trg poslovnih nepremičnin v Sloveniji	48
4.2 Evidenca trga nepremičnin	50
4.3 Tržni indeksi donosnosti nepremičnin	51
4.3.1 Stratifikacija	53
4.3.2 Hedonična metoda	54
4.3.3 Metoda ponovnih prodaj	57
4.3.4 Indeksi donosnosti slovenskih poslovnih nepremičnin	59
5 DELNI NOTRANJI MODEL ZA TVEGANJE NEPREMIČNIN	64

5.1 Metoda zgodovinskih simulacij	64
5.2 Metoda filtriranih zgodovinskih simulacij	65
SKLEP	69
LITERATURA IN VIRI	70

KAZALO TABEL

Tabela 1: Korelacijski koeficienti med moduli tveganj po SII	11
Tabela 2: Korelacijska matrika Cortrg tržnih tveganj	13
Tabela 3: Zvišanj v časovni strukturi obrestnih mer	15
Tabela 4: Korelacijska matrika podmodula delniškega tveganja	17
Tabela 5: Primerjava izračunanih šokov iz QIS3	28
Tabela 6: Primerjava izračunanih šokov iz QIS5	29
Tabela 7: Primerjava šokov za različne indekse	32
Tabela 8: Primerjava izračunanih šokov za različne indekse IPD	33
Tabela 9: Primerjava šokov za različne indekse IPD	34
Tabela 10: Dinamika anualiziranih donosov	38
Tabela 11: Rezultati odglajenih časovnih vrst IPD-donosov in drugih časovnih vrst donosov	45
Tabela 12: Vrednosti koeficientov in p-vrednosti koeficientov na kvartalni ravni	62
Tabela 13: Vrednosti koeficientov in p-vrednosti koeficientov na polletni ravni	62

KAZALO SLIK

Slika 1: Stebri SII	6
Slika 2: Struktura modulov in podmodulov po izračunu standardnega modela	10
Slika 3: Primerjava izračunanih vrednosti VaR za evropske države za indekse do leta 2009 in 2015	35
Slika 4: Avtokorelacije vzorca in diagram simulacij GARCH-modela	40
Slika 5: Časovna vrsta simuliranih neodvisnih dnevnih donosov in anualiziranih donosov	41
Slika 6: Število prodanih nepremičnin po tipu v Sloveniji za obdobje od 2007 do 2019	49
Slika 7: Polletni hedonični indeks donosnosti poslovnih nepremičnin	63

Slika 8: Kvartalni hedonični indeks donosnosti poslovnih nepremičnin	63
Slika 9: Simulirani letni donosi s FHS-metodo	68

SEZNAM KRATIC

angl. – angleško

Adj – (ang. adjustment for the risk absorbing effects of future profit sharing and deferred taxes); prilagoditve za odložene davke in za pokrivanje izgub s hkratnim zmanjšanjem zavarovalno tehničnih rezervacij

AZN – Agencije za zavarovalni nadzor

BOF – (angl. basic own funds); osnovna lastna sredstva

BSCR – (angl. basic solvency capital requirement); osnovni solventnostni kapital

CEIOPS – (angl. Committee of European Insurance and Occupational Pensions Supervisors); Odbor evropskih nadzornikov za zavarovanja in poklicne pokojnine

EEA – (angl. European Economic Area); države evropskega gospodarskega področja

EIOPA – (angl. European Insurance and Occupational Pensions Authority); Evropski organ za zavarovanja in poklicne pokojnine

ETN – Baza evidence trga nepremičnin Geodetske uprave Republike Slovenije

FHS – (angl. Filtered Historical Simulation); metodo filtriranih zgodovinskih simulacij

HS – (angl. Historical Simulation); metoda zgodovinskih simulacij

IPD – Investment Property Databank

MCR – (angl. Minimal Capital Requirement); zahtevani minimalni kapital

ORSA – (angl. Own Risk and Solvency Assessment); lastna ocena tveganj in solventnosti

QIS – (angl. Quantitative Impact Study); kvantitativne študije vplivov

RSR – (angl. Regular Supervisory Report); procesa rednih poročil nadzorniku

SA – (ang. Symmetric adjustment); simetrične prilagoditve

SCR – (angl. Solvency Capital Requirement); zahtevani solventnostni kapital

SCR_{op} – (ang. operational risk); kapitalske zahteve za operativna tveganja

SI – Sistem Solventnosti I

SII – Direktiva Solventnost II

SRP – (angl. Supervisory Review Process); postopek nadzornega pregleda

STS – nadrejene in nenadrejene pozicije v enostavne, pregledne in standardizirane listinje

VaR – (angl. Value at Risk); vrednost mere tveganja

ZTR – zavarovalno-tehnične rezervacije

Zzavar-1 – Zakon o zavarovalništvu

UVOD

Solventnost II je evropska direktiva, ki ureja nova pravila o solventnosti (po)zavarovalnic v državah članicah Evropske unije. Direktiva Solventnost II (v nadaljevanju SII), ki je tudi poznana kot direktiva 2009/138/ES o začetku opravljanja in opravljanju dejavnosti (po)zavarovanja. Sprejeta je bila od Evropskega parlamenta in Sveta 25. 11. 2009 ter je stopila v veljavo 30. 6. 2013, predpisi direktive pa so začeli veljati s 1. 1. 2016.

Prve solventnostne zahteve na področju zavarovalništva so se v Evropi pojavile v sedemdesetih letih, s čimer se je vzpostavil enoten nadzor nad njim. Leta 1973 je bila sprejeta direktiva 73/239/EEC na področju neživljenjskih zavarovanj in leta 1979 direktiva 79/267/EEC na področju življenjskih zavarovanj. Slednja je vzpostavila skupen nadzor nad zavarovalnim trgom v Evropski uniji, vendar je pomanjkljivost in neusklajenost zakonov med državami članicami Evropske unije privedla do dopolnitve direktiv tako, da se je leta 2002 oblikoval sistem Solventnosti I (v nadaljevanju SI). Vse večja izpostavljenost tveganjem in regulativnim zahtevam je privedla, da SI ni bila več ustrezna, zato je bila sprejeta SII.

Glavni cilj nove zakonodaje je bil povečanje zaščite potrošnikov in kupcev zavarovanj, kar se je doseglo z enotno in povečano zaščito zavarovancev na območju Evropske unije, saj daje večja pooblastila notranjim nadzorom nad poslovanjem, krepi integriteto zavarovalništva v Evropski uniji ter povečuje konkurenčnost (Lloyd's, brez datuma). Od predhodne ureditve SI se SII razlikuje na področju kvantitativnih zahtev (steber I), kvalitativnih zahtev in pravil za nadzor (po)zavarovalnic (steber II) ter poročanja in razkritja informacij (steber III) (Actuarial Post, brez datuma).

Z direktivo SII so se uvedle nove kapitalske zahteve za evropske (po)zavarovalnice. Tako naj bi se povečala varnost zavarovancev, saj bi se zmanjšala verjetnost, da (po)zavarovalnice ne bi bile sposobne poravnati svojih obveznosti do zavarovancev in s tem verjetnost izgube zavarovalnih storitev za potrošnike ali pretresov na zavarovalnem trgu (Actuarial Post, brez datuma). SII je uvedla nova pojma zahtevani solventnostni kapital (angl. Solvency Capital Requirement, v nadaljevanju SCR) in zahtevani minimalni kapital (angl. Minimal Capital Requirement, v nadaljevanju MCR). SCR je vsota osnovnega zahtevanega solventnostnega kapitala, zahtevanega solventnostnega kapitala za operativna tveganja in prilagoditev zaradi možnosti pokrivanja izgub s hkratnim zmanjševanjem zavarovalno-tehničnih rezervacij in zaradi odloženih davkov. Osnovni zahtevani solventnostni kapital je sestavljen iz naslednjih modulov: tržna tveganja, tveganja neplačila nasprotnе stranke, zdravstvena tveganja, življenjska tveganja, premoženjska tveganja in dodatkom za neopredmetena sredstva. Solventnostne kapitalske zahteve je možno izračunati po standardni formuli, ki jo je predpisala EIOPA, ali po delnem oziroma popolnem internem modelu. Standardna formula za izračun SCR je kalibrirana tako, da predstavlja vrednost mere tveganja (angl. Value at Risk, v nadaljevanju VaR) pri stopnji zaupanja 99,5 % za obdobje enega leta (Delegirana

uredba Komisije (EU) 2015/35). SCR je kapital, ki ga morajo (po)zavarovalnice imeti, da lahko prihodnje leto z 99,5 % verjetnostjo izpolnijo sloje obveznosti do zavarovancev in ostanejo solventne, pri čemer predstavlja VaR pri 99,5 % katastrofalni dogodek, ki se zgodi le enkrat v 200 letih.

V sklopu magistrskega dela bom predstavil izračun kapitalskih zahtev po SII, v glavnem delu pa se bom osredotočil na tveganje spremembe cen nepremičnin, ki je podmodul tržnih tveganj. Predstavil bom stebre SII, izračun SCR po standardni formuli, podrobneje bom opisal izračun SCR za modul tržnih tveganj in njegove pripadajoče podmodule ter pripadajočo korelacijsko matriko. V nadaljevanju se bom osredotočil na tveganje nepremičnin. Predstavili bomo kalibracijo parametrov za tveganja nepremičnin, kar je bilo izvedeno za implementacijo SII, in kalibracije študij, ki so bile izvedene pred implementacijo direktive. Za izračuna tveganja spremembe cen nepremičnin po standardni formuli bom predstavil tudi kritike in pomanjkljivosti predpisane metodologije s strani EIOPE. V četrtem poglavju bom predstavil lastnosti trga nepremičnin s poudarkom na poslovnih nepremičninah ter metodologije izračunov tržnih indeksov donosnosti nepremičnin.

Cilj magistrskega dela je preučiti tveganje nepremičnin in postavitev internega modela za izračun potrebnih šokov za tveganje nepremičnin slovenskih (po)zavarovalnic. Interni model bo naslovil predlagane izboljšave metodologije, ki bodo predstavljene in se nanašajo na metodološke kritike ter na uporabljene podatke. Izvedel bom kalibracijo modela na podatkih s slovenskega trga poslovnih nepremičnin, kjer bom izračunal vrednosti VaR pri stopnji zaupanja za 99,5 % na indeksih donosnosti poslovnih nepremičnin v Sloveniji z različnima modeloma izračuna VaR. Za izračun šokov za tveganje nepremičnin sem potreboval indekse donosnosti slovenskih poslovnih nepremičnin, ki temeljijo na transakcijah nepremičnin, ki sem jih izračunal s hedonično metodo. Predstavil bom rezultate in izvedbo izračunov hedoničnega indeksa donosnosti poslovnih nepremičnin v Sloveniji, ki temeljijo na podatkih iz baze evidence trga nepremičnin Geodetske uprave Republike Slovenije (v nadaljevanju ETN) o transakcijah nepremičnin v Sloveniji. Opisal bom vse korake izvedbe regresije in obdelave podatkov, ki so bili uporabljeni.

Predpisan šok za podmodul tveganja spremembe cen nepremičnin je po standardni formuli enak 25 % šoku vrednosti nepremičnin v bilanci (po)zavarovalnic. Šok je bil kalibriran na podlagi indeksov donosnosti nepremičnine iz Velike Britanije, katerega trg nima nujno istih lastnosti kot slovenski nepremičninski trg. Različne študije so pokazale velike razlike med kapitalskimi zahtevami za podmodul nepremičnin, ki so bile izračunane na podatkih donosnosti nepremičnin za različne nepremičninske trge države EU (MSCI, 2018), kar kaže na potrebo po kalibriranju modela z nacionalnimi indeksi donosnosti nepremičnin. Kalibrirani šoki za podmodul nepremičnin na indeksih donosnosti slovenskih nepremičnin bi bili bolj reprezentativni za tveganje slovenskih (po)zavarovalnic, saj je večina nepremičnin v njihovem portfelju v Sloveniji. Šoki, ki bi bili kalibrirani na indeksu donosnosti slovenskih poslovnih nepremičnin, bi bolje odražali lastnosti in gibanje

slovenskega nepremičninskega trga.

Predstavljene so bile tudi številne kritike obstoječe metodologije kalibracije šokov za tveganje nepremičnin, ki so se nanašale na uporabo podatkov za kalibracijo in metodologijo izračuna šokov. Kritike metodologije so se nanašale na uporabo podatkov za izračun indeksov donosnosti, ki so bili uporabljeni za kalibracije. Indeksi donosnosti so bili izračunani na ocenah vrednosti nepremičnin ter niso vsebovali podatkov o transakcijah. Uporaba indeksov donosnosti nepremičnin, ki temeljijo na ocenah vrednosti nepremičnin, povzroči učinek glajenja časovnih vrst, zaradi česar so izračunani šoki na glajenih časovnih vrstah lahko manjši (Santomil, González, Cunill & Gil-Lafuente, 2019). Kot problematična pa je bila tudi izpostavljena uporabljena metodologija zgodovinskih simulacij na anualiziranih podatkih s statistično metodo »rolling-window«. Pomanjkljivost omenjene statistične metode nastane zaradi prekrivanja podatkov o letnih donosih. Najslabša lastnost anualizacije je, da povzroči časovno odvisnost med donosi in tveganji ter spremeni parametre kalibracije (Mittnik, 2011).

Namen magistrskega dela je izračunati šoke za tveganje nepremični, ki odražajo tveganje nepremičnin za slovenske (po)zavarovalnice. Izračun šokov bo naslovil obstoječe kritike metodologije kalibracije nepremičninskih šokov po SII z izdelavo indeksov donosnosti poslovnih nepremičnin, ki temeljijo na transakcijah poslovnih nepremičnin iz slovenskega nepremičninskega trga. Indeks bom izračunal s hedonično metodo, pri čemer bom uporabil podatke iz baze ETN Geodetske uprave Republike Slovenije, v kateri so podane vrednosti transakcij ter lastnosti nepremičnin. Potrebne šoke za tveganje nepremičnin bom izračunal z alternativnima modeloma izračuna mere tveganja na indeksih donosnosti slovenskih nepremičnin. Magistrsko delo prispeva k postavitvi internega modela za tveganje nepremičnin za slovenske (po)zavarovalnice. Prispeva k študijam, ki so analizirale ali so predpisane kapitalske zahteve za nepremičnine po SII primerne za različne (po)zavarovalnice v EU.

1 SOLVENTNOST II

Glavni cilj nove zakonodaje je bil ureditev in nadzor zavarovalnic, kar povečuje in zaščiti imetnike, kupce in upravičence polic. Med druge cilje tudi šteje finančna stabilnost evropskega zavarovalnega trga. Kar se je doseglo z enotno in povečano zaščito zavarovancev na območju Evropske unije, saj daje večja pooblastila notranjim nadzorom nad poslovanjem, krepi integriteto zavarovalništva v Evropski uniji ter tako povečuje konkurenčnost (Lloyd's, brez datuma).

Direktiva SII določa sistem za določanje kapitalskih zahtev (po)zavarovalnic z upoštevanjem vseh tveganj katerim so izpostavljene s svojim poslovanjem. Upoštevani so tudi notranji sistemi postopki za upravljanje tveganj. Višina kapitalskih zahtev zavarovalnice pa je direktno odvisna od tveganj, ki jih prevzame (po)zavarovalnica.

Evropski organ za zavarovanja in poklicne pokojnine (angl. European Insurance and Occupational Pensions Authority, v nadaljevanju EIOPA) je bil ustanovljen 1.1.2011 in je nadomestil dotedanji Odbor evropskih nadzornikov za zavarovanja in poklicne pokojnine (angl. Committee of European Insurance and Occupational Pensions Supervisors, v nadaljevanju CEIOPS). EIOPA je bil ustanovljena kot odziv na svetovno finančno krizo z začetkom v letu 2008. Glavna naloga EIOPA-e je podobna nalogam njenega predhodnika (CEIOPS), torej deluje kot povezava med nacionalnimi nadzornimi organi s ciljem poenotiti nadzorno regulativo-zakonodajo in nadzorno prakso (AZN, 2021).

V Sloveniji področje zavarovalništva ureja Zakon o zavarovalništvu (Zzavar-1), Ur. L. RS, št. 93/15, 9/19 in 102/20, ki definira zavarovalnico kot pravno osebo, ki je od Agencije za zavarovalni nadzor (v nadaljevanju AZN) dobila dovoljenje, da opravlja posle življenjskih, premoženjskih ali pozavarovalnih zavarovanj.

1.1 Namen Solventnosti II

Namen SII je bil poenotenje zavarovalnih zakonodaj znotraj Evropske unije, kar omogoča vzpostavitev enotnega trga za zavarovalne storitve znotraj EU. SII je prinesla velike spremembe za (po)zavarovalnice znotraj Evropske unije. Glavna razlika med SII in njeno predhodnico SI je nadzor nad tveganji, ki jih sprejemajo zavarovalnice, kar je vplivalo tudi na izračun kapitalske ustreznosti družb. Uvedena so bila tudi nova pravila poročanja, ki so bistveno povečala zahtevan obseg poročanja (po)zavarovalnic.

Predhodnica SII je bila prvenstveno osredotočena samo na kapitalsko ustreznost (po)zavarovalnic, ni bila osredotočena na upravljanje tveganj znotraj družb. Upravljanje tveganj zmanjša verjetnost nezmožnosti zavarovalnic za izplačevanje odškodnin in s tem verjetnost izgube zavarovalnih storitev. Drugi pomembni cilj nove zakonodaje je bil povečati finančno stabilnost zavarovalnega trga (Lloyd's, brez datuma).

Direktiva je tudi v pomoč nadzornemu organu AZN pri opravljanju nadzora nad poslovanjem (po)zavarovalnic v Sloveniji. Podaja predpise in smernice za uporabo kvantitativnih in kvalitativnih mehanizmov za presojanje kapitalske ustreznosti (po)zavarovalnic. V sklopu SII so bile izoblikovane metode za nadzor nad kapitalsko ustreznostjo (po)zavarovalnic na podlagi tveganj, ki jih družbe prevzemajo v kritje oziroma so jim izpostavljene.

S sprejetjem direktive se je tudi omogočilo zavarovalnicam lažje sklepanje zavarovanj in pozavarovanj v drugih državah članicah Evropske unije in tudi v treh državah članicah evropskega gospodarskega področja (angl. European Economic Area, v nadaljevanju EEA), saj so bili poenoteni predpisi poslovanja (po)zavarovalnic. Cilji poenotenja zavarovalne zakonodaje so bili (Lloyd's, brez datuma):

- **Izboljšati zaščito potrošnikov.** SII bo zagotovila enotno in izboljšano raven zaščite

zavarovancev po vsej EU. Bolj robusten sistem bo potrošnikom dal večje zaupanje v zavarovalne produkte.

- **Moderen nadzor tveganj.** S preходом na SII se je postopek nadzorniškega pregleda preusmeril s spremljanja skladnosti poročanja in kapitala zavarovalnic na ocenjevanje profilov tveganj zavarovalnic in kakovosti njihovega upravljanja s tveganji in splošnega upravljanja zavarovalnice.
- **Harmonizacija EU trga.** Poglobljena tržna povezava EU-trgov zaradi skladnosti nadzornega režima.
- **Povečana mednarodna konkurenčnost zavarovalnic EU.**

1.2 Stebri Solventnosti II

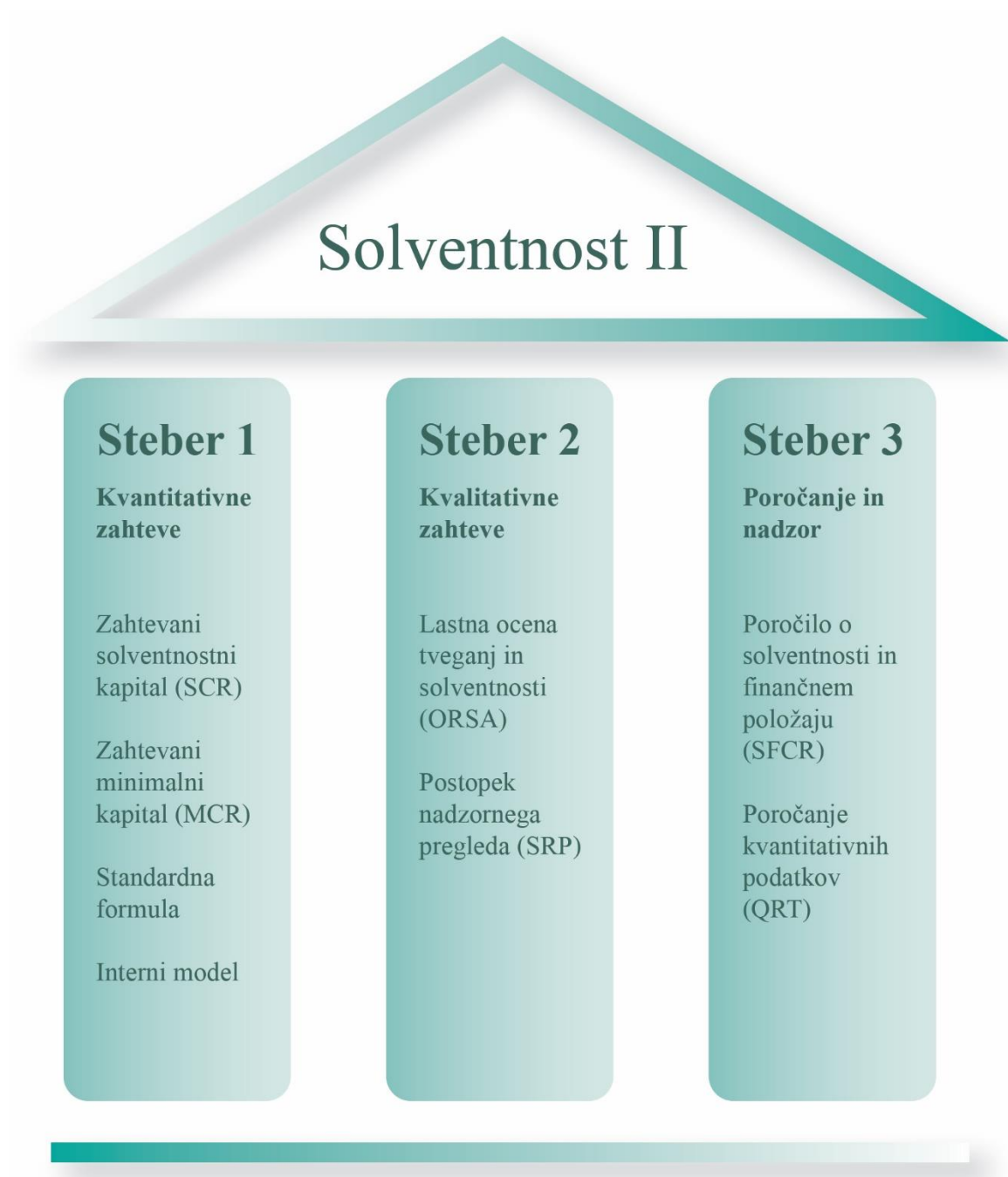
V svojih 40 letih obstoja je režim SI pokazal strukturne pomanjkljivosti. Ni bil občutljiv na tveganja, vključno s tržnimi, kreditnimi in operativnimi tveganji, ki sploh niso bila zajeta v kapitalske zahteve ali pa niso bila ustrezno upoštevana v pristopu enega modela za vsa tveganja. Njene pomanjkljivosti so bile naslovljene v okviru SII s podobnim pristopom, kot je regulativni okvir Basel za banke. SII je namenjena zagotavljanju kapitalske ustreznosti (po)zavarovalnic, kar poveča varnost zavarovancev in upravičencev. Sestavljena je iz treh stebrov, ki obsegajo poslovanje (po)zavarovalnic (European Commission, 2015):

- Prvi steber določi kvantitativne zahteve zavarovalnic, vključno s pravili vrednotenja sredstev in obveznosti za izračun kapitalskih zahtev in lastnih virov zavarovalnic za pokrivanje teh zahtev.
- Drugi steber določa zahteve za obvladovanje tveganj, upravljanje ter podrobnosti nadzornega postopka s pristojnimi nadzornimi organi, kar zagotavlja, da je regulativni okvir združen s sistemom upravljanja tveganj vsake zavarovalnice in redno poroča o poslovnih odločitvah.
- Tretji steber obravnava preglednost poročanja nadzornim organom in razkritja javnosti, s čimer se krepi tržna disciplina in povečuje primerljivost, kar vodi k večji konkurenci.

Direktiva SII je uvedla kapitalske zahteve, ki zahtevajo ustrezno oceno tveganj v skladu z režimom, ki predvideva neprekinjeno poslovanje zavarovalnic (angl. going concern), da bi pravilno ocenili maržo tveganja ne le za pretekle posle, ampak tudi za nove posle. Pravilna kvalifikacija dejavnikov tveganja ni pomembna samo za izpolnjevanje zahtev stebra I, ampak tudi za tiste, ki so opisane v stebru II, kjer naj bi postopek ocene lastnega tveganja in solventnosti (ORSA) služil kot orodje za izboljšanje razumevanja povezav med tveganji (Marano & Siri, 2017, str. 256).

Slika 1 predstavlja vizualno predstavo stebrov direktive SII in vseh pripadajočih zahtev, ki jih morajo izpolnjevati zavarovalnice v okviru direktive SII.

Slika 1: Stebri SII



Vir: lastno delo.

Najpomembnejši cilj SII je, da regulatorjem zagotovi ustrezna orodja in pooblastila za oceno splošne solventnosti zavarovalnic in pozavarovalnic na podlagi obetavnega in v tveganja usmerjenega pristopa, zaradi česar ni sestavljen samo iz kvantitativnih zahtev prvega stebra, temveč zajema tudi kvalitativne vidike, ki vplivajo na tveganja zavarovalnic, kot so vodstvene usmeritve, notranji nadzor tveganj in procese spremljanja tveganj. Preglednost pri preglednosti in kvantitativni opredelitvi tveganj ter upravljanju tveganj, ki ga izvajajo

zavarovalnice, je povečano z zahtevami po razkritju podatkov, ki jih zajema tretji steber. Vključuje tudi zahtevo, da se nekatere informacije javno objavijo (Buckham, Rose & Wahl, 2013, str. 78).

Prvi steber je namenjen pokrivanju kvalitativnih zahtev direktive SII in vsebuje dve ključni značilnosti: zahtevani SCR in MCR, ki se ju izračuna enkrat na četrletje in se poroča regulatorjem. SII določa, da je treba sredstva in obveznosti za namene solventnosti meriti dosledno in da mora biti upoštevana osnova tržna vrednost. SCR je zahtevan kapital na podlagi tveganj, ki zagotavlja minimalni kapital, potreben za vzdrževanje ustrezne zaščite zavarovalcev. Odraža raven kapitala, ki zavarovalnici omogoča, da pokrije pomembne nepredvidene izgube. Določen je bil za raven katastrofalnega dogodka, ki se zgodi samo enkrat na 200 let, pri katerem se bo zahtevan kapital v naslednjih 12 mesecih izkazal za neustreznega. Katastrofalni dogodek, ki se zgodi enkrat na 200 let ustreza vrednosti meri tveganja s stopnjo zaupanja 99,5 %. Zavarovalnica, ki ne izpolnjuje zahtevanih rezerv, bo morala na podlagi dokončnega in uresničljivega načrta, ki ga odobri regulator, povečati velikost kapitala, potrebnega za kritje kapitalske zahteve. SII zavarovalnicam omogoča, da izračunajo SCR z uporabo standardne formule ali internega modela. Standardna formula temelji na razmeroma preprosti formuli, ki kapitalske zahteve poveže s ključnimi kategorijami tveganj. Zavarovalnice, ki uporabljajo interni model, pa potrebujejo odobritev s strani regulatorja. MCR določi minimalno raven kapitala, pod katero se sprožijo končni nadzorni ukrepi s strani regulatorja. Ukrepi lahko povzročijo zaprtje zavarovalnice za sprejemanje novih poslov in prenos portfelja na drugo zavarovalnico (Buckham, Rose & Wahl, 2013, str. 79).

Drugi steber naslovi eno od največjih pomanjkljivosti SI, da upravljalci in regulatorji niso dobili dovolj opozoril ali dovolj pooblastil za posredovanje v primeru potencialno insolventne zavarovalnice. Pomanjkljivost je naslovljena z oceno učinkovitosti upravljanja tveganj vsake zavarovalnice. Ključna zahteva je, da mora obstajati sistem učinkovitega upravljanja (vključno z obvladovanjem tveganj). Zajema dve glavni zahtevi: lastna ocena tveganj in solventnosti (angl. Own Risk and Solvency Assessment, v nadaljevanju ORSA) ter postopek nadzornega pregleda (angl. Supervisory Review Process, v nadaljevanju SRP). Direktiva SII zahteva, da mora imeti vsaka zavarovalnica v okviru svojih postopkov obvladovanja tveganj vključen reden postopek ocene lastnih tveganj in solventnostnih zahtev. Postopek ORSA se izvede vsaj enkrat letno, izvesti se mora tudi po vsaki pomembni spremembi v profilu tveganj. Predstavlja pomemben sestavni del poslovne strategije družbe in mora biti upoštevana pri strateških odločitvah. Ima dva glavna cilja. Prvi je vključitev internega procesa ocenjevanja tveganj v sistem upravljanja tveganj zavarovalnic ter drugi cilj postopka ORSA je ustvariti nadzorno orodje za regulativne organe, ki morajo biti obveščeni o rezultatih lastne ocene tveganja in plačilne sposobnosti zavarovalnice. Cilj postopka ORSA je ozaveščanje o povezavah med tveganji, ki jim je zavarovalnica izpostavljena in notranjim potrebam po kapitalu, ki izhajajo iz teh izpostavljenosti tveganju (Buckham, Rose & Wahl, 2013, str. 80). V 156. členu zakona Zzavar-1 so tudi navedene obvezne sestavine, ki morajo biti vključene v proces ORSA:

- ocena solventnostnih potreb zavarovalnice,
- ocena stalnega izpolnjevanja kapitalskih zahtev in zahtev glede zavarovalno tehničnih rezervacij,
- oceno, kako pomembno je odstopanje tveganj, katerim je zavarovalnica izpostavljena, od predpostavk, ki so bile podlaga za določitev zahtevanega solventnostnega kapitala v skladu s standardno formulo oziroma v delnem ali popolnem notranjem modelu.

Postopek ORSA dopolnjuje vpogled, ki so pridobljeni s kvantitativnimi izračuni prvega stebra. Zavarovalnice morajo izpostaviti področja, za katera menijo, da lastna ocena bistveno odstopa od SCR-izračuna, zlasti kadar je bil uporabljen interni model. Z uporabo stresnih testov različnih scenarijev ter s kombinacijo projekcij kapitala in tveganj lahko zavarovalnice ustvarijo načrte ukrepov in ublažitev, ki določajo možnosti za upravljanje in vzdrževanje svojih kapitalskih in solventnostnih položajev v skladu z želeno nagnjenostjo k tveganju. Postopek ORSA je ključno orodje za spodbujanje kulture obvladovanja tveganj in mora biti povezano z drugimi napovednimi dejavnostmi, kot so poslovno načrtovanje, oblikovanje izdelkov in dolgoročno upravljanje kapitala (Buckham, Rose & Wahl, 2013, str. 81).

Direktiva SII temelji na načelih in ne na pravilih, zaradi zapletenosti okolja tveganj, s katerimi se soočajo zavarovalnice (Buckham, Rose & Wahl, 2013, str. 11). Novi režim priznava, da je nekatere vrste tveganj najbolje obravnavati z dobrim upravljanjem in ne s preprosto dodelitvijo dodatnega solventnostnega kapitala. Eno takih načel omogoča (po)zavarovalnicam, da uporabijo lastni interni model za izračun kapitalskih zahtev SCR, ki jih mora odobriti regulator (Buckham, Rose & Wahl, 2013, str. 73). Med dobro upravljanje sodi procesa rednih poročil nadzorniku (angl. Regular Supervisory Report, v nadaljevanju RSR), kjer se pregledajo in ocenijo tako kvalitativne kot kvantitativne zahteve (po)zavarovalnic. Nadzorniški pregledi se opravljajo redno s frekvenco, ki jo na podlagi lastne ocene določi AZN. Pomemben je tudi postopek SRP, v katerem nadzornik oceni, ali zavarovalnica izpolnjuje zakonske zahteve. Postopek SRP obsega (EIOPA, 2021):

- sistem vodenja zavarovalnice, ki vključuje postopek ORSA,
- zavarovalno-tehnične rezervacije,
- kapitalske zahteve,
- izpolnjevanje naložbenih predpisov,
- kakovost in količino lastnih virov,
- v primeru, da bo zavarovalnica uporabljala (delni) interni model, tudi skladnost tega z zahtevami.

Tretji steber je namenjen poročanju in razkritju (po)zavarovalnic nadzornemu organu zavarovalnic ter širši javnosti. Določa javna razkritja in poročanja vseh informacij, ki jih morajo predložiti za oceno stanja v (po)zavarovalnici. Glavna poročila, ki jih morajo (po)zavarovalnice izdelati in oddati nadzornim organom so: poročilo o solventnosti in finančnem položaju (angl. Solvency and Financial Condition Report), obrazci za poročanje

kvantitativnih podatkov (angl. Quantitative Reporting Templates), poročilo procesa ORSA in RSR. Poročilo o solventnosti in finančnem položaju se mora tudi javno razkriti na letni ravni. Razkritja naj bi potekala v dveh smereh, saj morajo zavarovalnice podatke razkriti tako nadzornikom kot tudi javnosti. Nove zahteve po razkritju informacij, povezanih s solventnostjo družb, pomenijo okrepljen nadzor regulatorja ter »tržni nadzor«. Prednost tržnega nadzora je, da omogoča večjo tržno disciplino, saj se subjekti kontrolirajo sami (Buckham, Rose & Wahl, 2013, str. 83).

1.3 Izračun zahtevanega solventnostnega kapitala

SII določa, da morajo (po)zavarovalnice znotraj EU in EEA izračunati zahtevani solventnostni kapital po standardni formuli, ki je določena v delegirani uredbi. Omogočen je tudi izračun SCR po delnem ali popolnem internem modelu, ki pa mora biti potrjen od državnega regulatorja. SCR se mora izračunati pri predpostavki, da bo (po)zavarovalnica poslovala tudi v prihodnje. Izračuna se po modularnem postopku, pri čemer se za vsak podmodul izračunajo ločene kapitalske zahteve. Vsak modul ustreza meri tveganja osnovnih lastnih virov sredstev zavarovalnice s stopnjo zaupanja 99,5 % za obdobje enega leta. Pri oblikovanju posameznega modula se, kjer to ustreza naravi tveganja, upoštevajo tudi učinki razpršenosti. Podmoduli se nato agregirajo ob predpostavki multivariatne normalne porazdelitve s predhodno določenimi korelacijskimi matrikami, da se omogočijo učinki diverzifikacije (Marano & Siri, 2017, str. 224).

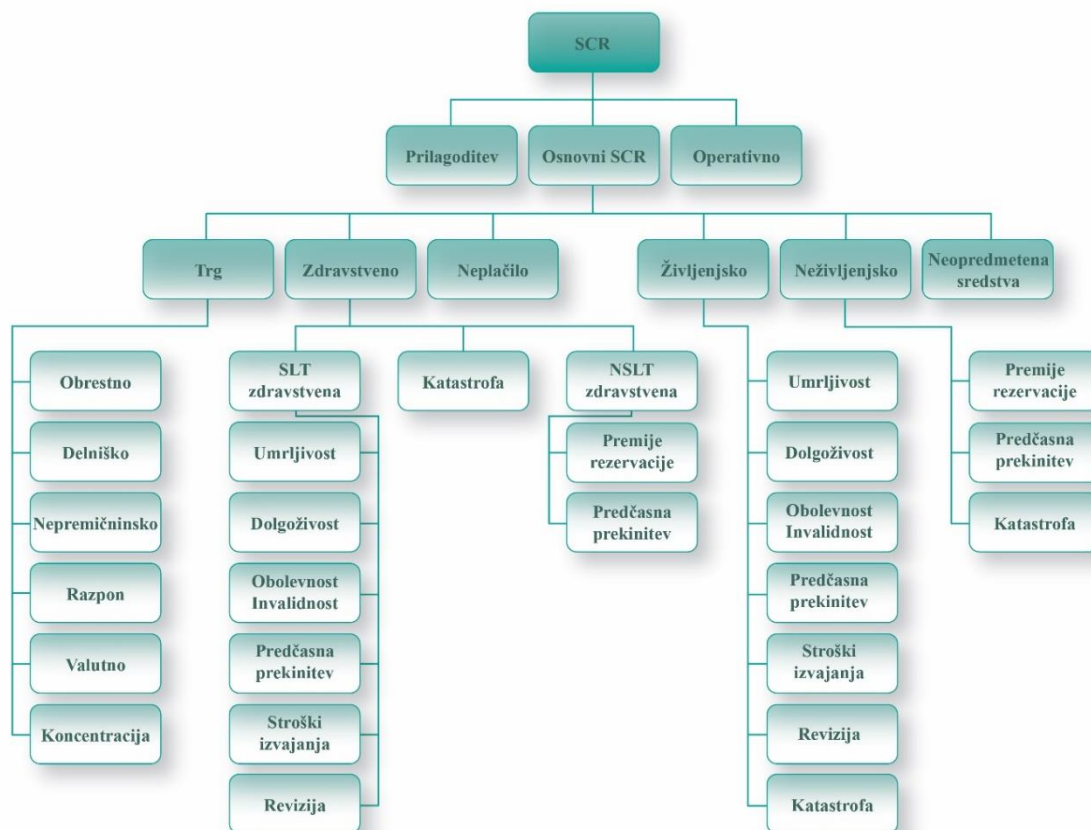
Izračun je sestavljen iz naslednjih modulov, ki so sestavljeni iz podmodulov. SCR je enak vsoti:

- Osnovnega solventnostnega kapitala (angl. Basic solvency capital requirement, v nadaljevanju BSCR),
- prilagoditve za odložene davke in za pokrivanje izgub s hkratnim zmanjšanjem zavarovalno tehničnih rezervacij (ang. adjustment for the risk absorbing effects of future profit sharing and deferred taxes, v nadaljevanju Adj),
- kapitalske zahteve za operativna tveganja (ang. operational risk, v nadaljevanju SCR_{op}).

$$SCR = Adj + BSCR + SCR_{op} \quad (1)$$

Slika 2 predstavlja grafični prikaz modulov in podmodulov, ki sestavljajo modularni izračun solventnostnega zahtevanega kapitala. Prikaz vsebuje module za izračun SCR ter vse pripadajoče podmodule izračuna osnovnega SCR.

Slika 2: Struktura modulov in podmodulov po izračunu standardnega modela



Vir: lastno delo.

Osnovni solventnostni kapital predstavlja glavi del kapitalskih zahtev, saj vključuje vsa tveganja, katerim so izpostavljene (po)zavarovalnice, razen operativnih tvegaj. BSCR je sestavljen iz naslednjih podmodulov:

- SCR_{trg} modul tržnih tveganj, ki odraža tveganja iz spreminjanja tržnih cen finančnih inštrumentov, ki vplivajo na vrednost sredstev in obveznosti,
- $SCR_{premoženje}$ modul premoženjskih tveganj, ki odraža tveganja, ki izvirajo iz prevzemanja tveganj s sklepanjem premoženjskih zavarovanj,
- $SCR_{zdravstveno}$ modul zdravstvenih tveganj, ki odraža tveganja, ki izvirajo iz prevzemanja tveganj s sklepanjem zdravstvenih zavarovanj,
- $SCR_{življenjske}$ modul življenjskih tveganj, ki odraža tveganja, ki izvirajo iz prevzemanja tveganj s sklepanjem življenjskih zavarovanj,
- $SCR_{neopredmetena\ sredstva}$ modul neopredmetenih sredstev.

BSCR se izračuna tako, da se najprej izračuna SCR za vsak podmodul ter se jih agregira z uporabo korelacijskih matrik. Tržne in zavarovalne module se izračuna po predpisanih scenarijih, kjer uporabimo predpisane šoke. SCR za vsak posamezni modul se nato določi kot razlika med čisto vrednostjo sredstev (sredstva, zmanjšana za najboljšo oceno obveznosti) in neto vrednostjo sredstev v šokirani bilanci. Posamezne vrednosti SCR se nato

agregira z uporabo predpisane korelacijske matrike, ki prikazuje medsebojne odvisnosti med glavnimi moduli v tabeli 1.

$$BSCR = \sqrt{\sum_{i,j} Corr_{i,j} * SCR_i * SCR_j + SCR_{neopredmetena sredstva}} \quad (2)$$

Tabela 1: Korelacijski koeficienti med moduli tveganj po SII

	Tržna tveganja	Tveganje neplačila nasprotne stranke	Tveganje življenjskih zavarovanj	Tveganje zdravstvenih zavarovanj	Tveganje premoženjskih zavarovanj
Tržna tveganja	1	0,25	0,25	0,25	0,25
Tveganje neplačila nasprotne stranke	0,25	1	0,25	0,25	0,5
Tveganje življenjskih zavarovanj	0,25	0,25	1	0,25	0
Tveganje zdravstvenih zavarovanj	0,25	0,25	0,25	1	0
Tveganje premoženjskih zavarovanj	0,25	0,5	0	0	1

Vir: Delegirana uredba Komisije (EU) 2015/35, priloga IV.

1.4 Tržna tveganja

Poslovanje (po)zavarovalnic je povezano s prevzemanjem tveganj, ki so verjetnost, da se bo zgodila škoda oziroma negativen izid. Pod to štejemo vse, kar lahko prepreči doseganje ciljev in ustvari negativen izid. (Po)zavarovalnice prevzemajo tveganja iz premoženjskih, življenjskih in zdravstvenih zavarovanj, tveganja neplačila nasprotne stranke in tržna tveganja. Izpostavljenost do tržnih tveganj izvira iz razmer na finančnih trgih, ki lahko imajo širše posledice na investicije finančnih družb. Nova zakonodaja SII vključuje tržna tveganja za določitev solventnostnega kapitala (po)zavarovalnic, saj predstavljajo pomembna tveganja, ki so jim družbe izpostavljene.

Tržna tveganja so zelo pomembna za delovanje zavarovalnic, predstavljajo eno od najbolj raziskanih področij tveganj. Predstavlja tveganje nastanka izgube ali neugodne spremembe v finančnem položaju (po)zavarovalnice, ki nastane zaradi spremembe tržnih cen sredstev in obveznosti. Tveganje se meri glede na spremembe tržnih vrednosti naložb in finančnih spremenljivk, kot so: obrestne mere, valutni tečaji, vrednost nepremičnin v portfelju, sestava portfelja. EIOPA je določila, da SCR tržnih tveganj sestavljajo naslednji podmoduli:

- $SCR_{obrestno}$ podmodul tveganja spremembe obrestnih mer (angl. interest rate risk), ki obstaja za vsa sredstva in obveznosti, ki so občutljiva na spremembe v časovni strukturi ali volatilitnosti obrestnih mer.

- $SCR_{\text{vrednostnih papirjev}}$ podmodul tveganja spremembe vrednosti lastniških vrednostnih papirjev (angl. equity risk), izhaja iz spremembe tržnih cen lastniških vrednostnih papirjev. Temu tveganju so izpostavljena vsa sredstva, ki so podvržena spremembam cen delnic.
- $SCR_{\text{nepremičninsko}}$ podmodul tveganja spremembe cen nepremičnin (angl. property risk), izvira iz dela portfelja, ki je sestavljen iz nepremičnin, ki so podvržene spremembam cen nepremičnin.
- SCR_{razpon} podmodul tveganja razpona (angl. spread risk), izhaja iz občutljivosti sredstev, obveznosti in finančnih instrumentov glede na raven ali nestanovitnost kreditnih pribitkov preko časovne strukture netvegane obrestne mere.
- SCR_{valutno} podmodul valutnega tveganja (angl. currency risk) je prisotno pri sredstvih, obveznostih in finančnih instrumentih na spremembe v menjalnih tečajih.
- $SCR_{\text{koncentracija}}$ podmodul tveganja tržne koncentracije (angl. concentration risk), izhaja iz (ne)razpršenosti portfelja družbe ali večje izpostavljenosti tveganju neplačila nasprotne stranke, saj povečuje izpostavljenost do tveganje naplačila nasprotne stranke. Povezano je z zbiranjem izpostavljenosti do iste končne nasprotne stranke, ne glede na panogo ali geografsko območje.

Modul tržnih tveganj upošteva tveganja, ki izhajajo iz tržnih cen sredstev in obveznosti, upoštevana je tudi (ne)usklajenost med sredstvi in obveznostmi, predvsem je upoštevano trajanje. Modul se lahko izračuna po standardni formuli po delnem ali popolnem notranjem modulu.

1.4.1 Izračun tržnih tveganj po standardni formuli

Izračun modula tržnih tveganj in njegovih podmodulov po standardni formuli je povzet iz Delegirane uredbe Komisije (EU) 2015/35 in Direktive 2009/138/ES Evropskega parlamenta in Sveta. Kapitalske zahteve za tržna tveganja (po)zavarovalnic so po standardni formuli izračunane po predpisanih stresnih scenarijih, ki predstavljajo učinke nenadnih dogodkov na lastne vire zavarovalnice. Uporabljamo jih pri testiranju primernosti kapitaliziranosti (po)zavarovalnice ob primeru nenadnega šoka. Za modul tržnih tveganj izračunamo vse predpisane podmodule s pomočjo stresnih scenarijev in jih koreliramo s predpisano korelacijsko metriko za tržni modul. Zahtevani solventnostni kapital za tržna tveganja SCR_{trg} se izračuna kot VaR osnovnih lastnih sredstev s stopnjo zaupanja 99,5% za obdobje enega leta. Za izračun zahtevanega solventnostnega kapitala za tržna tveganja je potrebno izračunati bruto vrednost SCR_{trg} in neto vrednost $nSCR_{trg}$. V izračunu bruto vrednosti so zavzeta vsa tržna tveganja, niso pa upoštevani vsi ublažitveni učinki tveganj, zaradi prihodnjih diskrecijskih upravičenj. Ublažitvene učinke tveganj upoštevamo v neto izračunu, ki so prihodnja upravičenja (po)zavarovalnih pogodb, vključijo se absorpcijske zmožnosti zavarovalno-tehničnih rezervacij. Kapitalske zahteve za tržni modul izračunamo tako, da koreliramo vse podmodule tržnega modula korelacijsko matriko, ki je podana v

tabeli 2:

$$SCR_{trg} = \sqrt{\sum_{r,c} Cor_{trg}(r, c) * SCR_{trg,r} * SCR_{trg,c}}, \quad (3)$$

$$nSCR_{trg} = \sqrt{\sum_{r,c} Cor_{trg}(r, c) * nSCR_{trg,r} * nSCR_{trg,c}}. \quad (4)$$

Tabela 2: Korelacijska matrika Cor_{trg} tržnih tveganj

	Obrestno	Delniško	Nepremičninsko	Razpon	Koncentracije	Valutno
Obrestno	1	A	A	A	0	0,25
Delniško	A	1	0,75	0,75	0	0,25
Nepremičninsko	A	0,75	1	0,5	0	0,25
Razpon	A	0,75	0,5	1	0	0,25
Koncentracije	0	0	0	0	1	0
Valutno	0,25	0,25	0,25	0,25	0	1

Vir: Delegirana uredba Komisije (EU) 2015/35, str.105.

Parameter A je enak 0, če kapitalske zahteve za obrestna tveganja izvirajo iz šoka navzgor. Parameter je enak 0,5, če je uporabljen šok navzdol.

1.4.2 Obrestno tveganje

Obrestno tveganje predstavlja tveganje zmanjšanja vrednosti sredstev in obveznosti zaradi sprememb ravni tržnih obrestnih mer. Pri obravnavi tega tveganja je še posebej pomembno usklajevanje, saj obrestne mere vplivajo na vrednost sredstev in obveznosti (Doff, 2015, str. 66). Upravljanje obrestnega tveganja se izvaja z rednim spremljanjem gibanja obrestnih mer in dejavnikov, ki vplivajo na obrestno občutljivost. Izvaja se z zniževanjem povprečnega trajanja portfeljev naložb in obveznosti, z razporejanjem naložb v razrede finančnih naložb odvisno od zapadlosti, z uravnavanjem strukture ročnosti naložb ter s prestrukturiranjem naložb glede na napovedi in na pričakovano gibanje tržnih obrestnih mer. V večini ima obrestno tveganje največji vpliv na finančne instrumente s fiksnimi donosi in produkte z daljšim trajanjem. Oboje drži tako za sredstva kot za obveznosti. Običajno je trajanje sredstev nižje od trajanja obveznosti v zavarovalnicah. Nižja obrestna mera posledično rezultira v nižanju skupne bilančne vrednosti zavarovalnic. Običajna struktura krivulj obrestnih mer ima pozitiven naklon, kjer so donosnosti večje za instrumente z daljšim dospeljem. V ekstremnih primerih so lahko krivulje ploščate ali celo inverzne, kar se je izkazalo med finančno krizo leta 2008 (Doff, 2015, str. 68).

Podmodul obrestnega tveganja zajema učinek spremembe časovne strukture obrestnih mer ali spremembe volatilnosti obrestnih mer na skupna sredstva in obveznosti (po)zavarovalnic.

Izračun kapitalskih zahtev za podmodul je povzet po 165., 166. in 167. členu Delegirane uredbe Komisije (EU) 2015/35. Po standardni formuli se določi kapitalske zahteve z uporabo dveh stresnih scenarijev dvigom ter padcem krivulje netvegane obrestne mere (angl. risk-free interest rates), kjer je definirano, za koliko se krivulja premakne za določeno zapadlost. Nove krivulje se nato uporabi za vrednotenje sredstev in obveznosti. Sprememba vrednosti predstavlja kapitalsko zahtevo, kjer se uporabi scenarij, ki prinese višji SCR. Od uporabe scenarija je tudi odvisno katero korelacijsko matriko uporabimo za izračun tržnih tveganj. Pri uporabi scenarija dviga obrestnih mer je tveganje obrestnih mer nekorelirano z ostalimi podmoduli tržnega tveganja, drugače je nekaj korelacije z ostalimi podmoduli. Višina obrestnega tveganja je zato nekoliko nepredvidljiva in nesimetrična (Buckham, Rose & Wahl, 2013, str. 106). Naložbe, ki jih uporabimo za izračun obrestnega tveganja, so občutljive na spremembe obrestnih mer. Vključujejo naložbe s stalnim donosom (vse vrste obveznic), inštrumente financiranja (dolžniški kapital), posojila, strukturirane produkte, depozite z zapadlostjo do treh mesecev in pozavarovalni del najboljših ocen. Med obveznosti pa vključimo najboljšo oceno premijskih rezervacij zavarovanj, premijskih rezervacij NSLT zdravstvenih zavarovanj, škodnih rezervacij NSLT zdravstvenih zavarovanj, življenjskih zavarovanj, SLT zdravstvenih zavarovanj in najboljšo oceno zavarovanj, kjer zavarovanci prevzemajo naložbeno tveganje. Med ostalimi obveznostmi moramo še upoštevati rezervacije za zaposlene in podrejeni dolg. Kapitalske zahteve za obrestno tveganje se izračuna po predpisanih scenarijih, kjer se uporabi šok gor in dol na osnovnih lastnih sredstvih (angl. basic own funds, v nadaljevanju BOF):

$$SCR_{obrestno}^{šok\ gor} = \Delta BOF|_{šok\ gor}, \quad (5)$$

$$SCR_{obrestno}^{šok\ dol} = \Delta BOF|_{šok\ dol}, \quad (6)$$

kjer sta $\Delta BOF|_{šok\ dol}$ in $\Delta BOF|_{šok\ dol}$ spremembi vrednosti neto sredstev in obveznosti, ki smo jih šokirali s šokom gor in dol. Obrestne mere izračunamo z ustreznim šokom navzgor in navzdol glede na zapadlosti, ki so podane v tabeli 3. Za vrednosti, ki niso navedene, se vrednost zvišanja linearno interpolira. Za zapadlosti, ki so krajše od 1 leta, se zvišajo za 70 % in znižajo za 75 %. Za zapadlosti, ki so daljše od 90 let, se zvišajo in znižajo za 20 %.

Pri izračunu kapitalskih zahtev za obrestno tveganje moramo tudi upoštevati, da se vrednost prihodnjih diskrecijskih upravičenj lahko spremeni. Glede na velikost šokov gor in dol upoštevamo:

če je $nSCR_{obrestno}^{šok\ gor} > nSCR_{obrestno}^{šok\ dol}$, potem je:

$$nSCR_{obrestno} = \max(0, nSCR_{obrestno}^{šok\ gor}), \quad (7)$$

$$SCR_{obrestno} = \max(0, SCR_{obrestno}^{šok\ gor}), \quad (8)$$

če je $nSCR_{obrestno}^{šok\ dol} \geq nSCR_{obrestno}^{šok\ gor}$, velja:

$$nSCR_{obrestno} = \max(0, nSCR_{obrestno}^{šok\ dol}), \quad (9)$$

$$SCR_{obrestno} = \max(0, SCR_{obrestno}^{šok\ dol}). \quad (10)$$

Tabela 3: Zvišanj v časovni strukturi obrestnih mer

Zapadlost (v letih)	Zvišanje	Znižanje
manjše ali enako 1	70 %	75 %
manjše ali enako 2	70 %	65 %
manjše ali enako 3	64 %	56 %
manjše ali enako 4	59 %	50 %
manjše ali enako 5	55 %	46 %
manjše ali enako 6	52 %	42 %
manjše ali enako 7	49 %	39 %
manjše ali enako 8	47 %	36 %
manjše ali enako 9	44 %	33 %
manjše ali enako 10	42 %	31 %
manjše ali enako 11	39 %	30 %
manjše ali enako 12	37 %	29 %
manjše ali enako 13	35 %	28 %
manjše ali enako 14	34 %	28 %
manjše ali enako 15	33 %	27 %
manjše ali enako 16	31 %	28 %
manjše ali enako 17	30 %	28 %
manjše ali enako 18	29 %	28 %
manjše ali enako 19	27 %	29 %
manjše ali enako 20	26 %	29 %
večje ali enako 90	20 %	20 %

Vir: Delegirana uredba Komisije (EU) 2015/35, str. 106.

1.4.3 Delniško tveganje

Delniško tveganje izvira iz spremembe tržnih cen vrednostnih papirjev (Doff, 2015, str. 66). Podmodul delniškega tveganja zajema učinek spremembe vrednosti in volatilitnosti vrednosti delniških papirjev. Izračuna se kot skupni učinek šoka na vrednostne papirje. Določenih je pet razredov vrednostnih papirjev in različni šoki za različne vrednostne papirje, kjer večji šoki odražajo večjo volatilitnost vrednostnih papirjev. EIOPA je tudi predpisala različne korelacije med klasifikacijami lastniških vrednostnih papirjev (Buckham, Rose & Wahl, 2013, str. 107).

V izračun podmodula delniških tveganj, ki je povzet po 168.–173. členih Delegirane uredbe Komisije (EU) 2015/35, vključimo vsa sredstva in obveznosti, ki so občutljiva na

spremembe v ravni in volatilnosti tržnih cen vrednostnih papirjev. Pri izračunu kapitalskih zahtev je treba upoštevati tudi mehanizme varovanja pred tveganjem in prenosa tveganj. Instrumenti za varovanje pred tveganji so vključeni samo, če imajo povprečno stopnjo zaščite v naslednjem letu, razen če so del strategije podaljševanja varovanja pred tveganjem, ki izpolnjuje zahteve iz delegirane uredbe.

Podmodul delniškega tveganja delimo na pet podmodulov: podmodul tveganja za lastniške vrednostne papirje tipa 1, podmodul tveganja za lastniške vrednostne papirje tipa 2, podmodul strateških naložb, podmodul tveganja za kvalificirane lastniške vrednostne papirje za financiranje infrastrukturnih projektov (Delegirana uredba Komisije (EU) 2016/467) in podmodul tveganja za kvalificirane lastniške vrednostne papirje za financiranje infrastrukturnih podjetij (Delegirana uredba Komisije (EU) 2017/1542). Pet podmodulov zajema naslednje tipe naložb:

- Lastniški vrednostni papirji tipa 1 zavzemajo delnice, ki kotirajo na trgih držav članic Evropskega gospodarskega prostora ali Organizacije za gospodarsko sodelovanje in razvoj, lastniški vrednostni papirji, ki se trgujejo na večstranskih trgih, katerih sedež ali uprava je v državah članicah EU.
- Lastniški vrednostni papirji tipa 2 zavzemajo vse vrednostne papirje, ki niso tipa 1 (npr. tržne delnice iz držav, ki niso v EEA ali OECD, netržne delnice) in druge alternativne naložbe. Šok tipa 2 uporabimo tudi za vsa sredstva, ki jih ne vključimo v podmodul obrestnega, nepremičninskega tveganja in tveganja razpona.
- Strateške naložbe zavzemajo vse naložbe (po)zavarovalnice, za katere dokažemo, da jih lahko obravnavamo, kot strateške naložbe.
- Vrednostni papirji za financiranje infrastrukturnih projektov obsegajo naložbe v infrastrukturne projekte, ki izpolnjujejo merila iz člena 5 (Delegirana uredba Komisije (EU) 2016/467).
- Vrednostni papirji za financiranje infrastrukturnih podjetij obsegajo naložbe v infrastrukturna podjetja, ki izpolnjujejo merila iz člena 3 (Delegirana uredba Komisije (EU) 2017/1542).

Po standardni formuli so za tveganje lastniških vrednostnih papirjev predpisani šoki, ki se uporabijo za določene vrste naložb in obveznosti. Predpisani šoki so nato prilagojeni glede na tržne razmere. Izračuna se simetrična prilagoditev, ki temelji na trenutni vrednosti indeksa lastniških vrednostnih papirjev ter na 3-letnem povprečju tega indeksa. Vrednost simetrične prilagoditve EIOPA mesečno objavlja. Predpisani šoki za naložbe so naslednji (Delegirana uredba Komisije (EU) 2017/1542, Delegirana uredba Komisije (EU) 2016/467, Delegirana uredba Komisije (EU) 2015/35):

- Predpisan šok za vrednostne papirje tipa 1 je enak 39 %. Če so naložbe strateške narave, je šok enak 22 %.
- Predpisan šok za vrednostne papirje tipa 2 je enak 49 %. Če so naložbe strateške narave, je šok enak 22 %.

- Predpisan šok za vrednosti kvalificiranih lastniških vrednostnih papirjev za financiranje infrastrukture je enak 30 %.
- Predpisan šok za vrednosti kvalificiranih lastniških vrednostnih papirjev infrastrukturnih podjetij enak 36 %.

Kapitalske zahteve za delniško tveganje se izračuna po predpisanih scenarijih, za vsako kategorijo i izračunamo kapitalsko zahtevo:

$$SCR_{delniško,i} = \max(\Delta BOF | delniški šok_i; 0), \quad (11)$$

kjer je:

- $SCR_{delniško,i}$ kapitalska zahteva za delniško tveganje za kategorijo i
- $delniški šok_i$ predpisan padec cen vrednostnih papirjev kategorije i , ki je enak vsoti delniškega šoka in simetrične prilagoditve (ang. *Symmetric adjustment*, v nadaljevanju SA).

$$delniški šok_i = osnovni delniški šok + SA. \quad (12)$$

SA izračunamo po predpisani formuli iz delegirane uredbe po 172. členu Delegirana uredba Komisije (EU) 2015/35:

$$SA = \frac{1}{2} * \left(\frac{CI - AI}{AI} - 8\% \right), \quad (13)$$

pri čemer označujejo:

- CI trenutno vrednost indeksa lastniških vrednostnih papirjev;
- AI ponderirano povprečje dnevnih vrednosti indeksa lastniških vrednostnih papirjev v zadnjih 36 mesecih.

Pri izračunu SA moramo tudi upoštevati, da simetrična prilagoditev ne sme biti nižja od -10 % ali višja od 10 %. Kapitalske zahteve za delniško tveganje izračunamo tako, da koreliramo posamezne kapitalske zahteve kategorij s korelacijsko matriko $Kor_{delniško}$ iz tabele 4:

Tabela 4: Korelacijska matrika $Kor_{delniško}$ podmodula delniškega tveganja

	Tip 1	Tip 2	Infrastrukturni projekti	Infrastrukturna podjetja
Tip 1	1	0,75	0,75	0,75
Tip 2	0,75	1	1	1
Infrastrukturni projekti	0,75	1	1	1
Infrastrukturna podjetja	0,75	1	1	1

Vir: Delegirana uredba Komisije (EU) 2017/1542, str. 18.

Kapitalske zahteve za delniško tveganje:

$$SCR_{delniško} = \sqrt{\sum_{i,j} Kor_{delniško}(i,j) * SCR_{delniško,i} * SCR_{delniško,j}}, \quad (14)$$

kjer je:

- $Kor_{delniško}(i,j)$ element korelacijske matrike $Kor_{delniško}$,
- $SCR_{delniško,r}$ je kapitalska zahteva za delniško tveganje za kategorijo r .

1.4.4 Valutno tveganje

Valutno tveganje zajema tveganje zmanjšanja vrednosti zaradi sprememb deviznih tečajev (Doff, 2015, str. 66). Predstavlja tveganje izpostavljenosti nihanju vrednosti prihodnjih denarnih tokov zaradi sprememb menjalnih tečajev. Zavarovalnice so izpostavljene valutnemu tveganju, ki izvira iz njihovih portfeljev naložb, ostalih sredstev in obveznosti. Spremembe menjalnih tečajev lahko vplivajo na denarne prilive in odlive zavarovalnic, ki opravljajo transakcije v tujih valutah, ki so lahko podvržene spremembam menjalnih tečajev.

Izračun podmodula valutnega tveganja je povzet po 188. členu Delegirane uredbe Komisije (EU) 2015/35, kjer se uporabi pristop, ki temelji na scenarijih. Predpisani so šoki za vse valute v portfelju. Za valute, ki niso lokalna valuta, je predpisan šok v velikosti 25 % (razen nekaterih na EUR vezanih valut, kjer je šok nekoliko drugačen). Za domačo valuto štejemo valuto, v kateri podjetje pripravi svoja finančna poročila. Vse ostale valute označimo za tuje valute. Pri izračunu šokiramo celotno bilanco stanja, ki jo je treba razdeliti po valutah. Predpisana sta dva šoka: dvig in padec valutnega tečaja za 25 %. Upošteva se tisti šok za posamezno valuto, ki predstavlja višji SCR-pribitek za valutno tveganje. Kateri šok bo upoštevan, je odvisno, ali je v posamezni valuti več sredstev ali več obveznosti (šokira pa se presežek). Pri izračunu solventnostnega kapitala za valutno tveganje upoštevamo tudi absorpcijske zmožnosti zavarovalno-tehničnih rezervacij.

- $SCR_{valutno}$, kapitalske zahteve za valutna tveganja,
- $nSCR_{valutno}$, kapitalske zahteve za valutna tveganja z upoštevanjem absorpcijskih zmožnosti zavarovalno-tehničnih rezervacij.

Solventnostne kapitalske zahteve za valutna tveganja izračunamo po predpisanih scenarijih šoka navzgor in navzdol, kot:

$$SCR_{valutno,A}^{šok\ gor} = \max(\Delta BOF | valutni\ šok\ navzgor; 0), \quad (15)$$

$$SCR_{valutno,A}^{šok\ dol} = \max(\Delta BOF | valutni\ šok\ navzdol; 0), \quad (16)$$

kjer je A vrednost valute A . *Valutni šok navzgor* predstavlja dvig vrednosti valute A za 25% glede na domačo valuto in za *valutni šok navzdol* predstavlja trenutni padec vrednosti valute A za 25% glede na domačo valuto. Upoštevati moramo tudi prilagojene faktorje za valute, vezane na evro. Kadar je domača ali tuja valuta evro ter druga valuta

vezana na evro ali kjer sta obe valuti vezani na evro, se upoštevajo prilagojeni faktorji. Pri izračunu kapitalskih zahtev moramo upoštevati prihodnjo vrednost diskrecijskih upravičenj, izračunamo $nSCR_{valutno,A}^{šok\ gor}$ in $nSCR_{valutno,A}^{šok\ dol}$.

Za vsako valuto v portfelju (po)zavarovalnice izračunamo:

$$nSCR_{valutno,A} = \max(nSCR_{valutno,A}^{šok\ gor}, nSCR_{valutno,A}^{šok\ dol}), \quad (17)$$

skupne kapitalske zahteve za vse valute pa so:

$$nSCR_{valutno} = \sum_A nSCR_{valutno,A}, \quad (18)$$

$$SCR_{valutno} = \sum_A SCR_{valutno,A}. \quad (19)$$

1.4.5 Tveganje razpona

Tveganje razpona zavzema zmanjšanja vrednosti portfelja naložb, sredstev in obveznosti zaradi sprememb kreditnega razpona. Kreditni razpon je razlika med obrestnimi merami obveznic podjetij in obrestnih mer državnih obveznic. Odraža splošno razpoloženje korporativnih obveznic na kapitalskem trgu. Tveganje razpona se včasih napačno obravnava kot del kreditnega tveganja, vendar pa tveganje razpona določa razpoloženje kapitalskega trga in ne položaj posamezne nasprotne stranke (Doff, 2015, str. 66).

V okviru SII je tveganje kreditnega razpona vključeno pod tržna tveganja in ne pod tveganja neplačila nasprotne stranke z obrazložitvijo, da se kreditni razpon določa glede na razpoloženje na kapitalskih trgih in ne odražajo kreditne sposobnosti posamezne nasprotne stranke. Tveganje kreditnega razpona tako zajema sistematično kreditno tveganje, zaradi tržnih dejavnikov in ne dolžnika (Buckham, Rose & Wahl, 2013, str. 23).

Tveganja razpona je povzeto po členih 175.–181. Delegirane uredbe Komisije (EU) 2015/35. Za izračun po standardni formuli so predpisani šoki, ki se uporabijo za posamezne naložbe (obveznice, depoziti, strukturirani produkti in posojila). Višina šoka je odvisna od bonitetne ocene vrednostnega papirja ter njegovega prilagojenega trajanja. Odvisna je tudi od vrste naložbe (državne obveznice EU-držav v lokalnih valutah imajo šok 0 %). Pri tem podmodulu upoštevamo tudi vpliv šoka na najboljšo oceno zavarovalno-tehničnih rezervacij (v nadaljevanju ZTR), kjer je vrednost najboljše ocene ZTR vezana na vrednost naložb. Najboljšo oceno ZTR preračunamo z upoštevanjem vrednosti naložb po šoku, namesto osnovne vrednosti naložb. Za izračun solventnostnega kapitala za tveganje razpona potrebujemo naslednje vhodne podatke:

- MV_i = vrednost izpostavljenosti kreditnemu tveganju i ,
- $ocena_i$ = stopnja kakovosti kreditne izpostavljenosti kreditnemu tveganju i ,
- tr_i = v letih podano obdobje trajanja kreditnega tveganja i .

Po Delegirani uredbi moramo pri izračunu uporabiti stopnjo kreditne kvalitete glede na bonitetne ocene, imenovano ECAI. Izračun kapitalskih zahtev za tveganje razpona je sestavljeno iz kapitalskih zahtev za obveznice, pozicije v listinjenju in izvedenih finančnih inštrumentov:

- $SCR_{razpona}^{obveznice}$ = kapitalske zahteve za tveganje razpona za obveznice in kredite,
- $SCR_{razpona}^{listinjenje}$ = kapitalske zahteve za tveganje razpona pri pozicijah v listinjenju.
- $SCR_{razpona}^{izvedeni f.i.}$ = kapitalske zahteve za tveganje razpona za kreditne izvedene finančne inštrumente.

Pri izračunu se mora tudi upoštevati absorpcijske zmožnosti zavarovalno-tehničnih rezervacij:

- $SCR_{razpona}$ = kapitalske zahteve za tveganje razpona,
- $nSCR_{razpona}$ = kapitalske zahteve za tveganje razpona z upoštevanjem absorpcijskih zmožnosti zavarovalno-tehničnih rezervacij.

Celotne kapitalske zahteve solventnostnega kapitala za tveganja razpona, izračunamo kot:

$$SCR_{razpona} = SCR_{razpona}^{obveznice} + SCR_{razpona}^{listinjenje} + SCR_{razpona}^{izvedeni f.i.} \quad (20)$$

Zahtevani solventnostni kapital za tveganje razpona pri obveznicah in kreditih (ne vključuje stanovanjskih hipotekarnih kreditov, bančnih vlog, razen denarnih sredstev v bankah) je določen po scenariju:

$$SCR_{razpona}^{obveznice} = \max(\Delta BOF | \text{šok na razpon obveznic in kreditov}; 0). \quad (21)$$

Šok ima takojšen učinek na neto vrednost sredstev in obveznosti, v primeru zmanjšanja vrednosti obveznic in kreditov zaradi razširitve kreditnega razpona:

$$\sum_i MV_i * stres_i(ocena_i; tr_i). \quad (22)$$

Kjer je $stres_i$ funkcija stopnje kreditne kvalitete in trajanja izpostavljenosti kreditnemu tveganju i . Parameter tr_i moramo podati v letih in ne sme biti manjši od 1. Pri obveznicah in kreditih s spremenljivo obrestno mero je tr_i enako spremenjenemu trajanju obveznic ali kredita. V 176. členu Delegirane uredbe Komisije (EU) 2015/35 so podane funkcije $stres_i$ za različne stopnje kreditne kvalitete in trajanja.

Kapitalske zahteve za solventnostni kapital tveganja razpona pri pozicijah v listinjenju so določene po 178. členu 65. Delegirane uredbe Komisije (EU) 2018/1221. Enake so izgubi osnovnih lastnih sredstev, ki so posledica takojšnjega relativnega zmanjšanja $stres_i$ v vrednosti vsake pozicije v listinjenju i . Funkcija $stres_i$ je odvisna od spremenjenega trajanja, izraženega v letih, ki je odvisen od tipa pozicijam v listinjenju in njene bonitetne

ocene. Ločijo se na nadrejene in nenadrejene pozicije v enostavne, pregledne in standardizirane listine (v nadaljevanju STS), ki izpolnjujejo zahteve iz člena 243 Uredbe (EU) 575/2013, pozicije v relistinjenju, ostale pozicije v listinjenju, za katere je ali ni podana bonitetna ocena. Kapitalske zahteve za tveganje razpona pri pozicijah v listinjenju so enake izgubi osnovnih lastnih sredstev, ki bi bila posledica takojšnjega relativnega zmanjšanja vrednosti vsake pozicije i :

$$SCR_{razpon}^{listinjenje} = \max(\Delta BOF | \text{šok na razpon pri pozicijah v listinjenju}; 0) \quad (23)$$

Kreditni izvedeni finančni instrumenti omogočajo možnost izločitve in prenosa kreditnega tveganja. Od konca devetdesetih let 20. stoletja so se razvili aktivni trgi za kreditne izvedene finančne instrumente. Kreditni izvedeni finančni instrumenti omogočajo bankam, da obvladujejo individualna kreditna tveganja (razgradnja tveganja), namesto da se zanašajo zgolj na diverzifikacijo tveganj. Prav tako bankam omogočajo nakup zaščite pred splošno stopnjo neplačil v gospodarstvu (Hull, 2015, str. 18).

(Po)zavarovalnica mora izračunati kapitalske zahteve za tveganje razpona pri kreditnih izvedenih instrumentih, ki so enake višjim od naslednjih kapitalskih zahtev po členu 179 Delegirane uredbe Komisije (EU) 2015/35:

- izgubi osnovnih lastnih sredstev, ki bi bila posledica takojšnjega absolutnega povečanja kreditnega razpona instrumentov, na katerih temeljijo kreditni izvedeni finančni instrumenti, za katere ni na voljo bonitetna ocena imenovana ECAI (upoštevamo takojšnje povečanje kreditnega razpona za 5 odstotnih točk) ali so del politike zmanjševanja tveganj (podjetje drži instrumente, na katerih temelji kreditni izvedeni finančni instrument);
- izgubi osnovnih lastnih sredstev, ki bi bila posledica takojšnjega relativnega zmanjšanja kreditnega razpona instrumentov, na katerih temeljijo kreditni izvedeni finančni instrumenti, za 75 %.

Kapitalske zahteve izračunamo po vnaprej določenih scenarijih in upoštevamo stopnjo kreditne kakovosti po členu 179 Delegirane uredbe Komisije (EU) 2015/35:

$$SCR_{razpon,gor}^{izvedeni f.i.} = \max(\Delta BOF | \text{šok gor}; 0), \quad (24)$$

$$SCR_{razpon,dol}^{izvedeni f.i.} = \max(\Delta BOF | \text{šok dol}; 0). \quad (25)$$

1.4.6 Tržno tveganje koncentracije

Tveganje koncentracije zajema tveganje, ki je posledica neustrezne diverzifikacije portfelja sredstev ali obveznosti. Predstavlja izpostavljenost izgubam zaradi neustrezno raznolikih portfeljev sredstev ali obveznosti. Koncentracije se lahko pojavijo pri izpostavljenostih do posameznih nasprotnih strank, povezanih skupin posameznih nasprotnih strank, geografskih

lokacij, industrijskih sektorjev ter katastrof ali naravnih nesreč (Buckham, Rose & Wahl, 2013, str. 172).

Tveganje koncentracije se ocenjuje na podlagi tržne vrednosti kapitalskih naložb glede na bonitetno oceno nasprotne stranke. Pri posamezni nasprotni stranki z oceno A ali več njeni fiksni obrestni in lastniški vrednostni papirji ne smejo presegati treh odstotkov celotnih sredstev zavarovalnice. Nasprotne stranke, ki imajo oceno nižjo od A, ne smejo presegati 1,5 odstotka vseh sredstev. Koncentracija izpostavljenosti do določenega podjetja nad temi mejami zahteva dodatno kapitalsko zahtevo, ki je določena z dejavniki na podlagi bonitetne ocene nasprotne strani (Buckham, Rose & Wahl, 2013, str. 107).

Namen tega tveganja je, da odvrča zavarovalnice od kumulacije izpostavljenosti do posamezne nasprotne stranke. Prednost direktive SII je, da zavarovalnic ne kaznuje za koncentracijo tveganja, dokler izpostavljenosti ostanejo pod določenim pragom. Pribitki tveganega kapitala, zaradi tveganja koncentracije doletijo zavarovalnico samo, ko preseže izpostavljenost do posamezne nasprotne stranke (de Weert, 2012).

Podmodul tveganja koncentracije je povzet po 182.–187. členih Delegirane uredbe Komisije (EU) 2015/35. Zajema vse naložbe, ki smo jih upoštevali v podmodulih obrestnega, delniškega, nepremičninskega tveganja in tveganja razpona ter niso vključene v tveganju neplačila nasprotne stranke. Izračun tveganja koncentracije mora zajemati naložbe, ki povzročajo direktne in indirektno izpostavljenosti do tveganja koncentracije. Tveganja so kumulirana glede na iste nasprotne stranke finančnih naložb. Kapitalske zahteve za koncentracijo tržnega tveganja se izračunajo na podlagi posameznih izpostavljenosti. Za ta namen se izpostavljenosti do podjetij, ki spadajo v isto skupino podjetij, obravnavajo kot ena posamezna izpostavljenost. Izpostavljenost ob neplačilu nasprotne stranke je vsota izpostavljenosti do te nasprotne stranke po 182. členu Delegirane uredbe Komisije (EU) 2015/35. Kapitalske zahteve za koncentracijo tržnega tveganja so:

$$SCR_{Koncentracije} = \sqrt{\sum_i Konc_i^2}. \quad (26)$$

Vsota zajema vse posamezne izpostavljenosti i in $Konc_i$ predstavlja kapitalske zahteve za koncentracijo tržnega tveganja v zvezi s posamezno izpostavljenostjo i . Za vsako posamezno izpostavljenost i moramo izračunati kapitalske zahteve za koncentracijo tržnega tveganja $Konc_i$, ki je enaka izgubi osnovnih lastnih sredstev kot posledici takojšnjega zmanjšanja vrednosti sredstev za posamezno izpostavljenost i , ki je enaka:

$$Konc_i = XS_i * g_i, \quad (27)$$

kjer je XS_i presežek izpostavljenosti in g_i faktor tveganja za koncentracijo tržnega tveganja. Faktor tveganja je odvisen od ponderirane povprečne stopnje kreditne kvalitete posamezne izpostavljenosti i , ki so določene v 186. členu Delegirane uredbe Komisije (EU) 2015/35. Presežek izpostavljenosti za posamezno izpostavljenost i je enak:

$$XS_i = \max(0, E_i - CT_i * Sredstva), \quad (28)$$

kjer je:

- E_i izpostavljenost ob neplačilu za posamezno izpostavljenost i , ki se vključi v osnovo za izračun podmodula koncentracije tržnega tveganja;
- $Sredstva$ označuje osnovo za izračun podmodula koncentracije tržnega tveganja;
- CT_i označuje relativni prag izpostavljenosti, ki je odvisen od ponderirane povprečne stopnje kreditne kvalitete posamezne izpostavljenosti i , ki so določene v 185. členu Delegirane uredbe Komisije (EU) 2015/35.

1.4.7 Tveganje spremembe cen nepremičnin

Nepremičninsko tveganje predstavlja tveganje zmanjšanja vrednosti nepremičnin, zaradi sprememb tržnih cen nepremičnin (Doff, 2015, str. 66). Tveganje spremembe cen nepremičnin nastane zaradi nepremičnin v portfelju (po)zavarovalnic, katerih tržna vrednost je odvisna od nepremičninskega trga. Kapitalske zahteve za nepremičninski podmodul so povzete po 174. členu Delegirane uredbe Komisije (EU) 2015/35. Izračunamo jih po vnaprej določenih scenarijih. Za izračun SCR nepremičninskega podmodula je predpisan šok velikosti 25 %. Kot nepremičnine upoštevamo vse naložbe v portfelju, katerih tveganja se seštejejo v podmodulu tveganja spremembe cen nepremičnin (Buckham, Rose & Wahl, 2013, str. 106):

- zemljišča, stavbe, nepremičninske pravice in oprema nepremičnin,
- naložbe v nepremičnine za lastno uporabo,
- naložbe v naložbene nepremičnine.

Učinek nepremičninskega šoka se upošteva na neto vrednosti sredstev in obveznosti, ki predstavlja zmanjšanje vrednosti naložb v nepremičnine za predpisan šok 25 %, kjer upoštevamo vse direktne in indirektne izpostavljenosti do nepremičnin:

$$BOF = \text{neto vrednost sredstev} - \text{obveznosti}. \quad (29)$$

Pri izračunu solventnostnega kapitala za nepremičninska tveganja upoštevamo tudi absorpcijske zmožnosti zavarovalno-tehničnih rezervacij:

- $SCR_{nepremičninsko}$, kapitalske zahteve za nepremičninska tveganja.
- $nSCR_{nepremičninsko}$, kapitalske zahteve za nepremičninska tveganja z upoštevanjem absorpcijskih zmožnosti zavarovalno-tehničnih rezervacij.

Solventnostne kapitalske zahteve za nepremičninska tveganja izračunamo po predpisanem scenariju kot:

$$SCR_{nepremičninsko} = \max(\Delta BOF | nepremičninski \text{ šok}; 0). \quad (30)$$

Pri izračunu zahtevanega solventnostnega kapitala za podmodul nepremičnin, upoštevamo šok 25 % takojšnjega zmanjšanja neto vrednosti sredstev in obveznosti nepremičnin. Pri izračunu upoštevamo tudi pogoj, da scenarij ne spremeni vrednosti diskrecijskih upravičenj v zavarovalno-tehničnih rezervacijah.

2 KALIBRACIJA PARAMETROV ZA TVEGANJE NEPREMIČNIN

Leta 2007 je Evropska komisija zadolžila CEIOPS, da izdela končno priporočilo za implementacijo SII. CEIOPS je aprila 2010 izdal osnovne informacije o tehnični analizi kalibracije parametrov standardne formule in izračun tehničnih rezervacij za namen pete študije kvantitativnih vplivov. V okviru tega projekta so izvedli pet kvantitativnih študij vplivov (angl. Quantitative Impact Study, v nadaljevanju QIS), kjer so bile predstavljeni izračuni kapitalskih zahtev.

Izračun kapitalskih zahtevkov po standardni formuli je izveden po pristopu, ki temelji na scenarijih. Šok za tveganje nepremičnin se upošteva kot takojšen vpliv na neto vrednost sredstev in obveznosti, ki se zmanjšajo za 25 % padec vrednosti nepremičnin v portfelju. V nadaljnjih odstavkih bom predstavil kalibracijo šokov, ki je povzeta po CEIOPS (2010). Šoki so bili kalibrirani na mesečnih indeksih donosnosti nepremičnin iz Velike Britanije, ki jih je izdelalo podjetje Investment Property Databank (v nadaljevanju IPD). Predstavljen je tudi razvoj predpisanih kapitalskih zahtev za tveganje nepremičnin ter predpisanih šokov od QIS1 do QIS5. Spremembe metodologije in kalibracija šokov na različnih podatkih, ki so bili uporabljeni v študijah QIS.

2.1 Indeksi donosnosti nepremičnin

Šok za izračun zahtevanega solventnostnega kapitala za tveganje nepremičnin je bil kalibriran kot VaR s stopnjo zaupanja 99,5 % za obdobje enega na indeksih donosnosti nepremičnin. Uporabljeni so bili indeksi donosnosti nepremičnin IPD, ki so bili izračunani na podlagi podatkov iz anketnih raziskav investitorjev, nepremičninskih podjetji in investicijskih skladov. IPD je generiral javno dostopne nepremičninske indekse, ki so eni od najbolj komercialno uporabljenih nepremičninskih indeksov donosnosti (CEIOPS, 2010, str. 64).

Indeksi donosnosti nepremičnin, ki so bili uporabljeni za kalibracijo parametrov standardne formule, je izdelalo podjetje, ki se sedaj imenuje MSCI (Morgan Stanley Capital International). MSCI je svetovni ponudnik nepremičninskih indeksov in indeksov lastniškega kapitala, borznih skladov, hedge skladov in orodij za analizo portfeljev. Nepremičnine so relativno nelikvidna in heterogena sredstva, ki so edinstvena in se razlikujejo od vseh drugih glede na lokacijo, velikost, najemnike in fizične lastnosti. Čas in

stroški, ki se nanašajo na izvedbo transakcije nepremičnin, so zelo pomembni pri izdelavi indeksov (MSCI, 2018, str. 7). Cilj IPD je bil izdelati in vzdrževati dosledne, celovite finančne evidence vrednosti nepremičnin za različne trge. Indeksi so zagotovili, da je mogoče donose nepremičnin pošteno in natančno analizirati ter jih primerjati po sektorjih nepremičnin in državah (IPD, 2012, str. 4). Indeksi IPD podajajo jasno sliko, saj uporabljajo največje in najbolj podrobne baze podatkov o finančnih donosih nepremičnin v portfeljih, ki so strokovno upravljani in temeljijo na enakih zahtevah glede zajemanja podatkov, računanja in poročanja. Izračuni indeksov IPD so temeljili na mesečnih donosih nepremičnin ter so bili uteženi. Obravnavan kapital pri izračunih je bil opredeljen kot vrednost sredstev, ki jih imamo na začetku obračunskega obdobja z dodanimi nakupi, razvojem in drugih stroškov v obdobju (IPD, 2012, str. 12).

IPD indeksi donosnosti nepremičnin so bili izračunani na nivoju nepremičnin, kjer se je izključil vpliv načina financiranja nepremičnin, stroškov upravljanja in davkov. Sestavljeni so iz časovnih vrst donosov nepremičnin (npr. najemnine) in rasti vrednosti nepremičnin. Ločeni so na štiri kategorije: pisarniške, industrijske, stanovanjske in maloprodajne nepremičnine, ne glede na to, ali so profesionalno upravljane. Leta 2012 je IPD izdelal indekse donosnosti nepremičnin za 17 evropskih držav in 7 globalnih indeksov, ki so strukturirani tako, da merijo donosnost vseh nepremičnin v direktni lasti (IPD, 2012, str. 3).

Indeksi so poročani na mesečni, kvartalni in letni ravni, vendar so samo indeksi Velike Britanije poročani na mesečni ravni, kar je bil tudi razlog za kalibracijo standardne formule na indeksih donosnosti nepremičnin iz Velike Britanije. EIOPA je navedla, da je bil najbolj problematičen del kalibracije tvegane vrednosti pomanjkanje dolgih časovnih vrst donosov nepremičnin z evropskih trgov. V QIS3 je bil šok za nepremičnine izračunan na krajši podmnožici indeksov, uporabljeni so bili samo indeksi od 1998 do 2005. Izračunan je bil šok velikosti 20 %, ki pa ni upošteval razlik med sektorji trga nepremičnin. Kapitalske zahteve za podmodul spremembe cen nepremičnin so bile za SII izračunane iz indeksov donosnosti nepremičnin iz Velike Britanije od 1987 do konca leta 2008. Pri izračunu šokov je bila tudi upoštevana sektorska delitev nepremičnin. Odločili so se za kalibracijo na indeksih Velike Britanije, saj so bili edini indeksi, ki so bili poročani na mesečni ravni (CEIOPS, 2010, str. 65).

Indeksi donosnosti nepremičnin so izračunani mesečno, ne glede na pogostost poročanja. MSCI je izračunal ocene vrednosti nepremičnin in najemnin za vmesne mesece, kjer se vrednosti niso poročale jih je izračunal s postopkom interpolacije. Uporabili so najboljše razpoložljive podatke, ki temeljijo na tržnih dokazih o rasti kapitala. V vseh primerih se interpolacija vrednosti kapitala prilagodi za poročane stroške nepremičnin. Stroški kapitala so bili odšteti od sprememb vrednosti kapitala pri izračunu skupne donosnosti in rasti kapitala, enakomerno so se porazdelili med časovna obdobja. Za nepremičnine, ki so kupljene ali prodane v določenem obdobju, so vsi izdatki razdeljeni enako na obravnavane mesece, razen na mesec, ko je bila opravljena transakcija (MSCI, 2018, str. 15).

Najpomembnejši indikator donosnosti nepremičnin je celotna donosnost (angl. total investment return), ki je merilo naložbene uspešnosti, ki se uporablja za primerjavo različnih sredstev v časovnih obdobjih. Vključuje vrednost kapitala in dohodka od najemnin ter se izračuna kot sprememba odstotne vrednosti nepremičnin in čistega dobička iz najemnin. Celotna donosnost na mesečni ravni je definirana kot (MSCI, 2018, str. 15):

$$TR_t = \left(\frac{CV_t - CV_{t-1} - CExp_t + CRpt_t + NI_t}{CV_{t-1} + CExp_t} \right) * 100, \quad (31)$$

kjer je TR_t celotna donosnost, CV_t vrednost nepremičnin v času t , $CExp_t$ je skupna vrednost stroškov, $CRpt_t$ skupni donosi nepremičnin (od prodaj v mesecu t) in NI_t vrednost najemnin v mesecu t , kjer odštejemo stroške upravljanja premoženja in drugih nenadomestljivih odhodkov, razen pri mesečnem indeksu nepremičnin v Veliki Britaniji, kjer operativni odhodki niso vključeni v izračun indeksa.

Celotna donosnost kapitala (angl. capital growth / indirect return) je enaka spremembi vrednosti sredstev v določenem obdobju, kjer odbijemo kakršne koli stroške in prihodke (od prodaj) v obdobju t . Ta indikator uspešnosti temelji na spremembi vrednosti nepremičnin med začetkom in koncem opazovalnega obdobja. Celotna donosnost kapitala v obdobju t je enaka (MSCI, 2018, str. 16):

$$CG_t = \frac{(CV_t - CV_{t-1} - CExp_t + CRpt_t)}{(CV_{t-1} + CExp_t)} * 100. \quad (32)$$

Direktna donosnost (angl. income returns / direct returns) nepremičnin predstavlja razmerje med neto prihodki in kapitalom v določenem obdobju. Izračuna se kot neto vrednost prihodkov od najemnin, deljeno z vrednostjo nepremičnin in stroškov (MSCI, 2018, str. 16):

$$IR_t = \frac{NI_t}{CV_{t-1} + CExp_t} * 100. \quad (33)$$

Indeks celotne donosnosti nepremičnin izračunamo tako, da določimo osnovno začetno vrednost enako 100 ter se vsako naslednjo vrednost indeksa izračuna tako, da se pomnoži prejšnja vrednost indeksa z $1 + TR_t$ (MSCI, 2018, str. 15):

$$Indeks_{t=0} = 100, \quad (34)$$

$$Indeks_t = Indeks_{t-1} * \left[\frac{1 + TR_t}{100} \right], \quad (35)$$

kjer je TR_t celotna donosnost za časovno obdobje od $t - 1$ do t .

Časovno uteženi skupni donosi za več časovnih obdobj so bili izračunani na letni in četrtni ravni. Letni se izračunajo tako, da se združi 12 mesečnih podatkov, kjer vsakemu mesecu dodelimo enako utež. Za izračun četrtnetne in letne donosnosti je treba najprej

sestaviti indeks iz mesečnih donosnosti (MSCI, 2018, str. 15):

$$12 \text{ mesečna celotna donosnost} = \left[\frac{Indeks_t}{Indeks_{t-12}} - 1 \right] * 100. \quad (36)$$

Letna stopnja je enaka geometrijski sredini vrednosti posameznih letnih stopenj sprememb. Izračuna se kot n -ti koren končnega indeksiranega rezultata, preračunanega nazaj v odstotek (MSCI, 2018, str. 15):

$$Anuizirana \text{ stopnja} = \left[\left(\frac{Indeks_t}{Indeks_{t=0}} \right)^{1/n} - 1 \right] * 100, \quad (37)$$

kjer je n število let, $Indeks_t$ vrednost zadnjega indeksa in $Indeks_{t=0}$ vrednost začetnega indeksa.

2.2 Spremembe metodologije od kvantitativnih študij do Solventnosti II

Delegirana uredba določa, da je za zahtevan solventnostni kapital podmodula spremembe cen nepremičnin, predpisan šok, ki je enak 25 % tržne vrednosti nepremičnin v portfelju (po)zavarovalnice. Šok je določen na osnovi dokumenta CEIOPS (2010), kjer je predstavljena kalibracija na indeksih donosnosti nepremičnine. Primernost izračunanega šoka in uporabljenih podatkov za kalibracijo je bila določena v študijah QIS, ki so bile izvedene pred implementacijo standardne formule. Pred implementacijo direktive SII je bilo narejenih 5 QIS-študij, kjer je CEIOP predstavil različne kalibracije parametrov in zahtevane šoke. Kalibracija šoka za tveganje nepremičnin je bila obravnavana v treh študijah QIS2, QIS3 in QIS5, kjer so bile uporabljene različne metodologije in podatki kalibracij. Predpisan šok iz standardne formule je enak velikosti 25 % in je bil določen v študiji QIS5.

V študiji QIS2 se je CEIOPS odločil, da bo poenostavil kalibracije za izračun šokov za tveganje nepremičnin s sprejetjem določenih predpostavk. Niso upoštevali razlik med nepremičninami, ki so v neposrednem in posrednem lastništvu (po)zavarovalnic ter med različnimi vrstami nepremičnine (pisarne, maloprodajne nepremičnine, stanovanjske nepremičnine itd.) (CEIOPS, 2006, str. 29). Pri izračunu šokov tudi niso upoštevali razlik med naložbami v nepremičnine, ki imajo podobne lastnosti kot lastniški vrednostni papirji (npr. trajno lastništvo nepremičnine), in tistimi z lastnostmi, podobnimi obveznicam (npr. nepremičnine, ki so oddane v najem za določen čas po dogovorjenih najemninah). Šok za tveganje nepremičnin so izračunali po pristopu, ki temelji na scenariju. Nepremičninski šok za VaR 99,5 %, ki ima takojšnji učinek, je bil enak velikosti 20 % padca vrednosti nepremičnin ob upoštevanju vseh posameznih neposrednih in posrednih izpostavljenosti (CEIOPS, 2006, str. 29).

Metodologija izračunov šokov za tveganj nepremičnin je v študiji QIS3 doživela določene spremembe, ki so povzete po CEIOPS (2007a, 2007b). Nove šoke nepremičnin so izračunali iz naslednjih podatkov:

- nizozemski nepremičninski letni podatki v obdobju 1977–2005,
- francoski nepremičninski letni podatki v obdobju 1998–2005,
- nemški nepremičninski letni podatki v obdobju 1996–2005,
- švedski nepremičninski letni podatki v obdobju 1997–2005,
- nepremičninski letni podatki za Veliko Britanijo v obdobju 1971–2005.

Podatki predstavljajo indekse donosnosti nepremičnin, ki zajemajo kapitalske donose in donose iz najemnin. Indeksi temeljijo na ocenah vrednosti ter ne zajemajo tržnih transakcij nepremičnin, zaradi česar imajo pomanjkljivost, da so časovne vrste glajene (CEIOPS, 2007a, str. 37). Druga pomanjkljivost podatkov je, da podatki francoskega, nemškega in švedskega trga zajemajo krajše obdobje ter ne zajemajo pomembnega cikličnega obnašanja trga nepremičnin (CEIOPS, 2007a, str. 37). IPD je tudi izdelal vseevropski indeks, ki predstavlja uteženo povprečje posameznih indeksov. Uteži so določene glede na velikost trga nepremičnin konec leta 2005. Pri izračunu VaR s stopnjo zaupanja 99,5 % je bilo predpostavljeno, da imajo podatki normalno porazdelitev. Predpostavka o porazdelitvi je bila sprejeta zaradi poenostavitve izračunov, saj ni razpoložljivih podatkov za daljše časovne intervale. Več podatkov bi omogočilo določiti bolj natančno porazdelitev repov porazdelitve, s katero bi se lahko izračunali bolj natančni šoki. Pri kalibraciji parametrov so tudi naslovili, pomanjkljivost učinka glajenja časovnih vrst. Uporabili so Fisherjevo metodo odstranjevanja glajenja Fisher, Geltner in Webb (1994):

$$\hat{R}_t = \omega * R_t + (1 - \omega) * \hat{R}_{t-1} \quad (38)$$

kjer je $\hat{R}_t$ glajena časovna vrsta donosov, R_t časovna vrsta z odstranjenim učinkom glajenja in ω utež, ki so jo določili s pomočjo obstoječe kovariance v podatkih. Uporabili so predelane časovne vrste z odstranjenim učinkom glajenja ter izračunali standardne odklone in mero tveganja za podatke različnih držav, ki so se zelo razlikovali. Vrednosti so podane v tabeli 5.

Tabela 5: Primerjava izračunanih šokov iz QIS3

	Utež	Povprečje donosnosti	Standardni odklon		Prilagoditveni faktor	VaR 99,5 %
			Gladki indeksi	Odglajeni indeksi		
Francija	14 %	10,5 %	3,4 %	7,6 %	222,0 %	-8,92 %
Nemčija	26 %	3,6 %	1,7 %	9,3 %	541,0 %	-20,36 %
Nizozemska	7 %	9,4 %	5,1 %	8,4 %	163,0 %	-12,20 %
Švedska	6 %	9,9 %	7,2 %	11,4 %	158,0 %	-19,40 %
Velika Britanija	47 %	12,4 %	10,3 %	16,0 %	156,0 %	-28,87 %

Vir: CEIOPS (2007a, str. 37).

Ker se zgodovinske časovne serije precej razlikujejo po dolžini, so bile ocenjene kovariance z uporabo najkrajše skupne podskupine donosnosti, zaradi česar so se izgubile določene

informacije o donosih. Zaradi tega se je CEIOPS odločil proti izvedbi izračuna VaR s časovnimi vrstami, ki so utežene z utežmi posameznih držav. Šok je bil konservativno zaokrožen navzdol na 20 % šok za nepremičninsko tveganje (CEIOPS, 2007a, str. 37).

Izračun tveganja nepremičnin se v četrti kvantitativni študiji ni spremenil. V peti kvantitativni študiji je izračun tveganj nepremičnin doživel določene spremembe, ki so povzete po CEIOPS (2010). Izračunali so šok za nepremičninsko tveganje s podatki indeksov donosnosti nepremičnin IPD, ki temeljijo na ocenjenih vrednostih nepremičnin. Indeksi IPD donosnosti nepremičnin so bili izračunani iz skupne donosnosti nepremičnin, ki vključuje vrednost kapitala in dohodke od najemnin. Upoštevali so različne sektorje nepremičnin, ločili so jih na štiri glavne sektorje nepremičninskega trga: maloprodajne, pisarniške, industrijske in stanovanjske nepremičnine. CEIOPA je navedla, da je bil eden od najbolj zahtevnih dejavnikov kalibracije pomanjkanje dolgih časovnih vrst v večini evropskih trgov (CEIOPS, 2010, str. 65). Pri kalibraciji parametrov so se zato odločili, da bodo uporabili mesečne indekse donosnosti IPD za Združeno kraljestvo za obdobje od 1987 do 2008, skupno 259 mesečnih skupnih donosov. Izbran nabor podatkov je zagotovil največjo in najbolj podrobno zbirko informacij za izračun VaR s stopnjo zaupanja 99,5 % med vsemi vrstami nepremičnin oziroma segmenti trga poslovnih nepremičnin. CEIOPS je navedel, da se zavedajo pomanjkljivosti indeksov donosnosti, ki temeljijo na ocenjenih vrednostih nepremičnin ter ne vključujejo podatkov o tržnih transakcijah nepremičnin. Indeksi, pridobljeni z izbrano metodologijo, imajo določeno stopnjo glajenja, saj cenilci običajno upoštevajo informacije iz pretekle cennitve (CEIOPS, 2010, str. 65).

Izračunani kvantili v QIS5 so bili izračunani z neparametričnimi metodami ter niso upoštevali porazdelitve. Tabela 6 prikazuje izračunane kvantile letnih glajenih indeksov donosnosti za različne kategorije nepremičnin v Veliki Britaniji. Letne donosnosti so bili izračunani z uporabo anualizacijske metode »rolling-windows« iz mesečnih indeksov.

Tabela 6: Primerjava izračunanih šokov iz QIS5

	Vse nepremičnine	Pisarne	Pisarne v mestih	Maloprodajne nepremičnine	Poslovne nepremičnine
Maksimum	29,51 %	34,74 %	33,14 %	25,84 %	40,14 %
Minimum	-25,88 %	-25,96 %	-30,10 %	-27,69 %	-27,71 %
Povprečje	8,79 %	8,19 %	5,42 %	8,56 %	11,37 %
Standardni odklon	10,51 %	11,93 %	13,70 %	10,15 %	12,08 %
Asimetrija	-0,8973	-0,4506	-0,7526	-1,2395	-1,1113
Sploščenost	1,3527	0,3688	0,0572	2,0621	1,8115
Zgodovinski var 99,5 %	25,74 %	25,93 %	30,03 %	27,47 %	27,67 %

Vir: CEIOPS (2010, str. 67).

Kategorija »vse nepremičnine« se nanaša na portfelj, ki ga sestavljajo vse kategorije

nepremičnin v Veliki Britaniji. Točna razdelitev tega portfelja je znašala 47,2 % pisarne, 34,6 % pisarne v mestih, 14,8 % maloprodajne nepremičnine in 3,4 % poslovne nepremičnine. V sklopu analize so bile podane tudi vse porazdelitve posameznih sektorjev nepremični. Vse porazdelitve donosnosti so imele značilne dolge debele repe in čezmerno sploščenost, kar nakazuje na neskladje z normalno porazdelitvijo. Uporabljene so bile tudi metode odstranjevanja glajenja na letnih donosnostih. Metode niso odstranile pristranskosti, so pa še povečale levi rep porazdelitve, medtem ko so bistveno zmanjšale volatilitnost odglajenega indeksa. CEIOPS je navedel, da je pri izračunih zavzel konservativni pristop, saj so domnevali, da se bodo donosi iz najemnin ponovno investirali nazaj v isti segment nepremičnin. Donosi nepremičnin lahko doživijo drastičen padec v času krize, saj se zmanjša vrednost nepremičnin v kombinaciji z močnim znižanjem donosa najemnin, ki v najslabšem primeru lahko pade na nič. Na podlagi analize glajenih podatkov je CEIOPS predlagal 25 % šok za tveganje nepremičnin (CEIOPS, 2010, str. 68).

3 KRITIKE IZRAČUNA KAPITALSKIH ZAHTEV PO STANDARDNI FORMULI

Izračun šoka za tveganja spremembe cen nepremičnin je bil deležen različnih kritik. Nanašale se na uporabljen metodologijo za izračun VaR s stopnjo zaupanja 99,5 % ter na podatke, ki so bili uporabljeni za kalibracijo izračuna. Večina metodoloških kritik se je nanašala na uporabo anualizacijske metode »rolling-windows« za transformacijo podatkov iz kvartalnih na letne in učinek glajenja časovnih vrst. V časovnih vrstah indeksa donosnosti nepremičnin se pojavi učinek glajenja časovnih vrst, ker so bili uporabljeni indeksi donosnosti nepremični, ki so bili izračunani na ocenah vrednosti nepremični. Glavna kritika uporabljenih podatkov za kalibracijo izračunov pa se nanaša na uporabo indeksa donosnosti nepremičnin iz Velike Britanije. Različne študije so pokazale zelo velike razlike pri kalibraciji šokov, ki so bili izračunani za indekse donosnosti za različne države EU.

3.1 Kritike uporabljenih podatkov za kalibracijo

Predpisan šok podmodula nepremičnin je bil izračunan na IPD-indeksu donosnosti nepremičnin v Veliki Britaniji, ki temelji na ocenah vrednosti nepremičnin ter je podan na mesečni ravni. Predpisan je bil potreben solventni kapital za nepremičnine, ki je enak 25 % šoku vrednosti nepremičnin v portfelju (po)zavarovalnic. V nadaljevanju bom predstavil kritike, ki so se nanašale na uporabljene podatke za kalibracijo šokov. Povzel sem rezultate študij Arias, Maury in Foulquier (2017), Investment Property Databank (2011), MSCI (2017) in CRO Forum (2009), kjer so bili izračunani šoki na podatkih iz različnih nepremičninskih trgov v EU. Šoki so bili izračunani na podatkih IPD, ki temeljijo na ocenah vrednosti nepremičnin ter na indeksih, ki temeljijo na transakcijah nepremičnin.

Izračuni, ki jih je izvedel CEIOPS, so bili kalibrirani na podatkih trga nepremičnin iz Velike Britanije, ki so zelo sporni in se pogosto navajajo za eno od glavnih ovir za

(po)zavarovalnice, da bi povečale delež nepremični v njihovih portfeljih. Velike kapitalske zahteve omejujejo usklajevanje dospelosti sredstev in obveznosti ter predstavljajo oviro pri diverzifikaciji sredstev v portfelju (Arias, Maury & Foulquier, 2017, str. 3).

Rezultati študije Arias, Maury in Foulquier (2017) kažejo, da so velike razlike med izračunanimi šoki za različne države Evropske unije. Kar nakazuje, da je pomembna individualna kalibracija na podatkih za različne države, saj so imele vse države v študiji manjše šoke od prepisanega šoka in posledično manjše kapitalske zahteve. Rezultati študije so podani v tabeli 7, kjer so podani izračuni VaR, donosnosti indeksov, korelacije in povprečje glede na obdobje, območje in tip nepremičnin. Izračune so izvedli z indeksi donosnosti nepremičnin, ki so temeljili na ocenah vrednosti nepremičnin ter so povzročili znatno zmanjšanje kapitalskih zahtev. Njihovi izračuni so podali šoke velikosti med 10 % in 20 % ter potrdili, da so trenutni šoki in kapitalske zahteve preveliki, zaradi česar predstavljajo oviro za večjo udeležbo zavarovalnic na nepremičninskem trgu.

Kalibracija šokov na indeksih donosnosti nepremičnin iz Velike Britanije ima prednosti in slabosti. Glavna prednost podatkov z nepremičninskega trga Velike Britanije je velikost vzorca, saj so znotraj evropskih trgov samo britanski podatki podani na mesečni ravni. Francoski ali nemški podatki so dostopni zgolj na četrtni ravni, zaradi česar omogočajo podatki iz Velike Britanije večjo prožnost pri izračunu mere tveganja. Z uporabo podatkov Velike Britanije so se izognili, da bi uporabili stare podatke, ki ne bi bili reprezentativni za trenutne razmere na trgu nepremičnin. Podatki nepremičninskega trga Velike Britanije pa imajo tudi določene pomanjkljivosti, ki so vezane na lastnosti njihovega trga nepremičnin. Trg nepremičnin v Veliki Britaniji je ločen od glavnih trgov nepremičnin celinske Evrope ter ima manjšo korelacijo z njimi. Volatilnost donosov Velike Britanije je veliko večja kot v Franciji, Nemčiji in Italiji. Velika pomanjkljivost je tudi, da se nepremičninski cikli odzivajo hitreje v Veliki Britaniji in še posebej v Londonu kot v drugih državah celinske Evrope. Kot primer lahko analiziramo finančno krizo 2007, ki je prizadela trg nepremičnin v Veliki Britaniji nekaj mesecev pred francoskim trgom. Med pomanjkljivosti uporabljene metodologije sodi tudi uporaba indeksov, ki ne razlikuje med različnimi vrstami nepremičnin (pisarne, stanovanja, industrijski objekti itd.). S to odločitvijo je CEIOPS zanemaril učinek diverzifikacije donosov različnih sektorjev nepremičnin. V primerih, ko je šibka korelacija med stanovanji in poslovnimi nepremičninami, lahko pričakujemo, da je precejšen potreben solventnostni kapital za podmodul nepremičnin (Arias, Maury & Foulquier, 2017, str. 15).

V študiji Arias, Maury in Foulquier (2017) so upoštevali tudi vplive različnih vrst nepremičnin ter ocenili njihov vpliv na diverzifikacijo in SCR. Šoke so izračunali na mesečnih indeksih donosnosti IPD za različne vrste nepremičnin v Veliki Britaniji. Ostale izračune so izvedli na četrtnih podatkih za celotno Evropsko unijo, Veliko Britanijo, združeno z EU in Francijo. Vsi indeksi so bili izračunani na letni ravni ter nato preračunani na četrtno raven z uporabo interpolacije in metode najmanjših kvadratov, ki jih je uporabil tudi IPD. Izračune so naredili tudi na indeksih, ki temeljijo na transakcijah. Uporabili so

indeks za trg nepremičnin z rabljenimi stanovanji za obdobje 1996–2013 in indeks poslovnih nepremičnin za sektor pisarn za obdobje 1993–2005 v Parizu. Slabost uporabljenih indeksov, ki temeljijo na transakcijah, je, da so omejeni zgolj na podatke iz Pariza in njegovega predmestja. Problem predstavljata tudi časovna intervala obeh indeksov, saj se prvi začne leta 1996 in ne zajema krize iz zgodnjih do sredine devetdesetih let prejšnjega stoletja, temveč zgolj krizo konca leta 2000. Indeks, ki pa zajema podatke od leta 1993 do 2005, pa ne zajema velike finančne krize leta 2007. V tabeli 7 so predstavljeni vsi izračuni študije, ki so bili izvedeni na različnih časovnih vrstah (Arias, Maury & Foulquier, 2017, str. 16).

Tabela 7: Primerjava šokov za različne indekse

	IPD (mesečni)		IPD (kvartalni)		IPD FR		FR (transakcije)	
	UK		EU	FR	Stanovanja	Pisarne	Stanovanja	Pisarne
Obdobje	1987–2008	1987–2014	2003–2009		1986–2014		1996–2013	1993–2005
Povprečje	9,08	9,42	0,74	4,42	7,22	8,24	10,82	8,61
Standardni odklon	11,96	11,18	3,27	7,20	6,19	9,21	7,01	11,77
IPD UK korelacija	1	1	0,75	0,79	0,33	0,27	0,41	0,46
VaR 99,5 %	-17,41	-25,26	-8,50	-14,34	-9,40	-19,91	-7,83	-22,92

Vir: Arias, Maury & Foulquier (2017, str. 21).

Rezultati študije so izpostavili velike razlike med donosnostmi IPD-indeksov in indeksov, ki temeljijo na transakcijah. Slednji so bili veliko bolj volatilni od IPD-indeksov. Donosnosti IPD-indeksov za poslovne nepremičnine od 1995 do 2000 so bili samo 25 % v primerjavi s preko 40 % za indekse, ki temeljijo na transakcijah. Gibanje indeksa, ki temelji na transakcijah za obdobje od 1993 do 1996, je bilo tudi zelo volatilno. Velika razlika je bila tudi v donosnosti leta 2009. Za indekse, ki temeljijo na transakcijah, je bila -5 %, medtem ko je bila za IPD-indekse pozitivna. Podobno je bilo okrevanje v obdobju od 2010 do 2011 veliko bolj zaznamovano pri indeksih, ki temeljijo na transakcijah. Stopnja volatilitnosti se je gibala okoli 12 % za indekse donosnosti pisarn, ki temeljijo na transakcijah in okoli 9 % za IPD-indekse donosnosti pisarn in 7 % za indekse donosnosti stanovanj, ki temeljijo na transakcijah v primerjavi s 6 % za indeks IPD za stanovanja. Večja volatilitnost bi teoretično morala povečati ocenjeni šok nepremičnin (Arias, Maury & Foulquier, 2017, str. 19).

Na levi strani tabele 7 so povzeti rezultati, ki so bili izračunani s podatki IPD Velike Britanije, ki so bili tudi uporabljeni v QIS5. Z omejitvijo vzorca na obdobje 1987–2008 je bil izračunan VaR enak samo -17,41 %, kar je približno 8 % manj od kapitalskih zahtev SII. Pri uporabi časovnega obdobja, ki je zavzemalo vse podatke do leta 2014, so dobili aproksimacijo vrednosti VaR, ki je bila izračunana v QIS5. Vrednosti VaR za četrtletne podatke so podale nižje vrednosti. Povprečne donosnosti v evrskem območju, zlasti v

Nemčiji, so bile precej nižje. Donosi so bili tudi precej manj volatilni. Posledično je izračunan VaR s hibridnim modelom za Francijo in za evro območje bil enak -14,34 % oziroma -8,50 %. Za Francijo so izračunali VaR za različne tipe nepremičnin iz letnih IPD indeksov, rezultati so bili -9,40 % za stanovanja in -19,91 % za poslovne nepremičnine. Rezultati za indekse, ki temeljijo na transakcijah za območje Pariza za stanovanja, so bili enaki -7,83 % in za poslovne nepremičnine -22,92 %. Izračunani vrednosti VaR so bili zelo različne glede na lokacijo in vrsto nepremičnin, vendar so še vedno bistveno nižji od predpisanih šokov v SII (Arias, Maury & Foulquier, 2017, str. 21).

Podobna študija izračuna šokov za različne države EU je bila izvedena v študiji CRO Forum (2009), kjer so ugotovili, da so velike razlike med evropskimi trgi nepremičnin. Ocenili so, da podatki IPD Velike Britanije niso dobra aproksimacija za vse evropske trge, saj podatki jasno kažejo, da se tveganje nepremičnin močno razlikuje med državami članicami EU. Predlagali so, da bi se tveganja nepremičnin moralo kalibrirati na nivoju posameznih držav CRO Forum (2009, str. 26). V tabeli 8 so podani rezultati študije, kjer so izračunani šoki na podatkih IPD za glavne evropske trge. Letni podatki so interpolirani, da so pridobili četrtletne podatke za Francijo, Nemčijo in Nizozemsko.

Tabela 8: Primerjava izračunanih šokov za različne indekse IPD

	Nepremičnine				
Kvartalne donosnosti od Q1 1999 do Q4 2008	Maloprodajne	Poslovne	Industrijske	Stanovanjske	Vse
IPD Francija	19 %	19 %	16 %	17 %	16 %
IPD Nemčija	5 %	17 %	5 %	5 %	11 %
IPD Velika Britanija	30 %	30 %	27 %	25 %	28 %
IPD Nizozemska	6 %	11 %	9 %	10 %	8 %
IAZI Switz (do Q3 2009)					12 %
NCREIF US (do Q3 2009)					40 %

Vir: CRO Forum (2009, str. 26).

Obsežno poročilo učinkov regulativnih zahtevkov za tveganje nepremičnin je izvedelo tudi podjetje Investment Property Databank Ltd. leta 2011 in posodobitev 2013 ter 2017. Navedli so, da kapitalske zahteve SII prinašajo bolj natančno in novo perspektivo obravnavanja tveganj, ki temelji na bolj konservativnem pristopu (Investment Property Databank Ltd., 2011, str. 1). Izdelali so desetletne četrtletne indekse za vse glavne evropske nepremičninske trge, na katerih so izračunali korelacije med trgi in šoke. Četrtletne indekse, ki temeljijo na ocenah nepremičnin, so prilagodili, da so lahko omogočili upoštevanje volatilnosti trga nepremičnin. Upoštevali so transakcije nepremičnin, zaradi česar so odkrili jasne vzorce dodatne volatilnosti. Povečana je bila širina repa porazdelitev donosnosti nepremičnin, ki pa

se je zelo razlikovala med državami in regijami (Investment Property Databank Ltd., 2011, str. 1). Na osnovi rezultatov analize so regulatorju predlagali, da se dopolni SII z natančno določitvijo podrobnosti, kjer je upoštevana raznolikost naložb v nepremičnine in donosnosti nepremičnin v različnih državah EU. Zaradi enostavnejše izvedbe izračunov so predlagali, da šok za tveganje nepremičnin ni večji od 15 % ter da se omogočili interna prilagoditev modela. Rezultati študije IPD iz leta 2011 so povzeti v tabeli 9 (Investment Property Databank Ltd., 2011, str. 1).

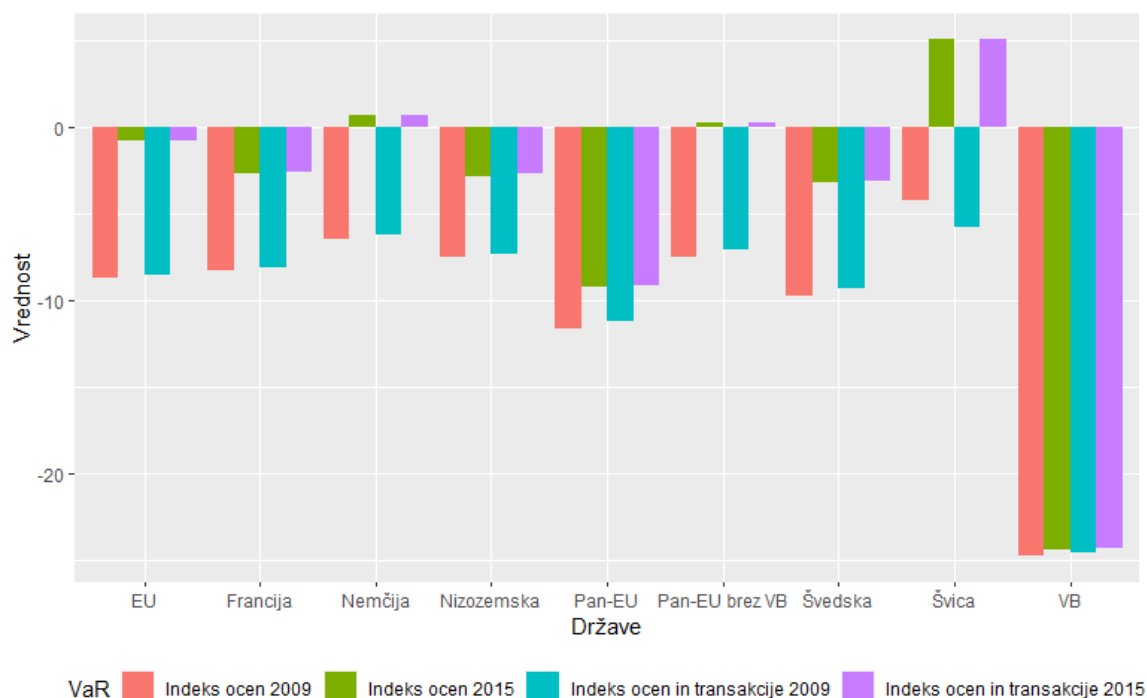
Tabela 9: Primerjava šokov za različne indekse IPD

	Indeksi, ki temeljijo na ocenah		Indeksi, ki upoštevajo transakcije	
	SD	99,5 % VaR	SD	99,5 % VaR
Francija	6,9	-2,3	9,7	-8,9
Nizozemska	4,1	-2,5	7,7	-8,1
EU	3,1	-0,1	7,8	-10,4
VB	14,2	-23,3	14,3	-23,2
VB in EU	5,8	-7,1	9	-13,3

Vir: Investment Property Databank Ltd., (2011, str. 1).

Leta 2017 je MSCI objavil posodobitev študije Investment Property Databank. Izdelali so serijo petnajstih letnih četrletnih indeksov za 17 glavnih evropskih nepremičninskih trgov ter posodobili Pan-EU indeks, ki je bil izdelan 2011. V poročilo so vključili tudi indeks, ki upošteva transakcije po predpisani metodologiji IPD za 12 evropskih nepremičninskih trgov. Za vse indekse so izračunali VaR ter naredili primerjavo z rezultati iz leta 2011. Rezultati študij so predstavljeni na sliki 3 in kažejo, da sta obe študiji zajeli največje izgube na trgu Velike Britanije z indeksi, ki temeljijo na ocenah in transakcijah. Šoki za druge celinske evropske trge so bili izračunani na indeksih, ki temeljijo na ocenah ter so bili enaki samo tretjini velikosti šokov, ki upoštevajo transakcije. Izračuni so pokazali, da je VaR za evroobmočje manjši od 10 % predvsem, zaradi velikega vpliva Nemčije in enako velike odsotnosti Velike Britanije. Pri vključitvi Združenega kraljestva se ta številka za celotno Evropo zelo dramatično poveča do 80 %. Obratno delež pade proti nič, ko je bila Velika Britanija izključena iz izračunov za EU. Med pomembnejše ugotovitve posodobljene študije sodijo, da so razmere od leta 2009 na evropskih trgih dokaj stabilne. Mere tveganja se še vedno močno razlikujejo po trgih in se niso dvignile nad ravnmi, ki so bile v poročilu leta 2011 (MSCI, 2017, str. 16).

Slika 3: Primerjava izračunanih vrednosti VaR za evropske države za indekse do leta 2009 in 2015



Prirejeno po MSCI (2017, str. 16).

3.2 Metodološke kritike

V prejšnjem poglavju sem predstavil kritike uporabljenih podatkov za kalibracijo nepremičninskih šokov, ki so bili uporabljeni pri izdelavi standardne formule. Metodologija izračuna šokov pa je bila tudi deležna kritik, ki so se nanašale na različne metodološke vidike. Za kalibracijo so bili uporabljeni IPD-podatki nepremičninskega trga Velike Britanije, ki so temeljili na ocenah vrednosti nepremičnin. Med kritike metodologije sodijo glajeni donosi, ki se pojavijo pri indeksih, ki temeljijo na ocenah vrednosti nepremičnin. Splošno so takšni indeksi bolj gladki od indeksov donosnosti, ki temeljijo na transakcijah (Santomil, González, Cunill & Gil-Lafuente, 2019, str. 1). V nadaljevanju bom predstavil rezultate študije Santomil, González, Cunill in Gil-Lafuente (2019), kjer so bile uporabljene različne metode odstranjevanja lastnosti glajenja indeksov donosnosti in njihov učinek na izračun mere tveganja.

Druga metodološka kritika, ki jo bom predstavil, je bila predstavljena v članka Mittnik (2011). Tam je bilo prikazano, da ima trenutna kalibracija šokov za modul tveganja nepremičnin velike pomanjkljivosti, zaradi česar ima standardna formula verjetno pristranske in netočne kapitalske zahteve za tveganje nepremičnin. Težave, ki so obravnavane v članka Mittnik (2011), so bolj fundamentalne narave. Obravnavana je bila prilagoditev zgodovinski podatkov z metodo anualizacije pred kalibracijo parametrov

izračuna VaR, ki ima naslednje posledice (Mittnik, 2011):

- povzroči močno časovno odvisnost med donosi in tveganji, zaradi česar so ocene VaR zelo nestabilne;
- povzroči napačne korelacije med različnimi razredi sredstev, kar ima še največji vpliv na kazalnike repne korelacije, ki se uporabljajo v okviru SII. Kar lahko povzroči precejšnje repne korelacije, kljub neodvisnih podatkih;
- če originalni podatki kažejo na šibko pozitivno korelacijo bo repna korelacija anualiziranih podatkov verjetno enaka 1 ali pa bo blizu in s tem močno povečala korelacijo med razredi sredstev;
- anualizacija ima še eno slabo lastnost, da zmanjša ali celo odstrani odvisnosti repne porazdelitve (trend ekstremnih izgub, ki se pojavijo istočasno). Odstrani informacije, ki so izrednega pomena za regulatorje in upravljalce tveganj.

3.2.1 Metoda anualizacije

Kalibracije parametrov metodologije SII temeljijo na predpostavki, da je obdobje posedovanja sredstev (po)zavarovalnic eno leto. Predpostavka vpliva na vse kalibracije, saj morajo biti vsi izračuni izvedeni za časovno obdobje enega leta, kar zahteva, da so mere tveganja in korelacije podane na letni ravni, zaradi česar morajo biti vhodni podatki donosov tudi podani na letni ravni. Predpostavka letnih donosov pa je problematična, saj za večino razredov sredstev v modulu tržnih tveganj obstajajo samo krajši zgodovinski podatki. Posledica tega je, da temeljijo kalibracije šokov na krajših časovnih vrstah letnih donosov. Za nepremičninsko tveganje zajemajo donosi samo 23 let, kar ne mogoča, da se oceni tveganje, povezano z dogodki, ki se zgodijo enkrat na dvesto let, kar zahteva regulator. S samo 23 let donosov ne moremo neposredno izračunati VaR s stopnjo zaupanja 99,5 % in korelacij po metodologiji iz študij QIS (Mittnik, 2011, str. 4).

Pri izvedbi študije QIS5 se je CEIOPS odločil, da bo vseeno uporabil zgodovinske podatke, vendar so morali zgodovinske podatke predelati z metodo anualizacije »rolling-window«. CEIOPS je izvedel kalibracije na anualiziranih donosih ter sprejel kompromis med uporabo najbolj obširnega nabora podatkov in možnostjo napak zaradi avtokorelacije. Sprejel je slednji kompromis in izvedel kalibracije na podatkih, ki so bili anualizirani (CEIOPS, člen 3.56, 2010). Anualizirne donose so izračunali z metodo »rolling-window«:

$$R_t^\omega = \frac{P_t - P_{t-\omega}}{P_{t-\omega}}, \quad (39)$$

kjer je $\omega \geq 1$, $t = \omega + 1, \omega + 2, \dots$, P_t cena sredstev na dan t in dolžino intervala ω . Donosi v enačbi (39) so diskretni donosi, zato jih transformiramo v zvezne donose z aproksimacijo v logaritmične zvezne donose (Mittnik, 2011, str. 4):

$$r_t^\omega = \log(P_t) - \log(P_{t-\omega}). \quad (40)$$

Podatki o donosnosti nepremičnin iz Velike Britanije zajemajo 23 let mesečnih donosov, ki so bili anualizirani z metodo »rolling–window«, ki je podala 22 let letnih donosov z mesečno frekvenco. Letni donosi, ki so anualizirani, se v veliki meri prekrivajo. Dva zaporedna letna donosa, ki sta bila izračunana iz dveh zaporednih mesečnih donosov, zajemata več kot 99 % istih informacij in se razlikujeta samo po dveh mesečnih opazovanjih. Podatki o letnih donosih, ki se ne prekrivajo, so boljše izbira, saj predstavljajo neodvisne podatke. Najslabša lastnost anualiziranja je, da povzroči časovno odvisnost med donosi in tveganji (Mittnik, 2011, str. 4).

V študiji Mittnik (2011) je bil problem anualizacije predstavljen v treh korakih, ki so povzeti v nadaljevanju. Predstavljeni so tudi rezultati študije in njihov vpliv na izračun šokov, ki so uporabljeni v SII. Najprej so predstavili posledice anualizacije na dinamiko donosov in nato na volatilitnost donosov. Na koncu pa so izračunali še posledice na stresne faktorje VaR za potrebe standardne formule. V študiji so izračunali serijo anualiziranih donosov z metodo »rolling–windows«, ki je povzročila avtokorelacijo serije donosov. Pokazali so, da se avtokorelacija med zaporednima donosoma r_t^ω in r_{t-1}^ω postajala večja, ko se je dolžina intervala ω povečala:

$$\text{Corr}(r_t^\omega, r_{t-1}^\omega) \xrightarrow{\omega \rightarrow \infty} +1. \quad (41)$$

S povečanjem intervala ω je časovna vrsta r_t^ω limitirala proti slučajnemu sprehodu (angl. *random walk*) ter se tako približa nestacionarnemu procesu. Slučajni sprehod x_t lahko predstavimo kot generiran proces s stohastično rekurzijo prvega reda:

$$x_t = ax_{t-1} + u_t, \quad (42)$$

kjer sta parametra $a = 1$ in u_t je beli šum (angl. *white noise*), ki je neodvisna in enakomerno porazdeljena časovna serija ter ima naslednje lastnosti: $E(u_t) = 0$, $E(u_t^2) = \sigma^2 < \infty$ in $E(u_s u_t) = 0$ za $s \neq t$. Proces x_t se pri parametru $a = 1$ imenuje eno korenski proces (angl. *unit root process*). Potem lahko predelane donose r_t^ω za $t = 1, 2, \dots$ T izrazimo kot rekurzijo prvega reda:

$$r_t^\omega = ar_{t-1}^\omega + v_t. \quad (43)$$

Parameter rekurzije ocenimo z metodo najmanjših kvadratov in ga označimo z $\hat{a}_T$. Ocena koeficienta avtoregresijskega modela se približa $(\omega - 1)/\omega$, ko velikost vzorca T limitira proti ∞ :

$$\hat{a}_T \xrightarrow{T \rightarrow \infty} \frac{\omega - 1}{\omega}. \quad (44)$$

Časovne in presečne korelacije enokorenskih procesov povzročijo napačne in zelo nepredvidljive rezultate zaradi psevdo odvisnih vzorcev, ki se lahko pojavijo (Granger & Newbold, 1974).

Vplive uporabe metode anualizacije so analizirali z izvedbo Monte Carlo simulacij, s katerimi so dokazali, da anualizacija vpliva na strukturo časovne odvisnosti donosov. To ni le teoretično vprašanje, ampak ima praktične posledice za izračune SII. Izvedli so 10.000 Monte Carlo simulacij dnevnih donosov r_t , kjer so bili donosi neodvisni in enako porazdeljeni z normalno porazdelitev $r_t \sim N(0,1)$. Za izbrana vzorca velikosti 10 in 20 let dnevnih opazovanj so izračunali anualizirane donose R_t^ω z dolžino intervala $\omega \in \{5, 22, 65, 130, 259\}$. Vrednosti ustrezajo seštevanju dnevnih donosov na tedenske, mesečne, četrletne, polletne in letne donose. S povečanjem dolžine intervala so ocenili, kako se težave anualiziranih podatkov povečajo, ko se stopnja združevanja povečuje. Za vsak agregiran interval so ocenili koeficient procesa AR prvega reda z ADF-testom in testirali, ali se pojavi enokorenski proces (Dickey & Fuller, 1979).

V tabeli 10 so predstavljeni vsi rezultati ADF-testov donosov in AK-koeficienti za intervale različnih dolžin, kjer je predstavljena dinamika anualiziranih donosov. Podane so asimptotične vrednosti AR koeficientov in povprečne vrednosti 10.000 ocen AR koeficientov za vzorca 10 let in 20 let ter povprečne vrednosti ADF-statistik. Kritične vrednosti ADF statistik za 99 %, 95 % in 90 % so bile enake -3,4583, -2,8710 in -2,5937. Kadar je vrednost ADF statistike presegala kritično vrednost, se ničelne hipoteza ni zavrnila. Rezultati študije so pokazali, da so ocene AR koeficientov v skladu z asimptotičnim koeficientom, vrednosti ocenjenih koeficientov AR prvega reda se povečajo, ko se poveča dolžina intervala ω . Tedenski interval je zavzel vrednost 0,80, mesečni pa približno 0,95 in povprečnimi koeficienti AR na letni ravni 0,996, letni donosi so ustvarili skoraj popoln slučajni sprehod. ADF testa za enoletne anualizirane donose 10-letnega vzorca niso nikoli zavrnili, so pa zavrnili 20 letni vzorec pri stopnji zaupanja 90 % in 95 %. Iz rezultatov simulacije je bilo razvidno, da za velike anualizirane vzorce (20 let ali več) statistični testi verjetno zavrnejo prisotnost enojnih korenov. Rezultati so tako odvisni od velikosti vzorca in anualizirani donosi bodo določeni s koeficienti AR oziroma z velikostjo ω (Mittnik, 2011, str. 6).

Tabela 10: Dinamika anualiziranih donosov

Dolžina intervala	AR-koeficient			ADF-statistika	
	Asimptotični	10 let	20 let	10 let	20 let
1	0	0,0002	0,0002	-20,7662	-29,3696
5	0,8	0,7997	0,7997	-13,6088	-19,2407
22	0,9545	0,9539	0,9542	-8,2773	-11,6922
65	0,9846	0,9841	0,9843	-4,6196	-6,5061
130	0,9923	0,9917	0,992	-3,2865	-4,5858
259	0,9961	0,9955	0,9958	-2,3976	-3,2892

Vir: Mittnik (2011, str. 7).

Študija je pokazala, da je interval velikosti $\omega = 259$ povzročil tudi močno časovno odvisnost in izkrivil kalibracijo parametrov. Simuliranih je bilo tudi 40 let dnevnih donosov, ki imajo normalno porazdelitev belega šuma in so bili anualizirani z metodo »rolling-window«. Izračunali so avtokorelacijske funkcije SACF časovnih vrst $Corr(|R_t|, |R_{t-k}|)$ in $Corr(|R_t^{259}|, |R_{t-k}^{259}|)$ za $k = 1, 2, \dots, 259$ ter podali njihove grafične prikaze. Graf funkcije SACF dnevnih donosov je imel pričakovano obliko grafa belega šuma. Vrednosti so bile blizu nič za vse zamike in so se gibale precej znotraj 95-odstotnega pasu zaupanja. Graf funkcije SACF anualiziranih donosov je bil podoben eno korenskemu. Začel se je blizu ena, skoraj linearno zelo počasi upadal ter se bistveno razlikoval od nič. Ko izrišemo dnevne in letne donose dneva t proti tistim pri $t - 1$ je obnašanje funkcij SACF je združljivo z diagrami razpršitve obeh serij. Simulacija je pokazala, da anualizacija bistveno spremeni časovno odvisnost donosov (Mittnik, 2011, str. 7).

Metoda anualizacije »rolling-window« nima samo vpliva na dinamiko serije donosov, zaradi avtokorelacije vpliva tudi na volatilitnost donosov. Vpliv na volatilitnost je bil v študiji Mittnik (2011) analiziral z GARCH-modeli. Izvedene so bile simulacije s standardnim GARCH (1,1) modelom:

$$r_t = \mu + \sigma_t u_t, \quad (45)$$

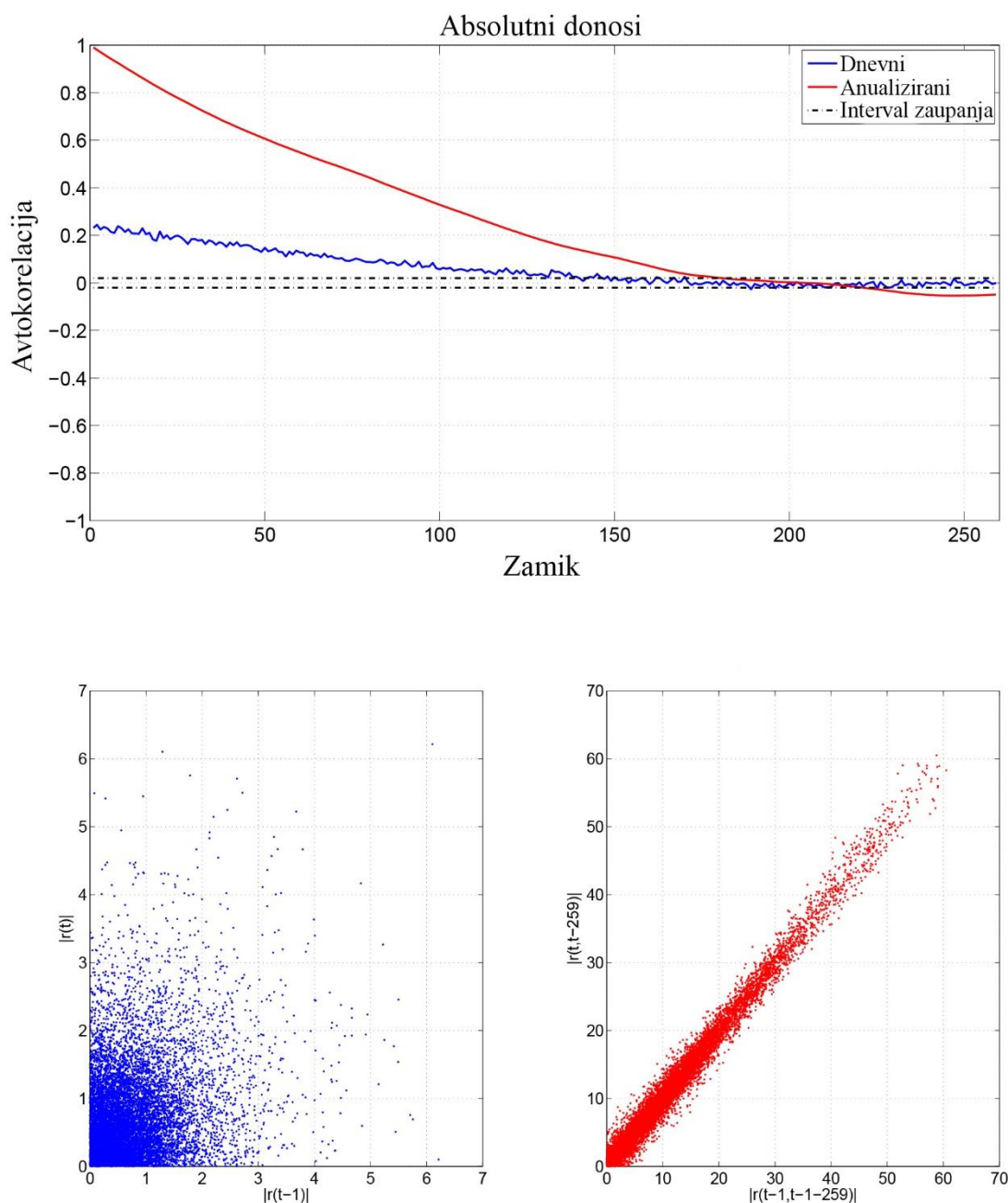
$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1(r_{t-1} - \mu)^2 + \beta_1\sigma_{t-1}^2, \quad (46)$$

kjer je u_t normalni proces, ki je enako porazdeljen in neodvisen ter ima lastnosti $E(u_t) = 0$ in $Var(u_t) = 1$ za vse t . Parametri GARCH-modela so bili ocenjeni iz dnevnih donosov MSCI World indeksa, ki je bil uporabljen za kalibracijo delniškega tveganja v študiji QIS5.

V študiji Mittnik (2011) so narisali avtokorelacijske funkcije SACF absolutnih dnevnih anualiziranih donosov $Corr(|R_t|, |R_{t-k}|)$ in $Corr(|R_t^{259}|, |R_{t-k}^{259}|)$ za 40 let simuliranih podatkov, ki so pokazale, da absolutni dnevni donosi odražajo tipične značilnosti dnevnih donosov delniških indeksov. Obstaja značilna pozitivna avtokorelacija, ki se začne s približno 0,2 in postopoma upada in postane nepomembna pri približno 80 dneh. Pri anualiziranih donosih je avtokorelacija bistveno večja, začne se z velikostjo 1 in se počasi manjša, vendar je bistveno večja od avtokorelacije absolutnih donosov ter postane nepomembna po 170 dneh. SACF-grafi kažejo, da »rolling-window« anualizacija ne vpliva samo na časovne korelacije donosov, ampak tudi spremeni strukturo tveganj. V kalibracijo vnese veliko močnejšo in dolgotrajno časovno dinamiko tveganj, kar lahko pri kalibraciji parametrov povzroči zelo zavajajoče stresne faktorje (Mittnik, 2011, str. 9).

Na sliki 4 so predstavljeni grafi funkcije SACF absolutnih dnevnih anualiziranih donosov $Corr(|R_t|, |R_{t-k}|)$ in $Corr(|R_t^{259}|, |R_{t-k}^{259}|)$ za 40 let simuliranih podatkov.

Slika 4: Avtokorelacije vzorca in diagram simulacij GARCH-modela

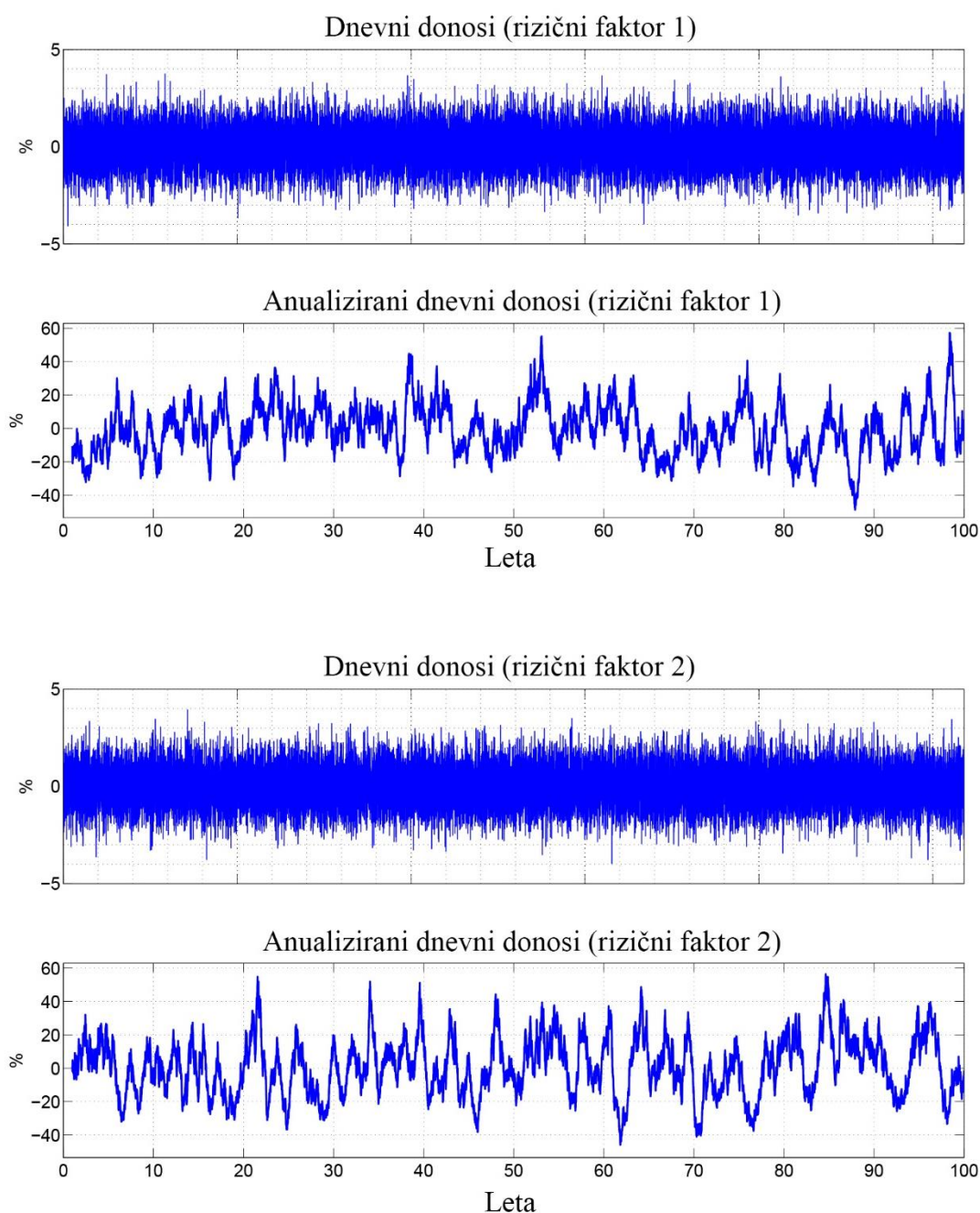


Prirejeno po Mittnik (2011, str. 9).

Mittnik (2011) je s simulacijami analiziral tudi, kakšen vpliv ima metoda anualizacije »rolling-window« na kalibracijo stresnih dejavnikov za izračun solventnostnih zahtev. Prisotnost enojnih korenov vpliva na oceno tveganja, saj nestacionarne časovne vrste podajo slabe vrednosti VaR kot kazalnike za prihodnje izgube. Izvedene so bile Monte Carlo Simulacije, kjer so bile generirane vrednosti slučajnih spremenljivk, ki so neodvisne in normalno porazdeljene $r_t \sim N(0, 1)$. Simulirana sta bili dve neodvisni vrsti stresnih faktorjev, vsaka je zavzemala $100 \times 259 = 25.900$ opazovanj, kar ustreza približno 100 let dnevnih

donosov. Podatki so bili anualizirani z metodo »rolling-window« s čimer so dobili $99 \times 259 = 25.641$ prekrivajočih se letnih donosov z dnevno frekvenco. Simulacije stresnih dejavnikov so pokazale, da sta dnevni seriji donosov zelo podobni in se gibata v okolici ničle ± 3 ter ne prikazujeta časovnih odvisnosti, saj sta generirani z istim procesom. Anualizirani seriji donosov pa sta pokazali vzorec cikličnih nihanj z veliki skoki navzgor in navzdol, ki so se gibali med -50% in $+60\%$. Na sliki 5 so predstavljene simulacije časovnih vrst dnevnih donosov ter anualiziranih donosov.

Slika 5: Časovna vrsta simuliranih neodvisnih dnevnih donosov in anualiziranih donosov



Prirejeno po Mitnik (2011, str. 12).

Čeprav so vrednosti generirane z enakim procesom, se je čas vrhov in padcev močno razlikoval. Izračunali so VaR s stopnjo zaupanja 99,5 % simuliranih dnevnih in anualiziranih donosov, ki sta se močno razlikovala. VaR dnevnih donosov je bil od 2,3 % in 2,8 % ter je bil 95 % znotraj intervala zaupanja za 95 %. Vrednosti anualiziranih donosov pa so bile med 16 % in 46 % ter so se bistveno razlikovale od pričakovane vrednosti. Odstopanja so bila večja kot deset standardnih točk v obe smeri in so ostale dlje časa daleč stran od pričakovane vrednosti. Simulacije so pokazale zelo moteče dejstvo izračunov VaR, da se lahko vrednostni zelo hitro spremenijo, kar pomeni, da bi šoki, izračunani z anualiziranimi podatki, lahko zahtevali nenadne, napačne in drage prilagoditve portfelja, čeprav ne bi bilo realnih tržnih sprememb. Iz vsega navedenega izhaja, da uporaba anualiziranih podatkov pri izračunih VaR, poda zelo arbitrarne rezultate za namene regulatorja in (po)zavarovalnic (Mittnik, 2011, str. 12).

3.2.2 Glajene časovne vrste

Velika metodološka pomanjkljivost izračunanih šokov izvira tudi iz uporabe indeksa donosnosti, ki temeljijo na ocenah vrednosti nepremičnin. Indeksi donosnosti, ki temeljijo na ocenah vrednosti nepremičnin, so bolj glajeni od tistih, ki so izračunani iz transakcij. Glajenje povzroči, da so časovne vrste manj volatilne in podcenjujejo dejanske spremembe na trgu (Santomil, González, Cunill & Gil-Lafuente, 2019, str. 1). Indeksi donosnosti morajo zadoščati naslednjim značilnostim, da jih označimo za glajene (Corgel & DeRoss, 1999; Key & Marcato, 2007):

- izkazovati morajo pozitivno serijsko korelacijo, tako da veliki in majhni donosi trajajo od enega do drugega obdobja,
- imajo zelo nizko volatilnost, če jih primerjamo s podobnimi kategorijami sredstev ter nimajo koreliranih donosov z njimi,
- modeli optimizacije portfeljev jim dodelijo alokacijo sredstev, ki precej presega tiste, ki jih opazimo v naložbenih portfeljih v resničnem svetu

V študiji Santomil, González, Cunill in Gil-Lafuente, (2019) je bila predstavljena kritika uporabe indeksov, ki temeljijo na ocenah vrednosti nepremičnin, saj povzročijo glajenje časovnih vrst. Uporabili so metode odstranjevanja učinka glajenja časovnih vrst in izračunali donose, kjer so odstranili učinek glajenja z različnimi metodami ter izračunali šoke za tveganje nepremičnin na predelanih podatkih. V nadaljevanju so predstavljene ugotovitve študije Santomil, González, Cunill in Gil-Lafuente (2019).

Indeksi donosnosti nepremičnin, ki temeljijo na ocenah, so bolj gladki od tistih, ki so izdelani iz podatkov transakcij nepremičnin. Izdelani so tako, da se najprej ocenijo vrednosti posameznih nepremičnin in se nato združijo posamezne ocene v indeks. Glavni razlogi za glajenje indeksov so individualne cenoitve nepremičnin in združevanje posameznih ocen v indeks (Geltner, 1991). Na ravni individualne nepremičnine je postopek cenoitve

nepremičnine retrospektiven in temelji na primerjavah, kar povzroči glajenje indeksa. Cenilci nepremičnin običajno izvajajo vrednotenja nepremičnine na koncu časovnih obdobj (leto, četrtoletje ali mesec, odvisno od indeksa), zato poznajo ocene iz prejšnjega vrednotenja. To pogosto vodi v avtokorelacijo in zmanjšanje volatilnosti indeksov (Fisher, Miles & Webb, 1999; Fisher, Gatzlaff, Geltner & Haurin, 2003). Ta učinek je znan kot glajenje časovnih vrst in razvite so bile različne tehnike za odstranjevanje glajenja, ki jih lahko uporabimo za razvoj časovnih serij, ki natančneje predstavljajo osnovne cene (Santomil, González, Cunill & Gil-Lafuente, 2019, str. 5).

Nepremičninski trgi imajo izrazito nizko stopnjo likvidnosti, zaradi česar je malo primerljivih informacij za izdelavo ponovnih cenitev, zlasti tistih, ki se izvajajo v kratkih časovnih obdobjih (na primer mesečno ali četrtoletno). Cenilec, ki ni prejel dovolj novih podatkov za izvedbo nove cinitve vrednosti, se običajno sklicuje na zadnjo ocenjeno vrednost. Problem vrednosti cenitev predstavljajo tudi večje spremembe vrednosti, saj jih je težje utemeljiti, kot pri manjših spremembah. Vrednotenja je lahko še dodatno podvrženo vplivom zadnje cinitve, saj cenilci ne poročajo sprememb vrednosti vrednotenja, dokler se ne preseže določena meja (na primer sprememba 1 % vrednosti nepremičnine). Cenilci so tudi običajno konservativni, saj prilagodijo vrednost cinitve nepremičnin glede na vrednost predhodnih cenitev ter ne vključujejo gibanja trga nepremičnin (Santomil, González, Cunill & Gil-Lafuente, 2019, str. 5).

Proces združevanja posameznih ocen v indeks povzroči glajenje časovne vrste donosov, čeprav posamezne ocene predstavljajo resnične tržne vrednosti nepremičnin. Cenitev vrednosti posameznih nepremičnin se upošteva kot tržne vrednosti nepremičnin, ki se s časoma spreminjajo zaradi sprememb na trgu. Vrednost indeksa za določen datum, na primer konec meseca, temelji na ocenah, ki so bile opravljene na kratkem časovnem intervalu pred tem datumom. Indeksi, ki temeljijo na ocenah, so gladka drseča sredina opazovanj krajšega časovnega intervala (Geltner, 1993). Spremembe vrednosti indeksa lahko povzročijo tudi vplivi različnih cenilcev, ki se odzovejo različno hitro na nove tržne spremembe (Brown & Matysiak, 2000).

Izdelane so bile številne študije, ki so naslovile problem gladkih časovnih vrst. Poznamo različne tehnike, s katerimi lahko odpravimo učinek glajenja časovnih vrst, ki jih izberemo glede na uporabo modela skupnih donosov ali donosnosti kapitala in uporabi nominalnih ali realnih donosov. V literaturi so bili predstavljeni različni modeli, s katerimi odstranimo učinek glajenja časovnih vrst, ki se imenujejo obnovitveni modeli (angl. desmoothing models). Podajo niz donosov, ki je odglajen in ima odpravljen učinek cenilca, zaradi česar so časovne vrste takšnih donosov bolj volatilne. Splošni model odstranjevanja učinkov glajenja je bil predstavljen v Corgel in DeRoss (1999):

$$r_t^* = \omega_0 r_t + \omega(B) r_{t-1}^*, \quad (47)$$

kjer je r_t^* gladek indeks v obdobju t , r_t je vrednost odglajenega indeksa v obdobju t , ω_0

faktor odglajenja med 0 in 1, $\omega(B) = \omega_1 + \omega_2 B + \omega_3 B^2 + \dots$ in B operator zamika (angl. lag operator). Gladke donose r_t^* lahko izrazimo s preteklimi, kot:

$$r_t^* = \Phi(B)r_{t-1}^* + \varepsilon_t, \quad (48)$$

kjer je $\Phi(B) = \omega_1 + \omega_2 B + \omega_3 B^2 + \dots$ polinom z operatorjem zamika in $\varepsilon_t = \omega_0 r_t$. V spremenljivki ε_t je zajet učinek glajenja, $\Phi(B)r_{t-1}^*$ zajame povprečje prvotnih donosov, ki so prilagojeni s predelanimi. Donose z odstranjenim učinkom glajenja izrazimo, kot:

$$r_t = \frac{(r_t^* - \Phi(B)r_{t-1}^*)}{\omega_0}. \quad (49)$$

Obstajajo alternativni modeli odstranjevanja učinkov glajenja, ki temeljijo na splošnem modelu ter mu dodajo različne hipoteze. Najpogostejše uporabljeni modeli so Geltner (1993), Fisher (1994), modeli z avtoregresivnim filtrom reda n Chaplin (1997) in model Brown in Matysiak (1998). »Ni splošnega konsenza o tem, kateri model je najboljša izbira za odstranjevanje glajenja« (Brown & Matysiak, 2000).

V študiji Santomil, González, Cunill in Gil-Lafuente (2019) je bila narejena celovita analiza učinkov glajenja indeksov donosnosti nepremičnin. Uporabljeni so bili mesečni indeks donosnosti IPD za trg nepremičnin Velike Britanije za obdobje od 31. decembra 1986 do 31. decembra 2010, ki je bil uporabljen v študiji QIS5. Potrdili so predpostavko, da indeksi nepremičnin, ki temeljijo na cenitvah, izražajo močno pozitivno serijsko korelacijo. Na IPD-indeksih so uporabili tudi različne metode, s katerimi so odstranili učinek glajenja časovnih vrst. Rezultati uporabljenih metod odstranjevanja učinkov glajenja na IPD-indeksih so predstavljeni v tabeli 11. Uporabljeni so bili naslednji modeli: Geltner (1993), Chaplin (1997) in model Brown in Matysiak (1998) ter Fisherjev model (1994), ki temelji na razmerju med odstopanjem odglajenih donosov in donosov delniškega trga. Pri vseh metodah se je povečala mesečna volatilitnost indeksov. Uporabljene metode so odstranile visoko avtokorelacijo originalne časovne vrste (Santomil, González, Cunill & Gil-Lafuente, 2019, str. 12)

V tabeli 11 so podani izračuni VaR s stopnjo zaupanja 99,5 %, ki so bili izvedeni z metodologijo, katera je bila uporabljena v QIS5. Z različnimi modeli so bili izračunani šoki za solventnostne kapitalske zahteve, ki so bile večje pri vseh modelih, razen v primeru Fisherjevega modela. Iz rezultatov je razvidno, da lahko uporaba indeksov, ki temeljijo na cenitvah nepremičnin, podcenjuje ekstremne vrednosti. Uporaba teh indeksov lahko podcenjuje rep porazdelitve izgub (ekstremne vrednosti) Key in Marcato (2007). Fisherjev model je podal vrednost VaR 17,13 %, Brown in Matysiak model 33 %, Geltner 40 % in Chaplinov model zelo visoko kapitalsko zahtevo 50 % (Santomil, González, Cunill & Gil-Lafuente, 2019, str. 12).

Tabela 11: Rezultati odglajenih časovnih vrst IPD-donosov in drugih časovnih vrst donosov

Statistika	IPD	Geltner	Fisher (1994) $\omega_0 = 2\sigma_{\varepsilon_t}/\sigma_{FTSE}$	Fisher (1994) $\omega_0 E(r_t) = E(r_t^*)$	Chaplin	Brown & Matysiak (1998) za 36 mesecev	Brown & Matysiak (1998) za 48 mesecev	Brown & Matysiak (1998) za 60 mesecev	Brown & Matysiak (1998) za 24 mesecev
Mesečno povprečje	0,72 %	0,73 %	0,29 %	0,72 %	0,71 %	0,72 %	0,83 %	0,93 %	0,51 %
Mesečni standardni odklon	1,16 %	5,16 %	2,06 %	5,11 %	6,96 %	4,03 %	4,02 %	4,31 %	4,54 %
Anualiziran o letno povprečje	9,47 %	8,99 %	3,47 %	8,91 %	8,51 %	7,92 %	8,99 %	8,69 %	5,51 %
Letno povprečje	9,47 %	11,51 %	3,91 %	11,38 %	13,38 %	9,41 %	10,74 %	11,83 %	6,31 %
Anualizirani letni standardni odklon	11,90 %	20,51 %	7,79 %	20,31 %	26,98 %	14,52 %	16,09 %	18,04 %	14,08 %
Letni standardni odklon	11,04 %	33,08 %	11,79 %	32,71 %	48,65 %	26,90 %	30,85 %	34,28 %	20,53 %
ρ_1	0,9	-0,03	-0,03	-0,03	-0,03	0,00	0,05	0,06	-0,15
ρ_2	0,82	-0,04	-0,04	-0,04	-0,04	-0,15	-0,10	-0,10	-0,11
Empirični VaR (anualiziran)	-26,08 %	-40,45 %	-17,13 %	-40,12 %	-51,88 %	-32,59 %	-33,43 %	-33,04 %	-38,48 %

Vir: Santomil, González, Cunill & Gil-Lafuente, (2019, str. 13).

4 TRG NEPREMIČNIN

Izraz trg se v primeru transakcij nepremičnin uporablja v kontekstu splošne pravice uporabe, namesto natančnega ekonomskega pomena ali merila. Trg nepremičnin je v Ring in Dasso (1977) opisan kot »potek komercialne dejavnosti, pri kateri pride do menjave blaga, ki vpliva na del trga«. Lastnosti nepremičnin dajejo zahtevo po širokem opisu trga nepremičnin, zato trga nepremičnin ne moremo opisati zgolj, kot srečanje kupcev in trgovcev, kjer pride do srečanja ponudbe in povpraševanja. Kupci in trgovci sklenejo posle za dobrine, ki jih težko merimo glede na kakovost in velikost, saj trg nepremičnin ne moremo opisati kot organiziran trg dobrin, kot so delnice ali obveznice (Ring & Dasso, 1977, str. 40).

Edinstvene lastnosti nepremičnin, kot dobrin vplivajo na trg nepremičnin ter dajejo vtis, da je trg neurejen in neučinkovit. Trg nepremičnin se precej razlikuje od trgov čiste konkurence, zaradi lastnosti nepremičnin, vendar so konkurenčne sile še vedno pomembne pri določanju cen nepremičnin (Cirman, Čok & Zakrajšek, 2000, str. 9).

Deležniki na trgu nepremičnin, lastniki nepremičnin niso popolnoma seznanjeni s spremembami vrednosti nepremičnin in imajo počasen odziv na spremembe cen nepremičnin, saj običajno poznajo samo smer gibanja cen. Zaradi neinformiranosti lastnikov in neodzivnosti na spremembe cen nepremičnin je trg nepremičnin ekonomsko manj učinkovit. Nepremičninski trg lahko označimo za 90 % ekonomsko učinkovit. Stopnja neučinkovitosti je v bistvu posledica heterogenosti nepremičnin. Značilnosti trga vplivajo na njegovo učinkovitost, potem tudi neučinkovitost trga vpliva na njegove značilnosti (Evans 2004, str. 47).

Ponudba na nepremičninskem trgu se spreminja počasi. Ne samo, da gre pri nepremičninah za stvari, ki so vezane na lokalne trge, tudi odzivi na spremembe povpraševanja so dolgotrajni. Gradnja novih nepremičnin je povezana s procesi, ki zahtevajo določen čas za implementacijo. Zaradi tega lahko, v primeru nihanja povpraševanja, pride do večjih vplivov na cene. Vstop kupcev in prodajalcev na trg je odvisen od različnih pogojev, večinoma pa ni hiter, kar pomeni, da lahko kupci čakajo na ugodne pogoje, preden se odločijo za nakup ali prodajo (Slonep, 2021b).

Nepremičninski trg ima nekaj posebnosti, ki niso značilne za druge trge. Glavni vzroki za te so posebne lastnosti nepremičnin, ki vplivajo na lastnika in prodajo nepremičnin. Med lastnosti trga sodijo nepremičnost oz. lokalna omejenost, raznolikost ponudbe in trajnost trga. Delovanje trga nepremičnin zaznamujejo naslednje posebnosti, ki so povzete po Cirman, Čok in Zakrajšek (2000, str. 9) ter Ring in Dasso (1977, str. 41):

- **Lokaliziranost konkurence** – nepremičnine imajo fiksno lokacijo, zaradi česar je trg nepremičnin lokalni. Povpraševanje mora biti vezano na lokacijo, zato se morata povpraševanje in ponudba ujemati na lokalnem nivoju. Nepremičnine se morajo

uporabljati v regiji, kjer so locirane, zaradi česar so zelo občutljive na nihanja v lokalnem povpraševanju (Ring & Dasso, 1977, str. 41).

- **Zasebna narava transakcij nepremičnin** – nepremičnine se trguje s pogodbo, ki je zasebne narave. Pogoji prodaje in cena so zasebni ter niso javno objavljeni. Zaupnost transakcije je neposredno povezana z naravo nepremičnin (Ring & Dasso, 1977, str. 41). Za slovenski trg nepremičnin ta lastnost ni relevantna, saj se vse transakcije nepremičnin poroča ter so lastnosti nepremičnine in cena javno dostopne v bazi ETN.
- **Nestandardiziranost nepremičnine** – posebna lastnost nepremičnin je, da niso standardizirane. Nobeni dve parceli nista enaki glede lokacije, zaradi česar so nepremičnine edinstvene. Dve nepremičnini lahko imata podobne lastnosti, vendar lahko različne lokacije vplivajo na pravne omejitve z upravljanjem nepremičnin, kar močno spremeni ceno nepremičnin. Nasprotno lahko dve nepremičnini z različnimi lastnostmi, vendar enako namembnostjo in pravnimi omejitvami rabe imata skoraj enako ceno (Ring & Dasso, 1977, str. 42).
- **Pomanjkanje centraliziranega trga** – trgovanje nepremičnin poteka brez organiziranega trga. Izvedenih je bilo več poskusov organizacije trga, ki so vedno spodleteli zaradi narave in lastnosti nepremičnin. Fiksna lokacija in pomanjkanje standardiziranih produktov vpliva na velika nihanja v cenah in številu transakcij, ki zaznamujejo trg nepremičnin. Lastnost fiksne lokacije povzroči, da se povpraševanje in ponudba lahko ujemata zgolj na lokalni ravni ter naredi centralizacijo trga nedelujočo (Ring & Dasso, 1977, str. 42).
- **Pomanjkanje prodaj na kratko** – prodaja na kratko je prodaja sredstva, ki je izposojen od nekoga drugega z namenom odkupa istega sredstva nazaj po nižji ceni. Če tečaj sredstva pade, prodajalec na kratko realizira dobiček, če naraste, pa bo imel izgubo (Taulli, 2004, str. 3). Kratke prodaje so možne samo s sredstvi, ki so legalno zamenljiva ali nadomestljiva, kot so žito, koruza ali delnice in podobno. Kratke prodaje teh sredstev so priporočljive, saj stabilizirajo trg. Omogočijo izvedbo trgovanja, da se izpolnijo obveznosti prodaj na kratko, ko je nizka aktivnost na trgu. Ker imajo nepremičnine fiksno lokacijo in niso standardizirane, zaradi česar niso zamenljive ali nadomestljive ne obstajajo prodaje na kratko, ki bi stabilizirale trg. Pomanjkanje centraliziranega trga in kratkih prodaj povzroči velika nihanja v cenah nepremičnin in pozen odziv trga na ekonomske spremembe, ki lahko vodijo v zamrznitev trga (Ring & Dasso, 1977, str. 43).
- **Slabo ujemanje ponudbe in povpraševanja** – fiksna lokacija nepremičnin prepreči izravnavo med ponudbo in povpraševanjem na regijski in nacionalni ravni. Trajnost nepremičnin pa povzroči tudi slabšo izravnavo med ponudbo in povpraševanjem na lokalni ravni. Lokacije, kjer povpraševanje ali ponudba pade, se težko prilagodijo novim razmeram na trgu zaradi trajnosti nepremičnin. Čezmerna ponudba nepremičnin povzroči trg kupcev, ki zniža ceno nepremičnin. Nenadno povpraševanje po nepremičninah pa je tudi težko zadostiti, saj je izgradnja večjih nepremičninskih projektov dolgotrajna (Ring & Dasso, 1977, str. 43).
- **Slojevitost povpraševanja** – trg nepremičnin ni enovit, sestavljen je iz podtrgov (stanovanjski, poslovni in industrijski trg). Kupci in prodajalci nastopajo po posameznih

segmentih, zaradi česar se razmerje med ponudbo in povpraševanje od segmenta do segmenta lahko razlikuje (Cirman, Čok & Zakrajšek, 2000, str. 9).

4.1 Trg poslovnih nepremičnin v Sloveniji

Poslovne nepremičnine so namenjene izvajanju poslovne dejavnosti gospodarskih subjektov. V grobem jih delimo na nepremičnine za izvajanje pisarniške dejavnosti (v nadaljnjem besedilu pisarniški prostori), na nepremičnine za izvajanje trgovske, storitvene in gostinske dejavnosti (v nadaljnjem besedilu lokali) in nepremičnine za izvajanje industrijske dejavnosti oziroma industrijske nepremičnine. Vsebinsko med poslovne nepremičnine sodijo še tako imenovane posebne nepremičnine, kamor uvrščamo energetske objekte, nepremičnine za pridobivanje mineralnih surovin ter marine, pristanišča in bencinske črpalke (GURS, 2017).

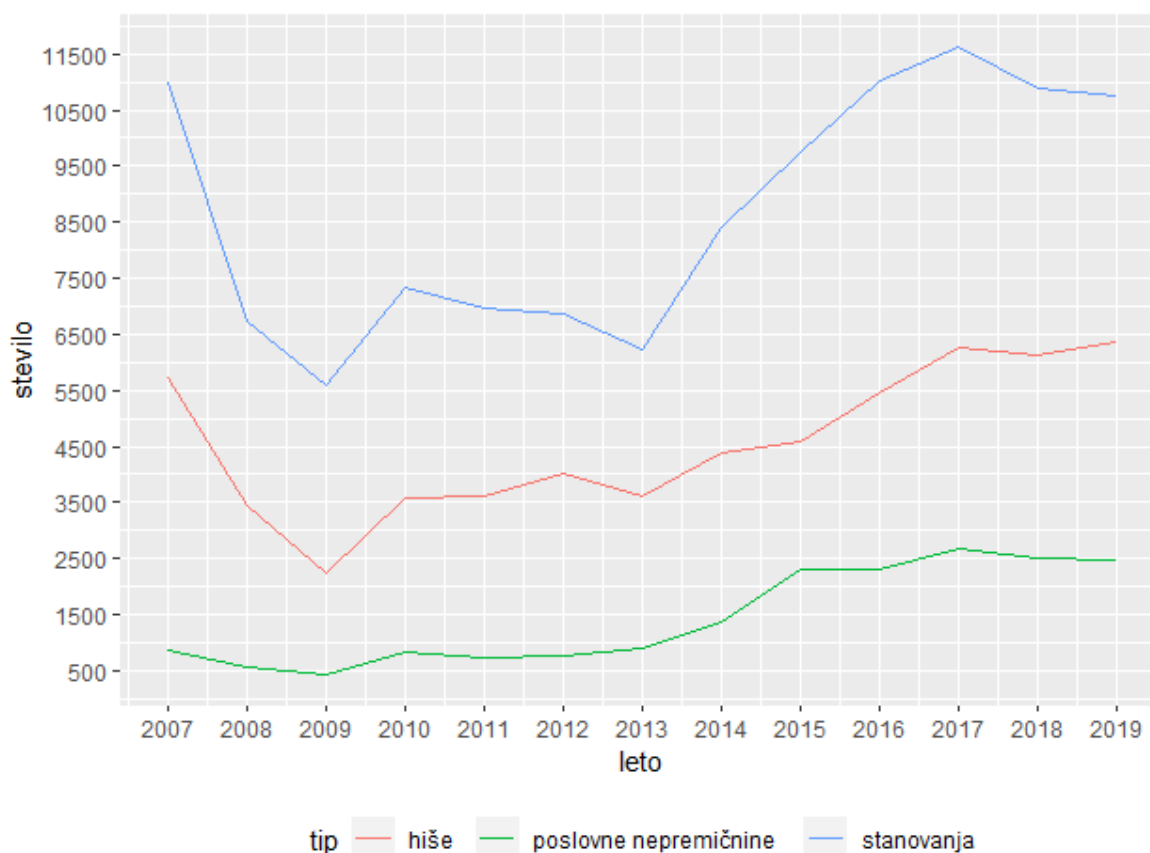
Za poslovne nepremičnine je značilna velika raznolikost glede na evidentiranje in lastništvo ter namen uporabe. Predstavljajo lahko celotne, enolastniške stavbe s pripadajočim zemljiščem ali deli stavb v etažni lastnini. V skupino pisarniških prostorov poleg klasičnih pisarniških prostorov prištevamo še prostore za poslovanje s strankami in zdravniške ordinacije. Trgovski ali storitveni lokali vključujejo vse od trgovsko-poslovnih centrov, velikih trgovin in prodajnih salonov do najmanjših prodajalen in lokalov za opravljanje obrtnih storitev. Segment gostinski lokali vključuje vse tipe gostinskih obratov od restavracij, menz, nočnih lokalov in najmanjših bifejev. Industrijske nepremičnine vključujejo vse tipe tovarn, proizvodnih prostorov in skladišč ter pomožnih prostorov in vse tipe obrtnih delavnic (GURS, 2017).

Za Slovenijo je značilen zelo neenakomeren socialnoekonomski razvoj različnih območij države, kar se odraža tudi na trgu nepremičnin. Tako imamo zelo velike razlike v razvitosti in doseženih nivojih cen med regionalnimi trgi in celo lokalnimi trgi znotraj njih. Medtem ko lahko v večjih urbanih središčih že govorimo o relativni razvitosti trga nepremičnin, je tržna aktivnost na nekaterih območjih še vedno majhna (GURS, 2008). Slovenski trgi pisarniških prostorov, še bolj pa trgovskih in storitvenih ter gostinskih lokalov so sorazmerno majhni in skoncentrirani na središča večjih mest ter velike trgovsko-poslovne centre (GURS, 2017).

Trg poslovnih nepremičnin deluje dobro, ni pomanjkanja poslovnih nepremičnin, skladiščnih in proizvodnih prostorov. Na območjih, kjer pa se poveča povpraševanje, pa investitorji poskrbijo, da se zgradi dovolj prostora za nakup ali najem. Kar je v veliki meri rezultat, propada velikih industrijskih objektov v 90. letih 20. stoletja, ki so imeli velike površine poslovnih, proizvodnih in skladiščnih prostorov (Slonep, 2021a).

Na sliki 6 je prikazano število prodanih nepremičnin v Sloveniji za obdobje od leta 2007 do 2019. Prikazano število prodanih nepremičnin je ločeno po tipu nepremičnine in letu prodaje.

Slika 6: Število prodanih nepremičnin po tipu v Sloveniji za obdobje od 2007 do 2019



Prirejeno po GURS (2017, str. 7) in GURS (2020, str. 10).

Zaradi raznovrstnosti poslovnih nepremičnin je tudi njihov trg zelo razdrobljen, saj se oblikovanje ponudbe in povpraševanja glede na posamezno (pod)vrsto in tip nepremičnine lahko zelo razlikuje. Za posebne nepremičnine trg praktično ne obstaja, pa tudi industrijske nepremičnine, razen skladišč, se pri nas praktično ne pojavljajo na prosto-konkurenčnem trgu. Do prenosov lastništva industrijskih obratov ter spremljajočih objektov prihaja v glavnem v stečajnih in likvidacijskih postopkih ter pri prodajah in prevzemih celotnih podjetij. V Sloveniji so trgi pisarniških prostorov, še bolj pa trgovskih in storitvenih ter gostinskih lokalov sorazmerno majhni in skoncentrirani na središča večjih mest ter velike trgovsko-poslovne centre (GURS, 2016).

Prodajni trg poslovnih nepremičnin ima močno konkurenco v najemnem trgu, saj ima za gospodarske subjekte najem poslovnih prostorov pogosto določene prednosti. Gospodarskemu subjektu omogoča večjo prilagodljivost, saj lahko najemodajalec, predvsem če opravlja pisarniško dejavnost, razmeroma hitro zamenja lokacijo, zamenja najemodajalca s konkurenčnejšim, poleg tega pa lahko sredstva, ki bi jih sicer namenil za nakup nepremičnine, nameni razvoju lastne dejavnosti. Najemni trg za pisarniške prostore ter trgovske in gostinske lokale je pri nas v primerjavi s prodajnim trgom sorazmerno dobro razvit (GURS, 2016).

Trgovanje s poslovnimi nepremičninami je relativno stabilno. Po živahni rasti v letu 2015 je promet s pisarniškimi prostori v letu 2016 stagniral. Kot po navadi so bile prodaje pisarn zgoščene v največjih mestih oziroma poslovnih središčih, sicer pa razpršene po urbanih območjih po vsej Sloveniji. V Ljubljani je bilo v letu 2015 sklenjenih 32 odstotkov vseh poslov s pisarniškimi prostori (GURS, 2017). V Sloveniji je bil po oživitvi trga poslovnih nepremičnin leta 2014 nato leta 2017 dosežen največji obseg trgovanja s pisarniškimi prostori, v zadnjih dveh letih pa se je trgovanje občutno umirilo (GURS, 2020).

Za Ljubljano in druga večja mesta je značilen razmeroma star fond pisarn. Čeprav so sodobne poslovne stavbe redkost in je povpraševanje za najem sodobnih poslovnih prostorov veliko, novogradenj poslovnih stavb za tržno oddajanje pisarniških prostorov v Sloveniji praktično še vedno ni. Maloštevilne novogradnje poslovnih stavb predstavljajo v glavnem gradnje za lastno uporabo investitorjev. V Ljubljani so celo še vedno na voljo nekateri nedokončani pisarniški prostori iz naslednjih projektov iz časa zadnje krize. Je pa bilo v Ljubljani v zadnjih letih zaznati povečano povpraševanje za nakup obstoječih poslovnih stavb z najemniki (GURS, 2020).

4.2 Evidenca trga nepremičnin

V magistrskem delu bom izračunal šoke za določitev kapitalskih zahteve (po)zavarovalnic v Sloveniji za podmodul spremembe cen nepremičnin. Za izračun šokov sem potreboval slovenski indeks donosnosti poslovnih nepremičnin, ki sem ga izračunal iz podatkov v bazi ETN. Indeks sem izračunal na podlagi transakcij nepremičnin v Sloveniji, kar naslovi pomanjkljivosti IPD-indeksov, ki temeljijo na ocenah vrednosti nepremičnin in zmanjšajo volatilnost indeksov.

V začetku leta 2007 je bila v Sloveniji vzpostavljena evidenca trga nepremičnin. ETN je javna, večnamenska zbirka podatkov o kupoprodajnih in najemnih pravnih poslih z nepremičninami, ki jo vodi in vzdržuje Geodetska uprava Republike Slovenije. Namen baze ETN je, da omogoča sistematično spremljanje in analiziranje tržnih cen in najemnin nepremičnin za potrebe množičnega vrednotenja nepremičnin in periodičnih poročil za zagotavljanje javne preglednosti slovenskega nepremičninskega trga. ETN je bila vzpostavljena s 1. januarjem 2007 na podlagi Zakona o množičnem vrednotenju nepremičnin (GURS, 2018).

Posredovani podatki od 2007 do 2013 so bili označeni kot pomanjkljivi, saj so se posredovani podatki deloma prekrivali. Zakonsko predpisani posredovalci podatkov so za isti posel lahko posredovali podatke od različnih posredovalcev oziroma je bil isti posel sistemsko lahko evidentiran večkrat. S 1. julijem 2013 je bila z namenom izboljšanja zajema podatkov uveljavljena nova zakonska ureditev poročanja v ETN, ki je na novo predpisala zavezanca za poročanje. Z novo ureditvijo so se spremenili pogoji, kdo mora poročati o poslih in kaj štejejo (GURS, 2018).

Od novembra 2014 so podatki o kupoprodajnih poslih, ki so evidentirani v ETN od 1. januarja 2007 do 30. junija 2013 in podatki, ki so evidentirani od 1. julija 2013 dalje, združeni v enotno strukturirani podatkovni bazi, v kateri so tudi podatki o najemnih poslih, ki so evidentirani od 1. julija 2013 dalje. Podatki iz baze ETN so dostopni v skladu s predpisi za dostop do informacij javnega značaja. Baza je sestavljena iz treh sklepov podatkov: posli (podatki o poslu), deli stavb (lastnosti individualne posamezne prodane nepremičnine v poslu) in zemljišča (lastnosti individualnega posameznega prodanega zemljišča v poslu). Sklopi podatkov zajemajo naslednje podatke o sklenjenih pravnih poslih in nepremičninah (GURS, 2018):

- osebno ime, naslov in enotna matična številka pogodbene stranke, ki je fizična oseba ali ime oziroma firma, sedež in matična številka pogodbene stranke, ki je pravna oseba ali samostojni podjetnik posameznik,
- državljanstvo ali država sedeža ter pravnoorganizacijska oblika pogodbenih strank,
- datum sklenitve pravnega posla, za najemne pravne posle pa tudi datum začetka in prenehanja najema,
- vrsta pravnega posla,
- vrsta nepremičnine oziroma oddane površine,
- identifikacijska oznaka parcel, stavb in delov stavb,
- podatki o nepremičnini oziroma oddane površine,
- lokacija nepremičnine,
- pogodbeni cena oziroma najemnina,
- drugi podatki, ki vplivajo na ceno ali najemnino.

4.3 Tržni indeksi donosnosti nepremičnin

Lastnosti poslovnih nepremičnin predstavljajo težave pri spremljanju gibanja trga poslovnih nepremičnin, saj so nepremičnine heterogene, prostorsko razpršene in redko trgovane ter ni centralnega trga, kjer se lahko spremljajo cene vseh prodanih nepremičnin v določenih državah. Predstavljene pomanjkljivosti so naslovljene z indeksi, ki temeljijo na ocenah vrednosti nepremičnin, vendar imajo tudi takšni indeksi določene pomanjkljivosti. Ocene vrednosti lahko podcenjujejo volatilnost, imajo zakasnen odziv na dinamiko trga ter so lahko pod vplivom cenilca glede vhodnih podatkov (Devaney & Diaz, 2011, str. 1).

Pomanjkljivosti indeksov, ki temeljijo na ocenah, so naslovljene z izdelavo indeksov cen nepremičnin, ki temeljijo na realnih podatkih o transakcijah nepremičnin. Izdelava indeksov cen poslovnih nepremičnin, ki temeljijo na transakcijah, pa ni enostavna iz več razlogov. Heterogenost nepremičnin je eden od glavnih dejavnikov, prav tako narava nepremičnin, kot so redko trgovanje, kar pomeni, da ne pridobimo informacij o cenah za vse nepremičnine v vsakem obdobju. Pomanjkanje osrednjega trga, na katerem bi potekale transakcije, predstavlja, težavo pri pridobivanju informacij, ki so potrebne za izdelavo zanesljivih indikatorjev tržne uspešnosti. Zaradi predstavljenih razlogov prevladujejo indeksi, ki

temeljijo na ocenah in ne na transakcijah v smislu merjenja donosnost naložb poslovnih nepremičnin (Devaney & Diaz, 2011, str. 2).

Zanesljivi podatki so eden od glavnih pogojev za izdelavo indeksa donosnosti poslovnih nepremičnin. Podatki iz baze ETN naslovijo to pomanjkljivost, saj so obsežni in zagotavljajo dobro izhodišče za izdelavo indeksa donosnosti poslovnih nepremičnin. Upoštevati pa je treba, da izdelava indeksa cen poslovnih nepremičnin ni enostavna zaradi lastnosti nepremičninskega trga. Pri izračunu indeksov cen nepremičnin je več metodoloških težav kot pri izračunu večine drugih indeksov cen. Glavni razlog zato je, da je nemogoče zvezno spremljati gibanje cen nepremičnin. Indeks cen nepremičnin bi moral nakazovati spremembo cene nepremičnin iste kakovosti na isti lokaciji. Nepremičnine pa so glede velikosti, kakovosti in lokacije zelo različne, zato je načelo čiste primerjave cen zelo težko izpolniti pri izračunu indeksa cen nepremičnin. Cene nepremičnine tudi ni mogoče določiti, če se nepremičnina ne proda, ker je cena običajno določena med pogajanjem ali na dražbah. Dodatna težava je, da se nepremičnine ne prodajajo zelo pogosto (Kunovac, Đozović, Lukinić & Pufnik, 2008, str. 1).

Pomanjkljivosti indeksov, ki temeljijo na ocenah, kažejo potrebo po alternativnih indeksih, ki temeljijo na transakcijah. Izdelanih je bilo več ekonometričnih postopkov, ki naslovijo opisane metodološke kritike. Največji praktični problem izdelave indeksov predstavlja število transakcij in podatkov o lastnosti nepremičnin, saj lahko brez zadostne količine podatkov indeksi vsebujejo velike napake. V literaturi so predlagane štiri glavne metode za izdelavo indeksov cen nepremičnin, ki vključujejo kontrolo za spremembe lastnosti nepremičnin pri izračunu indeksa cen nepremičnin (OECD, 2013, str. 25):

- stratifikacija,
- hedonična metoda,
- metoda ponovnih prodaj,
- metoda, ki temelji na ocenjeni vrednosti nepremičnin.

Od omenjenih metod so samo tri metode (stratifikacija, hedonična metoda in metoda ponovnih prodaj), ki vključujejo realne transakcije ter podajo indeks, ki temelji na transakcijah.

Vsaka od metod ima prednosti in slabosti. Največja prednost metode stratifikacije je njegova relativna preprostost. Metoda pa kljub preprostosti upošteva spremembe lastnosti nepremičnin. Metoda je ponovljiva pri upoštevanju istih slojev stratifikacije. Indeksi cen so lahko tudi izdelani za različne vrste nepremičnin in lokacije. Obstajajo pa tudi bolj napredne metode, med katere sodijo regresijske metode (hedonična metoda). Seveda pa tudi ti pristopi niso brez pomanjkljivosti. Hedonska regresijska metoda bo le tako dobra, kot so dostopni podatki o lastnostih trgovanih nepremičnin. Če je seznam razpoložljivih lastnosti dovolj podroben, bo hedonska metoda upoštevala spremembe v sestavi vzorca nepremičnin in lastnosti nepremični v vzorcu. Hedonska metoda je kljub pomanjkljivostim najučinkovitejša

metoda pri uporabi vseh razpoložljivih podatkov. Metode ponavljajočih se prodaj imajo velike težave pri izračunu v realnem času in bodo lahko predmet netrivialnih revizij podatkov, saj bo na rast cen v katerem koli kvartalu vplivala prodaja, ki se bo zgodila v naslednjem kvartalu (Prasad & Richards, 2006, str. 21).

4.3.1 Stratifikacija

Metoda stratifikacije je povzeta po članku OECD (2013), ki temelji na delitvi celotnega vzorca prodanih nepremičnin na več skupin ali slojev, da so opazovanja znotraj vsake skupine bolj homogena kot opazovanja v celotnem vzorcu. Spremembe vrednosti opazovanj znotraj skupine so bolj reprezentativne za celotno skupino, saj nimajo lastnosti iz drugih skupin. Na slojih se mora določiti še skupno merilo cen ter združiti vse sloje skupaj. Za merilo spremembe vrednosti za vsak sloj uporabimo povprečno vrednost ali mediano vrednosti cen ter jih združimo kot tehtano povprečje indeksov za vsak stratum. Stratifikacijo M -slojev zapišemo na naslednji način:

$$P^{0t} = \sum_{m=1}^M w_m^0 P_m^{0t}, \quad (50)$$

kjer je P_m^{0t} vrednost indeksa stratuma m , ki primerja povprečno vrednost v obdobju t s povprečno vrednostjo v začetnem obdobju 0 in w_m^0 utež stratuma m . Uteži določimo glede na delež vrednosti slojev. Zaradi praktičnih razlogov določimo vrednosti indeksa na letni ravni, vrednosti uteži pa fiksiramo za daljše obdobje, kar ni najboljše za natančnost rezultatov.

Učinkovitost stratifikacije je odvisna od uporabljenih spremenljivk stratifikacije, saj so spremembe vrednosti odvisne samo od sprememb spremenljivk v različnih skupinah. Za spremenljivke se uporabi velikost zgradbe, velikost parcele, vrsta stanovanja in lokacija, ki povečajo homogenost skupin in s tem izboljšajo stratifikacijo. Pri izračunih je treba narediti kompromis med povečanjem števila slojev, kar zmanjša povprečno število opazovanj na sloj in uporabo zelo podrobne stratifikacije, ki bi lahko povečala standardno napako. Druga praktična težava stratifikacije je pridobiti natančne podatke o lastnostih nepremičnin za manjše sloje ter posledično izračunati uteži za njih.

Stratifikacija se izvede v dveh korakih: izračunajo se indeksi cen na ravni stratuma in se nato združijo. Običajno uporabimo mediano indeksov, ker je bolj stabilna od indeksov, ki uporabljajo povprečje. Pri izračunu indeksa cen nepremičnin uporabimo za cene v nekem časovnem obdobju t homogenega sloja vrednosti nepremičnin. Vsaka transakcija nepremičnine ima svojo ceno in pripada določenemu sloju, cena sloja pa je določena kot vsota vseh transakcij znotraj sloja v obdobju t . Predpostavimo, da je bilo v obdobju t opravljenih $N(t, m)$ transakcij nepremičnin v sloju m , pri čemer je prodajna cena nepremičnine n enaka V_n^t za $n = 1, \dots, N(t, m)$. Cena in število transakcij v sloju m za

obdobje t je enako:

$$P_m^t = \frac{\sum_{n=1}^{N(t,m)} V_n^t}{N(t,m)}, \quad (51)$$

$$Q_m^t = N(t,m). \quad (52)$$

V naslednjem koraku izvedemo agregacijo cen in količin v indeks. Obstaja veliko različnih indeksov, vendar je splošno najbolj priporočljiv Fisherjev idealni indeks, saj ga je mogoče utemeljiti z več različnih vidikov. Fisherjev idealni indeks je geometrijska sredina Laspeyresovega in Paaschejevega indeksa:

$$F = \sqrt{L * P}. \quad (53)$$

Laspeyresev indeks P_L^{st} izračunamo iz začetnega obdobja s do t kot:

$$P_L^{st}(P^s, P^t, Q^s) \equiv \frac{\sum_{m=1}^M P_m^t Q_m^s}{\sum_{m=1}^M P_m^s Q_m^s}, \quad (54)$$

kjer sta $P^t \equiv [P_1^t, \dots, P_M^t]$ in $Q^t \equiv [Q_1^t, \dots, Q_M^t]$ vektorja cen in količin v časovnem intervalu t . Paaschejev indeks P_P^{st} izračunamo iz začetnega obdobja s do t kot:

$$P_P^{st}(P^s, P^t, Q^t) \equiv \frac{\sum_{m=1}^M P_m^t Q_m^t}{\sum_{m=1}^M P_m^s Q_m^t}. \quad (55)$$

Fisherjev idealni indeks izračunamo kot:

$$P_F^{st}(P^s, P^t, Q^s, Q^t) \equiv [P_L^{st}(P^s, P^t, Q^s) * P_P^{st}(P^s, P^t, Q^t)]^{\frac{1}{2}}. \quad (56)$$

4.3.2 Hedonična metoda

Najenostavnejši indeksi kapitalske donosnosti nepremičnin, ki temeljijo na transakcijah so izračunani kot povprečje cen vseh nepremičnine, s katerimi se je trgovalo v določenem obdobju. Poslovne nepremičnine so heterogene in posamezne cene odražajo razlike med kakovostjo in lokacijo nepremičnin, medtem ko povprečne vrednosti odražajo lastnosti vzorca. Nizka frekvenca trgovanja in razlike v povprečni ceni različnih intervalov lahko povzročijo, da vrednosti ne odražajo samo gibanja trga, temveč tudi nihanja v kakovosti prodanih nepremičnin. Hedonska regresija je ena od najboljših metod, ki naslovi problem razlik lastnosti nepremičnin, saj omogoča nadzor nad učinki lastnosti nepremičnin pri izdelavi indeksov (Devaney & Diaz, 2011, str. 3).

Metoda hedonske regresije mogoča upoštevanje heterogenih lastnosti nepremičnin. V kontekstu nepremičnin lahko nabor lastnosti vsebuje informacije o lokaciji in kakovosti

nepremičnine. Povpraševanje in ponudba nepremičnin implicitno določata, koliko prispevajo posamezne lastnosti k ceni nepremičnine, zato lahko uporabimo regresijsko metodo, ki nam poda oceno za različne značilnosti (OECD, 2013, str. 50).

Standardni hedonični model je bil prvič opisan v članku Rosen (1974), kjer je bil predstavljen teoretični okvir hedonskega modela. Hedonične cene so bile definirane kot implicitne cene lastnosti, ki so relevantne za cene različnih produktov in specifičnih vrednosti značilnosti. Opredelitev kaže, da lahko nepremičnine obravnavamo kot heterogeno dobrino, ki je sestavljen paket značilnosti, kot so lokacija, kakovost stanovanja in okolica (Rosen, 1974, str. 34). Heterogenost nepremičnin pomeni, da ni dveh enakih nepremičnin, razlikujejo se glede na lokacijo, velikost, okolico in kakovost. Vsaka nepremičnina ima svoje edinstvene lastnosti (Sirmans, Macpherson & Zietz, 2005). Cen posameznih lastnosti se ne da določiti, ker se z njimi ne trguje neposredno na trgu nepremičnin. Metoda hedoničnega določanja cen se zato uporablja za oceno marginalnih prispevkov vseh lastnosti k ceni nepremičnin. Hedonična regresijska krivulja prikazuje razmerje med odvisno spremenljivko (ceno transakcije nepremičnine) in neodvisnimi ali pojasnjevalnimi spremenljivkami značilnosti nepremičnin (Owusu-Ansah, 2013, str. 21).

V nadaljevanju bom opisal izvedbo hedoničnega modela, ki je povzet po članku OECD (2013). Izhodiščna točka modela je predpostavka, da je cena p_n^t nepremičnine n v obdobju t enaka funkciji lastnosti nepremičnin, ki jih merimo s spremenljivkami z_{nk}^t in napako ε_n^t . Predpostavimo, da imamo K lastnosti in $T + 1$ časovnih obdobj od začetnega obdobja 0 do obdobja T . Funkcija cene nepremičnine n v obdobju t zapišemo kot:

$$p_n^t = f(z_{n1}^t, \dots, z_{nK}^t, \varepsilon_n^t). \quad (57)$$

Dva najbolj znana hedonična modela sta linearni in logaritemski model:

$$p_n^t = \beta_0^t + \sum_{k=1}^K \beta_k^t z_{nk}^t + \varepsilon_n^t, \quad (58)$$

$$\ln(p_n^t) = \beta_0^t + \sum_{k=1}^K \beta_k^t z_{nk}^t + \varepsilon_n^t, \quad (59)$$

kjer so parametri β_0^t in β_i^t presečišče in koeficienti parametrov. V praksi je veliko pojasnjevalnih spremenljivk kategoričnih in ne zveznih, predstavljene so kot množica slamnatih spremenljivk (angl. *dummy variable*), ki so enake vrednosti 1, če ima nepremičnina določeno lastnost in vrednost 0 v nasprotnem primeru (OECD, 2013, str. 50).

Koeficienti parametrov (58) in (59) se lahko s časovnimi intervali spreminjajo, kar je v skladu z idejo, da razmere na trgu nepremičnin določajo, koliko lastnosti nepremičnin prispevajo k prodajni ceni. Ko se pogoji povpraševanja in ponudbe spremenijo, ni razloga, da predpostavimo konstanto prispevanja lastnosti k ceni (Pakes, 2003). Kljub temu se zdi, da se tržne razmere najverjetneje spreminjajo postopoma, zato je mogoče predpostaviti, da

so parametri lastnosti (ne pa tudi presečišče) konstantni za krajša časovna obdobja. V primeru logaritemskega modela dobimo (OECD, 2013, str. 50):

$$\ln(p_n^t) = \beta_0^t + \sum_{k=1}^K \beta_k z_{nk}^t + \varepsilon_n^t. \quad (60)$$

Hedonična metoda ima dva pristopa izračuna kakovostno prilagojenih indeksov cen nepremičnin: metodo z umetnimi spremenljivkami in metodo z imputacijo, ki ju bom v nadaljevanju opisal. Pri čemer se bom osredotočil na metodo najmanjših kvadratov za oceno regresijskih modelov. Hedonični model z umetnimi spremenljivkami določimo tako, da v hedonični model vključimo umetne spremenljivke, ki označujejo časovna obdobja. Umetne spremenljivke D se nanašajo na časovna obdobja in zavzemajo vrednost 1, če je opazovanje iz obdobja t , sicer je vrednost enaka 0 (OECD, 2013, str. 51):

$$\ln(p_n^t) = \beta_0^t + \sum_{\tau=1}^T \delta^\tau D_n^\tau + \sum_{k=1}^K \beta_k z_{nk}^t + \varepsilon_n^t, \quad (61)$$

$$D_n^\tau = \begin{cases} 1, & \text{če se je nepremičnina prodala v časovnem intervalu } \tau \\ 0, & \text{če se ni prodala v časovnem intervalu } \tau \end{cases}. \quad (62)$$

Prednost pristopa z umetnimi spremenljivkami je njegova preprostost, saj se indeks cen izračuna iz regresije z umetnimi spremenljivkami. Z eksponentiranjem slamnatih spremenljivk nadzorujemo spremembe v lastnostih nepremičnin in zagotavljajo merilo, ki je kakovostno prilagojeno cenam nepremičnin med obdobjem 0 in vsakim primerjalnim obdobjem t . Indeks z umetnimi spremenljivkami od obdobja 0 do obdobja t (OECD, 2013, str. 52):

$$P_{TD}^{0t} = \exp(\hat{\delta}^t). \quad (63)$$

Ko uporabimo metodo najmanjših kvadratov, lahko indeks hedonske metode z umetnimi spremenljivkami zapišemo kot (Haan, 2010):

$$P_{TD}^{0t} = \exp(\hat{\delta}_v) = \frac{\prod_{n \in S_t} (p_n^t)^{1/N(t)}}{\prod_{n \in S_0} (p_n^0)^{1/N(0)}} \exp \left[\sum_{j=1}^K \hat{\beta}_j (\bar{z}_k^0 - \bar{z}_k^t) \right], \quad (64)$$

kjer je $\bar{z}_k^s = \sum_{n \in S_t} z_{nk}^t / N(i)$ vzorčno povprečje i -te lastnosti v časovnem intervalu t . Enačba (64) nam pove, da je pridobljen indeks s pristopom slamnatih spremenljivk v bistvu produkt dveh dejavnikov. Prvi dejavnik je razmerje med geometrijsko povprečno ceno v obdobju med t in 0. Drugi dejavnik $\exp[\sum_{j=1}^K \hat{\beta}_j (\bar{z}_k^0 - \bar{z}_k^t)]$ pa prilagodi razmerje v prvem dejavniku za razlike v povprečni značilnosti $\bar{z}_k^0$ in $\bar{z}_k^t$, služi kot dejavnik prilagoditve kakovosti, ki upošteva tako spremembe v naboru lastnosti in njihove kakovosti.

Drugi pristop izračuna hedonskega indeksa cen se izvede tako, da se ločene regresije

izvedejo za vsa časovna obdobja. Indeks se potem izdela na ocenah cen glede na regresijske koeficiente. Ker se lahko cene implicitnih značilnosti sčasoma spreminjajo, je ta metoda bolj prožna od metode z umetnimi spremenljivkami. Metodo ločimo na dve različici: pristop značilnosti cen in pristop pripisovanja. Pokazalo se je, da sta pod določenimi pogoji oba pristopa podobne rezultate. Najprej bom predstavil pristop značilnosti cen, ki temelji na hedoničnem modelu (58), za katerega predpostavimo, da drži ter, da so parametri za obdobja od 0 do naslednjega obdobja t ocenjeni posamezno. Ocenjene parametre označimo z $\hat{\beta}_0^s$ in $\hat{\beta}_k^s$ za časovna obdobja $s = 0, t$ in lastnosti nepremičnin $k = 1, \dots, K$. Ocene cen posameznih nepremičnin določimo kot $\hat{p}_n^0 = \hat{\beta}_0^0 + \sum_{k=1}^K \hat{\beta}_k^0 z_{nk}^0$ in $\hat{p}_n^t = \hat{\beta}_0^t + \sum_{k=1}^K \hat{\beta}_k^t z_{nk}^t$. Možno je tudi izračunati oceni cene obdobja 0 in t za nepremičnino s fiksnimi lastnostmi z_k^* (OECD, 2013, str. 53).

Ocena razmerja med cenami:

$$\frac{\hat{p}^t}{\hat{p}^0} = \frac{\hat{\beta}_0^t + \sum_{k=1}^K \hat{\beta}_k^t z_k^*}{\hat{\beta}_0^0 + \sum_{k=1}^K \hat{\beta}_k^0 z_k^*}. \quad (65)$$

Enačba (65) predstavlja kakovostno prilagojen indeks cen s fiksnimi lastnostmi. Različne vrednosti z_k^* bodo povzročile različne vrednosti indeksa, zato je potrebno določiti vrednosti z_k^* . Obstajata dve naravni izbiri: vzorčno povprečje lastnosti iz osnovnega obdobja $\bar{z}_k^0$ in vzorčno povprečje iz primerjalnega obdobja $\bar{z}_k^t$. V enačbi (65) zamenjamo $z_k^* = \bar{z}_k^0$, kar predstavlja Laspeyres indeks karakteristik:

$$P_{CPL}^{0t} = \frac{\hat{\beta}_0^t + \sum_{k=1}^K \hat{\beta}_k^t \bar{z}_k^0}{\hat{\beta}_0^0 + \sum_{k=1}^K \hat{\beta}_k^0 \bar{z}_k^0}. \quad (66)$$

Podobno lahko izračunamo Paascherjev in Fisherjev indeks.

Metoda pripisovanja pa temelji na določanju vrednosti cen nepremičnin v naslednjem obdobju, ki temeljijo na fiksnih značilnostih in hedonskih regresijah za vsa časovna obdobja. Pri Laspeyresevem indeksu za metodo pripisovanja za obdobje t glede na osnovno obdobje $S(0)$ določimo cene $\hat{p}_n^t(0) = \hat{\beta}_0^t + \sum_{k=1}^K \hat{\beta}_k^t z_{nk}^0$ in indeks:

$$\begin{aligned} P_{HIL}^{0t} &= \frac{\sum_{n \in S(0)} 1 \hat{p}_n^t(0)}{\sum_{n \in S(0)} 1 p_n^0} = \frac{\sum_{n \in S(0)} [\hat{\beta}_0^t + \sum_{k=1}^K \hat{\beta}_k^t z_{nk}^0]}{\sum_{n \in S(0)} p_n^0} \\ &= \frac{\hat{\beta}_0^t + \sum_{k=1}^K \hat{\beta}_k^t \bar{z}_k^0}{\sum_{n \in S(0)} p_n^0 / N(0)}. \end{aligned} \quad (67)$$

4.3.3 Metoda ponovnih prodaj

Metodologija ponovnih prodaj temelji na transakcijah nepremičnin, ki so bile prodane

večkrat. Prvič je bila uporabljena za izdelavo indeksa stanovanjskih nepremičnin v Bailey, Muth in Nourse (1963). Metoda je primerna za indekse stanovanjskih nepremičnin zaradi narave podatkov prodaj istih nepremičnin, ki jih potrebujemo za izdelavo indeksa (OECD, 2013, str. 66).

Metoda temelji na ujemaajočih se lastnosti, zaradi česar ne vključuje kontrole za spremembo lastnosti nepremičnin, ki so bile trgovane v določenem časovnem obdobju. Ne uporablja kontrol iz hedoničnega modela, kot so lokacija, starost in značilnosti soseske. Namesto tega meri periodične donose nepremičnin, ki zajemajo kapitalske dobičke ali izgube med dvema transakcijama iste nepremičnine. Pri izvedbi metode moramo predpostaviti, da ostanejo lastnosti (lokacija, soseska in ostale hedonične značilnosti) enake med dvema transakcijama, saj bi v nasprotnem primeru metoda vsebovala napačne parametre, ki bi povzročili pristranskost (Case, Pollakowski & Wachter, 1991).

Metodo ponovnih prodaj izvedemo z regresijskim modelom z umetnimi spremenljivkami, ki se nato oceni na zbranih podatkih (združenih spremembah cen) v vzorčnem obdobju. Podatki, ki so potrebni za izvedbo metode regresije ponovnih prodaj, so cena, datum prodaje in lokacija nepremičnin, zaradi česar zahteva metoda ponovnih prodaj bistveno manj podatkov kot hedonske metode. Prednost metode ponovnih prodaj je, da privzeto nadzoruje lokacijo na najbolj natančnem nivoju (naslov nepremičnine), česar hedonske regresijske metode ne morejo storiti z veliko natančnostjo. Ena od ključnih težav metode ponovitve prodaje je, da se stanovanjska enota, ki je bila prodana v različnih časovnih intervalih, ni nujno enaka zaradi amortizacije in prenov. Posledično je z daljšim časovnim obdobjem med dvema transakcijama bolj vprašljiva predpostavka o istih lastnostih nepremičnine, na kateri temelji pristop ponovnih prodaj (OECD, 2013, str. 66).

V nadaljevanju bom opisal metodo ponovnih prodaj, ki je povzeta po OECD (2013). Enačbo za metodo ponovnih prodaj dobimo iz hedonične metode:

$$\ln(p_n^t) = \beta_0^t + \sum_{k=1}^K \beta_k z_{nk} + \varepsilon_n^t, \quad (68)$$

kjer je p_n^t cena nepremičnine n v časovnem obdobju t . Hedonično metodo omejimo tako, da fiksiramo parameter lastnosti nepremičnin β_k , saj se ne spreminja skozi čas. Druga predpostavljena omejitev je, da se število značilnosti posamezne nepremičnine ne spremeni s časoma. Z upoštevanjem obeh omejitev je razlika med logaritmoma cen nepremičnine n med časovnima intervaloma s in t ($0 \leq s \leq t \leq T$) enaka:

$$\begin{aligned} \ln(p_n^t) - \ln(p_n^s) &= \ln\left(\frac{p_n^t}{p_n^s}\right) = (\beta_0^t - \beta_0^s) + (\varepsilon_n^t - \varepsilon_n^s) \\ &= \ln(P^{st}) + (\varepsilon_n^t - \varepsilon_n^s). \end{aligned} \quad (69)$$

Če zanemarimo napako, je logaritem spremembe cene enak za vse nepremičnine, označene

s P^{st} . Za vzorec prodaj istih nepremičnin v vzorčnem obdobju $t = 0, \dots, T$, za katere imamo podatke o cenah, imamo posledično tudi njihove spremembe cen. Obdobja med prodajami nepremičnin se bodo razlikovala, vendar se bodo vse posamezne cene spremenile z isto stopnjo. Ponovne prodaje združimo in ocenimo:

$$\ln\left(\frac{p_n^t}{p_n^s}\right) = \sum_{t=0}^T \gamma^t D_n^t + \mu_n^t, \quad (70)$$

kjer so parametri D_n^t umetne spremenljivke, ki prevzemajo vrednosti -1 pri prvi prodaji 1 pri drugi prodaji drugače pa 0, parametri μ_n^t označujejo napake in ocene parametrov γ^t so enake povprečnim periodičnim donosom. Če z y označimo vektor velikosti $N \times 1$ ponovnih prodaj, z X označimo matriko velikosti $N \times T$ vseh slamnatih spremenljivk, z γ vektor velikosti $T \times 1$ ocen parametrov γ^t , vrednost N označuje število ponovnih prodaj in T število let lahko enačbo (70) preoblikujemo v:

$$y = X\gamma + \mu. \quad (71)$$

Obstajajo različne metode, s katerimi lahko ocenimo vektor γ . Glede na izbrano metodo moramo upoštevati različne predpostavke glede porazdelitve napake ali vključitve preteklih informacij. Osnovna metoda je metoda najmanjših kvadratov, kjer predpostavimo, da so napake neodvisne in enako porazdeljen. Ocena OLS je podana z:

$$\hat{\gamma}^t = (X'X)^{-1}X'y. \quad (72)$$

Indeks ponovnih prodaj za obdobje od 0 do t izračunamo z eksponentiranjem regresijskih koeficientov:

$$P_{RS}^{0t} = \exp(\hat{\gamma}^t). \quad (73)$$

Indeks izračunamo z naslednjo formulo:

$$I_t = I_{t-1} * e^{\gamma^t}, \quad (74)$$

kjer je I vrednost indeksa v obdobju od t do $t - 1$.

4.3.4 Indeksi donosnosti slovenskih poslovnih nepremičnin

Izračun šokov za določitev zahtevanega solventnostnega kapitala za tveganje nepremičnin temelji na indeksu donosnosti nepremičnin. Če želimo nasloviti pomanjkljivost regulativnih kapitalskih zahtev, ki se nanašajo na kalibracijo šoka vrednosti nepremičnin na indeksu donosnosti nepremičnin iz Velike Britanije, potrebujemo indeks donosnosti slovenskih nepremičnin, na katerem lahko kalibriramo šoke za tveganje nepremičnin, ki so primernejši za slovenske (po)zavarovalnice, saj je bolj reprezentativen za tveganja nepremičnin v Sloveniji.

Indeks donosnosti slovenskih poslovnih nepremičnin lahko izračunamo z različnimi metodami, ki sem jih opisal v prejšnjem poglavju. Za namene magistrskega dela bom uporabil hedonično metodo, saj je ena od najboljših metod za izračun indeksa donosnosti. Metoda omogoča, da so spremembe v naboru lastnosti nepremičnin, ki so bile trgovane, povezane s spremembami cen (Hill, 2011). Njena največja pomanjkljivost je, da za njeno izvedbo potrebujemo zelo veliko podatkov. Podatki morajo zajemati cene transakcij nepremičnin, lokacijo in nabor lastnosti nepremičnine. Indeks donosnosti poslovnih nepremičnin je težko izračunati, saj se komercialne nepremičnine redko trgujejo in imajo različne lastnosti. Povprečne cene pisarn se lahko zvišajo, toda deloma je to lahko posledica spremembe v lastnostih in kakovosti trgovanih nepremičnin. Ključni izziv pri izračunu indeksa donosnosti poslovnih nepremični je preprečiti, da spremembe v lastnosti in kakovosti nabora trgovanih nepremičnin ne vplivajo na spremembo cen. Treba je meriti spremembo cen nepremičnin z istimi lastnostmi (Hill, 2011).

Za slovenski trg nepremičnin je GURS objavil bazo ETN, ki zajema vse transakcije nepremičnin v Sloveniji in lastnosti nepremičnin. Na osnovi podatkov iz baze ETN sem izračunal indeks donosnosti slovenskih poslovnih nepremičnin, ki temelji na transakcijah. Baza ETN zajema zelo veliko podatkov glede lastnosti trgovanih nepremičnin, vendar zajema samo kakovostne podatke o transakcijah od leta 2014 naprej, zato sem za izračun indeksa donosnosti poslovnih nepremičnin uporabil podatke od prvega kvartala 2014 do prvega kvartala 2021. Sestavljena je iz treh sklepov podatkov: posli (podatki o poslu), deli stavb (podatki, ki zajemajo individualne lastnosti posamezne prodane nepremičnine) in zemljišča (podatki, ki zajemajo lastnosti individualnega posameznega prodanega zemljišča). Indeks donosnosti slovenskih poslovnih nepremičnin sem izračunal z logaritmično hedonično metodo s pristopom z umetnimi spremenljivkami:

$$\ln(p_n^t) = \beta_0^t + \sum_{\tau=1}^T \delta^\tau D_n^\tau + \sum_{k=1}^K \beta_k z_{nk}^t + \varepsilon_n^t, \quad (75)$$

$$D_n^\tau = \begin{cases} 1, & \text{če se je nepremičnina prodala v časovnem intervalu } \tau \\ 0, & \text{če se ni prodala v časovnem intervalu } \tau \end{cases}. \quad (76)$$

Z uporabo metode najmanjših kvadratov lahko indeks hedonske metode z umetnimi spremenljivkami zapišemo kot (Haan, 2010):

$$P_{TD}^{0t} = \exp(\hat{\delta}_v) = \frac{\prod_{n \in S_t} (p_n^t)^{1/N(t)}}{\prod_{n \in S_0} (p_n^0)^{1/N(0)}} \exp \left[\sum_{j=1}^K \hat{\beta}_j (\bar{z}_k^0 - \bar{z}_k^t) \right], \quad (77)$$

Pri izvedbi hedonske metode sem upošteval naslednje odvisne spremenljivke (lastnosti nepremičnin in posla, ki je vseboval trgovano nepremičnino):

- vrsta kupoprodajnega posla,
- stopnja DDV,

- število garaž,
- število parkirišč,
- prodana površina,
- število pisarna (enot),
- starost zgradbe,
- občina (umetna spremenljivka, ki je enaka 1, če je občina Ljubljana, Koper, Izola ali Piran),
- prodana površina je večja od 300 m^2 (umetna spremenljivka, ki je enaka 1, če je prodana površina večja od 300 m^2),
- prodana površina je večja od 500 m^2 (umetna spremenljivka, ki je enaka 1, če je prodana površina večja od 500 m^2),
- umetne spremenljivke, ki določijo kvartal, v katerem se je zgodila transakcija.

Izdelava indeksa s hedonsko metodo je zahtevala obsežno čiščenje podatkov, ki so podani v bazi ETN. Pri izračunu indeksa sem upošteval samo posle z nepremičninami, ki so bile klasificirane kot pisarniški prostori. Filtrirani posli so še vedno vsebovali veliko nepremičnin, katerih dejanska raba ni bila namenjena poslovnim namenom, zato sem filtriral posle še po dejanski rabi nepremičnin in upošteval samo nepremičnine katerih, dejanska raba je bila naslednja: »poslovni prostori«, »prostori za storitvene dejavnosti«, »poslovni prostori javne uprave«, »banka, pošta, zavarovalnica« in »poslovni del stavbe«. Preostali nabor poslov sem še filtriral in upošteval samo posle, ki so vsebovali vse parametre za izvedbo hedonske metode, ter odstranil individualne posle, ki so vsebovali parametre z vsebovanimi napakami. Pri preostalih poslih sem še izločil vse, katerih solastniški delež ni bil enak ena, posle, katerih skupna pogodbeni cena je bila nižja od 25.000 €, ter ekstremne posle, katerih cena/ m^2 je bila manjša od 250 € ali večja od 6000 €.

Rezultati hedonske regresije za mesečne in kvartalne časovne intervale so podani v tabelah 12 in 13. Predstavljene so vrednosti koeficientov parametrov in njihove p-vrednosti, ki potrjujejo statistično značilnost uporabljenih spremenljivk. Pri izvedbi regresije sem prvotno upošteval tudi dva parametra »uporabna površina dela stavbe« in »stavbna dokončnost«, ki sem ju kasneje izločil zaradi velike p-vrednosti. Rezultati regresijske metode so podali vrednost statistike ustreznosti prileganja $R^2 = 0,8266$ in *prilagojeni* $R^2 = 0,8233$ za kvartalne indekse in vrednost $R^2 = 0,8258$ in *prilagojeni* $R^2 = 0,8238$ za polletne indekse. Vrednosti koeficientov in p-vrednosti odvisnih spremenljivk iz tabel 12 in 13 nakazujejo, da imata največji vpliv na ceno posla trgovane nepremičnine velikost in lokacija nepremičnine. Pomembno je bilo, ali so bile trgovane nepremičnine locirane v Ljubljani, Kopru, Izoli ali Piranu. Med spremenljivkami z manjšim vplivom pa sodijo število enot, parkirišč in garaž, ki so bile zajete v poslu. Pri izvedbi hedonične regresije sem se odločil, da sem vključil umetni spremenljivki za velikost prodane nepremičnine. Rezultati hedonične regresije so pokazali, da je vključitev dodatnih spremenljivk, ki določajo ali je velikost nepremičnine večja od 300 m^2 ali 500 m^2 utemeljena, saj je njihova p-vrednost značilna.

Tabela 12: Vrednosti koeficientov in p-vrednosti koeficientov na kvartalni ravni

Odvisne spremenljivke	koeficienti	p-vrednost
Vrsta kupoprodajnega pravnega posla	-0,038786	0,000551
Posel z DDV	0,158182	4,68e-08
Garaže	0,020020	0,024381
Parkirišča	0,016438	0,049421
log(Prodana površina)	0,775726	< 2e-16
Število enot pisarn	-0,011101	0,044908
log(Starost zgradbe)	-0,085146	5,40e-11
Občina razred ena	0,502024	< 2e-16
Prodana površina je večje od 300	0,128178	0,003234
Prodana površina je več od 500	0,192736	0,000314

Vir: lastno delo.

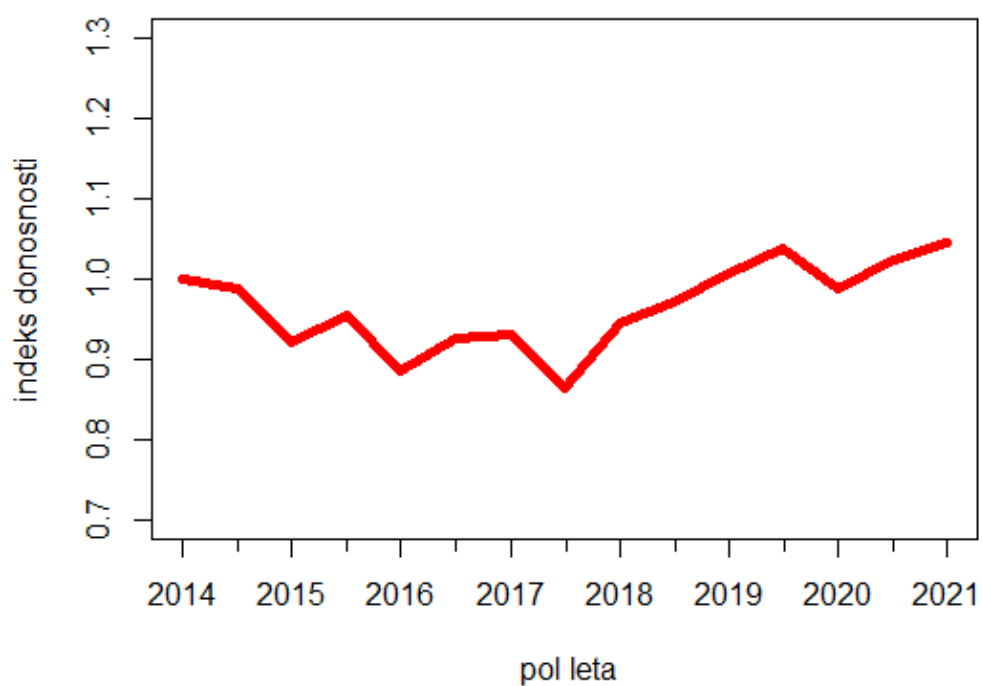
Tabela 13: Vrednosti koeficientov in p-vrednosti koeficientov na polletni ravni

Odvisne spremenljivke	koeficienti	p-vrednost
Vrsta kupoprodajnega pravnega posla	-0,038475	0,000548
Vrsta kupoprodajnega pravnega posla	0,163085	1,31e-08
Posel z DDV	0,019265	0,029394
Garaže	0,016033	0,054570
Parkirišča	0,775186	< 2e-16
log(Prodana površina)	-0,011382	0,038866
Število enot pisarn	-0,086148	2,31e-11
log(Starost zgradbe)	0,503191	< 2e-16
Občina razred ena	0,128069	0,003126
Prodana površina je večje od 300	0,193745	0,000279

Vir: lastno delo.

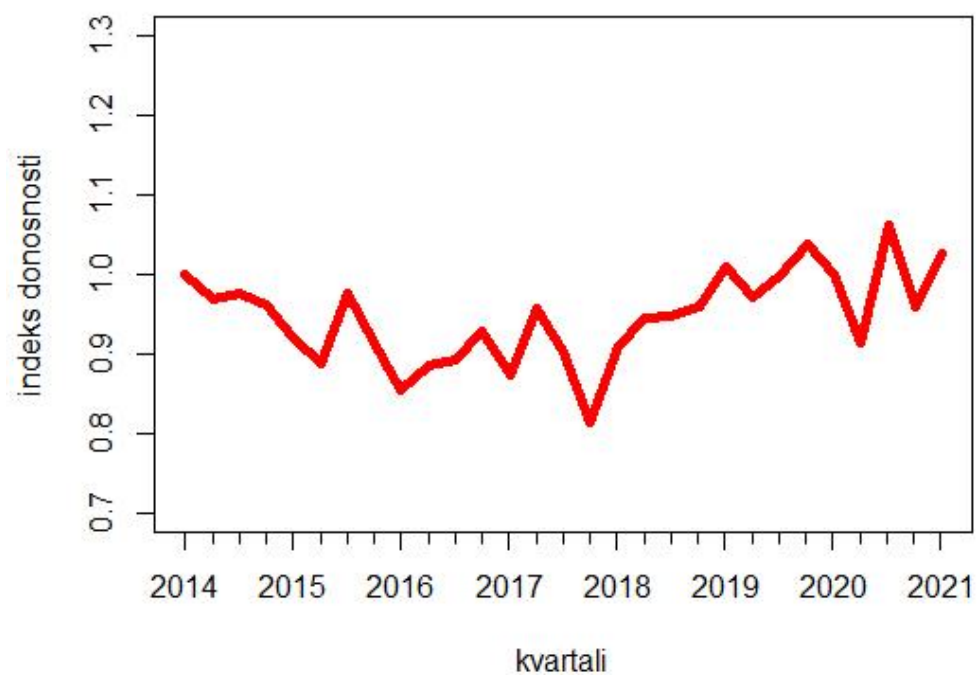
Na sliki 7 je prikazan polletni graf indeksa donosnosti poslovnih nepremičnin in na sliki 8 je prikazan kvartalni indeks donosnosti poslovnih nepremičnin. Razlog za večje skoke vrednosti med kvartalnim in polletnim indeksom donosnosti lahko pripišemo majhnemu številu transakcij, na katerih je bila izvedena hedonska metoda. Skupno število poslov, na katerih je bila izvedena regresija, je bilo 2061. Povprečno število transakcij na polletni ravni je bilo 137 transakcij in na kvartalni samo 71, zaradi česar je kvartalni indeks bistveno bolj volatilen.

Slika 7: Polletni hedonični indeks donosnosti poslovnih nepremičnin



Vir: lastno delo.

Slika 8: Kvartalni hedonični indeks donosnosti poslovnih nepremičnin



Vir: lastno delo.

5 DELNI NOTRANJI MODEL ZA TVEGANJE NEPREMIČNIN

S povečano uporabo kvantitativnih metod pri obvladovanju tveganj in pojavom notranjih modelov so matematični modeli dobili pomembnejšo vlogo pri sprejemanju finančnih odločitev. Ker je postopek modeliranja dvoumen, nosi lastna tveganja pri obvladovanju tveganj. Najbolj osnovno tveganje vsakega modela je napačen model, ki ni uporaben. Kritična posledica napačnega modela je, da je verjetnost najbolj nezaželenih dogodkov pogosto bistveno večja, kot bi pričakovali na podlagi napovedi modelov (Derman, 1996).

Izračun zahtevanega solventnostnega kapitala temelji na ideji, da mora zavarovalnica imeti dovolj kapitala pri meri tveganja z 99,5 % stopnjo zaupanja, s čimer bo zagotovila dovolj sredstev za pokritje svojih obveznosti za obdobja enega leta. Predpisani izračuni tveganj po direktivi SII so podani po standardni formuli, ki definira izračune za vse module tveganj. Direktive omogoča tudi možnost uporabe internega ali delno internega modela za izračun samo nekaterih modulov tveganja in uporabo standardne formule za preostale module po 112. členu Direktive 2009/138/ES, če so modeli odobreni s strani regulatorja. EIOPA je izdala tudi smernic o uporabi notranjih modelov, da bi zagotovila informacije postopku, kaj morajo regulatorji (po)zavarovalnic upoštevati, da bi omogočili implementacijo in nadaljnjo uporabo notranjih modelov za izračun zahtevanega solventnostnega kapitala. Interni modeli predstavljajo nabor procesov, sistemov in izračunov, ki določajo tveganja in nivo tveganj, katerim je izpostavljena (po)zavarovalnica. Ključni del internih modelov je statistično modeliranje, kjer se poskuša napovedati verjetnostno porazdelitev poslovnega izida in razpoložljivih lastnih sredstev zavarovalnice. Cilj internih modelov je določiti tveganje, ki je bolj reprezentativno za (po)zavarovalnico.

V nadaljevanju bom predstavil različne alternativne metode izračuna mere tveganja, ki jih bom uporabil za izračun šokov za tveganje nepremičnin. Šoke za tveganje nepremičnin sem kalibriral na osnovi podatkov indeksa donosnosti slovenskih poslovnih nepremičnin, ki bo predstavljал kalibracijo podmodula nepremičnin. Primerjal sem velikost izračunanih šokov za tveganje nepremičnin slovenskih (po)zavarovalnic s predpisanim šokom po SII.

5.1 Metoda zgodovinskih simulacij

Metoda zgodovinskih simulacij (angl. Historical Simulation, v nadaljevanju HS) je neparametrična metoda izračuna VaR je, ki se od parametričnih metod razlikuje po tem, da ni treba narediti predpostavke o distribuciji. VaR je izračunan z uporabo empirične porazdelitve izgub ali donosov, ki je kalibrirana na podatkih za obdobje nekaj let zgodovinskih podatkov. Izračun temelji na zamenjavi predpostavke o porazdelitvi donosov s predpostavko, da bodo prihodni donosi podobni preteklim (Buckham, Rose & Wahl, 2013, 2013, str. 93).

Mero tveganja pri stopnji zaupanja 99,5 % izračunamo z metodo HS kot 99,5 % kvantil empirične porazdelitve. Izračunamo ga lahko tudi tako, da uredimo donose. Ocena VaR je

enaka izgubi pri 99,5 % kvantilu, kar pomeni, da smo prepričani, da v 99,5 % primerov ne bomo imeli izgube, večje od ocene VaR, če so spremembe spremenljivk v našem obdobju kalibracije reprezentativne za dogajanje med preteklostjo in prihodnostjo (Doff, 2015, str. 278).

Metoda zgodovinskih simulacij je bila uporabljena za izračun VaR pri 99,5 % za regulativne namene. Izračunana je bila na mesečnih indeksih donosa nepremičnin iz Velike Britanije, ki so temeljili na ocenah. Dolžina časovnih vrst indeksa je zavzemala samo 23 let mesečnih donosov, ki so bili obdelani z metodo anualizacije »rolling-window«, ki je podala 22 let anualiziranih donosov. Metodologija je bila kritizirana zaradi uporabe anualizacije Mittnik (2011) in uporabe indeksov, ki temeljijo na ocenah Santomil, González, Cunill in Gil-Lafuente, (2019) ter uporabo indeksov iz Velike Britanije MSCI (2017).

V magistrskem delu sem izračunal VaR pri 99,5 % z metodo HS na indeksih donosnosti slovenskih poslovnih nepremičnin. Uporabljeni indeksi temeljijo na kvartalnih podatkih transakcij nepremičnin od prvega kvartala 2014 do prvega kvartala 2021. Ker podatki zavzemajo samo 29 kvartalov oziroma 8 let donosov, sem podatke anualiziral z metodo anualizacije »rolling-window«:

$$r_{letni_j} = \frac{P_t - P_{t-4}}{P_{t-4}}, \quad (78)$$

kjer je P_t vrednost indeksa kvartalnega donosa v obdobju t . Anualizirane donose sem izračunal za obdobje $j = 5, \dots, 29$. Na anualiziranih donosih sem izračunal mero tveganja z metodo HS.

Uporaba metode anualizacije ima več pomanjkljivosti, ki sem jih predstavili med kritikami uporabljene metodologije s strani EIOPE. Z uporabo indeksov donosnosti slovenskih poslovnih nepremičnin sem naslovili, pomanjkljivosti uporabe indeksov, ki temeljijo na ocenah in lokacije. Izračune sem izvedel na indeksih, ki temeljijo na transakcijah nepremičnin iz slovenskega nepremičninskega trga, zaradi česar nimajo učinka glajenja ter so bolj reprezentativni za slovenski trg poslovnih nepremičnin. Izračunana mera tveganja za 99,5 % je bila enaka -0,1299536. Rezultati so podali nižjo vrednost mere tveganja od izračunov EIOPE, saj predstavlja samo 13 % šok za tveganje nepremičnin slovenskih (po)zavarovalnic. Izračunana mera tveganja temelji na indeksih, ki so izračunani iz transakcij, zaradi česar bi morali podati večjo vrednost VaR (Santomil, González, Cunill & Gil-Lafuente, 2019).

5.2 Metoda filtriranih zgodovinskih simulacij

Mero tveganja sem izračunal tudi z metodo filtriranih zgodovinskih simulacij (angl. Filtered Historical Simulation, v nadaljevanju FHS). Metoda FHS, ki jo bom v nadaljevanju predstavil, je bila prvič predstavljena v Barone-Adesi (1999) ter temelji na modeliranju

sprememb vrednosti sredstev, ki so odvisne od volatilnosti sredstev. Predstavlja hibridno metodo, ki združuje parametrični GARCH-model z neparametričnim modelom HS (Barone-Adesi, 1999).

V FHS-modelu so modelirane spremembe cen sredstev, ki so odvisne od trenutnih volatilnosti sredstev. Volatilnosti sredstev so simulirane tako, da so odvisne od zadnjih vrednosti sredstev. Simulacija temelji na kombinaciji GARCH-modela (parametrični model) in HS (neparametrični model). Zgodovinski donosi so prilagojeni trenutnim tržnim razmeram glede na razmerje med trenutno in preteklo pogojno volatilnost (Barone-Adesi, 1999).

Prilagojeni donosi so osnova simulacije, kjer za vsako simulacijo donosov različnih sredstev za določen nabor naslednjih časovnih intervalov naključno izberemo isti nabor množic poti preteklih donosov, kjer vsak donos v poti donosov ustreza spremembi cene sredstev, ki se je zgodila v preteklosti na določen dan. Vsaka pot donosov predstavlja vzorec gibanja cene sredstev. V naslednjem koraku izračunamo dnevne volatilnosti za vsa sredstva po GARCH-modelu, ki jih bomo uporabili za skaliranje vzorčenih donosov. Skaliranje z dnevnimi volatilnostmi bo spremenilo vzorec donosov, da bo odražal trenutne razmere na trgih in ne zgodovinskih. Večina VaR modelov predpostavi, da je porazdelitev donosov sredstev normalna, kar poenostavi izračun VaR, saj so potem vsi percentili večkratniki standardnega odklona. Številne študije pa so pokazale, da empirične porazdelitve donosov niso normalno porazdeljene, saj imajo široke repe porazdelitve in neničelni koeficient simetrije. Predstavljene lastnosti bi povzročile podcenjeno vrednost izračuna VaR, če bi predpostavili normalno porazdelitev (Barone-Adesi, 1999).

Pri standardnem načinu izračuna mere tveganja moramo narediti kompromis ali zajamemo pogojno heteroskedastičnost ali omogočimo, da spremenljivke nimajo normalne porazdelitve. Metoda variance-kovariance je parametrična metoda izračuna VaR, kjer se v večini primerov njene izvedbe poskuša zajeti pogojno heteroskedastičnost spremenljivk ter predpostavi multivariatno normalno porazdelitev. Nasprotno je večina izvedb metode zgodovinskih simulacij neparametrična pri svojih predpostavkah o porazdelitvi spremenljivk, vendar običajno ne zajamejo pogojne heteroskedastičnosti. Inovativnost metode FHS je, da ne naredi tega kompromisa, saj zajame pogojno heteroskedastičnost ter ne predpostavi normalne porazdelitve spremenljivk. Ker zajema oboje, ima FHS-metoda potencial, da zelo izboljša rezultat metode variance-kovariance in zgodovinskih simulacij (Pritsker, 2001).

V nadaljevanju bom opisal podrobnosti izvedbe metode FHS, ki je povzeta po Barone-Adesi (1999). Metoda FHS za samo eno spremenljivko predstavlja neko sredstvo. Prvi korak metode je, da izvedemo simulacije, kjer ne predpostavimo teoretične porazdelitve spremenljivk. Za izvedbo simulacij uporabimo empirično zgodovinsko porazdelitev donosov, vendar pa surovih donosov ne moremo uporabiti v simulaciji, če niso neodvisni in enako porazdeljeni. Podatke obdelamo tako, da odstranimo vse prisotne serijske korelacije

in volatilnosti iz podatkov. Serijske korelacije lahko odstranimo z uporabo metode drseče sredine *MA* pri izračunu pogojne pričakovane vrednosti. Eden od možnih načinov, kako lahko odstranimo volatilnosti med segmenti, je uporaba pogojne variance kot avtoregresivni heteroskedastični proces, zato modeliramo donose kot proces *GARCH* (Bollerslev, 1986) ter s tem zajamemo vse volatilnosti med segmenti. V enačbo pogojne pričakovane vrednosti (79) lahko vključimo tudi drsečo sredino *MA*, da odstranimo serijsko odvisnost. Pri uporabi drseče sredine pridobimo model *ARMA*(1,1) – *GARCH* (1,1) za donose r_t . Model zapišemo kot:

$$r_t = \mu * r_{t-1} + \theta * \varepsilon_{t-1} + \hat{I}_t, \quad (79)$$

$$h_t = \omega + \alpha * \varepsilon_{t-1}^2 + \beta * h_{t-1}, \quad (80)$$

$$\hat{I}_t \sim N(0, h_t), \quad (81)$$

kjer je h_t volatilnost v obdobju t , μ parameter *AR*(1), θ parameter *MA*, ω je konstanta in $\hat{I}_t$ slučajni ostanek. V enačbi *GARCH* (1,1) je volatilnost definirana kot funkcija konstante ω ter dveh izrazov, ki odražata prispevke zadnjega ostanka $\hat{I}_{t-1}$ in zadnje volatilnosti h_{t-1} v izbranem obdobju. Porazdelitev donosov ni vedno stabilna, zato jo moramo standardizirati, da bi porazdelitev naredili bolj stabilno. Ostanek $\hat{\varepsilon}_t$ delimo z ustrezno dnevno oceno

volatilnosti $\sqrt{\hat{h}_t}$:

$$\hat{e}_t = \frac{\hat{\varepsilon}_t}{\sqrt{\hat{h}_t}} \quad (82)$$

s čimer standardiziramo ostanke donosov. Standardizirani ostanki so neodvisni in identično porazdeljeni, zaradi česar so primerni za zgodovinske simulacije. Standardizirane ostanke donosov izberemo naključno ter jih uporabimo za izračun pogojne pričakovane vrednosti (79) in volatilnosti (80) za napovedovanje cen in volatilnosti. Naključno izberemo (s ponavljanjem) množico standardiziranih ostankov donosov in jih zapišemo, kot vektor $\hat{\mathbf{e}}$:

$$\mathbf{e}^* = \{e_i^* = \hat{\mathbf{e}}\}, \quad (83)$$

$$\hat{\mathbf{e}} = \{e_1, e_2, \dots, e_T\}, \quad (84)$$

kjer je $i = 1, \dots, x$ intervalov. Simulacijo napovedi z_{t+1}^* za obdobje $t + 1$ izvedemo tako, da naključno izberemo standardizirane ostanke donosov iz množice $\hat{\mathbf{e}}$ in jih skaliramo z volatilnostjo iz obdobja $t + 1$:

$$z_{t+1}^* = e_1^* * \sqrt{\hat{h}_{t+1}}. \quad (85)$$

Napoved cene p_{t+1}^* izvedemo iz trenutne cene p_t in jo zapišemo, kot:

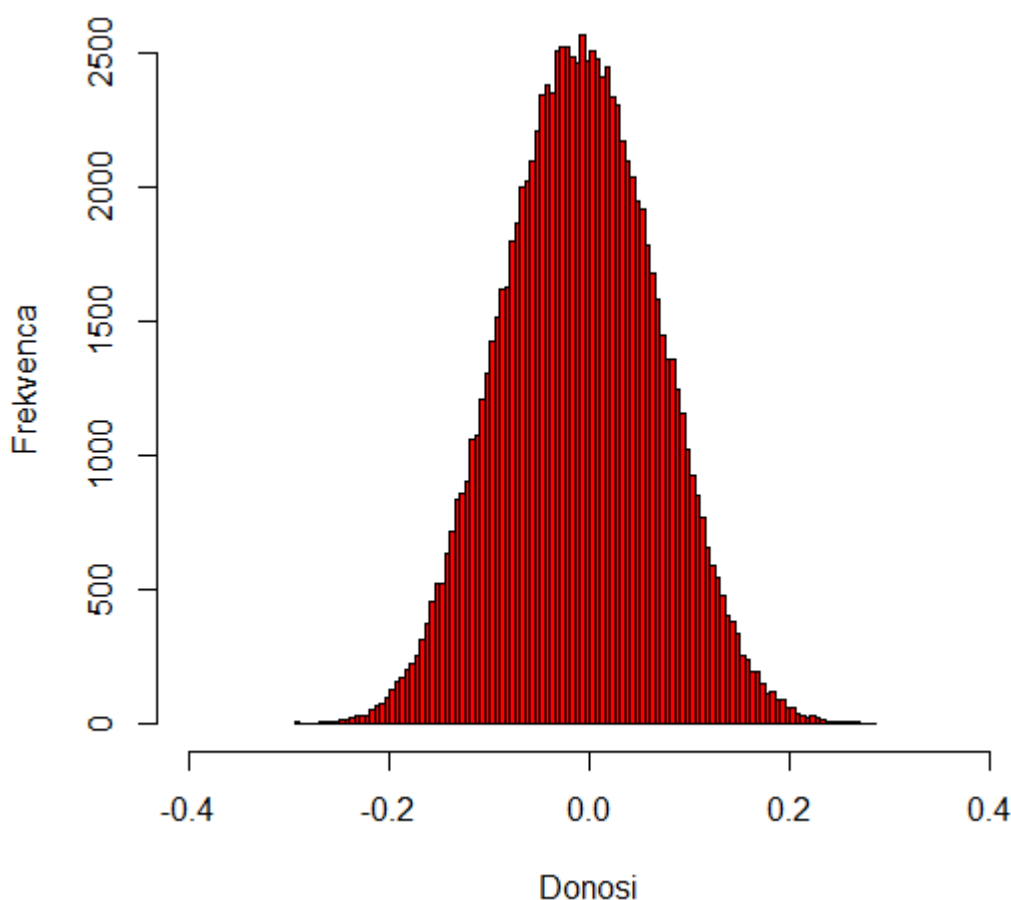
$$p_{t+1}^* = p_t + p_t(\mu r_t + \theta z_t^* + z_{t+1}^*). \quad (86)$$

Volatilnost nam je znana samo za obdobje $t + 1$, za nadaljnje napovedi $t + 2, \dots, t + x$ jo moramo simulirati iz naključno izbranih (s ponavljanjem) ostankov donosov. Simulirane volatilitnosti za $t \geq 2$ zapišemo kot:

$$\sqrt{h_{t+i}^*} = \sqrt{\omega + \alpha(z_{t+i-1}^*)^2 + \beta h_{t+i-1}^*}. \quad (87)$$

Za namene magistrskega dela sem izračunal šoke tveganja nepremičnin z različnimi modeli. Pri izračunu mere tveganja za 99,5 % s FHS-metodo sem uporabil indekse donosnosti slovenskih poslovnih nepremičnin, ki temeljijo na transakcijah. Indeks zavzema kvartalne donosnosti, zaradi česar sem s FHS-metodo napovedoval donosnosti dolžine 4, s čimer sem zajel donosnosti na letni ravni, saj SII zahteva, da šok predstavlja nastalo škodo za obdobje enega leta. FHS model omogoča, da uporabimo model, ki združuje neparametrični in parametrični model. S to metodo se izognemo uporabi metode anualizacije in posledično negativnim posledicam anualizacije (Mittnik, 2011). Na sliki 9 so predstavljeni simulirani letni donosi s FHS-metodo, ki zajemajo donose dolžine 4.

Slika 9: Simulirani letni donosi s FHS-metodo



Vir: lastno delo.

Uporaba indeksov, ki temeljijo na transakcijah, omogoča, da se izognemo problemu glajenih časovnih vrst. Ker je izračun kalibriran na slovenskih indeksih donosnosti, naslovimo tudi geografsko lokacijo regulativno kalibriranih indeksov, ki so izračunani na podatkih iz Velike Britanije, kateri trg nepremičnin nima istih lastnosti kot slovenski trg nepremičnin. Pri izvedbi izračuna s FHS-metodo sem kalibriral model $ARMA(1,1) - GARCH(1,1)$ za donose r_t slovenskega indeksa poslovnih nepremičnin. Po FHS metodi sem simuliral 100.000 poti donosov dolžine štiri, katerih donosi so podani na sliki 9. Izračunana mera tveganja s FHS-metodo na indeksih donosnosti, ki temeljijo na transakcijah, podajo bolj konservativno oceno kot metodologija EIOPE, saj je izračunana na indeksih, ki niso glajeni. Izračuni so podali mero tveganja velikosti -0,1963664, kar poda šok za tveganje nepremičnin velikosti 20 %, ki je nižji od trenutnih regulativnih zahtev. Šok sem izračunal tudi za obdobje, ki ne zajema obdobja pandemije COVID 19. Upošteval sem samo indeks donosnosti za obdobje od prvega kvartala 2014 do četrtega kvartala 2019 ter izračunal VaR pri 99,5 %, ki je bil enak -0,1534893, kar predstavlja 15 % šok za izračun tveganja nepremičnin.

SKLEP

Namen magistrskega dela je bila predstavitev SII in izračun zahtevanega solventnostnega kapitala za tržna tveganja po standardni formuli. Znotraj tržnih tveganj sem se osredotočil na kapitalske zahteve za nepremičninska tveganja. Predstavil sem kalibracijo šokov za tveganje nepremičnin, ki so določeni v standardni formuli. Predpisani šoki so bili deležni različnih kritik, ki so bile predstavljene v tretjem poglavju in naslovljene v petem poglavju s kalibracijo šokov na slovenskih indeksih donosnosti poslovnih nepremičnin. Šoke sem izračunal z različnima modeloma, ki sta naslovila predstavljene pomanjkljivosti.

Kapitalske zahteve za tveganje nepremičnin se po standardni formuli izračunajo s šokom nepremičnin, ki je enak 25 % vrednosti nepremičnin, ki so v portfelju (po)zavarovalnic. Predpisan šok po standardni formuli je bil kalibriran na podatkih o ocenah vrednosti nepremičnin iz Velike Britanije. Velikost šoka je bila kritizirana v študijah Arias, Maury in Foulquier, (2017), Investment Property Databank (2011), MSCI (2017) in CRO Forum (2009), kjer so bili izračunani šoki za različne nepremičninske trge evropskih držav, ki so podali bistveno manjše kapitalske zahteve. Kalibracije šokov so bile deležne tudi metodoloških kritik, ki so se nanašale na anualizacijo indeksa donosnosti nepremičnin (Mittnik, 2011) in problem glajenih časovnih vrst donosov (Santomil, González, Cunill & Gil-Lafuente, 2019). Glajene časovne vrste se pojavijo pri indeksih, ki temeljijo na ocenah vrednosti nepremičnin.

V sklopu magistrskega dela sem naslovil predstavljene kritike s kalibracijo šokov za tveganja nepremičnin, ki ga zajema standardna formula, katera bolje odražal tveganje slovenskih (po)zavarovalnic. Za izračun šokov sem potreboval indeks donosnosti poslovnih nepremičnin v Sloveniji, ki sem ga izračunal iz podatkov transakcij poslovnih nepremičnin

s hedonično metodo. Indeks sem izračunal na polletni in kvartalni ravni iz podatkov ETN-baze, ki zajema informacije o poslih z nepremičninami ter lastnosti trgovanih nepremičnin. Indeks sem izračunal na podatkih od prvega kvartala 2014 do prvega kvartala 2021 ter predstavlja gibanje donosnosti poslovnih nepremičnin na slovenskem nepremičninskem trgu od 2014 do 2021. Izračunan indeks donosnosti slovenskih poslovnih nepremičnin zajema samo kapitalske donose nepremičnin, ne zajema donosov najemnih poslov, kar lahko povzroči še večjo volatilitnost indeksa in posledično večje šoke za tveganje nepremičnin.

Slovenski indeks donosnosti poslovnih nepremičnin sem uporabil za izračun kapitalskih zahtev za tveganje nepremičnin. Zahtevan šok sem izračunal po metodologiji, ki je bila uporabljena za kalibracijo predpisanih šokov. Izračunan indeks sem anualiziral z metodo »rolling-window« in izračunal VaR pri stopnji zaupanja 99,5 % z metodo HS. Izračunan šok je bil 13 %, čeprav sem uporabil indeks donosnosti, ki temelji na transakcijah, ki bi moral biti bolj volatilen od indeksov, ki temeljijo na ocenah vrednosti nepremičnin.

Šok za tveganje nepremičnin sem izračunal tudi z FHS-metodo, ki je hibridna metoda. Združuje parametrični GARCH-model z neparametričnim modelom HS, s čimer sem naslovil, kritiko uporabe anualizacije podatkov. Z uporabo FHS-metodo na kvartalnih indeksih donosnosti sem simuliral 100.000 poti donosov dolžine štiri, ki predstavljajo letne donose ter izračunal VaR pri stopnji zaupanja 99,5 %. Izračun šokov s FHS-metodo je naslovil kritike uporabljenih podatkov ter metodološke kritike in podal šok velikosti 20 %, ki je manjši od predpisanega šoka po SII. Izračunan šok zavzema tudi obdobje pandemije COVID 19 in padec na nepremičninskem trgu v letu 2020, zato sem izračunal zahtevan šok še za obdobje brez podatkov, ki zajemajo pandemijo. Izračunan šok za obdobje od 2014 do 2019 z meto FHS je bil samo 15 %, kar je bistveno nižje od predpisanih kapitalskih zahtev po SII.

Rezultati magistrskega dela nakazujejo na potrebo po internih kalibracijah šokov za tveganje nepremičnin za (po)zavarovalnice iz EU. Predpisani šoki po SII so bistveno večji od šokov, ki sem jih izračunal na slovenskih indeksih donosnosti, ki temeljijo na transakcijah in bi morali biti bolj volatilen in podati višje šoke. Rezultati dela so v skladu s študijami, ki so analizirale primernost kapitalskih zahtev za nepremičnine (po)zavarovalnic v EU. Trenutne kapitalske zahteve za tveganje nepremičnin so bile izračunane na indeksih donosnosti Velike Britanije in ne odražajo lastnosti slovenskega trga poslovnih nepremičnin. Šoki, ki so bili izračunani na teh podatkih določajo velike kapitalske zahteve za tveganje nepremičnin in predstavljajo oviro slovenskim (po)zavarovalnicam pri povečanju njihovega deleža portfelja v sektor poslovnih nepremičnine.

LITERATURA IN VIRI

1. Actuarial Post. (brez datuma). *WikiActuary - Solvency 1 & 2*. Pridobljeno 22. junija 2020 iz <http://www.actuarialpost.co.uk/wiki/solvency-1----2-8.htm>

2. Arias, L., Maury, T. & Foulquier, P. (2017). *The Impact of Solvency II Prudential Regulations on Property Financing in the Insurance Industry*. Roubaix: Edhec Business School.
3. AZN. (2021). *Evropski nadzor*. Pridobljeno 5. maja 2021 iz <https://www.a-zn.si/o-agenciji/evropski-nadzor/>
4. Bailey, M. J., Muth, R. F. & Nourse, H. O. (1963). A Regression Method for Real Estate Price Index Construction. *Journal of American Statistical Association*, 58, 933–942.
5. Barone Adesi, G. (1999). VaR without Correlations for nonlinear Portfolios, *Journal of Futures Markets*, 19(5), 583-602.
6. Bollerslev, T. (1986). Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, 31(3), 307–327.
7. Brown, G. R. & Matysiak, G. A. (1998). Valuation smoothing without temporal aggregation. *Journal of Property Research*, 15(2), 89–103.
8. Brown, G. R. & Matysiak, G. A. (2000). *Real estate investment*. London: Prentice Hall.
9. Buckham, D., Rose, S. & Wahl, J. (2013). *Executive's Guide To Solvency II*. Hoboken, N. J.: Wiley.
10. Case, B., Pollakowski, H. O. & Wachter, S. M. (1991). On choosing among house price index methodologies. *Journal of the American Real Estate & Urban Economics Association*, 19(3).
11. CEIOPS. (2006). *Quantitative Impact Study 2 Technical Specification*. Pridobljeno 28. decembra 2018 iz <https://eiopa.europa.eu/Publications/QIS/QIS2TechnicalSpecification.pdf>
12. CEIOPS. (2007a). *QIS3 Calibration of the underwriting risk, market risk and MCR*. Pridobljeno 28. decembra 2018 iz <https://eiopa.europa.eu/Publications/QIS/QIS3CalibrationPapers.pdf>
13. CEIOPS. (2007b). *QIS3 Technical Specifications PART I: INSTRUCTIONS*. Pridobljeno 28. decembra 2018 iz <https://eiopa.europa.eu/Publications/QIS/QIS3TechnicalSpecificationsPart1.PDF>
14. CEIOPS. (2010). *Solvency II Calibration Paper*. Pridobljeno 28. avgusta 2020 iz <https://www.eiopa.europa.eu/sites/default/files/publications/submissions/ceiops-calibration-paper-solvency-ii.pdf>
15. Chaplin, R. (1997). Unsmoothing valuation-based indices using multiple regimes. *Journal of Property Research*, 14(3), 189–210.
16. Cirman, A., Čok, M. & Zakrajšek, I. (2000). *Poslovanje z nepremičninami: zapiski predavanj*. Ljubljana: Ekonomska fakulteta.
17. Corgel, J. B. & Deroos, J. A. (1999). Recovery of Real Estate Returns for Portfolio Allocation. *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 18, 279–296.
18. CRO Forum. (2009). *Calibration Principles for the Solvency II Standard Formula*. Pridobljeno 12. junija 2020 iz <https://www.thecroforum.org/wp-content/uploads/2012/10/calibrationrecommendationforthe correlations in the standard formula-2.pdf>
19. de Weert, F. (2012). *Standardized Approach of Solvency II.V Bank and Insurance*

- Capital Management* (str. 217-231). Wiley.
20. Derman, E. (1996). *Model risk*. Goldman Sachs. Pridobljeno 15. maja 2020 iz http://pricing.online.fr/docs/model_risk.pdf
 21. Devaney, S. & Diaz, M. R. (2011). Transaction based indices for the UK commercial real estate market: an exploration using IPD transaction data. *Journal of Property Research*, 28(4), 269–289.
 22. Dickey, D. & Fuller, W. (1979). Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, 74(366), 427.
 23. Doff, R. (2015). *Risk management for insurers: Risk control, economic capital, and solvency II*. London: Risk Books.
 24. EIOPA. (2021, 3. maj). *Supervisory review process*. Pridobljeno 25. maja 2021 iz https://www.eiopa.europa.eu/rulebook/article-2217_en
 25. European Commission. (2015, 12. januar). *Solvency II Overview – Frequently asked questions*. Pridobljeno 26. oktobra 2020 iz https://ec.europa.eu/commission/presscorner/detail/en/MEMO_15_3120
 26. Evans, A. W. (2004). *Economics, real estate and the supply of land*. Malden: Blackwell.
 27. Fisher, J. D., Geltner, D. M. & Webb, R. B. (1994). Value indices of commercial real estate: a comparison of index construction methods. *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 9(2), 137–164.
 28. Fisher, J., Gatzlaff, D., Geltner, D. M., & Haurin, D. (2003). Controlling for the impact of variable liquidity in commercial real estate price indices. *Real Estate Economics*, 31(2), 269–303.
 29. Fisher, J., Miles, M., & Webb, R. B. (1999). How reliable are commercial property appraisals? Another look. *Real Estate Finance*, 16(3), 9–15.
 30. Geltner, D. M. (1991). Smoothing in appraisal-based returns. *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 4(3), 327–345.
 31. Geltner, D. M. (1993). Temporal aggregation in real estate return indices. *Journal of the American Real Estate and Urban Economics Association*, 21(2), 141–166.
 32. Geodetska uprava Republike Slovenije. (2008). *Poročilo o slovenskem trgu nepremičnin za leto 2007*. Ljubljana: Geodetska uprava Republike Slovenije.
 33. Geodetska uprava Republike Slovenije. (2016). *Poročilo o slovenskem trgu nepremičnin za leto 2015*. Ljubljana: Geodetska uprava Republike Slovenije.
 34. Geodetska uprava Republike Slovenije. (2017). *Poročilo o slovenskem trgu nepremičnin za leto 2016*. Ljubljana: Geodetska uprava Republike Slovenije.
 35. Geodetska uprava Republike Slovenije. (2018). *Opis strukture podatkov evidence trga nepremičnin*. Ljubljana: Geodetska uprava Republike Slovenije.
 36. Geodetska uprava Republike Slovenije. (2020). *Poročilo o slovenskem trgu nepremičnin za leto 2019*. Ljubljana: Geodetska uprava Republike Slovenije.
 37. Granger, C. & Newbold, P. (1974). Spurious regressions in econometrics. *Journal of Econometrics*, 2(2), 111–120.
 38. Haan, J. (2010). Hedonic Price Indexes: A Comparison of Imputation, Time Dummy and Other Approaches. *Journal of Economics and Statistics*, 230(6).

39. Hull, J. (2015). *Risk management and financial institutions*. Hoboken, New Jersey: John Wiley & Sons, Inc.
40. Investment Property Databank Ltd. (2011). *The IPD Solvency II Review*. Najdeno 22. junija 2020 na spletnem naslovu <https://www.msci.com/documents/10199/9e9d3632-14f9-4791-9f21-862ba1ac5277>.
41. Investment Property Databank Ltd. (2012). *IPD Index Guide*. Pridobljeno 22. januarja 2019 iz http://ec.europa.eu/finance/consultations/2012/benchmarks/docs/contributions/individual-others/ipd-annex1_en.pdf
42. Key, T. & Marcato, G. (2007). *Index smoothing and the volatility of UK commercial real estate*. Pridobljeno 12. junija 2020 iz <https://www.ipf.org.uk/resourceLibrary/index-smoothing-and-the-volatility-of-uk-commercial-property--march-2007-.html>
43. Kunovac, D., Dozović, E., Lukinić, G. & Pufnik, A. (2008). *Use of the Hedonic Method to Calculate an Index of Real Estate Prices in Croatia*. Pridobljeno 12. junija 2020 iz <https://www.hnb.hr/documents/20182/121648/w-019.pdf/ea81e78f-0f90-4260-905b-fb1eaaad5bfaa>
44. Lloyd's. (brez datuma). *What is Solvency II?*. Pridobljeno 22. junija 2020 iz <https://www.lloyds.com/market-resources/regulatory/solvency-ii/about/what-is-solvency-ii>
45. Marano, P. & Siri, M (2017). *Insurance Regulation in the European Union: Solvency II and Beyond*. Cham: Springer International Publishing.
46. Mittnik, S. (2011). *Solvency II Calibrations: Where Curiosity Meets Spuriousity*. München: Center for Quantitative Risk Analysis (CEQURA), Department of Statistics, University of Munich
47. MSCI. (2017). *MSCI real estate solvency II 2017 update report*. Pridobljeno 22. junija 2020 iz <https://www.msci.com/documents/10199/239004/MSCI+Real+Estate+Solvency+II+2017+Update+Report/136d5292-c850-4485-b187-94b1218bc626>.
48. MSCI. (2018). *MSCI global methodology standards for real estate investnemt*. Pridobljeno 22. januarja 2019 iz <https://www.msci.com/documents/1296102/1672393/MSCI+Global+Methodology+Standards+for+Real+Estate+Investment.pdf/e5a263f1-e79c-4cfe-b8de-532e87f9a639>
49. OECD. (2013). *Handbook on Residential Property Prices Indices (RPPIs) citation*. Pridobljeno 12. junija 2020 iz <https://ec.europa.eu/eurostat/documents/3859598/5925925/KS-RA-12-022-EN.PDF>
50. Owusu-Ansah, A. (2013). A review of hedonic pricing models in housing research. *Journal of International Real Estate and Construction Studies*. *Journal of International Real Estate and Construction Studies*, 1(1).
51. Pakes, A. (2003). A Reconsideration of Hedonic Price Indexes with an Application to PCs. *American Economic Review*, 93(5), 1576–93.
52. Prasad, N. & Richards, A. (2006). *Measuring Housing Price Growth – Using*

- Stratification to Improve Median-based Measures*. Pridobljeno 12. junija 2020 iz <https://www.rba.gov.au/publications/rdp/2006/pdf/rdp2006-04.pdf>.
53. Pritsker, M. (2001). The hidden dangers of historical simulation. *Journal of Banking & Finance*, 30(2), 561–582.
 54. Ring, A. A. & Dasso, J. J. (1977). *Real estate principles and practices*. New Jersey: Prentice Hall.
 55. Rosen, S. (1974). Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition. *Journal of Political Economy*, 82(1), 34–55.
 56. Santomil, D., P., González, O., L., Cunill, M., O., & Gil-Lafuente, A. M. (2019). Property risk under solvency II: effects of different unsmoothing techniques. *Technological and Economic Development of Economy*, 25(1), 1–19.
 57. Sirmans, G., Macpherson, D. & Zietz, E. (2005). The Composition of Hedonic Pricing Models. *Journal of Real Estate Literature*, 13(1), 3–43.
 58. Slonep. (2021b). Nepremičninski trg in njegove zakonitosti. Najdeno 23. junija 2020 na spletnem naslovu <https://www.slonep.net/info/nepremicninski-trg/nepremicninski-trg>.
 59. Slonep. (2021a). *Razmere na slovenskem nepremičninskem trgu*. Najdeno 23. junija 2020 na spletnem naslovu <https://www.slonep.net/info/nepremicninski-trg/razmere-na-trgu>.
 60. Taulli, T. (2004). *What is short selling?* New York: McGraw Hill.