

UNIVERZA V LJUBLJANI
EKONOMSKA FAKULTETA

MAGISTRSKO DELO

**KVANTITATIVNA ANALIZA BREZPOSELNOSTI MLADIH V
SLOVENIJI IN TREH SOSEDNJIH DRŽAVAH**

Ljubljana, september 2025

NIVES PRAŠNIKAR

IZJAVA O AVTORSTVU

Podpisana Nives Prašnikar, študentka Univerze v Ljubljani Ekonomske fakultete, avtorica predloženega dela z naslovom Kvantitativna analiza brezposelnosti mladih v Sloveniji in treh sosednjih državah, pripravljenega v sodelovanju z mentorjem doc. dr. Denisom Marinškom

IZJAVLJAM

1. da sem predloženo delo pripravila 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 pisnih del UL EF, kar pomeni, da sem poskrbela, 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 pisnih del UL EF;
4. da se zavedam, da je plagiatstvo – 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 plagiatstvo lahko predstavljalo za moj status na Univerze v Ljubljani Ekonomski fakulteti v skladu z relevantnim pravilnikom;
6. da sem pridobila vsa potrebna dovoljenja za uporabo podatkov in avtorskih del v predloženem delu in jih v njem jasno označila;
7. da sem pri pripravi predloženega dela ravnala v skladu z etičnimi načeli in, kjer je to potrebno, za raziskavo pridobila 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;
11. da sem preverila verodostojnost informacij, ki izhajajo iz zapisov na podlagi uporabe orodij umetne inteligence.

V Ljubljani, dne 04.09.2025

Podpis študentke:



POVZETEK

Magistrsko delo obravnava dejavnike dolgotrajne brezposelnosti med mladimi v Sloveniji, Avstriji, Hrvaški in Italiji. Z združitvijo analize desetletnih trendov in multivariatne statistične obdelave raziskava preučuje vpliv izobrazbe, subjektivnega socialnega statusa, spola in države bivanja na tveganje dolgotrajne brezposelnosti. Rezultati razkrivajo izrazite nacionalne razlike ter izpostavljajo paradoks izobrazbe, saj višja raven izobrazbe ne pomeni nujno nižjega tveganja brezposelnosti. Subjektivni status se je izkazal za pomemben dejavnik, medtem ko vpliv spola ni bil statistično značilen. Ugotovitve prispevajo k razumevanju mladinske brezposelnosti v evropskem kontekstu ter poudarjajo pomen politik, usmerjenih v zmanjševanje tržne ranljivosti mladih.

KLJUČNE BESEDE: brezposelnost mladih, izobrazba, subjektivni socialni status, logistična regresija, institucionalni kontekst, primerjalna analiza

CILJI TRAJNOSTNEGA RAZVOJA



ABSTRACT

This master's thesis examines the determinants of long-term unemployment among young people in four European countries: Slovenia, Austria, Croatia, and Italy. Combining trend analysis with multivariate statistical modelling, the study focuses on the effects of education, subjective social status, gender, and country of residence. The results reveal notable cross-country differences and highlight the education paradox, where higher education does not necessarily reduce unemployment risk. Subjective social status proved to be a significant predictor, while gender was not statistically relevant. The findings support the development of targeted employment policies that address both structural and individual vulnerabilities..

KEY WORDS: youth unemployment, education, subjective social status, logistic regression, institutional context, comparative analysis

SUSTAINABLE DEVELOPMENT GOALS



KAZALO

1	UVOD	1
2	TEORETIČNI OKVIR.....	2
2.1	Pojem in posebnosti brezposelnosti med mladimi	3
2.2	Teoretični pristopi k prehodu mladih v zaposlitev	4
2.3	Dejavniki brezposelnosti mladih: individualni, institucionalni in strukturni.	5
2.3.1	Individualni dejavniki	5
2.3.2	Institucionalni dejavniki	6
2.3.3	Strukturni dejavniki	7
2.4	Primerjalni evropski okvir: Slovenija, Avstrija, Hrvaška, Italija	7
2.5	Povezava teoretičnega okvirja z empirično analizo	8
3	METODOLOGIJA	9
3.1	Raziskovalni pristop	9
3.2	Podatkovna vira	10
3.3	Ciljna skupina	10
3.4	Opis uporabljenih spremenljivk.....	11
3.4.1	Odvisna spremenljivka	11
3.4.2	Pojasnjevalne spremenljivke	11
3.5	Analitični postopki.....	12
3.5.1	Deskriptivna analiza	12
3.5.2	Logistična regresija.....	13
3.6	Etika in zanesljivost podatkov	14
4	EMPIRIČNA ANALIZA.....	15
4.1	Analiza trendov brezposelnosti mladih.....	15
4.1.1	Gibanje brezposelnosti mladih v Sloveniji.....	15
4.1.2	Brezposelnost mladih v Sloveniji glede na spol.....	16
4.1.3	Brezposelnost mladih v Sloveniji glede na izobrazbo.....	18
4.1.4	Primerjava Slovenije z Avstrijo, Hrvaško in Italijo	19
4.1.4.1	<i>Avstrija: stabilnost in institucionalna odpornost.....</i>	<i>19</i>
4.1.4.2	<i>Hrvaška: visoka nihanja in institucionalna ranljivost.....</i>	<i>21</i>
4.1.4.3	<i>Italija: počasno okrevanje, regionalne razlike in sistemske ovire.....</i>	<i>23</i>
4.2	Analiza dejavnikov brezposelnosti mladih	25

4.2.1	Opis vzorca.....	26
4.2.2	Logistična regresija	27
4.2.2.1	<i>Model 1: Ničelni model</i>	27
4.2.2.2	<i>Model 2: Osnovni model</i>	28
4.2.2.3	<i>Model 3: Razširjeni model</i>	30
4.2.2.4	<i>Model 4: Interakcijski model</i>	31
4.2.2.5	<i>Primerjava regresijskih modelov</i>	33
4.2.3	Analiza Modela 3: rezultati, interpretacija in diagnostika	33
4.2.3.1	<i>Rezultati regresijske analize</i>	34
4.2.3.2	<i>Diagnostična presoja Modela 3</i>	35
5	RAZPRAVA	38
5.1	Nacionalne razlike	39
5.2	Paradoks izobrazbe	40
5.3	Subjektivni socialni status.....	41
5.4	Spol in trg dela	43
5.5	Metodološke omejitve.....	43
6	SKLEP	44
	SEZNAM KLJUČNE LITERATURE	45
	LITERATURA IN VIRI	46
	PRILOGE	51

KAZALO TABEL

Tabela 1: Strukturne značilnosti vzorca po izbranih spremenljivkah (n = 1.155)	26
Tabela 2: Faktorji napihnjenosti variance	36

KAZALO SLIK

Slika 1: Stopnja brezposelnosti mladih v Sloveniji in EU27 po letih (2014–2024)	16
Slika 2: Stopnja brezposelnosti mladih v Sloveniji po spolu (2014–2024)	17
Slika 3: Stopnja brezposelnosti mladih v Sloveniji po izobrazbi (2014–2024)	18
Slika 4: Stopnja brezposelnosti mladih v Avstriji in Sloveniji po letih (2014–2024).....	20
Slika 5: Stopnja brezposelnosti mladih na Hrvaškem in v Sloveniji po letih (2014–2024) 22	
Slika 6: Stopnja brezposelnosti mladih v Italiji in Sloveniji po letih (2014–2024)	24

Slika 7: Izpis ničelnega modela logistične regresije (Model 1) v okolju R.....	28
Slika 8: Izpis osnovnega modela logistične regresije (Model 2) v okolju R.....	29
Slika 9: Izpis razširjenega modela logistične regresije (Model 3) v okolju R.....	30
Slika 10: Izpis interakcijskega modela logistične regresije (Model 4) v okolju R.....	32
Slika 11: Histogram standardiziranih ostankov logistične regresije – Model 3	37
Slika 12: Histogram Cookovih razdalj – Model 3	37

KAZALO PRILOG

Priloga 1: Deskriptivna analiza brezposelnosti mladih	1
Priloga 2: Analiza dejavnikov dolgotrajne brezposelnosti mladih (R koda).....	4

SEZNAM KRATIC

angl. – angleško

AIC – (angl. Akaike Information Criterion); Akaikejev informacijski kriterij

ALMP– (angl. Active Labour Market Policy); Aktivna politika zaposlovanja

COVID-19 – (angl. Coronavirus Disease 2019); Koronavirusna bolezen 2019

ESS – (angl. European Social Survey); Evropska družboslovna raziskava

EU – (angl. European Union); Evropska unija

Eurofound – (angl. European Foundation for the Improvement of Living and Working Conditions); Evropska fundacija za izboljšanje življenjskih in delovnih razmer

EU27 – (angl. European Union with 27 Member States); Evropska unija s 27 državami članicami

GDPR – (angl. General Data Protection Regulation); Splošna uredba o varstvu podatkov

GVIF – (angl. Generalized Variance Inflation Factor); Posplošen faktor napihnjenosti variance

ILO – (angl. International Labour Organization); Mednarodna organizacija dela

ISCED – (angl. International Standard Classification of Education); Mednarodna klasifikacija izobrazbe

LFS – (angl. Labour Force Survey); Anketa o delovni sili

NEET – (angl. Not in Education, Employment or Training); Mladi, ki niso vključeni v izobraževanje, zaposlitev ali usposabljanje

OECD – (angl. Organisation for Economic Co-operation and Development); Organizacija za gospodarsko sodelovanje in razvoj

VIF – (angl. Variance Inflation Factor); Faktor napihnjenosti variance

ZRSZ – Zavod Republike Slovenije za zaposlovanje

1 UVOD

Brezposelnost mladih predstavlja enega ključnih socialno-ekonomskih izzivov v sodobni Evropi, zlasti v luči dolgotrajnih učinkov gospodarske krize, pandemije koronavirusne bolezni 2019 (angl. Coronavirus Disease 2019, v nadaljevanju COVID-19) in strukturnih sprememb na trgu dela. Mladost kot življenjsko obdobje pomeni prehod iz odvisnosti v samostojnost, izobraževanja v zaposlitev ter postopno oblikovanje življenjskih in poklicnih temeljev. V tem občutljivem obdobju lahko dolgotrajna brezposelnost negativno vpliva ne le na prihodke in karijerne možnosti posameznika, temveč tudi na njegovo socialno vključenost, duševno zdravje in prihodnje možnosti zaposlitve (Bell in Blanchflower, 2011). Posebej ogroženi so mladi v državah z visoko segmentacijo trga dela, omejeno učinkovitostjo aktivnih politik zaposlovanja ali šibkimi mehanizmi prehoda iz izobraževanja v zaposlitev, kjer se tveganja brezposelnosti še dodatno povečujejo.

Slovenija se je v zadnjem desetletju soočala s precejšnjimi nihanjem v stopnji mladinske brezposelnosti, kar je bilo povezano tako z gospodarskimi cikli kot s strukturnimi spremembami trga dela. Razlike po spolu, izobrazbi in socialnem položaju pomembno zaznamujejo zaposlitvene možnosti mladih. Podobni vzorci, vendar z različnimi institucionalnimi odzivi, so zaznani tudi v sosednjih državah – Italiji, Hrvaški in Avstriji. Medtem ko številne študije obravnavajo brezposelnost mladih v evropskem prostoru kot celoti (ILO, 2023; Eurofound, 2022b), so meddržavne primerjalne analize, osredotočene na slovensko okolje in njegove bližnje sosedje, razmeroma redke.

Raziskava temelji na kvantitativni analizi sekundarnih podatkov, kar omogoča primerljiv in statistično zanesljiv vpogled v zaposlitveno dinamiko mladih v štirih evropskih državah. Vključuje dve dopolnjujoči se analitični ravni: (1) deskriptivno analizo dolgoročnih trendov mladinske brezposelnosti v obdobju 2014–2024 in (2) inferenčno analizo mikropodatkov iz 11. kroga evropske družboslovne raziskave (angl. European Social Survey, v nadaljevanju ESS), s katero preverjam vpliv izbranih dejavnikov na verjetnost dolgotrajne brezposelnosti.

Namen magistrskega dela je celostno preučiti brezposelnost mladih v Sloveniji, Italiji, Avstriji in na Hrvaškem ter analizirati, kako spol, izobrazba, subjektivni socialni status in nacionalni kontekst vplivajo na verjetnost dolgotrajne brezposelnosti. Posebna pozornost je namenjena vprašanju, ali se vpliv izobrazbe na verjetnost brezposelnosti razlikuje med državami, kar omogoča vpogled v vlogo institucionalnih ureditev mladinskih prehodov.

Na tej osnovi si raziskava prizadeva odgovoriti na naslednja vprašanja:

- Kako se je stopnja brezposelnosti med mladimi (15–29 let) v Sloveniji spreminjala v obdobju 2014–2024 glede na spol in stopnjo izobrazbe?

- Kako se dolgoročni trendi mladinske brezposelnosti v Sloveniji primerjajo s stanjem v Avstriji, Italiji in na Hrvaškem ter kateri strukturni dejavniki lahko prispevajo k opaženim razlikam?
- Katere individualne značilnosti statistično značilno vplivajo na verjetnost, da mladi v Sloveniji, Avstriji, Italiji in na Hrvaškem doživijo dolgotrajno brezposelnost (več kot tri mesece)?
- Ali se vpliv izobrazbe na verjetnost dolgotrajne brezposelnosti razlikuje glede na državo bivanja?

Struktura magistrskega dela je naslednja: po uvodnem poglavju, kjer so predstavljeni raziskovalni problem, namen raziskave in raziskovalna vprašanja, sledi drugo poglavje, ki zajema teoretični okvir. V njem so opredeljeni ključni koncepti, predstavljeni temeljni teoretični pristopi k razumevanju mladinske brezposelnosti ter izvedena primerjalna analiza institucionalnih ureditev v Sloveniji, Italiji, Avstriji in na Hrvaškem. Tretje poglavje obravnava metodologijo raziskave, vključno z raziskovalnim pristopom, podatkovnimi viri, ciljno skupino, opisom spremenljivk, uporabljenimi analitičnimi in diagnostičnimi postopki ter vprašanji etike in zanesljivosti podatkov. Četrto poglavje prinaša empirično analizo v dveh delih: najprej so predstavljeni dolgoročni trendi mladinske brezposelnosti v letih 2014–2024 po spolu, izobrazbi in državah, nato pa sledi regresijska analiza dejavnikov dolgotrajne brezposelnosti z uporabo logistične regresije. V petem poglavju je razvita poglobljena razprava, ki interpretira rezultate analize glede na nacionalne razlike, vlogo izobrazbe in subjektivni socialni status ter izpostavlja ključne metodološke in statistične omejitve. Delo se zaključi s sklepom, ki povzema glavne ugotovitve raziskave ter ponuja priporočila za oblikovanje politik zaposlovanja mladih in predloge za nadaljnje raziskovalno delo.

2 TEORETIČNI OKVIR

Brezposelnost mladih je kompleksen in večplastni pojav, ki ga ni mogoče razumeti zgolj z uporabo enodimenzionalnih razlag. Nanjo vpliva preplet individualnih značilnosti, institucionalnih mehanizmov in širših strukturnih pogojev, v katerih potekajo prehodi iz šolanja v zaposlitev. Za razumevanje dejavnikov brezposelnosti mladih je ključno oblikovati konceptualni okvir, ki utemeljuje izbor ključnih spremenljivk ter omogoča njihovo umestitev v primerjalni institucionalni kontekst izbranih držav (Walther, 2006). S tem pristopom je mogoče preseči zgolj opisne analize in bolje razumeti mehanizme, prek katerih institucionalne značilnosti vplivajo na zaposlitvene možnosti mladih.

V tem poglavju so najprej predstavljene temeljne definicije brezposelnosti mladih ter značilnosti njihovega prehoda na trg dela, kot jih opredeljujejo mednarodne organizacije. Sledi predstavitev različnih teoretičnih pristopov, ki osvetljujejo dejavnike zaposlitvenega tveganja pri mladih – od klasičnih teorij prehodov in človeškega kapitala do socioloških razlag, kot so socialni kapital in dualni trg dela. Posebna pozornost je namenjena povezavi

med izbranimi individualnimi dejavniki (spol, izobrazba, subjektivni socialni status) in strukturnim kontekstom države bivanja.

V zaključku poglavja je predstavljen primerjalni institucionalni okvir štirih izbranih držav s poudarkom na razlikah v izobraževalnih sistemih, politikah zaposlovanja in učinkovitosti mladinskih prehodov. Tak okvir omogoča neposredno povezavo s kasnejšo empirično analizo, ki preverja vpliv izbranih dejavnikov na verjetnost dolgotrajne brezposelnosti mladih.

2.1 Pojem in posebnosti brezposelnosti med mladimi

V sodobni Evropi je brezposelnost mladih vse bolj prepoznana kot kompleksen socialno-ekonomski izziv, ki pomembno zaznamuje življenjske prehode, socialno vključevanje in dolgoročne zaposlitvene možnosti. Mednarodna organizacija dela (angl. International Labour Organization, v nadaljevanju ILO) brezposelnost opredeljuje kot stanje posameznika, ki ni vključen v plačano zaposlitev, je zmožen delati in aktivno išče zaposlitev (ILO, 2013). Brezposelnost mladih pa ima dodatne razsežnosti, povezane s prehodnostjo, institucionalno odvisnostjo in visoko ranljivostjo na trgu dela.

Organizacija za gospodarsko sodelovanje in razvoj (angl. Organisation for Economic Co-operation and Development, v nadaljevanju OECD), ILO in Evropska fundacija za izboljšanje življenjskih in delovnih razmer (angl. European Foundation for the Improvement of Living and Working Conditions, Eurofound) običajno opredeljujejo mlade kot starostno skupino med 15. in 29. letom starosti, kar zajema obdobje prehoda iz izobraževalnega sistema v svet dela (OECD, 2023a). Ta prehod pa ni linearen, temveč pogosto fragmentiran in prekinjen, z značilnostmi t. i. prekinjeni prehodi (angl. yo-yo transitions), kjer mladi izmenjujejo obdobja izobraževanja, prekarnosti, brezposelnosti in začasne zaposlitve (Walther, 2006).

Pomembno je razlikovati med kratkotrajno in dolgotrajno brezposelnostjo. Mednarodne organizacije, kot je npr. Eurofound (2022a), običajno definirajo dolgotrajno brezposelnost kot iskanje zaposlitve, ki traja več kot 12 mesecev, kratkotrajno pa kot obdobje, krajše od 12 mesecev. Vendar raziskave opozarjajo, da lahko negativni učinki dolgotrajne brezposelnosti – kot so škoda za duševno zdravje, zmanjšane prihodnje zaposlitvene možnosti in povečano tveganje socialne izključenosti – nastopijo že po nekaj mesecih neaktivnosti (Bell in Blanchflower, 2011). V tem magistrskem delu je dolgotrajna brezposelnost, skladno z razpoložljivimi podatki iz raziskave ESS, operacionalizirana kot obdobje brezposelnosti, daljše od treh mesecev. Tak prag omogoča identifikacijo posameznikov, ki so izkusili izrazitejšo in potencialno škodljivo obliko neaktivnosti v občutljivem obdobju prehoda na trg dela.

Razumevanje dolgotrajne brezposelnosti pa zahteva tudi širši pogled na strukturne spremembe, ki oblikujejo sodobni trg dela in še dodatno otežujejo položaj mladih. K temu

prispevajo tudi širše strukturne spremembe na trgu dela, kot so naraščajoča fleksibilizacija zaposlitve, rast začasnih pogodb in prekarnih oblik dela, ki vplivajo predvsem na mlajšo generacijo (Standing, 2011). Sodobna oblika negotovosti mladih je povezana z delom v pogojih nizke zaščite, slabih možnosti napredovanja in majhne socialne varnosti, kar pomeni, da je brezposelnost le ena izmed oblik širše zaposlitvene nestabilnosti (Furlong in drugi, 2013).

V analizi mladinske brezposelnosti je potrebno upoštevati tudi kategorijo mladih, ki niso vključeni niti v zaposlitev niti v izobraževanje ali usposabljanje (angl. Not in Education, Employment or Training, v nadaljevanju NEET). Ta skupina pogosto ni vidna v običajnih statistikah brezposelnosti, a predstavlja pomembno tveganje za dolgoročno izključenost iz aktivnega družbenega življenja (OECD, 2016). Zaradi omenjenih specifik mladinskega prehoda na trg dela in večdimenzionalnosti tveganj brezposelnosti je treba pojav brezposelnosti med mladimi obravnavati kot posebno kategorijo, ki zahteva ločeno analizo in utemeljitev.

2.2 Teoretični pristopi k prehodu mladih v zaposlitev

Razumevanje brezposelnosti mladih zahteva vpogled v širše teorije, ki pojasnjujejo prehod iz mladostništva v odraslost, zlasti v povezavi z vključevanjem na trg dela. V zadnjih desetletjih se je pod vplivom družbenih, ekonomskih in političnih sprememb ta prehod bistveno spremenil – postal je podaljšan, nepredvidljiv in pogosto prekinjen (Buchmann in Kriesi, 2011). Teoretični okvirji, ki preučujejo prehod v zaposlitev, ponujajo različne perspektive za razlago vzrokov brezposelnosti mladih in dejavnikov, ki vplivajo na njihovo uspešno vključevanje v delo.

Klasične teorije prehodov v odraslost poudarjajo, da prehod mladih v zaposlitev ni več linearen (iz šolanja v zaposlitev), temveč fragmentiran, ciklični in vse bolj individualiziran (Walther, 2006). Mlade generacije se soočajo s t. i. prekinjeni prehodi (angl. yo-yo transitions), kjer se obdobja izobraževanja, brezposelnosti, začasnega dela in neaktivnosti pogosto izmenjujejo. Walther (2006) je v svojih delih pokazal, da so ti prehodi močno odvisni od nacionalnih institucionalnih kontekstov – v nekaterih državah so bolj strukturirani (npr. Avstrija), v drugih bolj odprti in negotovi (npr. Italija).

Z ekonomskega vidika je ključna teorija človeškega kapitala, ki obravnava izobrazbo kot investicijo posameznika v lastno zaposljivost (Becker, 1993). Sodobne raziskave pa opozarjajo, da visoka izobrazba sama po sebi ni več jamstvo za uspešen prehod na trg dela, saj so Brown in sodelavci (2011) pokazali na pojav inflacije kvalifikacij, ILO (2023) pa na neskladje med izobrazbo in povpraševanjem na trgu.

Z vidika delovanja trga dela so pomembne tudi teorije dualnega trga dela, ki razlikujejo med primarnim trgom (stabilne, dobro plačane zaposlitve) in sekundarnim trgom (nestabilne,časne zaposlitve brez možnosti napredovanja) (Doeringer in Piore, 1971). Mladi so

pogosto marginalizirani na sekundarnem trgu dela, kjer jim brez preteklih izkušenj, socialnih mrež ali institucionalne podpore ni omogočen trajnejši vstop v kakovostno zaposlitev. Tipičen primer tega je Italija, kjer so mladi po končanem šolanju pogosto zaposleni prek začasnih pogodb, kot so t. i. pogodbe za določen čas (it. *contratti a termine*), ki ne zagotavljajo stabilnosti, napredovanja ali socialne varnosti. Raziskave kažejo, da je v Italiji kar 60 % mladih vstopilo na trg dela prek prekarnih oblik zaposlitve, kar potrjuje obstoj sekundarnega segmenta trga dela (OECD, 2023c).

Poleg tega imajo pomembno vlogo tudi teorije socialnega kapitala, ki poudarjajo pomen mrež, virov in družbenih povezav za uspešno vključevanje na trg dela. Bourdieu (1986) je pokazal, da dostop do zaposlitvenih priložnosti pogosto ni le rezultat kvalifikacij, temveč tudi rezultat dostopa do informacij, podpore in neformalnih kanalov, ki so različno dostopni glede na razred, spol ali geografsko okolje.

Sodobne sociološke raziskave vključujejo tudi strukturne teorije neenakosti, ki opozarjajo, da individualne odločitve in lastnosti ne zadostujejo za razlago razlik v zaposlitveni uspešnosti (Breen, 2005; Blossfeld in drugi, 2005). Strukturne priložnosti in ovire, kot so gospodarske krize, institucionalne politike in socialni razredi, oblikujejo vzorce zaposlovanja mladih na način, ki reproducira družbene neenakosti.

Te različne teoretske perspektive skupaj osvetljujejo, zakaj je brezposelnost med mladimi večplastni pojav, ki ga ni mogoče pojasniti zgolj z individualnimi značilnostmi. V tem kontekstu so spremenljivke, kot so spol, izobrazba, subjektivni socialni status in država bivanja, konceptualno utemeljene kot ključni dejavniki, ki oblikujejo prehod mladih na trg dela. Na tej osnovi lahko analitični model v empirični raziskavi preverja učinke posameznih dejavnikov.

2.3 Dejavniki brezposelnosti mladih: individualni, institucionalni in strukturni

Brezposelnost mladih ni rezultat enega samega vzroka, temveč posledica prepleta individualnih značilnosti, institucionalnega okolja in širših strukturnih dejavnikov. Razumevanje tega prepleta je ključno za oblikovanje ustreznih znanstvenih in političnih pristopov k analizi brezposelnosti v mladosti. Analitična razdelitev na individualne, institucionalne in strukturne dejavnike sledi sodobnim sociološkim in ekonomskim pristopom ter služi kot podlaga za oblikovanje analitičnega modela v empiričnem delu.

2.3.1 Individualni dejavniki

Individualni dejavniki vključujejo značilnosti posameznika, ki vplivajo na njegovo zaposljivost, možnosti vključevanja v zaposlitev ter izkušnjo brezposelnosti. Med ključne sodijo spol, stopnja izobrazbe in subjektivni socialni status – dejavniki, ki jih raziskave

pogosto povezujejo s tveganjem za brezposelnost in ki so vključeni tudi v regresijski model tega magistrskega dela (Becker, 1993; Rözer in drugi, 2020; OECD, 2023c).

Spolna neenakost se na trgu dela odraža že v zgodnjih kariernih prehodih. Raziskave kažejo, da so mlade ženske pogosto bolj izpostavljene prekarnim oblikam dela, nižjim plačam in težjemu usklajevanju zasebnega in poklicnega življenja. Kljub temu so v številnih državah ženske pogosteje višje izobražene od moških, kar kaže na paradoks izobraževalne prednosti in zaposlitvenega tveganja (OECD, 2023b).

Izobrazba je pogosto opredeljena kot glavni »zaščitni dejavnik« pred brezposelnostjo (Becker, 1993). Višja stopnja izobrazbe praviloma povečuje možnosti za zaposlitev, vendar ta povezava ni enoznačna – pomembni so tudi kakovost izobrazbe, njena usklajenost s potrebami trga dela in razlika med formalno kvalifikacijo in dejanskimi kompetencami (Brown in drugi, 2011).

Socialni status, ki se nanaša na posameznikovo dožemanje svojega ekonomskega položaja, je prav tako pomemben pokazatelj tveganja za brezposelnost. Raziskave kažejo, da subjektivno zaznavanje prikrajšanosti negativno vpliva na zaposlitvene ambicije, psihološko dobrobit in samozavest pri iskanju zaposlitve (Rözer in drugi, 2020). Vključitev te spremenljivke v analizo omogoča bolj celostno razumevanje povezave med socialno neenakostjo in zaposlitveno negotovostjo.

2.3.2 Institucionalni dejavniki

Institucionalni okvir, v katerem potekajo mladinski prehodi, pomembno določa možnosti za vključevanje mladih v zaposlitev. Ključni institucionalni dejavniki vključujejo izobraževalni sistem, trg dela, politike zaposlovanja in mehanizme prehoda iz šole v delo (Breen, 2005; Walther, 2006). Na primer, dualni sistem poklicnega izobraževanja, značilen za Avstrijo in Nemčijo, omogoča bolj strukturiran prehod na trg dela in s tem nižje stopnje brezposelnosti med mladimi (Eichhorst in drugi, 2015). Nasprotno pa v državah z manj razvito povezavo med šolo in delom, kot sta Italija ali Hrvaška, mladim pogosto primanjkuje praktičnih izkušenj, kar ovira njihovo vključevanje v zaposlitev (ILO, 2023).

Politike zaposlovanja za mlade, kot so programi Jamstvo za mlade (angl. Youth Guarantee), aktivna politika zaposlovanja (angl. Active Labour Market Policy, v nadaljevanju ALMP) in subvencije za prvo zaposlitev, prav tako pomembno vplivajo na možnosti vključevanja mladih v delovno silo (Escudero in Mourello, 2017). Učinkovitost teh politik je pogosto pogojena z institucionalno sposobnostjo njihove izvedbe in z usklajenostjo z lokalnimi potrebami trga dela.

2.3.3 Strukturni dejavniki

Med strukturne dejavnike štejemo širše gospodarske, demografske in tehnološke okoliščine, ki oblikujejo kontekst zaposlovanja mladih. Sem sodijo gospodarske krize (npr. velika recesija po letu 2008, pandemija COVID-19), digitalizacija in avtomatizacija, globalizacija ter regionalne razlike v dostopnosti kakovostnih delovnih mest (Bell in Blanchflower, 2011; ILO, 2023). V času kriz se brezposelnost med mladimi pogosto poveča bistveno bolj kot med starejšimi skupinami, saj so mladi zadnji zaposleni in prvi odpuščeni (Eurofound, 2022b). Prav tako tehnološke spremembe spreminjajo povpraševanje po kompetencah in vodijo v polarizacijo trga dela, kjer srednje kvalificirana delovna mesta izginjajo, mladi pa se znajdejo v segmentih z nizko varnostjo in omejenimi možnostmi napredovanja (Goosin drugi, 2009).

Empirične raziskave pogosto preverjajo vpliv individualnih dejavnikov na brezposelnost mladih, pri čemer institucionalne in strukturne razlike vključujejo državo bivanja kot pomembno analitično kategorijo. Tak pristop omogoča povezovanje teoretičnih utemeljitev z empiričnim preučevanjem večdimenzionalnosti brezposelnosti mladih v sodobni Evropi.

2.4 Primerjalni evropski okvir: Slovenija, Avstrija, Hrvaška, Italija

Razlike v brezposelnosti mladih med evropskimi državami niso zgolj posledica gospodarskih razmer, temveč so tesno povezane z institucionalno zasnovo prehodov iz šolanja v zaposlitev, z modeli trga dela, socialnimi politikami in izobraževalnimi sistemi (Breen, 2005; Walther, 2006). Pri tem so med Slovenijo, Avstrijo, Hrvaško in Italijo prisotne pomembne sistemske razlike, ki vplivajo na položaj mladih na trgu dela ter na tveganje dolgotrajne brezposelnosti.

Z vidika primerjalne tipologije mladinskih prehodov v Evropi lahko opazimo, da Avstrija spada v kontinentalni model, ki temelji na dualnem sistemu poklicnega izobraževanja. Ta sistem omogoča usklajevanje šolanja z delovnimi izkušnjami prek vajeništev, kar praviloma prispeva k nižji stopnji brezposelnosti med mladimi (Eichhorst in drugi, 2015; Walther, 2006). Tak institucionalni okvir omogoča bolj strukturiran in predvidljiv prehod v zaposlitev, zlasti za tiste z nižjimi ravnmi izobrazbe.

Slovenija je v preteklih desetletjih razvila hibridni sistem poklicnega in splošnega izobraževanja, ki združuje elemente univerzalističnega in selektivnega modela ter omogoča različne poti prehoda v zaposlitev (Cedefop, 2002). Čeprav ima razmeroma razvit sistem poklicnega in tehničnega izobraževanja, je povezava med šolo in trgom dela manj neposredna kot v Avstriji. Po obdobju gospodarske krize so bili uvedeni različni ukrepi za spodbujanje zaposlovanja mladih, kot so Jamstvo za mlade in subvencije za prvo zaposlitev, vendar analize kažejo, da je njihov dejanski doseg omejen in pogosto premalo ciljno usmerjen (European Training Foundation, 2025).

Hrvaška in Italija sodita v t. i. južноеvropski model prehoda v odraslost, ki ga pogosto označujemo kot model odvisnega prehoda. Zanj je značilno, da mladi dlje časa ostajajo v izobraževalnem sistemu in so pogosto odvisni od družinske podpore. Prehod v zaposlitev v teh državah običajno ni podprt z institucionalnimi mehanizmi, temveč poteka prek neformalnih stikov in individualnih pobud (Ferrera, 1996; ILO, 2023). Oba sistema se soočata s šibko povezavo med šolanjem in trgom dela ter z visoko segmentacijo, zaradi česar mladi pogosto vstopajo v prekarne, začasne zaposlitve brez dolgoročne perspektive.

Tudi učinkovitost ukrepov ALMP in programov za mlade močno variira med državami. Medtem ko Avstrija beleži relativno uspešno vključevanje mladih prek dualnega sistema in programov zgodnjega usmerjanja, Italija in Hrvaška pogosto zaostajata v institucionalni zmogljivosti izvajanja ciljno usmerjenih ukrepov (Escudero in Mourelo, 2017; Eurofound, 2024). Slovenija po vključenosti mladih v zaposlitev sicer dosega boljše rezultate kot južноеvropski državi, vendar ima težave pri trajnostnem vključevanju mladih z nižjo izobrazbo ali iz ranljivih okolij (European Training Foundation, 2025).

Primerjalni institucionalni okvir, ki ga opisujejo zgoraj navedene študije, omogoča razlago razlik v stopnji in obliki brezposelnosti mladih. V empiričnem delu naloge je država bivanja vključena kot pojasnjevalna spremenljivka, s čimer preverjam, ali institucionalne značilnosti nacionalnih sistemov ustvarjajo statistično zaznavne razlike v verjetnosti dolgotrajne brezposelnosti. Tako lahko empirično testiram teorijo, da so mladinski prehodi v bolj strukturiranih sistemih (npr. Avstrija) varnejši in učinkovitejši kot v bolj dereguliranih ali segmentiranih okoljih (npr. Italija, Hrvaška).

2.5 Povezava teoretičnega okvirja z empirično analizo

Teoretični okvir, predstavljen v prejšnjih poglavjih, služi kot podlaga za celotno empirično analizo brezposelnosti mladih v Sloveniji in treh sosednjih državah. S kombinacijo deskriptivne in regresijske analize raziskava temelji na razumevanju brezposelnosti kot večdimenzionalnega pojava, ki nastaja v presečišču individualnih značilnosti, institucionalnih ureditev in strukturnih pogojev. Tak pristop omogoča preplet teorije z empirično preverbo, pri čemer se upošteva vpliv tako osebnih dejavnikov kot nacionalnega konteksta.

Teoretski pristopi, kot so teorije prehodov v odraslost, ki jih je razvijal Walther (2006), teorija človeškega kapitala Beckerja (1993), teorija socialnega kapitala ter teorija dualnega trga dela, ki sta jo oblikovala Doeringer in Piore (1971), utemnjujejo izbiro ključnih analitičnih spremenljivk. Spol, izobrazba, socialni status in država bivanja niso le statistične kategorije, temveč nosijo pomen v okviru širših teorij o zaposlitveni ranljivosti mladih. Medtem ko individualne značilnosti vplivajo na zaposlitveni potencial posameznika, institucionalni konteksti določajo, kako so ti potenciali dejansko uresničeni na trgu dela.

Povezava med teoretičnim in empiričnim delom omogoča konceptualno utemeljeno razumevanje razlik med posamezniki in državami. Država bivanja v tem okviru ne nastopa zgolj kot kontrolna spremenljivka, temveč kot kazalnik širšega institucionalnega okolja, v katerem se odvijajo mladinski prehodi. S tem je omogočena analiza mehanizmov, prek katerih se zaposlitvene neenakosti med mladimi oblikujejo, reproducirajo ali presegajo glede na institucionalne pogoje posamezne države, kar omogoča globlje razumevanje (ne)enakih možnosti mladih na evropskem trgu dela.

3 METODOLOGIJA

Poglavje metodologije podrobno pojasni raziskovalni okvir, uporabljene podatkovne vire, ciljno skupino, operacionalizacijo spremenljivk ter statistične in diagnostične postopke, uporabljene v empirični analizi. Namen poglavja je pojasniti, kako je bila raziskava zasnovana in izvedena na sistematičen ter ponovljiv način, kar omogoča zanesljivo preverjanje zastavljenih raziskovalnih vprašanj.

3.1 Raziskovalni pristop

Raziskava temelji na kvantitativnem raziskovalnem pristopu, ki omogoča objektivno analizo brezposelnosti mladih z uporabo statističnih metod in numeričnih podatkov. Osrednji namen je preveriti, kako demografski in socialni dejavniki vplivajo na pojavnost dolgotrajne brezposelnosti med mladimi v Sloveniji ter treh sosednjih državah.

Uporabljena je analiza sekundarnih podatkov, pri čemer raziskava temelji na dveh mednarodno priznanih in metodološko zanesljivih podatkovnih virih: Eurostatu in ESS. Takšen pristop omogoča primerjalno analizo med državami ter zagotavlja visoko stopnjo verodostojnosti in metodološke doslednosti pridobljenih rezultatov.

Raziskovalni načrt je razdeljen na dve medsebojno dopolnjujoči se analitični ravni:

- Deskriptivna analiza trendov brezposelnosti mladih v obdobju 2014–2024, ki temelji na agregiranih podatkih Eurostata in prikazuje gibanja v Sloveniji ter primerjalno v Avstriji, Italiji in na Hrvaškem. Analiza vključuje kazalnike, kot so aritmetična sredina, koeficient variacije, interkvartilni razmik in linearni trend.
- Regresijska analiza dejavnikov brezposelnosti mladih, ki temelji na podlagi mikropodatkov iz 11. kroga raziskave ESS. Z logistično regresijo se preverja vpliv spola, izobrazbe, subjektivnega socialnega statusa in države bivanja na verjetnost izkušnje brezposelnosti, pri čemer je ta metoda uveljavljena v številnih študijah, ki preučujejo strukturo tveganja brezposelnosti med mladimi (de Lange, Gesthuizen in Wolbers, 2014).

Kombinacija makro- in mikroanalitične ravni omogoča celostno razumevanje brezposelnosti mladih, saj povezuje dolgoročne strukturne trende z individualnimi dejavniki tveganja. Podoben raziskovalni okvir uporabljata tudi Buchmann in Kriesi (2011), ki poudarjata, da institucionalni konteksti pomembno vplivajo na učinkovitost vključevanja mladih na trg dela.

3.2 Podatkovna vira

V raziskavi so bili uporabljeni podatki iz dveh mednarodno priznanih virov, ki omogočata zanesljivo analizo tako na agregirani kot na individualni ravni. Za analizo trendov brezposelnosti mladih v obdobju 2014–2024 so bili uporabljeni podatki Eurostata, uradnega statističnega urada Evropske unije. Uporabljene so bile naslednje zbirke podatkov:

- *Unemployment by sex and age – annual data* [une_rt_a__custom_17170750], ki vključuje stopnjo brezposelnosti mladih (15–29 let) po državah (Slovenija, Avstrija, Hrvaška, Italija in Evropska unija s 27 državami članicami (angl. European Union with 27 Member States, v nadaljevanju EU27),
- *Unemployment by sex and age – annual data* [une_rt_a__custom_17169874], ki vključuje razčlenitev brezposelnosti mladih po spolu (Slovenija in EU27),
- *Youth unemployment by sex, age and educational attainment level – annual data* [yth_empl_090__custom_17170473], ki vključuje brezposelnost mladih glede na izobrazbeno raven (Slovenija).

Podatki zajemajo mlade v starostni skupini 15–29 let, razčlenjene po spolu, stopnji izobrazbe in državi. Temeljijo na Anketi o delovni sili (angl. Labour Force Survey, v nadaljevanju LFS) ter upoštevajo definicije ILO, kar zagotavlja visoko stopnjo mednarodne primerljivosti. Za mikroanalizo dejavnikov brezposelnosti so uporabljeni podatki iz 11. kroga raziskave ESS, izdaja 3.0, junij 2025. ESS je mednarodni primerjalni projekt, ki od leta 2001 v rednih intervalih zbira podatke o družbenih odnosih, stališčih in socialno-ekonomskem položaju prebivalcev Evrope. V raziskavi so uporabljeni mikropodatki za mlade (15–29 let) iz štirih držav: Slovenije, Avstrije, Hrvaške in Italije. Izbor držav temelji na geografski bližini, razpoložljivosti podatkov ter primerljivosti institucionalnih ureditev na trgu dela. Vzorec je bil v vseh državah v okviru ESS oblikovan na osnovi verjetnostnega vzorčenja, podatki pa so bili zbrani z osebnimi intervjuji, kar prispeva k visoki stopnji reprezentativnosti. Dostop do podatkov je bil omogočen prek portala ESS Data Portal, analiza in obdelava pa sta bili izvedeni v statističnem okolju R.

3.3 Ciljna skupina

Ciljna populacija v raziskavi so mlade osebe, stare od 15 do 29 let, kar ustreza opredelitvam, ki jih uporabljajo Eurostat, OECD in ILO. To starostno obdobje predstavlja prehodno fazo med izobraževanjem in vključevanjem na trg dela, ki je pogosto zaznamovana z večjim

tveganjem brezposelnosti in zaposlitveno negotovostjo. V deskriptivni analizi so uporabljeni agregirani podatki za vse posameznike iz navedene starostne skupine v obdobju 2014–2024, razčlenjeni po spolu, izobrazbi in državi. Analiza vključuje Slovenijo, Avstrijo, Hrvaško in Italijo ter temelji na populacijskih podatkih, ki omogočajo zanesljivo meddržavno primerjavo.

V regresijski analizi so iz nabora ESS podatkov vključeni vsi anketiranci, ki izpolnjujejo naslednje pogoje:

- so stari med 15 in 29 let,
- prihajajo iz Slovenije, Avstrije, Hrvaške ali Italije,
- imajo razpoložljive podatke za vse analizirane spremenljivke (spol, izobrazba, subjektivni socialni status, država, brezposelnost).

Izbor držav temelji na geografski bližini, strukturni primerljivosti trga dela ter kakovosti in popolnosti podatkov v izbranem krogu raziskave. Madžarska je bila kljub sodelovanju v 11. krogu ESS iz analize izključena, saj je bilo število mladih z izkušnjo dolgotrajne brezposelnosti premajhno za zanesljivo statistično obravnavo.

3.4 Opis uporabljenih spremenljivk

V regresijskem delu raziskave je bil analiziran vpliv štirih pojasnjevalnih dejavnikov na verjetnost, da je bila mlada oseba dolgotrajno brezposelna. V analizo je bila vključena ena odvisna in štiri pojasnjevalne spremenljivke, pridobljene iz izbranega anketnega nabora ESS.

3.4.1 Odvisna spremenljivka

Brezposelnost (ESS oznaka: *uemp3m*) temelji na odgovoru na vprašanje, ali je bil anketiranec kdaj brezposeln in je aktivno iskal zaposlitev več kot tri mesece. Prekodirana je bila v binarno obliko, kjer vrednost 1 pomeni »da« (izkušnja dolgotrajne brezposelnosti) in vrednost 0 »ne« (brez izkušnje). Gre za dihotomno spremenljivko nominalne merske ravni, kar utemeljuje uporabo logistične regresije kot ustrezne metode za analizo obetov izida.

3.4.2 Pojasnjevalne spremenljivke

Spol (ESS oznaka: *gndr*) je kategorialna spremenljivka z dvema kategorijama (moški, ženska), obravnavan kot binarna nominalna spremenljivka. Kot referenčna kategorija je bila določena skupina moški.

Izobrazba (ESS oznaka: *edulvlb*) je spremenljivka, ki temelji na najvišji doseženi stopnji formalne izobrazbe, kodirane skladno z mednarodno klasifikacijo izobrazbe (angl.

International Standard Classification of Education, v nadaljevanju ISCED). Kategorije so bile združene v tri skupine: nizka izobrazba (ISCED 0–2), srednja izobrazba (ISCED 3–4) in visoka izobrazba (ISCED 5–8). V modelu je spremenljivka obravnavana kot nominalna s tremi kategorijami, pri čemer je bila za referenčno izbrana skupina z nizko izobrazbo.

Subjektivni socialni status (ESS oznaka: *hincfel*) predstavlja samooceno posameznika o finančnem položaju njegovega gospodinjstva. Prvotno je bil merjen na štiristopenjski lestvici, kjer vrednost 1 pomeni »živimo udobno«, 2 »shajamo«, 3 »težko shajamo« in 4 »zelo težko shajamo«. Za potrebe analize je bila spremenljivka prekodirana v dvokategorijsko obliko, ki razlikuje med višjim subjektivnim socialnim statusom (vrednosti 1 in 2) ter nižjim subjektivnim socialnim statusom (vrednosti 3 in 4). Nova spremenljivka je bila obravnavana kot binarna nominalna, pri čemer je bila kot referenčna kategorija določena skupina z nižjim subjektivnim socialnim statusom. Takšna pretvorba omogoča jasnejšo interpretacijo razlik v obetih brezposelnosti med mladimi z različnim zaznanim socialnim položajem ter prispeva k večji stabilnosti ocen v regresijskem modelu.

Država bivanja (ESS oznaka: *cntry*) vključuje štiri države (Slovenijo, Avstrijo, Hrvaško, Italijo). Spremenljivka je večkategorialna nominalna, pri čemer je bila Slovenija določena kot referenčna kategorija, kar omogoča oceno razlik med nacionalnimi konteksti.

Vse spremenljivke so bile predhodno prečiščene, prekodirane in združene v smiselne kategorije glede na raziskovalne cilje. Postopki priprave podatkov so bili izvedeni v programskem okolju R, kar je zagotovilo ustrezno obliko spremenljivk za analizo ter ponovljivost rezultatov.

3.5 Analitični postopki

Za dosego raziskovalnih ciljev sem uporabila kombinacijo deskriptivne in regresijske statistične analize. Tak pristop omogoča hkratno obravnavo dolgoročnih trendov ter individualnih dejavnikov tveganja za brezposelnost med mladimi in s tem zagotavlja celovitejši vpogled v predmet raziskave.

3.5.1 Deskriptivna analiza

V prvem koraku sem analizirala gibanje stopnje brezposelnosti mladih v starostni skupini 15–29 let v obdobju 2014–2024 z razčlenitvijo po spolu, stopnji izobrazbe in državah (Slovenija, Avstrija, Hrvaška, Italija). Podatki so bili pridobljeni iz agregiranih baz Eurostata.

Analiza je temeljila na naslednjih kazalnikih:

- Aritmetična sredina (povprečna letna brezposelnost v obdobju)
- Interkvartilni razmik (razpršenost srednjih 50 % vrednosti)

- Koeficient variacije (relativna volatilitnost)
- Linearni trend (ocena povprečne smeri gibanja)

Rezultati so predstavljeni po letih v obliki preglednih trendnih prikazov in primerjalnih grafov, dopolnjenih s komentarji o institucionalnih razlikah med državami. Celotna izračunana deskriptivna statistika, vključno s povprečji, standardnimi odkloni, koeficienti variacije in interkvartilnimi razmiki, je priložena v prilogi 1.

3.5.2 Logistična regresija

Za oceno vpliva izbranih dejavnikov na verjetnost dolgotrajne brezposelnosti mladih sem uporabila logistično regresijo, saj je odvisna spremenljivka binarna (oseba je bila ali ni bila dolgotrajno brezposelna). Logistična regresija omogoča modeliranje verjetnosti pojava izida kot funkcije več pojasnjevalnih dejavnikov. Zaporedno so bili ocenjeni naslednji modeli:

- Model 1: ničelni model (samo konstanta),
- Model 2: osnovni model s tremi spremenljivkami (spol, izobrazba, subjektivni socialni status),
- Model 3: razširjeni model z dodatkom države bivanja,
- Model 4: model z interakcijo med izobrazbo in državo bivanja.

Vsak model sem ovrednotila na podlagi več kriterijev: regresijskih koeficientov in njihove statistične značilnosti (standardne napake, p-vrednosti), preizkusa razmerja verjetij (angl. log-likelihood test) ter Akaikejevega informacijskega kriterija (angl. Akaike Information Criterion, v nadaljevanju AIC). S tem sem preverjala, ali zaporedno dodajanje pojasnjevalnih spremenljivk prispeva k boljšemu prilaganju modela in večji pojasnjevalni moči.

Za interpretacijo učinkov posameznih dejavnikov v izbranem modelu (Model 3) so bile uporabljene eksponentirane vrednosti regresijskih koeficientov ($\exp(coef)$) v okolju R, ki omogočajo predstavitev rezultatov v obliki razmerij obetov. Razmerja obetov nad 1 nakazujejo povečane obete izida v primerjavi z referenčno kategorijo, medtem ko vrednosti pod 1 nakazujejo zmanjšane obete. Ker so rezultati Modela 3 pokazali jasne in smiselne učinke ključnih spremenljivk, je bil izbran za nadaljnjo interpretacijo, saj uravnoteženo združuje individualne in kontekstualne dejavnike ter omogoča jasno interpretacijo rezultatov ob hkratni metodološki učinkovitosti.

3.5.3 Diagnostični postopki

Za preverjanje veljavnosti izbranega regresijskega modela sem izvedla več standardnih diagnostičnih postopkov, namenjenih oceni predpostavk, stabilnosti ocen ter splošne kakovosti prilaganja modela. Najprej sem preverila prisotnost morebitne multikolinearnosti med pojasnjevalnimi spremenljivkami z izračunom posplošenega faktorja napihnjenosti

variance (angl. Generalized Variance Inflation Factor, v nadaljevanju GVIF). Pri interpretaciji sem upoštevala priporočeni prag 5, ki se pogosto uporablja kot zgornja meja za sprejemljivo stopnjo kolinearnosti (Field, 2018).

Enote z absolutno vrednostjo standardiziranih ostankov več kot 3 lahko kažejo na potencialno odstopajoče primere, ki bi lahko nesorazmerno vplivale na ocene parametrov (Hosmer in drugi, 2013). Za nadaljnjo presojo vpliva posameznih enot sem uporabila analizo Cookovih razdalj. Kot opozorilni prag sem upoštevala vrednost $4/n$ Field (2018), medtem ko vrednosti nad 1 veljajo za kritično vplivne enote, ki lahko bistveno vplivajo na ocene regresijskih parametrov (Hosmer in drugi, 2013).

Poleg tega sem izračunala McFaddenov psevdo R^2 kot dopolnilno mero prilaganja modela. Čeprav ta kazalnik ni neposredno primerljiv s klasičnim R^2 iz linearne regresije, vseeno omogoča oceno relativne pojasnjevalne moči in primerjavo med modeli (Field, 2018). Vsi diagnostični izračuni, regresijske analize in grafični prikazi so bili izvedeni v programskem okolju R.

3.6 Etika in zanesljivost podatkov

Raziskava temelji na uporabi sekundarnih, javno dostopnih podatkov, zato za njeno izvedbo ni bilo potrebno pridobiti soglasja katere koli institucionalne etične komisije, saj raziskava ne vključuje primarnega zbiranja podatkov. Obe uporabljeni podatkovni zbirki – Eurostat in ESS – sledita visokim etičnim in metodološkim standardom.

ESS je mednarodno usklajen raziskovalni projekt, v katerem se podatki zbirajo z uporabo verjetnostnega vzorčenja in osebnih intervjujev. Vsi odgovori so anonimizirani in obdelani v skladu z evropsko zakonodajo o varstvu osebnih podatkov (angl. General Data Protection Regulation – GDPR). Projekt ESS dosledno uveljavlja načela prostovoljnosti, zaupnosti in zaščite udeležencev, kot jih opredeljujejo sodobna načela raziskovalne etike (ESS, 2025).

Pri obdelavi podatkov sem sledila načelom transparentnosti in replikabilnosti, ki predstavljajo temelj sodobnega znanstvenega raziskovanja ter prispevajo k večji zanesljivosti in verodostojnosti rezultatov (Goodman in drugi, 2016). Vse analize so bile izvedene v programskem okolju R, pri čemer so bile vse faze priprave podatkov, kodiranja spremenljivk in izvajanja regresijskih modelov sistematično dokumentirane. Zanesljivost rezultatov temelji na uporabi verodostojnih podatkovnih virov, ustreznih statističnih metod ter dodatni diagnostični presoji stabilnosti in veljavnosti modela. S tem je zagotovljena metodološka trdnost in analitična doslednost raziskave.

4 EMPIRIČNA ANALIZA

4.1 Analiza trendov brezposelnosti mladih

Mladi na trgu dela pogosto naletijo na specifične izzive, kot so pozna vključitev v zaposlitev, prekarne oblike dela ter šibka povezanost med izobraževalnim sistemom in gospodarskimi potrebami (ILO, 2021). V nadaljevanju je predstavljena analiza gibanja brezposelnosti v starostni skupini 15–29 let za obdobje 2014–2024 s posebnim poudarkom na razmerah v Sloveniji, vključno z razčlenitvijo po spolu in ravni izobrazbe. Splošna stopnja brezposelnosti je primerjana s povprečjem držav članic EU27, kar omogoča umestitev slovenskega trenda v širši evropski kontekst. Sledi primerjalna analiza s tremi izbranimi državami – Avstrijo, Hrvaško in Italijo s poudarkom na razlikah v trendih in dinamiki brezposelnosti. Kvantitativne ugotovitve so predstavljene s pomočjo grafičnih prikazov in primerjalnih vrednosti izbranih statističnih kazalnikov, pri čemer je namen prepoznati ključne razlike med državami ter osvetliti strukturne in institucionalne dejavnike, ki oblikujejo položaj mladih na trgu dela.

4.1.1 Gibanje brezposelnosti mladih v Sloveniji

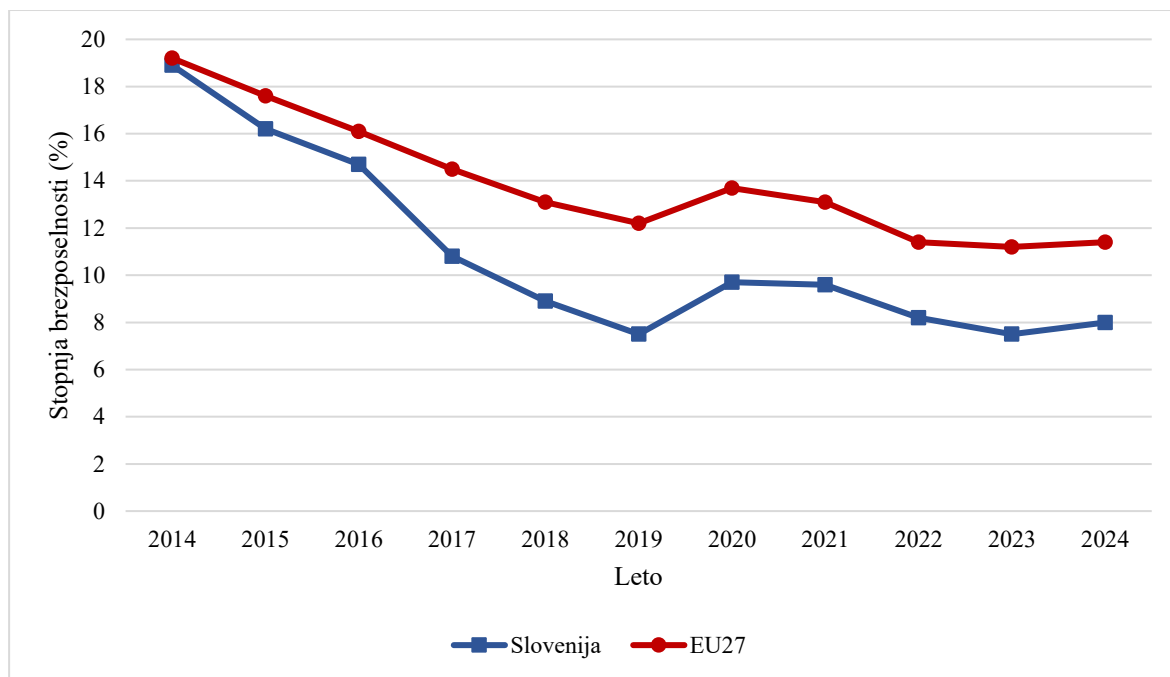
Trg dela v Sloveniji se je v zadnjem desetletju soočal s številnimi spremembami, ki so vplivale na stopnjo brezposelnosti v analizirani starostni skupini. Gibanje v tej skupini ni bilo le odraz gospodarskih ciklov, temveč tudi rezultat institucionalnih odzivov, demografskih dejavnikov ter učinkovitosti politik zaposlovanja mladih. V letu 2014 je stopnja brezposelnosti med mladimi v Sloveniji znašala 18,9 %, ki predstavlja največjo stopnjo v analiziranem obdobju. Do leta 2019 se je ta stopnja znižala na 7,5 % – najnižjo raven v desetletju. Kot prikazuje slika 1, je bila Slovenija v tem času v izrazito boljšem položaju kot povprečje držav članic EU27, kjer je brezposelnost mladih vztrajala nad 12 %. Takšna pozitivna dinamika je najverjetneje rezultat kombinacije ugodnih gospodarskih gibanj ter ukrepov, kot so Jamstvo za mlade, spodbude za prvo zaposlitev in programi poklicnega usposabljanja (European Commission, 2020).

Leta 2020 je pandemija COVID-19 povzročila občuten porast brezposelnosti v ciljni skupini, ki je dosegla 9,7 %. Kljub temu je ta še vedno ostala pod evropskim povprečjem (13,7 %), kar kaže na relativno odpornost slovenskega trga dela v primerjavi z evropskim povprečjem. Med glavnimi razlogi za porast so bili predvsem večja prisotnost mladih v storitvenih sektorjih, kot so gostinstvo, turizem in trgovina, ter sočasno zmanjšanje študentskega dela in prekarnih oblik zaposlitve (ILO, 2021).

Po letu 2020 se je brezposelnost ponovno začela zniževati in leta 2024 dosegla vrednost 8,0 %. Tudi ta stopnja je ostala pod povprečjem EU27 (11,4 %), kar potrjuje nadaljnje okrevanje trga dela in učinke podaljšanih ukrepov aktivne politike zaposlovanja, digitalne transformacije izobraževalnih programov ter večje prilagodljivosti delodajalcev (European

Youth Employment Policy Review, 2023). V primerjavi z letom 2014, ko sta bili stopnji brezposelnosti v Sloveniji in EU27 skoraj izenačeni, podatki za zadnji del obdobja kažejo na jasno zmanjševanje razkoraka in krepitev institucionalne odpornosti slovenskega zaposlovalnega sistema.

Slika 1: Stopnja brezposelnosti mladih v Sloveniji in EU27 po letih (2014–2024)



Vir: lastno delo na podlagi Eurostat (2025a).

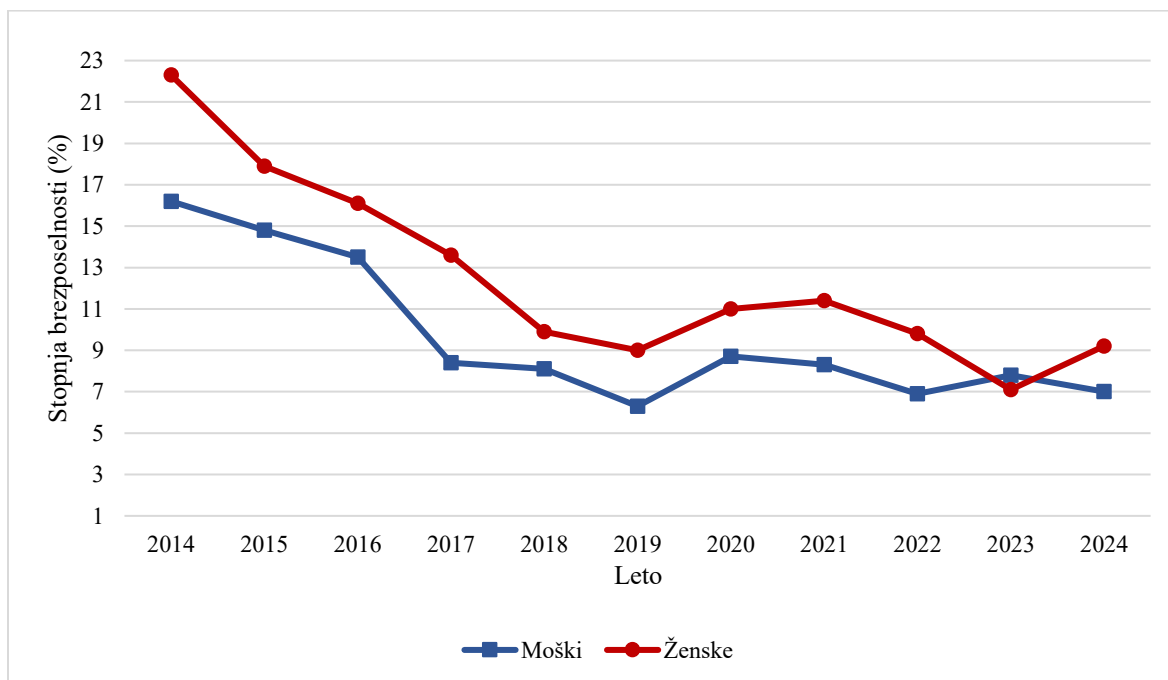
Kvantitativni kazalniki dodatno potrjujejo opažene trende. Povprečna stopnja brezposelnosti mladih v Sloveniji v obdobju 2014–2024 je znašala 10,61 %, koeficient variacije (35,98 %) pa kaže na zmerno občutljivost na makroekonomske spremembe. Interkvartilni razmik (3,55 %) nakazuje razpršenost osrednjih vrednosti in potrjuje prisotnost cikličnih nihanj, ki so značilna za zaposlitveno dinamiko mladih. Takšna gibanja poudarjajo pomen stabilnega gospodarskega okolja ter ciljno usmerjenih in dolgoročno zasnovanih ukrepov. V celotnem desetletju je Slovenija izstopala kot država, ki je mladinsko brezposelnost uspešno zmanjševala. Relativno hitro okrevanje po kriznih letih kaže na kombinacijo institucionalnih prednosti, fleksibilnosti trga dela in strateških programov za mlade iskalce zaposlitve, kar utrjuje položaj Slovenije kot ene uspešnejših držav glede na evropsko povprečje.

4.1.2 Brezposelnost mladih v Sloveniji glede na spol

Znižanje brezposelnosti med mladimi v Sloveniji med letoma 2014 in 2024 ni enakomerno vplivalo na vse podskupine znotraj mlajše populacije. Spol se je v tem kontekstu izkazal kot pomemben dejavnik razlikovanja zaposlitvenih možnosti. V začetku obdobja so mlade ženske beležile znatno višjo stopnjo brezposelnosti (22,3 %) v primerjavi z mladimi moškimi (16,2 %), razkorak pa se je v naslednjih letih postopoma zmanjševal. Do leta 2020

se je brezposelnost pri moških znižala na 6,3 %, pri ženskah pa na 9,0 %, kar je pomenilo najmanjšo razliko v desetletju (1,3 odstotne točke). Kot prikazuje slika 2, so bile razlike med spoloma najbolj izrazite v prvih treh letih opazovanega obdobja, najnižjo točko pa so dosegle leta 2020. V zadnjih letih se je razkorak znova povečal – leta 2024 je stopnja brezposelnosti pri moških znašala 7,0 %, pri ženskah pa 9,2 %. Ta dinamika potrjuje, da pozitivni trendi ne učinkujejo enako na vse družbene skupine, temveč so pogosto pogojeni s strukturnimi značilnostmi posameznih sektorjev (OECD, 2023b).

Slika 2: Stopnja brezposelnosti mladih v Sloveniji po spolu (2014–2024)



Vir: lastno delo na podlagi Eurostat (2025a).

Leta 2023 je brezposelnost med mladimi ženskami začasno padla pod raven pri moških, kar je sovpadalo s povečanim povpraševanjem v dejavnostih, kjer so ženske tradicionalno bolj zastopane – zdravstvu, izobraževanju, socialnem varstvu in turizmu (ZRSZ, 2025). Poleg tega so bili v tem obdobju sprejeti ciljno usmerjeni ukrepi aktivne politike zaposlovanja, namenjeni izboljšanju položaja mladih žensk na trgu dela (Ministrstvo za delo, družino, socialne zadeve in enake možnosti, 2023). Nasprotno pa so se mladi moški v enakem času soočali z večjo konkurenco v sektorjih, kot sta gradbeništvo in logistika, kjer je naraščalo število tujih delavcev (Eurostat, 2025a).

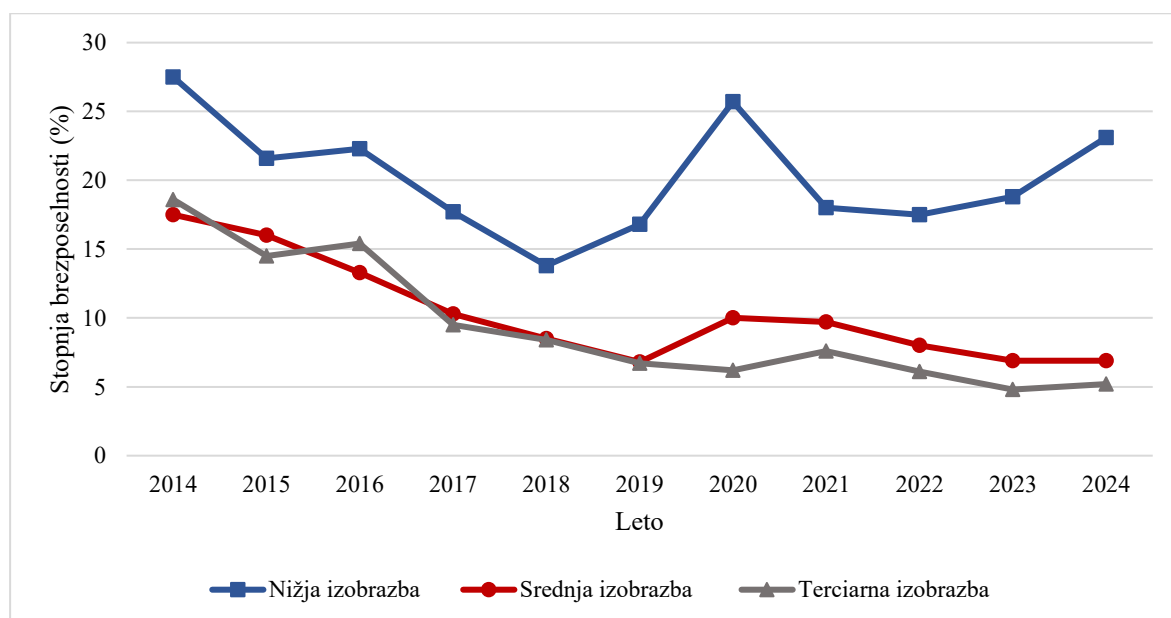
Deskriptivna statistika za celotno obdobje dodatno potrjuje spolne razlike. Povprečna stopnja brezposelnosti pri moških je znašala 9,64 %, pri ženskah pa 12,48 %, kar pomeni, da je bila brezposelnost pri slednjih v povprečju za približno 29,5 % višja. Absolutna povprečna razlika med spoloma je znašala 2,84 odstotne točke. Najizrazitejša je bila med letoma 2014 in 2016, nato pa se je v času pandemije deloma izravnala. Verjetno je k temu prispeval vpliv COVID-19, ki je sprva močneje prizadel storitvene dejavnosti z večjo zastopanostjo žensk

(ILO, 2021; Eurofound, 2022a). Leto 2024 ponovno kaže na poglobitev razlik, kar nakazuje, da leto poprejšnjega zblizanja ni predstavljalo trajne spremembe trenda. Opažanja potrjujejo, da razlike med spoloma ostajajo občutljive na gospodarske cikle, institucionalne ukrepe in strukturne lastnosti sektorjev, zato je smiselno oblikovanje ciljno usmerjenih politik, ki bi dolgoročno zmanjševale zaposlitvene neenakosti.

4.1.3 Brezposelnost mladih v Sloveniji glede na izobrazbo

Raven doseženega izobraževanja predstavlja enega ključnih dejavnikov, ki vplivajo na zaposlitvene možnosti mladih. Analiza gibanja brezposelnosti v Sloveniji med letoma 2014 in 2024 po treh ravneh izobrazbe: nižji (ISCED 0–2¹), srednji (ISCED 3–4²) in terciarni (ISCED 5–8³) – razkriva izrazite razlike v izpostavljenosti tveganju brezposelnosti in odpornosti posameznih skupin na spremembe v gospodarskem okolju.

Slika 3: Stopnja brezposelnosti mladih v Sloveniji po izobrazbi (2014–2024)



Vir: lastno delo na podlagi Eurostat (2025c).

Mlade osebe z najnižjo stopnjo izobrazbe so v vseh letih sistematično beležile najvišje stopnje brezposelnosti. Leta 2014 je ta znašala 27,5 %, do leta 2024 pa se je zmanjšala na samo 23,1 %. Povprečje celotnega obdobja je bilo 20,3 %, s koeficientom variacije 19,95 %, kar kaže na zmerno relativno nestabilnost. Interkvartilni razmik (5,85 %) potrjuje večjo razpršenost osrednjih vrednosti, značilno za skupino, ki je bila izrazito ranljiva na gospodarska nihanja in strukturne spremembe na trgu dela. Mladi z dokončano srednjo stopnjo izobrazbe so bili v ugodnejšem položaju, a so vseeno beležili razmeroma visoke

¹ ISCED 0–2 vključuje predšolsko, osnovnošolsko in nižjo sekundarno izobrazbo.

² ISCED 3–4 vključuje srednješolsko in postsekundarno ne-terciarno izobrazbo.

³ ISCED 5–8 vključuje višješolsko, visokošolsko in podiplomsko izobrazbo.

stopnje brezposelnosti, zlasti v prvem delu obdobja. V letu 2014 je stopnja znašala 17,5 %, do leta 2023 pa je upadla na 6,9 %. Povprečna stopnja brezposelnosti je bila 11,05 %, koeficient variacije 30,31 %, kar nakazuje na še večjo volatilnost v primerjavi z nižje izobraženimi, a hkrati tudi na izrazit trend izboljševanja.

Najugodnejši položaj so imeli po podatkih Eurostata mladi s terciarno izobrazbo. Njihova povprečna stopnja brezposelnosti je bila 9,32 % z najnižjimi absolutnimi vrednostmi skozi celotno obdobje – od 18,60 % v letu 2014 do 5,20 % v letu 2024. Interkvartilni razmik (3,30 %) in relativno visok koeficient variacije (42,23 %) kažeta na določeno volatilnost, vendar znotraj sicer nizkih ravni brezposelnosti. Kot prikazuje slika 3, se je ta skupina izkazala za najmanj občutljivo na gospodarske pretrese in je ohranila najvišjo raven stabilnosti.

Ti rezultati potrjujejo temeljno tezo teorije človeškega kapitala (Becker, 1993), po kateri višja raven izobrazbe povečuje produktivnost, prilagodljivost in zaposlitveno konkurenčnost posameznika. Razlike med skupinami tako ne odražajo le stopnje formalnega znanja, temveč tudi dostop do kakovostnejših zaposlitev in večjo odpornost na ciklična nihanja (OECD, 2023a; ILO, 2023). V luči ugotovitev se kaže potreba po okrepitvi dostopa do kvalifikacij zlasti za tiste z osnovnošolsko izobrazbo ali manj, ter po oblikovanju bolj fleksibilnih prehodov med ravnmi izobraževanja.

4.1.4 Primerjava Slovenije z Avstrijo, Hrvaško in Italijo

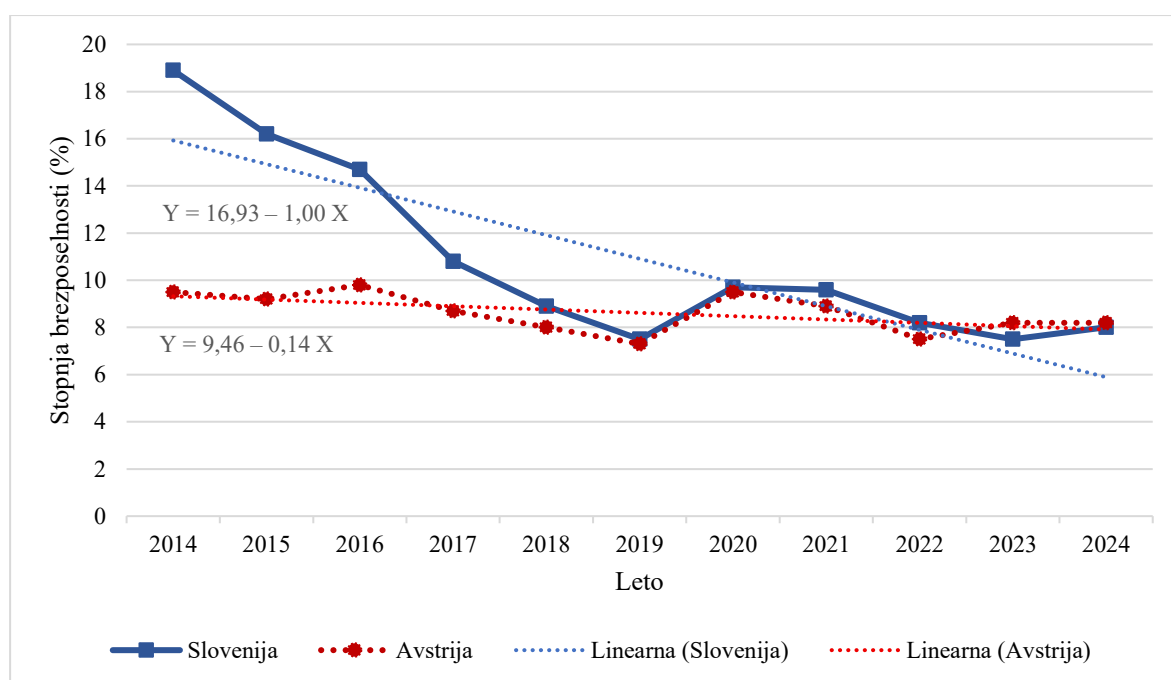
Po pregledu gibanja brezposelnosti mladih v Sloveniji v letih 2014–2024 – vključno z razlikami po spolu in ravni izobrazbe – se v tem poglavju osredotočam na primerjavo s tremi sosednjimi državami: Avstrijo, Hrvaško in Italijo. Namen analize je umestiti slovenske trende v širši regionalni okvir sosednjih držav ter prepoznati podobnosti in razlike, ki izhajajo iz raznolikih gospodarskih okoliščin, institucionalnih ureditev in politik zaposlovanja za mlade. Izbrane države se razlikujejo po stopnji gospodarske razvitosti, značilnostih trga dela ter uspešnosti ukrepov za vključevanje mladih v zaposlitev. Primerjalna analiza zajema pregled splošne stopnje brezposelnosti v starostni skupini 15–29 let v obdobju 2014–2024, podprt z grafičnimi prikazi in interpretacijo ključnih razlik, ki vplivajo na stabilnost zaposlitvenih možnosti za mlajše iskalce zaposlitve v posameznih državah.

4.1.4.1 Avstrija: stabilnost in institucionalna odpornost

Avstrija predstavlja primer države z visoko stopnjo institucionalne stabilnosti in dolgoročne odpornosti na področju zaposlovanja mladih (Eichhorst in drugi, 2015; Walther, 2006). V primerjavi s Slovenijo, ki je med letoma 2014 in 2024 beležila izrazitejša nihanja, je bila brezposelnost mladih v Avstriji izjemno stabilna. Kot prikazuje slika 4, se je gibala v ozkem razponu med 7,30 % in 9,80 % brez večjih odstopanj. Takšna konsistentnost odraža

učinkovitost trga dela ter strateški, sistemski pristop k vključevanju mladih v zaposlitev. Slovenija pa je v istem obdobju doživljala bolj dinamično gibanje – z začetno visoko stopnjo brezposelnosti leta 2014, izrazitim upadom do leta 2019, porastom v času pandemije in stabilizacijo po letu 2021. Statistični kazalniki potrjujejo razliko v stabilnosti. Povprečna stopnja brezposelnosti mladih je bila v Avstriji 8,62 %, v Sloveniji pa 10,91 %. Koeficient variacije je bil v Avstriji zgolj 9,77 %, v Sloveniji pa kar 35,80 %, kar kaže na izrazitejšo volatilnost v slednjem primeru. Tudi interkvartilni razmik dodatno poudarja razliko: 1,25 odstotne točke v Avstriji (Q1 = 8,10 %, Q3 = 9,35 %) in 4,65 odstotne točke v Sloveniji (Q1 = 8,10 %, Q3 = 12,75 %). Enaka spodnja meja in višja zgornja meja pri Sloveniji pomenita, da je bila ta pogosto izpostavljena vrednostim izven avstrijskega osrednjega razpona.

Slika 4: Stopnja brezposelnosti mladih v Avstriji in Sloveniji po letih (2014–2024)



Vir: lastno delo na podlagi Eurostat (2025a).

Linearni trend, prikazan na sliki 4, kaže na povprečni letni upad brezposelnosti v Avstriji za $-0,14$ odstotne točke, v Sloveniji pa za $-1,00$. Čeprav je bil upad v Sloveniji izrazitejši, to ne pomeni večje stabilnosti, temveč predvsem posledico višje začetne ravni in večjih nihanj. Slovenski trend je bil ciklični – s padcem do leta 2019, porastom v času pandemije in stabilizacijo zatem – medtem ko je bil avstrijski postopnejši in bolj enakomeren. Zato trenda ni mogoče razlagati ločeno od kazalnikov, kot sta koeficient variacije in interkvartilni razmik. Najizrazitejša sprememba v Sloveniji se je zgodila med letoma 2014 in 2019, ko se je brezposelnost mladih znižala za več kot 10 odstotnih točk. K temu so prispevali gospodarsko okrevanje po finančni krizi, črpanje evropskih sredstev in ukrepi aktivne politike zaposlovanja. Pandemija COVID-19 je ta trend prekinila in povzročila ponoven porast (ZRSZ, 2024). Avstrija pa je že pred krizo vzpostavila robustne institucionalne mehanizme, ki so prispevali k ohranjanju stabilnosti.

Ključni steber avstrijskega modela je dualni sistem poklicnega izobraževanja, ki temelji na sodelovanju izobraževalnih ustanov s podjetji. Mladim omogoča zgodnje vključevanje v delovno okolje prek vajeništev, kar bistveno skrajšuje prehod iz izobraževanja v zaposlitev (OECD, 2023c). Med letoma 2014 in 2024 se je stopnja brezposelnosti mladih v Avstriji gibala med 7,30 % (2019) in 9,80 % (2016), kar kaže na visoko predvidljivost. Leta 2014 je Avstrija uvedla Jamstvo za mlade, ki vključuje individualno svetovanje, usposabljanje in subvencionirano zaposlitev. Do leta 2022 se je brezposelnost mladih znižala z 9,80 % na 7,50 %, kar potrjuje učinkovitost programa. Leta 2020 so uvedli še nacionalni program za razvoj digitalnih kompetenc, ki je dodatno okrepil dolgoročno odpornost (European Commission, 2023b).

V času pandemije se je brezposelnost v Avstriji povečala le s 7,30 % (2019) na 9,50 % (2020), a že do 2022 ponovno znižala na 7,50 %. Pomembno vlogo je igral sistem skrajšanega delovnega časa (nem. Kurzarbeit), ki je omogočil ohranitev zaposlitev tudi v kriznih razmerah. Tudi v Sloveniji so bili uvedeni podobni ukrepi, vendar pogosto manj sistematično in z omejenim učinkom. Brezposelnost je leta 2014 znašala 18,90 %, leta 2019 je padla na 7,50 %, nato pa ponovno narasla na 9,70 % leta 2020. To kaže na večjo občutljivost slovenskega trga dela na zunanje šoke in šibkejšo institucionalno podporo.

Sklepno lahko povzamem, da brezposelnost mladih v Avstriji ni bila le nižja, temveč tudi občutno bolj stabilna kot v Sloveniji. Medtem ko je Slovenija beležila hitrejši upad, je bil ta prekinjen z zunanjimi šoki, kar kaže na večjo cikličnost in ranljivost. Avstrijski model pa s kombinacijo dolgoročne konsistentnosti, dualnega izobraževanja in kriznih mehanizmov predstavlja primer dobre prakse na področju mladinske zaposljivosti.

4.1.4.2 Hrvaška: visoka nihanja in institucionalna ranljivost

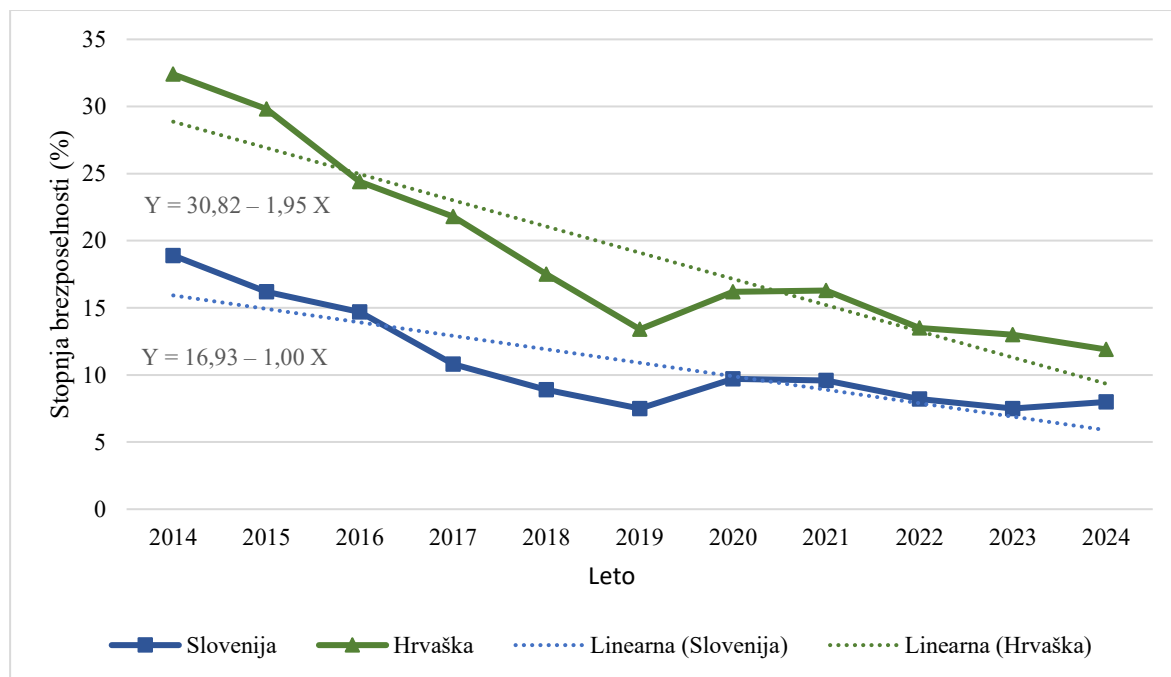
V nasprotju z Avstrijo, ki se odlikuje po stabilnem in sistemsko podprtem trgu dela za mlade, Hrvaška predstavlja primer države s prehodnim gospodarstvom, zaznamovanim z izrazito tranzicijsko dinamiko, demografskimi izzivi ter institucionalno ranljivostjo. Med letoma 2014 in 2024 je bila brezposelnost mladih na Hrvaškem med najvišjimi v Evropski uniji (angl. European Union, v nadaljevanju EU), pri čemer so bila prisotna izrazita letna nihanja, ki so pogosto odražala odzivnost trga dela na zunanje šoke ter strukturne omejitve.

Kot prikazuje slika 5, so bile začetne vrednosti brezposelnosti v letu 2014 izjemno visoke, kar kaže na dolgotrajne posledice gospodarske krize in omejeno učinkovitost institucionalnih ukrepov. V nadaljevanju je sicer sledil opazen upad, vendar brez konsistentnega trenda stabilizacije, kar potrjuje, da ni prišlo do dolgoročneje konsolidacije trga dela za mlade.

Leta 2014 je bila stopnja brezposelnosti mladih na Hrvaškem 32,40 %, kar jo je uvrščalo med države z najvišjo mladinsko brezposelnostjo v EU; za primerjavo: Slovenija je v istem letu beležila 18,90 %. Do leta 2019 se je brezposelnost na Hrvaškem znižala na 13,40 %, kar

kaže na pomemben napredek, vendar brez dolgoročne stabilnosti. Ta izboljšava je bila predvsem rezultat gospodarskega okrevanja in večje uporabe sredstev EU, zlasti v okviru Jamstva za mlade, vendar ukrepi pogosto niso naslovili globljih strukturnih težav, kot sta nizka kakovost delovnih mest in šibka povezava med izobraževanjem in gospodarstvom.

Slika 5: Stopnja brezposelnosti mladih na Hrvaškem in v Sloveniji po letih (2014–2024)



Vir: lastno delo na podlagi Eurostat (2025a).

Statistični kazalniki potrjujejo visoko stopnjo volatilnosti mladinske brezposelnosti na Hrvaškem. Povprečna stopnja brezposelnosti mladih v obdobju 2014–2024 je znašala 19,11 %, kar je skoraj dvakrat več kot v Sloveniji (10,91 %) in pomeni eno najvišjih vrednosti med državami članicami EU. Visok standardni odklon (7,06 %) in koeficient variacije (36,95 %) razkrivata močno razpršenost podatkov, kar kaže na izrazita nihanja v času. Interkvartilni razmik je znašal 9,65 odstotne točke ($Q1 = 13,45 \%$, $Q3 = 23,10 \%$), pri čemer so prve tri četrtine porazdeljene med $Q1 = 13,45 \%$ in $Q3 = 23,10 \%$, kar dodatno potrjuje razpršenost osrednjih vrednosti. Ti kazalniki nakazujejo, da je trg dela za mlade na Hrvaškem izjemno občutljiv na gospodarska nihanja, institucionalne omejitve in zunanje šoke.

Tudi linearni trend potrjuje navidezno izboljšanje razmer: povprečni letni upad brezposelnosti mladih na Hrvaškem je znašal $-1,95$ odstotne točke, kar je hitreje kot v Sloveniji ($-1,00$). Ta strmejši upad pa ne odraža večje stabilnosti, temveč predvsem posledico izjemno visoke začetne ravni in izrazitih nihanj. Vizualna primerjava trendnih krivulj jasno pokaže, da je bilo gibanje brezposelnosti na Hrvaškem močno neenakomerno, s pogostimi vzponi in padci, kar kaže na nizko predvidljivost in institucionalno ranljivost trga dela za mlade.

Poleg gospodarskih dejavnikov ima Hrvaška tudi izrazite demografske omejitve, ki vplivajo na dolgoročno vzdržnost trga dela. Zmanjševanje števila mladih, negativni naravni prirast ter visoka stopnja izseljevanja so ključni strukturni izzivi, ki zmanjšujejo možnosti za stabilno vključevanje mladih v zaposlitev (OECD, 2023c). Čeprav je Hrvaška uvedla Jamstvo za mlade, ni razvila primerljivega dualnega sistema poklicnega izobraževanja, kot ga poznajo v Avstriji, niti ni vzpostavila kriznih mehanizmov, kot je sistem skrajšanega delovnega časa (Kurzarbeit). Posledično je bila brezposelnost mladih v času pandemije leta 2020 na Hrvaškem kar 16,20 %, kar je občutno višje kot v Avstriji (9,50 %) in Sloveniji (9,70 %), kar dodatno potrjuje nižje blažilne kapacitete hrvaškega trga dela v kriznih razmerah.

Čeprav je Hrvaška v obdobju 2014–2024 dosegla opazen upad stopnje brezposelnosti mladih, ostajajo strukturne slabosti trga dela izrazite. Med ključne izzive sodijo šibka povezava med izobraževalnim sistemom in dejanskimi potrebami trga dela, odsotnost učinkovitih kriznih mehanizmov ter pomanjkanje dolgoročne strategije za razvoj kadrovskega potenciala. V primerjavi z Avstrijo, ki je vzpostavila institucionalno stabilen in odopen sistem, ter Slovenijo, ki je kljub višjim začetnim vrednostim dosegla večjo stabilnost, Hrvaška kaže znake večje ranljivosti in manjše sistemske konsistentnosti. Analiza tako razkriva, da znižanje brezposelnosti samo po sebi ni zadosten pokazatelj uspešnosti, če ga ne spremljajo trajnostne in strukturno podprte politike.

4.1.4.3 Italija: počasno okrevanje, regionalne razlike in sistemske ovire

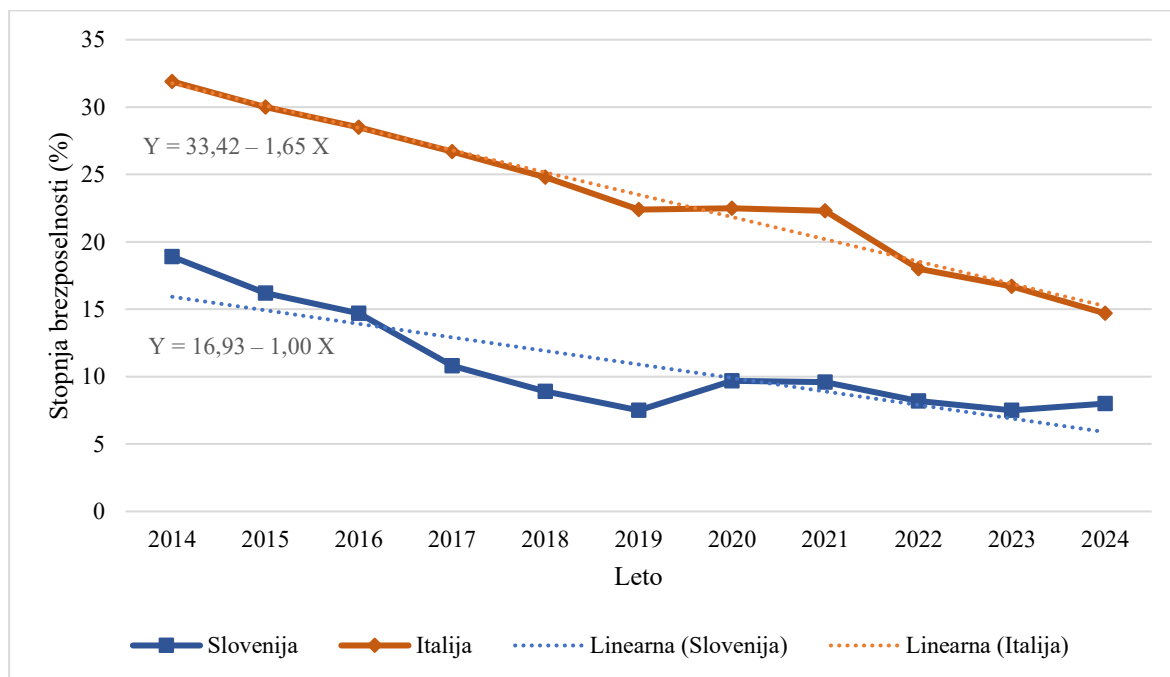
Po dveh kontrastnih primerih – stabilne Avstrije in nihajoče Hrvaške – Italija predstavlja tretji razvojni vzorec, ki ga zaznamujeta dolgotrajno in počasno okrevanje ter izrazite regionalne razlike. Visoka začetna stopnja brezposelnosti mladih, ki je leta 2014 dosegla 31,90 %, ter postopno, a počasno zniževanje v naslednjem desetletju kažeta na globlje strukturne ovire pri vključevanju mladih v zaposlitev. Čeprav je bila začetna raven primerljivo visoka tudi na Hrvaškem (32,40 %), je bila v Sloveniji skoraj trikrat nižja (18,90 %), kar že kaže na razlike v učinkovitosti institucionalnega odziva. Gibanje teh razlik skozi čas prikazuje slika 6, ki ponazarja postopno zmanjševanje brezposelnosti v Italiji ter primerjalno bolj stabilen trend v Sloveniji.

V obdobju 2014–2024 se je stopnja brezposelnosti mladih v Italiji postopno zniževala in leta 2024 dosegla 14,70 %, kar pomeni absolutni upad za 17,20 odstotne točke. Kljub temu pozitivnemu trendu ostaja povprečna stopnja relativno visoka (23,50 %), medtem ko je bila v Sloveniji več kot pol nižja (okoli 10 %). Takšna razlika kaže na bistveno bolj stabilen in učinkovit trg dela za mlade v Sloveniji, kjer so bili ukrepi za aktivacijo mladih bolj ciljno usmerjeni in institucionalno podprti.

Tudi statistični kazalniki potrjujejo izrazite razlike med državama. V Italiji je koeficient variacije znašal 23,59 %, kar pomeni, da so vrednosti opazno nihale glede na visoko povprečno raven brezposelnosti. Interkvartilni razmik v višini 7,45 odstotne točke ($Q1 =$

20,15 %, Q3 = 27,60 %) kaže na precejšnjo nestabilnost tudi znotraj osrednjih 50 % vrednosti, kar pomeni, da brezposelnost ni bila le visoka, temveč tudi težko predvidljiva. Nasprotno so bile vrednosti v Sloveniji bistveno bolj zgoščene (IQR = 2,20 odstotne točke; Q1 = 8,70 %, Q3 = 10,90 %), kar potrjuje večjo stabilnost in odpornost slovenskega trga dela za mlade na zunanje motnje. Takšna primerjava poudarja razlike v strukturi učinkovitosti in sistemski prilagodljivosti obeh držav.

Slika 6: Stopnja brezposelnosti mladih v Italiji in Sloveniji po letih (2014–2024)



Vir: lastno delo na podlagi Eurostat (2025a).

Linearni trend v Italiji kaže na povprečni letni upad stopnje brezposelnosti mladih za –1,65 odstotne točke, kar potrjuje pozitiven, a razmeroma počasen in neenakomeren proces izboljšanja. V Sloveniji je bil trend sicer nekoliko počasnejši (–1,00 odstotne točke/leto), vendar bolj stabilen in manj podvržen cikličnim nihanjem. To je razvidno tudi iz primerjave trendnih črt na sliki 6, kjer je italijanska krivulja bolj strma, vendar jo spremljajo izrazitejša nihanja dejanskih vrednosti, kar nakazuje na manjšo predvidljivost in večjo občutljivost italijanskega trga dela za mlade.

Pomemben dejavnik počasnega okrevanja v Italiji je neučinkovit prehod iz izobraževanja v zaposlitev. Italijanski izobraževalni sistem je pogosto šibko povezan s potrebami trga dela, kar se odraža v visoki stopnji mladih NEET (tistih, ki niso vključeni ne v izobraževanje ne v zaposlitev). Po podatkih Eurostata je stopnja NEET v Italiji leta 2023 znašala 19,20 %, kar je skoraj dvakrat več kot v Sloveniji (10,10 %). Ta razlika je še posebej izrazita v južnih regijah Italije, kjer so strukturne slabosti trga dela najizrazitejše. V Sloveniji je bila stopnja NEET nižja tudi zaradi večje dostopnosti programov za aktivacijo mladih ter boljše regionalne pokritosti z ukrepi (Eurostat, 2025b).

Program Jamstva za mlade (it. Garanzia Giovani), uveden v okviru evropske pobude Youth Guarantee, je bil v Italiji pogosto kritiziran zaradi neenotne implementacije med regijami, nizke prepoznavnosti med mladimi in omejenega dosega (European Commission, 2023a). V Sloveniji je bila izvedba Jamstva za mlade bolj usklajena in ciljno usmerjena, kar je prispevalo k večji vključenosti mladih v trg dela. Poleg tega so slovenske institucije učinkoviteje spremljale izvajanje ukrepov ter jih prilagajale glede na specifične potrebe mladih.

Pandemija COVID-19 je dodatno razkrila ranljivost italijanskega trga dela za mlade. Mladim so bila pogosto namenjena delovna mesta v sektorjih, kot so gostinstvo, turizem in trgovina – torej v panogah, ki so bile med pandemijo najbolj prizadete. Kljub uvedbi podpornih shem in digitalnih usposabljanj je okrevanje mladih v Italiji potekalo počasneje kot v večini drugih držav članic EU. V Sloveniji pa so bili ukrepi, kot so subvencionirane zaposlitve, podpora samozaposlovanju in digitalna usposabljanja, uvedeni hitreje in bolj ciljno, kar je prispevalo k učinkovitejši stabilizaciji.

Čeprav je Italija v zadnjem desetletju dosegla določen napredek, ostaja med državami z največjimi izzivi na področju mladinske brezposelnosti. V primerjavi s Slovenijo, ki je uspešno okrepila povezavo med izobraževalnim sistemom in gospodarstvom ter dosegla enega najhitrejših upadov brezposelnosti mladih v EU, Italija še vedno kaže znake strukturne neučinkovitosti in institucionalne ranljivosti. Avstrija je v istem obdobju ohranila izjemno stabilnost in nizko nihajnost brezposelnosti mladih, zlasti zaradi uveljavljenega dualnega sistema in strateškega pristopa k mladinski zaposlitvi. Hrvaška pa je kljub začetno najvišji stopnji brezposelnosti dosegla občuten napredek, vendar še vedno zaznamujejo njeno dinamiko izrazita regionalna neenakost in visoka stopnja NEET. Primerjava vseh štirih držav jasno kaže, da so dolgoročna stabilnost, institucionalna usklajenost in proaktivne politike ključni dejavniki uspešnega vključevanja mladih v trg dela.

4.2 Analiza dejavnikov brezposelnosti mladih

Po kvantitativni analizi trendov brezposelnosti mladih v obdobju 2014–2024 se v tem poglavju osredotočam na drugo analitično raven raziskave – empirično preučevanje dejavnikov, ki povečujejo verjetnost dolgotrajne brezposelnosti med mladimi v izbrani starostni skupini. Dolgotrajna brezposelnost velja za enega najresnejših izzivov na trgu dela, saj zmanjšuje možnosti za trajno zaposlitev, otežuje socialno vključevanje in lahko dolgoročno negativno vpliva na življenjski potek posameznika.

Kot že omenjeno v metodologiji drugi del empirične analize temelji na mikropodatkih 11. kroga ESS, omejenih na mlade v štirih izbranih državah: Sloveniji, Avstriji, Hrvaški in Italiji. S pomočjo logistične regresije ocenjujem vpliv izbranih individualnih in kontekstualnih dejavnikov – spola, ravni izobrazbe, subjektivnega socialnega statusa in države bivanja – na verjetnost dolgotrajne brezposelnosti. Poleg osnovnih učinkov v analizo vključim tudi interakcijski učinek med izobrazbo in državo bivanja, da preverim, ali se vpliv izobrazbe na

tveganje dolgotrajne brezposelnosti razlikuje glede na nacionalni kontekst. Definicije, kodiranje in merske ravni spremenljivk so podrobneje predstavljene v poglavju 3.4. Vse spremenljivke so bile predhodno prečiščene, prekodirane in pripravljene za modeliranje v okolju R, ki je bilo uporabljeno za izvedbo vseh statističnih analiz, prikazanih v nadaljevanju.

4.2.1 Opis vzorca

Analiza temelji na vzorcu 1.155 mladih oseb, starih med 15 in 29 let, iz štirih izbranih držav. Iz podatkovnega nabora sem izločila enote zunaj ciljne populacije ter prekodirala vključene spremenljivke v skladu s postopki iz poglavja 3.4, s čimer je bil vzorec pripravljen za nadaljnjo statistično analizo.

Struktura vzorca po ključnih demografskih in socialno-ekonomskih značilnostih je prikazana v tabeli 1. Delež žensk (53,10 %) rahlo presega delež moških. Največ anketirancev ima srednjo izobrazbo (56,10 %), kar ustreza izobraževalni strukturi mladih v številnih evropskih državah. Glede na državo bivanja je največ posameznikov iz Italije (35,10 %), sledijo Hrvaška (22,90 %), Slovenija (21,50 %) in Avstrija (20,60 %).

Pri oceni subjektivnega socialnega statusa je bilo 89,40 % mladih razvrščenih v skupino z višjim statusom, kar pomeni, da njihovo gospodinjstvo po njihovem mnenju »živi udobno« ali »shaja« z obstoječimi prihodki. Le 10,60 % jih je bilo uvrščenih v skupino z nižjim statusom, kar nakazuje na manjšinsko, a pomembno prisotnost zaznane finančne negotovosti med mladimi v obravnavanem vzorcu. Delež tistih, ki so poročali o izkušnji dolgotrajne brezposelnosti (več kot tri mesece), znaša 18,70 %, kar potrjuje prisotnost strukturnega tveganja v vseh vključenih okoljih.

Tabela 1: Strukturne značilnosti vzorca po izbranih spremenljivkah (n = 1.155)

Spremenljivka	n	Delež (%)
Spol: moški	542	46.90
Spol: ženska	613	53.10
Izobrazba: nizka	301	26.10
Izobrazba: srednja	648	56.10
Izobrazba: visoka	206	17.80
Država: Slovenija	248	21.50
Država: Avstrija	238	20.60
Država: Hrvaška	264	22.90
Država: Italija	405	35.10
Socialni status: nizek	123	10.60
Socialni status: višji	1032	89.40
Brezposelnost: ne	939	81.30
Brezposelnost: da	216	18.70

Vir: lastno delo.

Z upoštevanjem teh osnovnih značilnosti vzorca se v nadaljevanju posvetim oceni vpliva posameznih dejavnikov na verjetnost dolgotrajne brezposelnosti s pomočjo logistične regresije. Ta omogoča oceno vpliva izbranih individualnih in kontekstualnih dejavnikov – spola, izobrazbe, subjektivnega socialnega statusa in države bivanja – na verjetnost dolgotrajne brezposelnosti. V nadaljevanju sledi postopna gradnja regresijskih modelov, s katerimi ocenjujem prileganje modela, pomen posameznih dejavnikov in razlike med državami.

4.2.2 Logistična regresija

Ker je odvisna spremenljivka v analizi binarne narave (mlada oseba je bila oziroma ni bila brezposelna več kot tri mesece), sem za statistično obravnavo uporabila logistično regresijo. Ta metoda omogoča oceno vpliva več pojasnjevalnih dejavnikov na verjetnost, da posameznik doživi izkušnjo dolgotrajne brezposelnosti. Za razliko od linearne regresije, kjer je odvisna spremenljivka kontinuirana, je logistična regresija posebej prilagojena modeliranju binarnih izidov in zato sodi med najpogostejše uporabljene metode za analizo verjetnostnih pojavov v družboslovnem raziskovanju (Hosmer in drugi, 2013).

V analitični postopek sem postopoma vključila različne sklope pojasnjevalnih spremenljivk, s čimer omogočim pregled nad prispevkom posameznih dejavnikov in preverjam stabilnost ocen modela:

- **Model 1:** ničelni model, ki vključuje le konstantni člen (*intercept*).
- **Model 2:** osnovni model s tremi glavnimi pojasnjevalnimi spremenljivkami (spol, izobrazba, subjektivni socialni status).
- **Model 3:** razširjeni model z dodatno vključeno spremenljivko – država bivanja.
- **Model 4:** interakcijski model, ki preverja, ali se vpliv izobrazbe razlikuje glede na državo.

Za vsak model v nadaljevanju predstavim izpis regresijskih rezultatov, pojasnim strukturo modela, interpretiram ključne koeficiente ter ocenim njegovo prileganje podatkom. Posebno pozornost namenjam primerjavi modelov in identifikaciji tistega, ki najceloviteje pojasni verjetnost dolgotrajne brezposelnosti med mladimi. V osrednjem delu poglavja se osredotočim na poglobljeno analizo najprimernejšega modela, ki vključuje tudi oceno njegove stabilnosti in statistične veljavnosti.

4.2.2.1 Model 1: Ničelni model

V prvem koraku sem ocenila ničelni model, ki vključuje le konstantni člen (*intercept*) in ne upošteva nobene pojasnjevalne spremenljivke. Namen osnovnega modela je določiti izhodiščno verjetnost dolgotrajne brezposelnosti med mladimi v analiziranem vzorcu, neodvisno od njihovih demografskih ali socialno-ekonomskih značilnosti. Takšen model

služi kot referenčna osnova za primerjavo z bolj kompleksnimi modeli, ki vključujejo dodatne razlage.

Slika 7: Izpis ničelnega modela logistične regresije (Model 1) v okolju R

```
##
## Call:
## glm(formula = Brezposelnost ~ 1, family = binomial, data = mladi_model)
##
## Coefficients:
##             Estimate Std. Error z value Pr(>|z|)
## (Intercept) -1.46954    0.07546  -19.47  <2e-16 ***
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## (Dispersion parameter for binomial family taken to be 1)
##
##      Null deviance: 1113.1  on 1154  degrees of freedom
## Residual deviance: 1113.1  on 1154  degrees of freedom
## AIC: 1115.1
##
## Number of Fisher Scoring iterations: 4
```

Vir: lastno delo.

Kot je prikazano v enačbi (1), ocenjeni koeficient konstante $-1,47$, vstavljen v logitno funkcijo, daje verjetnost približno $0,187$. To pomeni, da je verjetnost, da bo naključno izbrani mladi posameznik doživel dolgotrajno brezposelnost, približno $18,70\%$. Rezultat je v popolnem soglasju z izsledki deskriptivne analize (glej tabelo 1), kjer delež anketirancev z izkušnjo dolgotrajne brezposelnosti prav tako znaša $18,70\%$. To ujemanje potrjuje, da ničelni model ustrezno zajema osnovno porazdelitev izida v vzorcu in predstavlja dobro izhodišče za nadaljnjo modelno gradnjo, pri čemer Model 1 ponuja temeljno referenco za oceno prispevka posameznih individualnih in kontekstualnih dejavnikov k razlagi verjetnosti dolgotrajne brezposelnosti med mladimi.

$$p = \frac{1}{1+e^{-1.47}} \approx 0.187 \quad (1)$$

4.2.2.2 Model 2: Osnovni model

V drugem koraku analize sem v regresijsko funkcijo vključila tri temeljne pojasnjevalne spremenljivke: spol, stopnjo izobrazbe in subjektivni socialni status. Namen osnovnega modela je preveriti, v kolikšni meri ti demografski in socialno-ekonomski dejavniki prispevajo k obetu, da mlada oseba doživi dolgotrajno brezposelnost.

Rezultati regresije kažejo, da imata tako srednja kot visoka izobrazba statistično značilen vpliv na obet dolgotrajne brezposelnosti v primerjavi z referenčno kategorijo – osebami z nizko izobrazbo. Koeficient za srednjo izobrazbo znaša $b = 1,03$ ($p < 0,001$), kar ustreza razmerju obetov približno $2,80$ ($e^{1.03041}$), kar pomeni, da je obet za dolgotrajno brezposelnost pri mladih s srednjo izobrazbo približno $2,80$ -kratnik obeta mladih z nizko izobrazbo, ob predpostavki, da so ostale pojasnjevalne spremenljivke nespremenjene. Pri visoko

izobraženih mladih znaša ocenjeni koeficient $b = 1,10$ ($p < 0,001$), kar ustreza razmerju obetov približno 2,99 ($e^{1.09500}$). To pomeni, da je obet za dolgotrajno brezposelnost pri visoko izobraženih mladih približno 3-kratnik obeta mladih z nizko izobrazbo ob nespremenjenosti ostalih pojasnjevalnih spremenljivk. Paradoksalna pozitivna povezanost med višjo izobrazbo in višjim obetom dolgotrajne brezposelnosti bo podrobneje interpretirana v razpravi, saj odstopa od klasičnih pričakovanj teorije človeškega kapitala.

Tudi subjektivni socialni status se je izkazal za statistično značilen dejavnik. Mladi, ki poročajo o višjem subjektivnem statusu, imajo bistveno nižje obete za dolgotrajno brezposelnost v primerjavi z vrstniki z nižjim subjektivnim socialnim statusom. Ocenjeni regresijski koeficient znaša $b = -1,48$ ($p < 0,001$), kar ustreza razmerju obetov približno 0,23 ($e^{-1.47788}$). To pomeni, da je obet za dolgotrajno brezposelnost pri mladih z višjim subjektivnim statusom približno 0,23-kratnik obeta njihovih vrstnikov z nižjim socialnim statusom, ob predpostavki, da so ostale pojasnjevalne spremenljivke nespremenjene. Ta rezultat potrjuje pomen zaznane materialne varnosti kot zaščitnega dejavnika, ki pomembno zmanjšuje tveganje za izkušnjo dolgotrajne brezposelnosti.

Slika 8: Izpis osnovnega modela logistične regresije (Model 2) v okolju R

```
##
## Call:
## glm(formula = Brezposelnost ~ Spol + Izobrazba + Socialni_status,
##      family = binomial, data = mladi_model)
##
## Coefficients:
##              Estimate Std. Error z value Pr(>|z|)
## (Intercept)   -0.98635    0.25467  -3.873 0.000107 ***
## SpolŽenska    -0.08797    0.15692  -0.561 0.575091
## IzobrazbaSrednja  1.03041    0.22051   4.673 2.97e-06 ***
## IzobrazbaVisoka  1.09500    0.26693   4.102 4.09e-05 ***
## Socialni_statusVišji -1.47788    0.21152  -6.987 2.81e-12 ***
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## (Dispersion parameter for binomial family taken to be 1)
##
##    Null deviance: 1113.1  on 1154  degrees of freedom
## Residual deviance: 1046.3  on 1150  degrees of freedom
## AIC: 1056.3
##
## Number of Fisher Scoring iterations: 5
```

Vir: lastno delo.

Po drugi strani spremenljivka spol presenetljivo ni dosegla statistične značilnosti ($p = 0,575$), kar nakazuje, da v obravnavanem vzorcu spol ni pomemben napovedni dejavnik tveganja za dolgotrajno brezposelnost. Ne glede na to pa splošni kazalniki ustreznosti modela kažejo, da Model 2 predstavlja pomembno izboljšanje v primerjavi z ničelnim modelom. Devianca se je znižala s 1113,10 na 1046,30, kar pomeni statistično značilno izboljšanje prileganja ($\chi^2 = 66,80$; $p < 0,001$). Prav tako se je znižala vrednost kriterija AIC s 1115,10 na 1056,30, kar potrjuje višjo pojasnjevalno moč Modela 2.

4.2.2.3 Model 3: Razširjeni model

V Modelu 3 sem k osnovnim pojasnjevalnim spremenljivkam – spolu, izobrazbi in subjektivnemu socialnemu statusu – dodala še spremenljivko država bivanja, s ciljem preveriti, ali nacionalni kontekst statistično značilno vpliva na obete za dolgotrajno brezposelnost med mladimi. Rezultati regresije kažejo, da imajo mladi iz Hrvaške ($b = 0,88$; $p < 0,001$), Avstrije ($b = 0,74$; $p = 0,007$) in Italije ($b = 0,70$; $p = 0,006$) statistično značilno višje obete za dolgotrajno brezposelnost v primerjavi z vrstniki iz Slovenije, ki predstavlja referenčno kategorijo. Pretvorba ocenjenih koeficientov pokaže, da je obet za dolgotrajno brezposelnost približno 2,40-kratnik obeta na Hrvaškem ($e^{0.8830}$), 2,10-kratnik obeta v Avstriji ($e^{0.7385}$) in 2,00-kratnik obeta v Italiji ($e^{0.6958}$), v primerjavi s Slovenijo, ob predpostavki nespremenjenosti ostalih pojasnjevalnih spremenljivk.

Slika 9: Izpis razširjenega modela logistične regresije (Model 3) v okolju R

```
##
## Call:
## glm(formula = Brezposelnost ~ Spol + Izobrazba + Socialni_status +
##      Drzava, family = binomial, data = mladi_model)
##
## Coefficients:
##              Estimate Std. Error z value Pr(>|z|)
## (Intercept)      -1.6579      0.3375  -4.911 9.04e-07 ***
## Spolženska        -0.1035      0.1578  -0.656 0.511897
## IzobrazbaSrednja    1.0019      0.2222   4.508 6.53e-06 ***
## IzobrazbaVisoka     1.1078      0.2688   4.122 3.76e-05 ***
## Socialni_statusVišji -1.4084      0.2154  -6.537 6.27e-11 ***
## DrzavaAvstrija      0.7385      0.2754   2.681 0.007332 **
## DrzavaHrvaška       0.8830      0.2664   3.315 0.000917 ***
## DrzavaItalija       0.6958      0.2541   2.738 0.006176 **
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## (Dispersion parameter for binomial family taken to be 1)
##
##      Null deviance: 1113.1  on 1154  degrees of freedom
## Residual deviance: 1033.3  on 1147  degrees of freedom
## AIC: 1049.3
##
## Number of Fisher Scoring iterations: 5
```

Vir: lastno delo.

Vključitev države bivanja v model ni bistveno spremenila ocen osnovnih individualnih dejavnikov. Izobrazba ostaja pomembno povezana z izidom: mladi s srednjo izobrazbo ($b = 1,00$; $p < 0,001$) imajo približno 2,72-kratnik obeta za dolgotrajno brezposelnost ($e^{1.0019}$), medtem ko imajo mladi z visoko izobrazbo ($b = 1,11$; $p < 0,001$) približno 3,03-kratnik obeta ($e^{1.1078}$) v primerjavi z vrstniki z nizko izobrazbo, ob predpostavki, da so ostale pojasnjevalne spremenljivke nespremenjene. Tudi subjektivni socialni status ostaja pomemben dejavnik: posamezniki, ki poročajo o višjem subjektivnem statusu, imajo statistično značilno nižje obete za dolgotrajno brezposelnost ($b = -1,41$; $p < 0,001$). Razmerje obetov je približno 0,24 ($e^{-1.4084}$), kar pomeni, da je obet za dolgotrajno brezposelnost pri mladih z višjim subjektivnim statusom približno 0,24-kratnik obeta vrstnikov z nižjim statusom, ob predpostavki, da so ostale pojasnjevalne spremenljivke nespremenjene. Spremenljivka spol

tudi v tem modelu ni statistično značilna ($b = -0,10$; $p = 0,512$), kar potrjuje predhodno ugotovitev, da spol v tem vzorcu ne deluje kot pomemben pojasnjevalni dejavnik.

Kazalniki prileganja potrjujejo izboljšanje Modela 3 v primerjavi z Modelom 2. Odklanjanje se je znižalo s 1046,30 na 1033,30, kar pomeni izboljšanje prileganja modela ($\chi^2 = 13,00$; $p = 0,004$), vrednost kriterija AIC pa se je zmanjšala s 1056,30 na 1049,30. Ti kazalniki potrjujejo, da vključitev države v model prispeva k boljši razlagi variabilnosti v verjetnosti brezposelnosti. Z vključitvijo države bivanja Model 3 dodatno osvetli pomen nacionalnega konteksta pri razlagi dolgotrajne brezposelnosti mladih. Hkrati ohranja stabilnost in statistično značilnost osnovnih individualnih dejavnikov, kar povečuje njegovo analitično uporabnost. Čeprav Model 3 razkrije pomembne razlike med državami, pa se s tem odpira novo vprašanje: ali vpliv določenih dejavnikov – zlasti izobrazbe – ostaja konstanten znotraj vseh nacionalnih okvirov. Da bi preverila obstoj takšnih interakcij, v naslednjem koraku oblikujem Model 4, ki vključuje interakcijski učinek med izobrazbo in državo bivanja.

4.2.2.4 Model 4: Interakcijski model

V Modelu 4 sem preverila, ali se vpliv izobrazbe na obet dolgotrajne brezposelnosti razlikuje glede na državo bivanja. V regresijsko funkcijo sem vključila vse glavne učinke (spol, subjektivni socialni status, izobrazbo in državo) ter interakcijske učinke med izobrazbo in državo. Tak pristop temelji na predpostavki, da se lahko pomen izobrazbe na trgu dela razlikuje glede na institucionalne, gospodarske in kulturne značilnosti posamezne države (Buchmann in Kriesi, 2011).

Vse p -vrednosti interakcijskih učinkov med izobrazbo in državo presegajo prag statistične značilnosti ($p > 0,05$), kar pomeni, da ni statistično značilnih razlik v vplivu izobrazbe na obete za dolgotrajno brezposelnost glede na državo bivanja. Čeprav so nekateri ocenjeni učinki numerično različni, razlike niso dovolj izrazite, da bi jih bilo mogoče potrditi s statističnim testiranjem. Rezultati tako kažejo, da vpliv izobrazbe ostaja razmeroma konsistenten v vseh vključenih državah, kar potrjuje stabilnost osnovnih učinkov iz prejšnjega modela in zmanjšuje verjetnost pomembnih kontekstualnih interakcij.

Z vključitvijo interakcijskih učinkov sta glavna učinka izobrazbe in države bivanja večinoma izgubila svojo statistično značilnost. Tako srednja izobrazba ($b = 0,84$; $p = 0,152$) kot visoka izobrazba ($b = 0,70$; $p = 0,314$) nista več statistično značilno povezani z obeti za dolgotrajno brezposelnost. Podobno velja za učinke Hrvaške ($p = 0,930$) in Italije ($p = 0,841$), katerih vpliv v Modelu 4 ni več statistično značilen. Edina država, kjer glavni učinek ostaja statistično značilen, je Avstrija ($b = 1,30$; $p = 0,034$). Mladi, ki bivajo v Avstriji, imajo približno 3,69-kratnik obeta za dolgotrajno brezposelnost v primerjavi z vrstniki iz Slovenije ($e^{1,30456}$), ob predpostavki, da so ostale pojasnjevalne spremenljivke nespremenjene.

Med glavnimi učinki subjektivni socialni status ohranja svojo izrazito statistično značilnost ($b = -1,45$; $p < 0,001$): mladi, ki poročajo o višjem subjektivnem statusu, imajo bistveno

nižje obete za dolgotrajno brezposelnost v primerjavi s tistimi z nižjim statusom. Razmerje obetov je približno 0,24 ($e^{-1.44873}$), kar pomeni, da so obeti za dolgotrajno brezposelnost pri mladih z višjim subjektivnim statusom približno 0,24-kratnik obeta njihovih vrstnikov z nižjim statusom, ob predpostavki, da so ostale pojasnjevalne spremenljivke nespremenjene. Spol tudi v tem modelu ni statistično značilen ($b = -0,12$; $p = 0,451$), kar potrjuje ugotovitve iz prejšnjih modelov, da ta dejavnik nima pomembnega pojasnjevalnega vpliva.

Slika 10: Izpis interakcijskega modela logistične regresije (Model 4) v okolju R

```
##
## Call:
## glm(formula = Brezposelnost ~ Spol + Socialni_status + Izobrazba *
##       Drzava, family = binomial, data = mladi_model)
##
## Coefficients:
##              Estimate Std. Error z value Pr(>|z|)
## (Intercept)      -1.42148    0.56039  -2.537   0.0112 *
## SpolŽenska        -0.11987    0.15918  -0.753   0.4514
## Socialni_statusVišji -1.44873    0.21888  -6.619 3.62e-11 ***
## IzobrazbaSrednja     0.84149    0.58700   1.434   0.1517
## IzobrazbaVisoka      0.70421    0.69952   1.007   0.3141
## DrzavaAvstrija       1.30456    0.61409   2.124   0.0336 *
## DrzavaHrvaška        0.06529    0.73875   0.088   0.9296
## DrzavaItalija        0.12501    0.62356   0.200   0.8411
## IzobrazbaSrednja:DrzavaAvstrija -0.75127    0.70174  -1.071   0.2844
## IzobrazbaVisoka:DrzavaAvstrija -0.80665    0.92260  -0.874   0.3819
## IzobrazbaSrednja:DrzavaHrvaška  0.91129    0.81030   1.125   0.2607
## IzobrazbaVisoka:DrzavaHrvaška  0.92451    0.94808   0.975   0.3295
## IzobrazbaSrednja:DrzavaItalija  0.52787    0.70216   0.752   0.4522
## IzobrazbaVisoka:DrzavaItalija  1.04256    0.81846   1.274   0.2027
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## (Dispersion parameter for binomial family taken to be 1)
##
## Null deviance: 1113.1  on 1154  degrees of freedom
## Residual deviance: 1022.2  on 1141  degrees of freedom
## AIC: 1050.2
##
## Number of Fisher Scoring iterations: 5
```

Vir: lastno delo.

Kazalniki prileganja kažejo, da Model 4 prinese le omejeno izboljšanje v primerjavi z Modelom 3. Odklanjanje se je znižalo s 1033,30 na 1022,20 ($\chi^2 = 11,13$ df = 6), vendar ta razlika ni statistično značilna ($p = 0,084$). Hkrati se je vrednost kriterija AIC rahlo povečala, in sicer s 1049,30 na 1050,20, kar pomeni, da dodatna kompleksnost modela ni upravičena z vidika izboljšanja ravnotežja med prileganjem in enostavnostjo. Čeprav Model 4 omogoča konceptualno relevantno preverjanje razlik v vplivu izobrazbe med državami, rezultati ne potrjujejo statistično značilnih interakcij. V analiziranem vzorcu se vpliv izobrazbe na dolgotrajno brezposelnost ne razlikuje bistveno glede na nacionalni kontekst, kar nakazuje, da izobrazba deluje kot splošno pomemben dejavnik – neodvisno od države bivanja. Model 4 zato ne prispeva pomembne analitične dodane vrednosti v primerjavi z Modelom 3, ki ostaja metodološko najbolj uravnotežena in interpretativno najprimernejša izbira za nadaljnjo analizo.

4.2.2.5 Primerjava regresijskih modelov

Za preverjanje, ali zaporedno vključevanje pojasnjevalnih spremenljivk prispeva k statistično značilnemu izboljšanju pojasnjevalne moči, sem izvedla preizkuse razmerja verjetij z log-likelihood testi (χ^2), s katerimi preverjam, ali zaporedna nadgradnja modela vodi do statistično značilnih izboljšav. Rezultati kažejo, da vsak dodatni sklop spremenljivk prispeva k izboljšanju prileganja modela, čeprav se izboljšava pri zadnjem modelu ne izkaže za statistično značilno.

Model 2, ki vključuje spol, izobrazbo in subjektivni socialni status, se v primerjavi z ničelnim modelom statistično značilno bolje prilega podatkom. Znižanje odklanjanja s 1113,10 na 1046,26 ustreza razliki $\chi^2(4) = 66,84$ ($p < 0,001$), kar potrjuje pomembno pojasnjevalno vrednost osnovnih individualnih dejavnikov. Z nadgradnjo v Model 3, kjer je dodatno vključena še spremenljivka država bivanja, se prileganje nadalje izboljša; odklanjanje se zniža na 1033,28, kar ustreza razliki $\chi^2(3) = 12,96$ ($p = 0,0047$). Ta rezultat kaže, da ima nacionalni kontekst samostojen in statistično pomemben vpliv na obete dolgotrajne brezposelnosti. Model 4, ki uvaja interakcijske učinke med izobrazbo in državo bivanja, prinese še dodatno znižanje odklanjanja na 1022,15 ($\chi^2(6) = 11,13$), vendar ta izboljšava ni več statistično značilna ($p = 0,084$). Ob tem se rahlo poveča tudi vrednost kriterija AIC – s 1049,30 (Model 3) na 1050,20 (Model 4), kar nakazuje, da dodatna kompleksnost modela ni upravičena z vidika razmerja med prileganjem in enostavnostjo. Čeprav Model 4 numerično doseže najnižje odklanjanje, se interakcijski učinki izkažejo za statistično neznailne, medtem ko glavna učinka izobrazbe in države izgubita svojo značilnost. To lahko kaže na prisotnost kolinearnosti ali prekrivanja informacij med glavnimi in interakcijskimi učinki, kar zmanjšuje stabilnost ocen in otežuje interpretacijo rezultatov.

Na podlagi teh rezultatov sklepam, da je Model 3 najustreznejša analitična rešitev. Združuje ključne individualne in kontekstualne dejavnike, ohranja stabilne in statistično značilne ocene ter omogoča pregledno in zanesljivo interpretacijo rezultatov. Čeprav je interakcijski pristop teoretično upravičen, empirični rezultati ne potrjujejo statistično značilnih razlik v vplivu izobrazbe med državami. Podrobni izpisi preizkusov razmerja verjetij za vse tri primerjave modelov so navedeni v prilogi 2.

4.2.3 Analiza Modela 3: rezultati, interpretacija in diagnostika

Na podlagi primerjave vseh štirih modelov se je kot metodološko najbolj uravnotežena rešitev izkazal Model 3, ki združuje temeljne individualne dejavnike (spol, izobrazbo, subjektivni socialni status) s kontekstualnim vplivom države bivanja. Njegova struktura omogoča celovitejše razumevanje dejavnikov, ki vplivajo na verjetnost za dolgotrajno brezposelnost med mladimi, obenem pa ohranja preglednost in stabilnost ocen. V nadaljevanju podrobno predstavim regresijsko funkcijo izbranega modela, interpretiram

ključne regresijske koeficiente in izvedem diagnostično presojo prileganja, stabilnosti in ustreznosti Modela 3.

4.2.3.1 Rezultati regresijske analize

Rezultati logistične regresije Modela 3 kažejo na več statistično značilnih učinkov pojasnjevalnih spremenljivk na višino obeta za dolgotrajno brezposelnost med mladimi. Struktura modela je prikazana v logitni enačbi (2), ki ponazarja povezavo med pojasnjevalnimi spremenljivkami in obetom, da mlada oseba doživi dolgotrajno brezposelnost.

$$P(\text{Brezposelnost}) = \frac{1}{1 + e^{-(\beta_0 + \beta_1 \cdot \text{Spol} + \beta_2 \cdot \text{Izobrazba}_{\text{srednja}} + \beta_3 \cdot \text{Izobrazba}_{\text{visoka}} + \beta_4 \cdot \text{SocialniStatus} + \beta_5 \cdot \text{DržavaIT} + \beta_6 \cdot \text{DržavaHR} + \beta_7 \cdot \text{DržavaAT})}} \quad (2)$$

Izobrazba. Rezultati kažejo, da sta tako srednja kot visoka stopnja izobrazbe statistično značilno povezani z višjimi obeti za dolgotrajno brezposelnost v primerjavi z mladimi z nizko izobrazbo, ki je referenčna kategorija. Ocenjeni regresijski koeficient za srednjo izobrazbo znaša $b = 1,00$ ($p < 0,001$), kar ustreza razmerju obetov približno 2,72 ($e^{1.0019}$). To pomeni, da je obet za dolgotrajno brezposelnost pri srednje izobraženih mladih približno 2,72-kratnik obeta dolgotrajne brezposelnosti pri mladih z nizko izobrazbo, ob predpostavki, da so ostale pojasnjevalne spremenljivke nespremenjene. Pri visoko izobraženih mladih znaša ocenjeni koeficient $b = 1,11$ ($p < 0,001$), kar ustreza razmerju obetov približno 3,03 ($e^{1.1078}$). To pomeni, da je obet za dolgotrajno brezposelnost pri visoko izobraženih mladih približno 3,03-kratnik obeta v primerjavi z mladimi z nizko izobrazbo, ob predpostavki, da so ostale pojasnjevalne spremenljivke nespremenjene.

Ti rezultati so konceptualno nepričakovani, saj številne empirične in teoretične raziskave poudarjajo izobrazbo kot zaščitni dejavnik pred brezposelnostjo, ki zmanjšuje tveganje njenega pojava. Model 3 pa kaže, da višja izobrazba povečuje obete za dolgotrajno brezposelnost, kar lahko odraža več možnih dejavnikov: strukturno neskladje med izobraževalnim sistemom in potrebami trga dela, kot navaja OECD (2021), daljši prehodi visoko izobraženih posameznikov iz šolanja v zaposlitev, na kar opozarja ILO (2023), ter selektivno iskalno vedenje, povezano z višjimi pričakovanji glede kakovosti zaposlitve, ki ga izpostavlja Eurofound (2017).

Kombinacija teh dejavnikov lahko pomeni, da visoko izobraženi mladi začasno ostajajo brez zaposlitve ali pa zavračajo manj ustrezne zaposlitvene možnosti. Tovrstna ranljivost visoko izobraženih mladih ni neznana in je že bila opažena v evropskih kontekstih z visoko stopnjo akademske inflacije ali nefleksibilnim trgom dela (Buchmann in Kriesi, 2011).

Subjektivni socialni status. Pojasnjevalna spremenljivka subjektivni socialni status, operacionalizirana kot zaznana finančna varnost gospodinjstva, se je izkazala za statistično značilen dejavnik dolgotrajne brezposelnosti. Ocenjeni regresijski koeficient znaša $b = -1,41$ ($p < 0,001$), kar ustreza razmerju obetov približno 0,24 ($e^{-1.4084}$). To pomeni, da je obet za

dolgotrajno brezposelnost pri mladih z višjim subjektivnim statusom približno 0,24-kratnik obeta njihovih vrstnikov z nižjim statusom, ob predpostavki, da so ostale pojasnjevalne spremenljivke nespremenjene. Mladi, ki zaznavajo višjo finančno stabilnost, imajo torej bistveno nižje obete za dolgotrajno brezposelnost v primerjavi s tistimi, ki poročajo o finančni negotovosti. Ta povezava je skladna z literaturo, ki poudarja pomen subjektivnega doživljanja socialne neenakosti kot napovednika izključitve z družbenega in ekonomskega področja (npr. Böhnke in Link, 2017; OECD, 2021).

Država bivanja. Z vidika nacionalnega konteksta se v Modelu 3 kot referenčna država uporablja Slovenija. V primerjavi z njo rezultati kažejo statistično značilne razlike za vse tri analizirane države. Za Hrvaško znaša ocenjeni regresijski koeficient $b = 0,88$ ($p < 0,001$), kar ustreza razmerju obetov približno 2,42 ($e^{0.8830}$). To pomeni, da je obet za dolgotrajno brezposelnost pri mladih na Hrvaškem približno 2,42-kratnik obeta pri mladih v Sloveniji, ob predpostavki, da so ostale pojasnjevalne spremenljivke nespremenjene. Tudi Italija se statistično značilno razlikuje od Slovenije. Ocenjeni koeficient znaša $b = 0,70$ ($p = 0,006$), kar ustreza razmerju obetov približno 2,01 ($e^{0.6958}$). Mladi v Italiji imajo torej približno 2,01-kratnik obeta za dolgotrajno brezposelnost v primerjavi z vrstniki v Sloveniji ob nespremenjenosti ostalih pojasnjevalnih spremenljivk. Statistično značilen je tudi učinek Avstrije ($b = 0,74$; $p = 0,007$), kar ustreza razmerju obetov približno 2,09 ($e^{0.7385}$). Mladi v Avstriji imajo torej približno 2,09-kratnik obeta dolgotrajne brezposelnosti v primerjavi z mladimi v Sloveniji vse ob nespremenjenih vrednostih ostalih pojasnjevalnih spremenljivk.

Ti rezultati potrjujejo, da ima nacionalni kontekst pomembno vlogo pri oblikovanju zaposlitvenih možnosti mladih. Razlike med državami so lahko posledica institucionalnih dejavnikov, kot so učinkovitost prehodov iz izobraževanja v zaposlitev, prožnost trga dela, razvitost sistemov podpore za mlade in gospodarska stabilnost (OECD, 2021). Empirične ugotovitve tako podpirajo tezo, da tveganje brezposelnosti med mladimi ni le rezultat individualnih značilnosti, temveč tudi širših strukturnih pogojev v posameznih državah.

Statistično neznačilni učinki. Spremenljivka spol se tudi v Modelu 3 ni izkazala za statistično značilen dejavnik dolgotrajne brezposelnosti ($b = -0,10$; $p = 0,512$), kar pomeni, da ni statistično značilne razlike v obetih za dolgotrajno brezposelnost med moškimi in ženskami. Ta ugotovitev je skladna z rezultati iz prejšnjih modelov, ki prav tako niso zaznali pomembne povezave med spolom in tveganjem dolgotrajne brezposelnosti.

4.2.3.2 Diagnostična presoja Modela 3

Za preverjanje ustreznosti izbranega Modela 3 sem izvedla vrsto diagnostičnih postopkov, s katerimi sem ocenila stabilnost regresijskih ocen, preverila skladnost s predpostavkami logistične regresije ter identificirala morebitna vplivna ali odstopajoča opazovanja. Analiza vključuje preverjanje multikolinearnosti, pregled standardiziranih ostankov, oceno vpliva posameznih opazovanj (Cookova razdalja) ter izračun psevdo R^2 koeficienta.

Faktor napihnjenosti variance. Za oceno morebitne multikolineranosti med pojasnjevalnimi spremenljivkami sem uporabila faktor napihnjenosti variance (angl. Variance Inflation Factor, VIF), ki ocenjuje, v kolikšni meri je napaka ocene posameznega regresijskega koeficienta povečana zaradi linearne povezanosti z drugimi spremenljivkami v modelu (Gujarati, 2011). Ker so nekatere vključene spremenljivke večkategorialne (npr. izobrazba in država), sem pri interpretaciji upoštevala posplošen GVIF, ki omogoča primerljivost med spremenljivkami z različno stopnjo prostosti in se interpretira podobno kot običajni VIF. V literaturi se kot prag za potencialno problematično multikolinearnost pogosto navaja vrednost 5, v strožjih primerih pa že vrednost nad 2,50 (James in drugi, 2021). V tabeli 2 so prikazane izračunane vrednosti: vse transformirane vrednosti GVIF so bistveno pod kritičnimi pragovi, kar pomeni, da v modelu ni zaznati težav z multikolinearnostjo. To potrjuje stabilnost ocen in kaže, da so vključene pojasnjevalne spremenljivke medsebojno dovolj neodvisne za zanesljivo interpretacijo regresijskih učinkov.

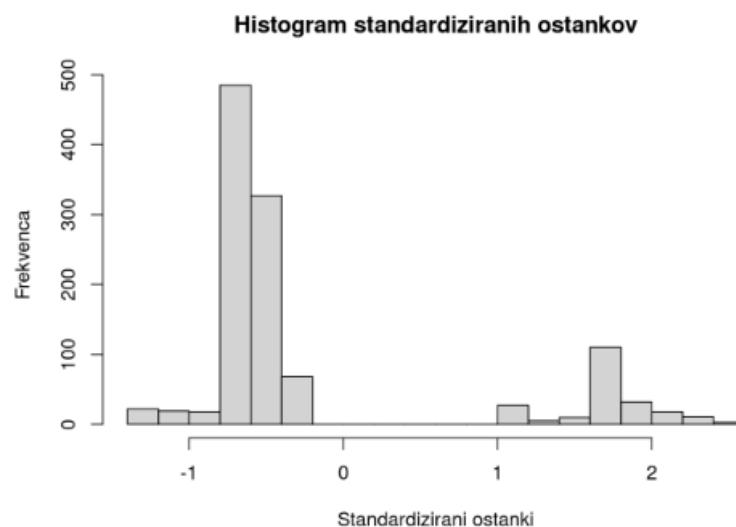
Tabela 2: Faktorji napihnjenosti variance

Spremenljivka	GVIF	Stopinje prostosti (df)	$GVIF^{(1/(2 \times df))}$
Spol	1,0095	1	1,0048
Izobrazba	1,0658	2	1,0161
Socialni status	1,0813	1	1,0399
Država	1,0507	3	1,0083

Vir: lastno delo.

Standardizirani ostanki. Čeprav logistična regresija ne predpostavlja normalni porazdelitvi ostankov, analiza standardiziranih ostankov omogoča identifikacijo morebitnih odstopajočih enot ter splošno oceno kakovosti prileganja modela. Histogram na sliki 11 prikazuje njihovo porazdelitev, pri čemer je večina ostankov skoncentrirana med vrednostma $-1,5$ in $+2$ s prevladujočo frekvenco v negativnem delu razpona. Takšna rahlo nesimetrična porazdelitev je pričakovana pri modelih z binarnim izidom, saj pogosto odraža neuravnoteženost med izidnima kategorijama. Nekaj opazovanj presega vrednost $+2$, vendar ni prisotnih ekstremnih odstopanj nad ± 3 , kar je ključna meja za zaznavanje izrazito nenavadnih enot. Na podlagi vizualne ocene sklepam, da ni prisotnih izrazitih odstopajočih vrednosti, ki bi ogrožale stabilnost modela ali kazale na slabo prileganje. Standardizirani ostanki so torej porazdeljeni v pričakovanem območju in potrjujejo, da je Model 3 ustrezno prilegajoč.

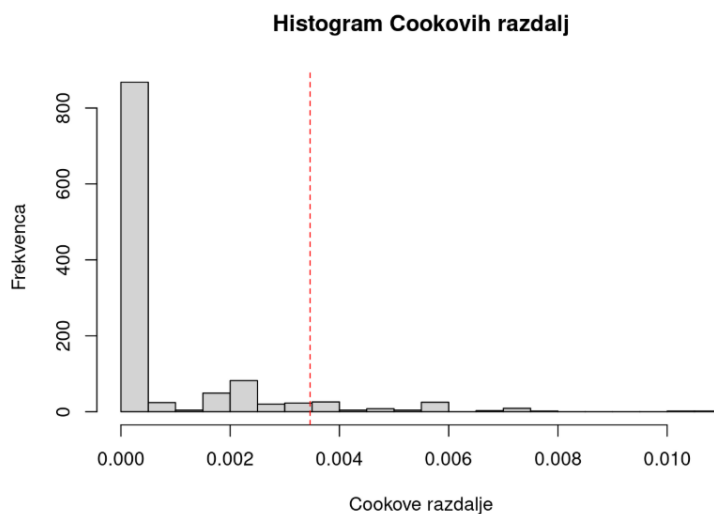
Slika 11: Histogram standardiziranih ostankov logistične regresije – Model 3



Vir: lastno delo.

Cookove razdalje. Za nadaljnjo presojo stabilnosti Modela 3 sem analizirala Cookove razdalje, ki združujejo informacijo o velikosti ostanka in vzvodnosti (angl. leverage) posameznega primera. Ta diagnostična mera omogoča prepoznavo vplivnih opazovanj, ki lahko nesorazmerno vplivajo na ocene regresijskih koeficientov (Cook in Weisberg, 1982). Histogram Cookovih razdalj (slika 12) kaže, da so vrednosti v veliki večini skoncentrirane okoli ničle, kar pomeni, da večina enot nima pomembnega vpliva na strukturo modela. Kot referenčni prag sem uporabila priporočeno vrednost $4/n$, kjer je n število opazovanj. Pri velikosti vzorca $n = 1155$ prag znaša približno 0,0035, kar preseže manjši del enot, a vse vrednosti ostajajo daleč pod opozorilno mejo 1, ki v literaturi velja za indikator izrazito vplivnih opazovanj (Cook in Weisberg, 1982).

Slika 12: Histogram Cookovih razdalj – Model 3



Vir: lastno delo.

Analiza šestih opazovanj z najvišjo vrednostjo Cookove razdalje potrjuje, da nobena enota ne presega vrednosti 0,011, kar pomeni, da tudi najbolj vplivne enote nimajo nesorazmernega učinka na model. Med najvišje uvrščenimi so enote z ID 1176, 994, 1113 in 1181, vendar so njihove vrednosti Cookove razdalje med 0,0079 in 0,0107, kar ostaja znotraj varnega območja. Na tej osnovi lahko zaključim, da je Model 3 robusten in ni občutljiv na posamezne opazovalne enote. Odsotnost izrazito vplivnih primerov potrjuje stabilnost regresijskih ocen ter krepi zaupanje v veljavnost in interpretativno trdnost analize.

Psevdo R^2 . Za dodatno presojo pojasnjevalne moči Modela 3 sem izračunala psevdo R^2 koeficiente, ki se pogosto uporabljajo kot orientacijsko merilo kakovosti prileganja pri logistični regresiji. Ker gre za verjetnostni model, ta ne omogoča neposredne uporabe klasičnega koeficienta determinacije, kot ga poznamo v linearni regresiji, zato psevdo R^2 predstavlja alternativni način za ocenjevanje razložene variance. Med najpogostejše uporabljenimi psevdo R^2 indeksi so McFaddenov, Cox–Snellov in Nagelkerkejev kazalnik. V tej analizi sem uporabila McFaddenov psevdo R^2 , ki temelji na primerjavi logaritmov verjetnosti ocenjenega in ničelnega modela (Hosmer in drugi, 2013).

Izračunana vrednost znaša 0,072, kar pomeni, da Model 3 pojasni približno 7,2 % variance v logitni verjetnosti dolgotrajne brezposelnosti. Čeprav se ta vrednost uvršča med nižje, so v praksi tudi takšne vrednosti pogoste pri analizi socialnih podatkov z binarnimi izidi – zlasti kadar je raziskovani pojav posledica številnih kompleksnih individualnih in kontekstualnih dejavnikov. V literaturi, npr. Hosmer in drugi (2013), se kot prag za uporabno pojasnjevanje pogosto navaja vrednost 0,10, vendar nižjih vrednosti ni treba izključevati, če jih spremljajo drugi kazalniki kakovosti in stabilnosti modela.

V tem kontekstu psevdo R^2 pomembno dopolnjuje celostno sliko o kakovosti Modela 3: kljub zmerni vrednosti koeficienta model zagotavlja statistično značilne učinke, stabilne regresijske ocene, odsotnost multikolinearnosti in vplivnih enot, kar potrjuje njegovo uporabnost pri raziskovanju dejavnikov dolgotrajne brezposelnosti mladih v izbranih državah. Vključitev individualnih in kontekstualnih dejavnikov omogoča uravnoteženo interpretacijo rezultatov ter metodološko konsistentno analizo obravnavanega raziskovalnega problema.

5 RAZPRAVA

Analiza trendov brezposelnosti mladih med letoma 2014 in 2024 je pokazala splošno izboljšanje njihovega položaja na trgu dela v vseh štirih analiziranih državah, pri čemer so bile prisotne tudi pomembne nacionalne posebnosti. Slovenija je beležila zmeren, a stabilen upad brezposelnosti, Avstrija se je uvrščala med države z najnižjo stopnjo brezposelnosti mladih, medtem ko sta Italija in Hrvaška ohranjali višje ravni ter izrazitejša nihanja. Rezultati regresijske analize, na drugi strani, pa razkrivajo bolj kompleksno sliko. Model 3 kaže, da imajo mladi iz Hrvaške, Avstrije in Italije statistično značilno večje tveganje

dolgotrajne brezposelnosti v primerjavi z mladimi iz Slovenije, ki je bila uporabljena kot referenčna kategorija. Zlasti pri Avstriji je ugotovitev presenetljiva – čeprav agregatni kazalniki kažejo na ugoden položaj, je individualno tveganje za dolgotrajno brezposelnost statistično višje kot v Sloveniji. To razhajanje poudarja razkorak med makro- in mikroanalitičnimi pristopi: medtem ko trendi beležijo povprečne vrednosti na ravni populacije, regresijska analiza omogoča vpogled v razlike znotraj posameznih podskupin mladih. Podobne ugotovitve o pomenu kombiniranja obeh analitičnih ravni poudarjata tudi Berloff in Villa (2010), ki opozarjata, da se »makroekonomski indikatorji pogosto ne ujemajo z individualno izkušnjo mladih brezposelnih, zlasti v državah z visoko socialno heterogenostjo«. Tudi pričujoča raziskava s tem potrjuje pomen večnivojskega pristopa, ki upošteva tako strukturne značilnosti trga dela kot individualna tveganja in zaznave. V nadaljevanju poglavja so zato podrobneje razčlenjene nacionalne razlike, pomen izobrazbe, subjektivni socialni status in drugi ključni dejavniki, ki vplivajo na tveganje dolgotrajne brezposelnosti mladih.

5.1 Nacionalne razlike

Rezultati regresijske analize potrjujejo obstoj statistično značilnih razlik v verjetnosti dolgotrajne brezposelnosti med analiziranimi državami. Mladi iz Hrvaške, Avstrije in Italije imajo občutno višje tveganje dolgotrajne brezposelnosti v primerjavi z vrstniki iz Slovenije, ki je bila uporabljena kot referenčna kategorija. Čeprav trendni kazalniki kažejo, da Slovenija na makro ravni ne izstopa bistveno, rezultati regresijskega modela razkrivajo, da so individualna tveganja med najnižjimi. To nakazuje, da je nacionalni institucionalni okvir pomemben dejavnik oblikovanja možnosti mladih na trgu dela. V Sloveniji se zdi, da uspešnejšo integracijo mladih omogoča kombinacija več dejavnikov: prisotnost javnih podpornih mehanizmov (npr. ZRSZ, karierni centri), izvajanje ukrepov aktivne politike zaposlovanja (npr. Jamstvo za mlade, subvencionirane zaposlitve) ter prizadevanja za usklajevanje izobraževalnega sistema z zahtevami trga dela (OECD, 2020; European Commission, 2023a). Čeprav ostajajo nekatere systemske omejitve, so prehodi iz izobraževanja v zaposlitev v Sloveniji v povprečju manj tvegani kot v drugih sredozemskih ali posttranzicijskih državah.

Na Hrvaškem pa je tveganje dolgotrajne brezposelnosti med mladimi najvišje, kar je skladno z obema analitičnima pristopoma. K temu najverjetneje prispevajo počasno uveljavljanje reform, omejeno usklajevanje izobraževalnega sistema s potrebami trga ter nizka učinkovitost aktivacijske politike (ILO, 2021; ESPON, 2022). Ob tem ima tudi visoka stopnja izseljevanja mladih – zlasti visoko izobraženih – negativne posledice za demografsko strukturo in dolgoročno vzdržnost trga dela.

Italija že dalj časa beleži izrazito visoke ravni brezposelnosti mladih. Raziskave opozarjajo na več strukturnih težav, med drugim na togost trga dela, razširjeno prekarnost in šibko povezavo med izobraževanjem in zaposlitvijo (Berton in drugi, 2011; OECD, 2021). Mladi

pogosto ostajajo ujeti v začasne in nestabilne oblike zaposlitve z omejenimi možnostmi napredovanja, kar lahko prispeva k občutku negotovosti in slabši delovni perspektivi.

Posebno pozornost zahteva primer Avstrije. Čeprav je ta država v trendni analizi umeščena med uspešnejše primere, regresijski model kaže na statistično značilno višje tveganje dolgotrajne brezposelnosti v primerjavi s Slovenijo. To navidezno neskladje bi lahko odražalo selektivno delovanje institucionalnih mehanizmov – zlasti dualnega sistema vajeništva, ki sicer velja za zgled dobre prakse. Vendar raziskave kažejo, da sistem morda ni enako dostopen in učinkovit za vse skupine mladih – zlasti za priseljence, posameznike z nepopolno kvalifikacijo ali pripadnike družbeno ranljivejših okolij (Dornmayr in Nowak, 2022). Tako se lahko tveganje dolgotrajne brezposelnosti koncentrira znotraj določenih podskupin, ki ostajajo prikrite v agregatnih statističnih kazalnikih.

Primerjava držav izpostavi pomen institucionalnega konteksta pri oblikovanju priložnosti mladih na trgu dela. Regresijska analiza ne razkriva zgolj individualnih značilnosti, temveč osvetljuje tudi delovanje sistemskih mehanizmov, ki lahko krepijo ali zmanjšujejo socialna tveganja. V tem okviru se Slovenija pokaže kot razmeroma uravnoteženo okolje, ki mladim ponuja bolj predvidljiv in manj tvegano prehodno obdobje. Metodološka izbira Slovenije kot referenčne države je tako vsebinsko in analitično upravičena, saj omogoča primerjavo z institucionalno raznolikimi okolji.

5.2 Paradoks izobrazbe

Analiza trendov brezposelnosti med mladimi kaže, da imajo posamezniki z nižjo izobrazbo v povprečju višjo stopnjo brezposelnosti, kar je skladno s pričakovanji in številnimi empiričnimi študijami (ILO, 2023; Eurostat, 2024c). Rezultati regresijske analize pa kažejo nepričakovan vzorec: mladi z višjo stopnjo izobrazbe imajo statistično značilno večje tveganje dolgotrajne brezposelnosti kot tisti z nižjo izobrazbo. Tako srednješolsko kot visokošolsko izobraženi posamezniki dosegajo višje razmerje obetov za dolgotrajno brezposelnost v primerjavi z osnovnošolsko izobraženimi, kar vzbuja vprašanja o delovanju izobraževalnega sistema in strukturi trga dela. Do razkoraka med trendnimi in regresijskimi rezultati lahko pride zaradi temeljnih razlik v ravni analize. Medtem ko trendni podatki prikazujejo povprečne stopnje brezposelnosti v posameznih izobrazbenih skupinah, ne nadzorujejo hkratnega vpliva drugih dejavnikov, kot so država bivanja, subjektivni socialni status ali spol. Regresijska analiza pa omogoča modeliranje kompleksnih razmerij med spremenljivkami, kar pomeni, da se učinek izobrazbe oceni ob upoštevanju drugih dejavnikov. V takem analitičnem okviru se lahko zgodi, da višja izobrazba izgubi svojo varovalno vlogo ali celo postane dejavnik tveganja – zlasti če se njen učinek prepleta z institucionalnim kontekstom, zaposlitvenimi pričakovanji ali omejenim povpraševanjem po visoko kvalificirani delovni sili. Takšne razlike so značilne za primerjavo med deskriptivno in multivariatno analizo – regresijski modeli namreč omogočajo odkrivanje učinkov, ki jih preproste povprečne primerjave pogosto prikrijejo (Gelman in Hill, 2007).

Ta rezultat je mogoče razumeti v okviru t. i. paradoksa izobrazbe – pojava, ko višja raven formalne izobrazbe ne zagotavlja več zaščite pred brezposelnostjo, zlasti pri mladih. Kot ugotavljata Brunello in Wruuck (2019), se številni visoko izobraženi mladi srečujejo z neskladjem med pridobljenimi kompetencami in dejanskimi potrebami trga dela, kar omejuje njihove zaposlitvene možnosti. Namesto da bi bila izobrazba prednost, lahko v določenih kontekstih deluje celo kot ovira – zlasti kadar gospodarstvo ne ustvarja dovolj kakovostnih, visoko kvalificiranih zaposlitev, ki bi ustrezale pričakovanjem diplomantov. Poleg tega raziskave kažejo, da inflacija diplom prispeva k znižanju signalne vrednosti izobrazbe na trgu dela (Brown in drugi, 2020). Povečano število visokošolskih diplomantov lahko povzroči zasičenost določenih sektorjev, kar vodi v prekarno zaposlovanje, podzaposlenost ali dolgotrajno iskanje ustreznega delovnega mesta. Mladi z višjo izobrazbo se pogosto soočajo tudi z višjimi pričakovanji glede kakovosti zaposlitve, kar lahko podaljša obdobje brezposelnosti, če niso pripravljeni sprejeti manj zahtevnih delovnih pogojev. Podobne vzorce beležijo tudi druge evropske študije. Na primer Eurofound (2022b) ugotavlja, da se visoko izobraženi mladi v Italiji, Španiji in Grčiji pogosto srečujejo z zapoznelim vstopom na trg dela in prehodom v stabilno zaposlitev. Raziskava CEDEFOP (2021) opozarja, da formalna izobrazba sama po sebi ne zadostuje več za konkurenčnost na trgu dela, če ni podprta s praktičnimi izkušnjami, digitalnimi veščinami in karierno usmerjenostjo.

V kontekstu analiziranih držav je možno, da sistemske značilnosti – kot so neustrezna karierna orientacija, omejeno sodelovanje med univerzami in delodajalci ter regionalna neenakost priložnosti – dodatno prispevajo k razkoraku med izobrazbo in zaposljivostjo. Še posebej v državah z manj razvito prakso poklicnega usmerjanja in omejeno vlogo delodajalcev v izobraževalnem sistemu se lahko pojavijo sistemske slepe pege, ki povečujejo ranljivost visoko izobraženih mladih. Dodatno kompleksnost ustvarjajo tudi razlike glede smeri izobrazbe – družboslovne in humanistične smeri se pogosto spopadajo z višjo stopnjo brezposelnosti kot naravoslovne ali tehnične (OECD, 2020).

Ugotovitve te raziskave tako izpostavljajo potrebo po strateškem razmisleku o vlogi izobraževalnega sistema v pripravi mladih na trg dela. Sama izobrazba ni več zadostna varovalka pred dolgotrajno brezposelnostjo – pomembna je tudi njena relevantnost, uporabnost in povezava z dejanskim povpraševanjem. Politike zaposlovanja bi morale bolj ciljno naslavljaliti potrebe visoko izobraženih mladih tudi skozi spodbujanje kakovostnih prvih zaposlitev, programov mentorskega usposabljanja, praktičnih izkušenj že med študijem in trajnostnega kariernega razvoja.

5.3 Subjektivni socialni status

Subjektivni socialni status je v okviru te raziskave pokazal pomembno in statistično značilno povezavo z verjetnostjo dolgotrajne brezposelnosti. Mladi, ki svoj socialni položaj ocenjujejo višje, imajo bistveno nižje tveganje za doživetje dolgotrajne brezposelnosti v

primerjavi s tistimi, ki se umeščajo v nižje rangirane socialne sloje. Vključitev te spremenljivke v Model 3 je razkrila dodatno dimenzijo tveganja, ki je v uradni statistiki pogosto prezrta, a v empirični analizi še kako pomembna.

Mladi, ki svoj subjektivni socialni status ocenjujejo višje, imajo opazno manjše tveganje za dolgotrajno brezposelnost v primerjavi s tistimi, ki se umeščajo v nižji statusni razred. Ta ugotovitev je skladna z raziskavami, ki poudarjajo pomen psihosocialnih dejavnikov pri oblikovanju socialne vključenosti in zaposlitvenih priložnosti (Adler in drugi, 2000; Destin in drugi, 2017). V skladu s teorijo so takšni rezultati pričakovani, saj subjektivni status pogosto deluje kot posredni pokazatelj različnih oblik socialnega kapitala, samozavesti in zaznane agencije, ki vplivajo na posameznikove možnosti vključevanja v trg dela. Višji subjektivni status pogosto odraža višjo stopnjo samoučinkovitosti, dostop do socialnega kapitala, informacijskih virov in podpornih omrežij – vse to pa lahko vpliva na večjo uspešnost pri iskanju zaposlitve. Mladi, ki zaznavajo svoj status kot višji, so lahko tudi bolj motivirani, samozavestni in bolje povezani s trgom dela. Tovrstni dejavniki se pogosto ne zajamejo v tradicionalnih ekonomskih modelih, a se – kot kažejo rezultati – lahko izkažejo za ključne pri razumevanju ranljivosti mladih na trgu dela. Na primer raziskava Eurofound (2021) poudarja, da programi kariernega svetovanja, ki temeljijo na krepitvi samozavesti in socialnih veščin, povečujejo zaposlitveno uspešnost mladih iz nižjih slojev. S tem se potrjuje, da je subjektivna zaznava statusa lahko pomembna točka posredovanja v praksi.

Pomembno je poudariti, da subjektivni status ni zgolj psihološka zaznava, temveč tudi odsev objektivnih materialnih pogojev, vzgojno-izobraževalnega ozadja, socialnega okolja in širših kulturnih norm, zato njegova analitična vključitev pomeni preseganje tradicionalnih indikatorjev socioekonomskega statusa (kot so dohodek, izobrazba, poklic), saj omogoča bolj holističen vpogled v dejavnike socialne vključenosti (Singh-Manoux in drugi, 2005). Kljub dokazani analitični vrednosti subjektivnega statusa ostajajo odprta vprašanja glede njegove merljivosti in interpretacije. Subjektivne ocene so lahko pod vplivom trenutnega razpoloženja, kulturnih norm ali družbenih pričakovanj, kar lahko vpliva na njihovo stabilnost skozi čas (Operario in drugi, 2004).

To kaže, da bi morale politike zaposlovanja in podpore mladim vključevati tudi komponente psihološke krepitve – kot so krepitev občutka nadzora, pozitivne samopodobe in percepcije učinkovitosti – saj ti dejavniki pomembno vplivajo na vedenje posameznikov na trgu dela. Ugotovitve te raziskave potrjujejo potrebo po nadaljnjem raziskovanju subjektivnega socialnega statusa kot napovednika življenjskih izidov mladih. Vključevanje tovrstnih kazalnikov v politike zaposlovanja in programe kariernih podpore bi lahko prispevalo k bolj ciljno usmerjenim rešitvam, ki naslavlajo tudi manj vidne, a vplivne dimenzije socialne neenakosti.

5.4 Spol in trg dela

Regresijska analiza je pokazala, da spol v Modelu 3 ni dosegel statistične značilnosti, kar pomeni, da razlike med moškimi in ženskami glede tveganja dolgotrajne brezposelnosti niso bile dovolj izrazite za sklepanje o sistematični povezanosti. To je na prvi pogled presenetljivo, saj trendni podatki – zlasti v Sloveniji – kažejo na višjo brezposelnost mladih žensk.

Neskladje med trendnimi in regresijskimi rezultati je mogoče razložiti z interakcijo spola z drugimi dejavniki, kot so izobrazba, subjektivni socialni status in nacionalni institucionalni okvir. Ob hkratnem nadzoru teh spremenljivk učinek spola ni več statistično značilen, kar pomeni, da spol sam po sebi ni odločilen dejavnik tveganja, temveč deluje posredno prek drugih družbenih determinant. Literatura opozarja, da se razlike med spoloma danes vse bolj kažejo v kakovosti zaposlitve, ne zgolj v njeni prisotnosti ali odsotnosti. Ženske so pogostejše zaposlene v manj varnih, slabše plačanih in prekarnih oblikah dela (Rubery in Figueiredo, 2018; ILO, 2023), kar pomeni, da sama stopnja brezposelnosti ne zajame vseh oblik spolne neenakosti. Poleg tega raziskave opozarjajo, da je brezposelnost žensk pogosto podcenjena zaradi neformalne zaposlitve, družinskih obveznosti ali neaktivnosti, ki ni nujno prostovoljna (OECD, 2021).

Ugotovitev o neznačilnosti spola v regresijskem modelu zato ne pomeni, da spolne razlike na trgu dela ne obstajajo, temveč kaže na omejitve uporabljenega kazalnika. Poudarja tudi potrebo po širšem, intersekcijskem pristopu, ki vključuje tudi druge dimenzije tržne ranljivosti, kot so vrsta pogodbe, varnost zaposlitve in usklajevanje poklicnega in zasebnega življenja. Tak pristop bi omogočil bolj celostno razumevanje položaja mladih žensk na trgu dela ter oblikovanje ukrepov, ki naslovijo specifične izzive njihove zaposlitvene poti.

5.5 Metodološke omejitve

Kljub preiščeni zasnovi in uporabi ustreznih statističnih metod ima tudi ta raziskava nekatere omejitve, ki jih je treba upoštevati pri interpretaciji rezultatov. Ena ključnih omejitev izhaja iz narave uporabljenih podatkov. Analiza temelji na podatkih ESS, ki so zbrani v enem samem časovnem trenutku in zato ne omogočajo sklepov o vzročnosti. Ugotovljene povezave med spremenljivkami – na primer med subjektivnim socialnim statusom in tveganjem brezposelnosti – tako ni mogoče interpretirati kot enosmerne vzročne učinke. Omejitev predstavlja tudi način merjenja dolgotrajne brezposelnosti. Na podlagi razpoložljivih podatkov je bila dolgotrajna brezposelnost operacionalizirana kot življenjska izkušnja posameznika, ki je bil kadarkoli brezposeln in je iskal zaposlitev več kot tri mesece. Gre torej za retrospektivno, samoporočano spremenljivko, ki meri prisotnost tovrstne izkušnje, ne pa njenega trajanja ali časovne umeščenosti. Takšna posredna opredelitev lahko omeji natančnost merjenja in primerljivost z uradnimi statističnimi definicijami dolgotrajne brezposelnosti, ki temeljijo na trenutnem statusu in administrativnih evidencah. Posledično

je treba rezultate interpretirati kot zaznavo življenjske ranljivosti in ne kot neposreden pokazatelj trenutne brezposelnosti.

Vzorčna struktura lahko vpliva na posplošljivost ugotovitev. Kljub prizadevanjem za reprezentativnost se velikost in sestava vzorcev med državami razlikuje, pri čemer so nekatere najbolj ranljive skupine mladih morda izključene. To lahko vodi v podcenjevanje dejanske izpostavljenosti dolgotrajni brezposelnosti. Z vidika analitičnega modela velja opozoriti, da logistična regresija predpostavlja linearno povezanost med logaritmom razmerja obojnih in pojasnjevalnimi spremenljivkami. Čeprav je bila preverjena osnovna diagnostika (npr. multikolinearnost, vplivne točke), model pojasnjuje le manjši del variance (McFaddenov psevdo $R^2 \approx 0,072$), kar kaže, da obstajajo dodatni, neupoštevani dejavniki tveganja.

Poleg tega model ni zajel nekaterih pomembnih spremenljivk, kot so regionalne razlike, delovne izkušnje, družinske okoliščine ali vedenjski vzorci iskanja zaposlitve, ki bi lahko dodatno pojasnili mehanizme brezposelnosti mladih. Kljub navedenim omejitvam raziskava ponuja empirične vpoglede v dejavnike dolgotrajne brezposelnosti in opozarja na potrebo po nadaljnjem poglobljenem raziskovanju z razširjenimi pristopi in dopolnilnimi metodami.

6 SKLEP

Raziskava je obravnavala problematiko dolgotrajne brezposelnosti mladih v štirih evropskih državah – Sloveniji, Avstriji, Hrvaški in Italiji – ter osvetlila kompleksno prepletanje strukturnih in individualnih dejavnikov, ki prispevajo k povečanemu tveganju socialne izključenosti med mladimi. S kombinacijo deskriptivne analize trendov in logistične regresije je bila omogočena primerjava med agregatnimi kazalniki brezposelnosti in individualno verjetnostjo dolgotrajne brezposelnosti, kar predstavlja pomembno metodološko prednost in poglobljen vpogled v razmerja med spremenljivkami.

Empirični rezultati potrjujejo obstoj pomembnih nacionalnih razlik. Mladi v Sloveniji so se izkazali za manj ogrožene kot njihovi vrstniki iz Hrvaške, Italije in Avstrije, kar odraža različne institucionalne ureditve, različno učinkovitost politik zaposlovanja ter usklajenost izobraževalnih sistemov s potrebami trga dela. Posebej pomembno je, da je bila ugotovljena prisotnost tako imenovanega paradoksa izobrazbe – višja raven formalne izobrazbe pri mladih ne pomeni nujno zaščite pred brezposelnostjo, temveč je v določenih državnih in institucionalnih kontekstih celo povezana z višjim tveganjem. Pomembno vlogo je odigral tudi subjektivni socialni status. Mladi, ki sami sebe umeščajo višje na družbeni lestvici, imajo občutno nižje tveganje za dolgotrajno brezposelnost, kar nakazuje na pomembnost psihosocialnih virov, socialnega kapitala in samozavesti pri iskanju zaposlitve. Po drugi strani analiza ni potrdila statistično značilnega vpliva spola, kar ne pomeni odsotnosti spolnih razlik, temveč kaže na potrebo po širšem, intersekcijskem pristopu ter nadgradnji kazalnikov, ki bi boljše zajeli raznolikost zaposlitvenih položajev.

Z vidika metodološke ustreznosti velja poudariti, da je bila izvedena podrobna diagnostika regresijskega modela. Rezultati kažejo na stabilen model brez zaznanih vplivnih enot, brez znakov multikolinearnosti in z ustreznimi vrednostmi standardiziranih ostankov in Cookovih razdalj. Kljub temu model pojasnjuje le omejen del variance, kar kaže, da obstajajo dodatni dejavniki, ki vplivajo na položaj mladih na trgu dela, vendar niso bili vključeni v to analizo.

Prispevek te raziskave je večplasten. Empirično prispeva k razumevanju dolgotrajne brezposelnosti mladih v evropskem kontekstu, predvsem Slovenije in njenih treh sosednjih držav, konceptualno pa poudarja pomen vključevanja subjektivnih zaznav in institucionalnih okvirjev v analize zaposlitvene ranljivosti. Ugotovitve imajo neposredno uporabno vrednost za oblikovalce politik, saj izpostavljajo potrebo po bolj prilagojenih, ciljno usmerjenih ukrepih, zlasti za mlade z višjo izobrazbo, nižjim subjektivnim statusom ali tiste, ki prihajajo iz manj stabilnih okolij. Za prihodnje raziskave se odpirajo številne možnosti – od vključevanja longitudinalnih podatkov do analize kakovosti zaposlitev, regionalnih razlik in individualnih strategij iskanja zaposlitve. Tovrstni razširjeni pristopi bi lahko prispevali k razvoju bolj celostnih strategij za vključevanje mladih na trg dela v času vse večje negotovosti, fleksibilizacije delovnih razmerij in transformacije zaposlitvenih poti.

Opomba o uporabi orodja umetne inteligence: Pri pripravi magistrskega dela sem kot podporno orodje uporabila umetno inteligenco ChatGPT (OpenAI, različica 2025), zlasti pri jezikovnem in slogovnem oblikovanju besedila, preverjanju skladnosti z akademskimi smernicami ter strukturiranju metodoloških in empiričnih delov. Vse analize, interpretacije in znanstvene vsebine so rezultat lastnega raziskovalnega dela; umetna inteligenca je bila uporabljena zgolj za izboljšanje jasnosti, terminološke natančnosti in koherence besedila.

SEZNAM KLJUČNE LITERATURE

1. Bell, D. N. F. in Blanchflower, D. G. (2011). Young people and the Great Recession. *Oxford Review of Economic Policy*, 27(2), 241–267. <https://doi.org/10.1093/oxrep/grr011>
2. Böhnke, P. in Link, S. (2017). Poverty and the social participation of young people: Evidence from Europe. *Journal of European Social Policy*, 27(2), 123–137. <https://doi.org/10.1177/0958928716680986>
3. de Lange, M., Gesthuizen, M. in Wolbers, M. H. J. (2014). Youth labour market integration across Europe: The impact of cyclical, structural, and institutional characteristics. *European Societies*, 16(2), 194–212. <https://doi.org/10.1080/14616696.2013.821621>
4. Escudero, V. in Mourello, E. L. (2017). The Youth Guarantee programme in Europe: Features, implementation and challenges. *International Labour Review*, 156(4), 557–583. <https://doi.org/10.1111/ilr.12085>

5. Standing, G. (2011). *The precariat: The new dangerous class*. Bloomsbury Academic.
<https://doi.org/10.5040/9781849664554>

LITERATURA IN VIRI

6. Adler, N. E., Boyce, T., Chesney, M. A., Folkman, S. in Syme, S. L. (2000). Socioeconomic inequalities in health: No easy solution. *JAMA*, 284(21), 2996–3000.
<https://doi.org/10.1001/jama.284.21.2996>
7. Becker, G. S. (1993). *Human capital: A theoretical and empirical analysis with special reference to education* (3. izd.). University of Chicago Press.
8. Berloff, G. in Villa, P. (2010). Changing labour market opportunities for young people in Italy and the role of the family of origin. *Rivista italiana degli economisti*, 2, 227–252. <https://doi.org/10.1427/77083>
9. Berloff, G. in Villa, P. (2010). Labour market participation of young people and the role of institutions. *Intereconomics*, 45(1), 36–44. <https://doi.org/10.1007/s10272-010-0324-2>
10. Berton, F., Devillanova, C. in Richiardi, M. (2011). The political economy of youth unemployment in Italy. *International Journal of Manpower*, 32(3), 274–292.
<https://doi.org/10.1108/01437721111136748>
11. Blossfeld, H.-P., Klijzing, E., Mills, M. in Kurz, K. (ur.). (2005). *Globalization, uncertainty and youth in society: The losers in a globalizing world*. Routledge.
12. Bourdieu, P. (1986). Bourdieu, P. (1986). The forms of capital. V J. G. Richardson (ur.), *Handbook of theory and research for the sociology of education* (str. 241–258). Greenwood.
13. Breen, R. (2005). Explaining cross-national variation in youth unemployment: Market and institutional factors. V H.-P. Blossfeld, E. Klijzing, M. Mills in K. Kurz (ur.), *Globalization, uncertainty and youth in society: The losers in a globalizing world* (str. 89–114). Routledge.
14. Brown, P., Lauder, H. in Ashton, D. (2011). *The global auction: The broken promises of education, jobs and incomes*. Oxford University Press.
15. Brown, P., Lauder, H. in Ashton, D. (2020). *The death of human capital? Its failed promise and how to renew it in an age of disruption*. Oxford University Press.
<https://doi.org/10.1093/oso/9780190644301.001.0001>
16. Brunello, G. in Wruuck, P. (2019). *Skill shortages and skill mismatch in Europe: A review of the literature*. European Investment Bank.
17. Buchmann, M. C. in Kriesi, I. (2011). Transition to adulthood in Europe. *Annual Review of Sociology*, 37, 481–503. <https://doi.org/10.1146/annurev-soc-081309-150212>
18. Cedefop. (2002). *Scenarios and strategies for vocational education and training in Slovenia*. Publications Office of the European Union.
19. Cook, R. D., in Weisberg, S. (1982). *Residuals and influence in regression*. Chapman and Hall.

20. Destin, M., Rheinschmidt-Same, M. in Richeson, J. A. (2017). Status-based identity: A conceptual approach integrating the social psychological study of socioeconomic status and identity. *Perspectives on Psychological Science*, 12(2), 270–289. <https://doi.org/10.1177/1745691616664424>
21. Doeringer, P. B. in Piore, M. J. (1971). *Internal labor markets and manpower analysis*. Heath.
22. Dornmayr, H. in Nowak, S. (2022). *Lehrlingsausbildung im Überblick 2022: Strukturdaten, Trends und Perspektiven*. Institut für Bildungsforschung der Wirtschaft. <https://ibw.at/resource/download/2504/ibw-forschungsbericht-212>
23. European Spatial Planning Observation Network – ESPON. (2022). *Youth unemployment and regional labour markets*. <https://www.espon.eu/youth-unemployment>
24. European Social Survey – ESS. (2025). *ESS, Round 11, edition 3.0*. NSD. <https://doi.org/10.21338/NSD-ESS11-2025>
25. Eichhorst, W., Rodríguez-Planas, N., Schmidl, R. in Zimmermann, K. F. (2015). A road map to vocational education and training systems around the world. *ILR Review*, 68(2), 314–337. <https://doi.org/10.1177/0019793914564963>
26. Eurofound. (2021). *Empowering youth: Lessons from Europe for active inclusion in the labour market*. Publications Office of the European Union. <https://data.europa.eu/doi/10.2806/686198>
27. Eurofound. (2022a). *COVID-19: Implications for employment and working life*. <https://www.eurofound.europa.eu>
28. Eurofound. (2022b). *Youth in the digital age: Addressing the challenges for employment and well-being*. <https://www.eurofound.europa.eu/en/publications/report/2022/youth-in-the-digital-age-addressing-the-challenges-for-employment-and-well-being>
29. Eurofound. (2024). *Youth integration in the EU: Navigating digitalisation and labour shortages – Background paper*. Publications Office of the European Union. <https://www.eurofound.europa.eu/en/topic/youth>
30. European Commission. (2020). *Youth Guarantee country by country – Croatia*. Directorate-General for Employment, Social Affairs and Inclusion. <https://commission.europa.eu/>
31. European Commission. (2023a). *Youth employment policy review 2023 – Slovenia*. Directorate-General for Employment, Social Affairs and Inclusion. <https://commission.europa.eu/>
32. European Commission. (2023b). *Employment and social developments in Europe 2023: Addressing labour shortages and skills gaps in the EU*. Publications Office of the European Union. <https://doi.org/10.2767/089698>
33. European Training Foundation - ETF. (2025). *Governance practices for Youth Guarantee: The case of the Republic of Slovenia*. ETF. https://www.etf.europa.eu/sites/default/files/202503/ETF%20YG%20Case%20study_Slovenia_v07.pdf

34. Eurostat. (2025a). *Unemployment by sex and age – annual data [une_rt_a]*. https://ec.europa.eu/eurostat/databrowser/view/une_rt_a/default/table
35. Eurostat. (2025b). *Young people neither in employment nor in education and training (NEET), by sex and age [edat_lfse_20]*. https://ec.europa.eu/eurostat/databrowser/view/edat_lfse_20/default/table
36. Eurostat. (2025c). *Youth unemployment by sex, age and educational attainment level – annual data [yth_empl_090]*. https://ec.europa.eu/eurostat/databrowser/view/yth_empl_090/default/table
37. Ferrera, M. (1996). The ‘Southern model’ of welfare in social Europe. *Journal of European Social Policy*, 6(1), 17–37. <https://doi.org/10.1177/095892879600600102>
38. Field, A. (2018). *Discovering statistics using R* (2. izd.). Sage.
39. Furlong, A., Woodman, D. in Wyn, J. (2013). Changing times, changing perspectives: Reconciling “transition” and “youth research”. *International Journal of Sociology and Social Policy*, 33(3/4), 130–144. <https://doi.org/10.1108/01443331311308257>
40. Goodman, S. N., Fanelli, D. in Ioannidis, J. P. A. (2016). What does research reproducibility mean? *Science Translational Medicine*, 8(341), 341ps12. <https://doi.org/10.1126/scitranslmed.aaf5027>
41. Goos, M., Manning, A. in Salomons, A. (2009). Job polarization in Europe. *American Economic Review*, 99(2), 58–63. <https://doi.org/10.1257/aer.99.2.58>
42. Gujarati, D. N. (2011). *Econometrics by example* (1. izd.). Palgrave Macmillan.
43. Hosmer, D. W., Lemeshow, S., in Sturdivant, R. X. (2013). *Applied logistic regression* (3. izd.). Wiley.
44. International Labour Organization – ILO. (2013). *Resolution concerning statistics of work, employment and labour underutilization*. 19th International Conference of Labour Statisticians (ICLS), Ženeva. https://www.ilo.org/wcmsp5/groups/public/dgreports/stat/documents/normativeinstrument/wcms_230304.pdf
45. International Labour Organization – ILO. (2021). *Global employment trends for youth 2020: Technology and the future of jobs*. ILO. <https://www.ilo.org>
46. International Labour Organization – ILO. (2023). *Global employment trends for youth 2023: Investing in transforming futures for young people*. ILO. https://www.ilo.org/global/publications/books/WCMS_888205/lang--en/index.htm
47. James, G., Witten, D., Hastie, T. in Tibshirani, R. (2021). *An introduction to statistical learning: With applications in R* (2. izd.). Springer. <https://doi.org/10.1007/978-1-0716-1418-1>
48. Ministrstvo za delo, družino, socialne zadeve in enake možnosti. (2023). *Ukrepi aktivne politike zaposlovanja za ranljive skupine mladih*. GOV.SI. <https://www.gov.si teme/zaposlovanje>
49. Organisation for Economic Co-operation and Development – OECD. (2016). *Society at a glance 2016: OECD social indicators*. OECD Publishing. <https://doi.org/10.1787/9789264261488-en>

50. Organisation for Economic Co-operation and Development – OECD. (2020). *Supporting youth in entrepreneurship*. OECD Publishing. <https://doi.org/10.1787/6ff1e5b2-en>
51. Organisation for Economic Co-operation and Development – OECD. (2023a). *Education at a glance 2023: OECD indicators*. OECD Publishing. <https://doi.org/10.1787/b43f6abf-en>
52. Organisation for Economic Co-operation and Development – OECD. (2023b). *Gender equality and the labour market: Policies to improve outcomes for women*. <https://www.oecd.org>
53. Organisation for Economic Co-operation and Development – OECD. (2023c). *Giving young people a better start: Youth employment and activation policies in OECD countries*. OECD Publishing. <https://www.oecd.org/employment/young-people-labour-market.htm>
54. Operario, D., Adler, N. E. in Williams, D. R. (2004). Subjective social status: Reliability and predictive utility for global health. *Psychology & Health*, 19(2), 237–246. <https://doi.org/10.1080/08870440310001638098>
55. Rubery, J. in Figueiredo, H. (2018). Women and recession revisited. *Work, Employment and Society*, 32(2), 435–452. <https://doi.org/10.1177/0950017017738942>
56. Rözer, J., Kunze, E. in Suppa, S. (2020). Long-lasting effects of unemployment on perceived social status and social integration: Evidence from European longitudinal data. *Journal of Social Issues*, 76(3), 541–561.
57. Singh-Manoux, A., Adler, N. E. in Marmot, M. G. (2005). Subjective social status: Its determinants and its association with measures of ill-health in the Whitehall II study. *Social Science & Medicine*, 60(6), 1397–1404. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2004.06.013>
58. Standing, G. (2011). *The precariat: The new dangerous class*. London: Bloomsbury Academic.
59. Walther, A. (2006). Regimes of youth transitions: Choice, flexibility and security in young people's experiences across different European contexts. *Young*, 14(2), 119–139. <https://doi.org/10.1177/1103308806062737>
60. Zavod Republike Slovenije za zaposlovanje – ZRSZ. (2024). *Poročilo o razmerah na trgu dela mladih 2014–2024*. ZRSZ. <https://www.ess.gov.si>
61. Zavod Republike Slovenije za zaposlovanje – ZRSZ. (2025). *Poročilo o stanju na trgu dela 2024/25*. <https://www.ess.gov.si>

PRILOGE

Priloga 1: Deskriptivna analiza brezposelnosti mladih

Ta priloga vsebuje ključne tabele, ki prikazujejo gibanje brezposelnosti mladih (15–29 let) v obdobju 2014–2024. Podatki temeljijo na uradnih statističnih virih Eurostata, pridobljenih v letu 2025. Vse vrednosti so izražene v odstotkih, razen če je navedeno drugače.

Tabela 1: Stopnja brezposelnosti mladih (15–29 let) v Sloveniji, Avstriji, Italiji in na Hrvaškem, 2014–2024

LETO	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022	2023	2024
DRŽAVA											
EU27	19,2	17,6	16,1	14,5	13,1	12,2	13,7	13,1	11,4	11,2	11,4
Hrvaška	32,4	29,8	24,4	21,8	17,5	13,4	16,2	16,3	13,5	13,0	11,9
Italija	31,9	30,0	28,5	26,7	24,8	22,4	22,5	22,3	18,0	16,7	14,7
Avstrija	9,5	9,2	9,8	8,7	8,0	7,3	9,5	8,9	7,5	8,2	8,2
Slovenija	18,9	16,2	14,7	10,8	8,9	7,5	9,7	9,6	8,2	7,5	8,0

Vir: lastno delo na podlagi Eurostat (2025a).

Tabela 2: Deskriptivna statistika stopnje brezposelnosti mladih (15–29 let) v obdobju 2014–2024

Država	Povprečje (%)	Std. odklon	Koef. variacije (%)	Q1 (%)	Q3 (%)	IQR (%)
EU27	13,95	2,66	19,09	11,80	15,30	3,50
Hrvaška	19,11	7,06	36,95	13,45	23,10	9,65
Italija	23,50	5,54	23,59	20,15	27,60	7,45
Avstrija	8,62	0,84	9,77	8,10	9,35	1,25
Slovenija	10,91	3,91	35,80	8,10	12,75	4,65

Vir: lastno delo na podlagi Eurostat (2025a).

Tabela 3: Stopnja brezposelnosti mladih (15–29 let) po spolu v Sloveniji in EU27, 2014–2024

LETO		2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022	2023	2024
DRŽAVA	SPOL											
Slovenija	Skupaj	18,9	16,2	14,7	10,8	8,9	7,5	9,7	9,6	8,2	7,5	8,0
Slovenija	Moški	16,2	14,8	13,5	8,4	8,1	6,3	8,7	8,3	6,9	7,8	7,0
Slovenija	Ženske	22,3	17,9	16,1	13,6	9,9	9	11	11,4	9,8	7,1	9,2

Vir: lastno delo na podlagi Eurostat (2025a).

Tabela 4: Deskriptivna statistika stopnje brezposelnosti mladih (15–29 let) po spolu v Sloveniji in EU27, 2014–2024

Država	Spol	Povprečje (%)	Std. odklon	Koef. variacije (%)	Q1 (%)	Q3 (%)	IQR (%)
Slovenija	Moški	9,64	3,47	35,9	7,40	11,10	3,70
Slovenija	Ženske	12,48	4,57	36,64	9,50	14,85	5,35

Vir: lastno delo na podlagi Eurostat (2025a).

Tabela 5: Stopnja brezposelnosti mladih (15–29 let) v Sloveniji po izobrazbi, 2014–2024

LETO		2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022	2023	2024
DRŽAVA	ISCED											
Slovenija	Manj kot osnovno, osnovno in nižje srednje izobraževanje (ravni 0–2)	27,5	21,6	22,3	17,7	13,8	16,8	25,7	18,0	17,5	18,8	23,1
Slovenija	Srednje in višje srednje neterciarno izobraževanje (ravni 3 in 4)	17,5	16,0	13,3	10,3	8,5	6,8	10,0	9,7	8,0	6,9	6,9
Slovenija	Terciarno izobraževanje (ravni 5–8)	18,6	14,5	15,4	9,5	8,4	6,7	6,2	7,6	6,1	4,8	5,2

Vir: lastno delo na podlagi Eurostat (2025c).

Tabela 6: Deskriptivna statistika brezposelnosti mladih (15–29 let) v Sloveniji po izobrazbi, 2014–2024

Država	Izobrazba	Povprečje (%)	Std. odklon	Koef. variacije (%)	Q1 (%)	Q3 (%)	IQR (%)
Slovenija	Nizka	20,25	4,14	20,43	17,60	22,70	5,10
Slovenija	Srednja	10,35	3,71	35,83	7,45	11,80	4,35
Slovenija	Visoka	9,36	4,67	49,88	6,15	12,00	5,85

Vir: lastno delo na podlagi Eurostat (2025c).

Priloga 2: Analiza dejavnikov dolgotrajne brezposelnosti mladih (R koda)

1. Uvod

V tem dokumentu so natančno predstavljeni vsi koraki priprave, obdelave in analize podatkov, ki so bili uporabljeni v empiričnem delu magistrskega dela. Analiza temelji na podatkih 11. kroga raziskave ESS in vključuje mlade, stare med 15 in 29 let, iz Slovenije, Avstrije, Hrvaške in Italije.

2. Uvoz in priprava podatkov

2.1 Uvoz podatkov

```
data <- read.csv("Regresija_brezposelnost_mladih.csv", sep = ";", fileEncoding = "UTF-8")
```

2.2 Filtriranje po starosti

```
library(dplyr)

##
## Attaching package: 'dplyr'

## The following objects are masked from 'package:stats':
##
##   filter, lag

## The following objects are masked from 'package:base':
##
##   intersect, setdiff, setequal, union

mladi <- data %>% filter(agea >= 15 & agea <= 29)

summary(mladi$agea)

##      Min. 1st Qu.  Median    Mean 3rd Qu.    Max.
##  15.00   19.00   22.00   22.43   26.00   29.00
```

2.3 Ustvarjanje identifikacijske spremenljivke

```
mladi <- mladi %>%
  mutate(ID = row_number())

head(mladi[, c("ID", "idno", "agea")])

##   ID  idno agea
## 1  1 50030   21
## 2  2 50324   26
## 3  3 50611   25
## 4  4 50681   28
## 5  5 50732   16
## 6  6 50735   28

all(mladi$ID == 1:nrow(mladi))
```

```
## [1] TRUE
```

3. Čiščenje manjkajočih vrednosti

3.1 Zamenjava kodiranih manjkajočih vrednosti z NA

```
missing_values <- list(  
  gndr = 9,  
 edulvlb = c(5555, 7777, 8888, 9999),  
  pdjobev = c(6, 7, 8, 9),  
  uemp3m = c(7, 8, 9),  
  hincfel = c(7, 8, 9)  
)  
  
for (var in names(missing_values)) {  
  mladi[[var]][mladi[[var]] %in% missing_values[[var]]] <- NA  
}
```

```
summary(mladi$gndr)
```

```
##      Min. 1st Qu.  Median    Mean 3rd Qu.    Max.   
##      1.00   1.00   2.00   1.53   2.00   2.00
```

```
summary(mladi$edulvlb)
```

```
##      Min. 1st Qu.  Median    Mean 3rd Qu.    Max.   NA's   
##     113.0  213.0  321.0  347.3  323.0  800.0      9
```

```
summary(mladi$pdjobev)
```

```
##      Min. 1st Qu.  Median    Mean 3rd Qu.    Max.   NA's   
##       1.0    2.0    2.0    1.8    2.0    2.0    535
```

```
summary(mladi$uemp3m)
```

```
##      Min. 1st Qu.  Median    Mean 3rd Qu.    Max.   NA's   
##     1.000   2.000   2.000   1.816   2.000   2.000      8
```

```
summary(mladi$hincfel)
```

```
##      Min. 1st Qu.  Median    Mean 3rd Qu.    Max.   NA's   
##     1.000   1.000   2.000   1.644   2.000   4.000     40
```

4. Priprava spremenljivk

4.1 Izbor in preimenovanje spremenljivk

```
mladi_model <- mladi[, c("ID", "uemp3m", "gndr", "edulvlb", "cntry", "hincfel")]
```

```
mladi_model <- mladi_model %>%  
  rename(  
    Brezposelnost = uemp3m,
```

```

Spol = gndr,
Izobrazba =edulvlb,
Drzava = cntry,
Socialni_status = hincfel,
)

```

4.2 Rekodiranje in pretvorba v faktorje

```

mladi_model <- mladi_model %>%
  mutate(Brezposelnost = case_when(
    Brezposelnost == 1 ~ 1,
    Brezposelnost == 2 ~ 0,
    TRUE ~ NA_real_
  ))

mladi_model$Brezposelnost <- factor(mladi_model$Brezposelnost,
  levels = c(0, 1),
  labels = c("Ne", "Da"))

mladi_model$Spol <- factor(mladi_model$Spol,
  levels = c(1, 2),
  labels = c("Moški", "Ženska"))

mladi_model$Izobrazba <- factor(mladi_model$Izobrazba,
  levels = c(0, 113, 129, 212, 213, 221, 222, 223, 229, 311, 312, 313, 321, 322, 323, 412, 413, 421, 422, 423, 510, 520, 610, 620, 710, 720, 800),
  labels = c(rep("Nizka", 8), rep("Srednja", 13), rep("Visoka", 6)))

mladi_model$Socialni_status <- cut(as.numeric(mladi_model$Socialni_status),
  breaks = c(0, 2, 4),
  labels = c("Višji", "Nizek"),
  right = TRUE)

mladi_model$Socialni_status <- relevel(mladi_model$Socialni_status, ref = "Nizek")

mladi_model$Drzava <- factor(mladi_model$Drzava,
  levels = c("SI", "AT", "HR", "IT"),
  labels = c("Slovenija", "Avstrija", "Hrvaška", "Italija"))

mladi_model <- mladi_model[complete.cases(mladi_model), ]

summary(mladi_model[, -which(names(mladi_model) == "ID")])

## Brezposelnost      Spol      Izobrazba      Drzava      Socialni_status
## Ne:939           Moški :542    Nizka  :301    Slovenija:248    Nizek:123
## Da:216           Ženska:613    Srednja:648    Avstrija :238    Višji:1032

```

```
##                               Visoka :206   Hrvaška :264
##                               Italija  :405
```

5. Opis vzorca

5.1 Frekvence in deleži po spremenljivkah

```
round_freq_table <- function(var, varname) {
  tab <- table(var)
  prop <- prop.table(tab)
  df <- data.frame(
    Spremenljivka = paste(varname, ":", names(tab)),
    N = as.numeric(tab),
    Delez = round(100 * as.numeric(prop), 1)
  )
  return(df)
}

# Združitev tabel
library(knitr)

t_spol <- round_freq_table(mladi_model$Spol, "Spol")
t_izob <- round_freq_table(mladi_model$Izobrazba, "Izobrazba")
t_drz <- round_freq_table(mladi_model$Drzava, "Drzava")
t_soc <- round_freq_table(mladi_model$Socialni_status, "Socialni status")
t_brez <- round_freq_table(mladi_model$Brezposelnost, "Brezposelnost")

tabela_vzorec <- rbind(t_spol, t_izob, t_drz, t_soc, t_brez)

library(flextable)

flextable(tabela_vzorec) %>%
  set_caption("Opis vzorca (frekvence in deleži v %)") %>%
  autofit()
```

Opis vzorca (frekvence in deleži v %)

Spremenljivka	N	Delež
Spol: moški	542	46.9
Spol: ženska	613	53.1
Izobrazba: nizka	301	26.1
Izobrazba: srednja	648	56.1
Izobrazba: visoka	206	17.8

Spremenljivka	N	Delež
Drzava : Slovenija	248	21.5
Drzava : Avstrija	238	20.6
Drzava : Hrvaška	264	22.9
Drzava : Italija	405	35.1
Socialni status : nizek	123	10.6
Socialni status : višji	1,032	89.4
Brezposelnost : ne	939	81.3
Brezposelnost : da	216	18.7

6. Definicija regresijskih modelov

V nadaljevanju postopno gradimo različne logistične regresijske modele za oceno vpliva izbranih dejavnikov.

6.1 Model 1: ničelni model

```
model_zacetni <- glm(Brezposelnost ~ 1, data = mladi_model, family = binomial)
summary(model_zacetni)

##
## Call:
## glm(formula = Brezposelnost ~ 1, family = binomial, data = mladi_model)
##
## Coefficients:
##             Estimate Std. Error z value Pr(>|z|)
## (Intercept) -1.46954    0.07546  -19.47  <2e-16 ***
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## (Dispersion parameter for binomial family taken to be 1)
##
##    Null deviance: 1113.1  on 1154  degrees of freedom
## Residual deviance: 1113.1  on 1154  degrees of freedom
## AIC: 1115.1
##
## Number of Fisher Scoring iterations: 4
```

6.2 Model 2: osnovni model

```
model_osnovni <- glm(Brezposelnost ~ Spol + Izobrazba + Socialni_status,
                     data = mladi_model, family = binomial)
summary(model_osnovni)
```

```
##
## Call:
## glm(formula = Brezposelnost ~ Spol + Izobrazba + Socialni_status,
##      family = binomial, data = mladi_model)
##
## Coefficients:
##              Estimate Std. Error z value Pr(>|z|)
## (Intercept)    -0.98635     0.25467   -3.873 0.000107 ***
## SpolŽenska     -0.08797     0.15692   -0.561 0.575091
## IzobrazbaSrednja  1.03041     0.22051    4.673 2.97e-06 ***
## IzobrazbaVisoka  1.09500     0.26693    4.102 4.09e-05 ***
## Socialni_statusVišji -1.47788     0.21152   -6.987 2.81e-12 ***
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## (Dispersion parameter for binomial family taken to be 1)
##
##      Null deviance: 1113.1  on 1154  degrees of freedom
## Residual deviance: 1046.3  on 1150  degrees of freedom
## AIC: 1056.3
##
## Number of Fisher Scoring iterations: 5
```

6.3 Model 3: razširjeni model z državo

```
model_kompleksni <- glm(Brezposelnost ~ Spol + Izobrazba + Socialni_status + Drzava,
                        data = mladi_model, family = binomial)
summary(model_kompleksni)

##
## Call:
## glm(formula = Brezposelnost ~ Spol + Izobrazba + Socialni_status +
##      Drzava, family = binomial, data = mladi_model)
##
## Coefficients:
##              Estimate Std. Error z value Pr(>|z|)
## (Intercept)    -1.6579     0.3375  -4.911 9.04e-07 ***
## SpolŽenska     -0.1035     0.1578   -0.656 0.511897
## IzobrazbaSrednja  1.0019     0.2222    4.508 6.53e-06 ***
## IzobrazbaVisoka  1.1078     0.2688    4.122 3.76e-05 ***
## Socialni_statusVišji -1.4084     0.2154   -6.537 6.27e-11 ***
## DrzavaAvstrija    0.7385     0.2754    2.681 0.007332 **
## DrzavaHrvaška     0.8830     0.2664    3.315 0.000917 ***
## DrzavaItalija     0.6958     0.2541    2.738 0.006176 **
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## (Dispersion parameter for binomial family taken to be 1)
##
##      Null deviance: 1113.1  on 1154  degrees of freedom
## Residual deviance: 1033.3  on 1147  degrees of freedom
## AIC: 1049.3
```

```
##
## Number of Fisher Scoring iterations: 5
```

6.4 Model 4: z interakcijo izobrazbe in države

```
model_interakcija <- glm(Brezposelnost ~ Spol + Socialni_status + Izobra
zba * Drzava,
                        data = mladi_model, family = binomial)
summary(model_interakcija)

##
## Call:
## glm(formula = Brezposelnost ~ Spol + Socialni_status + Izobrazba *
##      Drzava, family = binomial, data = mladi_model)
##
## Coefficients:
##              Estimate Std. Error z value Pr(>|z|)
## (Intercept)    -1.42148     0.56039  -2.537   0.0112
## *
## SpolŽenska      -0.11987     0.15918  -0.753   0.4514
## Socialni_statusVišji -1.44873     0.21888  -6.619 3.62e-11
## ***
## IzobrazbaSrednja    0.84149     0.58700   1.434   0.1517
## IzobrazbaVisoka     0.70421     0.69952   1.007   0.3141
## DrzavaAvstrija     1.30456     0.61409   2.124   0.0336
## *
## DrzavaHrvaška       0.06529     0.73875   0.088   0.9296
## DrzavaItalija       0.12501     0.62356   0.200   0.8411
## IzobrazbaSrednja:DrzavaAvstrija -0.75127     0.70174  -1.071   0.2844
## IzobrazbaVisoka:DrzavaAvstrija -0.80665     0.92260  -0.874   0.3819
## IzobrazbaSrednja:DrzavaHrvaška  0.91129     0.81030   1.125   0.2607
## IzobrazbaVisoka:DrzavaHrvaška  0.92451     0.94808   0.975   0.3295
## IzobrazbaSrednja:DrzavaItalija  0.52787     0.70216   0.752   0.4522
## IzobrazbaVisoka:DrzavaItalija  1.04256     0.81846   1.274   0.2027
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## (Dispersion parameter for binomial family taken to be 1)
##
##      Null deviance: 1113.1  on 1154  degrees of freedom
## Residual deviance: 1022.2  on 1141  degrees of freedom
## AIC: 1050.2
##
## Number of Fisher Scoring iterations: 5
```

7. Primerjava modelov

7.1 Log-likelihood testi

```
anova(model_zacetni, model_osnovni, test = "Chisq")

## Analysis of Deviance Table
##
## Model 1: Brezposelnost ~ 1
```

```
## Model 2: Brezposelnost ~ Spol + Izobrazba + Socialni_status
##   Resid. Df Resid. Dev Df Deviance Pr(>Chi)
## 1      1154      1113.1
## 2      1150      1046.3  4   66.844 1.051e-13 ***
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

anova(model_osnovni, model_kompleksni, test = "Chisq")

## Analysis of Deviance Table
##
## Model 1: Brezposelnost ~ Spol + Izobrazba + Socialni_status
## Model 2: Brezposelnost ~ Spol + Izobrazba + Socialni_status + Drzava
##   Resid. Df Resid. Dev Df Deviance Pr(>Chi)
## 1      1150      1046.3
## 2      1147      1033.3  3   12.975 0.004691 **
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

anova(model_kompleksni, model_interakcija, test = "Chisq")

## Analysis of Deviance Table
##
## Model 1: Brezposelnost ~ Spol + Izobrazba + Socialni_status + Drzava
## Model 2: Brezposelnost ~ Spol + Socialni_status + Izobrazba * Drzava
##   Resid. Df Resid. Dev Df Deviance Pr(>Chi)
## 1      1147      1033.3
## 2      1141      1022.1  6   11.132 0.08437 .
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
```

7.2 Akaikejev informacijski kriterij (AIC)

```
AIC(model_zacetni, model_osnovni, model_kompleksni, model_interakcija)

##              df      AIC
## model_zacetni      1 1115.103
## model_osnovni       5 1056.259
## model_kompleksni     8 1049.284
## model_interakcija  14 1050.151
```

7.3 Število opazovanj v vseh modelih

```
nobs(model_zacetni)

## [1] 1155

nobs(model_osnovni)

## [1] 1155

nobs(model_kompleksni)

## [1] 1155

nobs(model_interakcija)
```

```
## [1] 1155
```

8. Interpretacija izbranega modela

8.1 Eksponentirani koeficienti in intervali zaupanja

```
exp(coef(model_kompleksni))
```

```
##           (Intercept)           SpolŽenska      IzobrazbaSrednja  
##           0.1905464           0.9016778           2.7233368  
##      IzobrazbaVisoka Socialni_statusVišji      DrzavaAvstrija  
##           3.0278235           0.2445391           2.0928943  
##      DrzavaHrvaška      DrzavaItalija  
##           2.4181909           2.0053931
```

```
exp(confint(model_kompleksni))
```

```
## Waiting for profiling to be done...
```

```
##           2.5 %    97.5 %  
## (Intercept)    0.09659768 0.3637041  
## SpolŽenska    0.66165616 1.2289907  
## IzobrazbaSrednja 1.78517255 4.2759813  
## IzobrazbaVisoka 1.79711519 5.1699477  
## Socialni_statusVišji 0.16024856 0.3735108  
## DrzavaAvstrija 1.23072861 3.6378186  
## DrzavaHrvaška 1.45065872 4.1377667  
## DrzavaItalija 1.23519627 3.3576576
```

8.2 Psevdo R^2

```
if (!require(psc1)) install.packages("psc1")
```

```
## Loading required package: psc1
```

```
## Classes and Methods for R originally developed in the  
## Political Science Computational Laboratory  
## Department of Political Science  
## Stanford University (2002-2015),  
## by and under the direction of Simon Jackman.  
## hurdle and zeroinfl functions by Achim Zeileis.
```

```
library(psc1)
```

```
pR2(model_kompleksni)
```

```
## fitting null model for pseudo-r2
```

```
##           llh           llhNull           G2           McFadden           r2ML  
## -516.64184627 -556.55137348    79.81905441    0.07170861    0.06677356  
##           r2CU  
##    0.10795510
```

9. Diagnostični postopki

9.1 GVIF

```
library(car)

## Loading required package: carData

##
## Attaching package: 'car'

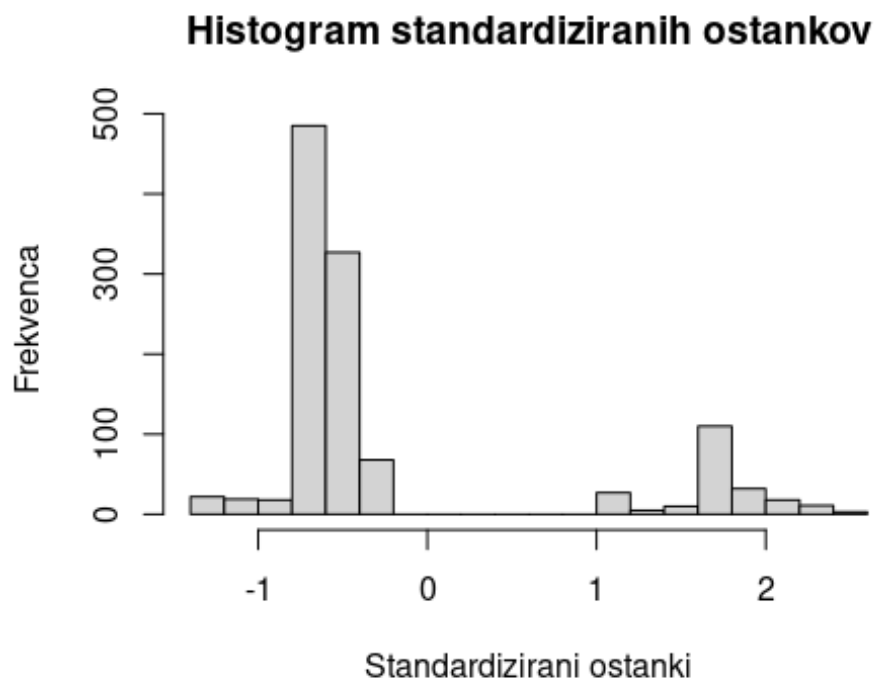
## The following object is masked from 'package:dplyr':
##
##      recode

vif(model_kompleksni)

## ##              GVIF Df GVIF^(1/(2*Df))
## Spol            1.009522 1         1.004750
## Izobrazba       1.065840 2         1.016069
## Socialni_status 1.081340 1         1.039875
## Drzava          1.050694 3         1.008276
```

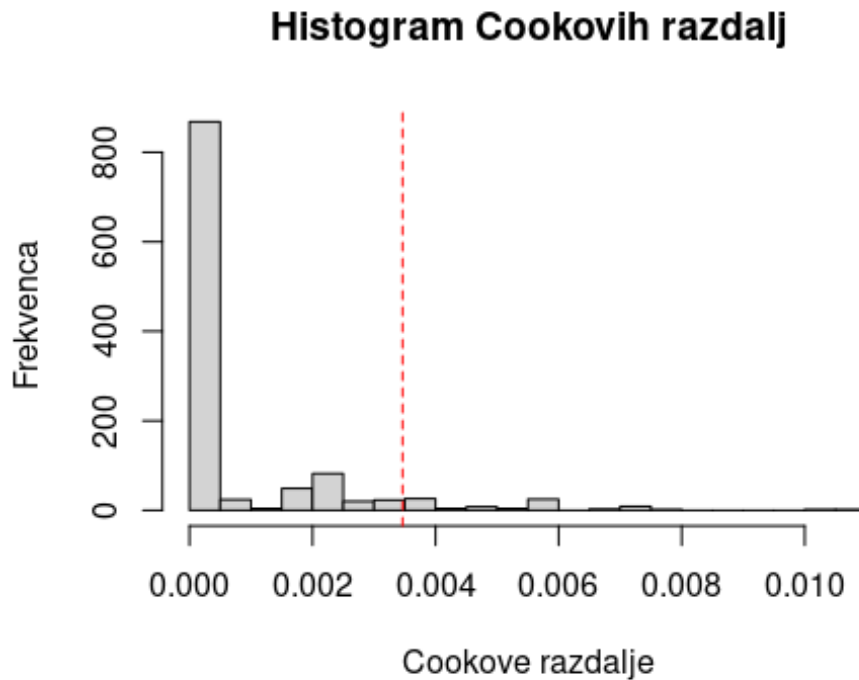
9.2 Standardizirani ostanki

```
resid_std <- rstandard(model_kompleksni)
hist(resid_std, breaks = 20, main = "Histogram standardiziranih ostankov",
     xlab = "Standardizirani ostanki", ylab = "Frekvenca")
```



9.3 Cookove razdalje

```
cooks_d <- cooks.distance(model_kompleksni)
hist(cooks_d, breaks = 30, main = "Histogram Cookovih razdalj", xlab = "Cookove razdalje", ylab = "Frekvenca")
abline(v = 4 / nrow(mladi_model), col = "red", lty = 2)
```



9.4 Najvplivnejše enote

```
mladi_model$Cook_D <- cooks_d
mladi_model[order(mladi_model$Cook_D, decreasing = TRUE)[1:6], c("ID", "Cook_D")]
```

```
##      ID      Cook_D
## 1176 1176 0.010664789
## 994   994 0.010613428
## 1113 1113 0.010026774
## 1181 1181 0.010026774
## 22    22  0.007976428
## 33    33  0.007976428
```

10. Napovedane vrednosti

```
head(fitted(model_kompleksni))

##      1      2      3      4      5      6
## 0.19320282 0.20984936 0.49476231 0.52062492 0.08082504 0.20984936
## ...
```