

**Bojana Tankosić<sup>1</sup>**  
Medicinski fakultet  
Univerzitet u Novom Sadu  
**Ana Čvorović**  
Medicinski fakultet  
Univerzitet u Novom Sadu

**Primljen:** 31. 10. 2024.  
**Prihvaćen:** 09. 12. 2024.  
**UDC:**343.56-053.66/.67  
**DOI:** 10.19090/ps.2024.2.213-230  
Originalni naučni rad

## FAKTORI RIZIKA ADOLESCENTNOG KLAĐENJA

### *Apstrakt*

*Cilj ovog istraživanja bio je da identifikuje faktore rizika za klađenje među mladima i ispita ključne karakteristike koje podstiču ovo rizično ponašanje. Istraživanje je sprovedeno na uzorku od 1,675 adolescenata iz AP Vojvodine, korišćenjem binarne logističke regresije za analizu povezanosti između različitih faktora (pol, uzrast, prosečno školsko postignuće, socijalna mreža i gledanje rijaliti programa) i verovatnoće klađenja. Rezultati su pokazali da su muški pol, stariji adolescentni uzrast, niže školsko postignuće, intenzivniji socijalni kontakti i gledanje rijaliti programa značajni prediktori klađenja. S druge strane, materijalni status porodice nije se izdvojio kao statistički značajan faktor. Ovi nalazi ukazuju na potrebu za prevencijom i intervencijama usmerenim na specifične rizične grupe i faktore koji podržavaju klađenje među mladima, uz poseban naglasak na školsku sredinu kao mesto gde se mogu primeniti preventivne strategije.*

*Ključne reči: klađenje, mladi, faktori rizika, adolescenti*

### Uvod

#### **Klađenje - osnovne odrednice i vrste**

Klađenje predstavlja oblik rizičnog ponašanja koji se dovodi u vezu sa brojnim negativnim ishodima u svakodnevnom funkcionisanju, između ostalog sa problemima u interpersonalnim relacijama, finansijskim poteškoćama, tendencijama ka upuštanju u druge vrste rizičnih i maladaptivnih ponašanja, te problemima na planu mentalnog zdravlja uopšte (Rizzo et al., 2023). Kao takvo, umnogome narušava kvalitet života pojedinca, ali ujedno predstavlja i značajan društveni problem. U razmatranjima fenomena klađenja, shodno intenzitetu problema koji se javljaju kao njegovi pratioci i

---

<sup>1</sup> bojana.tankosic@mf.uns.ac.rs

stepenu kontrole koji osoba ima nad ponašanjem, tipično se pravi distinkcija između tzv. socijalnog, tj. rekreativnog klađenja, problematičnog klađenja i patološkog klađenja/kockanja (Black, 2020; Kajić-Selak, 2024). Patološko kockanje uvršteno je u obe klasifikacije mentalnih poremećaja i mada je njegovo mesto u zvaničnoj nozologiji variralo tokom godina, i s obzirom na to o kojoj je klasifikaciji reč, aktuelno se svrstava u poremećaje kontrole impulsa, odnosno u grupu poremećaja zavisnosti nevezanih za supstance (Black, 2020; Petry, Bowden-Jones, & George, 2013). Patološko kockanje podrazumeva nekontrolabilnost poriva za klađenjem uprkos doživljenom značajnom stepenu distresa i drugim averzivnim posledicama usled datog obrasca ponašanja. Pored navedenog, uključuje i ispoljavanja u ponašanju karakteristična za zavisnosti uopšte, poput ponavljanih bezuspešnih pokušaja da se prekine sa nepoželjnom aktivnošću, naglašene iritabilnosti, problema na planu samoregulacije i sl. S druge strane, termin problematično klađenje/kockanje koristi se za označavanje tzv. pretkliničkih formi klađenja. Međutim, i problematični oblik takođe je praćen ozbiljnim posledicama - odlikuje ga snažan, kontinuiran doživljaj potrebe za klađenjem i predstavlja pouzdan prediktor povišenog rizika za razvoj poremećaja kockanja u budućnosti. Naposljetku, rekreativno klađenje podrazumeva nešto veći stepen kontrole nad svojim postupcima u poređenju sa ostalim formama (Gupta & Pinzon, 2012; Kajić-Selak, 2024; Tran et al., 2024).

### **Klađenje u populaciji dece i mladih**

Premda smatrano ponašanjem koje je prvenstveno svojstveno odraslim osobama, sa pojavom novih formi klađenja i njihovom povećanom dostupnošću u vidu virtuelnog formata, poslednjih godina se na globalnom nivou beleži značajan rastući trend u klađenju među adolescentnom populacijom, uprkos zakonskim regulativama kojima se u većini zemalja ovakve prakse nastoje staviti pod kontrolu (Buja et al., 2022; Pitt, Thomas, Bestman, Daube, & Derevensky, 2017; Riley, Oster, Rahamathulla, & Lawn, 2021). Novija saznanja upućuju na to da je tipičan profil osobe koja se kladi mlađi muškarac starosti između 15 i 35 godina, pri čemu pojedinci ispod 25 godina starosti spadaju u posebno rizičnu grupu, pogotovo kad je reč o onlajn igrama i sportskom klađenju (Labrador & Vallejo-Achon, 2020; Riley et al., 2021). Iako se u ispitivanjima fenomena klađenja kod mladih, nezavisno od težine posledica, tipično koristi izraz problematično klađenje kako bi se izbegla upotreba termina sa psihijatrijskom konotacijom, u literaturi se dosledno tokom godina može naići na procene da je patoloških kockara značajno više u adolescentnoj nego u odrasloj populaciji (Gupta & Pinzon, 2012; Kajić-Selak, 2024; Shaffer & Hall, 1996, Griffiths & Wood, 2000, prema Langhinrichsen-Rohling, Rohde, Seeley, & Rohling, 2004). Pojedini nalazi takođe sugerišu da je klađenje kao takvo, bez specifikovanja konkretnih oblika, zastupljenija aktivnost među mladima nego u drugim starosnim grupama (Molinario et al., 2014). Slučajevi kockanja registruju se već i kod preadolescentne dece na uzrastu od 10 godina, a posebno alarmantan podatak dobijen je u jednom istraživanju u kome je

nezanemarljiv procenat osmogodišnjaka ispoljio zainteresovanost za učešće u igrama klađenja (Pitt et al., 2017).

Naročita štetnost ulaska u svet klađenja na ranijem uzrastu ogleda se u dugoročnim reperkusijama po razvoj i kvalitet života osobe, u smislu povišenih socijalnih, ekonomskih, ali i zdravstvenih rizika čiji efekti nisu vezani samo za aktuelno funkcionisanje, već mogu perzistirati i u odrasloj dobi (Armitage, 2021). Mladi su generalno skloniji da sa rekreativnog kockanja pređu na problematični oblik kockanja. Istraživanja pokazuju da je klađenje kod adolescenata i mladih povezano sa slabijim školskim postignućem, prekidom školovanja, odnosno povišenim rizikom od ispadanja iz obrazovnog sistema, lošijim mogućnostima zaposlenja, različitim psihosocijalnim problemima, povišenim rizikom za pojavu depresivnih simptoma, povišenim suicidalnim rizikom, drugim oblicima zavisnosti, sklonošću ka kriminogenim i antisocijalnim formama ponašanja i dr (Kajić-Selak, 2024; Riley et al., 2021; Tran et al., 2024).

### **Klađenje u kontekstu adolescencije kao razvojnog stadijuma**

Problem kockanja kod adolescenata zavređuje posebnu pažnju ne samo zbog činjenice da je u ekspanziji i da je povezan sa nizom nepovoljnih ishoda, već i usled toga što adolescencija kao period intenzivnog razvoja uključuje određene specifičnosti koje, uz svakako prisutne individualne razlike, potencijalno mogu doprineti motivaciji mlade osobe da se opredeli na ovu rizičnu aktivnost, a što bi trebalo uzeti u obzir prilikom planiranja i sprovođenja psiholoških intervencija.

Adolescencija se, kao razvojni stadijum koji pred mladu osobu stavlja zahteve za tranzicijom iz uloge deteta u ulogu odraslog, često definiše kao period eksperimentisanja sa različitim mogućnostima. Pritom, ovo eksperimentisanje se ponekad može ispoljavati i na nefunkcionalne načine, prvenstveno kroz izraženiju sklonost ka upuštanju u ponašanja koja sa sobom nose povišen rizik. Reč je o postupcima koji uključuju element neizvesnosti u pogledu posledica do kojih dovode, bilo u zakonskom, zdravstvenom ili socijalnom smislu (Defoe, Rap, & Romer, 2022; Tomova, Andrews, & Blakemore, 2021). Sem toga, doživljaj egocentrizma, odnosno lične nepovredivosti, tipičan za mnoge adolescente, još jedna je od specifičnosti razvojnog doba koja može doprineti objašnjenju izraženije podložnosti ove uzrasne kategorije rizicima, uključujući i sklonost ka kockarskom ponašanju (Kajić-Selak, 2024).

Adolescencija je i period naglašene potrebe za socijalnom uklopljenošću, pripadanjem i dokazivanjem, te su vršnjački uticaji na donošenje odluka i ponašanje pojedinca naročito izraženi (Tomova et al., 2021). Potvrda navedene sklonosti dobijena je na izvestan način i na neuralnom planu. Naime, eksperimentalne provere uticajnog Modela dualne obrade, koji u osnovi veće sklonosti adolescenata ka preuzimanju rizika postulira razlike u zrelosti dva relevantna sistema - dominantnijeg „socioemocionalnog” (sačinjenog od strijatuma i medijalnih i prefrontalnih regija prefrontalnog korteksa) i još uvek nedovoljno zrelog „kognitivnog kontrolnog” (sačinjenog od lateralnih regija prefrontalnog i parijetalnog korteksa, te anteriornog cingulatnog kortek-

sa), pokazuju da se naročito povišena aktivacija „socioemocionalnog sistema”, koji doprinosi impulsivnim, rizičnim odlukama, javlja u situacijama donošenja odluka u prisustvu vršnjaka. Nezavisno od opisane paradigme, istraživački nalazi generalno pružaju potvrde veće verovatnoće rizikovanja adolescenata pod uticajem okruženja. Preciznije, ukoliko su rizična ponašanja pozitivno konotirana i podsticana u okviru vršnjačke grupe, postoji povišena verovatnoća da će mlada osoba, usled pomenutog socijalnog pritiska, uzeti učešće u datim aktivnostima. Adolescenti među najčešćim razlozima za upražnjavanje rizičnih oblika ponašanja navode upravo želju da impresioniraju druge i strah da će u suprotnom biti isključeni iz vršnjačke grupe (Defoe et al., 2022; Tomova et al., 2021). Kada je konkretno reč o kockanju, jedan od najrobusnijih istraživačkih rezultata je da, posebno u adolescenciji, druženje sa osobama koje se kockaju povećava verovatnoću razvoja kockarske zavisnosti (Langhinrichsen-Rohling et al., 2004; Rizzo et al., 2023). U svetlu ovih podataka, interesantan je i nalaz da se čak u 75% slučajeva mladi kockaju u društvu svojih prijatelja (Galić, 2024).

Premda su opisana svojstva adolescencije kao stadijuma razvoja relevantna za razumevanje visoke zastupljenosti klađenja kod mladih, rizici i objašnjenja ovog problema ne mogu se svesti samo na pomenute razvojne specifičnosti. S tim u vezi, različiti sociodemografski, individualni, porodični i sredinski činioci takođe se pretpostavljaju značajnim determinantama adolescentnog klađenja. Međutim, konkretni faktori koji se izdvajaju kao relevantni često variraju u zavisnosti od istraživanja, pri čemu su relativno malobrojne studije koje nastoje da pruže sveobuhvatan prikaz potencijalnih faktora rizika.

### **Adolescentno klađenje i socio-demografske karakteristike**

Nalaz koji je višestruko potvrđen je da je među osobama koje se klade više muškaraca nego žena, što se dosledno dobija i na uzorku adolescenata (Galić, 2024; Gupta & Pinzon, 2012; Kovačić, 2019; Riley et al., 2021; Tran et al., 2024). Polne razlike se beleže i u razlozima zbog kojih pojedinci posežu za kockanjem. Žene koje se kockaju najčešće izveštavaju da to čine kako bi ublažile distres, te im ova aktivnost prvenstveno predstavlja „beg“ od ličnih problema. S druge strane, muškarci pretežno navode socijalni pritisak kao razlog, odnosno kockaju se kako bi se „pokazali” u društvu. Muškarci takođe kao podsticaje za kockanje navode zabavu i finansijske razloge (Bellringer, Janicot, & Ikeda, 2024; Buja et al., 2022). Osim što polne razlike postoje po pitanju učestalosti i motiva u osnovi kockanja, razlike se javljaju i što se tiče ishoda kockarskog ponašanja. Muškarci koji se kockaju skloniji su da razvijaju više pratećih emocionalnih i ponašajnih problema nego žene (Livazović & Bojčić, 2019; Riley et al., 2021).

Demografski faktor koji se takođe ponekad ispituje u kontekstu adolescentnog klađenja je uzrast, u vidu poređenja mlađih i starijih adolescenata po ovom problemu. Neka istraživanja nalaze da je prevalenca kockanja, što se tiče mladih, najviša među srednjoškolicima, odnosno adolescentima uzrasta 16-19 godina (Riley et al., 2021).

Iako istraživački rezultati generalno govore u prilog tome da su stariji adolescenti pod većim rizikom, po ovom pitanju nema definitivnog zaključka, s obzirom da se u pojedinim studijama dobijaju upravo suprotni podaci (Langhinrichsen-Rohling et al., 2004; Livazović & Bojčić, 2019).

Uloga socio-ekonomskog statusa, još jednog potencijalno značajnog činioca, takođe ostaje relativno nerazjašnjena. Mnoge studije ističu lošije materijalno stanje kao važan faktor rizika za pojavu maladaptivnih formi ponašanja, nalazeći da mladi koji pripadaju siromašnom, socijalno depriviranom društvenom sloju u većoj meri manifestuju sklonost ka rizičnim aktivnostima, uključujući klađenje. Naime, čini se da ovu aktivnost neretko doživljavaju kao prećicu za uvećanje prihoda (Buja et al., 2022; Canale et al., 2016; Paleologou et al., 2021). Nasuprot navedenom, pojedini istraživački nalazi upućuju da je problem klađenja zastupljeniji među adolescentima boljeg finansijskog statusa, naročito onih koji imaju pristup porodičnim finansijama, te koji od roditelja redovno dobijaju određene sume novca na samostalno raspolaganje (Langhinrichsen-Rohling et al., 2004; McComb & Sabiston, 2010).

### **Adolescentno klađenje, individualni i porodični činioci**

Nešto ređe, ispitivana je i povezanost određenih ličnosnih karakteristika i kockarskih tendencija kod mladih. Osobine koje se pre svega izdvajaju kao faktori rizika su povišeno traženje senzacija i impulsivnost, dok se značajnim protektivnim faktorima pokazuju visoka prijetnost i savesnost (Kajić-Selak, 2024). Pored toga, pojedini empirijski nalazi sugerišu da su ekstraverzi pod većim rizikom, međutim, ovi rezultati nisu jednoznačni. Čini se da bi doprinose ekstraverzije rizičnim ponašanjima pre svega trebalo posmatrati kroz perspektivu prethodno pominjanih uticaja vršnjačke grupe u adolescenciji. Odnosno, može se pretpostaviti da socijalabilnost *per se* ne vodi povišenom riziku, već da su adolescenti sa intenzivnijim socijalnim kontaktima izloženiji povišenom riziku za klađenje u slučaju da je ovo ponašanje nešto što se odobrava i podstiče od strane vršnjaka. U prilog prethodno rečenom na izvestan način govore i pojedini nalazi koji upućuju da i slabija socijalna povezanost može predstavljati faktor koji povećava rizik za adolescentno klađenje. Takođe, rezultati dobijeni na starosno-heterogenom uzorku sugerišu da adekvatni interpersonalni odnosi i kvalitetna mreža socijalne podrške figuriraju kao važni protektivni faktori kada je reč o rizičnim i maladaptivnim ponašanjima (Bellringer et al., 2024; Sirola, Kaakinen, Savolainen, & Oksanen, 2019; Tomova et al., 2021; Wang & Bellringer, 2022).

U razmatranja problema klađenja kod adolescenata potrebno je uključiti i određene karakteristike porodičnog okruženja mlade osobe, posebno spram činjenice da se kao višestruko empirijski podržan prediktor adolescentnog klađenja izdvaja upravo istorija klađenja u primarnoj porodici. Pojedinci koji odrastaju uz roditelje koji se kockaju ili koji generalno izražavaju stav odobravanja u tom pogledu, pod povišenim su rizikom da razviju isti obrazac ponašanja, naročito kada su u pitanju problematičan i psihopatološki oblik kockanja (McComb & Sabiston, 2010). Takođe, druge vrste

roditeljskih ponašanja zavisnosti, poput alkoholizma, povećavaju verovatnoću da će se mlada osoba uključiti u kockarsko i druga rizična ponašanja (Rizzo et al., 2023).

### **Uloga škole i karakteristika socio-kulturnog okruženja**

Pored prethodno navedenih činilaca, potencijalno važne aspekte u kontekstu objašnjenja problema klađenja kod mladih predstavljaju različite karakteristike školskog okruženja, te iskustva adolescenta specifično vezana za školski kontekst, i u pogledu uspeha, ali i kvaliteta odnosa unutar školske zajednice. Kao jedan od faktora rizika za upuštanje u klađenje na adolescentnom uzrastu dosledno se izdvaja slabije školsko postignuće, dok podržavajuća školska klima, te percepcija nastavnika kao podržavajućih figura predstavljaju neke od potencijalnih protektivnih faktora (Buja et al., 2022; Laftman et al., 2020; Wahlstrom, Laftman, & Olsson, 2023). Međutim, preciznija saznanja o relacijama školskog konteksta i adolescentnog klađenja manjkaju. Pritom, ovi podaci bi mogli biti naročito važni, imajući u vidu količinu vremena koje adolescenti provode u školi i formativne uticaje koje ista ima na njihova iskustva i ponašanje (Laftman et al., 2020).

Naposletku, još jedan složeniji faktor koji može biti od interesa za potpunije razumevanje fenomena adolescentnog klađenja tiče se karakteristika socio-kulturnog konteksta u širem smislu. Istraživanja sugerišu da je, u poređenju sa vršnjacima koji ne razvijaju zavisnost, među adolescentima koji kockaju više onih koji odrastaju u okolnostima opterećenim različitim averzivnim iskustvima poput agresije, nasilja, promovisanja rizičnih ponašanja (Storr, Lee, Derevensky, Ialongo, & Martins, 2012). No, navedena saznanja pre svega su vezana za porodični i školski kontekst. Znatno su ređe proveravane relacije izloženosti nasilnim sadržajima u sklopu opšteg društvenog diskursa i sklonosti ka klađenju kod adolescenata. Čini se da je u tom pogledu naročito korisno specifičnije ispitati ulogu sredstava javnog informisanja, imajući u vidu brojne medijske sadržaje koji afirmišu upuštanje antisocijalne i rizične aktivnosti, te u kojima se neretko nailazi i na konkretno plasiranje klađenja kao poželjnog oblika ponašanja.

Imajući u vidu, s jedne strane, pervazivnu prirodu posledica do kojih klađenje dovodi, i s druge strane činjenicu da su konkretni mehanizmi karakteristični za klađenje kod maloletnika i mladih još uvek relativno neistraženi i nejasni (Armitage, 2021; Paleologou et al., 2021), generalni je konsenzus da temeljnije ispitivanje faktora koji doprinose navedenom problemu specifično u pomenutim uzrasnim grupama predstavlja važno i aktuelno relevantno istraživačko pitanje. Razumevanje faktora rizika vezanih za klađenje kod mladih osoba, kao i protektivnih faktora, moglo bi rezultirati unapređenjem strategija prevencije ovog sve rasprostranjenijeg problema, kao i efikasnijim psihosocijalnim intervencijama. Strategije bi, autori ističu, u prvom redu trebalo da budu usmerene na obrazovanje mladih, roditelja i nastavnika, ali bi trebalo da obuhvate i preporuke za poboljšanje načina na koji se reguliše dostupnost kockarskih sadržaja (Armitage, 2021).

## **Cilj istraživanja i hipoteze**

Cilj ovog rada je ispitati koji su činioci relevantni za problem adolescentnog klađenja. Sa namerom da se stekne sveobuhvatniji uvid, u razmatranje je uključen širok opseg potencijalnih faktora rizika. Rukovodeći se nekim od prethodno iznetih saznanja, postavljene su sledeće hipoteze:

H1: Socio-demografski faktori značajno doprinose verovatnoći klađenja mlade osobe. Muški pol, pripadanje kategoriji starijih adolescenata i procena socio-ekonomskog statusa porodice kao lošijeg povećavaju šansu za klađenje.

H2: Adolescenti sa lošijim školskim uspehom pod većim su rizikom za klađenje.

H3: Adolescenti sa intenzivnijim socijalnim kontaktima pod većim su rizikom za klađenje.

H4: Izloženost sadržajima koji podstiču i glorifikuju rizična ponašanja i nasilje, operacionalizovana kroz gledanje rijaliti programa, povećava rizik za uključivanje mladih u rizična ponašanja, tj. klađenje.

## **Metod**

### **Problem**

Problem ovog istraživanja se fokusira na identifikaciju faktora koji utiču na verovatnoću klađenja među mladima u AP Vojvodini, posebno ističući ulogu socio-demografskih fakotra, preciznije materijanog stanja, porodičnih i društvenih odnosa, kao i ponašanja vezanih za slobodno vreme i medijske navike poput gledanja rijaliti programa.

### **Uzorak istraživanja**

Istraživanje je sprovedeno na prigodnom uzorku od 1,814 mladih osoba iz osnovnih i srednjih škola na teritoriji AP Vojvodine, prikupljenih u okviru projekta „Istraživanje o mentalnom zdravlju mladih u AP Vojvodini“ (2015). Finalna analiza je obuhvatila 1,675 ispitanika nakon eliminacije nedostajućih vrednosti. Uzorak je činilo 59,2% devojčica i 40,8% dečaka, sa prosečnom starošću od 16,03 godine (SD = 1,64), pri čemu su ispitanici bili uzrasta od 13 do 19 godina.

### **Instrumenti**

Podaci su prikupljeni pomoću ankete koja je bila namenjena učenicima osnovnih i srednjih škola u Vojvodini. Anketa je sadržala 53 glavna pitanja, kojima su se prikupljali socio-demografski podaci, informacije o porodičnim i socijalnim odnosima, zdravlju, stavovima o izgledu i telesnoj težini, ponašanjima u vezi sa fizičkim aktivno-

stima, konzumacijom supstanci, kao i navikama u vezi korišćenja interneta i mobilnih uređaja. Ispunjavanje ankete je bilo anonimno.

## Varijable

Kako bi se ispitivali faktori koji utiču na verovatnoću da se mlada osoba kladi, odabrane su sledeće varijable: Zavisna varijabla „*Da li se kladiš?*“ koja je potom prekodirana u binarni format, gde su odgovori „*Da, često*“ i „*Da, ponekad*“ grupisani u „*Da, kladam se*“ što je kodirano jedinicom (1), a odgovor „*Nikad*“ u „*Ne*“, što je kodirano nulom (0). Nezavisne varijable uključivale su pol, godine, prosek ocena, procenu materijalnog stanja, lakoću sticanja prijatelja i gledanje rijaliti programa. Varijabla materijalno stanje, kao ordinalna promenljiva je definisana na Likertovoj skali od 1-5, pri čemu 1 označava „*izuzetno loše*“, a 5 „*odlično*“ materijalno stanje. Zatim, „*Da li lako ili teško stičeš nove prijatelje*“ je varijabla koja je prvobitno bila definisana na Likertovoj skali od 1-4, gde 1 označava „*veoma teško*“, a 4 „*veoma lako*“. Pošto je uočen mali procenat odgovora „*veoma teško*“ (1,9%) i „*teško*“ (11,7%), izvršeno je grupisanje tih odgovora, kao i odgovora „*lako*“ i „*veoma lako*“. Nakon grupisanja varijabla je nominalna binarna, gde su odgovori „*teško/veoma teško*“ kodirani jedinicom, a „*lako/veoma lako*“ nulom. Kada je reč o nominalnoj promenljivoj „*Da li gledaš rijaliti programe (Farmu, Velikog brata, Parove i sl.)?*“, ispitanici su mogli da odgovore sa „*Da, često*“, „*Da, ponekad*“, i „*Nikad*“. Pošto je uočen mali procenat odgovora „*Da, često*“ (6,1%), ovaj odgovor je grupisan sa odgovorom „*Da, ponekad*“ (27,1%), što ukupno čini 33,2%. Stoga je ova varijabla nominalna binarna, gde je odgovor „*Da*“ kodiran jedinicom, a odgovor „*Ne*“ nulom.

## Procedura i statistička obrada podataka

Podaci su prikupljeni poštujući principe anonimnosti učenika. Provera kvaliteta prikupljenih podataka je uključivala procenu nedostajućih vrednosti, grupisanje kategorija u slučaju malih frekvencija, kao i proveru multikolinearnosti. Podaci su obrađeni metodom binarne logističke regresije u statističkom paketu SPSS-u (verzija 2023).

## Rezultati istraživanja

Analiza binarne logističke regresije dala je nekoliko značajnih uvida u faktore koji utiču na verovatnoću kladenja među mladima. Pre nego što budu prikazan i rezultati sprovedene analize, biće pružen uvid u deskriptivne pokazatelje ispitivanih varijabli redom:



Tabela 1

*Struktura promjenljive Materijalno stanje*

	N	%
<i>Izuzetno loše = 1</i>	10	,6
<i>Loše = 2</i>	48	2,9
<i>Srednje = 3</i>	506	30,2
<i>Dobro = 4</i>	751	44,8
<i>Odlično = 5</i>	360	21,5
Ukupno	1675	100,0

Tabela 2.

*Struktura promjenljive Rijaliti*

	N	%
<i>Gleda = 0</i>	1130	67,5
<i>Ne gleda = 1</i>	545	32,5
Ukupno	1675	100,0

Tabela 3

*Struktura promjenljive Sticanje prijatelja*

	N	%
<i>Lako = 0</i>	1438	85,9
<i>Teško = 1</i>	237	14,1
Ukupno	1675	100,0

Kada je reč o binarnoj logističkoj regresiji, prikazani rezultati su zasnovani na tri modela:

- ◇ Model 0 (nulti) bez varijabli,
- ◇ Model 1 sa svim nezavisnim varijablama,
- ◇ Model 2 sa isključenim varijablama koje nisu statistički značajne.

Nakon što su sprovedene sve pripreme za binarnu logističku regresiju, u ovom delu prikazani su njeni rezultati. Priprema je podrazumevala proveru nedostajućih vrednosti u matrici podataka, a rezultati (MCAR - Missing Completely at Random):

$x^2 = 3,028$ ,  $df = 2$ ,  $p > 0,05$  ukazuju na to da su podaci slučajno nedostajući. U skladu sa tim, oni su isključeni iz analize. Preciznije, 78 ispitanika je izostavilo dogovore na varijabli prosek, 24 na varijabli materijalno stanje, dok je jedan ispitanik odgovorio da ima 0 godina usled čega je i on isključen iz matrice podataka. Nakon brisanja nedostajućih podataka od početnih 1814, ostalo je 1675 ispitanika. Pored brisanja nedostajućih vrednosti, priprema podataka za obradu je uključivala i proveru multikolinearnosti koja je pokazala da se vrednosti korelacija između nezavisnih varijabli kreću od  $-0,092$  do  $0,243$  što ukazuje na slabu multikolinearnost.

Sva tri modela su ispraćena rezultatima tabela klasifikacije u kojima se nalaze pokazatelji tačnosti modela, odnosno koliko tačno model predviđa kategorije zavisne varijable. Kao što je rečeno, analiza je izvedena kroz tri modela i poslednji model (*Model 2*) ispravno klasifikuje 80,4% svih slučajeva. Učinak *Modela 1* i *Model 2* je testiran pomoću *Omnibus Testa koeficijenata modela*, kako bi se utvrdilo da li postoji razlika između modela koji sadrži (posmatrane) nezavisne varijable i *Modela 0* u koji nije uneta nijedna varijabla. Slaganje (fitovanje) *Modela 1* i *Modela 2* sa podacima ocenjeno je pomoću : *Hosmer i Lemešovog Testa*, dva *Pseudo R<sup>2</sup>* koeficijenta (*Coks i Šnelov* i *Neglkerkov Pseudo R<sup>2</sup>*) i *ROK krive*.

#### **Model 0.** Model bez varijabli.

Nulti model služi kao početna tačka za upoređivanje sa drugim modelima. Ne sadrži nijednu nezavisnu promenljivu i pretpostavlja da su svi ishodi jednako verovatni, što znači da uzima u obzir samo osnovnu verovatnoću događaja. Prema nultom modelu procenat tačno predviđenih slučajeva iznosi 78,4% . Takođe, rezultati govore u prilog tome da je šansa da se neko kladi 0,276 puta manja u poređenju sa referentnom grupom, što se zaključuje na osnovu vrednosti  $\text{Exp}(B)$  od 0,276.

#### **Model 1.** Model sa svim varijablama.

Uvidom u podatke potvrđuje se da je statistički bolji model onaj koji uključuje nezavisne promenljive u odnosu na model koji ima samo konstantu. Procenat tačnosti je 80,2%, što je 1,8 više u poređenju sa modelom koji sadrži samo konstantu.

Rezultati Omnibus testa ukazuju da je model sa uključenim nezavisnim varijablama statistički značajan ( $\text{hi-kvadrat} = 348,691$ ,  $p = .000 < 0.05$ ), što omogućava dalju analizu njihovog uticaja na predviđanje klađenja.

Na osnovu takozvane "pseudo"  $R^2$  vrednosti, *Coks i Šnelovog R<sup>2</sup>* i *Neglkerkovog R<sup>2</sup>* koji iznose redom 0,188 i 0,290, vidi se poboljšanje predviđanja u odnosu na *Model 0*. Međutim, posebno tumačenje ovih vrednosti u binarnoj logističkoj regresiji nije potpuno pouzdano. Ipak, budući da  $R^2$  u linearnoj regresiji predstavlja procenat varijacije zavisne promenljive objašnjene nezavisnim promenljivama, možemo reći da vrednost od 0,290 sugerise da model može objasniti 29% varijacije korišćenjem posmatranih nezavisnih varijabli. Nadalje, rezultati Hosmer Lemešovog testa, ukazuju na to da je  $p = 0.312 > 0.05$  što znači da model odgovara podacima.

Površina ispod ROC krive (AUC) je 0,798, što ukazuje na to da model ima dobru diskriminativnu sposobnost. Ova vrednost, koja je blizu 0,8, sugeriše da model vrlo dobro razlikuje između pozitivnih i negativnih slučajeva.

Najvažniji rezultati binarne logističke regresije, koji se odnose na varijable, nalaze se u Tabeli 4. Ova tabela je ključna za razumevanje odgovora na pitanje o klađenju, jer iz nje se može videti kako pojedinačne nezavisne varijable utiču na zavisnu varijablu. U koloni *B* nalaze se logistički regresioni koeficijenti, koji predstavljaju ocene parametara za predviđanje verovatnoće (logaritma šansi ili šansi) da se neko kladi. Testiranje nulte hipoteze o parcijalnom doprinosu pojedinačnih varijabli u predviđanju vrši se pomoću Valdove statistike, gde se iz kolone *Sig. (p)* vidi koje su promenljive statistički značajne (tj.  $p < 0.05$ ). Sve promenljive, osim promenljive *materijalno stanje* ( $p = 0.46 > 0.05$ ), su značajne. S obzirom na to da *Materijalno stanje* nije značajno u ovom skupu promenljivih, izvršena je nova analiza bez ove promenljive.

Tabela 4  
*Ocene logističkih koeficijenata za model*

	<i>B</i>	<i>S.G.</i>	<i>Vald</i>	<i>df</i>	<i>p</i>	<i>Exp(B)</i>
Pol	2.26	.15	228.02	1	.00	9.62
Godine	.19	.04	19.07	1	.00	1.21
Prosek	-.27	.09	8.03	1	.01	.75
Rijaliti	.45	.14	9.96	1	.00	1.57
Sticanje prijatelja	-.57	.22	6.20	1	.01	.57
Materijalno stanje	.06	.08	.55	1	.46	1.06

Koeficijenti uz varijable *pol*, *godine*, *rijaliti* i *materijalno stanje* su veći od 1 (tj. njihov  $B > 0$ ), što ukazuje na to da ove varijable povećavaju šanse za klađenje. S druge strane, koeficijenti uz varijable *prosek* i *sticanje prijatelja* su manji od 1 (tj. njihov  $B < 0$ ), što znači da ove varijable smanjuju šanse za klađenje.

#### **Model 2.** sa isključenim varijablama koje nisu značajne

Nakon isključivanja varijable *materijalno stanje* koja nije pokazala statistički značajan doprinos objašnjenju modela, urađena je nova analiza. Upoređivanjem pomatranih modela *Model 0* (78,4%), *Model 1* (80,2%) i *Model 2* (80,4%), vidimo da je ukupna tačnost najveća u *Modelu 2*, ali i da je vrlo slična *Modelu 1*, tj. da su razlike minimalne. Nakon isključivanja varijable *materijalno stanje* *Model 2* je i dalje statistički značajan ( $p < 0,001$ ). Hi kvadrat vrednosti su veoma slične i za *Model 1* i za *Model 2*, s tim što *Model 1* ima nešto višu vrednost pa se smatra da ima viši nivo objašnjene varijanse. Međutim, budući da je *Model 2* jednostavniji (ima manje varijabli), a njegova hi

kvadrat vrednost je gotovo ista kao kod *Modela 1*, *Model 2* može biti efikasniji izbor. *Modelom 2* se postiže sličan nivo predikcije uz manje kompleksan model, što je često poželjno jer se izbegava prekomerno prilagođavanje modela i omogućava lakše tumačenje rezultata. Vrednosti *Koks i Šnelovog i Neglkerkovog*  $R^2$  su identične, što ukazuje na isti nivo objašnjene varijanse i predikcione moći oba modela.

Rezultati Hosmer Lemešovog testa ( $p$ -vrednost testa je  $p=0,811>0,05$ ), sugerišu da model dobro odgovara podacima. S obzirom na to da je ova vrednost veća od vrednosti kod *Modela 1*, može se zaključiti da *Model 2* bolje odgovara podacima nego Model 1.

Takođe je i za *Model 2* sprovedena analiza ROK krive, a njeni rezultati su skoro isti kao i kod *Modela 1*, imajući u vidu da je površina ispod ROK krive 0,772.

Tabela 5  
*Varijable u modelu*

	<i>B</i>	<i>S.G</i>	<i>Vald</i>	<i>df</i>	<i>p</i>	<i>Exp(B)</i>
Pol	2.26	.15	227.95	1	.00	9.61
Godine	.18	.04	18.66	1	.00	1.20
Prosek	-.28	.09	8.19	1	.00	.75
Rijaliti	.46	.14	10.51	1	.00	1.59
Sticanje prijatelja	-.57	.22	6.61	1	.01	.56

Pozitivni koeficijenti *B* uz varijable *pol*, *godine*, *rijaliti* (odnosno njihov  $Exp(B)>1$ ) su statistički značajni, jer su  $p$ -vrednost Valdove test statistike  $<0,01$ . To znači da ove varijable povećavaju šanse za kladenje. Tačnije, na osnovu količnika šansi za varijablu *pol* vidimo da su šanse da se dečak kladi  $Exp B= 9,611$  puta veće nego da se kladi devojčica. Nadalje, šanse da će se kladiti oni koji gledaju rijaliti je  $Exp(B)=1.592$  puta veća od onih koji ne gledaju rijaliti programe. Takođe, sa svakom godinom starosti raste šansa da se ispitanik kladi za 1.206 puta ( $Exp(B)=1.206$ ).

Negativni koeficijenti *B* uz varijable *prosek* i *sticanje prijatelja* (tj. njihovi  $Exp(B)<1$ ) govore u prilog tome da ove varijable utiču na smanjenje šansi za kladenje. Tačnije, učenici sa višim prosekom će imati manje šanse da se klade (*prosek* je  $OR_{pr} = Exp(B) = 0.756$ ) Količnik šansi za promenljivu *sticanje prijatelja* je  $OR_{sp} = Exp(B)=0.564$ , što znači da ispitanici koji teže stiču prijatelje imaju značajno manju šansu da se klade. Alternativno, može se posmatrati recipročna vrednost količnika šansi koja iznosi  $OR_{ps} = 1/0.564=1.772$ , a to znači da je šansa da će se ispitanik kladiti 1.772 puta veća kod onih koji lakše stiču prijatelje.

## Diskusija

Rezultati ovog istraživanja pružaju uvid u faktore koji utiču na verovatnoću klađenja kod mladih. Na osnovu sprovedene binarne logističke regresije, identifikovani su ključni faktori koji statistički značajno doprinose predikciji klađenja, a koji obuhvataju pol ispitanika, godine, prosečan školski uspeh, sticanje prijatelja i gledanje rijaliti programa.

Faktor koji se izdvaja kao najistaknutiji je pol ispitanika. Rezultati upućuju da su mladići značajno skloniji klađenju u poređenju sa devojkaama, sa šansom za klađenje koja je preko devet puta veća kod muških ispitanika. Dobijeni rezultat u skladu je sa postavljenom hipotezom i sa zaključcima drugih studija koje dosledno pokazuju da su muškarci generalno skloniji rizicima, uključujući i aktivnosti kao što je klađenje (Buja et al., 2022; Galić, 2024; Kovačić, 2019). Ovi rezultati ukazuju na potrebu za ciljanim preventivnim programima koji bi se bavili specifičnim rizicima i ponašanjima kod mladih muškaraca.

Drugi značajan faktor je starost. Preciznije, sa svakom godinom starosti, šansa za klađenje raste, što govori u prilog hipoteze da su stariji adolescenti, odnosno srednjoškolci, izloženi riziku klađenja. Shodno tome, dobijeni rezultat odgovara većinski podržanim zapažanjima po ovom pitanju i sugerise potrebu za ciljanim intervencijama namenjenim ovoj uzrasnoj grupi. Međutim, ne bi trebalo zanemariti ni podatke koji upućuju na značajno učešće mladih ispod 15 godina u igrama klađenja, naročito s obzirom na pojedina saznanja da je donja uzrasna granica kada je reč o klađenju spuštена na preadolescentni period (Pitt et al., 2017). Takvi podaci sugerisu da bi osmišljavanje intervencija, pre svega preventivnog tipa, i za osnovnoškolsku decu moglo biti od koristi.

Socio-demografski faktor koji se nije izdvojio kao značajan za predviđanje verovatnoće klađenja je socio-ekonomski status porodice. Drugim rečima, rezultati sugerisu da procena materijalnog stanja kao lošijeg ne povećava rizik za upuštanje u kockarsko ponašanje kod adolescenata. S tim u vezi, prva hipoteza koja se tiče doprinosa socio-demografskih faktora samo je delimično potvrđena. Ovakav nalaz donekle je očekivan, s obzirom da je ispitivanje finansijske situacije kao motiva za klađenje i u dosadašnjim istraživanjima na adolescentnoj populaciji davalo kontradiktorne rezultate (McComb & Sabiston, 2010), premda je utisak da su rezultati poput dobijenog u ovom istraživanju u manjini. Jedno od mogućih objašnjenja za datu nekonzistentnost je da su efekti materijalnog stanja na kockarsko ponašanje potencijalno posredovani drugim relevantnim faktorima, poput, na početku teksta navedenih ličnih karakteristika mlade osobe ili specifičnih porodičnih okolnosti koje se takođe dovode u vezu sa zavisnošću od klađenja. Međutim, kako ovi faktori prevazilaze okvire aktuelnog istraživanja, pomenutu pretpostavku trebalo bi proveriti nekim budućim istraživanjima.

Što se tiče pretpostavljene relacije prosečnog školskog uspeha i verovatnoće klađenja, rezultati pokazuju da sa višim prosekom ocena verovatnoća za klađenje

opada, čime je potvrđena hipoteza o slabom školskom postignuću kao faktoru rizika. Pritom, na osnovu raspoloživih saznanja izvedenih iz dosadašnjih istraživanja, čini se da slabije školsko postignuće ne samo što predstavlja faktor rizika za maloletničko i adolescentno kockanje, već je istovremeno, zajedno sa većom verovatnoćom preuranjenog prekida školovanja, i jedna od njegovih mogućih posledica na obrazovnom planu. S obzirom na značaj koji školski kontekst ima za razvoj mladih, poseban fokus daljih ispitivanja problema adolescentnog klađenja trebalo bi da bude na faktorima vezanim za školu, uključujući i kvalitet interpersonalnih relacija koje se uspostavljaju u datom okruženju. Ovo je važno, između ostalog i zbog toga što bi škola kao mesto gde se podučava mogla predstavljati centralno mesto za sprovođenje odgovarajućih intervencija, obrazovanje i podizanje svesti mladih, ali i njihovih roditelja, o štetnosti kockanja i drugih rizičnih ponašanja. U pogledu moguće protektivne uloge školskog sistema, obećavajući su rezultati jednog novijeg istraživanja u kojem su se kao faktori koji značajno redukuju verovatnoću klađenja kod adolescenata izdvojili pozitivna školska klima i specifično, podržavajući stav nastavnika, te nastavničko komuniciranje zainteresovanosti za probleme mladih ljudi (Wahlstrom et al., 2023).

Hipoteza o intenzivnijoj socijalnoj aktivnosti, odnosno umreženosti, kao faktoru koji povećava verovatnoću klađenja je potvrđena. Rezultati sugerišu da su adolescenti koji lakše stižu prijatelje u većem riziku za klađenje u poređenju sa vršnjacima koji nemaju širok krug prijatelja i socijalnih kontakata. Ovo se može razumeti u kontekstu naglašene podložnosti pritiscima grupe koja je karakteristična za adolescente, a kojoj su socijabilniji adolescenti potencijalno izloženi. Međutim, uzevši u obzir ranije kontradiktorne rezultate, napominjemo da bi samu brojnost socijalnih kontakata eventualno trebalo razmotriti u sadejstvu sa još nekim odlikama interpersonalnog funkcionisanja. Odnosno, kada je reč o interpersonalnim faktorima kao prediktorima, treba imati na umu i na početku izložena saznanja (Rizzo et al., 2023; Langhinrichsen-Rohling et al., 2004) koja sugerišu generalno povišen rizik za one mlade koji potiču iz ili se kreću u takvom okruženju u kome je klađenje podsticano i odobravano ponašanje. Povezujući dobijeni rezultat sa ranijim empirijski podržanim zapažanjima o karakteristikama socijalnog okruženja kockara, najverovatnije je da je rizik za razvijanje kockarskih obrazaca ponašanja naročito visok za mlade osobe koje lako uspostavljaju kontakte, pri čemu se njihove socijalne interakcije pretežno odvijaju u grupama u kojima je klađenje normalizovano kao aktivnost ili predstavlja izvor zajedničkog interesovanja njenih članova.

Konačno, gledanje rijaliti programa identifikovano je kao još jedan značajan prediktor klađenja. Veća je verovatnoća da će se kladiti oni ispitanici koji prate pomenute sadržaje, što govori u prilog hipoteze da konzumiranje medijskih sadržaja koji propagiraju rizik i kontroverzne oblike ponašanja deluje podsticajno na mlade po pitanju preuzimanja rizičnih aktivnosti, konkretno u formi klađenja. Evidentno je da su masovni mediji prevashodno putem reklamiranja doprineli destigmatizaciji klađenja, međutim, prema našim saznanjima, uloga rijalitija kao specifičnog programskog sa-

držaja nije do sada ispitivana u ovom kontekstu. S tim u vezi, dobijeni nalaz otvara prostor za dalja istraživanja o specifičnim uticajima rijaliti formata na oblikovanje vrednosnog sistema i ponašanja adolescenata, što može biti značajna tema, naročito ako se ima u vidu činjenica da isti godinama unazad predstavlja jedan od najdominantnijih medijskih žanrova u našem društvu.

### Ograničenja rada

Ograničenja ovog istraživanja odnose se na nekoliko ključnih aspekata. Pre svega, istraživanje je sprovedeno u specifičnom društvenom, kulturnom i ekonomskom kontekstu Vojvodine 2015. godine, što može ograničiti primenljivost rezultata na druge vremenske periode. Dodatno, iako pseudo  $R^2$  vrednosti pokazuju da modeli objašnjavaju do 29% varijance zavisne promenljive, to sugerise da značajan deo varijanse ostaje neobjašnjen, što ukazuje na prisustvo dodatnih faktora, koji nisu obuhvaćeni analizom, a koji bi mogli imati značajan uticaj na klađenje među mladima. Stoga, buduća istraživanja treba da razmotre dodatne varijable kako bi se dobila sveobuhvatnija slika o ovom problemu.

### Zaključak

Klađenje u adolescentnoj populaciji je složen fenomen koji vodi mnogim problemima u različitim aspektima funkcionisanja mlade osobe, pri čemu su činioci koji doprinose pojavi ovog sve prisutnijeg oblika rizičnog ponašanja tek delimično razjašnjeni i predstavljaju fokus znatnog broja skorijih istraživanja. Faktori rizika za klađenje kod mladih izdvojeni u ovom istraživanju su muški pol, stariji adolescentni uzrast, slabije školsko postignuće, veća lakoća uspostavljanja socijalnih relacija i gledanje rijaliti programa. Rukovodeći se rezultatima dosadašnjih istraživanja, osnovano se može pretpostaviti da se klađenje kao aktivnost u velikoj meri uspostavlja kroz učenje po modelu, bilo da se dato učenje odvija u porodičnom, bilo u širem socijalnom kontekstu ili putem izloženosti određenim uzorima dominantno eksponiranim u medijima. S druge strane, ovo istovremeno podrazumeva i nezanemarljiv prostor za korektivne uticaje, za čije bi sprovođenje prvenstveno trebalo da bude zadužena škola, kao jedan od ključnih segmenata u životu mladih i sistem koji bi trebalo da promoviše pozitivne primere.

Dalji pravci istraživanja mogli bi podrazumevati temeljnije proučavanje doprinosa svakog od izdvojenih faktora zasebno, kako bi se ispitali specifičniji mehanizmi njihovog delovanja. Pritom, s obzirom da se muški pol izdvaja kao najubedljiviji faktor koji povećava verovatnoću za klađenje, naročito bi bilo interesantno precizno ispitati potencijalne medijatore između pola i sklonosti ka klađenju kod mladih i data saznanja inkorporirati prilikom kreiranja intervencija namenjenih redukciji klađenja. Takođe, rezultati sugerisu potrebu za planiranjem intervencija koje bi bile specifično

prilagođene mlađim, odnosno starijim adolescentima, te bi i ovaj podatak trebalo uzeti u obzir u procesu osmišljavanja konkretnih strategija.

## RISK FACTORS FOR ADOLESCENT GAMBLING

### *Abstract*

*The aim of this study was to identify risk factors for gambling among young people and to examine key characteristics that promote this risky behavior. The research was conducted on a sample of 1,675 young individuals from the Autonomous Province of Vojvodina, using binary logistic regression to analyze the interconnectedness of various independent factors (gender, age, average academic achievement, social network, and reality TV viewing) with the likelihood of gambling. The results showed that male gender, older adolescent age, lower academic achievement, more intensive social contacts, and watching reality TV programs are significant predictors of gambling. On the other hand, family socioeconomic status did not emerge as a statistically significant factor. These findings highlight the need for prevention and interventions targeting specific at-risk groups and factors that support gambling among youth, with a particular emphasis on the school environment as a setting where educational and preventive strategies can be implemented.*

*Keywords: gambling, youth, risk factors, adolescents*

### **Literatura**

- Armitage, R. (2021). Gambling among adolescents: an emerging public health problem. *The Lancet Public Health*, 6(3), 143.
- Bellringer, M. E., Janicot, S., & Ikeda, T. (2024). Changes in some health and lifestyle behaviours are significantly associated with changes in gambling behaviours: Findings from a longitudinal New Zealand population study. *Addictive Behaviors*, 149, 1-8.
- Black, D. W. (2020). Impulse-control and its disorders, including pathological gambling. In J. R. Geddes, N. C. Andreasen, & G. M. Goodwin (Eds.) *New Oxford Textbook of Psychiatry* (pp. 1257-1264). Oxford, UK: Oxford University Press.
- Buja, A., Sperotto, M., Genetti, B., Vian, P., Vittadello, F., Simeoni, E., Zampieri, C., & Baldo, V. (2022). Adolescent gambling behavior: a gender oriented prevention strategy is required? *Italian Journal of Pediatrics*, 48(1), 1-9.
- Canale, N., Vieno, A., ter Bogt, T., Pastore, M., Siciliano, V., & Molinaro, S. (2016). Adolescent gambling-oriented attitudes mediate the relationship between perceived parental knowledge and adolescent gambling: implications for preven-



- tion. *Prevention science: The official journal of the Society for Prevention Research*, 17(8), 970-980.
- Defoe, I. N., Rap, S. E., Romer, D. (2022). Adolescent's own views on their risk behaviors, and the potential effects of being labeled as risk-takers: A commentary and review. *Frontiers in Psychology*, 13, 1-13.
- Galić, M. (2024). *Sportsko klađenje studenata u Zagrebu* (master rad). Zagreb: Odsjek za Psihologiju Fakulteta hrvatskih studija.
- Gupta, R., & Pinzon, J. L. (2012). Gambling in children and adolescents. *Paediatrics & Child Health*, 17(5), 263-264.
- Kajić-Selak, A. (2024). Sociodemografske razlike u prevalenciji, intenzitetu i psihosocijalnim posljedicama kockanja adolescenata u Mostaru. *Zdravstveni glasnik*, 10(1), 24-41.
- Kovačić, A. (2019). *Kockanje i klađenje kod mladih* (diplomski rad). Zagreb: Fakultet hrvatskih studija.
- Labrador, F. J., & Vallejo-Achon, M. (2020). Prevalence and characteristics of sports betting in a population of young students in Madrid. *Journal of gambling studies*, 36(2), 297-318.
- Laftman, S. B., Modin, B., Olsson, G., Sundqvist, K., Svensson, J., & Wennberg, P. (2020). School ethos and adolescent gambling: a multilevel study of upper secondary schools in Stockholm, Sweden. *BMC Public Health*, 20(1), 1-10.
- Langhinrichsen-Rohling, J., Rohde, P., Seeley, J. R., & Rohling, M. L. (2004). Individual, Family and Peer Correlates of Adolescent Gambling. *Journal of gambling studies*, 20(1), 23-46.
- Livazović, G., & Bojčić, K. (2019). Problem gambling in adolescents: what are the psychological, social and financial consequences? *BMC Psychiatry*, 19(1), 1-15.
- McComb, J., & Sabiston, C. M. (2010). Family Influences on Adolescent Gambling Behavior: A Review of the Literature. *Journal of gambling studies*, 26(4), 503-520.
- Molinaro, S., Canale, N., Vieno, A., Lenzi, M., Sciliano, V., Gori, M., & Santinello, M. (2014). Country-and individual-level determinants of probable problematic gambling in adolescence: A multi-level cross-national comparison. *Addiction*, 109(12), 2089-2097.
- Paleologou, A. P., Lazaratou, H., Anagnostopoulos, D. K., Trimponiki, A., Economou, M., Malliori, M., & Papageorgiou, C. (2021). Gambling in adolescents during the financial crisis in Greece. *Psychiatriki Journal*, 32(1), 34-42.
- Petry, N. M., Bowden-Jones, H., George, S. (2013). Proposed changes for substance use and gambling disorders in DSM-5: impact on assessment and treatment in the UK. *The Psychiatrist*, 37(2), 41-43.
- Pitt, H., Thomas, S. L., Bestman, A., Daube, M., Derevensky, J. (2017). Factors that influence children's gambling attitudes and consumption intentions: lessons for

- gambling harm prevention research, policies and advocacy strategies. *Harm Reduction Journal*, 14(1), 1-12.
- Riley, B. J., Oster, C., Rahamathulla, M., & Lawn, S. (2021). Attitudes, Risk Factors, and Behaviours of Gambling among Adolescents and Young People: A Literature Review and Gap Analysis. *International journal of environmental research and public health*, 18(3), 1-15.
- Rizzo, A., La Rosa, V. L., Commodari, E., Alparone, D., Crescenzo, P., Yildirim, M., & Chirico, F. (2023). Wanna Bet? Investigating the Factors Related to Adolescent and Young Adult Gambling. *European Journal of Investigation in Health, Psychology and Education*, 13(10), 2202-2213.
- Shulman, E. P., Smith, A. R., Silva, K., Icenogle, G., Duell, N., Chein, J., & Steinberg, L. (2016). The dual systems model: Review, reappraisal, and reaffirmation. *Developmental Cognitive Neuroscience*, 17, 103-117.
- Sirola, A., Kaakinen, M., Savolainen, I., Oksanen, A. (2019). Loneliness and online gambling-community participation of young social media users. *Computers in Human Behavior*, 95, 136-145.
- Storr, C. L., Lee, G. P., Derevensky, J. L., Ialongo, N. S., & Martins, S. S. (2012). Gambling and Adverse Life Events Among Urban Adolescents. *Journal of gambling studies*, 28(2), 325-336.
- Tomova, L., Andrews, J. L., Blakemore, S. (2021). The importance of belonging and the avoidance of social risk taking in adolescence. *Developmental Review*, 61(12), 1-10.
- Tran, L. T., Wardle, H., Colledge-Frisby, S., Taylor, S., Lynch, M., Rehm, J., Volberg, R., Marionneau, V., Saxena, S., Bunn, C., Farrell, M., & Degenhardt, L. (2024). The prevalence of gambling and problematic gambling: a systematic review and meta-analysis. *The Lancet Public Health*, 9(8), 594-613.
- Wahlstrom, J., Laftman, S. B., & Olsson, G. (2023). School-related covariates of adolescent gambling: findings from the Stockholm school survey. *International Gambling Studies*, 23(2), 313-327.
- Wang, G. Y., & Bellringer, M. E. (2024). Social Connectedness and Associations with Gambling Risk in New Zealand. *Journal of Clinical Medicine*, 11(23), 1-13.