

МЕТРИЈСКА СВОЈСТВА СКАЛЕ ЗА УЧЕНИЧКУ ПРОЦЈЕНУ ОДНОСА С НАСТАВНИЦИМА

Милица Кандић¹
Драган Паргало²

Резиме

Однос наставника и ученика представља један од кључних педагошких фактора који утиче на квалитет васпитно-образовног процеса, ученичку мотивацију, ангажман и психосоцијални развој. Полазећи од теорије везаности, теорије само-одређења и концепта школске климе, истраживање је усмјерено на испитивање факторске структуре и метријских карактеристика скале за ученичку процјену односа с наставницима. Узорак је обухватио 195 ученика предметне наставе основних школа на подручју града Бања Лука. Конструисана је петостепенa Ликертова скала од 25 ајтема, иницијално заснована на пет теоријски дефинисаних димензија односа. Примјеном анализе главних оса (Principal Axis Factoring) уз Oblimin ротацију (КМО=0,902; Бартлетов тест сферичности: $\chi^2=1019,375$; $p<0,001$) издвојена је двофакторска структура која објашњава 50,39% укупне варијансе. Први фактор, означен као социо-емоционална подршка наставника, објашњава 43,46% варијансе и обухвата ајтеме који се односе на повјерење, прихваћеност, подршку, подстицање аутономије и развој ученичког самопоуздања, те показује високу унутрашњу конзистентност ($\alpha=0,90$). Други фактор, означен као педагошко-регулативна компонента наставничког односа, објашњава 6,93% варијансе и односи се на ученичку перцепцију праведности, расположења наставника и јасноће наставних упутстава. Поузданост ове субскале је умјерена ($\alpha=0,67$), што је прихватљиво имајући у виду мали број ајтема, али указује на потребу даљег унапређивања ове димензије. Скала у цјелини показује висок степен унутрашње конзистентности ($\alpha=0,89$). Резултати указују да ученици однос с наставницима перципирају као интегрисан, али структурално диференциран конструкт у којем доминира социо-емоционална компонента, док регулативно-педагошки аспект представља засебан, мање изражен, али теоријски значајан сегмент односа. Налази представљају основу за даљу метријску провјеру и примјену инструмента у различитим образовним контекстима.

Кључне ријечи: однос наставника и ученика, ученичка процјена, факторска анализа, поузданост скале.

¹ Милица Кандић је мастер педагогије. Тренутно радно ангажована као персонални асистент у предшколској установи. Е-адреса: milikan98@gmail.com

² Драган Паргало је доктор педагошких наука и ванредни професор Филозофског факултета Универзитета у Бањој Луци. Е-адреса: dragan.partalo@ff.unibl.org

Теоријски оквир истраживања

Друштвено-хуманистичко схватање човјека као социјалног бића полази од претпоставке да је однос једна од његових темељних егзистенцијалних категорија. Међуљудски однос не представља спорадичну интеракцију, већ структурални и динамички процес који се обликује у пару или групи и усмјерава понашање учесника. Он се гради кроз увјерења, вриједности и вјештине актера, а суштински га одређује принцип реципроцитета (Fredriksen & Rhodes, 2004). Начин понашања појединца у односу условљен је начином доживљавања себе и других, али и ширим социјалним контекстом у којем се интеракција одвија (Posavec i Vlah, 2019; Crosnoe et al., 2004).

У васпитно-образовном контексту однос наставника и ученика представља централну педагошку категорију. Савремена истраживања указују да он функционише као трансформативан савез који интегрише когнитивне, емоционалне и развојне аспекте ученичког искуства (Wang, 2024). Квалитет овог односа утиче на ученичку мотивацију, ангажман и социо-емоционални развој (Ćosić i sar., 2021). Перцепција односа с наставником обликује ставове ученика према школи и учењу (Bratanić, 1993; Лалић, 2005). Социо-емоционална клима у одјељењу посредује у значењском одређивању тих односа, при чему повољна клима подразумева топлину, сарадњу и међусобно поштовање (Ivanek i sar., 2012; Radojević i Janković, 2023). Ученици који доживљавају емоционалну ангажованост наставника показују већи осјећај сигурности и припадности (Hussain et al., 2019), док изостанак подршке може бити повезан са проблематичним понашањем и негативним ставовима према школи (Tisnés, 2023; Fredriksen & Rhodes, 2004). Стога се ученичка перспектива јавља као релевантан индикатор квалитета односа и основа за педагошке импликације (Li et al., 2012).

Концептуално утемељење овог истраживања заснива се на интеграцији теорије везаности (Bowlby, 1969; Крстић, 2016; Sankalaite et al., 2023), теорије самоодређења (Ryan & Deci, 2000; Нинковић и Кнежевић Флорић, 2022; Hussain et al., 2019) и концепта школске климе (Vujičić, 2008; Domović, 2004). Теорија везаности наглашава значај сигурних и подржавајућих односа, при чему наставник може функционисати као фигура сигурности у школском контексту (Bowlby, 1969). Ученици који развијају блискост са наставником показују већу спремност за ангаж-

ман и истраживање (Krstić, 2015; Bergin & Bergin, 2009). Теорија самоодређења постулира потребе за аутономијом, припадношћу и компетенцијом (Ryan & Deci, 2000). Задовољавање ових потреба повезано је са већом мотивацијом и ангажманом (Hussain et al., 2019; Zainullah et al., 2023). Подстицање ученичке иницијативе, изражавања ставова и активног учешћа у настави (Dai, 2024; Wanders et al., 2020) омогућава развој интринзицке мотивације (Buljubašić-Kuzmanović, 2010; Pianta et al., 2012). При томе, однос наставника и ученика доприноси не само повезаности са школом, већ и самоактуелизацији ученика (Maslow & Lewis, 1987). Педагошки концепт школске климе указује да позитивна клима доприноси мотивацији, постигнућу и социо-емоционалном функционисању ученика (Vujičić, 2008; Domović, 2004; Tisnés, 2023). Квалитет односа наставника и ученика представља један од кључних фактора школске климе. Интеграцијом наведених теоријских перспектива однос наставника и ученика може се концептуализовати као вишедимензионалан конструкт који обухвата социо-емоционалну, мотивациону и регулативно-педагошку компоненту. Таква концептуализација омогућава његову операционализацију и емпиријску провјеру.

Иако теоријски извори указују на вишедимензионалност односа наставника и ученика, различита истраживања нуде различите моделе његове структурне операционализације. У новијим емпиријским истраживањима, посебно се издваја рад Azad et al. (2024), који систематизује кључне димензије односа интегришући психолошке и педагошке перспективе. Наведени модел послужио је као полазиште за концептуализацију димензија у овом истраживању, уз одређена прилагођавања локалном контексту. Полазећи од Azad et al. (2024), идентификоване су следеће димензије: емоционална подршка, конфликт, аутономија и независност, самопоуздање и компетенције, те инструментална и информативна подршка. У овом истраживању инструментална и информативна подршка сажете су у јединствену димензију педагошке подршке (Krstić, 2015).

Емоционална подршка односи се на блискост, сигурност и отворену комуникацију (Sankalaite et al., 2023), те је теоријски утемељена у теорији везаности (Bowlby, 1969). Она је повезана са позитивним ставом према школи и већим ангажманом (Göktaş & Kaya, 2023; Wang, 2024). Конфликт представља регулативну димензију односа (Azad et al., 2024). Ученици са израженим конфликтним односима показују ниже нивое сарадње и мотивације (Krstić, 2015), док наставници у так-

вим условима могу губити осјећај самоефикасности (Spilt et al., 2011; Agyekum, 2019). С друге стране, конструктивни конфликт може допринијети развоју кохезивности и аутономије (Hebib, 2011). Аутономија и независност произилазе из теорије самоодређења (Ryan & Deci, 2000) и односе се на подстицање ученичке иницијативе и ангажмана (Zainullah et al., 2023; Wanders et al., 2020). Самопоуздање и компетенције односе се на ученичку перцепцију подршке у развоју способности и остваривању циљева (Azad et al., 2024; Spilt et al., 2011). Педагошка подршка обухвата квалитет инструкције, повратне информације и методологију поучавања (Krstić, 2015; Zrilić, 2010; Gökteş & Kaya, 2023).

Аутори, усмјерени на различите аспекте односа између ученика и наставника, користили су специфичне операционалне дефиниције за сличне димензије (нпр. инструкцијска подршка и педагошка подршка) или су различите димензије описивали на сличан начин (емоционална подршка и сигурност). Постојећа конфузија је разумљива, с обзиром на разноврсност појединачних аспеката односа и чињеницу да се сви ти процеси у одјељенском контексту догађају истовремено, преклапају и зависе један од другог (Šimić-Šašić, 2011). Полазећи од наведеног, намеће се потреба емпиријске провјере структуре овог конструкта у конкретном образовном контексту. Сходно томе, циљ овог истраживања јесте утврђивање метријских карактеристика скале ученичке процјене односа с наставницима.

Методологија истраживања

Истраживање је конципирано као квантитативно, неекспериментално, пресјечно истраживање усмјерено на испитивање факторске структуре и поузданости скале ученичке процјене односа с наставницима. Узорак је обухватио 195 ученика предметне наставе основних школа. Од укупног броја испитаника 103 (52,8%) су дјевојчице, а 92 (47,2%) дјечаци. Ученици шестих и седмих разреда чине 61% узорка, док 39% чине ученици осмих и деветих разреда. Према школском успјеху на крају полугодишта, 55,4% ученика има одличан успјех, 32,3% врло добар, а 12,3% довољан успјех. Истраживање је реализовано у априлу 2025. године, уз одобрење Министарства просвјете и културе Републике Српске, у оквиру израде мастер тезе на Филозофском факултету Универзитета у Бањој Луци. Учешће ученика било је добровољно

и анонимно, а прикупљање података спроведено је у складу са етичким принципима научног рада.

За прикупљање података кориштена је петостепена скала Ликер-товог типа, при чему су испитаници степен слагања са тврдњама исказивали на распону од 1 (уопште се не слажем) до 5 (у потпуности се слажем). Скала је конструисана на основу теоријског оквира који интегрише теорију везаности, теорију самоодређења и концепт школске климе. Полазећи од ових теоријских перспектива, иницијално је операционализовано пет димензија односа наставника и ученика: емоционална подршка, конфликт, аутономија и независност, самопоуздање и компетенције и педагошка подршка. При формулисању ајтема узети су у обзир релевантни емпиријски модели, укључујући инструмент који су предложили Азад и сарадници (Azad et al. 2024), али је скала концептуално адаптирана и прилагођена друштвено-културолошком и образовном контексту Републике Српске. У односу на изворни инструмент, редукована је и обухвата 25 тврдњи формулисаних у складу са узрастом испитаника и теоријским полазиштима конструкта.

Обрада података обухватила је експлоративну факторску анализу методом главних оса (Principal Axis Factoring – PAF) уз Oblimin ротацију, с обзиром на очекивану повезаност фактора. Прикладност података за факторизацију провјерена је КМО мјером адекватности узорка и Бартлетовим тестом сферичности. Поузданост инструмента и издвојених фактора испитана је Кронбаховим алфа коефицијентом, коригованим ајтем-тотал корелацијама и анализом доприноса појединих ајтема унутрашњој конзистентности скале.

Резултати

На основу теоријског оквира и одређивања димензионалности конструкта односа између наставника и ученика остварена је његова садржинска валидност, док је емпиријска валидност испитана примјеном факторске анализе. Подаци су подвргнути анализи главних оса (енгл. Principal Axis Factoring – PAF) ради идентификације латентних фактора који објашњавају заједничку варијансу скупа промјенљивих. С обзиром на теоријску претпоставку повезаности димензија односа, примјењена је косоугаона Oblimin ротација. У оквиру обраде података утврђене су КМО (енгл. Kaiser-Meyer-Olkin Measure of Sampling

Adequacy) мјера адекватности узорковања, Бартлетов тест сферичности (енгл. Bartlett test of sphericity), комуналитети (h^2), Кателов тест одрона (Scree Plot), матрица фактора након екстракције (Pattern Matrix), као и мјера унутрашње конзистентности (Cronbach α).

Прикладност података за факторску анализу испитана је КМО тестом адекватности узорковања и Бартлетовим тестом сферичности. Вриједности КМО индекса крећу се у распону од 0 до 1, при чему вриједности изнад 0,80 указују на високу адекватност узорка и компактну корелациону структуру (Field, 2018). У овом истраживању добијена је вриједност КМО=0,902, што указује на изузетно добру погодност података за факторизацију (Hair et al., 2014). Бартлетов тест сферичности био је статистички значајан ($\chi^2=1019,375$; $df=66$; $p<0,001$), што потврђује да корелациона матрица значајно одступа од матрице идентитета и да су варијабле довољно повезане за примјену факторске анализе (MacCallum et al., 1999).

У Табели 1 приказани су екстраховани комуналитети (h^2) који указују да већина ајтема остварује задовољавајући ниво заједничке варијансе са издвојеним факторима.

Табела 1.

Комуналитети (h^2) задржаних тврдњи

Ознака	Тврдња	h^2
ep1	Вјерујем својим наставницима.	0,538
ep4	Моји наставници ме углавном разумију.	0,616
konf4	Сматрам да моји наставници често не доносе праведне одлуке.	0,651
autinez4	Сматрам да ме моји наставници прихватају баш таквог какав јесам.	0,538
samoikomp1	Осјећам да вриједим када сам на часу.	0,397
samoikomp2	Сматрам да моји наставници вјерују у мене.	0,648
redpod1	Наставници нам често дају корисне савјете за учење.	0,466
redpod3	Моји наставници подржавају различите начине учења.	0,426
redpod4	Сматрам да не добијам довољно јасна упутства како бих научио све што наставници траже.	0,306
redpod5	Моји наставници се веома труде да објасне све што ми није довољно јасно.	0,568
konf1	Моји наставници су често мрзоволни.	0,350
ep2	Наставници ми често пружају подршку када погријешим.	0,544

Вриједности се крећу у распону од 0,306 до 0,651, што показује да су ајтеми у значајној мјери репрезентовани заједничком факторском структуром. Највише вриједности комуналитета забиљежене су код ајтема који се односе на повјерење и перцепцију праведности наставника ($h^2 > 0,60$), док најниже вриједности имају ајтеми везани за јасноћу наставних упутстава и расположење наставника. Ипак, с обзиром да ниједан ајтем нема екстраховани комуналитет нижи од 0,30, задржавање свих ајтема у финалној факторској структури може се сматрати методолошки оправданим.

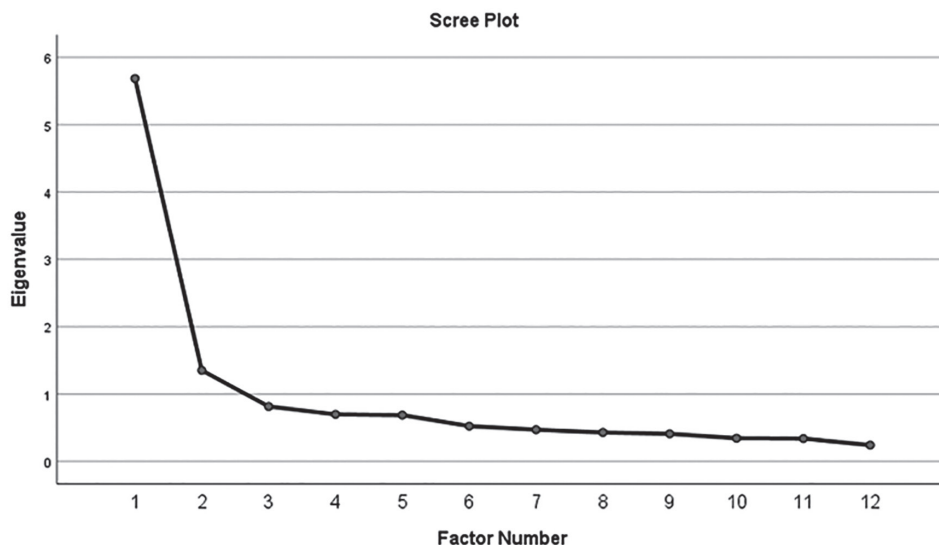
Екстрахована су два фактора, а у наредној табели су приказани подаци искључиво за та два екстрахована фактора. Након екстракције, они заједно објашњавају 50,39% укупне варијансе. Први фактор има својствену вриједност $\lambda = 5,686$ и објашњава 43,46% варијансе, док други фактор има својствену вриједност $\lambda = 1,352$ и објашњава 6,93% варијансе (Табела 2).

Табела 2.

Екстракција фактора и објашњена варијанса (Principal Axis Factoring)

Фактор	Ејген вриједност (λ)	% варијансе након екстракције	Кумулативни % након екстракције
1	5,686	43,456	43,456
2	1,352	6,931	50,387

Број фактора одређен је уз уважавање више критеријума: Кајзер-Гутмановог критеријума ($\lambda > 1$), Кателовог теста одрона (Графикон 1) и поступка паралелне анализе. Кајзер-Гутманов критеријум указао је на могућност задржавања два фактора, а Кателов тест је показао изражену тачку прелома након другог фактора. Паралелна анализа је давала индикације за задржавање три фактора, што указује да критеријуми нису у потпуности сагласни. Имајући у виду јасноћу прелома на тесту одрона, теоријску интерпретабилност и парсимонију рјешења, као и чињеницу да су додатни фактори били слабо интерпретабилни и недовољно стабилни, задржано је двофакторско рјешење.



Графикон 1.

Кателов тест одрона (*Scree Plot*)

У Табели 3 приказана су факторска засићења из Патерн матрице (*Pattern Matrix*), добијене методом главних оса (*PAF*) уз *Oblimin* ротацију, која представљају парцијална факторска засићења, односно јединствени допринос сваког ајтема појединачном фактору при контролисању међусобне корелације фактора.

Табела 3.

Патерн матрица факторске структуре скале (*PAF, Oblimin ротација*)

Ознака	Тврдња	Фактор 1	Фактор 2
samoikomp2	Сматрам да моји наставници вјерују у мене.	0,871	
autinez4	Сматрам да ме моји наставници прихватају баш таквог какав јесам.	0,754	
ep1	Вјерујем својим наставницима.	0,682	
samoikomp1	Осјећам да вриједим када сам на часу.	0,677	
redpod5	Моји наставници се веома труде да објасне све што ми није довољно јасно.	0,668	

Ознака	Тврдња	Фактор 1	Фактор 2
ep4	Моји наставници ме углавном разумију.	0,656	
redpod3	Моји наставници подржавају различите начине учења.	0,652	
redpod1	Наставници нам често дају корисне савјете за учење.	0,637	
ep2	Наставници ми често пружају подршку када погријешим.	0,591	
konf4	Сматрам да моји наставници често не доносе праведне одлуке.		0,787
redpod4	Сматрам да не добијам довољно јасна упутства да научим све што наставници траже.		0,572
konf1	Моји наставници су често мрзовољни.		0,473

Први фактор, означен као *Социо-емоционална подршка наставника*, обухвата девет ајтема са високим засићењима, у распону од 0,591 до 0,871. Највише засићење има ајтем *samoikomp2* (0,871), затим *autinez4* (0,754), *ep1* (0,682), *samoikomp1* (0,677), *redpod5* (0,668), *ep4* (0,656), *redpod3* (0,652), *redpod1* (0,637) и *ep2* (0,591). Садржински, ови ајтеми односе се на повјерење, прихваћеност, емоционалну и педагошку подршку, као и подстицање ученичке компетентности и самопоуздања, те чине кохерентну димензију подржавајућег односа наставника према ученицима.

Други фактор, означен као *Педагошко-регулативна компонента наставничког односа*, чине три ајтема са засићењима 0,787 (*konf4*), 0,572 (*redpod4*) и 0,473 (*konf1*). Ови ајтеми одражавају ученичку перцепцију неправедности, недовољне јасноће наставних упутстава и негативног расположења наставника, те представљају регулативни и организациони аспект наставничког дјеловања у наставном процесу.

Корелација између фактора износи $r=0,495$, што указује на умјерену позитивну повезаност. Овај налаз потврђује да се социо-емоционална подршка и педагошко-регулативна компонента наставничког односа не могу посматрати као потпуно независне димензије, већ као

међусобно повезани аспекти јединственог конструкта односа наставника и ученика.

Поузданост скале

У складу са постављеним циљем истраживања, приступљено је испитивању унутрашње конзистентности издвојених фактора, као и скале ученичке процјене односа с наставницима у цјелини. Поузданост је анализирана примјеном ајтем-тотал статистике и коефицијента унутрашње конзистентности (Cronbach's α). Табеле 4, 5 и 6 приказују средњу вриједност и варијансу скале у случају изостављања појединих ајтема, кориговану ајтем-тотал корелацију, као и вриједност Кронбаховог алфа коефицијента ако се ајтем уклони из скале. Ови показатељи омогућавају процјену доприноса сваког ајтема укупној хомогености скале, односно степена његове усклађености са мјереним конструктом.

Вриједност Кронбаховог алфа коефицијента за први фактор *Социо-емоционална подршка наставника* износи 0,901 (девет ајтема), што указује на веома висок степен унутрашње конзистентности (Табела 4). Распон коригованих ајтем-тотал корелација (од 0,572 до 0,735) потврђује добру повезаност сваког ајтема са укупним резултатом фактора. Према критеријумима за процјену унутрашње конзистентности које наводи Девелис (DeVellis, 2017), изостанак значајног повећања алфа коефицијента у случају уклањања појединих ајтема указује да сваки од њих даје стабилан и смислен допринос хомогености субскале. Стога се задржавање свих ајтема који чине први фактор може сматрати методолошки оправданим.

Табела 4.

Ајтем-тотал анализа и унутрашња конзистентност фактора „Социо-емоционална подршка наставника“

Тврдња	М ако се ајтем изостави	Var ако се ајтем изостави	Коригована ајтем–тотал корелација	α ако се ајтем изостави
Осјећам да вриједим када сам на часу.	25,81	59,860	0,572	0,898

Тврдња	М ако се ајтем изостави	Var ако се ајтем изостави	Коригована ајтем–тотал корелација	α ако се ајтем изостави
Сматрам да моји наставници вјерују у мене.	25,67	57,363	0,735	0,885
Сматрам да ме моји наставници прихватају баш таквог какав јесам.	25,34	57,441	0,684	0,889
Вјерујем својим наставницима.	25,69	59,554	0,694	0,889
Наставници ми често пружају подршку када погријешим.	25,87	59,349	0,671	0,890
Моји наставници ме углавном разумију.	25,98	58,162	0,715	0,887
Наставници нам често дају корисне савјете за учење.	25,74	59,311	0,637	0,893
Моји наставници подржавају различите начине учења.	25,42	59,417	0,627	0,893
Моји наставници се веома труде да објасне све што ми није довољно јасно.	25,51	58,283	0,703	0,888

Анализом ајтема другог фактора *Педагошко-регулативна компонента наставничког односа* утврђен је Кронбахов алфа коефицијент од 0,669 (три ајтема), што указује на прихватљив ниво унутрашње конзистентности, имајући у виду мали број тврдњи које чине ову субскалу (Pallant, 2010; Horvat i Pavlinić, 1998). Распон коригованих ајтем–тотал корелација показује да сваки ајтем остварује задовољавајућу повезаност са укупним резултатом фактора. Вриједности алфа коефицијента у

случају изостављања појединих ајтема не указују на значајно повећање укупне поузданости, што говори у прилог задржавању сва три ајтема у структури другог фактора.

Табела 5.

Ајтем-тотал анализа и унутрашња конзистентност фактора „Педагошко-регулативна компонента наставничког односа“

Тврдња	М ако се ајтем изостави	Var ако се ајтем изостави	Коригована ајтем–тотал корелација	α ако се ајтем изостави
Моји наставници су често мрзовољни.	5,72	4,307	0,445	0,620
Смаграм да моји наставници често не доносе праведне одлуке.	5,94	3,964	0,544	0,488
Смаграм да на часу не добијам довољно јасна упутства како да научим све што наставници траже.	5,51	4,262	0,456	0,607

Поред анализе поузданости појединачних фактора, било је неопходно испитати и унутрашњу конзистентност скале у цјелини, како би се утврдило да ли инструмент као интегрисана мјера ученичке процјене односа с наставницима посједује задовољавајући степен хомогености. Резултати анализе поузданости комплетне скале приказани су у Табели 6.

Табела 6.

Ајтем-тотал анализа и унутрашња конзистентност скале ученичке процјене односа с наставницима (укупна скала)

Тврдња	М ако се ајтем изостави	Var ако се ајтем изостави	Коригована ајтем–тотал корелација	α ако се ајтем изостави
Вјерујем својим наставницима.	34,29	89,692	0,687	0,882
Наставници ми често пружају подршку када погријешим.	34,47	88,700	0,700	0,881

Тврдња	М ако се ајтем изостави	Var ако се ајтем изостави	Коригована ајтем–тотал корелација	α ако се ајтем изостави
Моји наставници ме углавном разумију.	34,59	87,453	0,738	0,879
Моји наставници су често мрзоволни.	34,60	93,546	0,482	0,892
Сматрам да моји наставници често не доносе праведне одлуке.	34,81	92,987	0,511	0,890
Сматрам да ме моји наставници прихватају баш таквог какав јесам.	33,95	87,794	0,653	0,883
Осећам да вриједим када сам на часу.	34,38	90,665	0,550	0,889
Сматрам да моји наставници вјерују у мене.	34,27	88,111	0,680	0,882
Наставници нам често дају корисне савјете за учење.	34,34	89,338	0,645	0,884
Моји наставници подржавају различите начине учења.	34,01	90,176	0,598	0,886
Сматрам да на часу не добијам довољно јасна упутства како бих научио све што наставници траже.	34,40	97,173	0,322	0,900
Моји наставници се веома труде да објасне све што ми није довољно јасно.	34,11	87,882	0,711	0,880

Скала за мјерење ученичке процјене односа с наставницима, која у финалној верзији обухвата 12 тврдњи, показала је висок степен унутрашње конзистентности ($\alpha=0,894$). Ова вриједност указује на стабилну и хомогену структуру инструмента, те на то да тврдње у цјелини кохерентно мјере исти теоријски конструкт. Кориговане ајтем-тотал корелације указују на адекватну повезаност сваке тврдње са укупним резултатом скале. Вриједности алфа коефицијента у случају изостављања појединих ајтема не показују побољшање укупне поузданости, што упућује на то да сви ајтеми стабилно доприносе хомогености инструмента. Стога је оправдано задржати комплетну структуру скале.

Дискусија

Информатички писмени и различити у својим очекивањима, ставовима и перцепцијама, данашњу дјецу привлаче школе које препознају њихове потенцијале и ангажују их кроз осјећај смисла, припадности и узајамне добробити. Ипак, школа се и даље често перципира као институција спорија у прихватању иновација, док развој социо-емоционалних компетенција ученика није увијек у средишту васпитно-образовне праксе (Vuljubašić-Kuzmanović, 2010). У том контексту, испитивање односа наставника и ученика из перспективе самих ученика добија посебан значај.

Према савременим истраживањима, ученици наглашавају квалитет односа с наставницима као кључни фактор који утиче на њихову мотивацију, ангажованост и осјећај сигурности у школском окружењу (Thornberg et al., 2022). Однос наставника и ученика може се посматрати као збир свакодневних интеракција унутар одјељенске климе (Vrcelj, 2018; Domović, 2004), које подржавају или ометају задовољавање основних психолошких потреба ученика (Bowlby, 1969; Ryan & Deci, 2000). Управо од степена испуњености тих потреба зависи ниво ученичког ангажмана и развоја (Dennie et al., 2018).

Полазећи од овог теоријског оквира, у истраживању је примјењена анализа главних оса (PAF) уз Oblimin ротацију, која је довела до издвајања двофакторске структуре скале. Иако је инструмент иницијално конструисан на основу пет теоријски дефинисаних димензија, емпиријски налази указали су на њихово груписање у два шира фактора. Овај налаз указује да теоријски диференциране компоненте односа не

морају нужно имати јасну емпиријску раздвојивост у ученичкој перцепцији, што отвара питање прецизности иницијалне операционализације конструкта.

Први фактор, означен као „Социо-емоционална подршка наставника“, интегрише ајтеме који се односе на повјерење, прихваћеност, подстицање аутономије, подршку при грешци и осјећај компетентности. Овај налаз указује да ученици не праве јасну разлику између емоционалне, аутономне и педагошке подршке, већ их доживљавају као јединствену подржавајућу структуру односа. Такво груписање у складу је са моделима перципиране наставничке подршке (Malecki & Demaray, 2003; Liu et al., 2009; Wu et al., 2024). Међутим, чињеница да су се четири иницијално постављене димензије стопиле у један фактор упућује на потребу критичког преиспитивања да ли је теоријска подјела била преамбициозна у односу на начин на који ученици реално структурирају своје искуство наставничког односа. Другим ријечима, емпиријска структура сугерише да ученици однос с наставником доживљавају холистички, а не аналитички, што има импликације за будућа концептуална и инструментална усавршавања скале.

Други фактор, означен као „Педагошко-регулативна компонента наставничког односа“, обухвата ајтеме који се односе на перцепцију неправедности, недовољне јасноће упутстава и негативног расположења наставника. Ова компонента одражава регулативни аспект наставничког дјеловања, односно начин управљања наставним процесом и доношења одлука у учионици. Иако фактор показује садржинску кохерентност, ограничен број ајтема упућује на могућу недовољну разрађеност ове димензије у инструменту, што може утицати на стабилност њене структуре у различитим узорцима.

Умјерена корелација између фактора ($r=0,495$) указује да се они не могу посматрати као независне димензије. Напротив, резултати сугеришу да ученици однос с наставником доживљавају као интегрисану, али унутрашње диференцирану структуру. Ова повезаност потврђује да социо-емоционална подршка и регулативни аспекти наставничког дјеловања функционишу као међусобно условљени елементи истог педагошког феномена, што оправдава примјену косоугле ротације и одбацавање претпоставке о ортогоналности димензија.

Упоредјујући добијену структуру са оквиром Hagenauer i Volet (2014), који издваја афективну и подржавајућу димензију односа, може

се уочити извјесна сагласност, али и специфичност контекста предметне наставе. Док се у разредној настави чешће издваја афективна блискост, у предметној настави ученици снажније уочавају регулативну компоненту односа, што је у складу са развојним специфичностима узраста (Krstić, 2015). Овај резултат указује да структурисање наставничког односа није универзално, већ развојно и контекстуално условљено.

Иако је коефицијент унутрашње конзистентности другог фактора нешто нижи, он се може сматрати прихватљивим с обзиром на мали број ајтема (Pallant, 2017; Horvat i Pavlinić, 1998). Истовремено, овај налаз јасно сигнализира потребу даљег проширивања и прецизнијег дефинисања регулативне компоненте у будућим истраживањима, како би се постигла већа метријска стабилност.

Узимајући у обзир да је истраживање спроведено на ограниченом узорку, налазе није могуће генерализовати. Стога добијене резултате треба посматрати као иницијалну емпиријску верификацију инструмента, а не као коначно утврђен модел односа наставника и ученика у предметној настави. Ипак, двофакторска структура представља релевантну основу за даљу метријску провјеру и теоријско прецизирање конструкта у ширем и разноврснијем истраживачком контексту.

Закључак

Добијени резултати указују да ученици однос с наставницима доживљавају као интегрисан, али структурно диференциран конструкт у којем се преплићу социо-емоционална подршка и педагошко-регулативна компонента наставничког односа. Оваква структура сугерише да ученичка перцепција не прати у потпуности иницијалну теоријску разуђеност конструкта, већ га редукује на двије шире, функционално повезане димензије. Први фактор, који обухвата повјерење, прихваћеност, подстицање аутономије и развој компетентности, показује високу унутрашњу конзистентност, док други фактор, који се односи на перцепцију праведности, јасноће упутстава и начина вођења наставе, исказује прихватљиву поузданост с обзиром на мали број ајтема. Разлика у нивоу поузданости између фактора указује на потребу даљег концептуалног и инструменталног унапређивања регулативне компоненте, како би она била стабилније емпиријски утемељена. Умјерена корелација између фактора потврђује њихову концептуалну повезаност

и указује да ученици ова два аспекта не доживљавају као потпуно одвојене. Стога се може закључити да је однос наставника и ученика у предметној настави најприкладније разумјети као јединствен педагошки феномен са унутрашњом структурном диференцијацијом, а не као скуп независних димензија.

Ограничења истраживања односе се на релативно мали и локално ограничен узорак, као и на примјену само једног извора података – ученичких самопроцјена. Оваква методолошка поставка може утицати на то да дио добијених повезаности произилази из самог начина прикупљања података, а не искључиво из мјереног конструкта, што захтијева опрез при тумачењу резултата. Због тога добијене налазе није могуће генерализовати без додатних провјера на ширим и разноврснијим узорцима.

Будућа истраживања требало би да укључе конфирматорну факторску анализу ради провјере стабилности двофакторског модела, проширење броја ајтема у оквиру педагошко-регулативне компоненте, као и укључивање наставничке перспективе. Додатно, пожељно је испитати инваријантност структуре у односу на пол, разред и школски успјех ученика, како би се утврдила њена развојна и контекстуална стабилност. На тај начин омогућило би се даље унапређивање инструмента и његова стабилнија примјена у истраживачкој и школској пракси.

Литература

- Azad, S., Tafiti, M. A. & Mohsenpour, M. (2024). Identifying the Dimensions of the Teacher-Student Relationship Construct. *Iranian Journal of Educational Sociology*, 7(4), 176-185. <http://dx.doi.org/10.61838/kman.ijes.7.4.18>
- Agyekum, S. (2019). Teacher-Student Relationships: The Impact on High School Students. *Journal of Education and Practice*, 10(14), 121-122. <https://doi.org/10.7176/jep%2F10-14-15>
- Bergin, C. & Bergin, D. (2009). Attachment in the classroom. *Educational Psychology Review*, 21(2), 141-170. <http://dx.doi.org/10.1007/s10648-009-9104-0>
- Bowlby, J. (1969). *Attachment and loss: Volume I. Attachment*. Basic Books. https://mindspain.com/wp-content/uploads/2020/08/ATTACHMENT_AND_LOSS_VOLUME_I_ATTACHMENT.pdf

- Bratanić, M. (1993). Nastavnik za novo doba. *Obnovljeni život*, 48(6), 595-607. <https://hrcak.srce.hr/file/79388>
- Buljubašić-Kuzmanović, V. (2010). Socijalne kompetencije i vršnjački odnosi u školi. *Pedagoška istraživanja*, 7(2), 191-203. <https://hrcak.srce.hr/118097>
- Vrcelj, S. (2018). *Šta školu čini školom, teorijski pristupi, koncepti i trendovi*. Filozofski fakultet u Rijeci.
- Vujičić, L. (2008). Kultura odgojno-obrazovne ustanove i kvaliteta promjena odgojno-obrazovne prakse. *Pedagogijska istraživanja*, 5(1), 7-21. <https://hrcak.srce.hr/file/174783>
- Göktaş, E., & Kaya, M. (2023). The Effects of Teacher Relationships on Student Academic Achievement: A Second Order Meta-Analysis. *Participatory Educational Research*, 10(1), 275-289. <http://dx.doi.org/10.17275/per.23.15.10.1>
- Dai, P. (2024). The Influence of Teacher-Student Relationship on Students' Learning. *Lecture Notes in Education Psychology and Public Media*, 40(1), 240-246. <http://dx.doi.org/10.54254/2753-7048/40/20240764>
- DeVellis, R. F. (2017). *Scale development: Theory and applications* (4th ed.). Sage Publications
- Dennie, D., Acharya, P., Greer, D., & Bryant, C. (2018). The impact of teacher-student relationships and classroom engagement of student growth percentiles of 7th and 8th grade students. *Psychology in the School*, 56(5), 765-780. <https://psycnet.apa.org/doi/10.1002/pits.22238>
- Domović, V. (2004). *Školsko ozračje i učinkovitost škole*. Naklada slap.
- Zainullah., Mahfud, M. Z., & Rianiati, W. O. (2023). Exploring the Role of Teacher-Student Relationship in Academic Achievement: A Qualitative Study in Primary School. *The Eastadouth Journal of Learning and Education*, 1(2), 77-83. <https://doi.org/10.5937/nasvas1801023R>
- Zrilić, S. (2010). Kvaliteta komunikacije i socijalni odnosi u razredu. *Pedagogijska istraživanja*, 7(2), 231-242. <https://hrcak.srce.hr/118096>
- Ivanek, P., Mikić, B., i Karabašić, J. (2012). Razredna klima kao faktor sukoba u komunikaciji između učenika i nastavnika. *Sportske nauke i zdravlje*, 3(1), 65-74. <https://doi.org/10.7251/SSH1201059I>
- Krstić, K. (2015). Attachment in the student-teacher relationship as a factor of school achievement. *Teaching Innovations*, 28(3), 167-188. <http://dx.doi.org/10.5937/inovacije1503167K>

- Крстић, К. (2016). Социоемоционални аспекти наставе и учења. *Настава и васпитање*, 65(3), 471-490. <https://doi.org/10.5937/nasvas1603471K>
- Лалић, Н. (2005). Подстицање као васпитна мера у основној школи. *Зборник Института за педагошка истраживања*, 37(2), 132-152. <https://doiserbia.nb.rs/img/doi/0579-6431/2005/0579-64310502132L.pdf>
- Li, Y., Hughes, J. N., Kwok, O., & Hsu, H. (2012). Evidence of Convergent and Discriminant Validity of Child, Teacher, and Peer Reports of Teacher–Student Support. *Psychological Assessment*, 24(1), 54-65. <http://dx.doi.org/10.1037/a0024481>
- Liu, W. C., Wang, C. K. J., Tan., O. S., Koh, C., Ee, J. (2009). A self-determination approach to understanding students' motivation in project work. *Learning and Individual Differences*, 19(1), 139-145. <https://doi.org/10.1016/j.lindif.2008.07.002>
- Malecki, C. K., & Demaray, M. K. (2003). What Type of Support Do They Need? Investigating Student Adjustment as Related to Emotional, Informational, Appraisal, and Instrumental Support. *School Psychology Quarterly*, 18(3), 231-252. <https://doi.org/10.1521/scpq.18.3.231.22576>
- Maslow, A., & Lewis, K. J. (1987). Maslow's hierarchy of needs. *Salenger Incorporated*, 14(17), 987-990. <https://researchhistory.org/2012/06/16/maslows-hierarchy-of-needs/?print=1>
- MacCallum, R. C., Widaman, K. F., Zhang, S. & Hong, S. (1999). Sample Size in Factor Analysis. *Psychological Methods*, 4(1), 84–99. <https://doi.org/10.1037/1082-989X.4.1.84>
- Нинковић, С. и Кнежевић Флорић, О. (2022). Подршка наставника и повезаност ученика са школом: хијерархијско моделовање. *Зборник Института за педагошка истраживања*, 54(1), 41-59. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2021.652994>
- Pallant, J. (2017). *SPSS priručnik za preživljavanje: Postupni vodič kroz analizu podataka pomoću programa IBM SPSS* (6. izd., М. Šućur prev.). Mikro knjiga.
- Pianta, R. C., Hamre, B. K., & Allen, J. P. (2012). Teacher-Student Relationships and Engagement: Conceptualizing, Measuring, and Improving the Capacity of Classroom Interactions. *Handbook of Research on*

- Student Engagement, 365-386. https://doi.org/10.1007/978-1-4614-2018-7_17
- Posavec, L., i Vlah, N. (2019). Odnos učitelj – učenik. *Napredak*, 160(1-2), 51-64. <https://hrcak.srce.hr/224380>
- Radojević, B., i Janković, J. (2023). Uloga nastavnika u kreiranju socio-emocionalne klime u odjeljenju. *Vaspitanje i obrazovanje*, 48(2), 97-109.
- Ryan, R. M. & Deci, E. L. (2000). Self-Determination Theory and the Facilitation of Intrinsic Motivation, Social Development, and Well-Being. *American Psychologist*, 55(1), 68-78. https://selfdeterminationtheory.org/SDT/documents/2000_RyanDeci_SDT.pdf
- Sankalaite, S., Huizinga, M., Warreyn, P., Dewandeleer, J., & Baeyns, D. (2023). The association between working memory, teacher-student relationship, and academic performance in primary school children. *Frontiers in Psychology*, (14), 1-17. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2023.1240741>
- Spilt, J. L., Koomen, H. M. Y., & Thijs, J. T. (2011). Teacher Wellbeing: The Importance of Teacher–Student Relationships. *Educational Psychology Review*, 23(4), 457-477. <https://doi.org/10.1007/s10648-011-9170-y>
- Tisnés, H. M. (2023). Main recent study topics on teacher-student interaction. *Interdisciplinaria*, 40(2), 23-40. <https://doi.org/10.16888/interd.2023.40.2.2>
- Thornberg, R., Forsberg, C., Chiriac, E. H., & Bjereld, Y. (2022). Teacher–Student Relationship Quality and Student Engagement: A Sequential Explanatory Mixed-Methods Study. *Research Papers in Education*, 37(6), 840-859. <https://doi.org/10.1080/02671522.2020.1864772>
- Ćosić, S., Čaušević, R., i Mihić, J. (2021). Utjecaj emocija na komunikacioni proces i interakciju između učenika i nastavnika u školi. *Educa*, 14(14), 125-130. https://openurl.ebsco.com/EPDB%3Aagcd%3A5%3A14518837/detailv2?sid=ebsco%3Aplink%3Ascholar&id=ebsco%3Aagcd%3A154350878&crl=f&link_origin=www.google.com
- Field, A. (2018). *Discovering Statistics Using IBM SPSS Statistics* (5th ed.). Sage Publications Ltd.

- Fredriksen, K., & Rhodes, J. (2004). The role of teacher relationships in the lives of students. *New Directions for Youth Development*, 103, 45-54. <http://dx.doi.org/10.1002/yd.90>
- Hagenauer, G., & Volet, S. E. (2014). Teacher–student relationship at university: an important yet under-researched field. *Oxford Review of Education*, 40(3), 370-388. <http://dx.doi.org/10.1080/03054985.2014.921613>
- Hair, J., F., Jr., Black, W. C., Babin, B. J. & Anderson, R. E. (2014). *Multivariate data analysis (7th ed.)*. Pearson Education Limited.
- Hebib, E. (2011). Saradnički odnosi u školi. *Pedagogija*, 66(1), 7-17. <https://ref.f.bg.ac.rs/handle/123456789/1174>
- Horvat, J. i Pavlinić, S. (1998). Pouzdanost upitnika za istraživanje potreba korisnika Gradske i sveučilišne knjižnice Osijek. *Ekonomski vijesnik*, 1-2(11), 49–61. <https://hrcak.srce.hr/206397>
- Hussain, M., Afzal, M., & Gilani, S. A. (2019). The Impact of Teacher-Student Interaction on Student Motivation and Achievement. *European Academic Research*, 7(2), 1201-1222. <https://www.researchgate.net/publication/333843059>
- Crosnoe, R., Johnson, M. K., & Elder, G. H. (2004). Intergenerational Bonding in School: The Behavioral and Contextual Correlates of Student-Teacher Relationships. *Sociology of Education*, 77(1), 60-81. <https://doi.org/10.1177/003804070407700103>
- Šimić-Šašić, S. (2011). Interakcija nastavnik-učenik: Teorije i mjerenje. *Psiholgijske teme*, 20(2), 233-260. <https://hrcak.srce.hr/74207>
- Wang, F. (2024). The Relationship Between Students and Teachers and its Implications. *Journal of Education Humanities and Social Sciences*, 29, 390-395. <http://dx.doi.org/10.54097/rzvpb402>
- Wanders, F. H. K., Dijkstra, A. B., Maslowski, R., & van der Veen, I. (2020). The effect of teacher-student and student-student relationships on the societal involvement of students. *Research Papers in Education*, 35(3), 266-286. <https://doi.org/10.1080/02671522.2019.1568529>

METRIC PROPERTIES OF THE SCALE FOR STUDENT ASSESSMENT OF TEACHER-STUDENT RELATIONSHIPS

Milica Kandić
Dragan Partalo

Summary

The teacher-student relationship represents one of the key pedagogical factors influencing the quality of the educational process, student motivation, engagement, and psycho-social development. Based on attachment theory, self-determination theory, and the concept of school climate, this research aims to examine the factor structure and metric characteristics of the scale for student assessment of teacher-student relationships.

The sample included 195 subject-teaching students from primary schools in the city of Banja Luka. A five-point Likert scale of 25 items was constructed, initially based on five theoretically defined dimensions of the relationship. By applying Principal Axis Factoring with Oblimin rotation ($KMO=0.902$) and a Bartlett's test of sphericity: $\chi^2=1019.375$; $p<0.001$), a two-factor structure was extracted, explaining 50.39% of the total variance. The first factor, designated as socio-emotional teacher support, explains 43.46% of the variance and includes items related to trust, acceptance, support, fostering autonomy, and the development of student self-confidence, showing high internal consistency ($\alpha=0.90$). The second factor, designated as the pedagogical-regulative component of the teaching relationship, explains 6.93% of the variance and refers to student perceptions of fairness, teacher mood, and the clarity of instructional directions. The reliability of this subscale is moderate ($\alpha=0.67$), which is acceptable given the small number of items, but indicates a need for further refinement of this dimension. The scale as a whole shows a high degree of internal consistency ($\alpha=0.89$). The results indicate that students perceive the relationship with teachers as an integrated yet structurally differentiated construct dominated by the socio-emotional component, while the regulative-pedagogical aspect represents a separate, less pronounced, but theoretically significant segment of the relationship. These findings provide a basis for further metric validation and application of the instrument in various educational contexts.

Keywords: *teacher-student relationship, student assessment, factor analysis, scale reliability.*

МЕТРИЧЕСКИЕ СВОЙСТВА ШКАЛЫ ДЛЯ ОЦЕНКИ ВЗАИМООТНОШЕНИЯ МЕЖДУ УЧЕНИКАМИ И УЧИТЕЛЯМИ

Милица Кандич
Драган Паргало

Резюме

Взаимоотношение между учителем и учеником представляет собой один из ключевых педагогических факторов, влияющих на качество воспитательно-образовательного процесса, мотивацию учеников, вовлеченность и психосоциальное развитие. Исходя из теории привязанности, теории самодетерминации и концепции школьного климата, настоящее исследование направлено на изучение факторной структуры и метрических свойств шкалы для оценки взаимоотношения учеников с учителями. Выборка включала 195 учеников основных школ в городе Баня-Лука. Была сформирована пятиградусная шкала Ликерта с 25 пунктами, первично обоснованная на пяти теоретически определенных измерений отношений. Применяя метод PAF (Principal Axis Factoring) с Облимин-вращением (КМО=0,902; тест Бартлетта на сферичность: $\chi^2=1019,375$; $p<0,001$) была извлечена двухфакторная структура, объясняющая 50,39% общей дисперсии. Первый фактор, обозначенный как социально-эмоциональная поддержка учителя, объясняет 43,46% дисперсии и охватывает пункты, связанные с доверием, принятием, поддержкой, поощрением самостоятельности и развитием уверенности ученика, а также показывает высокий уровень внутренней согласованности ($\alpha=0,90$). Второй фактор, обозначенный как педагогически-регулирующий компонент отношения педагога, объясняет 6,93% дисперсии и относится к восприятию учениками справедливости, настроения учителей и понятности их инструкций. Надежность этой подшкалы умеренная ($\alpha=0,67$), и это приемлемо, учитывая небольшое количество пунктов, но указывает на необходимость дальнейшего продвижения этого измерения. В целом шкала демонстрирует высокий уровень внутренней согласованности ($\alpha=0,89$). Результаты показывают, что ученики свое отношение с учителями воспринимают как интегрированную, но структурно дифференцированную конструкцию, в которой преобладает социально-эмоциональный компонент, пока педагогически-регулирующий аспект является отдельным, менее выраженным, но теоретически значимым сегментом отношений. Результаты исследования являются основой для дальнейшей метрической проверки и применения данного инструмента в различных образовательных контекстах.

Ключевые слова: взаимоотношение учителей и учеников, оценка ученика, факторный анализ, надежность шкалы.