



Зборник Института за педагошка истраживања
Година 56 • Број 1 • Јун 2024 • 99–121
УДК 378.147(497.11)

ISSN 0579-6431
ISSN 1820-9270 (Online)
<https://doi.org/10.2298/ZIPI2401099P>
Оригинални научни рад

ПРИСТУПИ НАСТАВИ У ВИСОКОМ ОБРАЗОВАЊУ: ВАЛИДАЦИЈА СРПСКЕ АДАПТАЦИЈЕ УПИТНИКА О ПРИСТУПИМА НАСТАВИ – РЕВИДИРАНА ВЕРЗИЈА (АТИ-R)*

Јасмина Пекић** ➤ ORCID 0000-0003-4366-8484
Универзитет у Новом Саду, Филозофски факултет, Нови Сад, Србија

Јована Милутиновић ➤ ORCID 0000-0002-1121-8115
Универзитет у Новом Саду, Филозофски факултет, Нови Сад, Србија

Биљана Лунгулов ➤ ORCID 0000-0002-6163-8986
Универзитет у Новом Саду, Филозофски факултет, Нови Сад, Србија

А П С Т Р А К Т

Циљ истраживања представља конструктна валидација српског превода Упитника о приступима настави – ревидирана верзија (Approaches to Teaching Inventory – Revised) и то у домену провере његове факторске структуре, која се у бројним ранијим истраживањима показала нестабилном. Пређашња свођења провере психометријских својстава Упитника претежно на поузданост типа интерне конзистенције, одредила су и други циљ истраживања који подразумева психометријску валидацију инструмента у домену поузданости, ваљаности, репрезентативности и хомогености. Истраживање је спроведено на пригодном узорку од 317 наставника и сарадника са 13 факултета Универзитета у Новом Саду, при чему је 60,3% испитаника женског пола. Ревидирана верзија Упитника садржи 22 ставке са петостепеном Ликертовом скалом одговора. Резултати провере првог циља упућују на смислену трофакторску структуру, која се од изворне двофакторске структуре разликује по томе што се фактор *Трансмисија знања/Фокусираност на*

* Напомена. Текст је настао у оквиру пројекта „Педагошке, психолошке и социолошке димензије унапређења квалитета високошколске наставе: могућности и изазови” за чије остваривање је део средстава обезбедио Покрајински секретаријат за високо образовање и научноистраживачку делатност (број 142-451-3379/2023-02)

** Мејл: jpekic@ff.uns.ac.rs

наставника декомпонује на фактор *Трансмисија базичних знања/Фокусираност на наставника* и фактор *Трансмисија знања зарад концептуалног развоја и промене/Фокус на оба актера наставног процеса*. Провере психометријских карактеристика сугеришу да се ради о инструменту који има добре, односно прихватљиве параметре испитиваних својстава, и који област примене може пронаћи како у академским, тако и у практичним оквирима.

Кључне речи:

психометријска својства упитника, структурална валидација упитника, Упитник о приступима настави – ревидирана верзија.

■ УВОД

У истраживањима усмереним на испитивање приступа учењу у високом образовању из перспективе студената (Biggs, 1987; Marton et al., 2005; Prosser & Trigwell, 1999; Ramsden, 2003; Trigwell & Prosser, 1991) идентификована је квалитативна дистинкција између површинског и дубинског приступа учењу. Утврђено је да се приступи учењу не могу посматрати изоловано од контекстуалних фактора, односно да се они обликују у интеракцији између студента и контекста наставе и учења (Biggs & Tang, 2011). Међутим, остали су нејасни докази да су одређени начини виђења наставног процеса или рада у настави универзитетских наставника повезани са процесом или исходом учења високог квалитета (Trigwell & Prosser, 2004). Инструмент за мерење приступа настави – *Упитник о приступима настави (Approaches to Teaching Inventory – ATI)*, првобитно је конструисан како би се испитале релације између варијација у приступима учењу студената и варијација у приступима настави универзитетских наставника (Prosser & Trigwell, 2006; Trigwell et al., 1999). Аутори Упитника о приступима настави (у даљем тексту ATI) наводе да је у циљу испитивања повезаности између приступа учењу и приступа настави најпре било потребно идентификовати кључне аспекте квалитативно различитих приступа настави, а потом и развити мерни инструмент који ће бити онтолошки конзистентан с инструментима који се примењују у испитивању релација између студентских перцепција академског контекста и њихових приступа учењу (Trigwell & Prosser, 2004).

Кључни аспекти варијација у приступима настави испитивани су коришћењем феноменографског приступа, то јест анализом података добијених интервјуисањем 24 универзитетска наставника из области физике и хемије (Prosser et al., 1994; Trigwell & Prosser, 1996). На основу анализе транскрипата интервјуа идентификовано је пет квалитативно различитих приступа настави који удружују стратегије које наставници усвајају и намере које стоје у основи тих стратегија. Ти се приступи крећу од оних који се односе на стратегије ус-

мерене на наставника с намером преношења информација до оних који укључују стратегије усмерене на студента с намером промене његових концепција: приступ А садржи стратегију усмерену на наставника с намером преношења информација; приступ Б односи се на стратегију усмерену на наставника с намером да студент овлада концептима дате области; приступ В садржи стратегију усмерену на интеракцију наставника и студента с намером да студент овлада концептима дате области; приступ Г односи се на стратегију усмерену на студента са циљем да студент развија властите концепције; приступ Д садржи стратегију усмерену на студента са циљем мењања његових концепција (Prosser, 2013; Trigwell & Prosser, 1996).

Тригвел и Просер (Trigwell & Prosser, 1996) констатују да је природа односа између различитих приступа настави хијерархијска – сваки сукцесивни приступ настави процењен је као комплекснији од било којег претходног који је смештен на нижем нивоу. Ови аутори закључују да се кључна квалитативна варијација јавља између приступа *Преношење информација/Фокусираност на наставника* (ITTF) и приступа *Концептуалне промене/Фокусираност на студента* (CCSF), чиме су потврђени резултати других истраживања (Gow & Kember, 1993; Kember, 1997; Kember & Kwan, 2000; Norton, 2005; Samuelowicz & Bain, 1992) која указују на постојање две уопштене категорије концепција наставе: једне, усмерене на садржај/оријентисане на наставника и друге, усмерене на учење/оријентисане на студента.

Почетни скуп ставки инструмента АТИ одабран је из репертоара исказа универзитетских наставника. Прва верзија инструмента најпре је садржала скуп од 104 ставке, да би коначно у оквиру инвентара било задржано 16 ставки. Будући да су се ставке односиле на ситуације у којима се одвија настава из природних наука, током 1999. године унете су промене у њиховим формулацијама како би Упитник био прилагођен ширем наставном контексту (Prosser & Trigwell, 2006; Trigwell & Prosser, 2004). Намењен мерењу приступа настави из релационе перспективе, АТИ је постао јавно доступан 1999. године (Prosser & Trigwell, 1999) као инвентар којег чине две скале и четири супскале: скалу *Преношење информација/Фокусираност на наставника* (ITTF) чини осам ставки, од којих се четири ставке односе на намере преношења информација, а четири на примену стратегије усмерене на наставника, док скалу *Концептуалне промене/Фокусираност на студента* (CCSF) чини осам ставки, од којих се четири ставке односе на намере довођења до концептуалних промена у знању студента, а четири на примену стратегије усмерену на студента.

Током 2005. године аутори инструмента АТИ (Trigwell et al., 2005) представили су ревидирану верзију Упитника о приступима настави (у даљем тексту АТИ-R), наводећи да су разлози за ревизију двоструки. Први разлог је уверење да је поједине ставке потребно преформулисати или избацити из Упитника, док је други процењена потреба о проширењу опсега две димензије или кон-

структа приступа настави, посебно димензије ITTF, која, на пример, није садржала ставке које представљају квалитетно презентовање садржаја као део добре наставе.

Поред истраживања различитих приступа настави универзитетских наставника и њихових релација с приступима учењу студената (Gibbs & Coffey, 2004; Trigwell et al., 1999) инструменти АТИ и АТИ-R коришћени су у истраживањима доприноса програма педагошког оспособљавања променама у приступима настави универзитетских наставника (Gibbs & Coffey, 2004; Hanbury et al., 2008; Postareff et al., 2007). Инструменти АТИ и АТИ-R коришћени су и у студијама у којима је испитивана повезаност између приступа настави универзитетских наставника и других фактора: перцепције окружења у којем раде (Prosser et al., 2003; Prosser & Trigwell, 1997), дисциплинарне припадности (Lindblom-Ylänne et al., 2006; Lueddeke, 2003; Stes et al., 2008; Stes & Van Petegem, 2014), контекста у којем се настава одвија и личним карактеристикама наставника (Stes et al., 2008), репертоара наставних метода (Coffey & Gibbs, 2002), емоционалних искустава наставника (Kordts-Freudinger, 2017; Trigwell, 2012; Zhang, 2004), начина интеграције наставе и истраживања (Cao et al., 2023).

Претходне провере структуре упитника

Аутори упитника АТИ (Trigwell & Prosser, 2004) проверавали су његову структуру на узорку од 656 универзитетских наставника из различитих академских дисциплина у преко 15 земаља. Факторска структура упитника АТИ проверавана је и коришћењем конфирмативне факторске анализе која је урађена на подацима прикупљеним на узорку од преко 1000 универзитетских наставника из различитих дисциплина у различитим земљама западног универзитетског окружења (Prosser & Trigwell, 2006). У обе студије је закључено да упитник АТИ представља валидан и поуздан инструмент за утврђивање варијација у приступима настави, иако у потоњој студији остварене врло високе корелације између супскала намера и стратегија сутеришу двофакторско решење. Резултати указују и на прихватљиве психометријске карактеристике ревидиране верзије упитника АТИ-R (Trigwell et al., 2005). Друге студије у којима су рађене анализе поузданости и валидности упитника АТИ (Stes et al., 2008) и АТИ-R (Cao et al., 2019; Goh et al., 2014; Harshman & Stains, 2017; Monroy et al., 2015; Stes et al., 2010), на узорку универзитетских наставника у различитим културама и на различитим језицима, дале су широк распон резултата, с разликама у факторским решењима у кроскултурној адаптацији мерних инструмената. Иако се упитници АТИ (Trigwell & Prosser, 2004) и АТИ-R (Trigwell et al., 2005) сматрају валидним и поузданим инструментом за утврђивање приступа настави универзитетских наставника, у литератури се констатује (Meyer & Eley, 2006; Stes et al., 2010) да је важно да се резултати добијени помоћу упитника АТИ и АТИ-R

аутоматски не уклапају у предложену двофакторску структуру, као и да би у будућим истраживањима требало да се провере разлике у факторској структури када је у питању примена упитника у различитим културама.

Имајући у виду упадљиву неусаглашеност налаза истраживања у погледу факторске структуре упитника АТИ-R, као и чињеницу да је у актуелном истраживању ова верзија инструмента први пут примењена у оквиру српског говорног подручја, главни циљ актуелног истраживања односи се на структуралну валидацију српске адаптације упитника АТИ-R, која подразумева експлорацију латентног простора мерења датог упитника. Поред тога, анализирајући резултате претходних истраживања, установљен је општи тренд провере психометријских својстава упитника АТИ-R готово искључиво у домену поузданости типа интерне конзистенције, те је други циљ истраживања подразумевао валидацију инструмента у ширем распону психометријских карактеристика, који осим поузданости, обухвата и параметре репрезентативности, хомогености и ваљаности.

■ МЕТОД

Узорак

Узорак истраживања чинило је укупно 317 наставника и сарадника са Универзитета у Новом Саду од чега је 60,3% испитаника женског пола. Највећи проценат испитаника старији је од 45 година (37,9%), нешто мањи проценат је између 35 и 45 година старости (33,4%) и најмање је оних који су млађи од 35 година (28,7%). У складу с тим је и чињеница да је већина испитаника у наставничким звањима (73,8%) и са више од 10 година радног стажа (62,1%). Према научној области, структуру узорка чинило је 47% наставника из области друштвено-хуманистичких наука, једнак проценат наставника (19,9%) из техничко-технолошких и природно-математичких наука, 11% из области медицинских наука и 2,2% из области уметности. Узорак је био пригодан и обухваћени су наставници са 13 факултета који припадају Универзитету у Новом Саду.

Инструмент

У овом истраживању коришћен је упитник АТИ-R, уз претходно добијену дозволу и сагласност аутора инструмента (Prosser & Trigwell, 1999; Trigwell et al., 2005). Док је првобитна верзија инструмента имала 16 ставки, на основу широкe примене и валидације инструмента на различитим узорцима, та верзија доживела је трансформацију и 2005. године контруисана је ревидирана верзија у којој су неке ставке преформулисане, једна је избачена, а оба приступа на-

стави допуњена су и проширена новим ставкама. У складу с тим, ревидирани инструмент садржи укупно 22 ставке и састоји се од две скале (CCSF и ITTF) које садрже по 11 ставки за сваки од приступа настави (Trigwell et al., 2005). Ставке се процењују на петостепеној Ликертовој скали у зависности од тога колико често се одређена ставка односи на испитаника/наставника (1 – ретко или никада; 2 – понекад; 3 – око половину времена; 4 – често; 5 – готово увек или увек). Инструмент је преведен на српски језик методом повратног превођења који се најчешће препоручује за валидацију инструмената у кроскултурним истраживањима (Cha et al., 2007). У Табели 1 приказани су примери ставки за оба приступа настави.

Табела 1. Примери ставки упитника ATI-R

Примери ставки упитника ATI-R	
Концептуална промена/ Фокусираност на студента (CCSF)	<p>5. Издвојио/издвојила сам нешто времена од наставе како би студенти могли међусобно да дискутују о кључним концептима и идејама који се тичу овог предмета.</p> <p>17. Сматрам да настава на овом предмету помаже студентима да развију нове начине размишљања о наставном садржају .</p> <p>20. Настава из овог предмета треба да помогне студентима да преиспитају сопствено разумевање наставног садржаја.</p>
Преношење информација/ Фокусираност на наставника (ITTF)	<p>9. Своју наставу из овог предмета структуришем тако да помогнем студентима да положи испит.</p> <p>1. На овом предмету студенти треба да усмере своје учење на оно што им пружам.</p> <p>16. На овом предмету моја предавања усмерена су на то да студентима добро пренесем знања.</p>

Аутори ревидираног инструмента указали су и на његове задовољавајуће психометријске карактеристике. За проверу претпостављене факторске структуре користили су конфирмативну факторску анализу. Једнофакторски модел ATI-R скале показао је лошији фит – CFI=0,70; NNFI=0,68, RMSEA=0,14 (90% интервал поверења 0,133–0,144); SRMR=0,12. Међутим, двофакторски модел који не садржи три ставке које су имале засићења нижа од 0,4 показао је значајно бољи фит CFI=0,95; NNFI=0,94; RMSEA=0,06 (90% интервал поверења 0,057–0,072), SRMR=0,08, и прихваћен је као оптималан модел (Trigwell et al., 2005). Аутори су такође утврдили да вредности Кронбахове алфе указују да обе супскале имају задовољавајућу поузданост чије вредности су прихваћене у оквиру типичних психометријских конвенција (Trigwell et al., 2005).

Процедура истраживања

Истраживање је реализовано током децембра 2021. и јануара 2022. године, а подаци су прикупљени стандардним папир–оловка начином попуњавања упитника. Испитаницима је објашњен начин попуњавања упитника; уз то су добили и информације о циљевима и значају истраживања. Учествовање у истраживању било је анонимно и добровољно; испитаници нису добили никакву надокнаду за то. Подаци прикупљени путем упитника анализирани су помоћу софтверског пакета SPSS for Windows, верзија 25.

РЕЗУЛТАТИ

Анализа дескриптивних показатеља

Увидом у Табелу 2 могуће је утврдити да конструкт мерен инструментом АТИ-Р има нормалну расподелу података. Наиме, на основу инспекције вредности коефицијената закошености (*skewness*) и спљоштености (*kurtosis*) дистрибуције ($-1 < Sk, Ku < 1$), уочава се њихова усаглашеност са стандардним препорукама за друштвено-хуманистичка истраживања (Tabachnick & Fidell, 2021). Средња вредност укупног сора на упитнику упућује на заступљеност тенденција универзитетских наставника ка примени различитих приступа у настави.

Табела 2. Дескриптивни показатељи

	АС	СД	Мин	Макс	Ск	Ку
Укупан скор на АТИ-Р	81,89	8,26	58,00	100,00	-0,25	-0,17

Факторска анализа инструмента АТИ-Р

Сходно првом циљу истраживања, у иницијалној фази валидације инструмента АТИ-Р примењена је факторска анализа са циљем свођења ширег опсега варијација у приступима настави на што мањи број латентних конструката. На основу вредности Кајзер-Мајер-Олкиновог индекса адекватности узорковања ($KMO=,819$), који премашује препоручену вредност од ,60, као и статистички значајног Бартлетовог теста сферичности ($\chi_2(231)=1778,63; p<,01$), утврђена је факторабилност матрице корелација варијабли мерног инструмента. Применом модела главних компонената, уз Промакс ротацију са Кајзер нормализацијом, издвојено је пет фактора са вредношћу карактеристичног корена изнад

1. Међутим, имајући у виду сазнања о недовољној прецизности Кајзер-Гутмановог критеријума који има тенденцију ка прецењивању броја фактора (Keith et al., 2016), одлука о броју фактора које треба задржати донета је на основу Хорнове паралелне анализе, која се у прегледу популарних критеријума за одређење броја фактора оцењује као супериорна опција у односу на друге поступке (Subotić, 2013). Паралелна анализа спроведена је у оквиру програма Monte Carlo PCA for Parallel Analysis (Watkins, 2000). Из Табеле 3 могуће је установити да три фактора имају веће вредности карактеристичних корена стварних података од својих случајних парњака одговарајућих вредности добијених на насумично генерисаним подацима, те да поменути фактори кумулативно објашњавају 41,85% варијансе скупа мерених варијабли. Но, и поред мањкавости конвенционалних поступака који углавном прецењују број фактора (Subotić, 2013), трофакторско решење сугерише и Scree тест, који прилично јасно упућује на присуство три тачке које претходе прелому кривуље у оквиру скатер-дијаграма својствених вредности (Графикон 1 у Прилогу). Поред тога, имајући у виду тренд монотоног опадања процента објашњене варијансе који се региструје након трећег фактора, могуће је извести закључак да и Кајзер-Гутманов критеријум условно подржава трофакторско решење.

Табела 3. Обухват варијансе латентног простора упитника АТИ-R и резултати паралелне анализе

Фактор	Иницијално решење			KV - PA	Одлука
	SKV - PCA	% варијансе	Кумулативни %		
1	4,47	20,33	20,33	1,51	Прихватити
2	3,29	14,94	35,27	1,42	Прихватити
3	1,45	6,57	41,85	1,35	Прихватити
4	1,26	5,74	47,59	1,30	Одбацити
5	1,13	5,21	52,80	1,25	Одбацити

Напомена. SKV – стварна карактеристична вредност из модела главних компонената, KV - PA – карактеристична вредност добијена паралелном анализом.

На основу матрице склопа приказане у Табели 4 уочава се да први екстраховани фактор у највећој мери засићују ставке које рефлектују *намеру* универзитетских наставника да код студената подстакну менталну активност у два важна домена: промене у разумевању наставних садржаја (концептуалне промене) и развијање нових начина размишљања о наставним садржајима на основу реконструкције постојећих знања (концептуални развој). Уколико обратимо пажњу на *стратегије* наставника, које представљају други кључни аспект ва-

ријација у приступима настави (Prosser & Trigwell, 2006), приметно је да склоп првог фактора, такође, дефинишу ставке које имплицирају висок степен фокусираности на интеракцију наставника и студента, односно фокусираности на студента. Имајући у виду претходно описану структуру првог фактора, његов назив би могао да гласи *Концептуални развој и промене/Фокусираност на студента*. Други изоловани фактор окупља ставке које рефлектују намеру наставника да студентима пренесу основна знања из одређеног предмета која су у функцији полагања испита, док стратегије наставника указују на висок степен устремљености на властите активности у наставном процесу. Сходно оваквом склопу, други фактор је именован као *Трансмисија базичних знања/Фокусираност на наставника*. Напослетку, увид у структуру трећег фактора указује на његову предоминантну засићеност ставкама које операционализују намеру наставника да студентима ефикасно пренесе што више знања из датог предмета, што подразумева надилажење базичних знања која стриктно произлазе из захтева испитне ситуације, односно критеријума полагања испита. Оваквим намерама наставника придружена је стратегија која превасходно рефлектује фокусираност наставника на властите активности ефикасног поучавања. Међутим, имајући у виду налазе који упућују на то да три ставке које одражавају намеру наставника да поспешује концептуални развој и промене имају секундарна засићења на трећем фактору (Табела 4), обухватан осврт на структуру овог фактора наводи на закључак да се његово значење може описати у терминима ефикасног преношења знања која су предуслов активирања студената у домену разумевања наставног садржаја и прогресивног промишљања о новим садржајима. Дакле, трећи фактор одражава двојаке намере и двоструки фокус наставника, због чега делује смислено именовати га као *Трансмисија знања зарад концептуалног развоја и промене/Фокус на оба актера наставног процеса*. На концептуално преклапање трећег са првим и другим фактором упућују и резултати интеркорелација изолованих фактора из којих је уочљиво да први и трећи фактор остварују корелацију од ,14, док корелација између другог и трећег фактора износи ,18. Напослетку, из Табеле 4 региструје се да су факторска оптерећења двеју ставки нижа од ,30 у случају сва три фактора (ставка 6: *На овом предмету усредсређујем се на то да обрадим информације које се могу наћи у обавезној и проширеној литератури* и ставка 14: *Боље је да студенти из овог предмета састављају сопствене белешке него да преписују моје*). Из садржаја ставки могуће је закључити да обраћање пажње на изворе из којих студенти уче у оквиру датог предмета није релевантно за разумевање латентних конструката у оквиру приступа настави.

Табела 4. Факторска структура инструмента АТI-R: матрица склопа добијеног трофакторског решења

Ставке	1	2	3
На предавањима из овог предмета свесно иницирам дебату и дискусију.	,79		
Много времена у настави овог предмета требало би искористити за преиспитивање идеја студената.	,69		
На овом предмету студентима пружам могућност да разговарају о променама у њиховом разумевању наставних садржаја.	,68		
У интеракцији са студентима на овом предмету покушавам да развијем дискусију о темама које проучавамо.	,67		
Издвојио/издвојила сам нешто времена од наставе како би студенти могли међусобно да дискутују о кључним концептима и идејама који се тичу овог предмета.	,66		
Настава из овог предмета треба да помогне студентима у откривању личних потенцијала за учење.	,65		
Смаграм да настава на овом предмету помаже студентима да развију нове начине размишљања о наставном садржају.	,59		,37*
Настава из овог предмета треба да помогне студентима да преиспитају сопствено разумевање наставног садржаја.	,54		,38*
У настави овог предмета важно ми је да пратим промене у разумевању наставних садржаја код студената.	,49		,41*
Подстичем студенте да реструктуришу своја постојећа знања тако да развију нове начине размишљања о наставном садржају.	,48		
Боље је да студенти из овог предмета састављају сопствене белешке него да преписују моје.			
Своју наставу из овог предмета структуришем тако да помогнем студентима да положе испит.		,76	
На овом предмету студентима пружам информације које ће им бити потребне да би положили испит.		,70	
На овом предмету студенти треба да усмере своје учење на оно што им пружам.		,60	
Важно је да овај предмет има дефинисане специфичне циљеве који се одnose на оно што је потребно да студенти знају да би положили испит.		,58	
Наставне садржаје презентујем тако да омогућим студентима да стекну основна знања из овог предмета.		,45	
Моја настава на овом предмету усмерена је на то да студентима пренесем оно што знам.			,61
На овом предмету моја предавања усмерена су на то да студентима добро пренесем знања.			,57

Мислим да је важан разлог за држање предавања из овог предмета то што се студентима даје могућност вођења добрих бележака.	,53
Требало би да знам одговоре на сва питања која ми студенти могу поставити у оквиру овог предмета.	,52
Важно је да студентима презентујем што више детаљних информација како би знали шта морају да науче за овај предмет.	,47
На овом предмету усредсређујем се на то да обрадим информације које се могу наћи у обавезној и проширеној литератури.	

Напомена. *Секундарна засићења ставки.

Психометријске карактеристике инструмента АТИ-R

Даља валидација упитника подразумевала је примену модификованог SPSS макроа за процену метријских карактеристика композитних мерних инструмента RТТ9G, верзија 2.3 (Кнежевић и Момировић, 1996). Овим макроом проверене су мере ваљаности, поузданости, репрезентативности и хомогености инструмента. Имајући у виду проблематичан статус ставки 6 и 14, у овом сегменту рада дат је упоредни преглед метријских карактеристика упитника у целини и метријских карактеристика верзије упитника без двеју поменутих ставки. С обзиром на претходно утврђену вишедимензионалну структуру упитника, у Табели 5 приказане су вредности параметара за сваку од супскала које су дефинисане изолованим факторима.

Табела 5. Метријске карактеристике упитника АТИ-R

Верзије АТИ-R/Супскале АТИ-R	Поузданост		Репрезентативност		Хомогеност
	α	RHO	КМО	Ψ_2	H_2
АТИ-R	,80	,87	,90	,78	,45
АТИ-R без ставки 6 и 14	,79	,86	,92	,81	,47
Концептуални развој и промене/Фокусираност на студента	,84	,85	,94	,86	,83
Трансмисија базичних знања/Фокусираност на наставника	,69	,68	,77	,57	,82
Трансмисија знања зарад концептуалног развоја и промене/Фокус на оба актера наставног процеса	,67	,65	,76	,59	,83

Напомена. α = мера поузданости под класичним сумационим моделом мерења; RHO = мера поузданости под Гутмановим моделом мерења; КМО = Кајзер-Мајер-Олкинова мера репрезентативности; Ψ_2 = Кајзер-Рајсова мера репрезентативности; H_2 = Момировићева мера хомогености.

Вредности Кронбаховог алфа коефицијента, као и RHO мере поузданости под Гутмановим моделом мерења упућују на „добру” интерну конзистентност упитника са свим ставкама, као и без спорних ставки 6 и 14. Разлика у вредностима параметара поузданости за две верзије упитника је занемарљива. Ваљаност је израчуната на нивоу ајтема и креће се у распону од ,25 до ,57, при чему је важно нагласити да је у питању ваљаност варијабли у Буртовом простору која представља некориговану корелацију са укупним скором. При томе је утврђено да најниже коефицијенте ваљаности на нивоу ајтема имају управо ставка 6 (коефицијент ваљаности износи ,25) и ставка 14 (коефицијент ваљаности износи ,26). Нормализована КМО мера репрезентативности се, према Кајзеровој живописној дескрипцији нормира као „дивна” (вредност изнад ,90), и то за обе верзије упитника. О високој репрезентативности сведочи и Кајзер-Рајсова мера репрезентативности Ψ_2 , која је, као и у претходном случају, нешто виша за верзију упитника без двеју спорних ставки. Хомогеност обеју верзија упитника је занемарљиво различита и није нарочито висока.

Кад је реч о психометријским карактеристикама појединачних супскала, *Концептуални развој и промене/Фокусираност на студента* има добру поузданост, како под класичним сумационим, тако и под Гутмановим моделом мерења. Међутим, у случају супскале *Трансмисија базичних знања/Фокусираност на наставника*, као и супскале *Трансмисија знања зарад концептуалног развоја и промене/Фокус на оба актера наставног процеса* вредности Кронбаховог алфа коефицијента упућују на „минимално прихватљиву” поузданост (DeVellis, 1991), док су вредности RHO мере поузданости нешто испод „доње границе адекватности” (Cicchetti, 1994). Ваљаност ставки у оквиру прве супскале крећу се у распону од ,54 до ,70, у оквиру друге супскале од ,56 до ,73, док се у оквиру треће супскале уочава распон од ,62 до ,71. Нормализована КМО мера репрезентативности се, према Кајзеровој поменутој дескрипцији, нормира као „дивна” само у случају прве супскале, док је у случају друге и треће „прилична” (вредност изнад ,70). Овакав тренд потврђује и Кајзер-Рајсова мера репрезентативности Ψ_2 . Хомогеност се у случају све три супскале показује подједнако високом.

■ ДИСКУСИЈА

Факторска структура инструмента АТИ-Р

Испитивање структуре различитих верзија инструмента АТИ, које је назначено као истраживачки проблем у десетинама студија широм света, у највећој мери је подстакнуто намерама валидације дуалистичке концепције о приступима на-

стави (ITTF и CCSF приступ), која представља теоријско упориште овог инструмента. Аутори упитника су експлорацијом његовог латентног простора мерења утврдили двофакторско решење које кореспондира с поставкама дуалистичке концепције приступа настави (Trigwell & Prosser, 2004), да би нешто касније прибавили емпиријску потврду двофакторске структуре упитника и применом конфирмативне факторске анализе (Prosser & Trigwell, 2006). Простор мерења инструмента АТI описиван је у терминима поменутих двају фактора и у независном броју истраживања изван енглеског говорног подручја (Goh et al., 2014; Mongro et al., 2015; Rosário et al., 2013; Stes et al., 2010; Tezci, 2017). Међутим, опсежна метааналитичка студија истраживања психометријских карактеристика овог инструмента упућује на упадљиву нестабилност његове факторске структуре, која се огледа у могућности разликовања барем 26 специфичних факторских решења (Harshman & Stains, 2017).

Када је реч о структури ревидиране верзије упитника, поменути метааналитички приступ указује на вишеструке могућности организације ставки у три фактора (види Harshman & Stains, 2017). Наиме, у неким ранијим истраживањима, *Преношење информација/Фокусираност на наставника* издваја се као добро познат фактор, док друга два фактора нуде другачији увид у начин организације преосталих ставки које се расподељују на фактор *Фокусираност на студента* и фактор *Фокусираност на дискусију* (Goh et al., 2014; Stes et al., 2010). Овакви налази у извесној мери кореспондирају с налазима актуелног истраживања, јер се у оба случаја фокусираност на наставника и фокусираност на студента показују као недовољно исцрпне категорије наставничких стратегија, које превиђају важан аспект интеракције наставника и студената, а који је у актуелном истраживању означен као фокусираност на оба актера наставног процеса. Управо је изостанак фокусираности на „прелазну” категорију интеракције наставника и студената представљао исходиште оштрих критика дуалистичке концепције о приступима настави, чији се концептуални оквир сматрао исувише рестриктивним да би ваљано репрезентовао пет варијетета приступа настави (Samuelowicz & Vain, 2001). Сходно томе, трећи изоловани фактор, који рефлектује фокусираност на оба актера наставног процеса, основано се може сматрати смислено структурисаним. Но, знатно виши степен усаглашености налаза актуелног и ранијих истраживања уочава се у оквиру трофакторске структуре ревидиране верзије упитника која се описује у терминима *Преношење информација*, *Фокусираност на полагање испита* и *Фокусираност на студента* (Chen & Brown, 2016). Оваква структура упитника у значајној мери одговара начину расподеле ставки у актуелном истраживању, јер се у оба случаја намера трансмисије знања јавља у двоструком облику: преношење базичних знања која су у функцији полагања испита и преношење знања на вишем нивоу који надилази оквир захтева испитне ситуације. О приступу настави који је организован око припреме студената за полагање испита извештавају и

други аутори (Goh et al., 2014; Stes et al., 2010). Могући разлози разлучивања фактора трансмисије знања на две поменуте компоненте тичу се зависности упитника од културног контекста, на шта су и сами аутори инструмента скретали пажњу (Prosser & Trigwell, 2006). Сасвим је могуће да се у различитим истраживањима добија неусаглашена структура упитника због тога што разлике у култури генеришу неједнаке околности унутар система високог образовања (Stes et al., 2010). У случају резултата актуелног истраживања, тенденција ка манифестовању трансмисије знања у форми двеју повезаних, али квалитативно различитих комбинација наставничких намера и стратегија, највероватније произлази из „најслабије тачке реформе високог образовања у Србији”, која се огледа у изостанку јасно дефинисаних образовних исхода (Despotović, 2014). Наиме, критички осврти на имплементацију принципа Болоњске декларације у Србији у највећој мери се обрушавају на „нејасно и тривијално” дефинисање исхода у учењу, које најчешће посеже за формулацијом типа „након одслушањог предмета, студенти ће бити у могућности да наставе са даљим усвајањем знања” (Despotović, 2014: 52). Дакле, усвајање знања која су основа даљег учења у датој области уобичајено се назначавала као централна окосница образовних исхода, чиме је могуће објаснити намере наставника да трансмисију знања ставе у функцију полагања испита као предуслова наставка учења (други изоловани фактор), али и намере да садржаје из дате области презентују на начин који омогућава усвајање знања вишег нивоа – добро, детаљно, уз спремне одговоре на сва студентска питања и с настојањем да студентима пренесу све што знају из дате области (трећи изоловани фактор).

Поред тога, релевантна литература истиче да универзитетски наставници имају високо изражене две оријентације: оријентацију ка испитима и оријентацију ка властитим наставним активностима (Chen, 2015; Watkins & Zhang, 2006), што у приличној мери објашњава намере смештања трансмисије знања у контекст испитних ситуација, нудећи притом додатну потврду смислености структуре другог изолованог фактора. У намери да прибавимо додатно објашњење и за структуру трећег изолованог фактора, ослонили смо се на схватања о дисонантном приступу настави, који комбинује елементе приступа *Преношење информација/Фокусираност на наставника* и *Концептуалне промене/Фокусираност на студента*. Наиме, у литератури се истиче да већина наставника прибегава управо дисонантном приступу настави, који представља прелаз између два екстрема континуума приступа настави (Postareff et al., 2008; Stes & Van Petegem, 2014). Другим речима, дисонантност у оквиру прелазне форме приступа настави огледа се у настојању наставника да подстичу самосталне активности учења које су предуслов концептуалне промене, уз истовремену тенденцију ка задржавању позиције ауторитета у датом подручју знања (Postareff et al., 2023).

Напоследку, први издвојени фактор који је означен као *Концептуални развој и промене/Фокусираност на студента* показује се као најдоследнија форма приступа настави кроз различита истраживања. Прецизније речено, у метааналитичкој студији истраживања факторске структуре упитника ATI-R наилази се на висок степен усаглашености налаза у вези са структуром поменутог фактора, који сходно оригиналној замисли аутора скале, готово без изузетка, има значење усмерености наставника на процес учења/студента, уместо на садржаје учења/властите активности (Harshman & Stains, 2017). Међутим, резултати актуелног истраживања не подржавају уврежено становиште да се у оквиру пет приступа настави (А, Б, В, Г, Д) упадљив квалитативни прелаз бележи између приступа В и Г (Prosser, 2013). Добијени резултати поједине аспекте трансмисије знања, који се односе на овладавање концептима дате области (приступ Б), као и на интеракцију студената и наставника (приступ В), приказују у светлу увода у концептуални развој и промену, из чега произлази да се квалитативни прелаз пре може назначити између приступа који студенте ставља у улогу пасивних реципијента готових информација (приступ А) и приступа у оквиру којих се бележи зачетак активног усвајања концепата из дате области уз побуђивање разумевања (приступ Б и В).

Психометријске карактеристике инструмента ATI-R

Метааналитички фокус студије Харшмана и Стајнса (Harshman & Stains, 2017) обухватио је и темељан приказ претходних провера поузданости упитника о приступима настави, односно његових двеју супскала, које потврђују поставке дуалистичке концепције о приступима настави. Општи закључак је да обе супскале имају прихватљив ниво интерне конзистентности (вредност Кронбахове алфе изнад ,70), с тим што је поузданост супскале CCSF нешто виша у односу на поузданост супскале ITTF. У актуелном истраживању поузданост је испитана под класичним сумационим и Гутмановим моделом мерења и то за обе верзије упитника у целини, као и за добијене супскале. Као што је у интерпретацији резултата наведено једино супскала *Трансмисија базичних знања/Фокусираност на наставника* и супскала *Трансмисија знања зарад концептуалног развоја и промене/Фокус на оба актера наставног процеса* имају „минимално прихватљиву” поузданост под класичним сумационим моделом, односно поузданост нешто изнад „доње границе адекватности” под Гутмановим моделом мерења. Нешто ниже вредности параметара поузданости за поменуте две супскале могле би се довести у везу са сазнањем да обухватају само по пет ставки, за разлику од супскале *Концептуални развој и промене/Фокусираност на студента* која садржи дупло више ставки, те консеквентно има и бољу поузданост (Boyle, 1991). Поред тога, у случају треће супскале се констатује нешто нижи степен кохерентности предмета мерења првенствено због тога што ова

скала покрива различите аспекте наставничких намера преношења знања (добро, детаљно, уз спремне одговоре на сва студентска питања и с настојањем да студентима пренесу све што знају из дате области), што је могуће довести у релацију с најнижим параметрима њене поузданости (McGrae et al., 2011).

Ваљаност израчуната на нивоу ајтема је нешто нижа за обе верзије упитника у целини у односу на појединачне супскале, што значи да упитник у целини у мањем степену мери оно што би требало да мери, у односу на појединачне супскале. Другим речима, почетна замисао аутора инструмента била је да конструишу упитник који мери варијације у приступима настави између два екстрема, при чему су селекцију ставки свели само на ајтема који операционализују управо екстремне видове приступа настави: приступ ITTF и приступ CCSF (Stes et al., 2010). Отуда ниже вредности параметара ваљаности на нивоу свих ставки из упитника доводе у питање интенцију аутора да упитник за предмет мерења има две екстремне категорије приступа настави, које ваљано одражавају варијетете овог феномена. Осим тога, у истраживању је утврђено да најниже коефицијенте ваљаности на нивоу ајтема имају спорне ставке 6 и 14. Имајући у виду налазе који указују на то да су ово истовремено и једине две ставке у упитнику чија факторска оптерећења не премашују граничну вредност ,30 у случају сва три изолована фактора, препоручујемо њихово искључивање из ревидиране верзије упитника. Утемељење за овакву препоруку нуде и вредности параметара репрезентативности и хомогености, који су нешто виши у случају верзије упитника без двеју спорних ставки, док се поузданост значајно не мења у краћој верзији упитника. Репрезентативност упитника и његових супскала креће се у распону од „дивне” до „приличне”, што упућује на закључак да ставке у оквиру упитника у целини, као и у оквиру појединачних супскала, добро репрезентују универзум свих ставки које имају исти предмет мерења. Хомогеност на нивоу супскала упућује на закључак да скорови на ставкама, које формирају појединачне супскале, зависе од истог предмета мерења, те да се о трима категоријама приступа настави које представљају предмет мерења датих супскала може једнозначно закључивати.

■ ЗАКЉУЧАК

Резултати српске валидације инструмента ATI-R сугеришу смислену трофакторску структуру која нуди могућност утврђивања степена изражености трију категорија приступа настави универзитетских наставника – *Концептуални развој и промене/Фокусираност на студента, Трансмисија базичних знања/Фокусираност на наставника и Трансмисија знања зарад концептуалног развоја и промене/Фокус на оба актера наставног процеса*. Психометријски параметри упућују на закључак да се ради о инструменту који има добра пси-

хометријска својства, превасходно у домену валидности и поузданости, што додатно препоручује његову примену у вишеструким оквирима. Осим што представљају допринос корпусу научног знања и отварају нове могућности за истраживање и праћење проблематике приступа настави универзитетских наставника у српском контексту, налази актуелног истраживања имају и незанемарљиве практичне импликације. Наиме, примена инструмента АТИ-R може да осигура адекватну подршку универзитетским наставницима у процесима освешћивања намера и разумевања стратегија које примењују у настави. У том смислу, инструмент АТИ-R може да се користи као алат за самоевалуацију наставника, то јест као алат за рефлексiju сопствених претпоставки и сопственог деловања. У контексту разматрања практичних импликација налаза спроведеног истраживања важно је напоменути и да аутори оригиналног инструмента (Prosser & Trigwell, 2006; Trigwell et al., 2005) нису концептуализовали овај упитник као оруђе за класификовање универзитетских наставника, нити за процену општих оријентација наставника у настави, већ пре њихових специфичних одговора на одређени наставни контекст. Међутим, иако се приступи настави универзитетских наставника могу мењати зависно од контекста у којем се настава одвија, резултати добијени применом инструмента АТИ-R могу да пруже значајне информације о намерама универзитетских наставника које стоје у основи преузетих стратегија, као и да буду повод за развијање плодне дискусије о вредностима и ограничењима различитих приступа настави у специфичним контекстима. С тим у вези, налази добијени применом инструмента АТИ-R представљају основу за креирање и модификовање програма педагошког оспособљавања универзитетских наставника како би им се пружила одговарајућа подршка у процесима рефлексije о значајним питањима наставе и учења, о сопственим циљевима у специфичном наставном контексту, а тиме и у уношењу адекватних промена у наставну праксу како би се на бољи начин подржало учење студената.



















Поред тога, спроведено истраживање није у потпуности поштеђено извесних ограничења. Валидација српске адаптације инструмента АТИ-R несумњиво би добила на вредности уколико би се конструктна валидација обављала не само у домену структуралне, већ и у домену конвергентне валидности, што би подразумевало поређење инструмента АТИ-R с инструментом који има сличан предмет мерења. Но, из познавања лимитираних методолошких домета актуелног истраживања могуће је извести препоруке за будућа истраживања. С тим у вези, нацрт наредног истраживања предвиђа спровођење конфирмативне факторске анализе којом би се на новом узорку универзитетских наставника тестирало добијено трофакторско решење, као и спровођење корелационе анализе која би утврђене варијетете приступа у настави доводила у везу с приступима учењу. Оваква замисао конвергентне валидације инструмента има чврсто упориште у разрађеном корпусу налаза који указују на то да наставници,

који имају намеру трансмисије готових знања, а при томе користе стратегију усмерености на властите активности, код студената подстичу приступ учењу који одликује површинско процесуирање наставних садржаја са краткорочним упамћивањем као последицом. С друге стране, наставници чија се намера препознаје у подстицању концептуалне промене, а стратегија у усмерености на студенте, код студената поспешују приступ учењу који подразумева дубинско процесуирање предметних садржаја, чији исход представља њихово разумевање уз различите могућности примене стеченог знања и касније (Prosser & Trigwell, 2014).

КОРИШЋЕНА ЛИТЕРАТУРА

- Biggs, J. B. (1987). *Student approaches to learning and studying*. Australian Council for Educational Research.
- Biggs, J., & Tang, C. (2011). *Teaching for quality learning at university. What the student does* (4th ed.). Society for Research into Higher Education & Open University Press.
- Boyle, G. J. (1991). Does item homogeneity indicate internal consistency or item redundancy in psychometric scales? *Personality and Individual Differences*, 12(3), 291–294. [https://doi.org/10.1016/0191-8869\(91\)90115-R](https://doi.org/10.1016/0191-8869(91)90115-R)
- Cao, Y., Postareff, L., Lindblom-Ylänne, S., & Toom, A. (2019). Teacher educators' approaches to teaching and connections with their perceptions of the closeness of their research and teaching. *Teaching and Teacher Education*, 85, 125–136. <https://doi.org/10.1016/j.tate.2019.06.013>
- Cao, Y., Postareff, L., Lindblom-Ylänne, S., & Toom, A. (2023). A survey research on Finnish teacher educators' research-teaching integration and its relationship with their approaches to teaching. *European Journal of Teacher Education*, 46(1), 171–198. <https://doi.org/10.1080/02619768.2021.1900111>
- Cha, E. S., Kim, K. H., & Erlen, J. A. (2007). Translation of scales in cross-cultural research: Issues and techniques. *Journal of Advanced Nursing*, 58(4), 386–395. <https://doi.org/10.1111/j.1365-2648.2007.04242.x>
- Chen, J. (2015). Teachers' conceptions of approaches to teaching: A Chinese perspective. *The Asia-Pacific Education Researcher*, 24(2), 341–351. <https://doi.org/10.1007/s40299-014-0184-3>
- Chen, J., & Brown, G. T. L. (2016). Tensions between knowledge transmission and student-focused teaching approaches to assessment purposes: Helping students improve through transmission. *Teachers and Teaching*, 22(3), 350–367. <https://doi.org/10.1080/13540602.2015.1058592>
- Cicchetti, D. V. (1994). Guidelines, criteria, and rules of thumb for evaluating normed and standardized assessment instruments in psychology. *Psychological Assessment*, 6(4), 284–290. <https://doi.org/10.1037/1040-3590.6.4.284>
- Despotović, M. (2014). The interpretation and implementation of the Bologna process in Serbia. *European Education*, 43(3), 43–55. <https://doi.org/10.2753/EUE1056-4934430303>
- DeVellis, R. F. (1991). *Scale development: Theory and applications*. Sage Publications, Inc.
- Gibbs, G., & Coffey, M. (2004). The impact of training of university teachers on their teaching skills, their approach to teaching and the approach to learning of their students. *Active Learning in Higher Education*, 5(1), 87–100. <https://doi.org/10.1177/1469787404040463>
- Goh, P. S. C., Wong, K. T., & Hamzah, M. S. G. (2014). The Approaches to Teaching Inventory: A preliminary validation of the Malaysian translation. *Australian Journal of Teacher Education*, 39(1), 16–26. <https://doi.org/10.14221/ajte.2014v39n1.6>
- Gow, L., & Kember, D. (1993). Conceptions of teaching and their relationship to student learning. *British Journal of Educational Psychology*, 63(1), 20–33. <https://doi.org/10.1111/j.2044-8279.1993.tb01039.x>
- Kember, A., Prosser, M., & Rickinson, M. (2008). The differential impact of UK accredited teaching development programmes on academics' approaches to teaching. *Studies in Higher Education*, 33(4), 469–483. <https://doi.org/10.1080/03075070802211844>
- Harshman, J., & Stains, M. (2017). A review and evaluation of the internal structure and consistency of the Approaches to Teaching Inventory. *International Journal of Science Education*, 39(7), 918–936. <https://doi.org/10.1080/09500693.2017.1310411>

- Keith, T. Z., Caemmerer, J. M., & Reynolds, M. R. (2016). Comparison of methods for factor extraction for cognitive test-like data: Which overfactor, which underfactor? *Intelligence*, 54(5), 37–54. <https://doi.org/10.1016/j.intell.2015.11.003>
- Kember, D. A. (1997). A reconceptualisation of the research into university academics' conceptions of teaching. *Learning and Instruction*, 7(3), 255–275. [https://doi.org/10.1016/S0959-4752\(96\)00028-X](https://doi.org/10.1016/S0959-4752(96)00028-X)
- Kember, D., & Kwan, K. P. (2000). Lecturers' approaches to teaching and their relationship to conceptions of good teaching. *Instructional Science*, 28(5/6), 469–490. <https://doi.org/10.1023/A:1026569608656>
- Knežević, G. i Momirović, K. (1996). RTT9G, program za analizu metrijskih karakteristika kompozitnih mernih instrumenata. U P. Kostić (ur.), *Problemi merenja u psihologiji*, 2 (str. 37–56). Institut za kriminološka i sociološka istraživanja.
- Kordts-Freudinger, R. (2017). Feel, think, teach: Emotional underpinnings of approaches to teaching in higher education. *International Journal of Higher Education*, 6(1), 217–229. <https://doi.org/10.5430/ijhe.v6n1p217>
- Lindblom-Ylänne, S., Trigwell, K., Nevgi, A., & Ashwin, P. (2006). How approaches to teaching are affected by discipline and teaching context. *Studies in Higher Education*, 31(3), 285–298. <https://doi.org/10.1080/03075070600680539>
- Lueddeke, G. R. (2003). Professionalising teaching practice in higher education: A study of disciplinary variation and 'teaching-scholarship'. *Studies in Higher Education*, 28(2), 213–228. <https://doi.org/10.1080/0307507032000058082>
- Marton, F., Hounsell, D., & Entwistle, N. (Eds.). (2005). *The experience of learning: Implications for teaching and studying in higher education* (3rd ed.). University of Edinburgh, Centre for Teaching, Learning and Assessment. <https://www.ed.ac.uk/institute-academic-development/learning-teaching/staff/experience-of-learning>
- McCrae, R. R., Kurtz, J. E., Yamagata, S., & Terracciano, A. (2011). Internal consistency, retest reliability, and their implications for personality scale validity. *Personality and Social Psychology Review*, 15(1), 28–50. <https://doi.org/10.1177/1088868310366253>
- Meyer, J. H., & Eley, M. G. (2006). The Approaches to Teaching Inventory: A critique of its development and applicability. *The British Journal of Educational Psychology*, 76(3), 633–649. <https://doi.org/10.1348/000709905X49908>
- Monroy, F., Gonzales-Geraldo, J. L., & Hernández-Pina, F. (2015). *A psychometric analysis of the Approaches to Teaching Inventory (ATI) and a proposal for a Spanish version (S-ATI-20)*. *Anales De Psicología*, 31(1), 172–183. <https://doi.org/10.6018/analesps.31.1.190261>
- Norton, L., Richardson, T., Hartley, J., Newstead, S., & Mayes, J. (2005). Teachers' beliefs and intentions concerning teaching in higher education. *Higher Education*, 50(4), 537–571. <https://doi.org/10.1007/s10734-004-6363-z>
- Postaref, L., & Nevgi, A. (2015). Development paths of university teachers during a pedagogical development course. *Educar*, 51(1), 37–52. <https://doi.org/10.5565/rev/educar.647>
- Postaref, L., Katajavuori, N., Lindblom-Ylänne, S., & Trigwell, K. (2008). Consonance and dissonance in descriptions of teaching of university teachers. *Studies in Higher Education*, 33(1), 49–61. <https://doi.org/10.1080/03075070701794809>
- Postaref, L., Lahdenperä, J., Hailikari, T., & Parpala, A. (2023). The dimensions of approaches to teaching in higher education: A new analysis of teaching profiles. *Higher Education*, 1–23. <https://doi.org/10.1007/s10734-023-01104-x>

-  Postareff, L., Lindblom-Ylänne, S., & Nevgi, A. (2007). The effect of pedagogical training on teaching in higher education. *Teaching and Teacher Education*, 23(5), 557–571. <https://doi.org/10.1016/j.tate.2006.11.013>
-  Prosser, M. (2013). Quality teaching quality learning. In D. Salter (Ed.), *Cases on quality teaching practices in higher education* (pp. 26–37). IGI Global. <https://doi.org/10.4018/978-1-4666-3661-3.ch002>
-  Prosser, M., Ramsden, P., Trigwell, K., & Martin, E. (2003). Dissonance in experience of teaching and its relation to the quality of student learning. *Studies in Higher Education*, 28(1), 37–48. <https://doi.org/10.1080/03075070309299>
-  Prosser, M., & Trigwell, K. (1997). Relations between perceptions of the teaching environment and approaches to teaching. *British Journal of Educational Psychology*, 67(1), 25–35. <https://doi.org/10.1111/j.2044-8279.1997.tb01224.x>
-  Prosser, M., & Trigwell, K. (1999). *Understanding learning and teaching: The experience in higher education*. Open University Press.
-  Prosser, M., & Trigwell, K. (2006). Confirmatory factor analysis of the approaches to teaching inventory. *British Journal of Educational Psychology*, 76(2), 405–419. <https://doi.org/10.1348/000709905X43571>
-  Prosser, M., & Trigwell, K. (2014). Qualitative variation in approaches to university teaching and learning in large first-year classes. *The International Journal of Higher Education and Educational Planning*, 67(6), 783–795. <https://doi.org/10.1007/s10734-013-9690-0>
-  Prosser, M., Trigwell, K., & Taylor, P. (1994). A phenomenographic study of academics' conceptions of science learning and teaching. *Learning and Instruction*, 4(3), 217–231. [https://doi.org/10.1016/0959-4752\(94\)90024-8](https://doi.org/10.1016/0959-4752(94)90024-8)
-  Ramsden, P. (2003). *Learning to teach in higher education*. Routledge Falmer.
-  Rosário, P., Núñez, J. C., Ferrando, P. J., Paiva, M. O., Lourenço, A., Cerezo, R., & Valle, A. (2013). The relationship between approaches to teaching and approaches to studying: A two-level structural equation model for biology achievement in high school. *Metacognition and Learning*, 8(1), 47–77. <https://doi.org/10.1007/s11409-013-9095-6>
-  Samuelowicz, K., & Bain, J. D. (1992). Conceptions of teaching held by academic teachers. *Higher Education*, 24(1), 93–111. <https://doi.org/10.1007/BF00138620>
-  Samuelowicz, K., & Bain, J. D. (2001). Revisiting academics' beliefs about teaching and learning. *Higher Education*, 41(3), 299–325. <https://doi.org/10.1023/A:1004130031247>
-  Stes, A., De Maeyer, S., & Van Petegem, P. (2010). Approaches to teaching in higher education: Validation of a dutch version of the approaches to teaching inventory. *Learning Environments Research*, 13(1), 59–73. <https://doi.org/10.1007/s10984-009-9066-7>
-  Stes, A., Gijbels, D., & Van Petegem, P. (2008). Student-focused approaches to teaching in relation to context and teacher characteristics. *Higher Education*, 55(3), 255–267. <https://doi.org/10.1007/s10734-007-9053-9>
-  Stes, A., & Van Petegem, P. (2014). Profiling approaches to teaching in higher education: A cluster-analytic study. *Studies in Higher Education*, 39(4), 644–658. <https://doi.org/10.1080/03075079.2012.729032>
-  Subotić, S. (2013). Pregled metoda za utvrđivanje broja faktora i komponenti (u EFA i PCA). *Primenjena psihologija*, 6(3), 203–229. <https://doi.org/10.19090/pp.2013.3.203-229>
-  Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2021). *Using Multivariate Statistics* (7th ed.). Pearson.
-  Tezci, E. (2017). Adaptation of ATI-R scale to Turkish samples: Validity and reliability analyses. *International Education Studies*, 10(1), 67–81. <https://doi.org/10.5539/ies.v10n1p67>

- 📖 Trigwell, K. (2012). Relations between teachers' emotions in teaching and their approaches to teaching in higher education. *Instructional Science*, 40(3), 607–621. <https://doi.org/10.1007/s11251-011-9192-3>
- 📖 Trigwell, K., & Prosser, M. (1991). Improving the quality of student learning: The influence of learning context and student approaches to learning on learning outcomes. *Higher Education*, 22(3), 251–266. <https://doi.org/10.1007/BF00132290>
- 📖 Trigwell, K., & Prosser, M. (1996). Changing approaches to teaching: A relational perspective. *Studies in Higher Education*, 21(3), 275–284. <https://doi.org/10.1080/03075079612331381211>
- 📖 Trigwell, K., & Prosser, M. (2004). Development and use of the Approaches to Teaching Inventory. *Educational Psychology Review*, 16(4), 409–424. <https://doi.org/10.1007/s10648-004-0007-9>
- 📖 Trigwell, K., Prosser, M., & Ginns, P. (2005). Phenomenographic pedagogy and a revised Approaches to Teaching Inventory. *Higher Education Research & Development*, 24(4), 349–360. <https://doi.org/10.1080/07294360500284730>
- 📖 Trigwell, K., Prosser, M., & Waterhouse, F. (1999). Relations between teachers' approaches to teaching and students' approaches to learning. *Higher Education*, 37(1), 57–70. <https://doi.org/10.1023/A:1003548313194>
- 📖 Watkins, M. W. (2000). *Monte Carlo PCA for parallel analysis [computer software]*. Ed & PsychAssociates.
- 📖 Watkins, D. A., & Zhang, Q. (2006). The good teacher: A crosscultural perspective. In D. McInerney & S. Van Etten (Eds.), *Effective schools* (pp. 185–204). Information Age Publishing.
- 📖 Zhang, L. F. (2004). Occupational stress and teaching approaches among Chinese academics. *Educational Psychology*, 29(2), 203–219. <https://doi.org/10.1080/01443410802707111>

Примљено 15.01.2024; прихваћено за штампу 17.05.2024.

Прилог 1: Дијаграм превоја

