



Предраг Ж. Живковић¹
Универзитет у Крагујевцу,
Факултет педагошких наука у Јагодини

Оригинални
научни рад

Бејардов модел професионалног идентитета наставника

Резиме: Циљ рада је логистичком регресијом утврдити предиктивне и класификационе вредности шестодимензионалног Бејардовог модела професионалног идентитета наставника (наставник као стручњак за наставни предмет и научну област, наставник дидактичар експерт и наставник педагог експерт). Предикторске варијабле у иверици су пол наставника, дужина радног стажа, искуство у другој професији и наставна област. Логистичка регресија у иверици овог модела није досад рађена. Најважнији резултати истраживања су: изабрани скупи предикторских варијабли за сваки елемент критеријумске варијабле даје у моделу добре резултате; збирни показатељи перформанси модела су у заданим границама; модел класификује задовољавајући проценат случајева за сва три елемента модела професионалног идентитета.

Кључне речи: професионални идентитет наставника, модел, логистичка регресија, Д. Бејард.

Увод

Није изненађење да питање професионалног идентитета наставника добија нову пажњу. Улоге наставника се мењају, од онога ко преноси знање, ка ономе ко води ученике in loco parentis (Van Manen, 1999). Од наставника се очекује да усвоје различите перцепције својих улога, осмисле одговоре на питање: *ко сам ја као наставник?* Након више деценија наслеђиване опте-

рећености педологије прескриптивном обуком и образовањем наставника, постајемо сведоци унапредовалог интереса за проблем и питање свести о томе како наставници мисле и размишљају о себи док организују личну и професионалну трансформацију и идентификацију. Бејард (Beijaard, 1995) дефинише идентитет као: „одговор на питања ко је или шта је неко; свеукупност различитих значења која људи приписују себи (везују за себе) или значења додеље-

¹ predrag.zivkovic@pefja.kg.ac.rs

Copyright © 2019 by the authors, licensee Teacher Education Faculty University of Belgrade, SERBIA.

This is an open access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution License (CC BY 4.0) (<https://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>), which permits unrestricted use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original paper is accurately cited.

на од других (идентитет за друге и идентитет за себе)“ (Beijaard, 1995: 34).

Већина истраживача види професионални идентитет као текући, непрекинут и одвијајући процес интегрисања личних и професионалних улога, релативно стабилних особина, веровања, вредности, мотива и искустава којима наставници описују своје професионалне каријере и радне улоге (Ibarrá, 1991). Професионални идентитет није стабилан ентитет, он не може бити интерпретиран као фиксни или јединствен садржај (Coldron & Smith, 1999). То је комплексан и динамички *еквилибријум*, у коме је представа о себи као професионалцу уравнотежена са разноликошћу улога које наставници осећају да би требало да *огуирају* (Volkman & Anderson, 1998).

О комплексности професионалног идентитета наставника као истраживачког проблема и испитиване варијабле сведоче и истраживања у којима се идентични елементи структуре идентитета (наставник као познавалац научностручне области, дидактичар-методичар експерт и педагог експерт) користе за димензионирање и професионалног идентитета наставника и квалитета рада наставника (Ingvarson & Rowe, 2007; Beijaard, Verloop & Vermunt, 2000)². Овај трофакторски модел Бејјард поставља инспирисан Бромовим истраживањем идентитета наставника (Bromme, 1991), али и на основу истраживања и метатеоријских анализа о значају самопроцене за предметно-научну експертност (Bennet & Carre, 1993; Shulman, 1987; Calderhead, 1996; Hoyle & John, 1995), истраживања о значају функције наставника као педагога (Vranješević & Živković, 2013; Fenstermacher, 1992; Oser, 1992; Beijaard, 1995) и на основу истраживања о значају дидактичких знања и вештина у контроли трансфера знања са наставника на ученике (Lalić Vučetić, 2016;

2 Индикативно је овде да се, иако је објављен много касније, у раду Ингвансона и Роува (Ingvarson & Rowe, 2007) не реферише на резултате истраживања Бејјарда и сарадника (Beijaard et al., 2000). Концептуализације су, међутим, у оба рада скоро идентичне.

Zeichner, 1983; Bennet & Carre, 1993; McIntyre, Bird & Fox, 1996; према: Živković, 2016: 176).

Комплексност Бејјардовога трофакторског модела професионалног идентитета наставника спомињана је и модел спорадично емпиријски провераван (Lim, & Morris, 2009; Wanekezi, Okoli, & Mezieobi, 2011; Day, & Gu, 2010; Olsen, 2010; Özmen, 2010), и то готово увек само у корелационим и мултиваријационим анализама у којима су елементи модела повезивани са неким другим критеријумским варијаблама. Скоро да није критички проверавана сама структура модела помоћу познатих аналитичко-статистичких алата (а посебно није логистичком регресијом). У нама доступној литератури (извештајима и метаанализама) нисмо пронашли ниједан истраживачки рад у којем се регресионом логистичком анализом проверава овај модел професионалног идентитета наставника.

Овај модел чине следеће димензије професионалног идентитета наставника:

- *Наставник као стручњак за предмет* (енг. *subject-matter expert*) у Бејјардовом моделу (Beijaard et al., 2000) односи се на поседовање стручних знања о садржајима предмета који се поучава, знањима о дизајнирању процеса учења и способностима трансформације стручних знања у садржај наставног предмета. Добро разумевање теорија и концепата који се одnose на одређени предмет игра темељну улогу у развоју идентитета наставника. Одговоран наставник детаљно познаје предмет. Наставник који има команду над предметом може пружити више информација ученицима у учионици (Ruohotie-Lyhty, 2011).
- *Дидактичка експертиза* (енг. *didactical expert*) јесте знање потребно за обликовање процеса учења, а педагошко знање је знање повезано са разумевањем међуодноса мисли, понашања и комуника-

ције (Lindstrom, 2011). Ово подразумева односе, како вредносне, тако и моралне, као и емоционалне аспекте развоја.

- *Наставник као педагошки стручњак* (енг. *pedagogical expert*) односи се на способност трансформације предмета у садржај тако да се може пренети ученицима на педагошки пожељан и одговарајући начин³. Појмови предмета, педагогије и дидактике нису одвојени једни од других, већ утичу на идентитет наставника појединца. У неким истраживањима (Lindstrom, 2011) појављују се и хибридне категорије (педагог-дидактичар, стручњак за научну област и предмет-дидактичар и сл.), али и накнадно додата категорија: континуирано професионално усавршавање и развој (Olmez, 2016).

Према концептуализацији Бејарда и сарадника (Beijaard et al., 2000), професионални идентитет наставника може се описати као тродимензионални конструкт: стручног наставника експерта у научној области, наставника као педагошког стручњака и наставника као дидактичког стручњака. Користећи овај оквир, аутори су радили на претпоставци да су добро разумевање предмета, педагошко „мајсторство“ и добре дидактичке способности – од суштинског значаја за формирање професионалног идентитета наставника.

У овом раду смо се одлучили да применом логистичке регресије проверимо класификационе и предиктивне вредности Бејардовог модела професионалног идентитета наставника.

Методологија истраживања

Истраживање је спроведено на случајном узорку од триста четрдесет два наставника (N

= 342). Испитани су наставници из школа са територије школске управе Шумадијско-поморавског округа.

Професионални идентитет наставника проверавали смо и преко димензија професионалног идентитета дефинисаних према истраживању које је спровео Бејард (Beijaard et al., 2000): наставник као познавалац научне области коју поучава, наставник као дидактичар-методичар експерт и наставник као педагог експерт. У поменутом истраживању наставници су процењивали значај ове три области експертности за формирање професионалног идентитета (сума од сто поена подељена на три елемента структуре према процењеном значају за формирање професионалног идентитета, као и на петостепеној скали, при чему је 1 – веома значајан, а 5 – уопште није значајан). Коришћени инструмент био је саставни део комплекснијег истраживања, батерије истраживачких инструмената у истраживању основних компонената професионалног идентитета наставника (Živković, 2012). То је троставска скала процене Ликертовог типа, за коју смо у провери метријских карактеристика добили задовољавајући Кронбахов алфа коефицијент релијабилности ($\alpha=0.76$).

Логистичку регресију могуће је проверавати под претпоставком да независне (предикторске) варијабле нису међусобно статистички значајно повезане (јесу статистички значајно повезане са зависном критеријумском варијаблом). У овом истраживању нема статистички значајних и изражених коефицијената корелације између предикторских варијабли ($r \geq 0.004$, $r \leq 0.012$), али су добијене статистички значајне корелације са критеријумском варијаблом ($r \geq 0.232$, $r \leq 0.624$). Критеријумска варијабла: резултат процене значаја елемената професионалног идентитета наставника. Предикторске варијабле у истраживању су: пол, радни стаж, ангажман у другим професијама (искуство у другој каријери) и наставна област.

³ У Шулмановом дискурсу (Shulman, 1987) капитализовати педагошке аспекте наставних садржаја и знања (pedagogical content knowledge).

За потребе логистичке регресије извршено је рифрмовање варијабли на одговарајући број категорија (вредности 0 и 1). За статистичку обраду коришћени су пакети SPSS 17.0 и WEKA 3.9.3.

Резултати

У овом делу рада приказаћемо збирне и основне показатеље из припадајућих анализа за сваки од елемената тестираног модела професионалног идентитета наставника: (1) познавалац научностручне области - SME (енг. *subject-matter expert*), (2) дидактичар-методичар - DE (енг. *didactic expert*) и (3) педагог - PE (енг. *pedagogue expert*).

Збирни показатељи перформанси модела приказани су у колонама Омнибус теста. Показују нам колико добро модел предвиђа резултате (енг. *goodness of fit*). За тај скуп резултата желимо да буду статистички значајни ($p \leq 0.05$). У нашем случају значајност је мања од $p=0.05$ ($pSME=0.004$, $pDE=0.000$, $pPE=0.003$), те можемо констатовати да мо-

дел с нашим скупом предикторских варијабли предвиђа боље резултате од првобитног нагађања када у модел нису унете предикторске варијабле. И резултати приказани у колонама за Хосмер и Лемешоу тест⁴ подржавају тврдњу да је модел добар (индикатори доброг предвиђања $p \geq 0.05$). У нашем случају све вредности индикатора су веће од 0.05 ($pSME=0.594$, $pDE=0.946$, $pPE=0.397$). У колони Кокс и Снел и колони Нагелкерке приказани су показатељи процената варијанси које модел објашњава (минимум је 0, максимум приближно 1). То су псеудопоказатељи вредности r^2 .

У табели класификационих коефицијената налазе се показатељи колико тачно модел предвиђа категоријску варијаблу, односно колико модел исправно класификује све случајеве (енг. *percentage accuracy in classification*, PCA). У нашем случају модел исправно класификује 61,1% случајева - за први елемент идентитета (Block1SME), 80,1% случајева - за други елемент идентитета (Block1DE) и 78,7% случајева - за трећи елемент идентитета (Block1PE). Прика-

Табела 1. Резултати испитивања модела.

	Chi-square OT	Sig. OT	-2 Log likelihood	Cox & Snell R ²	Nagelkerke R ²	Chi-square HLT	Sig. HLT
SME	13.319	.004	290.654	.058	.078	2.786	.594
DE	30.515	.000	201.535	.173	.259	0.743	.946
PE	13.918	.003	204.630	.092	.144	4.067	.397

Legend: SME - subject-matter expert; DE - didactical expert; PE - pedagogical expert; OT - Omnibus Test of Model Coefficients; HLT - Hosmer and Lemeshow Test.

Табела 2. Табела класификационих коефицијената.

	Block 0 %correct	Block 1 %correct	Sensitivity	Specificity	Positive predicted value	Negative predicted value
SME	55.2	61.1	56,6%	66,7%	67.64	55.64
DE	76.0	80.1	18,9%	99,4%	90.90	79.14
PE	79.2	78.7	23,9%	93,1%	47.82	82.32

⁴ „SPSS-ов најпоузданији тест квалитета предикције модела“ (Pallant, 2011: 178).

зани су и резултати осетљивости (енг. *sensitivity*) и одређености (енг. *specifity*) модела. Осетљивост представља процентуални удео групе са испитиваним обележјем, а одређеност представља процентуални удео групе која нема испитивано обележје. Позитивна предиктивна вредност је процентуални удео случајева које модел класификује као да имају испитивано обележје, а да се оно заиста опажа у тој групи. Негативна предиктивна вредност је процентуални удео случајева које модел класификује као да немају обележје, а да се оно заиста не опажа у тој групи.

Приказаћемо и резултате предвиђања вероватноће одабира елемената модела професионалног идентитета наставника и интерпретирајући показатеље:

Наставник као познавалац и стручњак у области коју предаје (енг. *subject-matter expert*). Директна логистичка регресија била је спроведена како би се оценио утицај више фактора на вероватноћу да ће се испитаници одредити за важност појединих елемената испитивног модела професионалног идентитета наставника (у овом случају за наставника стручњака у предметној области). Модел садржи четири независне променљиве (пол, радни стаж / ис-

куство, ангажовање у другој професији и наставна област). Цео модел (са свим предикторима) био је статистички значајан $\chi^2=13.319$ ($df=1$, $N=342$), $p=0.004$ ($p\leq 0.05$), што показује да модел разликује испитанике који јесу и оне који нису у самопроцени дидактичар експерт елемента (димензије) професионални идентитет наставника оценили најважнијим елементом професионалног идентитета. Модел у целини објашњава између 5,80% (r^2 Кокса и Снела) и 7,80% (r^2 Нагелкеркеа) варијансе у овом статусу елемента модела професионалног идентитета наставника, и тачно класификује 61,10% случајева. Резултати Хосмер и Лемешоу теста показују индикаторе доброг предвиђања ($\chi^2=2.786$, $p=0.594$, $p\geq 0.05$) и подржавају тврдњу да је модел добар. *Две су независне променљиве дале јединствен статистички значајан допринос моделу (пол и искуство у другој професији)*. Најјачи предиктор самопроцене наставника као познаваоца стручно-научне области у структури модела професионалног идентитета (зависне критеријумске варијабле) био је пол наставника, чији је количник вероватноће 2.48 (Wald=7.915). Нешто слабији предиктор (статистички значајан) јесте искуство у другој професији.

Табела 3. Стручњак за предметно-научну област (SME): допринос (важност) сваке предикторске варијабле.

	B	S.E.	Wald	df	Sig.	Exp(B)	Lower	Upper
Pol	.912	.324	7.915	1	.005	2.489	1.319	4.699
Radni staž	.121	.323	.139	1	.709	1.128	.599	2.124
Druga profesija	.796	.380	4.396	1	.036	2.217	1.053	4.668
Nastavna oblast	.105	.337	.097	1	.756	1.110	.574	2.149
Constant	-.381	.356	1.143	1	.285	.683		

Табела 4. Дидактичар експерт (DE): допринос (важност) сваке предикторске варијабле.

	B	S.E.	Wald	df	Sig.	Exp(B)	Lower	Upper
Pol	-2.123	.558	14.480	1	.000	.120	.040	.357
Radni staž	2.078	.543	14.662	1	.000	7.988	2.757	23.140
Druga profesija	-1.408	.552	6.499	1	.011	.245	.083	.722
Nastavna oblast	-1.480	.464	10.191	1	.001	.228	.092	.566
Constant	-1.167	.486	5.760	1	.016	.311		

Дидактичар-методичар експерт (енг. *didactical expert*). Директна логистичка регресија била је спроведена како би се оценио утицај више фактора на вероватноћу да ће се испитаници одредити за важност појединих елемената испитиваног модела професионалног идентитета наставника (у овом случају за дидактичара експерта). Модел садржи четири независне променљиве (пол, радни стаж / искуство, ангажовање у другој професији и наставна област). Цео модел (са свим предикторима) био је статистички значајан $\chi^2=30.515$ ($df=1, N=342$), $p=0.000$ ($p \leq 0.05$), што показује да модел разликује испитанике који јесу и оне који нису у самопроцени овог елемента (димензије) професионални идентитет наставника оценили најважнијим елементом професионалног идентитета. Модел у целини објашњава између 17,30% (r^2 Кокса и Снела) и 25,90% (r^2 Нагелкеркеа) варијансе у овом статусу елемента модела професионалног идентитета наставника, и тачно класификује 80,1% случајева. Резултати Хосмер и Лемешоу теста показују индикаторе доброг предвиђања ($\chi^2=0.743$, $p=0.954$, $p \geq 0.05$) и подржавају тврдњу да је модел добар. *Све независне променљиве дају јединствен статистички значајан допринос моделу*. Најјачи предиктор одговора самопроцене наставника као дидактичара експерта (зависне критеријумске варијабле) био је дужина радног стажа, чији је количник вероватноће 7.98 ($Wald=14.662$). Нешто слабији предиктор (статистички значајан) јесте пол ($Wald=14.480$), количник вероватноће износи 8.33 (реципрочна вредност за случајеве $Exp(B) \leq 1$). Најслабији предиктор је искуство у другој професији ($Wald=6.499$), количника веро-

ватноће 4.08 (реципрочна вредност за случајеве $Exp(B) \leq 1$).

Педагог стручњак (педагог експерт). Директна логистичка регресија била је спроведена како би се оценио утицај више фактора на вероватноћу да ће се испитаници одредити за важност појединих елемената испитиваног модела професионалног идентитета наставника (у овом случају педагог експерт). Модел садржи четири независне променљиве (пол, радни стаж / искуство, ангажовање у другој професији и наставна област). Цео модел (са свим предикторима) био је статистички значајан $\chi^2=13.918$ ($df=1, N=342$), $p=0.003$ ($p \leq 0.05$), што показује да модел разликује испитанике који јесу и оне који нису у самопроцени овог елемента (димензије) професионални идентитет наставника оценили најважнијим елементом професионалног идентитета. Модел у целини објашњава између 9,20% (r^2 Кокса и Снела) и 14,40% (r^2 Нагелкеркеа) варијансе у овом статусу елемента модела професионалног идентитета наставника, и тачно класификује 78,70% случајева. Резултати Хосмер и Лемешоу теста показују индикаторе доброг предвиђања ($\chi^2=4.067$, $p=0.397$, $p \geq 0.05$) и подржавају тврдњу да је модел добар. *Две независне променљиве дају јединствен статистички значајан допринос моделу (дужина радног стажа и наставна област)*. Најјачи предиктор одговора самопроцене наставника као педагога експерта (зависне критеријумске варијабле) био је радни стаж наставника, чији је количник вероватноће 5.46 (реципрочна вредност за случајеве $Exp(B) \leq 1$) ($Wald=17.361$). Нешто слабији предиктор (такође статистички значајан) јесте ис-

Табела 5. Педагог експерт (PE): допринос (важности) сваке предикторске варијабле.

	B	S.E.	Wald	df	Sig.	Exp(B)	Lower	Upper
Pol	.121	.392	.095	1	.758	1.128	.523	2.432
Radni staž	-1.700	.408	17.361	1	.000	.183	.082	.406
Druga profesija	-.133	.491	.073	1	.786	.875	.335	2.291
Nastavna oblast	1.232	.475	6.729	1	.009	3.427	1.351	8.693
Constant	-1.087	.431	6.360	1	.012	.337		

куство у другој професији ($Wald=6.729$), количник вероватноће износи 3.42 (реципрочна вредност за случајеве $\text{Exp}(B) \leq 1$).

Дискусија

На основу показатеља логистичке регресионе анализе модела професионалног идентитета наставника, тестираног у овом истраживању, могуће је синтетизовати закључке: изабрани скуп предикторских варијабли за сваки елемент критеријумске варијабле даје у моделу добре резултате; збирни показатељи перформанси модела су у захтеваним границама; модел класификује задовољавајући проценат случајева за сва три елемента модела професионалног идентитета.

Исто тако, највећи јединствени статистички значајан допринос елементу модела *наставник стручњак у научној и предметној области*⁵ дају предикторске варијабле *пол* и *искуство у другој професији*. Сличне резултате су добили и аутори истраживања о повезаности метафора за опис наставника и елемената идентитета наставника (Lofstrom, Anspal, Hannula & Poor-Valickis, 2010). Код њих се на овом елементу модела (али у класичној ANOVA анализи) појављују разлике и на варијабли *наставна област*. У том истраживању сви недефинисани (некатегорисани) испитаници су женског пола (оријентисани на добробит ученика); више него други из овог елемента професионалног идентитета су испитаници мушког пола (оријентисани на наставу и садржаје предмета).

5 Постоје контрадикторни резултати и на њиховим основама постављене интерпретације за најмање два истраживања истих аутора. У једном Бејард и сарадници тврде да наставници највећи значај придају димензији педагог стручњак (Beijaard & De Vries, 1997), а у другом (Beijaard, Verloop & Vermunt, 2000) да овој димензији наставници придају најмањи значај. Све ово доприноси претходно споменутој конфузији у тумачењима.

Статистички значајан допринос елементу модела *дигактичар експерт* дају све предикторске варијабле. Ово је најважнији налаз нашег истраживања. Мада се ово не појављује у истраживањима у којима су мерена укрштања класичним ANOVA поступком, а мерена су и одступања од нормалне дистрибуције Крускал-Валис тестом и Колмогоров-Смирнов тестом (Mukumbang & Alindekane, 2017; Olmez, 2016), може се констатовати да ова димензија има највећи значај у трофакторској конструкцији идентитета. У складу је са резултатима мерења статичке значајности разлика за све три категорије у истраживању Лофстрома и сарадника (Lofstrom et al., 2010). У том истраживању утврђене су статистички значајна разлика за елементе модела *стручњак у научној и предметној области*, као и за елемент модела *педагог стручњак*, али не и за *дигактичара стручњака* (Lofstrom et al., 109).

Највећи статистички значајан допринос елементу модела *педагог стручњак* дају предикторске варијабле *дужина радног смена* и *наставна област*. Како расту године искуства у настави, расте и значај бриге за интересе ученика (Živković, 2012; Lofstrom et al., 2010).

У претходним истраживањима у којима су утврђиване карактеристике Бејардовог модела професионалног идентитета наставника (Levine, & Cote, 2002; Akkerman & Meijer, 2011; Beauchamp & Thomas, 2009; Olsen, 2010; Özmen, 2010; Ruohotie-Lyhty, 2011; Wilhelm, Brovelli, Rehm & Kauertz, 2010; Smit & Fritz, 2008; Mukumbang & Alindekane, 2017; Olmez, 2016) констатована је његова употребљивост за објашњење и опис уверења наставника (енг. *teacher beliefs*), као и за концептуализацију професионалног идентитета. Ако је то тако, ова логистичка регресиона анализа требало би да представља корак даље у афирмисању те концептуализације.

Закључак

Теоријска анализа показује да је професионални идентитет оправдано проучавати као интеракцијски феномен, јер се само у међузависном одношењу личности може постићи идентификација. Савремена позиција наставника, улоге и функције које остварује, контекстуална сложеност коју карактерише окружење у којем реализује своју бременитост – све су то околности и задаци који се не могу остварити без развијања професионалног идентитета.

Уколико се ова анализа прихвати, могуће је применити је на решавање проблема формирања професионалног идентитета будућих наставника. Формирање професионалног идентитета је, у том случају, одвијајући процес интерпретације и реинтерпретације педагошких теорија и праксе током образовања и обуке за професију. Динамички смисао и карактер идентитета означавају се као *саморазумевање наставника*. Концепт представља одговор на питања: *ко*

сам ја као наставник у овом иренуику и какав желим постати (као наставник и професионалац – експерт)?

Истраживања која имају за тему формирање професионалног идентитета наставника релевантна су за менторе у обуци будућих наставника у школама, а циљ им је боље разумевање и концептуализација подршке и потреба будућих наставника.

Главни недостатак и ограничење овог истраживања је оскудни референтни оквир. У нашој претрази литературе за истраживачким референцама нисмо нашли ниједан рад на који би се могло реферисати, а у којем се логистичком регресијом проверавају класификационе вредности модела. Ако би требало размишљати о јединствености употребљеног приступа, коректно је о њему размишљати само као прелиминарном кораку ка комплекснијем истраживању, који захтева детаљније испитивање на већим узорцима испитаника.

Литература

- Akkerman, S. F. & Meijer, P. C. (2011). A dialogical approach to conceptualizing teacher identity. *Teaching and Teacher Education*. 27, 308–319. DOI:10.1016/j.tate.2010.08.013.
- Beauchamp, C. & Thomas, L. (2009). Understanding teacher identity: An overview of issues in the literature and implications for teacher education. *Cambridge Journal of Education*. 39 (2), 175–189. DOI: 10.1080/03057640902902252.
- Beijaard, D. (1995). Teachers' prior experiences and actual perceptions of professional identity. *Teachers and Teaching: Theory and Practice*. 1, 281–294.
- Beijaard, D. & De Vries, Y. (1997). Building expertise: A process perspective on the development or change of teachers beliefs. *European Journal of Teacher Education*. 20, 243–255. DOI: 10.1080/0261976970200304.
- Beijaard, D., Verloop, N. & Vermunt, J. D. (2000a). Teachers' perceptions of professional identity: An exploratory study from a personal knowledge perspective. *Teaching and Teacher Education*. 16, 749–764. DOI: 1016/S0742-051X(00)00023-8.
- Beijaard, D., Paulien, C. M. & Verloop, N. (2004). Reconsidering research on teachers' professional identity. *Teaching and Teacher Education*. 20, 107–128. DOI: 10.1016/j.tate.2003.07.001.
- Bennett, N. & Carre, H. J. C. (1993). *Learning to teach*. London: Routledge.

- Bromme, R. (1991). Wissenstypen und professionelles Selbstverstandniss [Types of knowledge and professional self-concept]. *Zeitschrift fur Paidagogik*. 37, 769–785.
- Calderhead, J. (1996). Teachers: Beliefs and knowledge. In: Berliner, D. C. & Calfee, R. C. (Eds.). *Handbook of educational psychology* (709–725). New York: Macmillan.
- Coldron, J. & Smith, R. (1999). Active location in teachers' construction of their professional identities. *Journal of Curriculum Studies*. 31 (6), 711–726. doi.org/10.1080/002202799182954
- Day, C. & Gu, Q. (2010). *The new lives of teachers (teacher quality and school development)*. London: Routledge Taylor & Francis Group. DOI: 10.4324/9780203847909.
- Fenstermacher, G. D. (1992). The concepts of method and manner in teaching. In: Oser, F. K., Dick, A. & Patry, J. L. (Eds.). *Effective and responsible teaching* (95–108). San Francisco: Jossey-Bass.
- Hoyle, E. & John, P. D. (1995). *Professional knowledge and professional practice*. London: Cassell. DOI: 10.2307/3121708.
- Ibarra, H. (1991). Provisional Selves: Experimenting With Image and Identity in Professional Adaptation. *Administrative Science Quarterly*. 44, 764–791. DOI:10.2307/2667055.
- Ingvarson, L. & Rowe, K. (2007). *Conceptualising and evaluating teacher quality: Substantive and methodological issues*. Retrieved June, 2016. from www: http://research.acer.edu.au/learning_processes/8.. DOI: 10.1177/000494410805200102.
- Lalić Vučetić, N. (2016). Mogućnost razvijanja motivacija za učenje: perspektive nastavnika i učenika. *Inovacije u nastavi*. XXIX, 2016/1, 1–15. DOI: 10.5973/inovacije1601001L.
- Lim, D. H. & Morris, M. L. (2009). Learner and Instructional Factors Influencing Learning outcomes within a blended learning environment. *Educational Technology & Society*. 12, 282–293. Retrived September, 2017 from: <http://www.jstor.org/stable/jeductechsoci.12.4.282>.
- Lindström, L. (2011). The multiple faces of visual arts education. *International Journal of Art and Design Education*. 30, 7–17. DOI: 10.1111/j.1476-8070.2011.01688.x.
- Löfström, E., Anspal, T., Hannula, M. S. & Poom-Valickis, K. (2010). Metaphors About 'The Teacher': Gendered, Discipline-Specific and Persistent? In: Mikk, J., Veisson, M. & Luik, P. (Eds.). *Teacher's Personality and Professionalism. Estonian studies in Education* (105–122). Frankfurt am Main: Peter Lang Publishers House.
- McIntyre, D. J. Byrd, D. M. & Fox, S. M. (1996). Field and laboratory experiences. In: Sikula, J. (Ed.). *Handbook of research on teacher education* (171–193). New York: Macmillan.
- Mukumbang, F. C. & Alindekane, L. M. (2017). Student nurse- educators' construction of teacher identity from a self- evaluation perspective: A quantitative case study. *Nursing Open*. 4, 108–115. doi.org/10.1002/nop2.75.
- Olsen, B. (2010). *Teaching for success. Developing your teacher identity in today's classroom*. Boulder/London: Paradigm Publishers. DOI: 10.4324/9781315638621.
- Özmen, K. S. (2010). Fostering nonverbal immediacy and teacher identity of English teacher trainees. *Australian Journal of Teacher Education*. 35, 1–23. DOI: 10.14221/ajte.2010v35n6.1.
- Olmez, F. (2016). An insight into professional identities of Turkish EFL instructors. *International Journal of Social Sciences and Education Research Online*. 2 (4), 1226–1235. Retrieved April, 2018 from www: <http://dergipark.gov.tr/ijsser> doi: 10.24289/ijsser.278998.

- Oser, F. K. (1992). Morality in professional action: A discourse approach for teaching. *Review of Research in Education*. 20 (1), 57-127. DOI: 10.3102/0091732X020001057.
- Pallant, J. (2011). *A step by step guide to data analysis using SPSS program survival manual* (4th edn). London: Allen & Unwin.
- Ruohotie-Lyhty, M. (2011). Constructing practical knowledge of teaching: Eleven newly qualified language teachers' discursive agency. *Language Learning Journal*. 39, 365–380. DOI: 10.1080/09571736.2010.544750.
- Shulman, L. S. (1987). Knowledge and teaching: Foundations of new reform. *Harvard Educational Review*. 57, 1–22. DOI: 10.17763/haer.57.1.j463w79r56455411.
- Smit, B. & Fritz, E. (2008). Understanding teacher identity from a symbolic interactionist perspective: Two ethnographic narratives. *South African Journal of Education*. 28, 91–101.
- Van Manen, M. (1999). *The Tact of Teaching*. Toronto: Althouse Press.
- Volkmann, M. J. & Anderson, M. A. (1998). Creating professional identity: Dilemmas and metaphors of a first-year chemistry teacher. *Science Education*. 82 (3), 293–310. doi.org/10.1002/(SICI)1098-237X(199806)82:3%3C293::AID-SCE1%3E3.0.CO;2-7.
- Vranješević, J. & Živković, N. V. (2013). Teachers' professional identity and education between competencies and ideals. *Teme: Časopis za društvene nauke*. 37 (2), 581–594.
- Wanekezi, A. U., Okoli, J. & Mezieobi, S. A. (2011). Attitude of student- teachers towards teaching practice in the University of Port Harcourt, Rivers State, Nigeria. *Journal of Emerging Trends in Educational Research and Policy Studies*. 2, 41–46.
- Wilhelm, M., Brovelli, D., Rehm, M. & Kauertz, A. (2010). Professional identity and competence in science teaching among student teachers. In: Taşar, M. F. & Çakmakçı, G. (Eds.). *Contemporary science education research: Pre-service and in-service teacher education* (9–15). Ankara, Turkey: Pegem Akademi.
- Zeichner, K. M. (1983). Alternative paradigms of teacher education. *Journal of Teacher Education*. 34 (3), 3–9.
- Živković, P. (2012). *Profesionalni identitet nastavnika i samoprocena kvaliteta rada*. Jagodina: Kairos.
- Živković, P. (2016). Profesionalni identitet i kvalitet rada nastavnika: korelaciona analiza. U: Teodorović, J. (ur.). *Zbornik radova Unapređivanje kvaliteta obrazovanja u osnovnim školama* (176–189). Beograd: Institut za pedagoška istraživanja – Zavod za unapređivanje obrazovanja i vaspitanja; Jagodina: Fakultet pedagoških nauka Univerziteta u Kragujevcu.

Summary

The aim of the research is to use logistic regression to determine the predictive and classification values of the three-dimensional Beijaard's model of teachers' professional identity (teachers as subject-matter experts, didactical experts, and pedagogical experts). Logistic regression as an analytical-statistical procedure for testing this model has not been done so far. The most important results of the research are as follows: the selected set of predictor variables for each element of the criterion variable gives good results in the model; the aggregate performance indicators of the model are within the required limits; the model classifies a satisfactory percentage of cases for all three elements of the professional identity model.

Keywords: teachers' professional identity, model, logistic regression, Douwe Beijaard.