

## PRECIZNOST OCENA PROSTOG I STRATIFIKOVANOG SLUČAJNOG UZORKA NA TRŽIŠTU NAUČNIH ČASOPISA

*Nemanja Lojanica\**, Ekonomski fakultet u Kragujevcu

**Sažetak:** Prilikom sprovođenja ekonomskih istraživanja veoma značajno pitanje predstavlja izbor adekvatnog uzorka. Tačnije, cilj je da odabrani uzorak što preciznije odslikava karakteristike osnovnog skupa. S tim u vezi, u ovoj studiji je ispitivana preciznost ocena prostog i stratifikovanog slučajnog uzorka na tržištu naučnih časopisa. Kao odgovarajuća vrednost obeležja odabran je impakt faktor. Rezultati sprovedene analize pokazali su da stratifikovani slučajni uzorak obezbeđuje preciznije ocene u odnosu na prost slučajan uzorak. Konkretnije, izračunata sredina stratifikovanog uzorka je bliža sredini populacije i varijansa sredine stratifikovanog uzorka je manja. Samim time, korišćenjem stratifikovanog uzorka beleži se manje odstupanje od parametara populacije. Navedene prednosti formiranja stratuma treba uzeti u obzir prilikom formiranja odgovarajućih uzoraka u ekonomskim analizama.

**Ključne reči:** osnovni skup, prost slučajan uzorak, stratifikovan slučajan uzorak, ocenjivanje, komparacija, tržište naučnih časopisa, impakt faktor

## PRECISION IN EVALUATION OF SIMPLE AND STRATIFIED RANDOM SAMPLING IN THE SCIENTIFIC JOURNALS MARKET

**Abstract:** When conducting economic research, very important issue is the choice of an adequate sample. More specifically, the goal is to select a sample that accurately reflects the characteristics of the basic set. In this regard, the present study investigated the precision in the evaluation of the simple and stratified random sampling within the scientific journals market. As a corresponding feature value, the factor of the impact was selected. The results of the conducted analyses, showed that stratified random sample provides more precise evaluation than the simple sample. More specifically, the calculated mean of the stratified sample is closer to the average of the population, and the variance of the average of the stratified sample is smaller. Thus, in using stratified

---

\* nemanjalojanica@yahoo.com

*sampling, the less deviation from the population parameters was recorded. Those advantages of informing a stratum should be taken into account when establishing the appropriate samples in the economic analysis.*

**Key words:** *basic set, simple sample, stratified sample, evaluation, comparison, the scientific journals market, impact factor*

**JEL classification:** *C80, C83.*

## 1. UVOD

Ocenjivanje karakteristika određene populacije se uglavnom vrši na osnovu posmatranja dela konačne populacije, odnosno uzorka. Imajući u vidu tu činjenicu, ključno pitanje se odnosi na izbor odgovarajućeg uzorka. Adekvatan uzorak omogućava da se na osnovu dobijenih rezultata u njemu, isti mogu preneti i na celu populaciju. Shodno tome, u cilju poređenja ocena i njihovih preciznosti, u radu će biti prikazana analiza dva plana uzorka – prost slučajan uzorak bez ponavljanja i stratifikovan slučajan uzorak.

Kompletna analiza biće sprovedena posmatranjem tržišta naučnih časopisa u oblasti ekonomije. U fokusu se nalaze časopisi koji se nalaze na SCI listi, odnosno časopisi sa odgovarajućim impakt faktorom, što će u radu i biti vrednost obeležja. Obrada podataka populacije biće predstavljena u drugom delu rada. Prost slučajan uzorak bez ponavljanja biće obuhvaćen trećim, a stratifikovan slučajan uzorak četvrtim delom rada.

Upoređivanje dobijenih ocena, kao i obrazloženje koji od dva primenjena plana uzoraka pruža bolje rezultate biće istaknuto u zaključku rada. Preciznije, cilj je da se utvrdi u kom uzorku je izračunata sredina uzorka bliža sredini populacije, odnosno primenom kog plana uzorka je izračunata varijansa sredine uzorka manja, i kojom se samim tim beleži manje odstupanje od parametra populacije. Osnovna pretpostavka koja će u radu biti testirana glasi:

**H<sub>0</sub>:** *Stratifikovan slučajan uzorak obezbeđuje preciznije ocene u odnosu na prost slučajan uzorak.*

## 2. OBRADA PODATAKA IZ POPULACIJE

Pre nego što se pristupi detaljnijem pojašnjenju metodologije i odgovarajućoj analizi, važno je ukazati i na osnovnu terminologiju na ovom specifičnom tržištu. Naime, opredelili smo se da posmatramo populaciju (skup) naučnih časopisa iz oblasti ekonomije koji se nalaze na SCI listi. Takvih časopisa je, prema podacima za 2015. godinu, 344. Podaci su preuzeti sa zvaničnog sajta

Konzorcijuma biblioteka Srbije za objedinjenu nauku (KoBSON). Časopisi se klasifikuju i rangiraju prema impakt faktor. Impakt faktor za posmatranu godinu je brojna vrednost, koja se dobija tako što se broj citata u posmatranoj godini za radove publikovane u poslednje dve godine podeli sa brojem radova publikovanih u poslednje dve godine u posmatranom časopisu. On predstavlja prosečnu očekivanu citiranost svakog članka objavljenog u tom časopisu u datoj godini. U konkretnoj analizi, impakt faktor će biti korišćen kao vrednost obeležja. Kako postoje vrednosti obeležja za sve elemente populacije, mogu se izračunati parametri populacije (sredina i varijansa), koje ćemo kasnije putem uzoraka ocenjivati, a dobijene ocene upoređivati. Formule na bazi kojih su dobijeni odgovarajući podaci prema Petrović (2013) su:

$$\text{Total: } Y = \sum_{i=1}^N y_i = y_1 + y_2 + \dots + y_N \quad (1)$$

$$\text{Sredina: } \bar{Y} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N y_i \quad (2)$$

$$\text{Varijansa: } S^2 = \frac{1}{(N-1)} \sum_{i=1}^N (y_i - \bar{Y})^2 \quad (3)$$

Dobijeni rezultati koji karakterišu populaciju predstavljeni su u Tabeli 1.

Tabela 1

*Parametri populacije*

<b>Parametar</b>	
Total (Y)	392.153
Sredina ( $\bar{Y}$ )	1,14
Varijansa ( $S^2$ )	0,98
Maksimalna vrednost obeležja populacije	6,61
Minimalna vrednost obeležja populacije	0,00

*Napomena.* Proračun autora

Na osnovu izračunatih vrednosti parametara mogu se izvesti sledeći zaključci: prosečan impakt faktor za 344 posmatrana časopisa iznosi 1,14, a varijansa populacije je 0,98.

### 3. PROST SLUČAJAN UZORAK BEZ PONAVLJANJA

Potpuno pouzdani podaci o karakteristikama osnovnog skupa mogu se dobiti samo ako se uzmu u razmatranje svi elementi posmatranog skupa. Najveći problem je što uglavnom nisu dostupne sve jedinice osnovnog skupa ili je prikupljanje podataka o njima veoma skupo i prevazilazi troškove istraživanja. Zbog toga se istraživanja sprovode na delu posmatranog skupa (populacije) koji se naziva uzorak. Prost slučajan uzorak je najjednostavniji plan uzorka i odgovara pojmu slučajnog uzorka u teorijskoj statistici (Ardilly, & Tille, 2006, Levy, & Lemeshow, 2008). Prost slučajan uzorak SRS (engl. *simple random sample*) ili slučajan uzorak bez ponavljanja RSWOR (engl. *random sample without replacement*) predstavlja plan u kome se izbor elemenata iz populacije vrši tako što svaki podskup od  $n$  elemenata poseduje istu verovatnoću da bude izabran u uzorak. Jedinice se mogu birati jedna po jedna, ali jednom izabrana jedinica se više ne vraća u osnovni skup i u svakom koraku svaka jedinica osnovnog skupa koja još nije izabrana poseduje istu verovatnoću da bude izabrana (Petrović, 2013).

Na taj način, ukoliko se dogodi da se u nekom od izvlačenja izabere jedinica koja je već izabrana u nekom od prethodnih izvlačenja, ta jedinica se eliminiše i postupak se nastavlja. U radu je iz populacije koja se sastoji od 344 elementa izabran prost slučajan uzorak bez ponavljanja od 33 elementa. Uzorak je dobijen korišćenjem tablice slučajnih brojeva. Slučajni brojevi su formirani korišćenjem programskog paketa *Microsoft Excel 2010*, odnosno funkcije *RANDBETWEEN (1;344)*. Za izračunavanje ocena u posmatranom slučajnom uzorku korišćene su formule prema Petrović (2013):

$$\text{Total: } y = \sum_{i=1}^n y_i = y_1 + y_2 + \dots + y_n \quad (4)$$

$$\text{Sredina: } \bar{y} = \frac{y_1 + y_2 + \dots + y_n}{n} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n y_i \quad (5)$$

$$\text{Varijansa: } s^2 = \frac{1}{(n-1)} \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2 \quad (6)$$

$$\text{Varijansa sredine: } V(\bar{y}) = \frac{S^2}{n} \frac{N-n}{N} = \frac{S^2}{n} (1-f), \text{ gde je}$$

$$f = \frac{n}{N} \text{ frakcija uzorka} \quad (7)$$

$$\text{Ocena varijanse sredine: } \hat{V}(\bar{y}) = \frac{s^2}{n} \frac{N-n}{N} = \frac{s^2}{n} (1-f) \quad (8)$$

Ocene parametara populacije na osnovu prostog slučajnog uzorka prikazane su Tabeli 2. Frakcija ili stopa izbora uzorka ( $f$ ) od 33 elementa ( $n$ ) iznosi 0,096.

Tabela 2

*Ocene parametara populacije na osnovu prostog slučajnog uzorka*

Parametar	
Sredina $\bar{y}$	1,51
Varijansa ( $s^2$ )	2,35
Varijansa sredine $V(\bar{y})$	0,023
Oцена varijanse sredine $\hat{V}(\bar{y})$	0,06

*Napomena.* Proračun autora

Posle odabira prostog slučajnog uzorka bez ponavljanja i ocene sredine obeležja totala preporučljivo je ispitati i tačnost te ocene. To se postiže određivanjem intervala poverenja u okviru kojih se sa dovoljnom sigurnošću nalaze vrednosti populacije. Parametar  $\bar{Y}$  nije poznat, ali je fiksiran, dok krajevi intervala predstavljaju statistike koje se menjaju od uzorka do uzorka. Veličina  $1 - \alpha$  predstavlja interval poverenja i u izračunavanju ovog intervala poverenja  $\alpha$  iznosi 0,05, što znači da za 95% mogućih uzoraka veličine  $n$ , interval poverenja sadrži tačnu vrednost sredine obeležja populacije  $\bar{Y}$ . Prema Centralnoj graničnoj teoremi, za dovoljno veliko  $n$  ( $n > 30$ ), raspodela  $\frac{\bar{y} - \bar{Y}}{\sqrt{V(\bar{y})}}$ , teži

približno normalnoj raspodeli. Pošto je veličina posmatranog uzorka  $n=33$ , može se izračunati 95% interval poverenja za sredinu obeležja populacije koji se zasniva na normalnoj aproksimaciji za raspodelu sredine uzorka kod prostog slučajnog uzorka bez ponavljanja. Interval poverenja je računat na bazi sledeće formule:

$$\bar{y} - z\sqrt{\hat{v}(\bar{y})} < \bar{Y} < \bar{y} + z\sqrt{\hat{v}(\bar{y})} \quad (9)$$

$$1.015 < \bar{Y} < 2.011$$

Vrednost  $z$  iznosi 1,96 i dobijena je iz tablica za standardizovanu normalnu raspodelu  $N(0,1)$ , takva da je  $P\{|Z| \leq z\} = 1 - \alpha$ , gde  $Z : N(0,1)$  (Petrović, 2013).

#### 4. STRATIFIKOVANI UZORAK<sup>†</sup>

Stratifikovani uzorak, u skladu sa teorijom uzoraka, obezbeđuje povećanu preciznost ocene. Značaj ovog koncepta je uveliko istaknut u naučnoj literaturi (Fleischer, 1990; Fuller, 1993; Ding, Wu, Hsieh, & Pedram, 1998; Thompson, 2012 i Petrović, 2013). Poenta je da se stratifikacijom populacija podeli na stratume ili slojeve, pri čemu treba formirati relativno homogene, a među sobom razgraničene stratume. Vrednosti obeležja koje posmatramo treba da budu približne na elementima u svakom stratumu, a vrednosti obeležja elemenata iz različitih stratuma treba međusobno da se razlikuju. Kao kriterijum za podelu populacije na delove koristi se neka karakteristika populacije koja je sa obeležjem populacije u korelaciji (Petrović, 2013).

U konkretnom slučaju, opredelili smo se za formiranje stratuma na tržištu naučnih časopisa iz oblasti ekonomije, a kao kriterijum je poslužila kategorija časopisa. Kao odgovarajuća vrednost obeležja, praćen je impakt faktor časopisa. Ideju o impakt faktoru je prvi spomenuo Garfield u magazinu *Science*, 1955. godine (Garfield, 2005). Kategorija časopisa se određuje na osnovu njegove ukupne pozicije, a impakt faktor određuje tu poziciju (Matutinović, 2014). Na taj način, impakt faktori iste kategorije časopisa su međusobno prilično homogeni. Njihova karakteristika je i heterogenost u odnosu na ostale kategorije. Na osnovu ukupne pozicije, časopisi su podeljeni u tri kategorije, koje su nam poslužile kao odgovarajući stratumi: M21, M22 i M23. Kratak opis i pojašnjenje ovih kategorija dati su u Tabeli 3.

Tabela 3

*Kategorije naučnih časopisa u oblasti ekonomije sa impakt faktorom*

Kategorije M20	Opis	Ekonomija
M21	Vrhunski međunarodni časopis koji je u svojoj oblasti nauke među prvih 30% časopisa	103
M22	Istaknuti međunarodni časopis koji je u svojoj oblasti nauke između prvih 30% i 60% časopisa	103
M23	Međunarodni časopis u preostalim 40% časopisa sa liste SCI ili SSCI	138

*Napomena.* Proračun autora

<sup>†</sup> Autori su stratifikaciju vršili i primenom Hodges-Dalenius pravila, formirajući tri stratuma za optimalan raspored u smislu Neymana, na nešto većem uzorku (50). Rezultati ne odstupaju u značajnoj meri u odnosu na one koji će biti predstavljeni. Iz tog razloga, a i zbog nemešanja pojedinih kategorija časopisa, analiza i stratifikacija su vršene na način opisan u tekstu.

Pošto smo formirali stratume, pristupamo uzorkovanju iz svakog stratuma. Biramo elemente iz prvog, drugog i trećeg stratuma, pri čemu je odabir elemenata međusobno nezavisan. Iz svakog stratuma biramo prost slučajni uzorak, što zapravo predstavlja stratifikovan slučajni uzorak. Označavaćemo dalje stratume indeksima  $h$ , ( $h = 1, 2, \dots, L$ ), a sa  $i$  jedinice u okviru stratuma.

Dalje, sa  $N_h$  označavamo ukupan broj jedinica stratuma, a sa  $Y_h$  total stratuma i sredinu stratuma sa  $\bar{Y}_h$ , sredinu uzorka sa  $\bar{y}_h$ , relativnu frekvenciju ili težinu stratuma sa  $W_h$ , frakciju uzorka u stratumu sa  $f_h$  (Petrović, 2013). U analizi ćemo koristiti sledeće formule prema Petrović (2013):

$$\text{Sredina stratuma: } \bar{Y}_h = \frac{1}{N_h} \sum_{i=1}^{N_h} (y_{hi}) \quad (10)$$

$$\text{Sredina uzorka: } \bar{y}_h = \frac{1}{n_h} \sum_{i=1}^{n_h} (y_{hi}) \quad (11)$$

$$\text{Varijansa stratuma: } S_h^2 = \frac{1}{(N_h - 1)} \sum_{i=1}^{N_h} (y_{hi} - \bar{Y}_h)^2 \quad (12)$$

$$\text{Težina stratuma ili relativna frekvencija: } W_h = \frac{N_h}{N} \quad (13)$$

$$\text{Frakcija uzorka u stratumu: } f_h = \frac{n_h}{N_h} \quad (14)$$

Kod stratuma relativne frekvencije koje smo izračunali nisu međusobno jednake (jednake u prva dva stratuma). U slučaju kada se relativne frekvencije svih stratuma  $W_h = \frac{N_h}{N}$  poklapaju (kada su jednake) ocene sredine uzorka i sredina stratuma se poklapaju, što predstavlja stratifikaciju sa proporcionalnim rasporedom.

Tabela 4

*Osnovni podaci o stratumima*

Stratum	Broj elemenata	Relativna frekvencija	Total stratuma	Sredina stratuma
$N_1$	103	$W_1$ 0,3	$Y_1$ 237.342	$\bar{Y}_1$ 2.304
$N_2$	103	$W_2$ 0,3	$Y_2$ 98.978	$\bar{Y}_2$ 0.961
$N_3$	138	$W_3$ 0,4	$Y_3$ 55.833	$\bar{Y}_3$ 0.4046
	344			

*Napomena.* Proračun autora

Tabela 5

*Obrada podataka iz stratuma (suma)*

Stratum 1	Stratum 2	Stratum 3
$(y_{1i} - \bar{Y}_1)^2$	$(y_{2i} - \bar{Y}_2)^2$	$(y_{3i} - \bar{Y}_3)^2$
110.626	3.312	5.378

*Napomena.* Proračun autora

Tabela 6

*Obrada podataka iz stratuma*

$S_1^2$	1.0845	$S_1$	1.0414	$W_1 \times S_1$	0.3042
$S_2^2$	0.0325	$S_2$	0.1803	$W_2 \times S_2$	0.05409
$S_3^2$	0.0393	$S_3$	0.1982	$W_3 \times S_3$	0.07928
					<b>0.43757</b>

*Napomena.* Proračun autora



Na osnovu sprovedenih kalkulacija (Tabela 5 i 6), uzorak iz prvog stratuma će brojati 23 elementa  $((33/0.43757) \times 0.3042)$ , uzorak iz drugog stratuma 4  $(33/0.43757) \times 0.05409$ , a iz trećeg 6  $(33/0.43757) \times 0.07928$ , što je ukupno 33 elementa (ista veličina koja je korišćena i kod primene prostog slučajnog uzorka). U Tabeli 7 prikazano je računanje varijanse unutar stratuma, dok su u Tabeli 8 prikazane vrednosti varijanse između stratuma. Bitno je napomenuti da se varijansa stratifikovanog osnovnog skupa sastoji od varijanse unutar stratuma i varijanse između stratuma (što ujedno služi i kao provera prilikom sprovođenja analize).

Tabela 7

*Obrada podataka iz stratuma (varijansa unutar stratuma)*

Stratum	Broj jedinica u stratumima	$\frac{1}{(N-1)}$	$\sum_{h=1}^L (N_h - 1) S_h^2$	$S_u^2$
$N_1$	102	110.62		
$N_2$	102	3.31		
$N_3$	137	5.38		
		<b>119.31</b>	<b>0,0029</b>	<b>0.35</b>

*Napomena.* Proračun autora

Varijansa unutar stratuma iznosi 0.35, dok je varijansa između stratuma 0.6307, na osnovu čega možemo zaključiti da je stratifikacija dobro sprovedena, tj. da su jedinice unutar stratuma sličnih karakteristika, dok se jedinice iz različitih stratuma značajno razlikuju. Zbir varijanse unutar stratuma i varijanse između stratuma jednak je varijansi stratifikovanog osnovnog skupa  $(0.35 + 0.63)$ .

Tabela 8

*Obrada podataka iz stratuma (varijansa između stratuma)*

$(\bar{Y}_h - \bar{Y})$	$(\bar{Y}_h - \bar{Y})^2$	$N_h (\bar{Y}_h - \bar{Y})^2$	$S_i^2$	$S^2$
1.164	1.356	139.63		
-0.179	0.032	3.3		
-0.735	0.541	74.63		
$\sum_{h=1}^L N_h (\bar{Y}_h - \bar{Y})^2$		217.56	0,0029	0.63
				0.98

*Napomena.* Proračun autora

Slučajnim izborom biramo prethodno definisan broj elemenata iz svakog stratuma. Koristimo funkciju slučajnih brojeva RANDBETWEEN. Sledeći korak u analizi je kalkulisanje prosečnog impakt faktora u stratifikovanom slučajnom uzorku što je prikazano u Tabeli 9.

Tabela 9

*Obrada podataka iz stratuma (prosečna vrednost stratifikovanog uzorka)*

<i>Stratum</i>	$\bar{y}_h$	$s_h^2$	$N_h \bar{y}_h$	$N_h(N_h - n_h) \frac{S_h^2}{n_h}$	$N_h(N_h - n_h) \frac{s_h^2}{n_h}$
<b>N1</b>	2.37	1.218	244.55	388.53	436.25
<b>N2</b>	1.05	0.024	108.38	82.85	60.88
<b>N3</b>	0.41	0.036	56.74	119.31	110.26
			<b>409.68</b>	<b>590.7</b>	<b>607.39</b>

*Napomena.* Proračun autora

Dalje koristimo formulu  $\bar{y}_h = \frac{1}{n_h} \sum_{i=1}^{n_h} (y_{hi})$  i dobijamo rezultat da prosečan impakt faktor iznosi 1.19 (Tabela 10).

Prosečan impakt faktor u populaciji iznosi 1.14, dok je vrednost koju smo dobili primenom prostog slučajnog uzorka bez ponavljanja 1.513. To nas upućuje na to da je ocena sredine dobijene stratifikacijom preciznija. Varijansa sredine stratifikovanog uzorka iznosi 0.005, a njena ocena iznosi 0.0051. Nakon ocenjivanja sredine obeležja populacije na osnovu stratifikovanog slučajnog uzorka tražimo interval poverenja kojim procenjujemo tačnost ocene. Bitno je da sredina obeležja populacije bude u granicama ovog intervala. Koristimo interval poverenja sa nivoom poverenja  $1 - \alpha$  i na konkretnom primeru  $\alpha$  iznosi 0.05. Pošto je obim uzorka dovoljno veliki ( $n > 30$ ), može se pretpostaviti da sredina uzorka ima približno normalnu raspodelu bez obzira na to koju raspodelu ima obeležje populacije.

Tabela 10

*Obrada podataka iz stratuma (interval poverenja za sredinu populacije)*

$\bar{y}_{st}$	<b>1.19</b>
$z$	1,960
$\hat{V}(\bar{y}_{st})$	0,0051
$V(\bar{y}_{st})$	0,00499
$\sqrt{\hat{v}(\bar{y})}$	0,07
$\bar{y} - z\sqrt{\hat{v}(\bar{y})}$	1.05
$\bar{y} + z\sqrt{\hat{v}(\bar{y})}$	1.33

*Napomena.* Proračun autora

## 5. ZAKLJUČAK

Osnovni cilj ovog rada bio je da se ispita i uporedi preciznost ocena prostog slučajnog i stratifikovanog slučajnog uzorka za istu populaciju. Kao odgovarajući generalni skup, poslužilo je tržište naučnih časopisa iz oblasti ekonomije, odnosno svi časopisi iz oblasti ekonomije sa odgovarajućom vrednošću impakt faktora (vrednost obeležja). Detaljnom analizom koja je sprovedena u radu ustanovljeno je da se preciznije ocene dobijaju stratifikacijom uzorka. Ovo je ujedno i bila osnovna pretpostavka rada, zbog koje je i ocenjivan uzorak na ovaj način. Shodno tome, može se konstatovati da je, u konkretnom slučaju, potreba za stratifikacijom opravdana.

Sledeći rezultati govore u prilog tome. Prosečni impakt faktor u populaciji iznosi 1.14, i njemu je bliža vrednost koja je postignuta stratifikacijom (1.19). Primenom prostog slučajnog uzorka dobijena je prosečna vrednost 1.5. Dodatno, stratifikacijom je definisan i znatno uži interval poverenja za sredinu

obeležja populacije  $\bar{Y}$ . Veća preciznost stratifikacije može se posmatrati i praćenjem vrednosti varijanse i sredine uzorka. Ako dve statistike predstavljaju nepristrasne ocene parametra populacije, kao kriterijum kvaliteta ocene uzima se varijansa ocene, jer je prirodno odabrati onu ocenu čije vrednosti manje odstupaju od parametra populacije, tj. onu ocenu čija je varijansa manja i za

koju kažemo da je efikasnija. Primenom plana stratifikovanog slučajnog uzorka vrednost varijanse prosečnog impakt faktora iznosi  $V(\bar{y}_{st}) = 0.0048$  i ova vrednost je značajno niža od varijanse prosečnog impakt faktora koji je dobijen primenom prostog slučajnog uzorka bez ponavljanja ( $V(\bar{y}) = 0.023$ ). U kontekstu budućih istraživanja, interesentno bi bilo analizirati preciznost ocene prostog i stratifikovanog slučajnog uzorka na tržištu naučnih časopisa u celini. Osim toga, uključivanje i drugih planova uzoraka, kao što su sistematski, višestepni ili dvofazni uzorak, kao i merenje njihove preciznosti, dalo bi istraživanju još veći stepen sadržajnosti i pouzdanosti.

## REFERENCE

- Ardilly, P., & Tille, Y. (2006). *Sampling methods: Exercises and solutions*. Retrieved from <http://libgen.io/book/index.php?md5=2F423F96572612F524D0554A9CB8FAA3>.
- Ding, C-S., Wu, Q., Hsieh, C-T., & Pedram, M. (1998). Stratified random sampling for power estimation. *IEE Transactions on computer-aided design of integrated circuits and systems*, 17, 465-471.
- Fleischer, K. (1990). Stratified sampling using double samples. *Statistical Papers*, 31, 55-63.
- Fuller, S. (1993). *Data use: Selection of stratified random sample*. Retrieved from <http://www.quirks.com/articles/data-use-selection-of-a-stratified-random-sample>.
- Garfield, E. (2005). The agony and ecstasy – The history and meaning of the journal impact factor. In *International Congress on Peer Review And Biomedical Publication*. Chicago.
- Levy, P. & Lemeshow, S. (2008). *Sampling of Populations: Methods and applications – fourth edition*. Retrieved from <http://libgen.io/book/index.php?md5=E56BC1DA71E9169209748A785BDF5593>.
- Matutinović, S. F. (2014). *Naučne informacije u Srbiji – protok, dostupnost, vrednovanje*, Treće izmenjeno i dopunjeno izdanje. Beograd.
- Petrović, Lj. (2013). *Teorija uzoraka i planiranje eksperimenata*. Beograd: CID Ekonomski fakultet.
- Thompson, K. S. (2012). *Sampling 3<sup>rd</sup> Edition*. Wiley & Sons.
- [www.kobson.nb.rs](http://www.kobson.nb.rs)

Primljeno: 27.12.2016.

Odobreno: 02.06.2017.