



РАДНИ ДОКУМЕНТ

Оцењивање стандардне грешке индекса у случају координираних узорака

Број 102
Год. LIII

**Оцењивање стандардне грешке индекса
у случају координираних узорака**

Оцењивање стандардне грешке индекса у случају координираних узорака

Издаје и штампа: Републички завод за статистику, Београд, Милана Ракића 5

Одговара: др Миладин Ковачевић, директор

Редакција

Руководилац: Снежана Лакчевић

Чланови: Љиљана Ђорђевић, Наташа Миљковић, Гордана Бјелобрк, Сунчица Стефановић Шестић,
Дијана Додиг Букилица, Јована Ђерић

Рукопис припремиле: Олга Меловски Трпицац и Гордана Замаклар

Лектура: Богдана Милошевић

Технички уредник: Ирена Димић

Предговор

У овом радном документу приказани су резултати симулација о оцењивању прецизности оцено индекса у случају када су узорци координирани уз помоћ перманентних случајних бројева.

Рад се заснива на идејама и методама које су предложиле шведске колеге *Annika Lindblom* и *Stefan Berg* током експертских мисија које су спроведене у периоду 2013–2016, у оквиру пројекта Партнерство у статистици, који је финансиран од стране Шведске агенције за међународну развојну сарадњу (*Project Partnership in Statistics funded by Swedish International Development Cooperation Agency – SIDA*).

Одређивање поступка за оцено грешке индекса спада у активности чији је циљ унапређење методологије истраживања пословних субјеката у Републичком заводу за статистику. У 2013, такође уз помоћ шведских експерата, уведена је координација случајних узорака. Од 2015, оквири за избор узорака конструишу се на бази замрзнутих стања Статистичког пословног регистра. Уз то, стандардизовани су планови узорака и методе за њихову алокацију и избор: планови узорака су стратификовани са избором просто случајног или *Pareto* узорка унутар стратума; алокација узорка спроводи се користећи комбинацију *Hidirouglu* (1986) и *Bethel* (1989) алгоритама; избор узорка врши се по секвенцијалној шеми избора уз помоћ перманентних случајних бројева. Стандардизовани су и поступци оцењивања параметра са корекцијом пондера за неодговор и изразито велике јединице (*outlier*). По правилу, уз оцено параметара, израчунавају се мере прецизности, грешке неодговора и грешке већег обухвата, а дају се информације о *outlier*-има, импутацијама и слично.

Радни документ „Оцењивање стандардне грешке оцено индекса у случају координираних узорака“ приказан је и у електронској форми, на интернет страници: www.stat.gov.rs.

У Београду, 2017.

Директор
Др Миладин Ковачевић

Садржај

Предговор	3
1. Увод	5
2. Оцењивање прецизности индекса	6
3. Оцењивање временске корелације/коваријансе када су узорци координирани уз помоћ перманентних случајних бројева	7
4. Другачији приступ оцењивању прецизности индекса	9
5. Метод симулација	10
6. Квартално структурно истраживање о пословању привредних друштава	11
7. Резултати симулација	13
8. Закључне напомене	21
Литература	22

1. Увод

Међу основне задатке краткорочних статистика спада израчунавање индекса¹ – релативног броја који се користи за приказивање промене настале током времена у нивоу или обиму појаве. Израчунава се као количник оцена тотала, текућег у односу на претходни период. При томе се одговарајућа стандардна грешка обично не израчунава. Један од разлога је тај што су прецизне оцене тотала на неки начин гаранција и за прецизне оцене индекса. Други разлог је тај што је израчунавање грешке индекса знатно компликованије од израчунавања грешке тотала.

У истраживањима пословних субјеката сукцесивни узорци бирају се тако да се делимично преклопе уз неки вид ротације мањих јединица (позитивна координација узорака). Осим тога, узорци узастопних година бирају се из оквира за избор узорака који се разликују због отварања и затварања јединица и промена њихових карактеристика (на пример, делатности и величине). Може се десити и да узорци нису бирани по истом плану узорка. Ове карактеристике истраживања пословних субјеката компликују израчунавање грешке параметра којим се мери промена.

Позитивна координација узорака индукује позитивну корелацију оцена тотала, што за последицу има да је варијанса оцене количника (индекса) мања него што би била када би узорци били независни. Када су узорци независни, варијанса оцене количника зависи само од тотала и варијанси њихових оцена, а не и од њихове корелације. У случају координираних узорака, за прецизнију оцену варијансе индекса, потребно је оценити и временску коваријансу / корелацију између оцена тотала.

У Републичком заводу за статистику (РЗС) координација узорака уведена је 2013. године (Меловски Трпица, О. и други, 2014). Заснива се на шведском методу координације узорака (SAMU, 2003). По овом систему, сваком предузећу из Статистичког пословног регистра (СПР) придружен је перманентни случајни број униформне расподеле на интервалу (0,1). Ротација јединица узорка постигнута је стратификовањем предузећа СПР-а на случајан начин у пет ротационих група једнаке или приближно једнаке величине, уз годишњу промену (померање, ротација) перманентних случајних бројева једне ротационе групе за 0.10.

Статистички пословни регистар РЗС-а користи се за припрему оквира за избор узорака истраживања пословних субјеката. Оквири се најчешће стратификују према економској делатности и величини јединица. Избор простог случајног узорка или *Pareto* узорка врши се по секвенцијалној шеми: јединице узорка сортирају се по перманентним случајним бројевима и из сваког стратума бира се првих n_h јединица, где је n_h обим алоцираног узорка за стратум h . Избор узорка је од почетне тачке из интервала (0,1), која се за свако истраживање унапред одређује тако да се води рачуна о координацији узорака различитих истраживања. Под овим условима, сукцесивни узорци истог истраживања преклапају се у случајном броју јединица, што додатно компликује оцењивање варијансе.

Током посета експерата Статистике Шведске А. Lindblom и S. Berg разматран је проблем оцењивања варијансе индекса позитивно координираних узорака уз помоћ перманентних случајних бројева (извештаји SERSTAT 2013 : 22, SERSTAT 2014 : 07 и SERSTAT 2016 : 05). Основна идеја рада била је да се приликом одређивања ове оцене искористи адекватно коригована корелација оцена тотала на заједничком делу узорака. Предложено је неколико фактора за корекцију корелације заједничког дела узорака, а њихова ваљаност испитана је путем поступка симулација који је спроведен на подацима оквира за избор узорака за 2012. и 2013. годину Кварталног структурног истраживања о пословању привредних друштава (СБС03). Оквири су претходно ажурирани са подацима завршних рачуна за 2012, односно 2013. годину, а обележје од интереса било је промет.

Ђ. Петковић поново је радио симулације, са истим циљем, али са подацима оквира за избор узорака СБС03 за 2013. и 2014, уз разматрање и додатних корективних фактора које су предложили методолози Одсека за методологију узорка РЗС-а (Петковић, 2015).

У овом документу дати су резултати симулација које су извршене на основу оквира за избор узорка СБС03 за 2014. и 2015. Сврха ових последњих симулација била је да се сав досадашњи рад на овој проблематици систематизује и да се дође до тога који је од предложених метода најприхватљивији за оцену грешке годишњег индекса промета, пословних прихода и расхода Кварталног структурног истраживања.

¹ У овом документу, „оцена индекса“ и „индекс“ имају исто значење, уколико се другачије не нагласи.

У литератури се могу наћи предлози за решење овог проблема који узимају у обзир различите планове и начине избора узорака, као и друге комплексности које се односе на карактеристике популације која се мења током времена. За сличне услове попут наших, *Norberg* (2000) је дао решење по коме се коваријанса оцена тотала изражава у облику збира условне коваријансе и остатка, а *Lindblom* (2014) анализирао је путем симулација утицај промене плана узорка на прецизност индекса. За нешто другачије услове, решења су дали *Laniel* (1988), *Hidioglou* и др. (1995), *Beger* (2004), *Full* и *Lewis* (2004) и други.

У 2. делу овог документа дате су формуле за апроксимативно израчунавање теоријске варијансе индекса и њене оцено. Неколико оцена корелације оцена тотала, које се заснивају на корекцији корелације на заједничком делу узорака, предложени су у делу 3. Другачији приступ за оцену грешке индекса приказан је у 4. делу. Део 5 садржи објашњења поступка симулација. Преглед методологије Кварталног структурног истраживања о пословању привредних друштава је у 6. делу. Резултати симулација су у 7. делу, а у 8. су закључне напомене.

2. Оцењивање прецизности индекса

Оцена годишњег индекса једнака је $\hat{r} = \frac{\hat{t}_1}{\hat{t}_0}$, где је: $\hat{t}_0$ оцена тотала за месец/квартал године 0 и $\hat{t}_1$ је оцена тотала месеца/квартала године 1.

Користећи метод Тејлорове линеаризације оцено количника, варијанса индекса може да се апроксимира (*Sarndall et al*, 1992, 178–179) на следећи начин:

$$V(\hat{r}) \approx AV(\hat{r}) = \left(\frac{t_1}{t_0}\right)^2 \left(\left(\frac{V(\hat{t}_0)}{t_0^2}\right) + \left(\frac{V(\hat{t}_1)}{t_1^2}\right) - \frac{2 \cdot C(\hat{t}_0, \hat{t}_1)}{t_0 \cdot t_1} \right) \quad (1)$$

где $V(\cdot)$ означава варијансу, $AV(\cdot)$ апроксимативну варијансу и $C(\hat{t}_0, \hat{t}_1)$ коваријансу оцена тотала. Ако се коваријанса изрази помоћу коефицијента корелације онда формула (1) постаје:

$$V(\hat{r}) \approx AV(\hat{r}) = \left(\frac{t_1}{t_0}\right)^2 \left(\left(\frac{V(\hat{t}_0)}{t_0^2}\right) + \left(\frac{V(\hat{t}_1)}{t_1^2}\right) - \frac{2 \cdot \rho(\hat{t}_0, \hat{t}_1) \cdot \sqrt{V(\hat{t}_0) \cdot V(\hat{t}_1)}}{t_0 \cdot t_1} \right) \quad (2)$$

$$\text{где је } \rho(\hat{t}_0, \hat{t}_1) = \frac{C(\hat{t}_0, \hat{t}_1)}{\sqrt{V(\hat{t}_0) \cdot V(\hat{t}_1)}}.$$

С обзиром на то да је коефицијент варијације једнак количнику стандардне грешке и очекивања оцено (за непристрасну оцену, очекивање је једнако вредности параметра), формула (2) може да се напише на следећи начин:

$$CV^2(\hat{r}) \approx ACV^2(\hat{r}) = (CV^2(\hat{t}_0) + CV^2(\hat{t}_1) - 2 \cdot \rho(\hat{t}_0, \hat{t}_1) \cdot CV(\hat{t}_0) \cdot CV(\hat{t}_1)) \quad (3)$$

где $CV(\cdot)$ означава коефицијент варијације и $ACV(\cdot)$ апроксимативни коефицијент варијације. Вредност коефицијента корелације је између -1 и 1 и отуда је вредност $ACV^2(\hat{r})$ ограничена с доње и горње стране:

$$(CV(\hat{t}_0) - CV(\hat{t}_1))^2 \leq ACV^2(\hat{r}) \leq (CV(\hat{t}_0) + CV(\hat{t}_1))^2 \quad (4)$$

одакле је

$$|CV(\hat{t}_0) - CV(\hat{t}_1)| \leq ACV(\hat{r}) \leq CV(\hat{t}_0) + CV(\hat{t}_1) \quad (5)$$

са граничним вредностима за $\rho(\hat{t}_0, \hat{t}_1) = 1$ и $\rho(\hat{t}_0, \hat{t}_1) = -1$.

У случају да корелација оцена тотала није негативна, као што је случај са позитивно координираним узорцима, онда је горња граница за $ACV(\hat{r})$ нижа и достиже се када је $\rho(\hat{t}_0, \hat{t}_1) = 0$:

$$|CV(\hat{t}_0) - CV(\hat{t}_1)| \leq ACV(\hat{r}) \leq \sqrt{CV^2(\hat{t}_0) + CV^2(\hat{t}_1)} \quad (6)$$

Из последње неједнакости види се да је и оцена количника прецизна уколико су оба тотала оцењена прецизно. Међутим, за статистичко одлучивање на бази узорка, често је потребна прецизнија оцена грешке од њених граничних вредности.

У овом раду користи се следећа оцена варијансе (1):

$$\hat{V}(\hat{r}) = \left(\frac{\hat{t}_1}{\hat{t}_0}\right)^2 \left(\left(\frac{\hat{V}(\hat{t}_0)}{\hat{t}_0^2}\right) + \left(\frac{\hat{V}(\hat{t}_1)}{\hat{t}_1^2}\right) - \frac{2 \cdot \hat{C}(\hat{t}_0, \hat{t}_1)}{\hat{t}_0 \cdot \hat{t}_1} \right) \quad (7)$$

или

$$\hat{V}(\hat{r}) = \left(\frac{\hat{t}_1}{\hat{t}_0}\right)^2 \left(\left(\frac{\hat{V}(\hat{t}_0)}{\hat{t}_0^2}\right) + \left(\frac{\hat{V}(\hat{t}_1)}{\hat{t}_1^2}\right) - \frac{2 \cdot \hat{\rho}(\hat{t}_0, \hat{t}_1) \cdot \sqrt{\hat{V}(\hat{t}_0) \cdot \hat{V}(\hat{t}_1)}}{\hat{t}_0 \cdot \hat{t}_1} \right) \quad (8)$$

Када је узорак стратификован и унутар стратум узорак биран просто случајно, оцене тотала и варијанси у формулама (7) и (8) једноставно се израчунавају:

$$\hat{t} = \sum_{h=1}^H \frac{N_h}{n_h} \cdot \sum_{i=1}^{n_h} y_{hi}, \quad \hat{V}(\hat{t}) = \sum_{h=1}^H \frac{N_h^2}{n_h} \cdot \left(1 - \frac{n_h}{N_h}\right) \cdot \frac{1}{n_h - 1} \cdot \left[\sum_{i=1}^{n_h} y_{hi}^2 - \frac{(\sum_{i=1}^{n_h} y_{hi})^2}{n_h} \right] \quad (9)$$

где: H представља број стратума у оквиру; N_h и n_h означавају број јединица у оквиру и узорку, и y_{hi} вредност обележја јединице i из стратума h . Формуле (9) користе се за периоде 0 и 1.

3. Оцењивање временске корелације/коваријансе када су узорци координирани уз помоћ перманентних случајних бројева

Према формули (8), проблем оцењивања грешке индекса позитивно координираних узорка своди се на оцењивање коефицијента корелације између оцена тотала. Коефицијент корелације може да се оцени на основу заједничког дела узорка и стратификације за период 1, на пример. Међутим, ова оцена прецењује праву вредност корелације јер приликом њеног израчунавања нису узети у обзир подаци јединица узорка које не припадају њиховом пресеку. Због тога је потребно да се ова оцена корелације коригује фактором који представља релативну величину заједничког дела узорка.

У даљем тексту користе се следеће ознаке, а односе се на ниво домена од интереса:

Узорак, стратификација и домен од интереса за период 0	
Ознака	Објашњење
N_0	Број јединица у оквиру за избор узорка
n_0	Обим узорка
n_{0a}	Број заједничких јединица узорка периода 0 и периода 1
$\hat{N}_0, \hat{N}_{0a}$	Оцена броја јединица оквира за избор узорка: за период 0; заједничког дела оквира периода 0 и 1

$\hat{t}_0, \hat{t}_{0a}, \hat{t}_{0b}$	Оцена тотала: за јединице оквира периода 0; за јединице заједничког дела оквира периода 0 и 1; за јединице дела оквира периода 0 које нису у оквиру за период 1
$\hat{V}(\hat{t}_0), \hat{V}(\hat{t}_{0a}), \hat{V}(\hat{t}_{0b})$	Оцене варијанси $\hat{t}_0, \hat{t}_{0a}, \hat{t}_{0b}$
Узорак, стратификација и домен од интереса за период 1	
Ознака	Објашњење
N_1	Број јединица у оквиру за избор узорка
n_1	Обим узорка
n_{1a}	Број заједничких јединица узорака периода 0 и периода 1. У случају да заједничке јединице узорака нису промениле домен, од једног до другог периода, онда је $n_{0a} = n_{1a} = n_c$.
$\hat{N}_1, \hat{N}_{1a}$	Оцена броја јединица оквира за избор узорка: за период 1; заједничког дела оквира периода 0 и 1
$\hat{t}_1, \hat{t}_{1a}, \hat{t}_{1b}$	Оцена тотала: за јединице оквира периода 1; за јединице заједничког дела оквира периода 0 и 1; за јединице дела оквира периода 1 које нису у оквиру за период 0
$\hat{V}(\hat{t}_1), \hat{V}(\hat{t}_{1a}), \hat{V}(\hat{t}_{1b})$	Оцене варијанси $\hat{t}_1, \hat{t}_{1a}, \hat{t}_{1b}$
Заједнички део узорака периода 0 и периода 1, са стратификацијом и доменом од интереса као за период 1	
Ознака	Објашњење
$\hat{t}_{0c}, \hat{t}_{1c}, \hat{t}_{0c} + \hat{t}_{1c}$	Оцене тотала
$\hat{V}(\hat{t}_{0c}), \hat{V}(\hat{t}_{1c}), \hat{V}(\hat{t}_{0c} + \hat{t}_{1c})$	Оцене варијанси $\hat{t}_{0c}, \hat{t}_{1c}, \hat{t}_{0c} + \hat{t}_{1c}$
Унија узорака периода 0 и 1; за јединице заједничког дела узорака домен од интереса је као за период 1; за остале јединице домен зависи од тога ком узорку јединица припада	
Ознака	Објашњење
n_{01}	Број јединица у унији узорака периода 0 и периода 1

A. Lindblom i S. Berg су предложили следеће факторе за корекцију оцене корелације тотала на основу заједничког дела узорака:

- 1) Корективни фактор на бази оцена варијанси

$$c_1 = \frac{1}{2} \left(\frac{\hat{V}(\hat{t}_{0a})}{\hat{V}(\hat{t}_{0a}) + \hat{V}(\hat{t}_{0b})} + \frac{\hat{V}(\hat{t}_{1a})}{\hat{V}(\hat{t}_{1a}) + \hat{V}(\hat{t}_{1b})} \right) \quad (M1)$$

- 2) Корективни фактор на бази обима узорака

$$c_2 = \frac{1}{2} \left(\frac{n_{0a}}{n_0} + \frac{n_{1a}}{n_1} \right) \quad (M2)$$

- 3) Корективни фактор на бази оцена броја јединица у оквиру за избор узорка за период 0 и период 1

$$c_3 = \frac{1}{2} \left(\frac{\hat{N}_{0a}}{\hat{N}_0} + \frac{\hat{N}_{1a}}{\hat{N}_1} \right) \quad (M3)$$

Фактори за корекцију оцене корелације тотала на основу заједничког дела узорака које су предложили запослени у РЗС-у:

- 4) Корективни фактор на бази броја јединица које су узорку у оба периода и броја јединица у унији узорака (предлог О. Меловски Трпицац)

$$c_4 = \frac{n_{1a}}{n_{01}} \quad (M4)$$

- 5) Корективни фактор на бази броја јединица које су узорку у оба периода и суме јединица у оба узорака (предлог О. Меловски Трпицац)

$$c_5 = \frac{2 \cdot n_{1a}}{n_0 + n_1} \quad (M5)$$

М. Огризовић Брашанац је предложила да се за оцену корелације тотала координираних узорака користи непондерисана оцена корелације тотала која је израчуната на основу заједничког дела узорака на нивоу домена периода 1, без додатних корекција. Овај метод је означен са М6.

Оцена коефицијента корелације дефинисана је као производ корективног фактора и оцене корелације на основу заједничког дела узорака

$$\hat{\rho}_m(\hat{t}_0, \hat{t}_1) = c_m \cdot \hat{\rho}(\hat{t}_{0c}, \hat{t}_{1c}), \quad c_m = 1, \dots, 5 \quad (10)$$

Оцена $\hat{\rho}(\hat{t}_{0c}, \hat{t}_{1c})$ израчунава се користећи релацију

$$\hat{V}(\hat{t}_{0c} + \hat{t}_{1c}) = \hat{V}(\hat{t}_{0c}) + \hat{V}(\hat{t}_{1c}) + 2 \cdot \hat{\rho}(\hat{t}_{0c}, \hat{t}_{1c}) \cdot \sqrt{\hat{V}(\hat{t}_{0c}) \cdot \hat{V}(\hat{t}_{1c})} \quad (11)$$

као

$$\hat{\rho}(\hat{t}_{0c}, \hat{t}_{1c}) = \frac{\hat{V}(\hat{t}_{0c} + \hat{t}_{1c}) - \hat{V}(\hat{t}_{0c}) - \hat{V}(\hat{t}_{1c})}{2 \cdot \sqrt{\hat{V}(\hat{t}_{0c}) \cdot \hat{V}(\hat{t}_{1c})}} \quad (12)$$

Нека је $\rho_6(\hat{t}_0, \hat{t}_1)$ непондерисана оцена корелације тотала на основу заједничког дела узорака (метод М6).

Оцене $\hat{V}_m(\hat{r})$ и $sde_m = \sqrt{\hat{V}_m(\hat{r})}$, варијансе и стандардне грешке, одређују се заменом у формулу (8), оцена $\hat{\rho}_m(\hat{t}_0, \hat{t}_1)$, $\hat{t}_0$, $\hat{t}_1$, $\hat{V}(\hat{t}_0)$ и $\hat{V}(\hat{t}_1)$.

4. Другачији приступ оцењивању прецизности индекса

Другачији приступ оцењивању грешке индекса од претходног инспирисан је формулама (3)–(6), које се односе на коефицијент варијације оцене количника. Под претпоставком позитивне корелације оцена тотала координираних узорака, оцена коефицијента варијације може да се изрази на следећи начин:

$$\widehat{CV}_7(\hat{r}) = \alpha |\widehat{CV}(\hat{t}_0) - \widehat{CV}(\hat{t}_1)| + (1 - \alpha) \sqrt{\widehat{CV}^2(\hat{t}_0) + \widehat{CV}^2(\hat{t}_1)} \quad (M7)$$

где је $0 \leq \alpha \leq 1$, при чему би параметар α требало одредити тако да буде пропорционалан корелацији. Под условом да се α одреди на адекватан начин, формула (M7) обезбеђује оцену грешке без израчунавања оцене корелације на заједничком делу узорака периода 0 и 1.

Користећи формулу (M7) и формулу (3) са оценама уместо вредности параметара, оцена коефицијента корелације тотала је

$$\hat{\rho}_7(\hat{t}_0, \hat{t}_1) = \frac{\widehat{CV}^2(\hat{t}_0) + \widehat{CV}^2(\hat{t}_1) - \widehat{CV}_7^2(\hat{r})}{2 \cdot \widehat{CV}(\hat{t}_0) \cdot \widehat{CV}(\hat{t}_1)} \quad (12)$$

Оцена стандардне грешке лако се израчунава као $sde_7 = \widehat{CV}_7(\hat{r}) \cdot \hat{r}$.

5. Метод симулација

Да би се поредиле варијансе или коефицијенти варијације индекса који су израчунати са једним од предложених метода, довољно је поредити одговарајуће корелације оцена тотала два сукцесивна узорка (види формуле (2) и (3)).

Поређење је извршено поступком симулација. Избор узорака и израчунавање оцена поновљени су K пута. За сваки од седам предложених метода израчуната је просечна вредност оцене корелације на основу свих K парова координираних узорака. Уједно, симулације су искоришћене за израчунавање референтне вредности за корелацију – апроксимативне вредности праве корелације оцене тотала.

У даљем тексту детаљније је описан поступак симулација.

У свакој од K симулација (K је укупан број симулација) понавља се процес избора координираних узорака, један из оквира за избор узорка периода 0, други из оквира за избор узорка периода 1:

- свакој јединици оквира за избор узорка периода 0 додељује се перманентни случајни број униформне расподеле на интервалу $(0,1)$;
- за јединице оквира периода 1 које су биле у оквиру периода 0 преузимају се одговарајући перманентни случајни бројеви периода 0, док се за нове јединице генеришу перманентни случајни бројеви;
- јединице оквира за избор узорка периода 1 деле се на случајан начин у пет ротационих група, исте ии приближно једнаке величине;
- перманентни случајни бројеви јединица прве ротационе групе оквира за избор узорка периода 1, које су биле и у оквиру за избор узорка периода 0, померају се (ротирају) за 0,1;
- избор узорка спроводи се по секвенцијалној шеми избора тако што се јединице оквира за избор узорка сортирају у растући низ по перманентним случајним бројевима. Из стратума h бира се првих n_h јединица, где је n_h обим узорка $h=1, \dots, H$. Поступак се спроводи за период 0 и 1.

По овом поступку бирају се координирани случајни узорци за истраживања пословних статистика у РСЗ-у.

У свакој од K симулација (K довољно велико, $K=10\,000$) оцењују се тотали за период 0 и период 1, $\hat{t}_{0k}$ и $\hat{t}_{1k}$. Варијанса оцена тотала и њихова коваријанса апроксимирају се на основу симулација на следећи начин:

$$V(\hat{t}_0) \approx V_{sim}(\hat{t}_0) = \frac{1}{K-1} \sum_{k=1}^K (\hat{t}_{0k} - \hat{t}_{0sim})^2 \quad (S1)$$

$$V(\hat{t}_1) \approx \hat{V}_{sim}(\hat{t}_1) = \frac{1}{K-1} \sum_{k=1}^K (\hat{t}_{1k} - \hat{t}_{1sim})^2 \quad (S2)$$

$$C(\hat{t}_0, \hat{t}_1) \approx C_{sim}(\hat{t}_0, \hat{t}_1) = \frac{1}{K-1} \sum_{k=1}^K (\hat{t}_{0k} - \hat{t}_{0sim}) \cdot (\hat{t}_{1k} - \hat{t}_{1sim}) \quad (S3)$$

где је

$$\hat{t}_{0sim} = \frac{1}{K} \sum_{k=1}^K \hat{t}_{0k} \quad (S4)$$

и

$$\hat{t}_{1sim} = \frac{1}{K} \sum_{k=1}^K \hat{t}_{1k} \quad (S5)$$

Користећи се релацијама (S1)–(S3), **апроксимативна вредност праве корелације оцена тотала** на основу симулација је

$$\rho(\hat{t}_0, \hat{t}_1) \approx \rho_{sim}(\hat{t}_0, \hat{t}_1) = \frac{C_{sim}(\hat{t}_0, \hat{t}_1)}{\sqrt{V_{sim}(\hat{t}_0) \cdot V_{sim}(\hat{t}_1)}} \quad (S6)$$

Када би било могуће да се путем симулација генеришу сви могући парови координираних узорака, права вредност корелације била би изражена формулом (S6).

Број од 10 000 понављања био је довољан за конвергенцију апроксимативних вредности које су израчунате на бази симулација (оцене су упоређене након 1 000, 2 000, ..., 10 000 итерација).

Апроксимативна вредност праве корелације (S6) може да се користи као референтна вредност приликом поређења оцена корелације које су израчунате једним од метода M1–M7. Приликом поређења оцена треба имати у виду:

- Очекивана вредност оцене корелације треба да буде блиска вредности (S6).
- Ако је очекивана вредност оцене већа од (S6), онда одговарајућа оцена варијансе потцењује варијансу индекса.
- Ако је очекивана вредност оцене корелације мања од (S6), онда одговарајућа оцена варијансе прецењује варијансу индекса.
- Сигурнији смо када је очекивана вредност оцене корелације нижа од праве вредности (пристрасност негативна) тако да је оцена грешке индекса конзервативна (пристрасност позитивна).
- Међу оценама чије се очекиване вредности не разликују треба изабрати ону која има мању средње квадратну грешку.

Ако се $\rho_{sim}(\hat{t}_0, \hat{t}_1)$ означити са *true*, и ако је $\hat{\rho}_{mk}(\hat{t}_0, \hat{t}_1)$ оцена корелације која је у *k* – тој симулацији израчуната поступком *m* (*m* = 1, ..., 7), онда су очекивана вредност (просечна вредност) и пристрасност оцене за метод *m*:

$$\rho_m(\hat{t}_0, \hat{t}_1) \approx \frac{1}{K} \sum_{k=1}^K \hat{\rho}_{mk}(\hat{t}_0, \hat{t}_1) \quad (13)$$

$$B_m(\hat{\rho}_m(\hat{t}_0, \hat{t}_1)) \approx \rho_m(\hat{t}_0, \hat{t}_1) - true \quad (14)$$

Средња квадратна грешка за метод *m* је

$$MSE_m(\hat{\rho}_m(\hat{t}_0, \hat{t}_1)) \approx \frac{1}{K} \sum_{k=1}^K (\hat{\rho}_{mk}(\hat{t}_0, \hat{t}_1) - true)^2 \quad (15)$$

6. Квартално структурно истраживање о пословању привредних друштава

Основни циљ Кварталног структурног истраживања о пословању привредних друштава (СБС03) јесте да се добију подаци о кварталној динамици финансијског пословања привредних друштава, као и о променама у структури економских активности у области нефинансијске пословне економије.

Финансијско пословање привредних друштава базира се на подацима о пословним приходима, пословним расходима, залихама и инвестицијама у материјална основна средства. У оквиру пословних прихода прикупљају се подаци о приходима од продаје робе, производа и услуга који, у ствари, представљају остварени промет.

Подаци који се обезбеђују овим истраживањем користе се, пре свега, за обрачун кварталних макроекономских агрегата. Осим тога, ови подаци се користе и за следеће сврхе: текуће праћење и

проучавање кретања у нефинансијској пословној економији; текућа анализа ефеката мера економске политике у области нефинансијске пословне економије; проучавање развоја и структурних промена у нефинансијској пословној економији, посебно у области пословних услуга, као и испуњавање обавеза према међународним организацијама у делу краткорочних показатеља о промету пословних услуга.

Квартално структурно истраживање обухвата све пословне субјекте који су ангажовани у производњи и продаји добара и услуга за тржиште, тј. оних субјеката који су по претежној делатности сврстани у нефинансијску пословну економију Класификације делатности (сектори А–S, изузев сектора К и О). Предузеће је статистичка и извештајна јединица.

У даљем тексту укратко је описан план узорка и поступак оцењивања СБС03 истраживања који се односе и на 2014. и 2015. годину.

Оквир за избор узорка конструише се на основу СПР-а, са стањем од 31. децембра године $t - 1$, где је t текућа година. Чини га списак података активних предузећа која су предала завршни рачун за годину $t - 2$. Промет и број запослених су кључна помоћна обележја предузећа чије се вредности преузимају из завршних рачуна. Оквир за избор узорака обухвата бар 95% промета предузећа на нивоу области делатности КД.

У 2014. години оквир за избор узорака садржао је податке за 27 000 предузећа, а у 2015. години за 28 000 предузећа.

Оквир за избор узорка стратификује се према КД, броју запослених и промету.

Стратификација према КД је на области 01–82 и четири сектора: Р, Q, R и S (укупно 74 стратума).

Стратификација према броју запослених извршена је у две класе:

- мање од 50 запослених и
- 50 и више запослених.

Даља стратификација јединица оквира извршена је према вредности промета:

- предузећа са мањим прометом, од којих се бира узорак, и
- предузећа са већим прометом, која се пописују.

По препоруци радне групе за рад на интегрисаној бази регионалних података (РЕГИО), Нафтна индустрија Србије (НИС) дели се на девет делова различите економске активности. Делови НИС-а се разврставају у посебне пописне стратуме, према области делатности КД и броју запослених.

Коначна стратификација се дефинише укрштањем стратума економске делатности са класама према броју запослених и промету. Укупно има око 270 стратума, од којих је скоро половина пописних (осам пописних стратума резервисано је за делове НИС-а).

Алокација узорка по стратумима спроводи се *Bethel* алгоритмом (Bethel, 1989). Планиране грешке за оцену тотала помоћних обележја (промет и број запослених), по доменима за 2014. и 2015. годину, приказане су у табели 1.

Табела 1. Планиране грешке за оцену тотала помоћних обележја, по доменима за 2014. и 2015. годину

Домен	Број домена	Коефицијент варијације (%)	
		за промет	за број запослених
Области 01–82 и сектори Р, Q, R и S делатности из домена СБС03	74	10	11,5
Сектори делатности А–S (из обухвата истраживања)	17	9	9,5
Спојени сектори – макро сектори, као за квартално саопштење и радни документ: А; В–F; G; H; I; J; L–N, P–S	7	8	8

Под овим условима, алоцирани су узорци од око 2 800 јединица (укључујући девет делова НИС-а). Око 50% јединица у оба узорка чиниле су пописне јединице.

Као што је описано у уводном делу овог документа, прост случајан узорак бира се према секвенционалној шеми избора. Избор узорка је од тачке 0,25.

Подаци СБС03 истраживања прикупљају се путем поште и веб-упитником. Уколико се извештајна јединица не одазове, са њом се контактира путем телефона или мејлом. Прикупљени подаци се темељно контролишу. У случају несагласности или озбиљних грешака које не могу да се реше аутоматски или од стране статистичара, контактира се са предузећем како би се обезбедили тачни подаци.

У случају неодговора, подаци се импутирају за око 20 великих предузећа. Приликом израчунавања претходних резултата за импутацију недостајућих података користе се подаци о приказаном промету из базе података Пореске управе – подаци из пореске пријаве о порезу на додату вредност (образац ПППДВ) текућег квартала, док се приликом израде коначних података користе завршни рачуни одговарајуће године. Такође су од помоћи расположиви подаци јединица узорка СБС03 истраживања које су одговориле у текућем и претходним кварталима и завршни рачуни претходних година.

Основне карактеристике поступка оцењивања који се користи у СБС03 истраживању су:

- *Horvitz-Thompson* оцене тотала и њихове стандардне грешке израчунавају се по стандардном поступку за стратификован прост случајан узорак. Узорачки пондер коригује се за неодговор јединица. Осим тога, јединице са изузетно великим пондерисаним вредностима за промет (око 15 јединица) издвајају се у посебне стратуме и при томе се коригују пондери преосталих јединица првобитних стратума.
- Током године прате се трансформације пописних јединица (интеграција, дезинтеграција и сл.). Подаци јединица из свих квартала, које учествују у трансформацијама, усклађују се са стањем у 4. кварталу. Ови подаци се користе за израчунавање коначних оцена. Усклађени подаци за 2014. и 2015. (период 0 и период 1) коришћени су и у спроведеним симулацијама.
- Промене делатности које су регистроване приликом прикупљања података користе се за доменско оцењивање.
- Оцена ланчаног индекса (текући квартал / претходни квартал), као и годишњег индекса (текући квартал / исти квартал претходне године) једноставно се израчунава као количник одговарајућих оцена тотала.
- За оцену стандардне грешке индекса користи се Тејлорова линеаризација количника.
- Стандардна грешка ланчаног индекса, који се израчунава на основу оцена тотала исте године, оцењује се коришћењем заједничког дела реализованих узорака оба квартала.
- Стандардна грешка индекса који се израчунава на основу оцена тотала узастопних година оцењује се на основу оцена тотала, њихових варијанси и њихове корелације која се израчунава на основу јединица заједничког дела реализованих узорака оба периода (са стратификацијом из текуће године). Ова оцена корелације се коригује фактором чији је адекватан избор предмет овог рада.

7. Резултати симулација

У спроведеним симулацијама коришћени су оквири за избор узорака Кварталног структурног истраживања о пословању привредних друштава (СБС03) за 2014. и 2015. годину. Јединицама ових оквира придружени су подаци о промету и броју запослених из завршних рачуна за 2014. односно 2015. годину, уколико су постојали. Ако је за неку јединицу недостајао податак о промету, у оквиру за годину 2014. или 2015, он је импутиран према следећој формули:

$$y_{j,t,imp} = y_{t-2} \cdot \frac{\sum_i y_{i,t}}{\sum_i y_{i,t-2}} \quad (16)$$

где је $y_{j,t,imp}$ импутирана вредност промета за јединицу j и годину t . По конструкцији, све јединице оквира имају вредност промета y_{t-2} за годину $t - 2$. Количник на десној страни формуле (16) прво се израчунава за све јединице i које имају вредност промета у години t ($t = 2014, 2015$) и припадају истој групи делатности којој припада јединица којој треба импутирати вредност. Ако таквих једница има бар 5, вредност се импутира; у супротном, количник формуле (16) израчунава се за виши ниво КД. У зависности од броја јединица са познатим прометом за годину t , импутација се спроводи или не. Коначно, ако ни на нивоу области делатности нема бар пет једница са податком о промету, суме се израчунавају на нивоу сектора и спроводи се импутација.

Претпостављамо да резултати и закључци добијени на основу симулација о оцењивању корелације могу да се примене за оцењивање прецизности годишњег индекса пословних прихода, промета и пословних расхода СБС03 истраживања.

Табела 2 садржи основне карактеристике оквира и узорка за 2014. и 2015. годину. Она такође садржи просечан број јединица у заједничком делу узорка и у унији узорка који су израчунати на основу симулација. Ови резултати дати су по доменима оцењивања, секторима и агрегираним секторима КД. За јединице заједничког дела узорка, домени су дефинисани према делатности из 2015, а за остале јединице према делатности из одговарајуће године.

Табела 2. Основне карактеристике оквира за избор узорка и узорка, за 2014. и 2015. годину, просечан број јединица у заједничком делу узорка и у њиховој унији, из симулација

	Број јединица				Просечан број јединица из 10 000 симулација	
	оквир 2014.	оквир 2015.	узорак 2014.	узорак 2015.	заједнички део узорка	унија узорка
Укупно	27351	28245	2797	2836	2015	3618
Пољопривреда, шумарство и рибарство	1096	1096	116	118	84	151
Индустрија и грађевинарство ²	8805	8691	1110	1137	841	1405
Услуге	17450	18458	1575	1583	1091	2061
Трговина	7326	7926	293	294	205	375
Саобраћај и складиштење	15195	1530	106	100	81	125
Услуге смештаја и исхране	926	1054	104	116	69	150
Информисање и комуникације	1366	1383	207	200	147	262
Остале услуге ³	6313	6565	866	874	589	1150

Табеле 3, 4 и 5 садрже резултате 10 000 симулација за апроксимативну вредност праве корелације; просечну вредност оцено корелације, њену пристрасност и средње квадратну грешку, за сваки од предложених метода по секторима или груписаним секторима.

² Обухвата секторе: Рударство; Прерађивачка индустрија; Снабдевање електричном енергијом, гасом и паром; Снабдевање водом и управљање отпадним водама и Грађевинарство.

³ Обухвата секторе: Пословање некретностима; Стручне, научне, иновационе и техничке делатности; Административне и помоћне услужне делатности; Образовање; Здравствена и социјална заштита; Уметност, забава и рекреација и Остале услужне делатности.

Табела 3. Апроксимативна вредност праве корелације и просечна вредност оцено корелације

	Апрок. права корелација	Просечна вредност оцено корелације из симулација, по методи							
		заједнички део узорака	M1	M2	M3	M4	M5	M6	M7
Укупно	0,463	0,922	0,632	0,659	0,563	0,513	0,659	0,582	0,422
Пољопривреда, шумарство и рибарство	0,548	0,896	0,631	0,637	0,601	0,496	0,641	0,985	0,442
Индустрија и грађевинарство ²	0,371	0,949	0,664	0,710	0,587	0,568	0,711	0,585	0,415
Услуге	0,474	0,915	0,620	0,633	0,551	0,484	0,632	0,570	0,411
Трговина	0,472	0,920	0,623	0,653	0,552	0,504	0,647	0,540	0,425
Саобраћај и складиштење	0,540	0,956	0,648	0,755	0,601	0,624	0,754	0,989	0,494
Услуге смештаја и исхране	0,295	0,847	0,567	0,537	0,469	0,390	0,531	0,994	0,357
Информисање и комуникације	0,459	0,886	0,613	0,636	0,556	0,497	0,639	0,996	0,431
Остале услуге ³	0,301	0,622	0,454	0,421	0,373	0,318	0,421	0,075	0,359

Табела 4. Пристрасност оцено корелације

	Пристрасност оцено корелације, оцењена на основу симулација, по методи							
	заједнички део узорака	M1	M2	M3	M4	M5	M6	M7
Укупно	0,459	0,169	0,197	0,100	0,050	0,197	0,119	-0,041
Пољопривреда, шумарство и рибарство	0,348	0,082	0,088	0,053	-0,052	0,093	0,437	-0,106
Индустрија и грађевинарство ²	0,578	0,293	0,339	0,216	0,197	0,340	0,214	0,044
Услуге	0,441	0,146	0,160	0,077	0,010	0,159	0,097	-0,062
Трговина	0,448	0,151	0,180	0,080	0,031	0,174	0,067	-0,047
Саобраћај и складиштење	0,415	0,108	0,215	0,060	0,084	0,214	0,448	-0,047
Услуге смештаја и исхране	0,552	0,272	0,242	0,174	0,095	0,236	0,699	0,062
Информисање и комуникације	0,428	0,154	0,178	0,098	0,039	0,180	0,537	-0,028
Остале услуге ³	0,321	0,153	0,120	0,072	0,017	0,120	-0,226	0,058

Табела 5. Средње квадратна грешка оцено корелације

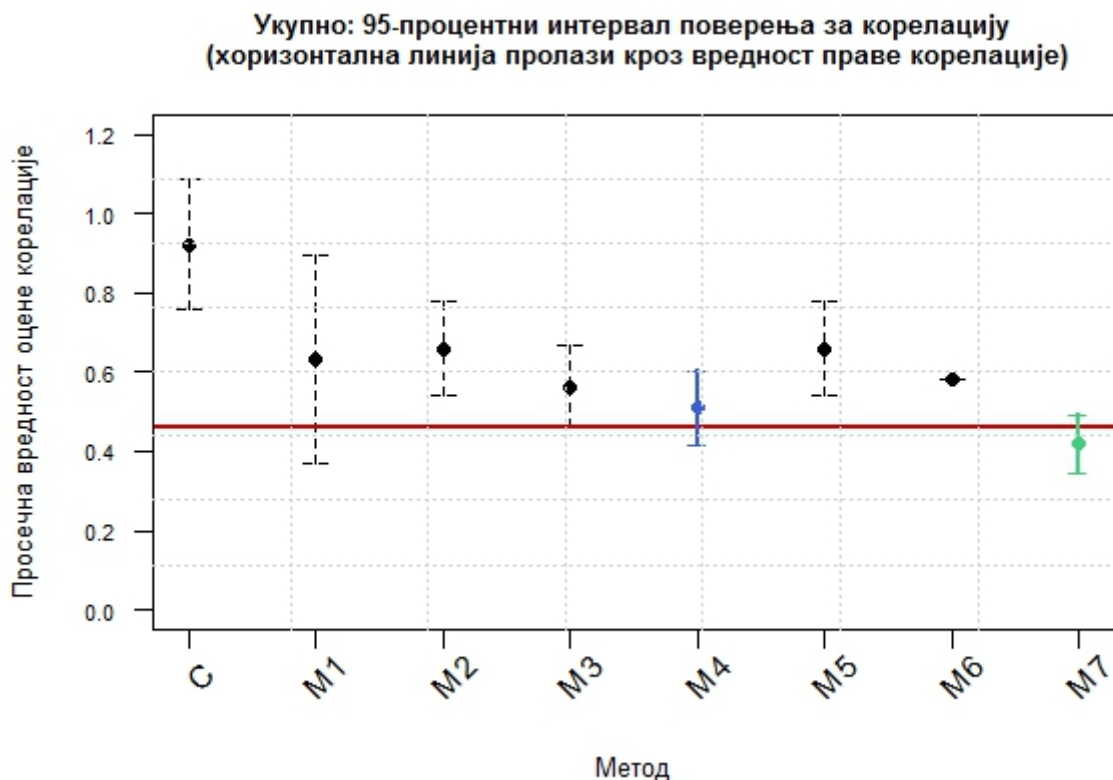
	Средње квадратна грешка оцено корелације, оцењена на основу симулација, по методи							
	заједнички део узорака	M1	M2	M3	M4	M5	M6	M7
Укупно	0,217	0,047	0,042	0,013	0,005	0,042	0,014	0,003
Пољопривреда, шумарство и рибарство	0,125	0,025	0,011	0,007	0,005	0,011	0,191	0,012
Индустрија и грађевинарство ²	0,335	0,103	0,116	0,048	0,039	0,116	0,046	0,004
Услуге	0,205	0,046	0,030	0,010	0,003	0,030	0,009	0,005
Трговина	0,212	0,049	0,038	0,012	0,005	0,036	0,005	0,004
Саобраћај и складиштење	0,175	0,042	0,048	0,010	0,009	0,048	0,201	0,004
Услуге смештаја и исхране	0,337	0,106	0,072	0,043	0,017	0,069	0,489	0,005
Информисање и комуникације	0,193	0,045	0,037	0,015	0,005	0,038	0,288	0,002
Остале услуге ³	0,120	0,039	0,022	0,011	0,005	0,022	0,051	0,005

Из табеле 3 јасно је да оцена корелације на заједничком делу узорака позитивно пристрасна (прецењује праву вредност корелације) и да не може да се користи без претходне корекције. Непондерисана корелација јединица заједничког дела узорака такође не може да се користи – у неким доменима прецењује праву вредност корелације више и од одговарајуће пондерисане корелације.

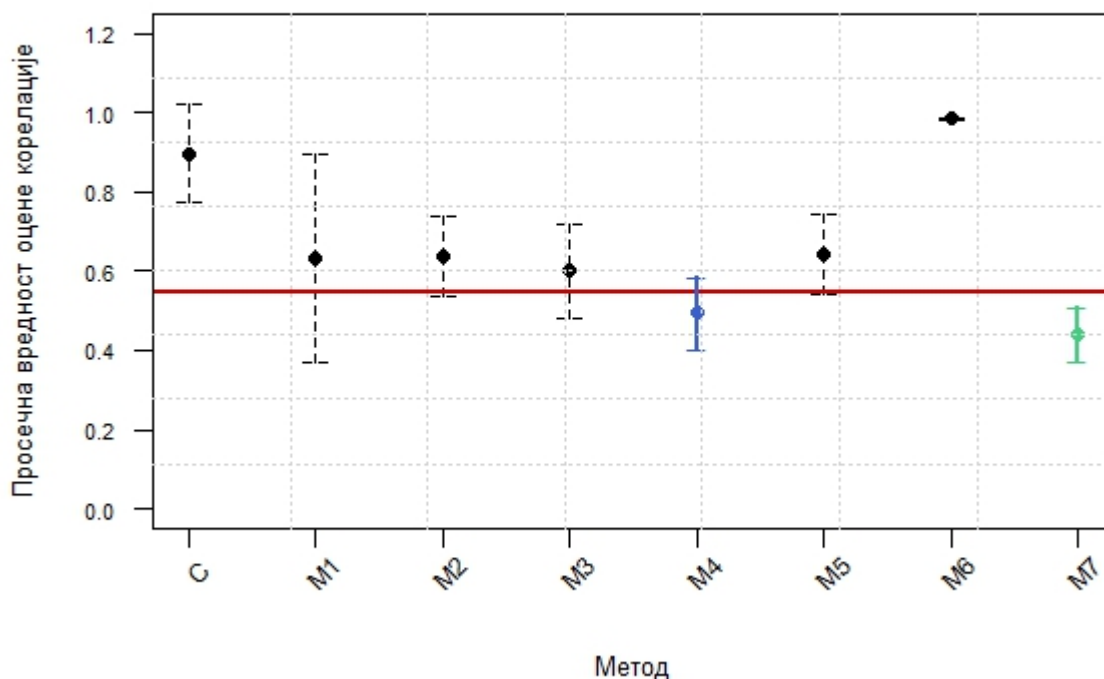
Резултати симулација за методе М1–М5, који се базирају на корекцији корелације заједничког дела узорака, показују да методе М3 и М4 надмашују остале у смислу да одговарајуће оцене имају најмању пристрасност и стандардну грешку. За нијансу бољи резултати добијени су методом М4 него методом М3. Осим тога, корективни фактор једноставно се израчунава као однос броја јединица заједничког дела узорака и броја јединици у унији узорака.

Према формули М7, коефицијент варијације индекса оцењује се као линеарна комбинација израза који зависе само од коефицијената варијације оцена тотала периода 0 и 1 (2014. и 2015. година). Параметар α дефинисан је као $\alpha = 0.5 \cdot c_4$, где је c_4 корективни фактор за метод М4. Коефицијенти варијације лако се оцењују када су израчунате оцене тотала и њихове варијансе. Ова оцена корелације је прецизна и са малом пристрасношћу, која је у већини случајева негативна. Упркос тим dobrim особинама, потребна су даља испитивања која би потврдила њену ваљаност. Параметар α изабран је путем проба и за сада недостаје права аргументација за његов избор.

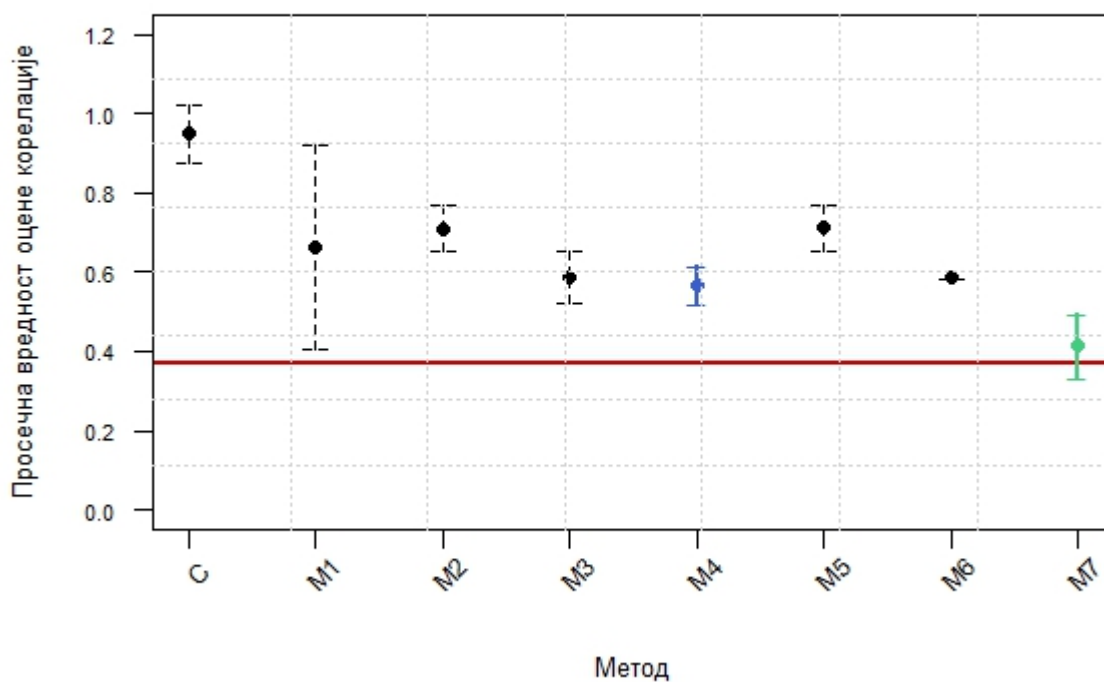
На ниже приказаним графиконима јасније се сагледавају резултати симулација о оцењивању временске корелације тотала. За методе М4 и М7, 95-процентни интервали поверења за корелацију означени су различитим бојама. На графиконима, метод „С“ означава просечну вредност корелације на основу заједничког дела узорака.



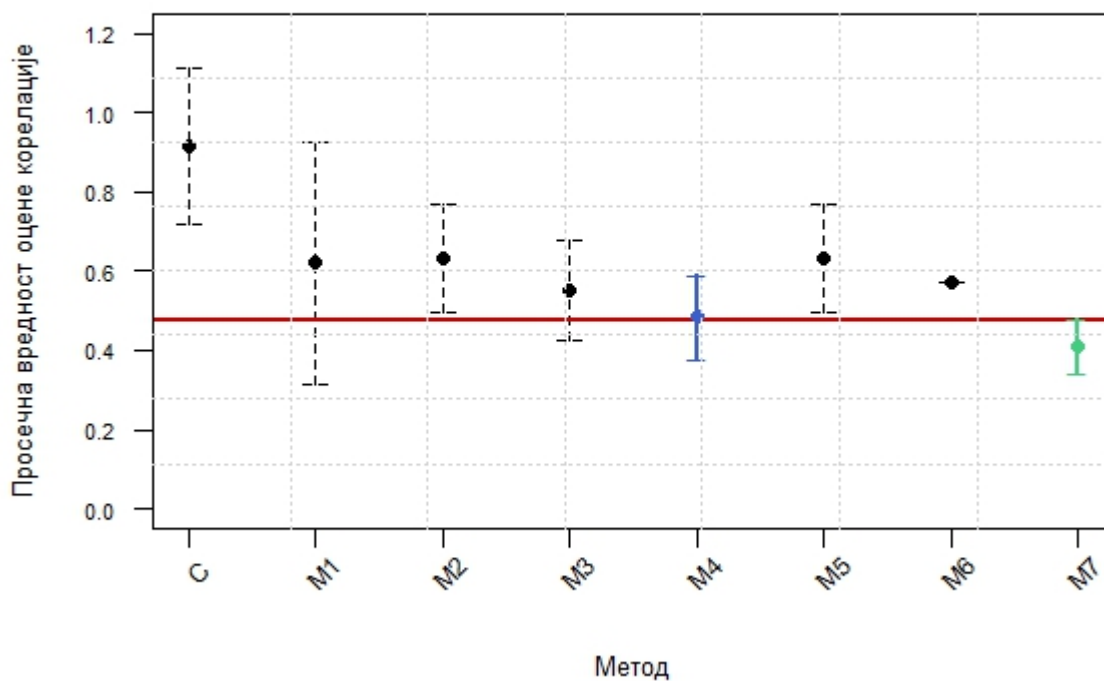
Сектор А: 95-процентни интервал поверења за корелацију
(хоризонтална линија пролази кроз вредност праве корелације)



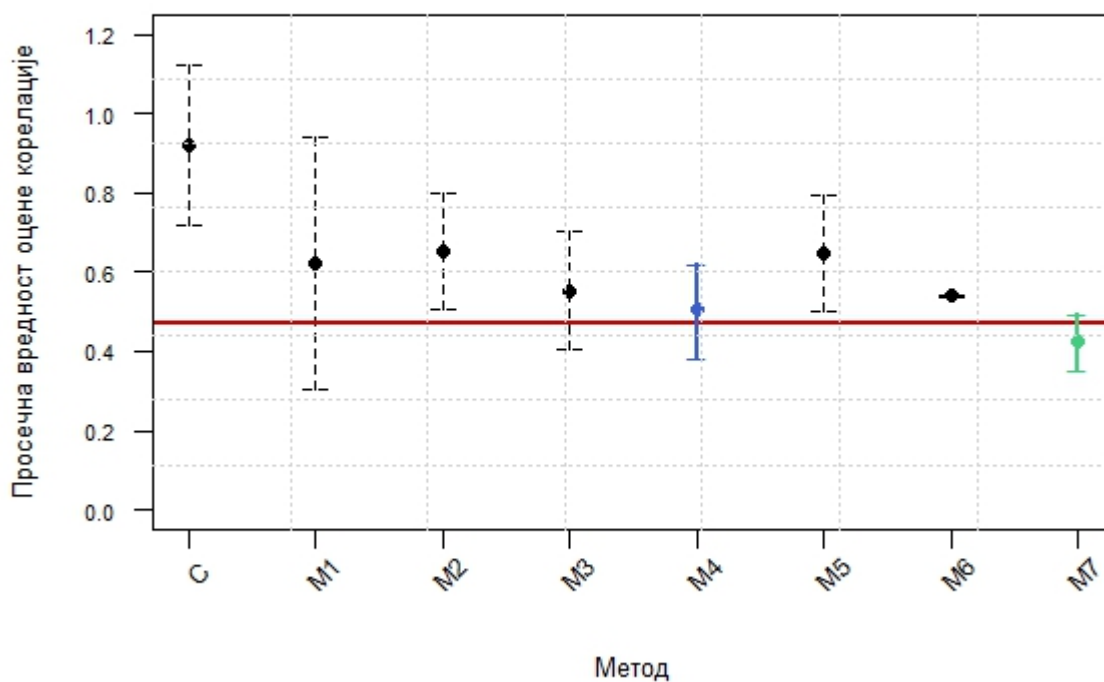
Сектори В–F: 95-процентни интервал поверења за корелацију
(хоризонтална линија пролази кроз вредност праве корелације)



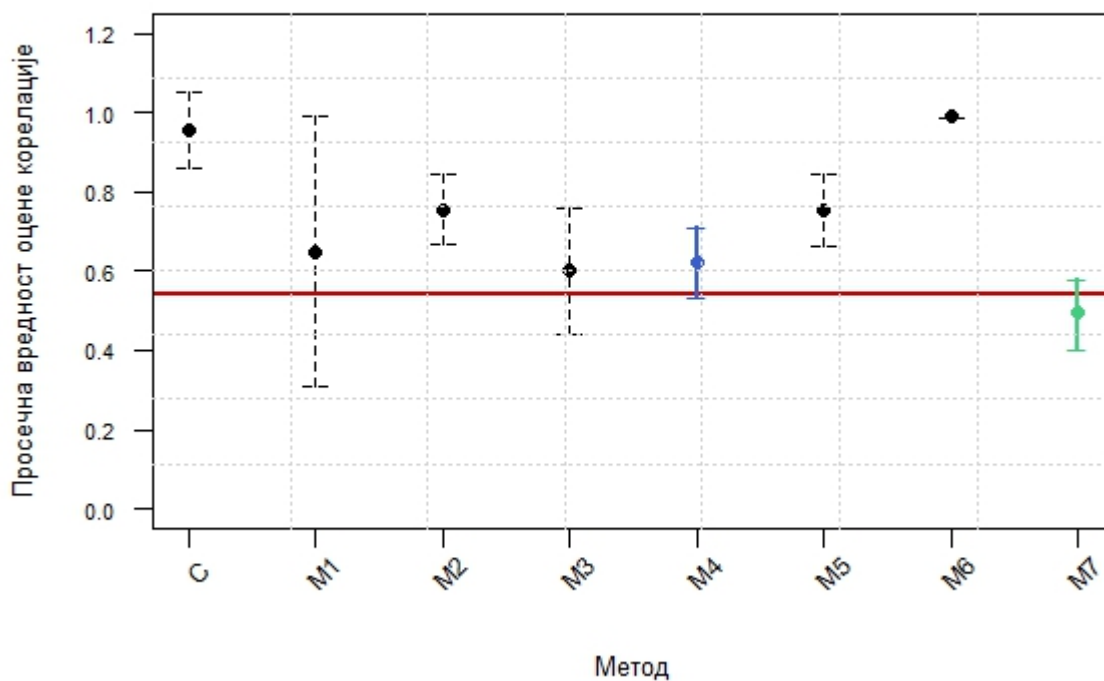
Услуге: 95-процентни интервал поверења за корелацију
(хоризонтална линија пролази кроз вредност праве корелације)



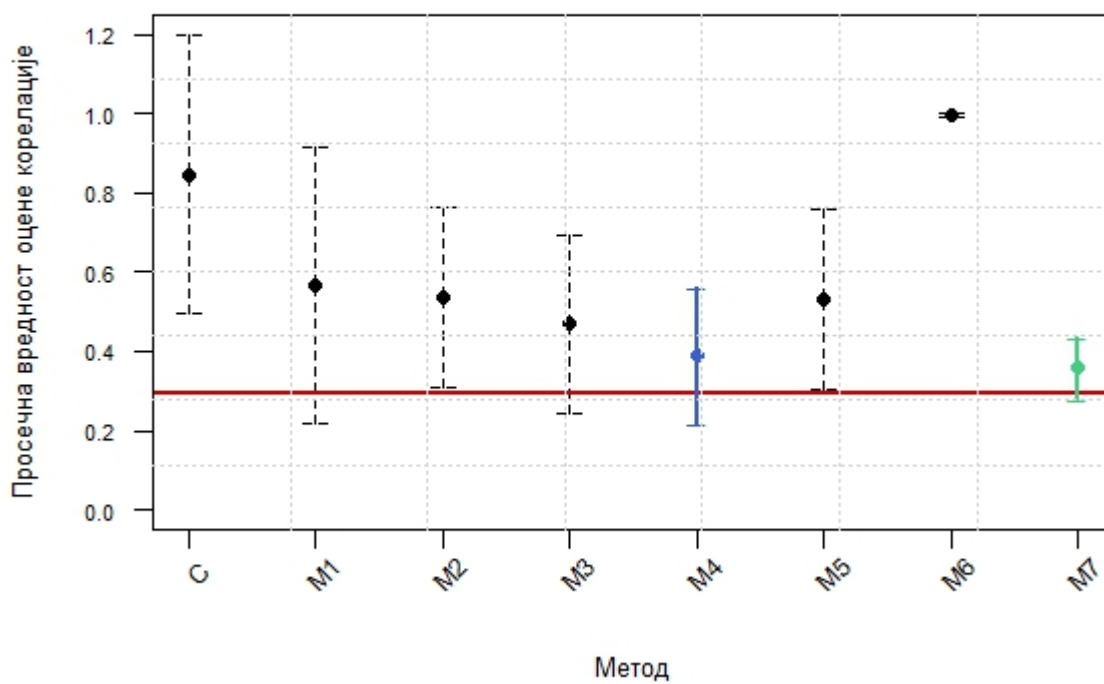
Сектор G: 95-процентни интервал поверења за корелацију
(хоризонтална линија пролази кроз вредност праве корелације)



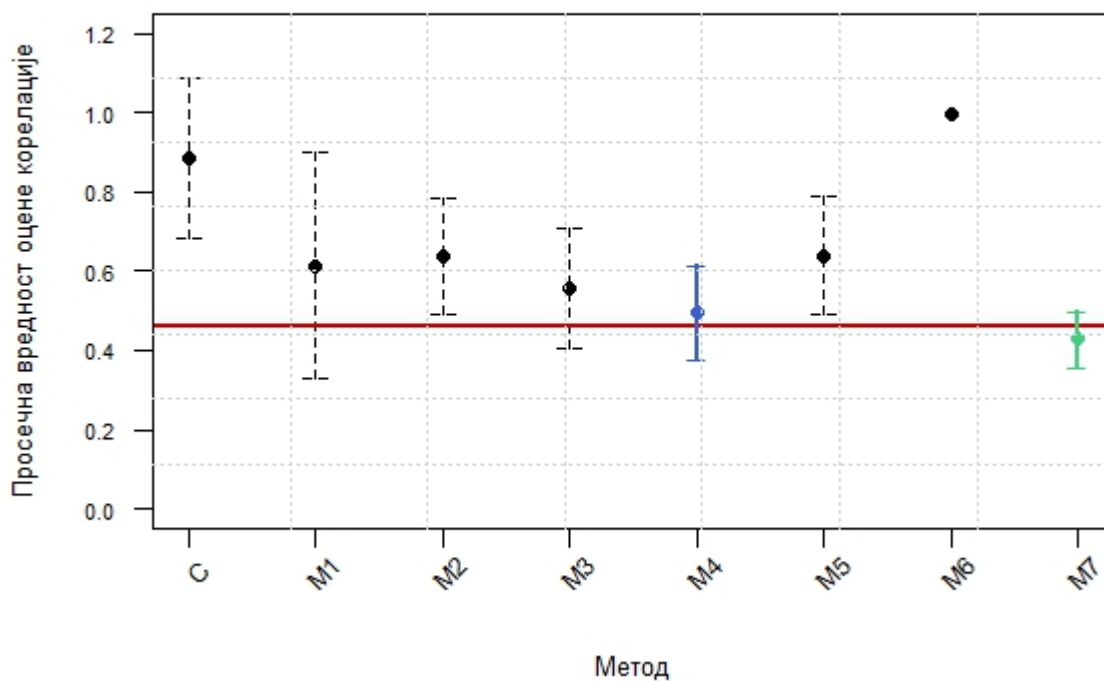
Сектор Н: 95-процентни интервал поверења за корелацију
(хоризонтална линија пролази кроз вредност праве корелације)



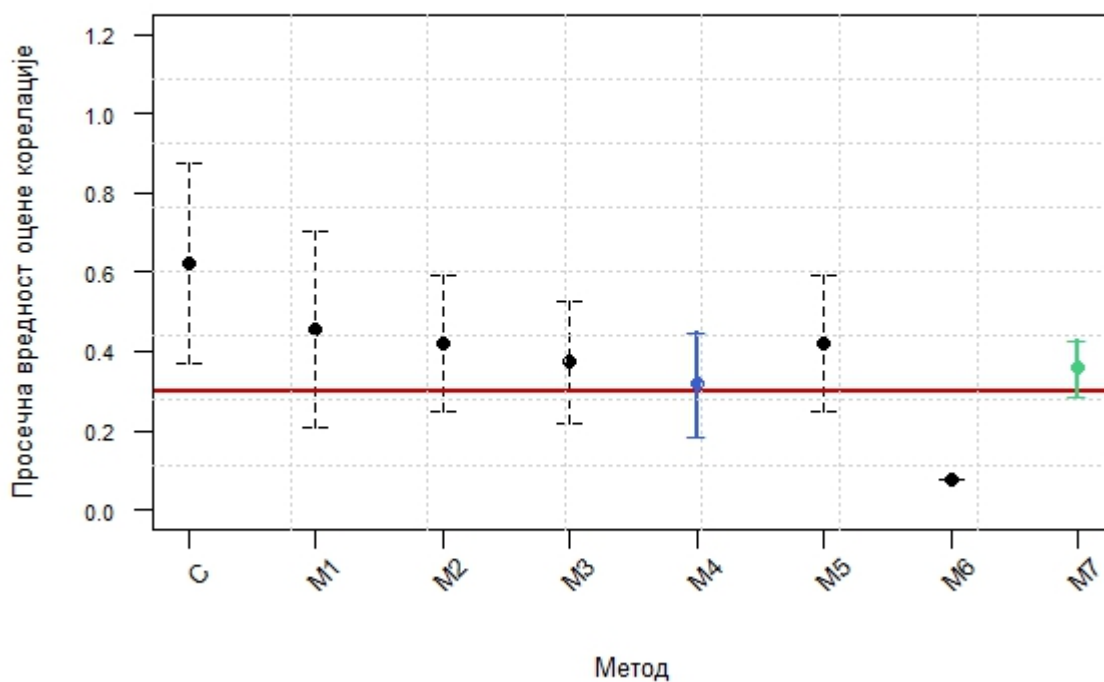
Сектор I: 95-процентни интервал поверења за корелацију
(хоризонтална линија пролази кроз вредност праве корелације)



**Сектор Ј: 95-процентни интервал поверења за корелацију
(хоризонтална линија пролази кроз вредност праве корелације)**



**Сектори L–N, P–S: 95-процентни интервал поверења за корелацију
(хоризонтална линија пролази кроз вредност праве корелације)**



8. Закључне напомене

Проблем оцењивања прецизности индекса сусреће се у свим краткорочним статистикама. Он је сложен јер се током времена мења скуп јединица који је предмет истраживања, као и због тога што је у избор узорака пословних субјеката уграђен систем координације.

Поступком симулација тражено је решење овог проблема за годишње индексе пословних прихода, промета и пословних расхода Кварталног структурног истраживања о пословању привредних друштва. Као и други узорци пословних субјеката у Републичком заводу за статистику, узастопни узорци овог истраживања координирани су уз помоћ перманентних случајних бројева и преклапају се у случајном броју јединица.

У симулацијама, коришћени су оквири за избор узорка за 2014. и 2015. годину Кварталног структурног истраживања о пословању привредних друштава, а рачунице су извршене за промет. Због тесне везе пословних прихода и расхода са прометом, метод који је прихватљив за оцењивање грешке индекса промета може да се примени и за оцењивање грешке индекса пословних прихода и расхода.

У случају када се узорци делимично преклапају, израз за варијансу укључује временску корелацију оцена тотала сукцесивних узорака. Ова корелација не може да се замени корелацијом на заједничком делу узорака јер она прецењује праву корелацију.

Идеја овог рада била је да се крене од оцене корелације на заједничком делу узорака и да се тражи корективни фактор који би иницијалну оцену смањило и пружио задовољавајућу оцену праве корелације.

Неколико фактора је предложено и понашање одговарајућих оцена корелације је испитано поступком симулација.

Метод М4, са корективним фактором који је једнак односу броја јединица у заједничком делу узорака и броја јединица у унији узорака, препоручује се за оцењивање прецизности годишњег индекса промета, пословних прихода и расхода по секторима или груписаним секторима, као што се публикује у месечном саопштењу Кварталног структурног истраживања. У поређењу са осталим предложеним методама, резултати симулација за ову оцену дали су најмању пристрасност и варијансу. Пристрасност је била позитивна и велика само за групу сектора B–F, за коју ни остали методи нису дали боље резултате.

У току рада на симулацијама јавила се идеја за другачији приступ оцењивању прецизности индекса (метод М7). Уместо да се поступак оцењивања заснива на корелацији заједничког дела узорака, оцена коефицијента корелације индекса дефинисана је као линеарна комбинација граница апроксимативне вредности коефицијента корелације (формула (6))

$$\widehat{CV}_7(\hat{r}) = \alpha |\widehat{CV}(\hat{t}_0) - \widehat{CV}(\hat{t}_1)| + (1 - \alpha) \sqrt{\widehat{CV}^2(\hat{t}_0) + \widehat{CV}^2(\hat{t}_1)}$$

где је $0 \leq \alpha \leq 1$. Овде се проблем своди на налажење адекватне вредности за параметар α . Путем проба, поступком симулација, α је изабран да буде $0.5 \cdot c_4$, где је c_4 корективни фактор метода М4. Резултати симулације за одговарајућу оцену корелације дали су најмању варијансу и малу негативну пристрасност за све домене изузев за B–F; I и L–M, P–S. У овим доменима, права вредност корелације припада интервалу поверења. Упркос добрим резултатима симулација, потребно је даље испитати овај метод пре него што би се препоручио за примену.

Било би добро да се, у време када се израчунавају коначне оцене Кварталног структурног истраживања, спроводе и симулације попут ових које су описане у овом документу. На тај начин, проверило би се колико су стабилни добијени резултати и изведени закључци. Можда би се јавиле неке нове идеје или потврдила добра својства метода М7.

Коначно, циљ овог рада био је да се систематски прикажу резултати рада на овој проблематици који се заснивају на идејама и поступку симулација који су предложили експерти Статистике Шведске А. Lindblom и S. Berg. Без њихове помоћи, овај проблем би био остављен по страни.

Литература

Berger, Y. (2004). "Variance Estimation for Measures of Change in Probability Sampling". *The Canadian Journal of Statistics*, Volume 32, Issue 4, pp. 451–467. Canada: Wiley, Statistical Society of Canada.

Bethel, J. (1989). "Sample allocation in multivariate surveys". *Survey methodology* Volume 15, No. 1, pp. 47-57. Canada: Statistic Canada.

Full, S, Lewis, D. (2004). "Estimating Sampling Errors for Movements in Business Surveys". *Seminar on economic statistics*, Session 11: Sampling and Variance Estimation II. Sweden: Statistics Sweden.

Hidiroglou, M.A. (1986). "The Construction of Self-Representing Stratum of Large Units in Survey Design". *American Statistician*, Volume 40, No. 1, pp. 27-31. United States: Taylor & Francis.

Hidiroglou, M., Sarndal, C.-E, Binder, D. (1995). "Weighting and Estimation in Business Surveys", *In Business Survey Methods*, edited by B.G. Cox, D.A. Binder, B.N. Chinnappa, A. Christianson, M. Colledge, and P.S. Scott, pp. 477–502. United States: John Wiley & Sons.

Laniel, N. (1988). "Variances for a Rotating Sample from a Changing Population." *In Proceedings of the Business and Economic Statistics Section: American Statistical Association*. pp. 246-250. United States: Government publication.

Statistics Sweden (2003) *SAMU – The System for Coordination of Frame Populations and Samples from the Business Register at Statistics Sweden*. Background Facts on Economic Statistics. Sweden: Statistics Sweden. Доступно на:

<http://www.scb.se/statistik/OV/AA9999/2003M00/X100ST0303.pdf>.

Lindblom, A. (2014). "On Precision in Estimates of Change over Time where Samples are Positively Coordinated by Permanent Random Numbers". *Journal of Official Statistics*, Volume 30, No. 4, pp. 773–785. Sweden: Statistics Sweden. Доступно на:

<http://dx.doi.org/10.2478/JOS-2014-0047> (2014).

Меловски Трпицац, О., Нинић, М., Пановић, М. (2014). *Координација узорака статистичких истраживања пословних субјеката*. Радни документ Републичког завода за статистику, бр. 89, год. L. Београд: РЗС. Доступно на

http://www.stat.gov.rs/WebSite/repository/documents/00/01/58/18/RD-89-Koordinacija_uzoraka_statistickih_istrazivanja_poslovnih_subjekata.pdf

Mission reports of the Statistics Sweden International Consulting Office:

Berg, S. and Lindblom, A. SERSTAT 2013:22;

Lindblom, A. and Berg, S. SERSTAT 2014 07;

Lindblom, A. SERSTAT 2016:05.

Nordberg, L. (2000). "On Variance Estimation for Measures of Change when Samples are Coordinated by the Use of Permanent Random Numbers". *Journal of Official Statistics*, Vol. 16. No. 4, pp.363-378. Sweden: Statistics Sweden.

Petković, Đ. (2015). "Estimation of standard error of the parameter of change using simulations". *Romanian Statistical Review* nr. 2 , pp. 90-95. Romania: National Institute of Statistics.

Särndal C.-E., Swensson B. & Wretman J. (1992). *Model Assisted Survey Sampling*. New York: Springer-Verlag.

Замаклар, Г., Меловски Трпицац, О. и Брашанац, Б. (2015). *Резултати статистичког истраживања СБС-03*. Радни документ Републичког завода за статистику, год. LI, бр. 91. Београд: РЗС. Доступно на

http://www.stat.gov.rs/WebSite/repository/documents/00/01/90/95/Rd-91-kvartalno_poslovanje_privrednih_drustava_2014.pdf

Замаклар, Г. и Меловски Трпицац, О. (2016). *Резултати статистичког истраживања СБС-03, 2015*. Радни документ Републичког завода за статистику, год. LII, бр. 97. Република Србија: РЗС. Доступно на:

http://www.stat.gov.rs/WebSite/repository/documents/00/02/30/93/RD_97_SBS03_2015_31102016.pdf

Група за дисеминацију и односе с јавношћу
Тел.: 011/24-01-284
Имејл: stat@stat.gov.rs

Библиотека
Тел.: 011/24-12-922, лок. 291
Имејл: biblioteka@stat.gov.rs

Број страна: 22
Тираж: 25

CIP - Каталогизација у публикацији
Народна библиотека Србије, Београд

311(497.11)

РАДНИ документ / Републички завод за статистику ; за издавача Миладин Ковачевић.
- 1965, br. 1- . - Београд : Републички завод за статистику, 1965- (Београд : Републички завод за статистику). - 27 cm

Годишње.
ISSN 1820-0141 = Radni dokument - Republički zavod za statistiku Srbije
COBISS.SR-ID 59835916