

## Određivanje veličine uzorka pri zadatom intervalu poverenja za verovatnoću dogadaja

Dr Dragoljub M. Brkić, dipl.inž.<sup>1)</sup>

Izložen je postupak određivanja veličine uzorka,  $n$ , pri zadatom intervalu poverenja,  $I$ , za verovatnoću  $p = P(A)$  padanja vrednosti slučajne promenljive  $X \in [0, 1]$  u posmatranu klasu histograma, gde je  $X$  dobijeno transformacijom neke druge slučajne promenljive  $t$  koja može, ali ne mora, da ima ravnomernu raspodelu. Zadati interval poverenja predstavlja mjeru preciznosti kojom se iskazuje uklapanje tačno prepostavljene funkcije gustine raspodele u histogram (empirijsku funkciju gustine raspodele), a veličina uzorka  $n$  je broj vrednosti posmatrane slučajne promenljive koji je potreban da bi se postigla zadata preciznost. Dat je primer primene izloženog postupka.

*Ključne reči:* Matematička statistika, verovatnoća, uzorak, veličina uzorka, interval poverenja, funkcija gustine raspodele.

### Uvod

**O**DREĐIVANJE veličine uzorka, kao podskupa koji je izdvojen iz posmatranog skupa (populacije), je jedan od osnovnih problema u primeni statistike. Uzorak se izdvaja prema utvrđenom postupku, gde se svaka uzoračka jedinica (jedinka) izdvaja iz posmatranog skupa na slučajan način, a pod specificiranim uslovima i okolnostima. Tako izdvojeni uzorak, kojeg čine određeni broj uzoračkih jedinica, je reprezent posmatranog skupa. "Odslikavanje" skupa preko "slike" uzorka (podskupa) utoliko je verodostojnije, ukoliko je veća veličina uzorka (broj uzoračkih jedinica). U mnogim slučajevima veličina uzorka je ograničena. Ovde je razmatran slučaj kada je broj jedinki posmatranog skupa veliki, tako da je broj jedinki u uzorku manji od broja jedinki u posmatranom skupu. Isključen je slučaj kada se uzorkuju sve jedinke posmatranog skupa (slučaj kada je uzorak jednak osnovnom skupu). "Slika" o posmatranom skupu je složena i ona prikazuje zajednička svojstva jedinki posmatranog skupa. Broj zajedničkih svojstava (karakteristika) jedinki je promenljiv i zavisi od posmatrača, tj. od toga koje karakteristike posmatrač oceni kao bitne. Saznanja o zajedničkoj karakteristici jedinki su asimptotska, odnosno u funkciji veličine uzorka. Na početku, i sa manjom veličinom uzorka, približavanje "stvarnoj" vrednosti je „brzo”, a kasnije s povećanjem veličine uzorka to približavanje je „sporije”, tako da dalje od neke veličine uzorka praktično nema opravdanja za njegovo povećavanje.

Na osnovu izloženog, proizlazi da se ne može dati opšte rešenje problema određivanja veličine uzorka, već samo posebna rešenja, koja zavise od toga šta istraživač želi da sazna.

Pošto su izmerene vrednosti karakteristike jedinice posmatranog skupa po prirodi slučajne veličine, to se one mogu prikazivati pomoću funkcije raspodele, koja je

povezana sa relativnom učestanošću pojave neke vrednosti te karakteristike u posmatranoj klasi histograma. Interval poverenja za verovatnoću  $p=P(A)$ , koja se aproksimira relativnom učestanošću,  $f$ , padanja vrednosti karakteristike u posmatranu klasu histograma (dogadjaj  $A$ ), je implicitna funkcija veličine uzorka,  $n$ . Za zadatu širinu intervala poverenja za verovatnoću  $p=P(A)$ , izraženu u procentima, pri usvojenim vrednostima donjem i gornjem riziku, u ovom radu je pokazano kako se određuje veličina uzorka,  $n$ . Izračunate vrednosti za veličinu uzorka,  $n$ , prikazane su u tabeli 1.

### Teorijska osnova

Neka je  $n$  ukupan broj vrednosti koje je uzela slučajna promenljiva  $X$  u toku nekog eksperimenta. Skup ovih vrednosti može da se smatra kao uzorak izdvojen na slučajan način iz praktično neograničenog skupa vrednosti. Broj  $n$ , u ovom slučaju, može da se smatra veličinom uzorka. Kada se rasipanje vrednosti slučajne promenljive  $X$  prikazuje pomoću histograma, tada se broj klasa histograma, [1], može odrediti pomoću sledeće formule:

$$k = 1 + \left\lfloor \frac{1}{2} \sqrt{n} \right\rfloor = 1 + \lfloor Q \rfloor \quad (1)$$

gde izraz  $\lfloor Q \rfloor$  označava celobrojnu vrednost broja  $Q$ .

Srednji broj vrednosti slučajne promenljive  $X$  po klasama histograma, dat je sledećim izrazom:

$$r = \frac{n}{k} = \frac{n}{\left(1 + \left\lfloor \frac{1}{2} \sqrt{n} \right\rfloor\right)} \quad (2)$$

Ako se funkcija gustine raspodele slučajne promenljive  $X$  transformiše u ravnomernu raspodelu u intervalu  $[0, 1]$ , onda se granice poverenja za verovatnoću da vrednost

<sup>1)</sup> Tehnički opitni centar, 11000 Beograd – Kumodraž, Vojvode Stepe 445

slučajne promenljive  $X$  padne u  $j$ -tu klasu ( $j = 1, 2, \dots, k$ ) određuje pomoću sledećih izraza:

$$p_1 = 1 - x_{n-r ; r+1 ; \alpha_1} \quad (3)$$

$$p_2 = x_{r+1 ; n-r ; \alpha_2} \quad (4)$$

gde su:  $p_1$  donja, a  $p_2$  gornja granica poverenja;  $\alpha_1$  je donji, a  $\alpha_2$  gornji rizik;  $x_{n-r ; r+1 ; \alpha_1}$  i  $x_{r+1 ; n-r ; \alpha_2}$  su gornji kvantili beta raspodele.

Širina intervala poverenja je razlika između gornje,  $p_2$ , i donje,  $p_1$ , granice poverenja i određuje se pomoću sledećeg izraza:

$$I = p_2 - p_1 = (x_{r+1 ; n-r ; \alpha_2} + x_{n-r ; r+1 ; \alpha_1}) - 1 \quad (5)$$

Pošto je, prema izrazu (2),  $r$  funkcija samo od  $n$ , to je za usvojene vrednosti donjeg i gornjeg rizika,  $\alpha_1$  i  $\alpha_2$ , širina intervala poverenja,  $I$ , takođe funkcija samo od veličine uzorka  $n$ .

Neka je  $n_j$  broj vrednosti slučajne promenljive  $X$  koje su pale u  $j$ -tu klasu histograma. Relativna učestanost padanja vrednosti slučajne promenljive  $X$  u tu klasu data je sledećim izrazom:

$$f_j = \frac{n_j}{n}; \quad j = 1, 2, \dots, k \quad (6)$$

**Tabela 1.** Vrednosti veličine uzorka,  $n$

$\alpha/2$	0.001	0.002	0.003	0.004	0.005	0.010	0.020	0.025	0.050	0.100
0.1	179775	163215	153663	146135	140761	122573	103709	97434	77283	55262
0.2	71048	64515	60634	57864	55695	48475	41063	38515	30463	21903
0.3	41435	37635	35343	33767	32399	28223	23810	22499	17727	12605
0.4	28223	25599	24029	22959	21940	19144	16285	15299	12099	8568
0.5	20803	19043	17878	16900	16383	14267	12099	11235	8862	6399
0.6	16363	14883	13923	13334	12793	11197	9417	8835	7013	4941
0.7	13331	12099	11293	10815	10403	9070	7689	7160	5682	4070
0.8	11159	10045	9515	9041	8703	7565	6399	6031	4714	3363
0.9	9528	8602	8099	7743	7395	6407	5475	5153	4063	2901
1.0	8216	7437	7055	6723	6399	5590	4714	4414	3504	2499
1.1	7256	6587	6147	5866	5672	4899	4126	3869	3095	2175
1.2	6399	5815	5475	5191	5026	4355	3684	3461	2703	1935
1.3	5775	5218	4899	4670	4528	3912	3348	3135	2472	1763
1.4	5196	4750	4450	4264	4095	3590	2987	2816	2217	1597
1.5	4778	4355	4095	3843	3722	3233	2703	2544	2011	1443
1.6	4355	3970	3728	3582	3379	2941	2499	2323	1845	1295
1.7	4060	3628	3410	3280	3135	2703	2303	2140	1708	1197
1.8	3737	3363	3145	3027	2915	2499	2115	1988	1596	1126
1.9	3463	3135	2920	2814	2703	2327	1961	1861	1443	1023
2.0	3231	2915	2730	2634	2499	2184	1846	1756	1357	966
2.1	3032	2721	2568	2481	2341	2063	1750	1599	1295	899
2.2	2862	2571	2430	2303	2217	1935	1599	1521	1181	848
2.3	2703	2442	2303	2153	2113	1796	1529	1443	1139	783
2.4	2499	2303	2125	2059	1942	1723	1443	1342	1047	759
2.5	2389	2151	2039	1935	1867	1599	1359	1295	1021	700
2.6	2296	2071	1935	1832	1763	1538	1295	1203	944	675
2.7	2132	1935	1825	1763	1674	1443	1226	1155	899	642
2.8	2063	1864	1763	1652	1599	1393	1155	1095	864	597
2.9	1935	1763	1654	1599	1520	1299	1121	1023	806	575
3.0	1876	1698	1599	1507	1443	1277	1048	1009	783	559
3.2	1724	1563	1443	1390	1312	1155	975	899	705	492
3.4	1599	1443	1325	1295	1222	1050	899	835	669	471
3.6	1443	1299	1243	1158	1150	991	818	783	597	420
3.8	1346	1226	1155	1096	1034	899	782	712	575	399
4.0	1278	1155	1063	1023	986	852	706	675	520	370
4.2	1161	1060	1019	950	899	783	675	624	483	336
4.4	1115	1021	930	899	866	751	625	575	464	323
4.6	1023	935	899	841	793	688	575	559	425	307
4.8	992	899	830	783	775	675	564	514	399	285
5.0	916	840	783	758	715	623	520	483	391	263
5.2	897	783	753	702	675	576	483	473	362	255
5.4	833	767	699	675	656	573	482	439	336	249
5.6	783	714	675	647	610	534	448	408	323	232
5.8	769	675	648	604	575	498	418	399	319	216
6.0	719	665	606	575	571	483	399	387	300	202
6.5	655	575	555	517	487	428	362	330	256	192
7.0	575	526	483	481	454	399	323	311	244	166
7.5	530	483	451	420	399	350	299	273	213	145
8.0	483	435	399	399	378	323	263	255	195	143
8.5	446	399	381	355	335	299	255	235	185	127
9.0	399	374	341	323	323	267	230	210	165	114
9.5	387	336	323	311	293	255	206	195	148	102

**Tabela 1.** Vrednosti veličine uzorka,  $n$  (nastavak)

$I \setminus \alpha/2$	0.001	0.002	0.003	0.004	0.005	0.010	0.020	0.025	0.050	0.100
10.0	351	324	302	281	266	240	196	190	144	100
10.5	324	300	274	256	256	218	190	173	138	97
11.0	317	274	256	256	242	198	173	158	126	88
11.5	288	256	252	235	222	196	158	145	115	81
12.0	265	254	232	216	204	186	146	144	106	74
12.5	256	234	214	199	196	171	144	138	100	69
13.0	249	217	198	196	194	159	140	128	100	64
13.5	231	201	196	190	180	147	130	119	96	64
14.0	215	196	190	177	167	144	121	110	89	64
14.5	201	194	177	165	156	144	113	103	83	59
15.0	196	181	166	155	146	135	105	100	78	55
15.5	195	170	155	145	144	126	100	100	73	52
16.0	183	160	146	144	144	118	100	97	69	49
16.5	173	150	144	144	136	111	100	91	65	46
17.0	163	144	144	136	128	105	94	86	64	43
17.5	153	144	137	128	121	100	89	81	64	41
18.0	145	142	130	121	114	100	84	76	63	39
18.5	144	134	123	115	108	100	79	72	60	37
19.0	144	127	116	109	103	96	75	69	56	36
19.5	139	121	111	103	100	91	71	65	54	36
20.0	132	115	105	100	100	87	68	64	51	36
21.0	120	104	100	100	96	79	64	64	46	33
22.0	109	100	99	92	87	72	64	59	42	30
23.0	100	99	91	85	80	65	59	54	39	28
24.0	100	91	83	78	73	64	55	50	36	25
25.0	96	84	77	71	67	64	50	46	36	23
26.0	89	77	71	66	64	59	46	42	35	22
27.0	82	72	65	64	64	55	43	39	32	20
28.0	76	67	64	64	62	51	40	37	30	19
29.0	71	64	64	61	58	47	37	36	28	17
30.0	66	64	61	57	54	44	36	36	26	16
31.0	64	63	57	53	50	41	36	34	24	16
32.0	64	59	53	50	47	39	35	32	23	15
33.0	63	55	50	47	44	36	33	30	22	14
34.0	59	52	47	44	42	36	31	28	20	13
35.0	56	49	44	41	39	36	29	27	19	12
36.0	53	46	42	39	37	35	28	25	18	12
37.0	50	43	40	37	36	33	26	24	17	11
38.0	47	41	37	36	36	31	25	23	16	10
39.0	44	39	36	36	36	30	23	21	16	10
40.0	42	37	36	36	34	28	22	20	15	9
41.0	40	36	36	35	33	27	21	19	15	9
42.0	38	36	35	33	31	25	20	18	14	8
43.0	36	36	33	31	29	24	19	17	13	8
44.0	36	35	32	30	28	23	18	16	12	7
45.0	36	33	30	28	27	22	17	16	12	7
46.0	36	32	29	27	25	21	16	16	11	7
47.0	35	30	27	26	24	20	16	15	11	6
48.0	33	29	26	24	23	19	16	15	10	6
49.0	31	27	25	23	22	18	15	14	10	6
50.0	30	26	24	22	21	17	15	13	9	5

Vrednosti za  $I$  se kreću od 0,1 % do 50 %; za usvojene vrednosti rizika:  $\alpha_1 = \alpha_2 = \alpha/2 = 0,001; 0,002; 0,003; 0,004; 0,005; 0,010; 0,020; 0,025; 0,050$  i 0,100.

### Primer

Odrediti koliki je potreban broj  $n$  vrednosti slučajne promenljive  $t$ , koja ima dvoparametarsku Vejbulovu raspodelu sa parametrom oblika  $\beta = 2.5$  i parametrom razmere  $\eta=100$ , ako je zahtevana širina intervala poverenja za verovatnoću padanja slučajne promenljive  $X = X(t, \beta, \eta)$  u posmatranu klasu histograma jednaka  $I = 10\%$ ; sa donjim i gornjim rizikom  $\alpha_1 = \alpha_2 = \alpha/2 = 0.10$ , gde slučajna promenljiva  $X$ , dobijana transformacijom slučajne promenljive  $t$ , ima ravnomernu raspodelu u intervalu [0,1].

### Rešenje:

Za  $I=10.0\%$  i  $\alpha/2=0.10$ , u tabeli 1 nalazi se da je broj vrednosti slučajne promenljive  $t$ , posmatran kao veličina uzorka, potrebno da bude  $n = 100$ .

Da bi se ovo potvrdilo, pomoću računara generisano je  $n=100$  pseudoslučajnih brojeva  $t_i$ ;  $i = 1, 2, \dots, n$ , koji imaju dvoparametarsku Vejbulovu raspodelu sa parametrom oblika  $\beta=2.5$  i parametrom razmere  $\eta=100$ .

U tabeli 2 dato je  $n = 100$  ovih pseudoslučajnih brojeva  $t_i$ , čije su vrednosti poređane u rastućem poretku.

**Tabela 2.** Vrednosti pseudoslučajne promenljive  $t_i$ ;  $i = 1, 2, \dots, n$  uredene u rastućem poretku

9.38	22.84	25.06	27.83	28.65
29.46	30.30	30.32	32.08	36.29
40.15	42.14	44.93	45.35	
45.78	46.72	51.88	53.85	54.01
54.07	55.09	55.35	57.46	57.48
58.49	60.17	60.95	61.13	62.63
65.11	66.24	66.36	67.25	67.67
68.19	72.29	73.66	73.80	76.38
77.88	78.60	78.83	81.07	81.44
81.47	82.43	82.53	83.05	83.94
84.36	84.58	86.91	88.31	89.45
91.51	92.25	93.34	95.84	98.90
100.23	102.57	103.94	104.13	104.19
105.69	105.99	106.43	107.96	109.05
111.51	111.76	113.59	114.35	116.56
116.56	117.78	118.94	120.75	121.24
122.71	123.18	125.08	126.20	130.81
133.86	134.86	139.19	139.49	141.86
154.52	155.66	158.73	160.19	164.33
165.40	170.72	171.80	172.51	197.22

Vrednosti pseudoslučajnih brojeva  $t_i$ , date u tabeli 2, treba da se transformišu u pseudoslučajne brojeve  $x_i$  koji imaju ravnomernu raspodelu u intervalu  $[0,1]$ . Pošto se ovde radi o dvoparametarskoj Vejbulovoj raspodeli, mora da se koristi sledeća transformaciona formula:

$$x_i = 1 - e^{-\left(\frac{t_i}{\hat{\eta}}\right)^{\hat{\beta}}} \quad (7)$$

gde su  $\hat{\beta}$  i  $\hat{\eta}$  tačkaste ocene parametara  $\beta$  i  $\eta$  koje se određuju na osnovu vrednosti pseudoslučajne promenljive  $t_i$  date u tabeli 2. Korišćenjem metode maksimalne verodostojnosti, dobijene su sledeće tačkaste ocene za ove parametre:  $\hat{\beta} = 2.359$  i  $\hat{\eta} = 100.825$ . Korišćenjem ovih vrednosti i vrednosti za  $t_i$  iz tabele 2, pomoću transformacione formule (7) dobijaju se pseudoslučajni brojevi  $x_i$  čije su vrednosti poređane u rastućem poretku i date u tabeli 3.

**Tabela 3.** Vrednosti pseudoslučajne promenljive  $x_i$ ;  $i=1,2,\dots,n$  uredene u rastućem poretku

0.0037	0.0297	0.0368	0.0469	0.0501
0.0534	0.0570	0.0571	0.0649	0.0859
0.1012	0.1077	0.1199	0.1381	0.1409
0.1439	0.1503	0.1883	0.2037	0.2050
0.2054	0.2136	0.2157	0.2331	0.2333
0.2418	0.2561	0.2629	0.2645	0.2776
0.2999	0.3101	0.3112	0.3193	0.3232
0.3280	0.3664	0.3793	0.3806	0.4052
0.4194	0.4264	0.4285	0.4500	0.4536
0.4538	0.4630	0.4639	0.4689	0.4774
0.4814	0.4835	0.5056	0.5189	0.5295
0.5487	0.5555	0.5655	0.5882	0.6154
0.6270	0.6470	0.6585	0.6601	0.6606
0.6729	0.6753	0.6790	0.6912	0.6997
0.7186	0.7205	0.7341	0.7396	0.7553
0.7553	0.7638	0.7716	0.7835	0.7867
0.7960	0.7989	0.8104	0.8170	0.8425
0.8579	0.8628	0.8823	0.8836	0.8933
0.9353	0.9383	0.9459	0.9493	0.9578
0.9598	0.9687	0.9703	0.9713	0.9923

Vrednosti za  $x_i$ ;  $i=1,2,\dots,n=100$ , iz tabele 3, koje pripadaju intervalu  $[0,1]$ , raspodele se u  $k=6$  klasa iste širine  $\Delta x=1/k=0.1666$ . Broj klasa  $k$  određen je pomoću izraza (1). Koordinate klasa  $x_j$ , apsolutne učestanosti  $n_j$  (broj vrednosti koje su pale u  $j$ -tu klasu), relativne učestanosti  $f_j=n_j/n$ , granice poverenja za  $p$ :  $p_{j1}, p_{j2}$  i intervali poverenja za  $p$ :  $I_{i,j}$ ;  $j=1,2,\dots,k=6$ , dati su u tabeli 4.

**Tabela 4.** Vrednosti statističkih veličina koje se odnose na pseudoslučajnu promenljivu  $x$

j	$x_{j-1}$	$x_j$	$n_j$	$f_j = n_j/n$	$p_{j1}$	$p_{j2}$	$I_j [\%]$
1.	0.0000	0.1666	17	0.17	0.131082	0.228120	9.70
2.	1.6666	0.3333	19	0.19	0.148755	0.249881	10.11
3.	0.3333	0.5000	16	0.16	0.122330	0.217155	9.39
4.	0.5000	0.6666	13	0.13	0.096459	0.183875	8.74
5.	0.6666	0.8333	19	0.19	0.148455	0.249881	10.11
6.	0.8333	1.0000	16	0.16	0.122330	0.217155	9.39

Granice poverenja  $p_{j1}$  i  $p_{j2}$ , kao i dvostrani intervali poverenja  $I_j=(p_{j2}-p_{j1})\times 100$  za  $p$ , određeni su sa rizicima

$\alpha_1=\alpha_2=0.10$ . Ove granice poverenja mogu da se nađu u odgovarajućim statističkim tablicama ili izračunaju pomoću kvantila beta raspodele. Kao što se vidi u tabeli 4, širine intervala poverenja za  $p$  po klasama približno su jednake 10%, a prosečni interval poverenja za  $p$  u svim posmatranim klasama je  $\bar{I}=9.57\%$ .

Isto kao i za pseudoslučajnu promenljivu  $x_i$ , vrednosti za  $t_i; i=1,2,\dots,n=100$ , iz tabele 2, koje pripadaju intervalu [9.38, 197.22], raspodele se u  $k=6$  klasa iste širine  $\Delta t=(t_{max}-t_{min})/k=(197.216 - 9.38)/6=31.31$ . Koordinate klasa  $t_j$ , apsolutne učestanosti  $n_j$  (broj vrednosti koje su pale u  $j$ -tu klasu), relativne učestanosti  $f_j=n_j/n$ , granice poverenja  $p_{j1}, p_{j2}$  i intervali poverenja  $I_{i,j}; j=1,2,\dots,k=6$ , dati su u tabeli 5.

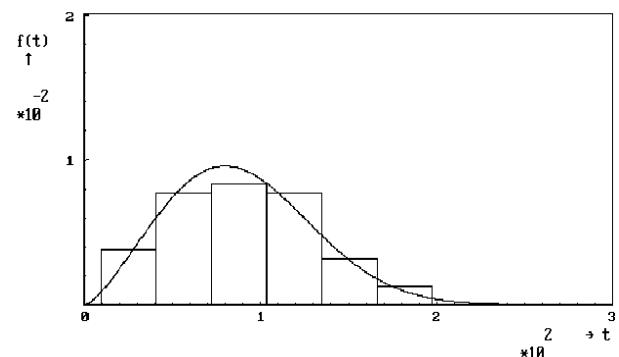
**Tabela 5.** Vrednosti statističkih veličina koje se odnose na pseudoslučajnu promenljivu  $t$

j	$t_{j-1}$	$t_j$	$n_j$	$f_j = n_j/n$	$p_{j1}$	$p_{j2}$	$I_j [\%]$
1.	9.380	40.686	12	0.12	0.087983	0.172633	8.46
2.	40.686	71.992	24	0.24	0.193776	0.303445	10.97
3.	71.992	103.298	26	0.26	0.212075	0.324580	11.25
4.	103.298	134.604	24	0.24	0.193776	0.303445	10.97
5.	134.604	165.910	10	0.10	0.071298	0.149883	7.86
6.	165.910	197.216	4	0.04	0.024520	0.078348	5.38

Granice poverenja  $p_{j1}$  i  $p_{j2}$ , kao i dvostrani intervali poverenja  $I_j=(p_{j2}-p_{j1})\times 100$  za  $p$ , određeni su sa rizicima  $\alpha_1=\alpha_2=0.10$ . Kao što se vidi u tabeli 5, u ovom slučaju, širine intervala poverenja za  $p$  po klasama nisu međusobno približno jednake, a prosečni interval poverenja za  $p$  u svim posmatranim klasama je  $\bar{I}=9.15\%$ . Pomoću podataka iz tabele 5, nacrtan je histogram empirijske funkcije gustine raspodele i kriva ocenjene funkcije gustine dvoparametarske Vejbulove raspodele koja je data sledećim izrazom:

$$\hat{f}(t) = \hat{\beta} \left( \frac{t}{\hat{\eta}} \right)^{\hat{\beta}-1} e^{-\left(\frac{t}{\hat{\eta}}\right)^{\hat{\beta}}} \quad (8)$$

sa ocenjenim parametrima ove raspodele:  $\hat{\beta}=2.359$  i  $\hat{\eta}=100.825$ . Histogram i kriva ocenjene funkcije gustine dvoparametarske Vejbulove raspodele prikazani su na sl.1.



**Slika 1.** Histogram i ocenjena funkcija gustine dvoparametarske Vejbulove raspodele

## Zaključak

Uporedenjem histograma empirijske funkcije gustine

raspodele sa ocenjenom funkcijom gustine dvoparametarske Vejbulove raspodele, koji su prikazani na sl.1, može da se uoči da postoji podudarnost ove dve funkcije. Zadati interval poverenja predstavlja mjeru preciznosti kojom se iskazuje uklapanje tačno pretpostavljene teorijske funkcije gustine raspodele u histogram koji predstavlja empirijsku funkciju gustine raspodele. Utvrđena veličina uzorka,  $n$ , je broj vrednosti posmatrane slučajne promenljive koji je potreban da bi se postigla zadata preciznost. Ako se zahteva veća preciznost, odnosno uži intervala poverenja,  $I$ , za verovatnoću  $p$  padanja vrednosti slučajne promenljive u posmatranu klasu histograma, potrebna je i veća veličina uzorka  $n$ .

Za dati primer, ako bi se zahtevalo da je, na primer  $I=5\%$ , sa istim rizicima  $\alpha_1=\alpha_2=0.10$ , bila bi potrebna veličina uzorka  $n = 263$  (tabela 1).

Izloženi postupak važi samo u slučaju ako je tačno pretpostavljena teorijska funkcija gustine posmatrane slučajne promenljive  $X$ , odnosno ako je ona utvrđena sa visokim nivoom poverenja korišćenjem poznatih testova saglasnosti pretpostavljene teorijske i empirijske raspodele.

Zbog složenosti izloženog proračuna, naročito kada su u pitanju kvantili beta raspodele, neophodna je primena

računara. Za prikazani postupak proračuna, razvijen je originalni računarski program pomoću kojeg je proverena i potvrđena njegova valjanost.

## Literatura

- [1] BRKIĆ,M.D. A Method for Evaluation of Number Class Intervals of Histogram. *Microelectronics and Reliability*, 1991, vol.31, no.2/3.
- [2] MAREK FISZ, *Wahrscheinlichkeitsrechnung und Mathematische Statistik*. VEB Deutscher Verlag der Wissenschaften, Berlin, 1962.
- [3] VAN DER WAERDEN,B.L. *Mathematische Statistik*. Springer-Verlag, Berlin, 1965.
- [4] CHAPOUILLE,P., DE PAZZIS,R. *Fiabilité des Systèmes*. Masson et Cie Éditeurs, Paris, 1968.
- [5] IVANOVIĆ,B. *Teorijska statistika*. Naučna knjiga, Beograd, 1979.
- [6] IVANOVIĆ,A.Z. *Matematička statistika*. Naučna knjiga, Beograd, 1976.
- [7] BRKIĆ,M.D. B-test of goodness of fit of an empirical distribution to a supposedly theoretical one. *Microelectronics and Reliability*, 1992, vol.33, no.7.

Rad primljen: 16.3.2001.god.