

# МОДЕЛИ РАСПРЕДЕЛЕНИЙ СТАТИСТИК НЕПАРАМЕТРИЧЕСКИХ КРИТЕРИЕВ СОГЛАСИЯ ПРИ ПРОВЕРКЕ СЛОЖНЫХ ГИПОТЕЗ ОТНОСИТЕЛЬНО ОБОБЩЕННОГО РАСПРЕДЕЛЕНИЯ ВЕЙБУЛЛА

Акушкина К.А., Лемешко Б.Ю., Лемешко С.Б.  
НГТУ, Новосибирск  
E-mail: ksushco@ngs.ru

Обобщенное распределение Вейбулла (ОРВ) применяется в задачах выживаемости и надежности наряду с логнормальным распределением и обратным гауссовским распределением. Как правило, при построении моделей законов реально наблюдаемых случайных величин бывает сложно отличить один закон от другого и отдать предпочтение одному из них. В определенной степени эти трудности связаны с ограниченными возможностями применения непараметрических критериев согласия, так как неизвестны распределения статистик этих критериев при проверке сложных гипотез вида  $H_0: F(x) \in \{F(x, \theta), \theta \in \Theta\}$  относительно ОРВ.

Данная работа посвящена исследованию распределений статистик  $G(S|H_0)$  критериев согласия Колмогорова,  $\omega^2$  Крамера-Мзеса-Смирнова,  $\Omega^2$  Андерсона-Дарлинга при проверке сложных гипотез относительно семейства ОРВ в случае применения для оценивания параметров метода максимального правдоподобия. Результаты расширяют возможности применения непараметрических критериев согласия для проверки различных сложных гипотез [1,2].

Функция плотности ОРВ имеет вид

$$f(x; \theta_0, \theta_1, \theta_2) = \frac{\theta_0}{\theta_1} \theta_2^{\theta_0} x^{\theta_0-1} \left(1 + \left(\frac{x}{\theta_2}\right)^{\theta_0}\right)^{\frac{1}{\theta_1}-1} e^{-\left(1 + \left(\frac{x}{\theta_2}\right)^{\theta_0}\right)^{\frac{1}{\theta_1}}}, \quad (1)$$

где  $x \geq 0$ ,  $\theta_0, \theta_1, \theta_2 > 0$ . Функция распределения ОРВ задается выражением

$$F(x; \theta_0, \theta_1, \theta_2) = 1 - e^{-\left(1 + \left(\frac{x}{\theta_2}\right)^{\theta_0}\right)^{\frac{1}{\theta_1}}}.$$

Частными случаями семейства (1) при различном наборе значений параметров являются различные известные законы.

Функция интенсивности для ОРВ определяется соотношением

$$\lambda(x) = \frac{\theta_0}{\theta_1} \theta_2^{\theta_0} x^{\theta_0-1} \left(1 + \left(\frac{x}{\theta_2}\right)^{\theta_0}\right)^{\frac{1}{\theta_1}-1} \quad (2)$$

и может быть монотонно-возрастающей ( $\theta_0 > 1$ ,  $\theta_0 > \theta_1$  и  $\theta_0 = 1$ ,  $\theta_1 < 1$ ), монотонно-убывающей ( $0 < \theta_0 < 1$ ,  $\theta_0 < \theta_1$  и  $0 < \theta_0 < 1$ ,  $\theta_0 = \theta_1$ ), иметь  $\cap$ -форму ( $\theta_1 > \theta_0 > 1$ ), или  $\cup$ -форму ( $0 < \theta_1 < \theta_0 < 1$ ).

**Таблица.** Процентные точки и модели распределений статистик непараметрических критериев согласия в случае использования ОМП для оценки параметров ( $\theta_1=0.5$ )

Оцениваемые параметры	Процентные точки			Модель
	0.9	0.95	0.99	
<b>Критерий Колмогорова</b>				
$\theta_0$	1.001	1.102	1.309	$B_3(6.5294, 6.8315, 3.5901, 2.0446, 0.2801)$
$\theta_1$	1.084	1.199	1.427	$B_3(5.4860, 5.9744, 3.4348, 2.1402, 0.3000)$
$\theta_2$	1.038	1.144	1.360	$B_3(4.7833, 6.1285, 3.0596, 2.0214, 0.3200)$
$\theta_0, \theta_1$	0.849	0.922	1.071	$B_3(6.2332, 6.0259, 2.8200, 1.3000, 0.2800)$
$\theta_0, \theta_2$	0.837	0.909	1.054	$Sb(2.1787, 1.8756, 1.5259, 0.2567)$
$\theta_1, \theta_2$	0.848	0.922	1.076	$Sb(2.4861, 1.8758, 1.7026, 0.2664)$
$\theta_0, \theta_1, \theta_2$	0.780	0.845	0.979	$Sb(2.3507, 1.9291, 1.4629, 0.2495)$
<b>Критерий Крамера-Мизеса-Смирнова</b>				
$\theta_0$	0.181	0.232	0.359	$B_3(5.1297, 2.5959, 22.9591, 0.8000, 0.0081)$
$\theta_1$	0.227	0.296	0.466	$B_3(7.4650, 2.6576, 44.4162, 1.3633, 0.0000)$
$\theta_2$	0.198	0.255	0.395	$B_3(5.4489, 2.7019, 31.5609, 1.1500, 0.0062)$
$\theta_0, \theta_1$	0.110	0.135	0.192	$B_3(6.3779, 4.6451, 27.3376, 1.0000, 0.0050)$
$\theta_0, \theta_2$	0.106	0.129	0.183	$Sb(3.7541, 1.5434, 0.5800, 0.0058)$
$\theta_1, \theta_2$	0.112	0.138	0.200	$B_3(10.3369, 4.0734, 25.8270, 0.5802, 0.0000)$
$\theta_0, \theta_1, \theta_2$	0.086	0.103	0.145	$B_3(6.7252, 4.6508, 16.7920, 0.4800, 0.0050)$
<b>Критерий Андерсона-Дарлинга</b>				
$\theta_0$	1.125	1.415	2.140	$B_3(4.9800, 4.1685, 17.0454, 7.1000, 0.0500)$
$\theta_1$	1.279	1.625	2.478	$B_3(4.7602, 5.1000, 9.8527, 6.8675, 0.0000)$
$\theta_2$	1.157	1.454	2.186	$B_3(3.0331, 4.0598, 9.3429, 5.9880, 0.1000)$
$\theta_0, \theta_1$	0.673	0.806	1.120	$B_3(5.7172, 5.0419, 10.1641, 3.0044, 0.0550)$
$\theta_0, \theta_2$	0.655	0.781	1.079	$Sb(3.8953, 1.6481, 3.5052, 0.0513)$
$\theta_1, \theta_2$	0.743	0.902	1.290	$Sb(4.1462, 1.6136, 4.6254, 0.0535)$
$\theta_0, \theta_1, \theta_2$	0.523	0.617	0.839	$Sb(3.9313, 1.6905, 2.7078, 0.0530)$

Таблицы процентных точек и модели распределений статистик критериев Колмогорова,  $\omega^2$  Крамера-Мизеса-Смирнова,  $\Omega^2$  Андерсона-Дарлинга строились по смоделированным выборкам статистик объемом  $N=10^6$ . При таких  $N$  величина разности между истинным законом  $G(S|H_0)$  распределения статистики и смоделированным эмпирическим  $G_N(S|H_0)$  по модулю не превышает величины  $10^{-3}$ . При этом значения статистик критериев вычислялись по выборкам псевдослучайных величин, генерируемых в соответствии с наблюдаемым законом  $F(x, \theta)$ , объемом  $n=10^3$ . Процентные точки и модели предельных распределений статистик критериев Колмогорова, Крамера-Мизеса-Смирнова и Андерсона-Дарлинга были получены для значений параметра формы  $\theta_1 = 0.5, 1.0, 3.0, 4.0, 5.0, 6.0, 7.0, 8.0$  для случая применения оценок максимального правдоподобия (ОМП). В таблице представлены результаты для  $\theta_1 = 0.5$ , где в качестве моделей используются бета-распределения третьего рода с плотностью

$$B_3(\theta_0, \theta_1, \theta_2, \theta_3, \theta_4) = \frac{\theta_2^{\theta_0} \left(\frac{x-\theta_4}{\theta_3}\right)^{\theta_0-1} \left(1 - \frac{x-\theta_4}{\theta_3}\right)^{\theta_1-1}}{\theta_3 B(\theta_0, \theta_1) \left[1 + (\theta_2 - 1) \frac{x-\theta_4}{\theta_3}\right]^{\theta_0+\theta_1}},$$

или семейство распределений *Sb*-Джонсона

$$Sb \theta_0, \theta_1, \theta_2, \theta_3 = \frac{\theta_1 \theta_2}{x - \theta_3} \exp \left\{ -\frac{1}{2} \left( \theta_0 - \theta_1 \ln \frac{x - \theta_3}{\theta_2 + \theta_3 - x} \right)^2 \right\}.$$

Следует отметить, что результатами, приведенными в данной работе можно пользоваться в случае применения ОМП. В случае использования других методов оценивания применение данных таблиц и моделей будет некорректным, так как распределения статистик непараметрических критериев сильно зависят от метода оценивания.

Настоящие исследования выполнены при частичной поддержке РФФИ (проект № 09-01-00056-а), Федерального агентства по образованию в рамках АВЦП “Развитие научного потенциала высшей школы” и ФЦП “Научные и научно-педагогические кадры инновационной России”.

### Литература

1. Лемешко Б.Ю., Лемешко С.Б. Модели распределений статистик непараметрических критериев согласия при проверке сложных гипотез с использованием оценок максимального правдоподобия. Ч.II // Измерительная техника. 2009. № 8. – С.17-26.
2. Лемешко Б.Ю., Лемешко С.Б. Модели распределений статистик непараметрических критериев согласия при проверке сложных гипотез с использованием оценок максимального правдоподобия. Ч.І // Измерительная техника. 2009. № 6. – С.3-11.