

## ПЕРЕВІРКА НЕПАРАМЕТРИЧНИХ СТАТИСТИЧНИХ ГІПОТЕЗ

**№1** Изучается процентное отношение номинальной и рыночной цен на акции на фондовом рынке ( $X$ ) за некоторый период. Выборка получена случайным способом по акциям 50 разных предприятий и задается данными, приведенными в таблице.

N	X	N	X	N	X	N	X	N	X
1	98,06	11	100,4	21	97,9	31	96,32	41	99,97
2	101,25	12	99,4	22	103,9	32	102,72	42	103,97
3	101,25	13	99,6	23	105,9	33	100,72	43	98,97
4	96,25	14	98,4	24	100,9	34	100,72	44	99,97
5	100,85	15	98,4	25	99,9	35	101,72	45	96,27
6	101,25	16	97,4	26	101,9	36	96,42	46	96,97
7	98,85	17	94,4	27	101,9	37	96,42	47	98,97
8	99,25	18	100,8	28	99,9	38	98,72	48	100,97
9	100,55	19	98,4	29	103,3	39	100,22	49	98,97
10	100,45	20	96,4	30	101,9	40	101,72	50	100,97

Необходимо при помощи критерия Пирсона проверить гипотезу о нормальном законе распределения процентного отношения номинальной и рыночной цен на акции на фондовом рынке при уровне значимости  $\alpha = 0,05$ .

*Решение.* Разобьем интервал для  $X$  на 5 равных подинтервалов. Сюда же отнесем статистическое распределение для усредненных вариантов  $x_i^*$ .

Размах вариаций:  $R_x = 105,9 - 94,4 = 11,5$ . Длины подинтервалов:  $h_x = \frac{R_x}{5} = 2,3$ .

Соответствующие усредненные варианты:  $x_i^* = \frac{x_i + x_{i+1}}{2}$ .

$x_i$	$x_{i+1}$	$x_i^*$	$n_i$
94,400	96,700	95,550	7
96,700	99,000	97,850	12
99,000	101,300	100,150	21
101,300	103,600	102,450	7
103,600	105,900	104,750	3

Для вычисления теоретических частот  $n^t$  используем формулу:  $n^t = nP_i$ , где  $P_i = \Phi\left(\frac{x_i - \bar{x}}{\sigma_x}\right) - \Phi\left(\frac{x_{i-1} - \bar{x}}{\sigma_x}\right)$  (вероятность попадания случайной величины в данный интервал), значения функции  $\Phi(z)$  находим по таблице. Вычисления наблюдаемого значения  $\chi_{спост}^2$  статистики  $\chi^2$ -критерия оформим в виде таблицы:

Интервал	$\Phi(z_{i-1})$	$\Phi(z_i)$	$n$	$P_i$	$n^t$	$\frac{(n - n^t)^2}{n}$
$(-\infty; -1,36)$	-0,5000	-0,4099	7	0,090	4,51	0,889
$(-1,36; -0,35)$	-0,4099	-0,1368	12	0,273	13,66	0,228
$(-0,35; 0,66)$	-0,1368	0,2454	21	0,382	19,11	0,170
$(0,66; 1,66)$	0,2454	0,4515	7	0,206	10,31	1,560
$(1,66; +\infty)$	0,4515	0,5000	3	0,049	2,43	0,110

$\Sigma$			<b>50</b>		<b>50,00</b>	<b>2,96</b>
----------	--	--	-----------	--	--------------	-------------

Итак,  $\chi_{\text{сност}}^2 = 2,96$ . Для уровня значимости  $\alpha = 0,05$  критическая точка  $\chi^2$ -критерия для  $k = s - 3 = 5 - 3 = 2$  степеней свободы  $\chi_{\text{кр}}^2(0,05; 2) = 6,0$ . Т.к. наблюдаемое значение критерия меньше критического, то нулевая гипотеза  $H_0$  о нормальном распределении принимается.

**№2** Пусть задана выборка  $A$ . 2, 4, 2, 4, 3, 3, 3, 2, 0, 6, 1, 2, 3, 2, 2, 4, 3, 3, 5, 1, 0, 2, 4, 3, 2, 2, 3, 3, 1, 3, 3, 3, 1, 1, 2, 3, 1, 4, 3, 1, 7, 4, 3, 4, 2, 3, 2, 3, 3, 1, 4, 3, 4, 4, 5, 3, 4, 2, 4, 5, 3, 6, 4, 1, 3, 2, 4, 1, 3, 1, 0, 0, 4, 6, 4, 7, 4, 1, 3.

$n = 79$ . Начало первого интервала: 0. Длина интервала 7. Требуется с уровнем значимости  $\alpha = 0,01$ , проверить гипотезу о распределении Пуассона генеральной совокупности по данным выборки  $A$ .

*Решение.* За меру отклонения распределения выборки от предлагаемого распределения Пуассона принимается величина  $\chi^2$ . Параметром распределения Пуассона является  $\lambda = M(X) = D(X)$ , его значение неизвестно, поэтому по данным выборки вычислим оценку  $M(X)$  по формуле:

$$\bar{x}_B = \frac{1}{79} (0 \cdot 4 + 1 \cdot 13 + 2 \cdot 14 + 3 \cdot 24 + 4 \cdot 16 + 5 \cdot 3 + 6 \cdot 3 + 7 \cdot 2) = 2,84$$

и оценку  $D(X)$  по формуле

$$D_B = \frac{1}{79-1} (4 \cdot (0-2,84)^2 + 13 \cdot (1-2,84)^2 + 14 \cdot (2-2,84)^2 + 24 \cdot (3-2,84)^2 + 16 \cdot (4-2,84)^2 + 3 \cdot (5-2,84)^2 + 3 \cdot (6-2,84)^2 + 2 \cdot (7-2,84)^2) = 2,3668.$$

Вычислим несмещенную оценку дисперсии

$$S^2 = \frac{79}{79-1} \cdot 2,3668 = 2,3971.$$

Оценки среднего значения случайной величины и дисперсии близки по значению, но не равны.

В таблице распределения Пуассона ближайшими к ним значениями  $\lambda$  являются 2 и 3. проверим гипотезу при  $\lambda = 3$ .

Частоты последних значений вариационного ряда малы, поэтому объединим их в один интервал ( $\geq 5$ ). Количество интервалов  $k = 6$ . Следовательно статистика  $\chi^2$  имеет распределение с числом степеней свободы  $k_1 = 6 - 1 - 1 = 4$ .

Критическая область определяется неравенством

$$P(\chi^2 > \chi_{0,01; 4}^2) = 0,01.$$

Выполним необходимые вычисления при помощи таблицы. Вероятность  $P_i$  получим по таблице распределения Пуассона.

$x_i$	$n_i$	$P_i$	$nP_i$	$n_i - nP_i$	$(n_i - nP_i)^2$	$\frac{(n_i - nP_i)^2}{nP_i}$
0	4	0,0498	3,9	0,1	0,01	0,0026
1	13	0,1494	11,8	1,2	1,44	0,1220
2	14	0,2240	17,7	-3,7	13,69	0,77
3	24	0,2240	17,7	6,3	36,69	0,2424
4	16	0,1680	13,3	2,7	7,29	0,5481
$\geq 5$	8	0,1847	14,6	-6,6	43,56	2,9836

$\Sigma$	79	0,9999	79	-	-	6,6721
----------	----	--------	----	---	---	--------

**№3** Монету бросали 4040 раз (Бюффон). Получили  $n_1 = 2048$  выпадений герба и  $n_2 = 1992$  выпадений решки. Проверить, используя критерий Колмогорова, согласуются ли эти данные с гипотезой  $H_0$  о симметричности монеты ( $\alpha = 0,05$ ).

*Решение.*

Случайная величина  $X$  принимает два значения:  $x_1 = -1$  (решка) и  $x_2 = 1$  (герб). Гипотеза  $H_0: P\{x = -1\} = P\{x = 1\} = 0,5$ .

По таблице распределения Колмогорова находим корень уравнения  $K(x) = 1 - \alpha$  при  $\alpha = 0,05$ . Значит,  $x_0 = 1,358$ . Тогда,  $D_0 = \frac{x_0}{\sqrt{n}} = \frac{1,358}{\sqrt{4040}} \approx 0,021$ .

Для нахождения по выборке  $D_n$  строим функции  $F_0(x)$ ,  $F_n^*(x)$  и вычисляем величину  $D_n = \max_{-\infty < x < \infty} |F_n^*(x) - F_0(x)|$ .

$x_i$	решка $x_1 = -1$	герб $x_2 = 1$
$p_i$	0,5	0,5

$$\Rightarrow F_0(x) = \begin{cases} 0, & \text{при } x \leq -1, \\ 0,5, & \text{при } -1 < x \leq 1, \\ 1, & \text{при } 1 < x; \end{cases}$$

$x_i$	решка $x_1 = -1$	герб $x_2 = 1$
$n_i$	1992	2048
$p_i^*$	0,493	0,507

$$\Rightarrow F_n^*(x) = \begin{cases} 0, & \text{при } x \leq -1, \\ 0,493, & \text{при } -1 < x \leq 1, \\ 1, & \text{при } 1 < x; \end{cases}$$

Максимальное отклонение  $F_0(x)$  от  $F_n^*(x)$  равно 0,007, т.е.  $D_n = 0,007$ . Поскольку  $D_n < D_0$ , то нет оснований отвергать гипотезу  $H_0$  о симметричности монеты.

**№4** Використовуючи критерій Пірсона ( $\chi^2$ -квадрат) з рівнем значущості  $\alpha = 0.05$ , перевірити гіпотезу про нормальний розподіл генеральної сукупності  $X$ , якщо відомі емпіричні  $n_k$  та теоретичні  $n'_k$  частоти

$n_i$	5	10	20	8	7
$n'_i$	6	14	18	7	5