

## Проверка гипотезы пуассоновости против отрицательной биномиальности данных на основе вида "π - π" графика

Пусть  $y = (y_1, \dots, y_n)^T$ ,  $y_i$  - н.о.р. случайные величины,  $i = \overline{1, n}$ .

1. Предположим, что справедлива гипотеза

$$\Gamma_1 : y_1 \stackrel{d}{=} POIS(\theta_0), \quad \theta_0 > 0, \quad \mathcal{L}'(y_i) = \frac{\theta_0^k e^{-\theta_0}}{k!}, \quad k = 0, 1, 2, \dots \quad (1)$$

$$\pi(z; POIS(\theta_0)) = \exp(\theta_0(z - 1)) \quad (2)$$

$$\check{\alpha}_1(POIS(\check{\theta})) = \bar{y}_n = \theta_0 + 0_p(1) \quad (3)$$

$$\begin{cases} R = \hat{\pi}_n(z) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n z^{y_i} = E\{z^{y_i}; POIS(\theta_0)\} + 0_p(1) = \exp(\theta_0(z - 1)) + 0_p(1) \\ r = \check{\pi}(z; POIS(\check{\theta})) = \exp\{\bar{y}_n(z - 1)\} = \exp(\theta_0(z - 1)) + 0_p(1) \end{cases} \quad (4)$$

$$R = r + 0_p(1) \text{ при } n \rightarrow \infty. \quad (5)$$

Итак, при справедливости гипотезы  $\Gamma_1$  в первом квадранте плоскости  $(r, R)$  будет наблюдаться график кривой в окрестности биссектрисы единичного квадрата.

2. Возникает вопрос, что будет наблюдаться в единичном квадрате плоскости  $(r, R)$ , если справедлива гипотеза

$$\Gamma_2 : y_1 \stackrel{d}{=} NBIN(\nu_0, \tau_0); \quad \nu_0 > 0, \quad 0 < \tau_0 < 1, \quad (6)$$

$$\mathcal{L}'(y_1) = \frac{\Gamma(\nu_0 + k)}{\Gamma(\nu_0)k!} \tau_0^{\nu_0} (1 - \tau_0)^k, \quad k = 0, 1, 2, \dots \quad (7)$$

$$\begin{aligned} \pi(z; NBIN(\nu_0, \tau_0)) &= \left( \frac{\tau_0}{1 - (1 - \tau_0)z} \right)^{\nu_0} = \\ &= \left( \frac{\tau_0}{\tau_0 - (1 - \tau_0)(z - 1)} \right)^{\nu_0}, \quad |z| < \frac{1}{1 - \tau_0}. \end{aligned} \quad (8)$$

Ордината "π - π" графика  $R$  в случае справедливости гипотезы  $\Gamma_2$  принимает вид

$$\begin{aligned} R = \hat{\pi}_n(z) &= \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n z^{y_i} = E\{z^{y_i}; NBIN(\nu_0, \tau_0)\} + 0_p(1) = \\ &= \left( \frac{\tau_0}{\tau_0 - (1 - \tau_0)(z - 1)} \right)^{\nu_0} + 0_p(1), \end{aligned} \quad (9)$$

$$a_1(NBIN(\nu_0, \tau_0)) = \nu_0 \frac{1 - \tau_0}{\tau_0}, \quad (10)$$

$$\hat{a}_1(NBIN(\nu_0, \tau_0)) = \bar{y}_n = \nu_0 \frac{1 - \tau_0}{\tau_0} + 0_p(1). \quad (11)$$

А абсцисса "  $\pi - \pi$  " графика задается соотношением

$$r = \hat{\pi}(z; POIS(\hat{a}_1(NBIN(\nu_0, \tau_0)))) = \exp\left(\nu_0 \frac{1 - \tau_0}{\tau_0} (z - 1)\right) + 0_p(1), \quad (12)$$

откуда получаем неравенство

$$\exp\left\{-\nu_0 \frac{1 - \tau_0}{\tau_0}\right\} \leq r \leq 1. \quad (13)$$

Из соотношения (12) подстановка

$$(1 - \tau_0)(z - 1) = \frac{\tau_0 \ln r}{\nu_0} + 0_p(1) \quad (14)$$

в соотношение (9) приводит к представлению

$$R = \left(\frac{1}{1 - \frac{\ln r}{\nu_0}}\right)^{\nu_0} + 0_p(1), \quad \exp\left(-\nu_0 \frac{1 - \tau_0}{\tau_0}\right) \leq r \leq 1. \quad (15)$$

Итак, при справедливости гипотезы  $\Gamma_2$  в первом квадранте плоскости  $(r, R)$  будет наблюдаться график кривой в окрестности одной из кривых каталога кривых, определяемого главной частью соотношения (15), см.рис.1.

Далее предположим, что поведение "  $\pi - \pi$  " графика данных  $y$  реализуется согласно модели формулы (15).

В соответствии с "решающим правилом графического анализа" (см.§2.2 в разделе "Графические методы статистического анализа данных") кривую типа (15) с помощью преобразования (16)

$$\begin{cases} \tilde{R} = \exp\{\nu_0(1 - R^{-\frac{1}{\nu_0}})\} \\ \tilde{r} = r \end{cases} \quad (16)$$

распрявим, превратив в биссектрису первого координатного угла. Если при  $n \rightarrow \infty$  и при подстановке в соотношение (16) вместо  $\nu_0$  и  $\tau_0$  их состоятельных оценок  $\hat{\nu}_n$  и  $\hat{\tau}_n$  преобразованный "  $\pi - \pi$  " график данных  $y$  будет лежать в окрестности биссектрисы, это будет свидетельствовать в пользу справедливости гипотезы  $\Gamma_2$ .

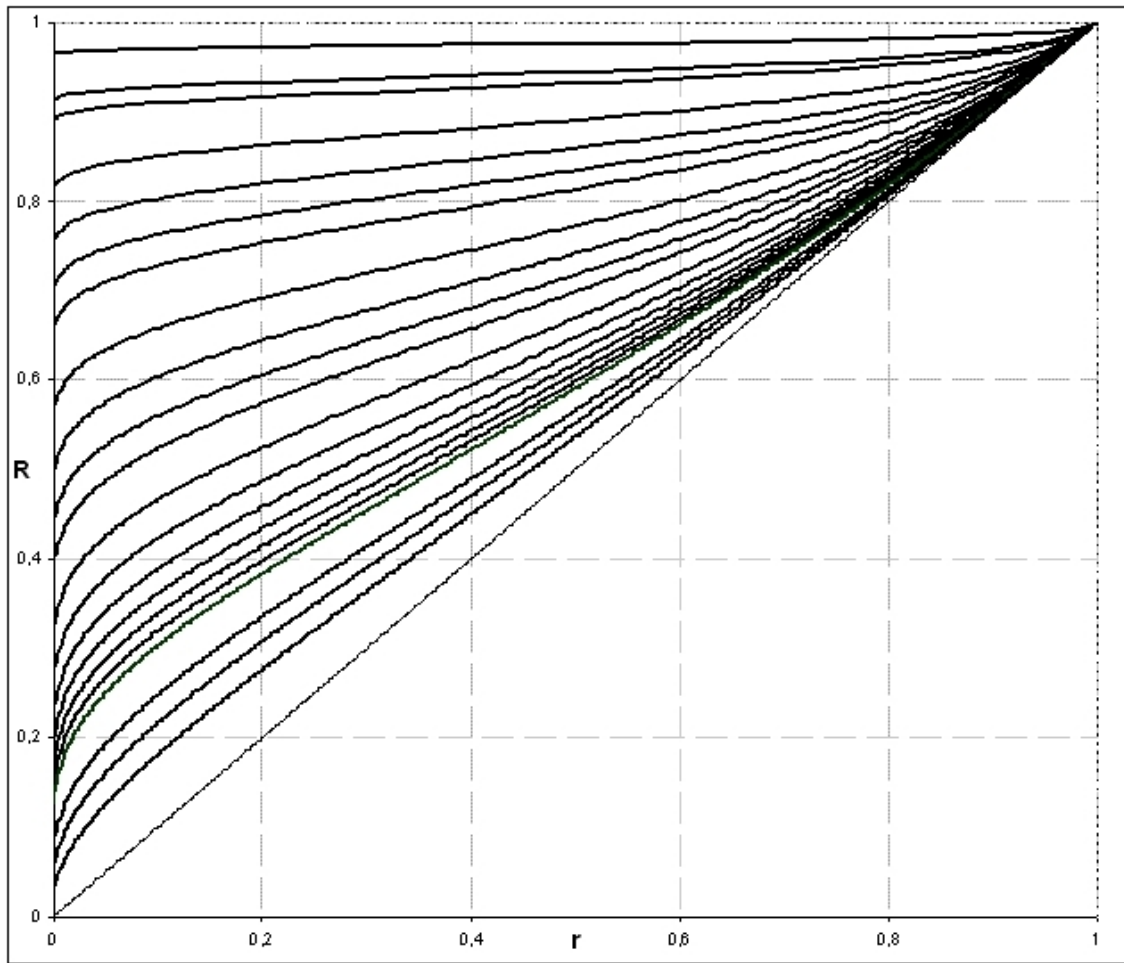


Рис. 1: Графический каталог предельных "π – π" графиков типа (5) и (15) в задаче проверки гипотезы пуассоновости выборки против ее отрицательной биномиальности.