

ЦЕНТРАЛЬНАЯ ПРЕДЕЛЬНАЯ ТЕОРЕМА ДЛЯ СТАТИСТИК ФИШЕРА

Ассистент Саидов Мансуржон Иномжонович,

Ферганский филиал Ташкентского университета информационных технологий.

Аннотация: В работе использовано представление для членов вариационного ряда составленного из равномерного распределения на отрезке, доказана центральная предельная теорема для центрированной и не центрированной статистик Фишера и скорость сходимости в этих предельных теоремах.

Ключевые слова: Вариационного ряда, центральная предельная теорема, случайные величины, распределения, статистика.

В работе используя представлением для членов вариационного ряда составленного из равномерного распределения на отрезке $[0; 1]$ (см. [1]) доказана центральная предельная теорема для центрированной и не центрированной статистик Фишера и скорость сходимости в этих предельных теоремах.

Пусть (u_1, u_2, \dots, u_n) выборка объёма n из равномерного распределения на $[0; 1]$ и

$$u_{1,n} < u_{2,n} < \dots < u_{k,n} < \dots < u_{n,n}$$

соответствующий ей вариационной ряд.

Известно, что для каждого фиксированного k ($1 \leq k \leq n$) имеет место

$$u_{k,n} \stackrel{d}{=} \frac{z_1 + z_2 + \dots + z_k}{z_1 + z_2 + \dots + z_{n+1}}, \quad (1)$$

где z_1, z_2, \dots независимые стандартные экспоненциальные одинаково распределённых случайных величин, “ d ” означает одинаково распределённость случайных величин ξ и η .

Статистика

$$F = \frac{n-s}{r} \cdot \frac{\sum_{i=1}^{2r} \xi_i^2}{\sum_{i=1}^{2(n-s)} \eta_i^2} \quad (2)$$

называет статистикой Фишера, где ξ_i, η_i независимые стандартно нормально распределенные случайные величины.

Определение. $\xi \in N(a, \sigma)$ означает, что случайная величина ξ распределена нормально с параметрами a и $\sigma > 0$. Обозначим через \bar{F} ,

$$\bar{F} = \frac{\sum_{i=1}^{2r} \xi_i^2}{\sum_{i=1}^{2(n-s)} \eta_i^2} \quad (3)$$

В статье доказаны следующие теоремы:

Теорема: 1. Существует абсолютная константа C такая, что

$$\sup_x \left| P \left\{ \frac{\bar{F} - \frac{r}{n-s}}{\sqrt{\frac{r(n-s+r)}{(n-s)^3}}} < x \right\} - \Phi(x) \right| \leq C \left(\frac{1}{\sqrt{r}} + \frac{1}{\sqrt{n-s}} \right) \quad (4)$$

Теорема: 2. Существует абсолютная константа C такая, что

$$\sup_x \left| P \left\{ \frac{F-1}{\sqrt{\frac{r(n-s+r)}{(n-s)}}} < x \right\} - \Phi(x) \right| \leq C \left(\frac{1}{\sqrt{r}} + \frac{1}{\sqrt{n-s}} \right) \quad (5)$$

Здесь $\Phi(x)$ - стандартная нормальная распределения, а C - абсолютная постоянная, причем $C+C=C$, $C \cdot C=C$.

Докажем один из теорем (например Теорема 1), а вторая доказывается аналогично.

Доказательство теоремы 1. Предельная теорема для F - распределение Фишера. Величина

$$\bar{F} = \frac{n-s}{r} \cdot F$$

имеет нецентрированное распределение Фишера, где

$$F = \frac{\sum_{i=1}^{2r} \xi_i^2}{\sum_{i=1}^{2(n-s)} \eta_i^2},$$

где $\xi_i, \eta_i \in N(0;1)$

Введем обозначения

$$y_i = \xi_i^2; \quad z_i = \eta_i^2,$$

тогда в силу представление (1) из [1]

$$F = \frac{y_1 + y_2 + \dots + y_r}{z_1 + z_2 + \dots + z_{n-s}}$$

или $F = \frac{S_r}{\hat{S}_{n-s}}$, где

$$S_r = y_1 + y_2 + \dots + y_r \quad \hat{S}_{n-s} = z_1 + z_2 + \dots + z_{n-s}$$

и S_r, \hat{S}_{n-s} независимы. Представим F в виде

$$\begin{aligned} F &= \frac{S_r}{\hat{S}_{n-s}} = \frac{S_r - ES_r + r}{\hat{S}_{n-s} - E\hat{S}_{n-s} + (n-s)} = \frac{r}{n-s} \left(1 + \frac{S_r - ES_r}{r} \right) \cdot \frac{1}{\left(1 + \frac{\hat{S}_{n-s} - E\hat{S}_{n-s}}{n-s} \right)} = \\ &= \frac{r}{n-s} \left(1 + \frac{\tilde{y}_1 + \tilde{y}_2 + \dots + \tilde{y}_r}{r} \right) \left(1 - \frac{\tilde{z}_1 + \tilde{z}_2 + \dots + \tilde{z}_{n-s}}{n-s} + \left(\frac{\tilde{z}_1 + \tilde{z}_2 + \dots + \tilde{z}_{n-s}}{n-s} \right)^2 \right) = \\ &= \frac{r}{n-s} \left(1 + \frac{\tilde{y}_1 + \tilde{y}_2 + \dots + \tilde{y}_r}{r} - \frac{\tilde{z}_1 + \tilde{z}_2 + \dots + \tilde{z}_{n-s}}{n-s} + O(\dots)^2 \right); \\ F - \frac{r}{n-s} &= \frac{r}{n-s} \left(1 + \frac{\tilde{y}_1 + \tilde{y}_2 + \dots + \tilde{y}_r}{r} - \frac{\tilde{z}_1 + \tilde{z}_2 + \dots + \tilde{z}_{n-s}}{n-s} + O(\dots)^2 \right) \\ D \left(F - \frac{r}{n-s} \right) &\sim \frac{r^2}{(n-s)^2} \cdot \frac{n-s+r}{r(n-s)} = \frac{r(n-s+r)}{(n-s)^3} \end{aligned}$$

Следовательно согласно центральной предельной теореме

$$\left(F - \frac{r}{n-s} \right) \sqrt{\frac{(n-s)^3}{r(n-s+r)}} \in N(0,1)$$

или если ввести обозначения

$$A = \frac{r}{n-s}; \quad B = \sqrt{\frac{(n-s)^{-3}}{r^{-1}(n-s+r)^{-1}}},$$

то $\left(\frac{F-A}{B}\right) \in N(0,1)$.

Рассмотрим функцию распределения F

$$P(F < x) = P(S_r < \hat{S}_{n-s}) = P(S_r - x\hat{S}_{n-s} < 0) = P(\Sigma < 0) = P\left\{\frac{\Sigma - E\Sigma}{\sqrt{D\Sigma}} - \frac{E\Sigma}{\sqrt{D\Sigma}}\right\},$$

где $\Sigma = S_r = x\hat{S}_{n-s}$.

Далее,

$$E\Sigma = rEy_1^2 - x(n-s) \quad Ez_1^2 = r - x(n-s)$$

Так как

$$Ez_1^2 = Ey_1^2 = Dy_1^2 + (Ey_1)^2 = Dy_1 = 1, \quad Dy_1^2 = Ey_1^4 - (Ey_1^2)^2 = Ey_1^4 - 1 = 2 - 1 = 1,$$

$$Ey_1^4 = \frac{2}{\sqrt{2\pi}} \int_0^\infty x^4 e^{-\frac{x^2}{2}} dx = \frac{2}{\sqrt{2\pi}} \int_0^\infty x^3 e^{-x^2} d\left(\frac{x^2}{2}\right) = \frac{2}{\sqrt{2\pi}} \int_0^\infty \left(\frac{x^2}{2}\right)^{\frac{3}{2}} 2^{\frac{3}{2}} e^{-\frac{x^2}{2}} d\left(\frac{x^2}{2}\right) =$$

$$\frac{4}{\sqrt{2\pi}} \int_0^\infty e^{\frac{3}{2}} e^{-y} dy = \frac{4}{\sqrt{\pi}} \Gamma\left(\frac{3}{2}\right) = \frac{4}{\sqrt{\pi}} \frac{1}{2} \Gamma\left(\frac{1}{2}\right) = 2.$$

Таким образом,

$$D\Sigma = rDy_1^2 + x^2(n-s)Dz_1^2 = r + x^2(n-s).$$

Следовательно,

$$P(F < x) = P\left\{\frac{\Sigma - E\Sigma}{\sqrt{D\Sigma}} < \frac{x(n-s) - r}{\sqrt{r + x^2(n-s)}}\right\}$$

Значит

$$\begin{aligned} \sup_x \left| P\{F < x\} - \Phi\left(\frac{x(n-s) - r}{\sqrt{r + x^2(n-s)}}\right) \right| &\leq \frac{\Gamma_{3n}}{[r + x^2(n-s)]^{\frac{3}{2}}} \leq \\ &\leq C \frac{r + |x|^3(n-s)}{[r + x^2(n-s)]^{\frac{3}{2}}} \leq \frac{C(r + |x|^3(n-s))}{r^{\frac{3}{2}} + |x|^3(n-s)^{\frac{3}{2}}} \leq C\left(\frac{1}{\sqrt{r}} + \frac{1}{\sqrt{n-s}}\right), \end{aligned}$$

И теперь вместо x надо взять $xB + A$, где

$$A = \frac{r}{n-s}, \quad B = \frac{(n-s+r)^2}{(n-s)^3}, \quad (xB + A)(n-s) - r = xB(n-s) = x\sqrt{\frac{r(n-s+r)}{n-s}}$$

$$r + (xB + A)^2(n-s) = r + A^2(n-s) + x^2B^2(n-s) + 2AB(n-s)x =$$

$$= r + \frac{r^2}{n-s} + x^2 \frac{r(n-s+r)}{(n-s)^2} + 2xr \sqrt{\frac{r(n-s+r)}{(n-s)^3}} = \frac{r(n-s+r)}{n-s} + x^2 \frac{r(n-s+r)}{(n-s)^2} + 2x \sqrt{\frac{r^3(n-s+r)}{(n-s)^3}}$$

Подсчитаем

$$\Phi\left(\frac{(xB+A)(n-s)-r}{\sqrt{r+(xB+A)^2(n-s)}}\right) = \Phi\left(\frac{x}{\sqrt{1+\frac{x^2}{n-s}+2x\sqrt{\frac{r^3(n-s+r)}{(n-s)^3}} \cdot \frac{n-s}{r(n-s+r)}}}\right) =$$

$$= \Phi\left(\frac{x}{\sqrt{1+\frac{x^2}{n-s}+2x\sqrt{\frac{r}{(n-s)(n-s+r)}}}}\right).$$

Рассмотрим отдельно случай например $x \leq Cn^{\frac{1}{4}}$ и $x > Cn^{\frac{1}{2}}$ и можно показать, что

$$\Phi\left(\frac{x}{\sqrt{1+\frac{x^2}{n-s}+2x\sqrt{\frac{r}{(n-s)(n-s+r)}}}}\right) = \Phi\left(x\left(1-\frac{x^2}{2(n-s)}-x\sqrt{\frac{r}{(n-s)(n-s+r)}}\right)+\dots\right) =$$

$$= \Phi\left(x-x^2\sqrt{\frac{r}{(n-s)(n-s+r)}}+\dots\right) = \Phi(x) + O\left(\sqrt{\frac{r}{(n-s)(n-s+r)}}\right)$$

и следовательно

$$\sup_x \left| P\left(\frac{F-A}{B} < x\right) - \Phi(x) \right| \leq C \left(\frac{1}{\sqrt{r}} + \frac{1}{\sqrt{n-s}} + \sqrt{\frac{r}{(n-s)(n-s+r)}} \right) \leq C \left(\frac{1}{\sqrt{r}} + \frac{1}{\sqrt{n-s}} \right)$$

Теорема доказана.

Замечание, Аналогичный результат можно получать для F величины, имеющей центрированное распределение Фишера.

$$\sup_x \left| P\left(\frac{F-1}{\sqrt{\frac{n-s+r}{r(n-s)}}} < x\right) - \Phi(x) \right| \leq C \left(\frac{1}{\sqrt{r}} + \frac{1}{\sqrt{n-s}} \right)$$

Литература:

1. Tolipov, N., Xudoynazarov, Q., & Munavarjonov, S. (2023). ОБ ОДНОЙ НЕКОРРЕКТНОЙ ЗАДАЧЕ ДЛЯ БИГАРМОНИЧЕСКОГО УРАВНЕНИЯ В ПОЛУШАРЕ. Research and implementation.
2. Nasriddinov, O., Maniyozov, O., & Bozorqulov, A. (2023). XUSUSIY HOSILALI DIFFERENSIAL TENGLAMALARNING UMUMIY YECHIMNI TOPISHNING XARAKTERISTIKALAR USULI. Research and implementation.