

## ВОПРОСЫ ПРИМЕНЕНИЯ КРИТЕРИЕВ СОГЛАСИЯ В СЛУЧАЕ ИСПОЛЬЗОВАНИЯ НЕПАРАМЕТРИЧЕСКИХ ОЦЕНОК

А.В. Французов, Б.Ю. Лемешко

Новосибирский государственный технический университет  
Новосибирск, Россия. E-mail: headrd@fpm.ami.nstu.ru

**Аннотация.** Методами статистического моделирования исследованы распределения статистик критериев согласия типа Колмогорова, типа  $\omega^2$  и  $\Omega^2$  Мизеса,  $\chi^2$  Пирсона при проверке адекватности непараметрических моделей законов распределений. Показано, что получаемые распределения статистик критериев согласия зависят от достаточно большого числа факторов и существенно отличаются от предельных законов, имеющих место в параметрическом случае.

### Постановка задачи

В последнее время в качестве моделей законов распределения наблюдаемых случайных величин популярно использование различных непараметрических оценок. Это обусловлено тем, что на практике далеко не всегда располагают информацией о том, какая параметрическая модель закона предпочтительней для описания наблюдаемой случайной величины. В то же время, не смотря на многочисленность исследований, посвященных различным аспектам работы с непараметрическими оценками, практически не уделяется внимания задаче проверке адекватности построенных непараметрических моделей. Целью данной работы явилось исследование возможности проверки адекватности непараметрических моделей с применением различных критериев согласия, в том числе типа Колмогорова, типа  $\omega^2$  и  $\Omega^2$  Мизеса, типа  $\chi^2$  Пирсона.

### Используемые непараметрические оценки плотности

В качестве непараметрических моделей в работе рассматриваются оценки плотности Розенבלата–Парзена, имеющие вид [1]

$$p_n(x) = \frac{1}{n\lambda_n} \sum_{i=1}^n \varphi\left(\frac{x-x_i}{\lambda_n}\right), \quad (1)$$

где  $x_i, i=1, \dots, n$  – выборка наблюдений одномерной непрерывной случайной величины (с.в.),  $\lambda_n$  – параметр размытости, а  $\varphi(u)$  – колоколообразная (ядерная) функция, удовлетворяющая следующим условиям регулярности:

$$\begin{aligned} \varphi(u) = \varphi(-u); \quad 0 \leq \varphi(u) \leq \infty; \quad \int \varphi(u) du = 1; \quad \int u^2 \varphi(u) du = 1; \\ \int u^m \varphi(u) du < \infty; \quad 0 \leq m < \infty. \end{aligned} \quad (2)$$

В ходе настоящих исследований использовались ядерные функции двух видов:

- 1) квадратичная ядерная функция [2], обладающая наилучшими свойствами при минимизации среднеквадратичной ошибки аппроксимации

$$\varphi_1(u) = \begin{cases} \frac{3}{4\sqrt{5}} - \frac{3}{20\sqrt{5}} u^2, & \text{если } |u| \leq \sqrt{5}; \\ 0, & \text{если } |u| > \sqrt{5}; \end{cases} \quad (3)$$

- 2) функция плотности стандартного нормального закона

$$\varphi_2(u) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{u^2}{2}}. \quad (4)$$

## Распределения статистик непараметрических критериев согласия при непараметрическом оценивании

При проверке простых гипотез не имеет значения, каким образом задан рассматриваемый закон: в виде некоторого параметрического распределения  $F(x, \theta)$  или в виде непараметрической оценки (1). И в том и в другом случае, предельными распределениями рассматриваемых статистик являются их классические распределения. Для статистики Колмогорова – это распределение Колмогорова  $K(S)$ , для статистики  $\omega^2$  Мизеса – распределение  $a1(S)$ , для статистики  $\Omega^2$  Мизеса – распределение  $a2(S)$ , для статистики  $\chi^2$  Пирсона –  $\chi^2_{k-1}$ -распределения с  $k-1$  степенями свободы. При проверке адекватности непараметрической модели (1) мы оказываемся в ситуации простой проверяемой гипотезы, если данная модель построена по некоторой другой выборке.

Как и в параметрическом случае, при проверке сложных гипотез распределения статистик критериев типа Колмогорова, типа  $\omega^2$  и  $\Omega^2$  Мизеса зависят от истинного закона распределения, соответствующего гипотезе  $H_0$ . Рис. 1 демонстрирует эту зависимость на примере статистики Колмогорова. На рисунке приведены условные распределения статистики типа Колмогорова  $G(S_k | H_0)$  в случае различных законов наблюдаемых случайных величин (различных гипотезах  $H_0$ ). В данном случае выборки с.в. объемом  $n = 50$

моделировались по законам: экспоненциальному с плотностью  $Exp(\mu, \sigma) = \frac{1}{\sigma} \exp\left\{-\frac{x-\mu}{\sigma}\right\}$ ,

логистическому –  $log(\mu, \sigma) = \frac{\pi}{\sigma\sqrt{3}} \exp\left\{-\frac{\pi(x-\mu)}{\sigma\sqrt{3}}\right\} / \left[1 + \exp\left\{-\frac{\pi(x-\mu)}{\sigma\sqrt{3}}\right\}\right]^2$ , Коши –

$Cauchy(\mu, \sigma) = \frac{\sigma}{\pi[\sigma^2 + (x-\mu)^2]}$ . Использовались ядерные функции (3). Для формирования

выборки статистик эксперимент повторялся  $N = 5000$  раз. Полученные результаты подтвердили, что при проверке сложных гипотез распределения статистик существенно зависят от истинного закона, соответствующего проверяемой гипотезе  $H_0$ . Подчеркнем, что аналогичные тенденции прослеживаются для статистик всех критериев.

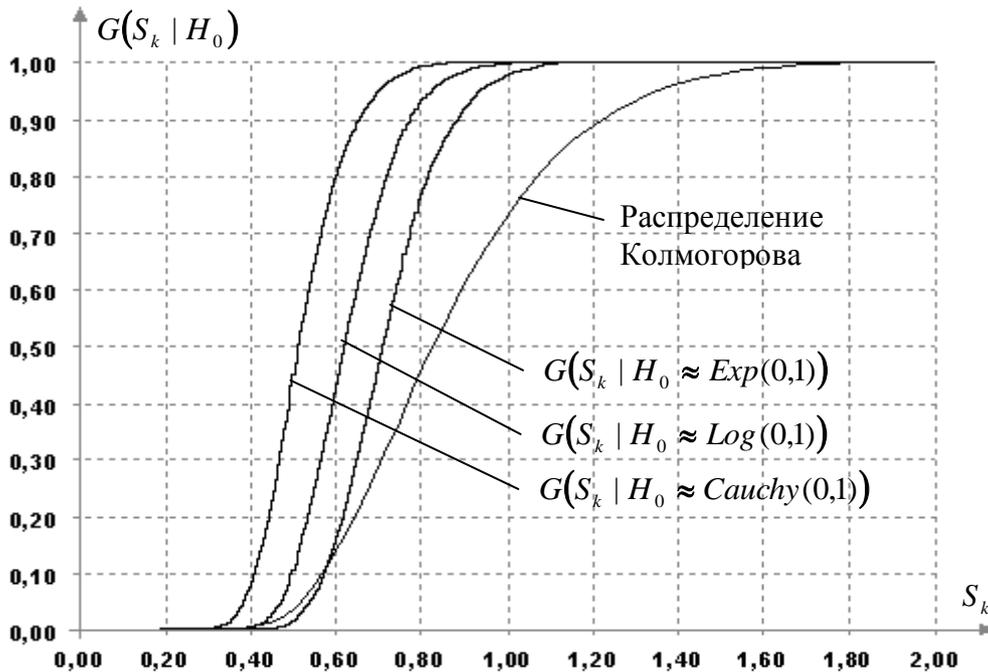


Рис. 1. Распределения статистики типа Колмогорова при сложной гипотезе в зависимости от истинного закона, соответствующего гипотезе  $H_0$

Проведенные исследования показали, что для непараметрических моделей при проверке сложных гипотез прослеживается существенно большая зависимость от  $n$ , по сравнению с параметрическим случаем, и более медленная сходимость распределений статистик к предельным.

Результаты исследований показали, что тип используемых ядерных функций оказывает влияние на распределения статистик рассматриваемых критериев. Причем, с ростом объема выборки различие становится более существенным [3]. Кроме того, распределения статистик  $G(S|H_0)$  зависят также и от метода оценивания параметра размытости  $\lambda_n$ .

### Распределения статистик критериев согласия типа $\chi^2$ Пирсона при непараметрическом оценивании

Проведенные исследования показали, что при проверке сложных гипотез распределения статистик критериев согласия типа  $\chi^2$  зависят от тех же факторов, что и распределения статистик непараметрических критериев, а также от способа группирования. При этом, получаемые распределения статистики существенно отличаются от предельных  $\chi^2_{k-r-1}$ -распределений, которые имеют место при проверке согласия с параметрическими моделями и оценивании параметров по группированным данным.

Рис. 2 демонстрирует зависимость распределения статистики  $\chi^2$  Пирсона от объема выборки с.в., по которой строилась непараметрическая модель. Выборки моделировались по нормальному закону, использовалось равноинтервальное группирование с 5 интервалами и ядерные функции (3). Видно, что, начиная с выборок объемом 500 с.в., распределение статистики стремится к своему предельному закону. Было установлено, что в данном случае хорошей аппроксимацией распределения статистики является распределение  $\Gamma(1.855, 1.362)$  с масштабом 1.089 и сдвигом 0.016.

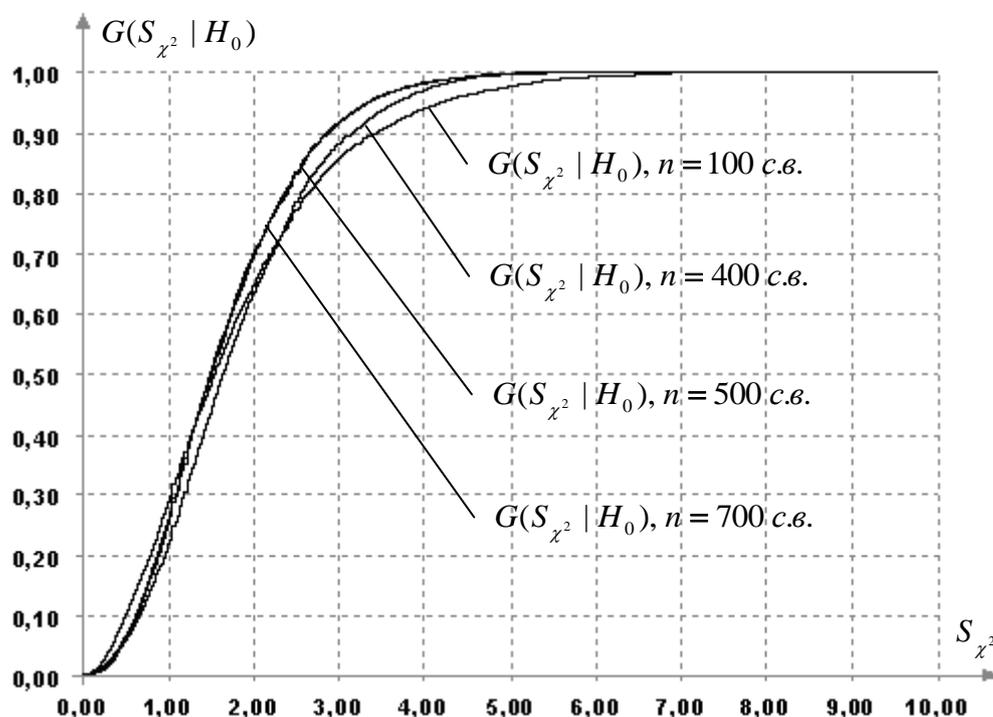


Рис. 2. Зависимость статистики  $\chi^2$  при проверке сложной гипотезы от объема выборки с.в.

Влияние способа группирования на распределение статистики  $\chi^2$  Пирсона отражено на рис. 3. Выборки объемом 100 элементов моделировались по нормальному закону, использовалось 5 интервалов группирования и ядерные функции (3).

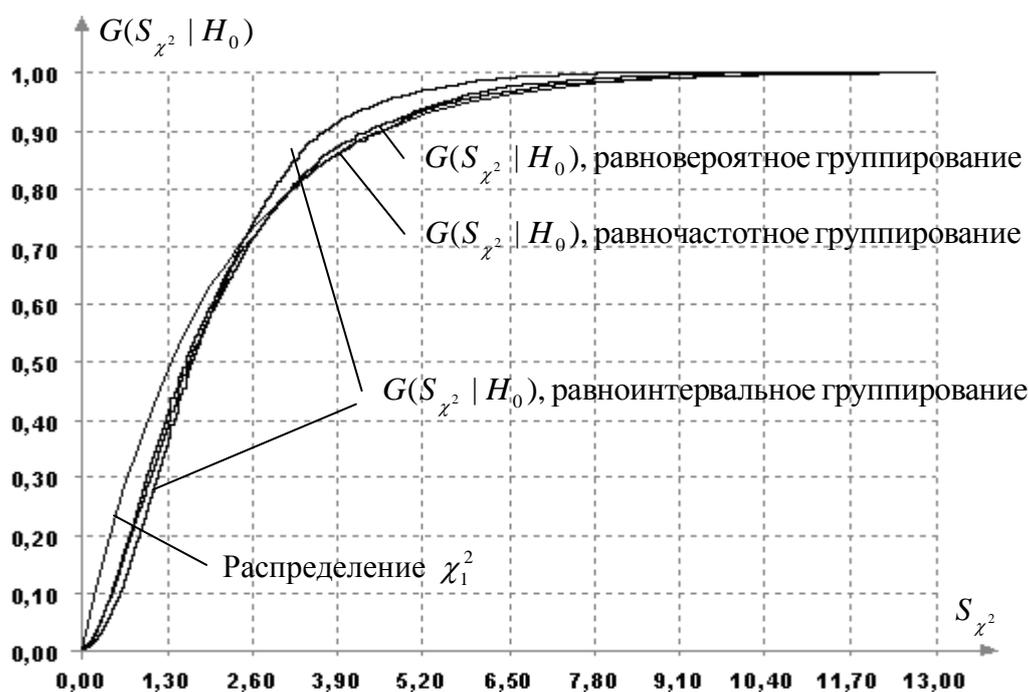


Рис. 3. Зависимость статистики  $\chi^2$  при проверке сложной гипотезы от типа группирования

### Заключение

При проверке адекватности непараметрической модели мы имеем дело с простой проверяемой гипотезой только в том случае, если построение оценки и проверка согласия осуществляются по разным выборкам (или по разным частям одной выборки). В таких ситуациях процедура проверки должна опираться на классические предельные распределения статистик критериев независимо от вида наблюдаемого закона.

Проверка сложных гипотез о согласии при использовании непараметрических оценок (по сравнению с применением параметрических моделей) отличается еще большим многообразием факторов, определяющих “сложность” гипотезы (и вид распределения статистики). На распределения статистик критериев согласия существенно влияют: истинный закон распределения наблюдаемой случайной величины, соответствующий проверяемой гипотезе  $H_0$ ; вид используемой ядерной функции; объем выборки; метод оценивания (вид оценки) параметра или параметров размытости. Распределения статистик критериев типа  $\chi^2$  Пирсона при заданном числе интервалов зависят также и от способа группирования. Причем распределения статистик достаточно медленно сходятся к некоторым предельным, которые зависят от вида истинного закона.

Проведенные исследования показали возможность использования критериев согласия для проверки адекватности непараметрических моделей законов распределений при проверке как простых, так и сложных гипотез. На основе компьютерного моделирования и анализа полученных эмпирических распределений можно строить модели предельных распределений статистик критериев согласия для различных проверяемых (сложных) гипотез.

### Литература

1. Parzen E. On the estimation of probability density function and the mode // Ann. Math. Stat., 1962. – Vol. 33. – P.1065-1076.
2. Епанечников В.А. Непараметрическая оценка многомерной плотности вероятности. Теория вероятностей и ее применения, 1969. – Т.14. – № 1. – с. 156-161.
3. Лемешко Б.Ю., Постовалов С.Н., Французов А.В. К применению непараметрических критериев согласия для проверки адекватности непараметрических моделей // Автометрия. 2002. – № 2. – С. 3-15.