О критериях проверки отсутствия тренда в характеристиках рассеяния

И. В. Веретельникова, Б. Ю. Лемешко[1]
Новосибирский государственный технический университет

Методами статистического моделирования исследованы распределения статистик множества параметрических и непараметрических критериев, предназначенных для проверки гипотез о случайности или об отсутствии тренда в характеристиках рассеяния. Соответствующие исследования проводились при справедливости проверяемой гипотезы в зависимости от объемов выборок. Предложена и реализована процедура интерактивного моделирования распределений статистик критериев, что позволило корректно применять соответствующие критерии в условиях нарушения стандартных предположений. Приводятся результаты сравнительного анализа мощности критериев по отношению к конкурирующим гипотезам с различными моделями линейного, периодического и смешанного тренда в характеристиках рассеяния, делаются выводы о предпочтительности использования тех или иных критериев.

Ключевые слова: тренд, гипотеза о случайности, статистическое моделирование, мощность критерия.

1. Введение

Для проверки гипотезы о случайности или об отсутствии тренда как в математическом ожидании, так и в характеристиках рассеяния в разное время предложено множество параметрических и непараметрических критериев. Однако имеющиеся источники не позволяют судить о преимуществах тех или иных критериев. Существующие работы не содержат четких рекомендаций, очерчивающих область применения и предпосылки, выполнение которых обеспечивает корректность статистических выводов при использовании рассматриваемых критериев. Основной предпосылкой, обеспечивающей корректное применение параметрических критериев, как правило, является предположение о нормальном законе распределения шума, что далеко не всегда выполняется на практике. Использование непараметрических критериев опирается на асимптотические распределения статистик этих критериев. При ограниченных объемах выборок распределения статистик параметрических и непараметрических критериев могут существенно отличаться от соответствующих предельных распределений статистик, используемых в процедуре проверки гипотезы. В случае непараметрических критериев проблема зачастую усугубляется из-за ярко выраженной дискретности статистики. В таких ситуациях использование при проверке гипотезы предельного (асимптотического) распределения статистики вместо «истинного» распределения этой статистики может приводить к неверному выводу.

В данной работе методами статистического моделирования исследовались распределения статистик и мощность ряда статистических критериев, ориентированных на проверку гипотез об отсутствии тренда в характеристиках рассеяния (в дисперсии) наблюдаемой последовательности случайных величин (результатов измерений).

[1] Работа выполнена при поддержке Министерства образования и науки РФ в рамках проектной части государственного задания (№ 2.541.2014/К).

2. Общие сведения о проверяемых статистических гипотезах

При проверке отсутствия тренда в характеристиках рассеивания задача формулируется следующим образом. Предполагается, что наблюдается временной ряд значений $x_1, x_2, ..., x_n$ взаимно независимых случайных величин. Проверяется гипотеза $H_0 : \sigma_i = \sigma$, $i = 1, 2, \dots, n$, о том, что все выборочные значения принадлежат к одной генеральной совокупности со среднеквадратическим отклонением σ, против конкурирующей гипотезы о наличии тренда $H_l : |\sigma_{i+1} - \sigma_i| > 0$, $i = 1, 2, \dots, n-1$.

При проверке отсутствия сдвига в дисперсии (в характеристиках рассеяния) предполагается, что наблюдаемая последовательность измерений x_1, ..., x_n имеет одно и то же среднее μ. Проверяется гипотеза H_0: $\sigma_1^2 = \dots = \sigma_n^2 = \sigma_0^2$ (σ_0^2 неизвестно) против конкурирующей гипотезы

$$H_l: \quad \sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \dots = \sigma_k^2 = \sigma_0^2; \quad \sigma_{k+1}^2 = \sigma_{k+2}^2 = \dots = \sigma_n^2 = \sigma_0^2 + \delta; \quad (\delta > 0),$$

утверждающей, что значение дисперсии меняется в некоторой неизвестной точке, то есть k неизвестно ($1 \le k \le n-1$).

Анализ мощности критериев проводился для ситуации принадлежности наблюдаемых случайных величин нормальному закону. Проверяемой гипотезе H_0 соответствует выполнение предположения о независимости наблюдаемых случайных величин (отсутствие тренда). В качестве конкурирующих гипотез рассматривались различные ситуации, соответствующие наличию тренда в дисперсии.

Для критериев обнаружения изменения дисперсии в неизвестной точке при анализе мощности критериев в качестве конкурирующих гипотез (при нормальном распределении случайных величин) рассматривались близкие к H_0 гипотезы, когда в некоторый момент стандартное отклонение увеличивалось на 5, 10, 15%:

$$H_1: \quad \sigma_1^2 = \dots = \sigma_k^2 = 1; \quad \sigma_{k+1}^2 = \dots = \sigma_n^2 = 1.1025,$$
$$H_2: \quad \sigma_1^2 = \dots = \sigma_k^2 = 1; \quad \sigma_{k+1}^2 = \dots = \sigma_n^2 = 1.21,$$
$$H_3: \quad \sigma_1^2 = \dots = \sigma_k^2 = 1; \quad \sigma_{k+1}^2 = \dots = \sigma_n^2 = 1.3225,$$

где $k = n/2$.

В качестве более далекой рассматривалась конкурирующая гипотеза

$$H_4: \quad \sigma_1^2 = \dots = \sigma_k^2 = 1; \quad \sigma_{k+1}^2 = \dots = \sigma_n^2 = 4.$$

Поскольку временной ряд, соответствующий гипотезе H_1, визуально не отличим от ядов, соответствующих гипотезам H_2, H_3, на рис. 1 для сравнения приведен только временной ряд при H_1.

Наличие линейного тренда в характеристиках рассеяния наблюдаемого ряда случайных величин (изменение масштабного параметра) на интервале $t \in [0,1]$ может моделироваться в соответствии с соотношением

$$x_i = \xi_i (1 + c t_i), \qquad (1)$$

где $c \in (-1, \infty)$, $t_i = (i-1)\Delta t$, $\Delta t = 1/n$ Справедливой проверяемой гипотезе H_0 соответствует значение параметра $c = 0$.

В случае наличия периодического тренда в характеристиках рассеяния случайные величины могут моделироваться, например, в соответствии с соотношением

$$x_i = \xi_i (1 + d \cdot \sin(2k\pi t_i)) \qquad (2)$$

при $|d| < 1$. В случае смешанного тренда – в соответствии с выражением

$$x_i = \xi_i (1 + ct_i + d \sin(2k\pi t_i)), \quad (3)$$

при $|d| < 1$, если $c \geq 0$, и при $|d| < 1 + c$, если $c \in (-1, 0)$. Отсутствию периодической составляющей тренда соответствует значение параметра $d = 0$, а отсутствию линейной – $c = 0$.

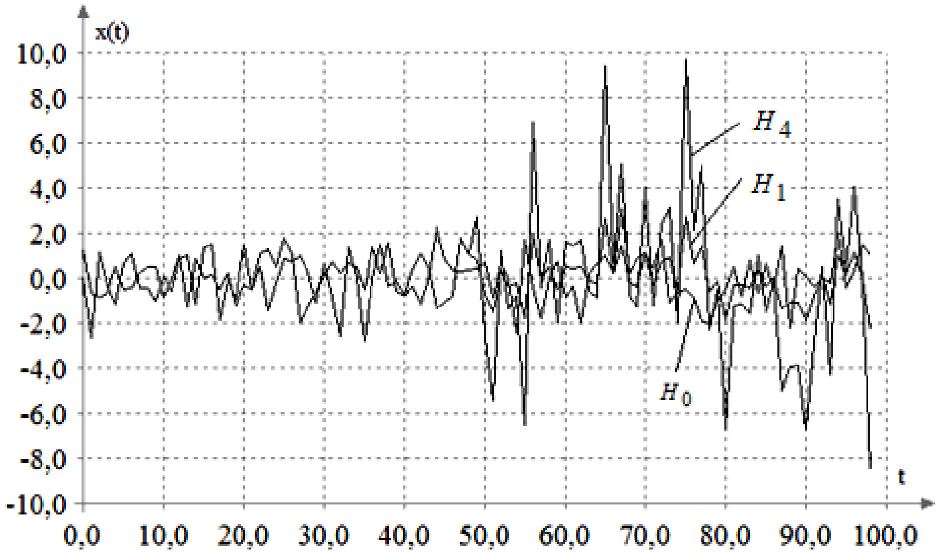

Рис. 1. Тренд, соответствующий гипотезам H_0, H_1, H_4

При анализе мощности относительно линейного, периодического и смешанного тренда в характеристиках рассеяния (в дисперсии) случайной величины рассматривались конкурирующие гипотезы:

$$H_5: \quad x_i = \xi_i (1 + ct_i), \quad c = 1;$$
$$H_6: \quad x_i = \xi_i (1 + d \cdot \sin(2k\pi t_i)), \quad d = 0.8, \quad k = 2;$$
$$H_7: \quad x_i = \xi_i (1 + ct_i + d \sin(2k\pi t_i)), \quad c = 1, \quad d = 0.8, \quad k = 2.$$

Вид соответствующих процессов демонстрируется на рис. 2 – 4.

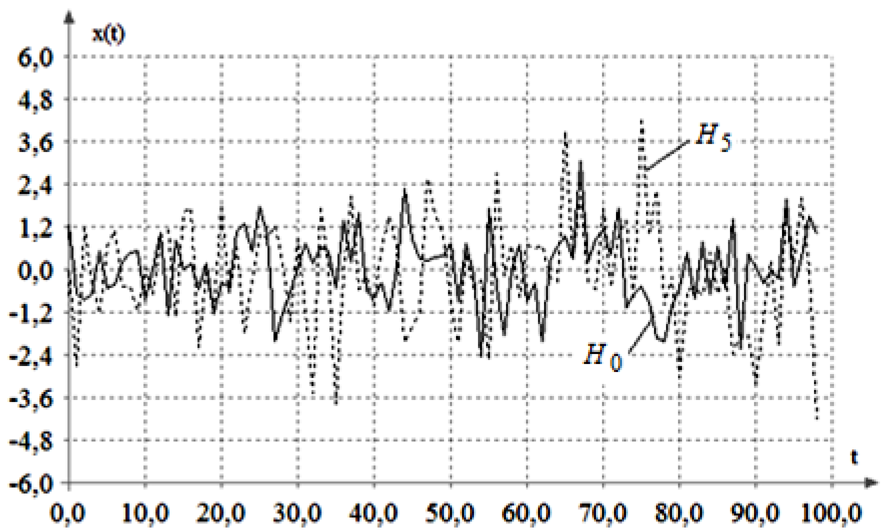

Рис. 2. Линейный тренд в характеристиках рассеяния при H_5

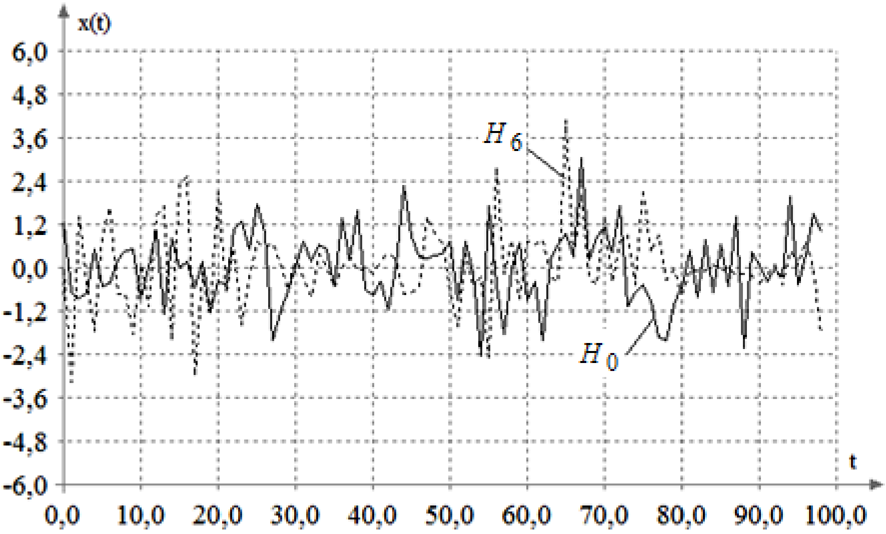

Рис. 3. Периодический тренд в характеристиках рассеяния при H_6

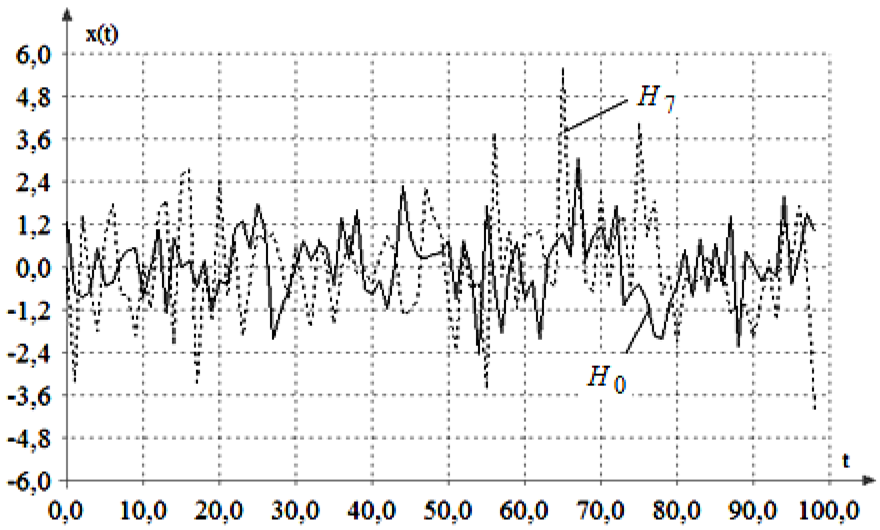

Рис. 4. Смешанный тренд в характеристиках рассеяния при H_7

Рассматриваемые ниже критерии сравнивались по мощности относительно конкурирующих гипотез $H_1 \div H_7$

3. Критерии обнаружения тренда в характеристиках рассеяния

3.1. Критерий Фостера–Стюарта

В зависимости от вида используемой статистики этот непараметрический критерий может применяться для проверки гипотез об отсутствии тренда в средних значениях или в дисперсиях (в характеристиках рассеяния). Критерий, используемый для обнаружения тренда в характеристиках рассеяния, имеет вид [1]:

$$S = \sum_{i=2}^{n} S_i \, , \tag{4}$$

где $S_i = u_i + l_i$;

$u_i = 1$, если $x_i > x_{i-1}, x_{i-2}, ..., x_1$, иначе $u_i = 0$;

$l_i = 1$, если $x_i < x_{i-1}, x_{i-2}, ..., x_1$, иначе $l_i = 0$.

Очевидно, что $0 \le S \le n-1$.

При отсутствии тренда нормализованные статистики:

$$\tilde{t} = \frac{S-\mu}{\hat{\sigma}_S}, \tag{5}$$

где

$$\mu = 2\sum_{i=2}^{n}\frac{1}{i}, \quad \hat{\sigma}_S = \sqrt{\mu - 4\sum_{i=2}^{n}\frac{1}{i^2}} \approx \sqrt{2\ln n - 3{,}4253},$$

приближенно описываются распределением Стьюдента с $\nu = n$ степенями свободы. Проверяемая гипотеза об отсутствии соответствующего тренда отклоняется при больших по модулю значениях статистик (5).

На самом деле областью определения статистики $\tilde{t}$ является область дискретных значений. Исследование распределений статистики показало, что даже при достаточно больших объемах выборок порядка $n = 100, 200$ дискретные распределения статистики критерия существенно отличаются от распределения Стьюдента с n степенями свободы [2]. Функции распределения статистики $\tilde{t}$ показаны на рис. 5.

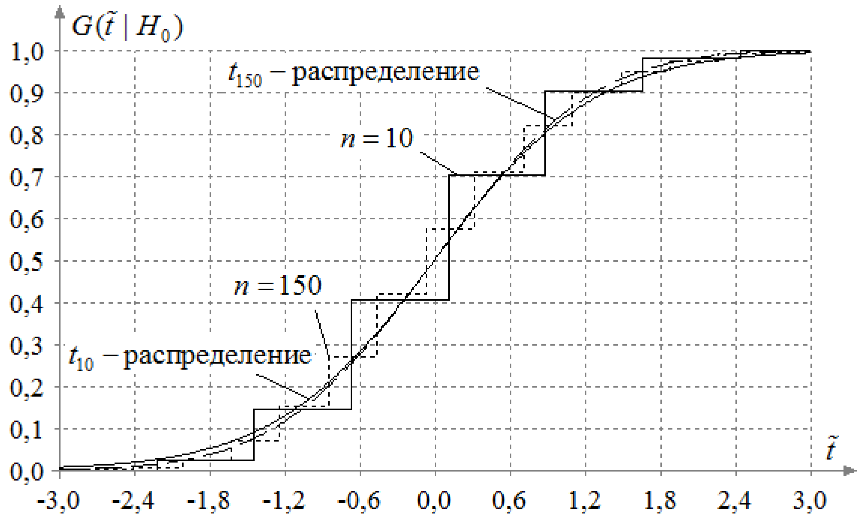

Рис. 5. Функции распределения статистики (5) критерия Фостера–Стюарта в зависимости от объёмов выборок

Отсюда следует, что использование для вычисления достигнутого уровня значимости (p-value) вместо действительных (дискретных) распределений статистик асимптотических t-распределений Стьюдента может приводить к существенным ошибкам.

3.2. Критерий Кокса–Стюарта

Критерий Кокса–Стюарта при проверке гипотезы об отсутствии тренда в дисперсии (в характеристиках рассеяния) строится следующим образом.

Исходная выборка $x_1,...,x_n$ разбивается на $[n/k]$ подвыборок объемом k элементов $x_1,...,x_k$; $x_{k+1},...,x_{2k}$; $x_{2k+1},...,x_{3k}$; ...; $x_{n-k+1},...,x_n$ (если n не делится на k, отбрасывается необходимое число измерений в центре). Для каждой i-й подвыборки находится размах w_i ($1 \le i \le r$, $r = [n/k]$). Далее полученная последовательность размахов w_i проверяется на наличие тренда в средних значениях критерием со статистикой

$$S_1^* = \frac{S_1 - E[S_1]}{\sqrt{D[S_1]}}, \tag{7}$$

где

$$S_1 = \sum_{i=1}^{[n/2]} (n-2i+1)h_{i,n-i+1}\,,\ E[S_1] = \frac{n^2}{8}\,,\ D[S_1] = \frac{n(n^2-1)}{24}\,,$$

где $h_{i,j} = 1$, если $x_i > x_j$, и $h_{i,j} = 0$, если $x_i \le x_j$ $(i < j)$. При справедливости проверяемой гипотезы об отсутствии тренда распределение (7) приближенно описывается стандартным нормальным законом.

Величину k в [3] рекомендуется выбирать из следующих соотношений:

$$n \ge 90 \to k = 5;\quad 64 \le n < 90 \to k = 4;$$
$$48 \le n < 64 \to k = 3;\quad n < 48 \to k = 2.$$

Дискретность распределения статистики S_1^* при обнаружении тренда в дисперсии заметно выше дискретности распределения статистики Кокса–Стюарта для тренда в средних. Это естественно, так как анализируемая выборка размахов содержит лишь $[n/k]$ элементов. При использовании критерия Кокса–Стюарта для обнаружения тренда в дисперсиях отличием дискретного распределения статистики от стандартного нормального закона можно практически пренебречь лишь при $n > 170$ [4].

3.3. Критерии Хсу обнаружения «сдвига дисперсии» и определения точки сдвига

В данном критерии отклонение проверяемой гипотезы о случайности (об отсутствии тренда) может свидетельствовать об обнаружении “сдвига дисперсии”. Статистика критерия Хсу имеет вид [5]

$$H = \frac{\sum_{i=1}^{n} (i-1)(x_i - m_x)^2}{(n-1)\sum_{i=1}^{n} (x_i - m_x)^2}\,,\ 0 \le H \le 1, \qquad (8)$$

где m_x – медиана вариационного ряда. В предположении, что математические ожидания последовательности случайных величин имеют одно и то же значение, проверяется гипотеза о неизменности дисперсий. В качестве конкурирующей гипотезы может рассматриваться изменение дисперсии наблюдаемых величин в некоторый (неизвестный) момент (начиная с некоторого элемента выборки). Критерий двусторонний: проверяемая гипотеза об отсутствии сдвига в дисперсии отклоняется при малых и больших значениях статистики (8).

Обычно критерий используется в нормализованной форме

$$H^* = \frac{H - 1/2}{\sqrt{D[H]}}\,, \qquad (9)$$

где $D[H] = \dfrac{n+1}{6(n-1)(n+2)}$.

Статистика (9) при справедливости гипотезы об отсутствии изменения дисперсии в асимптотике подчиняется стандартному нормальному закону.

Результаты моделирования показали [6], что при $n > 30$ распределение статистики достаточно хорошо согласуется со стандартным нормальным законом.

Распределения статистики (9) сильно зависят от закона распределения, которому принадлежат случайные величины. При этом наибольшее отклонение от стандартного нормального закона наблюдается в случае принадлежности случайных величин законам с тяжелыми хвостами. Существенно влияет на распределение статистики и асимметричность закона.

Критерий, позволяющий определить точку изменения дисперсии (в случае принадлежности наблюдений нормальному закону), предложен в [5]. Статистика этого критерия строится следующим образом. Пусть для $k = 1, 2, ..., n-1$

$$w_k = \sum_{i=1}^{k} (x_i - m_x)^2,$$

$$W_k = \frac{w_n - w_k}{w_k} \frac{k}{n-k},$$

где k соответствует искомой точке изменения дисперсии. В случае принадлежности x_i нормальному закону величины W_k, $k = 1, 2, ..., n-1$, принадлежат соответствующим $F_{n-k,k}(W)$ - распределениям Фишера с $n-k$ и k степенями свободы.

Далее по соответствующим функциям распределения находим $\gamma_k = F_{n-k,k}(W_k)$, где при отсутствии «сдвига в дисперсии» γ_k должны подчиняться равномерному закону.

Статистика G-критерия имеет вид

$$G = \frac{1}{n-1} \sum_{k=1}^{n-1} \gamma_k, \quad 0 \le G \le 1. \tag{10}$$

Гипотеза об отсутствии изменения дисперсии отклоняется с уровнем значимости α, если $G < G_{\alpha/2}$ или $G > G_{1-\alpha/2}$. В этом случае значение k, которому соответствует максимальная величина $|\gamma_k - 1/2|$, дает оценку искомой точки изменения значения дисперсии в наблюдаемом ряду. При $x_1 = m_x$ значение $w_1 = 0$, значит $W_1 = \infty$ и $\gamma_1 = 1$.

Изменение распределения статистики (10) в зависимости от объема выборки для случая выполнения предположения о нормальности анализируемых выборок иллюстрирует рис. 6.

В первоисточниках вид предельного распределения статистики (10) не приводится, даны лишь процентные точки.

На основе результатов статистического моделирования нами было показано, что хорошей моделью предельного распределения статистики (10) является бета-распределение 1-го рода с плотностью

$$f(x) = \frac{1}{\theta_2 \mathrm{B}(\theta_0, \theta_1)} \left(\frac{x - \theta_3}{\theta_2} \right)^{\theta_0 - 1} \left(1 - \frac{x - \theta_3}{\theta_2} \right)^{\theta_1 - 1}$$

и значениями параметров $\theta_0 = 2.7663$, $\theta_1 = 2.7663$, $\theta_2 = 1$, $\theta_3 = 0$. Опираясь на этот закон можно находить процентные точки $G_{\alpha/2}$ и $G_{1-\alpha/2}$ или значения p-value.

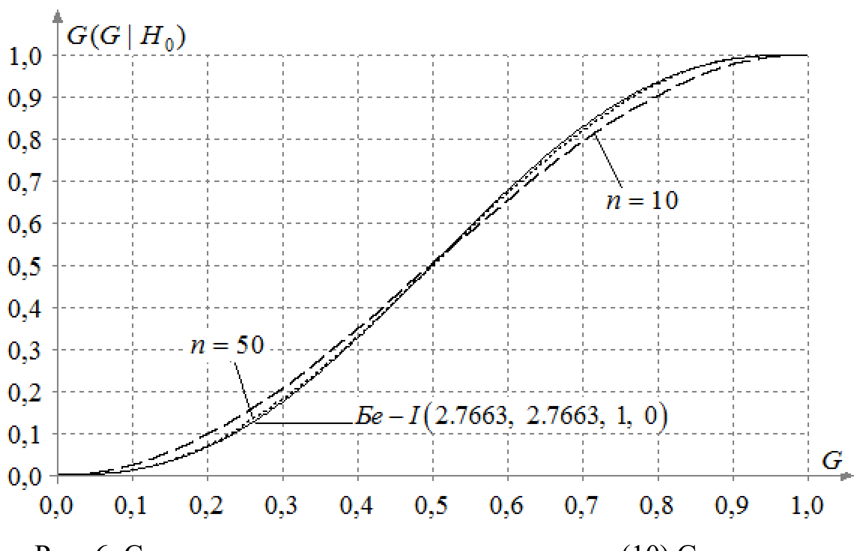

Рис. 6. Сходимость распределения статистики (10) G-критерия к бета-распределению 1-го рода

G-критерий также относится к параметрическим критериям. Поэтому распределения его статистики существенно зависят от вида наблюдаемого закона.

В случае нарушения стандартного предположения о нормальности x_i законами величин W_k, $k = 1, 2, ..., n-1$, не будут распределениями Фишера. Для корректного применения критерия в нестандартных условиях должны быть найдены и использоваться при вычислении γ_k действительные распределения величин W_k, $k = 1, 2, ..., n-1$ (что предпочтительней, так как распределение *G*-статистики будет то же), либо могут использоваться $F_{n-k,k}(W)$-распределения Фишера, но тогда в этих условиях должно находиться неизвестное распределение *G*-статистики (что менее предпочтительно, но проще при реализации, так как надо найти только одно распределение).

3.4. Ранговые критерии обнаружения «сдвига дисперсий» Клотца и Сэвиджа

Ранговые критерии обнаружения изменения параметра масштаба (характеристики рассеяния) в неизвестной точке опираются на использование семейства ранговых статистик вида [7]

$$S_R = \sum_{i=1}^{n} i a_n(R_i), \tag{11}$$

где R_i – ранги выборочных значений в упорядоченном ряду измерений.

Критерии различаются используемыми метками a_n. Их вид и определяет название критерия. Часто используются:

– *метки Клотца* $a_{1n}(i) = U^2_{i/(n+1)}$, где U_γ – γ-квантиль стандартного нормального закона;

– *метки Сэвиджа* $a_{2n}(i) = \sum_{j=1}^{i} \frac{1}{n-j+1}$.

При справедливости проверяемой гипотезы H_0 критерии со статистиками $S_{R,j} = \sum_{i=1}^{n} i a_{jn}(R_i)$, $j = 1,2$ свободны от распределения и симметричны относительно $E[S_{R,j}] = \frac{n+1}{2} \sum_{i=1}^{n} a_{jn}(i)$.

Обычно используются нормализованные критерии со статистиками вида

$$S^*_{R,j} = \frac{S_{R,j} - E[S_{R,j}]}{\sqrt{D[S_{R,j}]}}, \tag{12}$$

где

$$E[S_{R,1}] = \frac{n+1}{2} \sum_{i=1}^{n} U^2_{i/(n+1)}, \quad E[S_{R,2}] = \frac{n(n+1)}{2};$$

$$D[S_{R,1}] = \frac{n(n+1)}{12} \sum_{i=1}^{n} U^4_{i/(n+1)} - \frac{1}{3n+3} \left[E[S_{R,1}] \right]^2;$$

$$D[S_{R,2}] = \frac{n(n+1)}{12} \left(n - \sum_{j=1}^{n} \frac{1}{j}\right).$$

Статистики (12) приближенно подчиняются стандартному нормальному закону. Сходимость распределений статистик к стандартному закону исследовалась в [7].

Исследование методами статистического моделирования распределений статистики критерия с метками Клотца показало (см. рис. 7), что при $n > 20$ распределение достаточно хорошо приближается стандартным нормальным законом. Распределения статистики критерия с метками Сэвиджа также хорошо согласуются со стандартным нормальным законом, но при $n > 30$ (см. рис. 8).

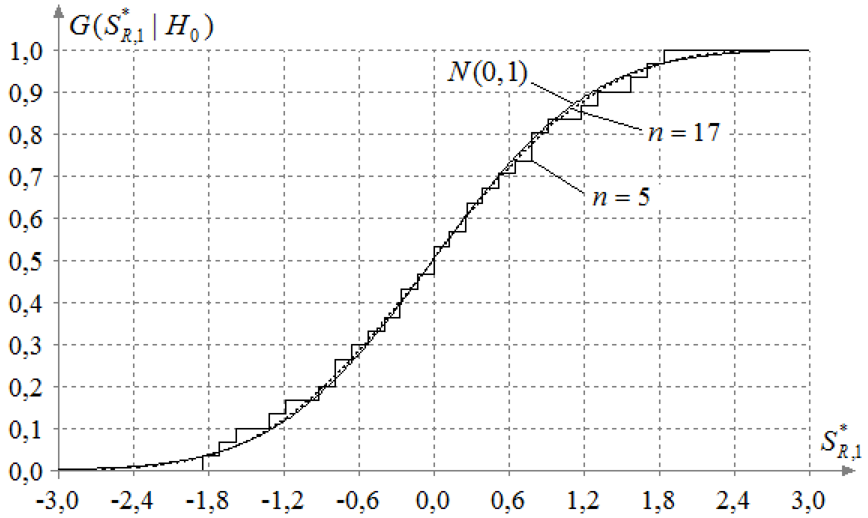

Рис. 7. Сходимость к стандартному нормальному закону распределения статистики $S^*_{R,1}$ рангового критерия с метками Клотца

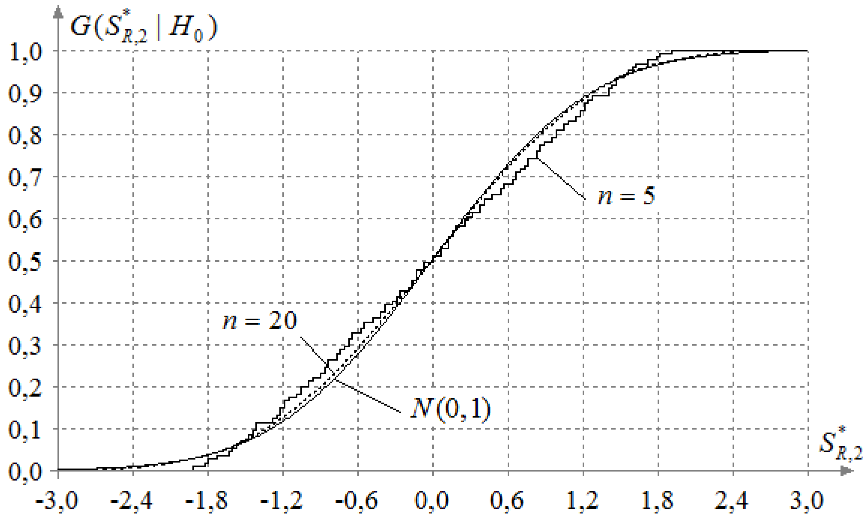

Рис. 8. Сходимость к стандартному нормальному закону распределения статистики $S^*_{R,2}$ рангового критерия с метками Сэвиджа

Как можно видеть, дискретностью распределений статистик можно практически пренебречь при $n > 20$

4. Анализ мощности критериев

В ходе работы методами статистического моделирования (для вероятностей ошибок первого рода $\alpha = 0.15,\ 0.1,\ 0.05,\ 0.01$) были получены оценки мощности исследуемых критериев относительно конкурирующих гипотез H_1, H_2, H_3 и H_4, соответствующих сдвигу величины дисперсии. Была исследована мощность критериев относительно конкурирующих гипотез H_5, H_6, H_7, соответствующих наличию линейного или нелинейного тренда в характеристиках рассеяния анализируемых процессов.

Для сравнительного анализа мощности в табл. 1 вынесены оценки мощности только при уровне значимости $\alpha = 0.1$ и объеме выборок n=100. Критерии расположены в порядке убывания мощности $1-\beta$.

При близких конкурирующих гипотезах критерии Хсу с H и G статистиками, а также критерий Клотца показали наиболее высокую мощность относительно рассмотренного множества конкурирующих гипотез. Они показали способность обнаружить тренд в характеристиках рассеяния при его 10% увеличении.

Критерии Хсу с H- и G-статистиками и критерий Клотца также хорошо отличают нулевую гипотезу от конкурирующих, которым соответствует наличие линейного или периодического тренда в характеристиках рассеяния (от гипотез H_5, H_6).

В то же время критерии Кокса–Стюарта, Сэвиджа, Фостера–Стюарта не могут достаточно надежно обнаружить периодический тренд в дисперсии (мала мощность относительно рассмотренной гипотезы H_6).

К сожалению, ни один из рассмотренных критериев не показал способности обнаружить смешанный тренд в дисперсии (относительно рассмотренной гипотезы H_7 показали чрезвычайно малую мощность).

Таблица 1. Сравнительный анализ мощности всех критериев проверки случайности и отсутствия тренда в дисперсиях (n=100, $\alpha = 0.1$)

№ п/п	Относительно H_1	$1-\beta$	Относительно H_2	$1-\beta$	Относительно H_3	$1-\beta$
1	Хсу H	0.156	Хсу H	0.304	Хсу H	0.500
2	Клотца	0.151	Клотца	0.287	Клотца	0.469
3	Хсу G	0.147	Хсу G	0.269	Хсу G	0.430
4	Кокса–Стюарта	0.123	Кокса–Стюарта	0.188	Кокса–Стюарта	0.284
5	Сэвиджа	0.110	Фостера–Стюарта	0.130	Фостера–Стюарта	0.165
6	Фостера–Стюарта	0.106	Сэвиджа	0.129	Сэвиджа	0.159

№ п/п	Относительно H_4	$1-\beta$	Относительно H_5	$1-\beta$	Относительно H_6	$1-\beta$
1	Хсу H	1	Хсу H	0.836	Хсу H	0.711
2	Клотца	1	Хсу G	0.818	Клотца	0.678
3	Кокса–Стюарта	0.997	Клотца	0.807	Хсу G	0.545
4	Хсу G	0.993	Кокса–Стюарта	0.489	Сэвиджа	0.196
5	Фостера–Стюарта	0.625	Фостера–Стюарта	0.346	Кокса–Стюарта	0.143
6	Сэвиджа	0.610	Сэвиджа	0.246	Фостера–Стюарта	0.048

№ п/п	Относительно H_7	$1-\beta$
1	Хсу H	0.162
2	Сэвиджа	0.095
3	Фостера–Стюарта	0.082
4	Хсу G	0.057
5	Кокса–Стюарта	0.052
6	Клотца	0.104

5. Заключение

Таким образом, методами статистического моделирования исследованы распределения статистик множества параметрических и непараметрических критериев случайности и отсутствия тренда в характеристиках рассеивания; для ситуации нарушения стандартных предположений в рамках развиваемого программного обеспечения ISW реализован интерактивный режим исследования распределений статистик. Проведен сравнительный анализ мощности критериев относительно некоторых конкурирующих гипотез, что позволяет судить о предпочтительности применения тех или других критериев. Отмечены недостатки отдельных критериев.

Литература

1. Кобзарь А. И. Прикладная математическая статистика. Для инженеров и научных работников / А. И. Кобзарь. – М. : Физматлит, 2006. – 816 с.
2. Веретельникова И.В., Лемешко Б.Ю. Аналитический обзор критериев проверки случайности и отсутствия тренда // Труды XII международной конференции “Актуальные проблемы электронного приборостроения” АПЭП-2014. Т.6, Новосибирск, 2014. – С.16-23.
3. *Cox D.R., Stuart A.* Quick sign tests for trend in location and dispersion // Biometrika. 1955. V.42. P.80–95.
4. Веретельникова И.В., Лемешко Б.Ю. О применении критериев проверки гипотез о случайности или об отсутствии тренда // Высокие технологии, фундаментальные исследования, инновации : сборник статей Семнадцатой международной научно-практической конференции «Фундаментальные и прикладные исследования, разработка и применение высоких технологий в промышленности и экономике», 22-23 мая 2014 г., Санкт-Петербург, Россия / научные редакторы А.П. Кудинов, М.А. Кудинов. – СПб.: Изд-во Политехн. ун-та, 2014. – С.33-37.
5. Hsu D. A. Test for variance shift at an unknown time point / D. A. Hsu // Appl. Statist., 1977. V.26, № 3. P.279–284.
6. Лемешко Б.Ю., Комиссарова А.С., Щеглов А.Е. Применение некоторых критериев проверки гипотез случайности и отсутствия тренда // Метрология. 2010. № 12. – С. 3-25.
7. Лемешко Б.Ю., Комиссарова А.С., Щеглов А.Е. Свойства и мощность некоторых критериев случайности и отсутствия тренда // Научный вестник НГТУ. – 2012. – № 1(46). – С. 53-66.

Лемешко Борис Юрьевич

Д.т.н., профессор, г.н.с. кафедры теоретической и прикладной информатики НГТУ (630073, Новосибирск, просп. Карла Маркса, 20), e-mail: lemeshko@ami.nstu.ru

Веретельникова Ирина Викторовна

Аспирантка кафедры теоретической и прикладной информатики НГТУ (630073, Новосибирск, просп. Карла Маркса, 20), e-mail: ira-veterok@mail.ru.

About the tests for checking of the absence of a trend in the characteristics of the scattering

I.V. Veretelnikova, B. Yu. Lemeshko

The statistic distributions of a variety of parametric and nonparametric tests designed to test hypotheses of randomness or absence of a trend in variance were investigated with Monte-Carlo algorithm, corresponding to the truth of the hypothesis under test in accordance with sample sizes. Procedure of interactive simulation of statistic distributions tests is proposed and implemented that allowed to apply the relevant test correctly in conditions of violation of standard assumptions. The results of comparative analysis of power of the tests against competing hypotheses with different models of linear, periodic, mixed trend, conclusions about preferability of using a particular test are made.

Keywords: trend, hypothesis of randomness, Monte-Carlo simulation, power of the test.