

С. С. Мартынов (Москва, ТВП). **О возможности наблюдения за перемешиванием последовательности независимых случайных величин.**

Пусть $\theta = \{\theta_i\}_{i=1, \dots, n}$ — последовательность независимых одинаково распределенных случайных величин (с. в.), принимающих значения из некоторого множества Θ , $\eta(t)$ — с. в., распределение которой зависит от параметра t ($t \in \Theta$).

Последовательность θ перемешивается с использованием случайной подстановки S степени n , имеющей равновероятное распределение на симметрической группе подстановок степени n . Ранее в работе [1] рассмотрена задача построения процедуры получения информации о подстановке S , основанной на проведении анализа реализаций последовательностей независимых в совокупности с. в. $\eta^{(1)} = \{(\eta_i^{(1)}(\theta_i))\}$, $\eta^{(2)} = \{(\eta_i^{(2)}(\theta_{S(i)}))\}$ (здесь распределение с. в. $\eta_i^{(k)}(t)$ совпадает с распределением с. в. $\eta(t)$ ($i = 1, \dots, n, k = 1, 2$)).

Пусть проводится n независимых испытаний в биномиальной схеме с вероятностью успеха $p = 1/2$. Обозначим ν с. в., равную числу успехов, $Y = \{i_1, \dots, i_\nu\}$ — множество номеров испытаний, в которых получен успех, $\eta^{(3)} = \{\eta_j^{(3)}\}_{j=1, \dots, \nu}$ — последовательность с. в., имеющих вид $\eta_j^{(3)} = \eta_{i_j}^{(2)}(\theta_{S(i_j)})$, где $i_j \in Y$ (заметим, что последовательность $\eta^{(3)}$ является подпоследовательностью последовательности $\eta^{(2)}$). Рассмотрим S_Y — ограничение подстановки S на множество Y (S_Y может быть задано набором таких переходов (i, j) подстановки S , что $i \in Y$).

В докладе рассматривается задача получения информации о подстановке S с использованием реализаций последовательностей $\eta^{(1)}$, $\eta^{(3)}$. Предполагается, что свойства распределения с. в. $\eta(t)$ таковы, что существует некоторый статистический критерий \mathbf{C} , позволяющий попарно осуществлять сравнение реализаций элементов последовательностей $\eta^{(1)}$, $\eta^{(3)}$, причем для любой пары реализаций с. в. $\eta_i^{(1)}(\theta_i)$, $\eta_j^{(3)}(\theta_{S(i_j)})$ ($i = 1, \dots, n, j = 1, \dots, \nu$) критерий \mathbf{C} позволяет проводить проверку гипотезы H_0 : « $\theta_i = \theta_{S(i_j)}$ » против альтернативы H_1 : « $\theta_i, \theta_{S(i_j)}$ — независимые с. в.»; при этом вероятность ошибочного принятия критерием \mathbf{C} гипотезы H_0 при справедливости гипотезы H_1 равна α , вероятность ошибочного принятия гипотезы H_1 при справедливости гипотезы H_0 равна β (см. также [1]).

Используя матрицу $\mathbf{G} = (g_{ij})_{(i=1, \dots, n, j=1, \dots, \nu)}$, в которой $g_{ij} = 1$, если для пары реализаций с. в. $\eta_i^{(1)}(\theta_i)$, $\theta_{S(i_j)}$ принимается гипотеза H_0 , или, соответственно, $g_{ij} = 0$ — если принимается гипотеза H_1 , строятся варианты ограничения S_Y подстановки S на множество Y . Число вариантов ограничения S_Y подстановки S на множество Y , получаемых в рамках рассматриваемой модели, есть некоторая с. в. ξ , для которой справедливо следующее утверждение.

Утверждение.

$$\mathbf{E} \xi \geq \frac{1}{3} \left(\frac{\beta}{2} \right)^n \sum_{q=0}^n \binom{n}{q} \left(\frac{1-\alpha}{\beta} \right)^n L_{n-q}^{(0)} \left(-\frac{1}{\beta} \right) - \frac{n}{3} \left(\frac{1}{2} \right)^n (\beta+1)(1-\alpha)^{n-1},$$

где

$$L_s^{(0)}(x) = s! \sum_{j=0}^s \frac{(-1)^j}{j!} \binom{s}{s-j} x^j$$

есть многочлен Лагерра степени s и порядка 0 (см., например, [2]).

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Мартынов С. С. Об одной процедуре наблюдения за перемешиванием последовательности независимых случайных величин. — Обозрение прикл. и промышл. матем., 2008, т. 15, в. 4, с. 711–712.
2. Корн Г., Корн Т. Справочник по математике. М., 1973.