

Метод моментов для целочисленных неотрицательных случайных величин

Эквивалентность сходимости производящих функций и сходимости распределений целочисленных случайных величин позволяет сформулировать удобные для проверки условия на моменты случайных величин, достаточные для сходимости последовательностей распределений.

Теорема (метод моментов). Пусть ν_1, ν_2, \dots – последовательность неотрицательных целочисленных случайных величин, $m_k^{(n)} = \mathbf{M}\nu_n^{[k]}$, $n, k = 1, 2, \dots$. Если существуют пределы

$$m_k = \lim_{n \rightarrow \infty} m_k^{(n)}, \quad k = 1, 2, \dots, \quad (1)$$

и

$$m_k = O(k!) \quad \text{при} \quad k \rightarrow \infty, \quad (2)$$

то существует такая случайная величина ν , что

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \mathbf{P}\{\nu_n = j\} = \mathbf{P}\{\nu = j\}, \quad j = 0, 1, \dots$$

и $\mathbf{M}\nu^{[k]} = m_k$, $k = 1, 2, \dots$

Доказательство. Из условия $m_k = O(k!)$, $k \rightarrow \infty$, следует, что ряд $f(s) = 1 + \sum_{k=1}^{\infty} \frac{m_k}{k!} (s-1)^k$ сходится при любом $s \in [0, 1)$; при этом $f^{(k)}(1) = m_k$, $k = 1, 2, \dots$. Покажем, что

$$f_n(s) = \mathbf{M}s^{\nu_n} \rightarrow f(s), \quad n \rightarrow \infty, \quad \text{при любом } s \in [0, 1].$$

Фиксируем произвольные $s \in [0, 1)$ и $\varepsilon > 0$. Выберем $N = N(\varepsilon) < \infty$ так, чтобы выполнялось неравенство $\sum_{k \geq N} \frac{m_k}{k!} (1-s)^k < \frac{\varepsilon}{3}$. Тогда

$$f(s) = 1 + \sum_{k=1}^{N-1} \frac{m_k}{k!} (s-1)^k + \theta \frac{\varepsilon}{3}, \quad 0 < \theta \leq 1. \quad (3)$$

Выпишем формулу Тейлора для $f_n(s)$ с остаточным членом в форме Лагранжа:

$$f_n(s) = 1 + \sum_{k=1}^{N-1} \frac{m_k^{(n)}}{k!} (s-1)^k + \theta_n \frac{m_N^{(n)}}{N!} (s-1)^N, \quad 0 < \theta_n \leq 1, \quad (4)$$

так как производные $f_n(s)$ монотонно не убывают на отрезке $[0, 1]$ и $f_n^{(k)}(1) = m_k^{(n)}$. При всех достаточно больших n

$$\sum_{k=1}^{N-1} \frac{|m_k^{(n)} - m_k|}{k!} (s-1)^k < \frac{\varepsilon}{3} \quad \text{и} \quad \frac{m_N^{(n)}}{N!} (s-1)^N < \frac{\varepsilon}{3}.$$

Из этих оценок (3), (4) и произвольности выбора $s \in [0, 1]$ и $\varepsilon > 0$ следует, что $f_n(s) \rightarrow f(s)$, $n \rightarrow \infty$ при любом $s \in (0, 1]$. Сходимость при $s = 0$ — следствие непрерывности и монотонности $f_n(s)$ на $[0, 1]$.

Остается заметить, что непрерывным пределом последовательности производящих функций может быть только производящая функция. Последнее утверждение теоремы следует из построения производящей функции $f(s)$. Теорема доказана.

Метод моментов часто используется при доказательстве сходимости к распределению Пуассона, поскольку факториальные моменты случайной величины ν , имеющей распределение Пуассона с параметром λ , имеют особенно простой вид:

$$\mathbf{M}\nu^{[k]} = \frac{d^k}{ds^k} \mathbf{M}s^\nu \Big|_{s=1} = \frac{d^k}{ds^k} e^{\lambda(s-1)} \Big|_{s=1} = \lambda^k e^{\lambda(s-1)} \Big|_{s=1} = \lambda^k.$$

Следствие 3. Если $\nu_n, n = 1, 2, \dots$, — такая последовательность целочисленных неотрицательных случайных величин, что $\mathbf{M}\nu_n^{[k]} \rightarrow \lambda^k$ при $n \rightarrow \infty$ для любого $k = 1, 2, \dots$, то распределения случайных величин ν_n сходятся к распределению Пуассона с параметром λ :

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \mathbf{P}\{\nu_n = j\} = \frac{\lambda^j}{j!} e^{-\lambda}, \quad j = 0, 1, \dots$$

Доказательство. При указанных в следствии условиях

$$\mathbf{M}s^\nu = \sum_{k \geq 0} \frac{\lambda^k}{k!} (s-1)^k = e^{-\lambda(s-1)},$$

т.е. предельная случайная величина ν имеет распределение Пуассона с параметром λ .

**Факториальные моменты суммы индикаторов.
Неравенства Бонферрони для объединения событий**

Для применения метода моментов нужно вычислять факториальные моменты случайных величин или находить их предельные значения. Удобный способ вычисления факториальных моментов сумм зависимых индикаторов дает следующая лемма.

Лемма о факториальных моментах. *Если $\xi = \mathbb{I}_1 + \dots + \mathbb{I}_n$ – сумма случайных индикаторов, то при любом натуральном k*

$$\mathbf{M}\xi^{[k]} = k! \sum_{1 \leq i_1 < \dots < i_k \leq n} \mathbf{P}\{\mathbb{I}_{i_1} = \dots = \mathbb{I}_{i_k} = 1\}. \quad (5)$$

ДОКАЗАТЕЛЬСТВО. По определению

$$\mathbf{M}\xi^{[k]} = \mathbf{M}k! \frac{\xi(\xi - 1) \dots (\xi - k + 1)}{k!} = k! \mathbf{M}C_\xi^k. \quad (6)$$

Представим теперь сумму в правой части (5) в виде

$$\begin{aligned} \sum_{1 \leq i_1 < \dots < i_k \leq n} \mathbf{P}\{\mathbb{I}_{i_1} = \dots = \mathbb{I}_{i_k} = 1\} &= \sum_{1 \leq i_1 < \dots < i_k \leq n} \mathbf{M}I\{\mathbb{I}_{i_1} = \dots = \mathbb{I}_{i_k} = 1\} = \\ &= \mathbf{M} \sum_{1 \leq i_1 < \dots < i_k \leq n} I\{\mathbb{I}_{i_1} = \dots = \mathbb{I}_{i_k} = 1\} = \mathbf{M}C_\xi^k, \end{aligned} \quad (7)$$

последнее равенство следует из того, что при любом элементарном событии ω последовательность индикаторов $\mathbb{I}_1(\omega), \dots, \mathbb{I}_n(\omega)$ состоит ровно из $\xi(\omega)$ единиц и $n - \xi(\omega)$ нулей, значит,

$$\sum_{1 \leq i_1 < \dots < i_k \leq n} I\{\mathbb{I}_{i_1}(\omega) = \dots = \mathbb{I}_{i_k}(\omega) = 1\} = C_{\xi(\omega)}^k.$$

Сравнение (7) и (6) завершает доказательство леммы.

В качестве примера применим эту лемму к следующей схеме: пусть по N ячейкам случайно размещаются T частиц, так что каждая частица независимо от остальных попадает в любую из N ячеек с вероятностью $\frac{1}{N}$. Обозначим через $\mu_0(T, N)$ случайную величину, равную числу пустых ячеек (т. е. таких, в которые не попало ни одной частицы).

Следствие 1. *При любом натуральном k*

$$\mathbf{M}\mu_0^{[k]}(T, N) = k! C_N^k \left(1 - \frac{k}{N}\right)^T. \quad (8)$$

ДОКАЗАТЕЛЬСТВО. Пусть $\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_T$ — номера ячеек, в которые попали 1-я, 2-я, ..., T -я частицы; эти случайные величины независимы и имеют равномерное распределение на множестве $\{1, \dots, N\}$. Обозначим через $\eta_j = \sum_{t=1}^T I\{\xi_t = j\}$ — число частиц, попавших в j -ю ячейку. Тогда

$$\mu_0(T, N) = I\{\eta_1(T) = 0\} + \dots + I\{\eta_N(T) = 0\},$$

и согласно лемме о факториальных моментах

$$\mathbf{M}\mu_0^{[k]}(T, N) = k! \sum_{1 \leq i_1 < \dots < i_k \leq N} \mathbf{P}\{\eta_{i_j}(T) = 1, j = 1, \dots, k\}.$$

Остается заметить, что при любых попарно различных $i_1, \dots, i_k \in \{1, \dots, N\}$

$$\begin{aligned} \mathbf{P}\{I\{\eta_{i_j}(T) = 1\}, j = 1, \dots, k\} &= \mathbf{P}\{\eta_{i_j}(T) = 0, j = 1, \dots, k\} = \\ &= \mathbf{P}\{\xi_t \notin \{i_1, \dots, i_k\}, t = 1, \dots, T\} = \left(1 - \frac{k}{N}\right)^T. \end{aligned}$$

Полученные формулы можно использовать для доказательства предельной теоремы для числа $\mu_0(T, N)$ пустых ячеек в равновероятной схеме независимого размещения T частиц по N ячейкам.

Теорема 2. Если $T, N \rightarrow \infty$ так, что $T = N \ln N + N \ln \lambda + o(N)$, то

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \mathbf{P}\{\mu_0(T, N) = k\} = \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda}, \quad k = 0, 1, \dots$$

Доказательство. Согласно (8)

$$\mathbf{M}\mu_0^{[m]}(T, N) = N^{[m]} \left(1 - \frac{m}{N}\right)^T = N^{[m]} \exp \left\{ T \ln \left(1 - \frac{m}{N}\right) \right\}.$$

При указанных в теореме условиях для каждого фиксированного m

$$\begin{aligned} \ln N^{[m]} &= \ln \left(N^m \prod_{j=0}^{m-1} \left(1 - \frac{j}{N}\right) \right) = m \ln N + O\left(\frac{1}{N}\right), \\ \ln \exp \left(T \ln \left(1 - \frac{m}{N}\right) \right) &= - \left(\frac{m}{N} + O\left(\frac{1}{N^2}\right) \right) (N \ln N + N \ln \lambda + o(N)) = \\ &= - \left(1 + O\left(\frac{1}{N}\right) \right) m (\ln N + \ln \lambda + o(1)), \end{aligned}$$

откуда следует, что

$$\ln \mathbf{M}\mu_0^{[m]}(T, N) = -m \ln \lambda + o(N^{-1} \ln N) = -m \ln \lambda + o(1),$$

т.е.

$$\lim_{N, T \rightarrow \infty} \mathbf{M}\mu_0^{[m]}(T, N) = \lambda^m, \quad m = 1, 2, \dots$$

Отсюда и из следствия 3 вытекает утверждение теоремы 2.

Лемма о связи вероятностей и факториальных моментов.

Для любой целочисленной неотрицательной случайной величины ξ и любого целого $r \geq 1$ при некотором $\theta_r \in [0, 1]$ справедливо соотношение

$$\mathbf{P}\{\xi = 0\} = 1 + \sum_{k=1}^{r-1} \frac{(-1)^k}{k!} \mathbf{M}\xi^{[k]} + \frac{(-1)^r}{r!} \theta \mathbf{M}\xi^{[r]}, \quad \theta \in [0, 1]. \quad (9)$$

Доказательство. Разложим производящую функцию $f(s) = \mathbf{M}s^\xi$ по формуле Тейлора в точке $s = 1$:

$$f(s) = f(1) + \sum_{k=1}^{r-1} \frac{1}{k!} f^{(k)}(1)(s-1)^k + \frac{1}{r!} f^{(r)}(u_s)(s-1)^r, \quad (10)$$

где $u_s \in [s, 1]$. Полагая в этом равенстве $s = 0$ и замечая, что

$$f(0) = \mathbf{M}s^\xi|_{s=0} = \mathbf{P}\{\xi = 0\}, \quad 0 \leq f^{(k)}(u) \leq f^{(k)}(1) = \mathbf{M}\xi^{[k]}, \quad u \in [0, 1],$$

так как все производные производящей функции монотонно возрастают на отрезке $[0, 1]$, получаем равенство (9), что и требовалось доказать.

Следствие 2 (Формула включения-исключения и неравенства Бонферрони). *Если A_1, \dots, A_N — события, определенные на одном и том же вероятностном пространстве, и $\xi = \sum_{k=1}^N \mathbb{I}\{A_k\}$ — число одновременно происходящих событий, а $S_k = \sum_{1 \leq i_1 < \dots < i_k \leq N} \mathbf{P}\{A_{i_1} \cap A_{i_2} \cap \dots \cap A_{i_k}\} = \frac{1}{k!} \mathbf{M}\xi^{[k]}$, то*

$$\mathbf{P}\{A_1 \cup \dots \cup A_N\} = 1 - \mathbf{P}\{\xi = 0\} = \sum_{k=1}^N (-1)^{k+1} S_k, \quad (11)$$

и при любом $r = 1, 2, \dots$

$$\sum_{k=1}^{2r} (-1)^{k+1} S_k \leq \mathbf{P}\{A_1 \cup \dots \cup A_N\} = \mathbf{P}\{\xi > 0\} \leq \sum_{k=1}^{2r+1} (-1)^{k+1} S_k. \quad (12)$$

ДОКАЗАТЕЛЬСТВО. В нашем случае производящая функция $\mathbf{M}s^\xi$ является многочленом степени не выше N . Поэтому формула включения-исключения (11) следует из (9) при $r = N$ и того, что в силу леммы $\mathbf{M}\xi^{[k]} = k! S_k$, а неравенства Бонферрони (12) следуют из (9) и из того, что в силу неотрицательности всех производных производящей функции на отрезке $[0,1]$ знаки остаточных членов зависят только от четности r .