

Аннотация. Рассматриваются некоторые варианты случайного размещения частиц по ячейкам. Показывается возможность получения вероятностных распределений с помощью специальных схем последовательных испытаний и аппарата комбинаторных чисел.

Ключевые слова: размещение частиц, число пустых ячеек, вероятность, распределение, схема последовательных испытаний.

Различные схемы случайных размещений

Случайные размещения частиц по ячейкам служат удобными моделями, позволяющими решать разнообразные задачи, возникающие в физике элементарных частиц, теории надежности, теории страхования, экономике и др. Эти модели предполагают, что в ячейках (ящиках) случайным образом размещаются частицы (дробинки). В некоторых моделях частицы считаются неразличимыми, в некоторых – различимыми. Вероятность попадания частицы в любую ячейку может быть одинаковой, а может зависеть от номера ячейки. Таким образом, условия, в которых производится размещение частиц, весьма разнообразны. Случайные величины, изучаемые в конкретной схеме размещения, также различны. Объектом изучения могут быть величины: μ_0 – число ячеек, оставшихся пустыми после размещения всех частиц, μ_k – число ячеек, содержащих ровно k частиц, ν_k – частиц, размещенных до того, как впервые окажется k непустых ячеек и т.д.

При решении ряда задач оказывается удобным использование специальных схем последовательных испытаний (например, так называемые В-схема, А-схема, Ф-схема). В случае, когда удастся применить одну из этих схем, записывается в явном виде распределение числа непустых (а значит, и пустых) ячеек. Получаются точные и асимптотические формулы для числовых характеристик, устанавливаются предельные распределения.

В докладе демонстрируется решение некоторых из этих задач.

1. Классическая задача о дробинках и А-схема последовательных испытаний

Пусть имеется N ячеек, в которых случайным образом размещаются n частиц. Предполагается, что каждая частица с вероятностью $\frac{1}{N}$ может попасть в любую ячейку. Обозначим $\mu_0 = \mu_0(N, n)$ число ячеек, оставшихся пустыми после размещения всех частиц. В [1, с.10] приводится распределение этой величины:

$$P\{\mu_0(N, n) = k\} = \binom{n}{k} \left(1 - \frac{k}{N}\right)^n P\{\mu_0(N - k, n) = 0\}, \quad (1)$$

где

$$P\{\mu_0(N, n) = 0\} = \sum_{i=0}^N \binom{N}{i} (-1)^i \left(1 - \frac{i}{N}\right)^n. \quad (2)$$

Покажем, что распределение величины μ_0 можно представить в более компактном виде. Для этого рассмотрим А-схему последовательных испытаний.

Предположим, что проводятся испытания типа «успех-неуспех», и после каждого успеха вероятность следующего успеха (а значит, и неуспеха) может меняться. После неуспеха изменения вероятностей не происходит. Такая схема называется А-схемой последовательных испытаний.

Пусть ξ_n – число успехов в n испытаниях, проводимых в условиях А-схемы, p_i – вероятность $(i+1)$ -го успеха, т.е. $\overline{0, n}$.

$$p_i = P\{\xi_{n+1} = i + 1 \mid \xi_n = i\},$$

$$q_i = P\{\xi_{n+1} = i \mid \xi_n = i\} = 1 - p_i, \quad i = \overline{0, n}.$$

Теорема 1.[2] Если последовательные испытания проводятся в условиях А-схемы, то

$$P\{\xi_n = 0\} = A_0^n,$$

$$P\{\xi_n = k\} = A_k^n \times \prod_{i=0}^{k-1} p_i, \quad k = \overline{1, n}, \quad n = \overline{1, \infty}. \quad (3)$$

Здесь A_k^n – обобщенные числа Стирлинга 2-го рода, строящиеся на базе $\{q_i\}_{i=0}^{\infty}$.

Будем считать, что частицы последовательно «бросаются» в ячейки. Под успехом будем понимать попадание очередной частицы в пустую ячейку, под неуспехом – попадание в ячейку, где уже находится по меньшей мере одна частица. Нетрудно видеть, что выполняются условия А-схемы последовательных испытаний. Вероятность успеха в очередном испытании, если ранее было зафиксировано i успехов, равна

$$p_i = \frac{N - i}{N}, \quad i = \overline{0, \min(n, N)}.$$

Для случайной величины ξ_n – числа непустых ячеек после размещения n частиц – имеем

$$P\{\xi_n = 0\} = 0,$$

$$P\{\xi_n = k\} = A_k^n(N)_k \frac{1}{N^k}, \quad k = \overline{1, \min(n, N)}, \quad n = \overline{1, \infty},$$

где числа A_k^n строятся на базе $\left\{\frac{i}{N}\right\}_{i=0}^{\min(n, N)}$,

$$(N)_k = N(N - 1) \dots (N - k + 1).$$

В данном случае, используя свойства чисел A_k^n , получим

$$A_k^n = \frac{1}{N^{n-k}} a_k^n,$$

где a_k^n – числа Стирлинга второго рода. Поэтому

$$P\{\xi_n = k\} = a_k^n(N)_k \frac{1}{N^n}, \quad k = \overline{1, \min(n, N)}, \quad n = \overline{1, \infty}. \quad (4)$$

Поскольку

$$\mu_0 = \mu_0(N, n) = N - \xi_n,$$

то

$$P\{\mu_0(N, n) = k\} = a_{N-k}^n(N)_{N-k} \frac{1}{N^n}.$$

Формула (3), безусловно, является более удобной для применения, чем формула (1) с использованием (2).

2. Размещение частиц комплектами и Ф-схема последовательных испытаний

Имеется N ячеек, в которых случайным образом размещают r комплектов, каждый из которых содержит m частиц. Частицы любого комплекта размещаются в ячейках по одной, причем все $\binom{N}{m}$ возможных размещений считаются равновероятными. Этот случай описан в книге [1] и изучался, например, в работе [3]. Как и выше, будем изучать случайную величину μ_0 – число ячеек, оставшихся пустыми после размещения всех комплектов. Используем так называемую Ф-схему последовательных испытаний. Опишем эту схему.

Пусть проводятся испытания типа «успех-неуспех». Обозначим p_{nk} условную вероятность успеха в n -м испытании, если в предыдущих $n-1$ испытаниях реализовалось k успехов, $q_{nk} = 1 - p_{nk}$ – вероятность неуспеха при том же условии. Если p_{nk} имеет вид $p_{nk} = \alpha_{n-1}(C - k)$, $n = \overline{1, \infty}$, $k = \overline{0, n-1}$, где C – некоторое большое натуральное число, то имеем один из вариантов Ф-схемы последовательных испытаний.

Теорема 2.[4] Если последовательные испытания проводятся в условиях описанного варианта Ф-схемы, то ξ_n – число успехов в n испытаниях – имеет распределение

$$P\{\xi_n = k\} = \Phi_k^n \prod_{i=0}^{n-1} \alpha_i(C)_k, \quad k = \overline{0, \min(n, C)}, \quad n = \overline{1, \infty}, \quad (5)$$

где $(C)_0 = 1$, $(C)_k = \prod_{j=0}^{k-1} (C - j)$, $k \geq 1$.

Числа Φ_k^n могут быть определены с помощью рекуррентной формулы

$$\Phi_k^n = \Phi_{k-1}^{n-1} + \left(\frac{1}{\alpha_{n-1}} - C + k\right) \Phi_k^{n-1}, \quad k = \overline{0, n}, \quad n = \overline{1, \infty},$$

причем $\Phi_n^n = 1$, $n = \overline{1, \infty}$, $\Phi_k^n = 0$, если $k < 0$ или $n < k$.

Опишем размещение частиц по ячейкам, используя Ф-схему последовательных испытаний. Будем считать, что частицы по одной бросаются в ячейки. Сначала размещаются частицы первого комплекта. Они, как было указано выше, займут m ячеек. Затем поочередно размещаются частицы второго, потом третьего комплекта и т.д. Считаем успехом попадание частицы в пустую ячейку, неуспехом – попадание ее в ячейку, где уже находится по меньшей мере одна частица. Начнем нумерацию испытаний и успехов с размещения частиц второго комплекта. Имеем

$$p_{nk} = \frac{N-m-k}{N-n+\left[\frac{n-1}{m}\right]m+1}, \quad q_{nk} = \frac{m-n+\left[\frac{n-1}{m}\right]m+k+1}{N-n+\left[\frac{n-1}{m}\right]m+1},$$

$k = \overline{0, \min(n-1, N-m)}$, $n = \overline{1, m(r-1)}$.

Здесь $[x]$ – целая часть числа x . Структура вероятностей p_{nk} и q_{nk} соответствует описанной выше Ф-схеме испытаний. При этом

$$\{\alpha_i\}_{i=0}^{m(r-1)-1} = \left\{ \frac{1}{N}, \frac{1}{N-1}, \dots, \frac{1}{N-m+1}, \frac{1}{N}, \dots, \frac{1}{N-m+1}, \dots, \frac{1}{N}, \dots, \frac{1}{N-m+1} \right\}; \quad (6)$$

$$\{\beta_i\}_{i=0}^{m(r-1)-1} = \{N - m - i\}_{i=0}^{m(r-1)-1}. \quad (7)$$

Если размещены r комплектов, каждый из которых имеет объем m , то $n = rm$. Поскольку $\mu_0 = N - m - \xi_n$, то справедливо следующее утверждение:

Теорема 3. При равновероятном размещении r комплектов одинакового объема m по N ячейкам распределение числа пустых ячеек имеет вид

$$P\{\mu_0 = k\} = P\{\xi_{mr} = N - m - k\} = \Phi_{N-m-k}^{mr} (N - m)_k \prod_{i=0}^{m(r-1)-1} \alpha_i, \quad (8)$$

$$k = \overline{0, N - m}.$$

Для нахождения значения Φ_{N-m-k}^{mr} и $\prod_{i=0}^{m(r-1)-1} \alpha_i$ в формуле (8) используются конечные последовательности (6) и (7).

Результат, обобщающий (8), может быть получен для случая, когда размещаются комплекты разного объема.

3. Размещение случайного числа частиц

Предположим, что имеется N ячеек, в которых случайным образом размещаются ν частиц, где ν – случайная величина, закон распределения которой известен. Предполагается, что каждая размещаемая частица с вероятностью $\frac{1}{N}$ может попасть в любую ячейку. Рассмотрим несколько случаев такого размещения, некоторые из которых описаны в работе [5].

3.1. Число размещаемых частиц – случайная величина, распределенная по закону Пуассона

Пусть ν – величина, имеющая распределение Пуассона с параметром λ , т.е.

$$P\{\nu = n\} = \frac{\lambda^n}{n!} e^{-\lambda}, n = \overline{0, \infty}.$$

Теорема 4. Если число размещаемых частиц – случайная величина, распределенная по закону Пуассона, то μ_0 – число пустых ячеек – случайная величина, имеющая биномиальное распределение с параметрами $(N, 1 - p)$.

Доказательство. Заметим, что величина ξ_ν – число непустых ячеек имеет распределение

$$P\{\xi_\nu = k\} = \sum_{n=0}^{\infty} P\{\nu = n\} P\{\xi_\nu = k/\nu = n\} = \sum_{n=0}^{\infty} P\{\nu = n\} P\{\xi_n = k\}. \quad (9)$$

При этом, если $\nu=0$, то $\xi_0 = 0$, а величина ξ_n при $n \geq 1$ имеет распределение (4). Таким образом,

$$P\{\xi_\nu = k\} = e^{-\lambda} (N)_k \sum_{n=k}^{\infty} \frac{\lambda^n}{n! N^n} a_k^n = (N)_k e^{-\lambda} \frac{1}{k!} (e^{\frac{\lambda}{N}} - 1)^k, k = \overline{0, \infty}, \quad (10)$$

поскольку экспоненциальная производящая функция чисел Стирлинга 2-го рода имеет вид

$$A_k(x) = \sum_{n=k}^{\infty} a_k^n \frac{x^n}{n!} = \frac{(e^x - 1)^k}{k!}.$$

Очевидно, что равенство (10) можно записать:

$$P\{\xi_\nu = k\} = \binom{N}{k} \left(1 - e^{-\frac{\lambda}{N}}\right)^k \left(e^{-\frac{\lambda}{N}}\right)^{N-k}, \quad k = \overline{0, N},$$

где $\binom{N}{k} = \frac{N!}{k!(N-k)!}$. Это означает, что величина ξ_ν распределена по биномиальному закону с параметрами (N, p) , где $p = 1 - e^{-\frac{\lambda}{N}}$. Следовательно, величина $\mu_0 = N - \xi_\nu$ также имеет биномиальное распределение, но с параметрами $(N, 1 - p)$, что и требовалось доказать.

3.2. Число размещаемых частиц имеет биномиальное распределение

Предположим, что величина ν распределена по биномиальному закону с параметрами (m, p) , где m – достаточно большое натуральное число, т.е.

$$P\{\nu = n\} = \binom{m}{n} p^n q^{m-n}, \quad n = \overline{0, m}, \quad q = 1 - p. \quad (11)$$

Тогда, на основании формул (9), (4) и (11), имеем

$$P\{\xi_\nu = k\} = (N)_k \sum_{n=0}^m \binom{m}{n} p^n q^{m-n} \frac{1}{N^n} a_k^n. \quad (12)$$

Учитывая связь биномиальных коэффициентов и обобщенных чисел Стирлинга 1-го рода (см., например, [2], гл.1), равенство (12) можем представить в виде

$$P\{\xi_\nu = k\} = (N)_k \frac{p^m}{N^m} \sum_{n=k}^m B_n^m a_k^n, \quad (13)$$

где B_n^m – обобщенные числа Стирлинга 1-го рода, строящиеся на базе $\left\{\frac{Nq}{p}\right\}_{i=0}^{m-1}$, $q = 1 - p$. Вид правой части равенства (13) позволяет записать распределение случайной величины ξ_ν следующим образом [2, гл.4, С. 133-134]:

$$P\{\xi_\nu = k\} = \frac{p^m}{N^m} (N)_k \Phi_k^m, \quad k = \overline{0, \min(m, N)}. \quad (14)$$

В формуле (14) Φ_k^m – комбинаторные числа, строящиеся на базах $\left\{\frac{Nq}{p}\right\}_{i=0}^{m-1}$, $\{i\}_0^N$. Эти числа удовлетворяют рекуррентному соотношению

$$\Phi_k^m = \Phi_{k-1}^{m-1} + \left(\frac{Nq}{p} + k\right) \Phi_k^{m-1}, \quad k = \overline{0, m}, \quad m \geq 1. \quad (15)$$

Таким образом, доказана

Теорема 5. Если число размещаемых частиц – случайная величина, распределенная по биномиальному закону с параметрами (m, p) , то ξ_ν – число непустых ячеек (а значит, и μ_0 – число пустых ячеек) – случайная величина, имеющая Ф-распределение.

3.3. Число размещаемых частиц имеет В-распределение

Предположим, что имеется m частиц, каждая из которых может размещаться в одну из N ячеек, а может и вообще не подлежать размещению. Пусть p_i – вероятность того, что i -я частица будет участвовать в процессе размещения, $q_i = 1 - p_i$, $i = \overline{1, m}$. Таким образом, применяя В-схему последовательных испытаний [2, гл.4], получим распределение числа размещенных частиц

$$P\{\nu = n\} = \prod_{i=1}^m \overline{B}_n^m, n = \overline{1, m}, \quad (16)$$

где \overline{B}_n^m – обобщенные числа Стирлинга 1-го рода, строящиеся на базе $\left\{ \frac{q_i}{p_i} \right\}_{i=1}^m$.

Используя формулы (9), (3), (16), а также свойства обобщенных чисел Стирлинга 1-го рода, можем получить явный вид распределения величины ξ_ν , аналогичный (14):

$$P\{\xi_\nu = k\} = (N)_k \prod_{i=1}^m \frac{p_i}{N} \Phi_k^m, k = \overline{0, \min(m, N)}, \quad (17)$$

где числа Φ_k^m строятся на базах $\left\{ \frac{Nq_i}{p_i} \right\}_{i=1}^m, \{i\}_0^N$. Рекуррентная формула для этих чисел аналогична (15), только p и q меняются в ней на p_m и q_m соответственно.

Используя формулу (17), можем записать распределение величины μ_0 , поскольку $P\{\mu_0 = k\} = P\{\xi_\nu = N - k\}$. Следовательно, доказана теорема:

Теорема 6. Если число размещаемых частиц – случайная величина, имеющая В-распределение, то число непустых ячеек ξ_ν и число ячеек, оставшихся пустыми, μ_0 имеют Ф-распределение.

4. Размещение частиц в две совокупности ячеек

Иногда комбинаторные схемы можно применять при размещении частиц в несколько совокупностей ячеек. Покажем это на примере двух совокупностей [6]. Предположим, что n частиц размещаются в N ячейках, но при этом каждая частица с вероятностью α попадает в любую из $N_1 < N$ ячеек и с вероятностью β – в любую из остальных $N_2 = N - N_1$ ячеек, т.е.

$\alpha N_1 + \beta N_2 = 1$. Не умаляя общности, можно считать, что имеется две совокупности ячеек объемом соответственно N_1 и N_2 , причем $N_1 + N_2 = N$. Каждая из размещаемых частиц с вероятностью p_1 попадает в первую совокупность и с вероятностью p_2 – во вторую. Попав в какую-либо совокупность ячеек, частица с одинаковой вероятностью может оказаться в любой ячейке этой совокупности (т.е. попадание в каждую ячейку первой совокупности возможно с вероятностью $\frac{1}{N_1}$, а в любую ячейку второй совокупности – $\frac{1}{N_2}$).

Как и ранее, успехом будем считать попадание частицы в пустую ячейку, ξ_n – общее число непустых ячеек после размещения n частиц. Пусть P_i – вероятность $(i+1)$ -го успеха, $i=0,1,\dots$. Очевидно, что $P_0 = 1$. Вероятность 2-го успеха находится следующим образом:

$$\begin{aligned} P_1 &= p_1^2 \frac{N_1-1}{N_1} + p_1 p_2 \frac{N_2}{N_2} + p_2 p_1 \frac{N_1}{N_1} + p_2^2 \frac{N_2-1}{N_2} = \\ &= p_1^2 + 2p_1 p_2 + p_2^2 - \frac{p_1^2}{N_1} - \frac{p_2^2}{N_2} = 1 - \left(\frac{p_1^2}{N_1} + \frac{p_2^2}{N_2} \right). \end{aligned}$$

Продолжая процесс нахождения вероятностей P_i , предполагая, что $i \leq \min(N_1, N_2)$, получим

$$\begin{aligned} P_i &= p_1^{i+1} \frac{N_1-i}{N_1} + \binom{i}{1} p_1^i p_2 \frac{N_1-(i-1)}{N_1} + \dots + \binom{i}{i} p_1 p_2^i \frac{N_1}{N_1} + \\ &+ p_2^{i+1} \frac{N_2-i}{N_2} + \binom{i}{1} p_2^i p_1 \frac{N_2-(i-1)}{N_2} + \dots + \binom{i}{i} p_2 p_1^i \frac{N_2}{N_2} = \\ &= \sum_{j=0}^i \binom{i}{j} \left(p_1^{i+1-j} p_2^j \frac{N_1-(i-j)}{N_1} + p_2^{i+1-j} p_1^j \frac{N_2-(i-j)}{N_2} \right) = \\ &= 1 - i \left(\frac{p_1^2}{N_1} + \frac{p_2^2}{N_2} \right). \end{aligned}$$

Поскольку вероятности успехов меняются после каждого успеха, то находимся в условиях А-схемы последовательных испытаний, и распределение числа непустых ячеек – это распределение числа успехов в n испытаниях, которое определяется формулой (3). В данном случае базовые элементы, из которых строятся числа A_k^n , имеют вид

$$Q_i = i \left(\frac{p_1^2}{N_1} + \frac{p_2^2}{N_2} \right), \quad i = \overline{0, \min(N_1, N_2)}.$$

Обозначим

$$S = \frac{p_1^2}{N_1} + \frac{p_2^2}{N_2}.$$

Тогда

$$P_i = 1 - iS, \quad Q_i = iS, \quad i = \overline{0, \min(N_1, N_2)}.$$

Это значит, что $A_k^n = S^{n-k} a_k^n$, а

$$P\{\xi_n = k\} = S^{n-k} a_k^n \prod_{i=0}^{k-1} (1 - iS), \quad k = \overline{1, n}, \quad n = \overline{1, \min(N_1, N_2)}. \quad (18)$$

Таким образом, согласно формуле (18),

$$P\{\mu_0(N, n) = k\} = S^{n-N+k} a_{N-k}^n \prod_{i=0}^{N-k-1} (1 - iS).$$

Данное распределение, как и предыдущее, имеет место, если $n \leq \min(N_1, N_2)$.

Замечание 1. Пусть $N_1 < n \leq N_2$. Тогда при $i \leq N_1$ вероятности P_i имеют вид (6), а при $i > N_1$

$$P_i = 1 - i \left(\frac{p_1^2}{N_1} + \frac{p_2^2}{N_2} \right) - \frac{1}{N_1} \sum_{j=0}^{i-N_1} \binom{i}{j} p_1^{i+1-j} p_2^j (N_1 - i + j) - \\ - \frac{1}{N_2} \sum_{j=0}^{i-N_1-1} \binom{i}{j} p_1^{i-j} p_2^{j+1} (N_2 - j).$$

Замечание 2. Если $n > \min(N_1, N_2)$, то при $i > \min(N_1, N_2)$ вероятности P_i удобнее вычислять по общей формуле

$$P_i = \sum_{j=\max(0, i-N_1)}^{\min(i, N_2)} \binom{i}{j} p_1^{i-j+1} p_2^j \frac{N_1 - (i-j)}{N_1} + \\ + \sum_{j=\max(0, i-N_2)}^{\min(i, N_1)} \binom{i}{j} p_2^{i-j+1} p_1^j \frac{N_2 - (i-j)}{N_1}.$$

Таким образом, в работе продемонстрирована возможность рассмотрения ряда вариантов случайного размещения частиц с использованием схем последовательных испытаний и аппарата комбинаторных чисел. Поскольку А- и Ф- распределения являются достаточно хорошо изученными, то для случайных величин, фигурирующих в рассмотренных задачах, могут быть приведены формулы для числовых характеристик и указаны условия сходимости к предельным распределениям.

Использованные источники

1. Колчин В.Ф. Случайные размещения / В.Ф. Колчин, Б.А. Севастьянов, В.П.Чистяков. – М: Наука, 1976. – 288 с.
2. Докин В.Н. Комбинаторные числа и полиномы в моделях дискретных распределений / В.Н. Докин, В.Д. Жуков, Н.А. Колокольникова, О.В. Кузьмин, М.Л. Платонов. – Иркутск: Изд-во Иркут. ун-та, 1990. – 208 с.
3. Ватутин В.А. Предельные теоремы для числа пустых ячеек в равновероятной схеме размещения частиц комплектами / В.А. Ватутин, В.Г. Михайлов.// Теория вероятностей и ее применения. – 1982. – Т.27, №4. – С.684-692.
4. Колокольникова Н.А. Предельные теоремы для числа успехов в одной схеме зависимых испытаний / Н.А. Колокольникова. – ВИНТИ, 25.02.1992. – №649. – В 92 ДЕП. – 25 с.
5. Колокольникова Н.А. Вероятностные модели теории страхования, использующие схемы случайного размещения частиц / Н.А. Колокольникова // Информационные технологии и проблемы математического моделирования сложных систем. – Вып. 15. – Иркутск: ИрГУПС, 2016. – С. 66-72.

6. Колокольникова Н.А. О некоторых обобщениях классической задачи о дробинках / Н.А. Колокольникова // Материалы Региональной конференции «Платоновские чтения». – Иркутск, 2019 – 5с.
<http://math.isu.ru/ru/chairs/tpdm/docs/Platonovskie2019/Kolokolnikova-PR-2019-s.pdf>.