

АКАДЕМИЯ НАУК АРМЯНСКОЙ ССР

АСТРОФИЗИКА

ТОМ 12

МАЙ, 1976

ВЫПУСК 2

СТАТИСТИЧЕСКИЙ ПОДХОД К ПРОБЛЕМЕ КРАТНОСТИ РАССЕЯННЫХ ЗВЕЗДНЫХ СКОПЛЕНИЙ

Ф. Г. РОЖАВСКИЙ, В. А. КУЗЬМИНА, А. Е. ВАСИЛЕВСКИЙ

Поступила 26 января 1975

Пересмотрена 14 июля 1975

Рассмотрены вероятности попадания рассеянных звездных скоплений в единичную площадку небесной сферы, а также функция распределения угловых расстояний скоплений от ближайшего соседа в области Млечного пути. Статистический анализ показывает, что примерно 20% исследованных объектов образуют кратные (преимущественно двойные) системы.

Одним из фундаментальных свойств космических объектов является, как известно, их тенденция к скучиванию, то есть к группированию в двойные и кратные системы, скопления и т. п. В применении к звездам [1] и галактикам [2—4] проблема кратности изучена весьма детально, чего нельзя сказать о звездных скоплениях. Вероятно, звездные скопления также должны подчиняться общей тенденции к скучиванию. Тем не менее, проблеме кратности звездных скоплений посвящено мало исследований, причем, все они, за исключением работы Б. А. Воронцова-Вельяминова о скоплениях в других галактиках [5], касаются изучения лишь некоторых конкретных двойных скоплений [6—8].

На кафедре астрономии Уральского университета уже в течение многих лет под руководством профессора К. А. Бархатовой ведется изучение отдельных кратных скоплений [9—11]. В настоящей работе сделана попытка изучить проблему кратности рассеянных звездных скоплений в целом и оценить с помощью методов математической статистики относительную численность кратных скоплений. Для этой цели были использованы две различные функции распределения: а) распределение числа попаданий скоплений в некоторую площадку небесной сферы и б) распределение угловых расстояний до ближайшего соседа. Вопрос о существовании кратных рассеянных скоплений решался путем статистической проверки гипотезы о

равномерно-случайном распределении рассеянных скоплений в исследуемых участках небесной сферы. Для достаточно точного соблюдения условий этой гипотезы были отобраны 592 скопления с галактической широтой $|b| \leq 2.5$. Известно, что полнота выявления рассеянных звездных скоплений в южной части небесной сферы ниже, чем в северной, поскольку к северу от -33° склонения поиски скоплений были проведены по Паломарскому атласу звездного неба. Неучет этого обстоятельства может привести к искусственному завышению числа кратных систем. Однако, во-первых, область, не охваченная Паломарским атласом, составляет лишь около 20% всей зоны $|b| \leq 2.5$; во-вторых, среднее число скоплений на один квадратный градус в пределах той же зоны при $\delta < -33^\circ$ даже несколько превышает таковое при $\delta > -33^\circ$. Поэтому влияние различия в выявленности рассеянных скоплений для южной и северной частей небесной сферы на результаты настоящей работы должно быть незначительным.

1. *Распределение числа рассеянных звездных скоплений в «единичных» площадках.* Как известно, при равномерно-случайном распределении точек на плоскости число попаданий этих точек в «единичную» площадку есть случайная величина m , распределенная по закону Пуассона:

$$p(m) = e^{-\lambda} \frac{\lambda^m}{m!}, \quad (1)$$

где λ — параметр закона Пуассона, численно равный математическому ожиданию случайной величины m . При равномерно-случайном распределении точек (скоплений) параметр λ равен

$$\lambda = \frac{N}{M}, \quad (2)$$

где N — общее число скоплений, M — число площадок.

Для проверки применимости распределения (1) к величине m из каталога [12] были отобраны, как указывалось выше, 592 скопления в зоне галактических широт $|b| \leq 2.5$. Указанная зона была разбита на прямоугольные площадки размером 2.0×2.5 . Результаты подсчетов числа скоплений в площадках приведены на рис. 1а. Для учета возможного влияния поглощающей материи на подсчеты, последние также проведены отдельно для областей Млечного пути с коэффициентами поглощения $A_V < 3.0 \text{ кпс}^{-1}$ и $A_V < 2.2 \text{ кпс}^{-1}$ [13]. Суммарная протяженность этих областей составила соответственно 246.5 и 171.5 с числом скоплений 383 и 264. Результаты подсчетов в этих областях приведены на рис. 1б и 1с. Из рисунка видно, что эмпирические распределения для всех трех выборок весьма близки друг другу, что свидетельствует о слабом влиянии межзвездного погло-

щения на форму распределения, хотя клочковатость структуры поглощающей свет материи должна привести к некоторому завышению числа кратных скоплений.

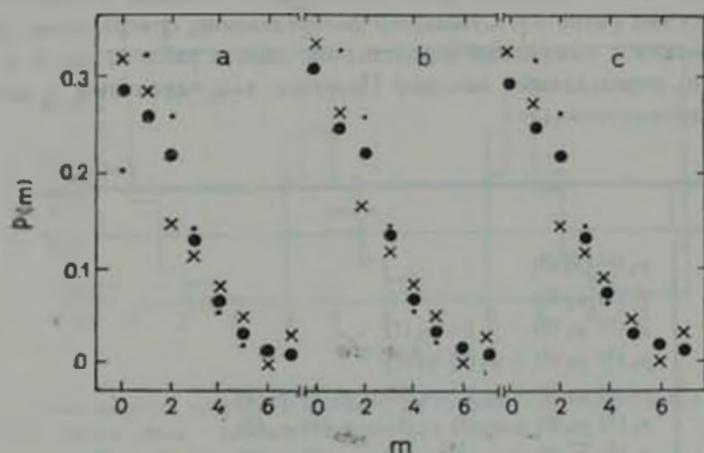


Рис. 1. Распределение числа рассеянных скоплений в площадках 2.0×2.5 в области Млечного пути. X — наблюдения, — теоретическое распределение с параметром λ , • — аппроксимация суммой двух распределений с параметрами λ_1 и λ_2 .
 а) $\Delta l = 360^\circ$, б) $\Delta l = 246.5$, в) $\Delta l = 171.5$.

Полученные эмпирические распределения не удалось представить законом Пуассона с соответствующими параметрами λ . Как видно из рис. 1, эмпирические частоты $p(1)$ и $p(2)$ систематически занижены по сравнению с соответствующими теоретическими вероятностями. Таким образом, гипотезу равномерно-случайного распределения рассеянных звездных скоплений на плоскости (l, b) при $|b| \leq 2.5$ следует отвергнуть.

Наблюдаемые на рис. 1 расхождения можно объяснить существованием кратных систем скоплений. Введем параметр кратности

$$z = \frac{N}{n}, \tag{3}$$

где n — число объектов, т. е. подразумевается, что кратное скопление (двойное, тройное и т. д.) представляет собой один объект. Для простоты предположим, что все кратные скопления суть двойные, а доля систем более высокой кратности пренебрежимо мала. Обозначим параметры распределения Пуассона для числа попаданий в «единичную» площадку одиночных и двойных скоплений через λ_1 и λ_2 соответственно. Ожидаемые значения этих параметров по (2) и (3) равны

$$i_1 = \frac{n_1}{M} = \frac{2-\alpha}{\alpha} \frac{N}{M}; \quad i_2 = \frac{n_2}{M} = \frac{\alpha-1}{\alpha} \frac{N}{M}. \quad (4)$$

где n_1 и n_2 — соответственно числа одиночных и двойных объектов в выборке (их сумма равна n). Суммарное распределение, определенное по теоремам сложения и умножения вероятностей, дано в табл. 1, где p_1 и p_2 — вероятности, определяемые законом Пуассона для одиночных и двойных объектов соответственно.

Таблица 1

m	$p(m)$
0	$p_1(0) \cdot p_2(0)$
1	$p_1(1) \cdot p_2(0)$
2	$p_1(2) \cdot p_2(0) + p_1(0) \cdot p_2(1)$
3	$p_1(3) \cdot p_2(0) + p_1(1) \cdot p_2(1)$
4	$p_1(4) \cdot p_2(0) + p_1(2) \cdot p_2(1) + p_1(0) \cdot p_2(2)$
5	$p_1(5) \cdot p_2(0) + p_1(3) \cdot p_2(1) + p_1(1) \cdot p_2(2)$
6	$p_1(6) \cdot p_2(0) + p_1(4) \cdot p_2(1) + p_1(2) \cdot p_2(2) + p_1(0) \cdot p_2(3)$

Варируя параметр α , можно подобрать суммарное распределение (табл. 1), наилучшим образом согласующееся с эмпирическим. Критерием наилучшего согласия в нашем случае служила минимальность величины χ^2 (критерий Пуассона). Наилучшее согласие было достигнуто при значениях α , приведенных в табл. 2. В последней строке табл. 2 приводятся числа скоплений, образующих двойные системы, в процентах к общему числу скоплений.

Таблица 2

Δl	360	246.5	171.5
N	580	367	235
M	360	232	143
α	1.28	1.33	1.31
i_1	0.90	0.79	0.85
i_2	0.35	0.40	0.29
$2n_2/N$	41% _а	50% _б	47% _в

Теоретические распределения, наилучшим образом аппроксимирующие эмпирические данные, также приводятся на рис. 1. Как видно из рисунка, согласие хорошее. Статистический критерий Романовского подтверждает это. Таким образом, изученные распределения числа скоплений, попадаю-

щих в «единичную» площадку, показывают, что около 47% рассеянных звездных скоплений образуют двойные системы. Эта величина в силу упомянутых выше причин может быть заметно завышенной.

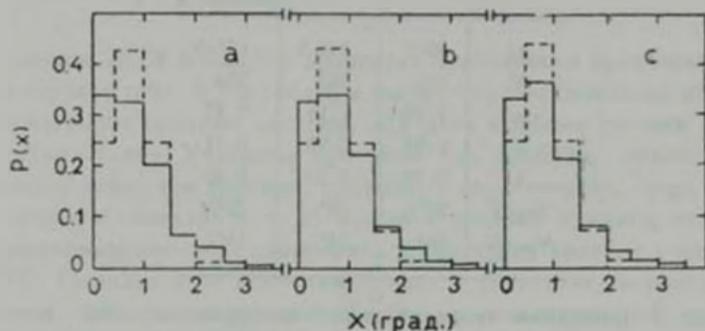


Рис. 2. Распределение угловых расстояний до ближайшего соседа для рассеянных скоплений. Сплошная линия — наблюдения, пунктир — теория.

а) $\Delta l = 360$, б) $\Delta l = 246.5$, в) $\Delta l = 171.5$.

2. *Распределение угловых расстояний до ближайшего соседа для рассеянных звездных скоплений.* Известно, что при равномерно-случайном распределении точек на плоскости расстояние от какой-либо точки до ближайшей соседней x есть случайная величина с плотностью распределения по [14]:

$$f(x) = 2\pi kxe^{-2kx}. \quad (5)$$

Параметр k связан с математическим ожиданием \bar{x} величины x зависимостью

$$k = (2\bar{x})^{-2}. \quad (6)$$

Для проверки применимости функции распределения (5) к реальным угловым расстояниям между скоплениями использовались те же данные, что и в разделе 1. На рис. 2 приведены гистограммы теоретических и эмпирических распределений величин x для трех зон Млечного пути. Наблюдаемые различия подтверждаются критерием Пирсона χ^2 при 1% уровне значимости. Наблюдаемые частоты теоретических угловых расстояний $x \leq 0.5$ систематически завышены, а это, в первую очередь, может свидетельствовать о существовании кратных скоплений. Для оценки доли скоплений, образующих кратные системы, воспользуемся параметром α .

Предположим, что кратные системы вносят существенный вклад лишь в первый столбец гистограмм на рис. 2. Вкладом в другие столбцы пренебрежем. Варьируя параметр α , будем уменьшать высоту первого столбца

на величину $(N-n)/n$ до тех пор, пока не добьемся наилучшего в смысле критерия χ^2 совпадения теоретического распределения с эмпирическим. Результаты такого процесса даны в табл. 3.

Таблица 3

Δl	360	246.5	171.5
N	592	383	264
α	1.19	1.16	1.17
$\bar{\alpha}$	0.94	0.93	0.91
k	0.28	0.29	0.30
$2n_2/N$	32%	28%	29%
$N_{\text{пр.}}/N$	16%	14%	15%

На рис. 3 приведены теоретические, построенные для величин из табл. 3, и эмпирические гистограммы распределений угловых расстояний. Рис. 3, а также критерий Романовского показывают хорошее согласие.

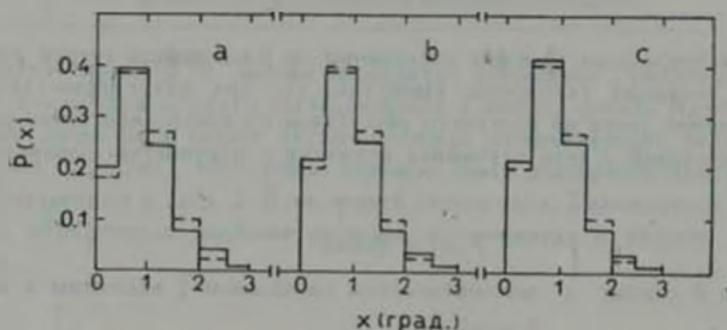


Рис. 3. Распределение угловых расстояний до ближайшего соседа для рассеянных скоплений с учетом яркости. Сплошная линия — наблюдения, пунктир — теория.

а) $\Delta l = 360$, б) $\Delta l = 246.5$, в) $\Delta l = 171.5$.

Приведенные в табл. 3 значения параметра α позволяют приближенно оценить относительную долю скоплений, входящих в кратные системы. Рассмотрим два крайних случая.

Предположим, что все кратные системы — двойные. Тогда, как и в разделе 1, искомая доля равна

$$\frac{2n_2}{N} = \frac{2(\alpha - 1)}{\alpha} \quad (7)$$

Теперь предположим, что имеется лишь одно кратное скопление, а остальные одиночные. Тогда число членов в этом кратном скоплении $N_{кр} = \alpha(\alpha - 1) + 1$, и вместо соотношения (7) имеем

$$\frac{N_{кр}}{N} = \frac{\alpha - 1}{\alpha} = \frac{1}{N} \tag{8}$$

Значения $2n_2/N$ и $N_{кр}/N$ в процентах приведены в предпоследней и последней строках табл. 3. Из таблицы видно, что относительная доля скоплений, образующих кратные системы, для двух крайних случаев изменяется сравнительно слабо. Учитывая при этом, что двойные объекты обычно встречаются чаще, чем тройные, тройные, в свою очередь, чаще, чем системы из четырех объектов и т. д., можно в среднем принять, что истинная доля рассеянных звездных скоплений, образующих кратные системы, близка к 30%. Порядок этой величины близок к результату первого раздела.

Таким образом, два различных метода с несомненностью показывают, что явление кратности присуще и рассеянным скоплениям, причем в кратные (преимущественно двойные) системы входит по меньшей мере 30% скоплений. Полагая подавляющее большинство кратных скоплений двойными, получим долю двойных скоплений порядка 20%. Полученный результат подтверждает уменьшение относительной доли кратных систем по мере возрастания масштаба структурной иерархии космических объектов:

двойные и кратные звезды	50—70% [15,16]
двойные рассеянные звездные скопления	20%
«взаимодействующие» галактики	6% [17].

В заключение авторы выражают признательность И. Д. Караченцеву за полезное обсуждение полученных результатов.

Астрономическая обсерватория
Уральского университета

THE STATISTICAL WAY TO THE PROBLEM OF MULTIPLICITY OF STELLAR OPEN CLUSTERS

F. G. ROZHAVSKIJ, V. A. KUZMINA, A. E. VASILEVSKIJ

The probability of hit of clusters in the unit area of the celestial sphere and the distribution function of the angular distances to the nearest cluster were examined. Statistical analysis shows that 20% of the investigated objects were multiple systems (preferentially double).

ЛИТЕРАТУРА

1. Б. Н. Фесенко, Труды АО ЛГУ, 20, 146, 1964.
2. G. O. Abell, Ap. J., Suppl. ser., 3, 211, 1958.
3. Н. Д. Караченцов, Астрофизика, 1, 203, 1965.
4. Н. Д. Караченцов, В. Ю. Теребиж, Астрофизика, 4, 443, 1968.
5. Б. А. Воронцов-Вельяминов, Труды II совещания по вопросам космогонии, М., 1951.
6. G. Alter, M. N., 103, 10, 1943.
7. И. М. Копылова, Изв. КрАО, 8, 122, 1952.
8. A. R. Hogg, P. A. S. P., 77, 459, 1965.
9. К. А. Бархатова, Астрон. ж., 33, 5, 1956.
10. К. А. Бархатова, Э. Н. Желанова, Со. работ по астрономии, вып. 1, 33, 1963.
11. К. А. Бархатова, В. А. Кузьмина, Л. П. Шашкина, Со. работ по астрономии, вып. 4, 7, 1970.
12. G. Alter, I. Ruprecht, V. Vanysek, Catalogue of Star Clusters and Associations, Budapest, 1970.
13. T. Neckel, Z. Astrophys., 63, 221, 1966.
14. Т. А. Аислям, Теория вероятностей для астрономов и физиков, Наука, М., 1974.
15. S. Jazbec, A. E. Gomez, P. A. S. P., 82, 809, 1970.
16. Л. П. Суркова, Кандидатская диссертация, Горьковский пединститут, 1973.
17. А. В. Засов, Астрофизика, 4, 427, 1968.