

ЛИТЕРАТУРА

1. *G. de Vaucouleurs*, *Ap. J. Suppl. ser.*, 5, № 48, 233, 1961.
2. *G. de Vaucouleurs, A. de Vaucouleurs*, *Mem. Roy. Astron. Soc.*, 77, 1, 1972.
3. *С. Г. Искусляр*, *Астрофизика*, 4, 385, 1968.
4. *А. Саакян*, *Астрофизика*, 41, 1968.
5. *К. А. Саакян*, *Астрофизика*, 5, 593, 1969.
6. *Proceedings of the Conference of Seyfert Galaxies and Related Objects, Held at Steward Observatory University of Arizona, 14—16 February, 1968.*
7. *К. С. Маркрян*, *Астрофизика*, 3, 55, 1967.
8. *Э. А. Дибай, Г. В. Эйцев*, *В. М. Лютий*, *Астрон. цирк.* № 481, 1968.
9. *Э. А. Дибай, В. М. Лютий*, *Астрофизика*, 7, 169, 1971.
10. *W. G. Tifft*, *A. J.*, 74, 354, 1969.
11. *G. de Vaucouleurs, A. de Vaucouleurs*, *Reference Catalogue of Bright Galaxies*, Austin, 1964.
12. *P. W. Hodge*, *Ap. J.*, 72, 129, 1967.
13. *В. А. Амбарцумян* и др., *Сообщ. Бюраканской обсерв.*, 33, 3, 1963.
14. *В. А. Амбарцумян*, „Галактики и их ядра“, Доклад, прочитанный на Чрезвычайной Генеральной Ассамблее МАС, Краков, 1973.

МОДЕЛИРОВАНИЕ ГОРИЗОНТАЛЬНОЙ ВЕТВИ ШАРОВЫХ СКОПЛЕНИЙ

В [1, 2] обнаружено своеобразие частотного распределения параметра $z = B/(B + R)$, который описывает строение горизонтальной ветви шаровых скоплений (здесь B и R — числа звезд соответственно с голубой и красной сторон пробела переменных). Распределение z с характерными пиками по краям показано на рис. 1. При построении рисунка использованы данные для 51 скопления из работ [1—5].

Для интерпретации этого распределения в [1, 2] предложена следующая вероятностная модель. На отрезок MN , разделенный на три части, мы многократно бросаем меньший отрезок PS так, чтобы он не выходил за пределы MN (см. рис. 2). Пусть B и R — длины отрезка PS , попадающие при данном бросании соответственно на левый (MK) и правый (LN) участки отрезка MN . Тогда для каждого бросания можно определить величину $z = B/(B + R)$. Если усложнить задачу и предположить, что распределение точек на PS неравномерное, то под B и R следует уже понимать площади под кривой распределения на PS , проектирующиеся при данном бросании на участки MK и LN .

В [1] предполагалось, что при соответствующем выборе длин всех отрезков эта вероятностная модель способна объяснить наблюдаемое частотное распределение параметра z . Однако детальные расчеты не проводились, и в дальнейшем модель бросания подменялась

моделью „скольжения“ [1, 2]. Такая подмена в принципе оправдана, поскольку при большом числе бросаний обе модели должны сходиться. В то же время модель бросания представляет и самостоятельный интерес. Во-первых, интересно посмотреть, каким будет частотное распределение α при малом числе бросаний, которое соответствует числу известных в действительности значений α . Во-вторых, в задаче бросания легче исследовать сходимость модели и устойчивость ее к изменению всех входящих параметров. Наконец, к ней может быть ближе несколько отличная от [1, 2] физическая интерпретация.

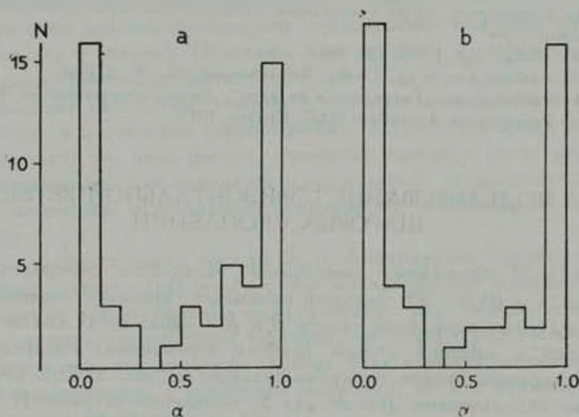


Рис. 1. а) Распределение параметра α по данным [1—5]. б) Модельное распределение α .

На ЭВМ БЭСМ-4М были проведены четыре серии расчетов; всего рассчитано 96 моделей. В первой, пробной, серии исследована устойчивость по отношению к изменению длин всех отрезков на рис. 2 и к изменению характера распределения, заданного на *PS*. Рассчитано 16 моделей, в 8 из которых число бросаний принято равным тысяче, в 8 других — десяти тысячам. Оказалось, что малые изменения входящих параметров приводят к малым изменениям в результирующем частотном распределении α , т. е. модель является устойчивой.

Во второй серии рассчитана сходимость модели. Рассчитывалось 50 моделей с различным числом бросаний, от 20 до 1000. Принципиальные черты рис. 1а можно проследить уже на моделях с ма-

лым числом бросаний (20, 40). С увеличением числа бросаний эти черты (пики по краям) выявляются еще четче.

В третьей серии приняты следующие значения параметров рис. 2: $MN = 95$, $MK = 35$, $KL = 25$, $LN = 35$; $PS = 60$. На PS задано нормальное распределение с $\sigma = 10$. Эти значения, по-видимому, достаточно близки к действительности [2]. Подсчитано 20 моделей, каждая из которых состоит из 20 бросаний. Типичное модельное распределение λ показано на рис. 1б.

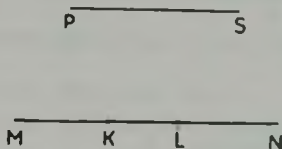


Рис. 2.

Наконец, в четвертой серии, состоящей из 10 моделей, при каждом бросании все параметры рис. 2 и значения λ изменялись случайным образом около тех значений, которые использовались в третьей серии. Полученные распределения λ отличаются от распределения рис. 1б не существенно, и приводить их здесь мы не будем.

Во всех моделях всех серий распределение случайных чисел, используемых для вычисления того места, на которое падает отрезок PS , принималось равномерным.

Сходство рис. 1а и 1б свидетельствует в пользу правильности предложенной в [1, 2] модели.

Modeling of Horizontal Branch of Globular Clusters. Results of numerical calculations of the probability model proposed earlier for the interpretation of the horizontal branch structure of globular clusters are presented. Agreement between model distribution of parameter λ and observations is found.

Астрофизическая обсерватория

Львовского университета

Государственный астрономический
институт им. П. К. Штернберга

А. М. ЭЙГЕНСОН
Н. Н. САМУСЬ

Л И Т Е Р А Т У Р А

1. А. М. Эйзенсон, *Астрофизика*, 9, 197, 1973.
2. А. М. Эйзенсон, *Астрофизика*, 9, 431, 1973.
3. А. В. Мионов, *Астрон. ж.*, 49, 134, 1972.
4. А. В. Мионов, *Астрон. ж.*, 50, 27, 1973.
5. А. В. Мионов, Н. Н. Самусь, *ПЗ.*, (в печати).

Технический редактор Л. А. АЗИЗБЕКЯН

ВФ 04863. Подписано в печать 1. VII. 1975 г. Тираж 925. Изд. 4280. Заказ 226.

Формат бумаги 70×108¹/₁₆. Печ. л. 11+12 вкл. Бум. л. 5,5.

Усл. печ. л. 15,56. Уч. изд. листов 11,45.

Типография Издательства АН Армянской ССР, Ереван, Баренамунти, 24,