

АКАДЕМИЯ НАУК АРМЯНСКОЙ ССР

АСТРОФИЗИКА

ТОМ 9

АВГУСТ, 1973

ВЫПУСК 3

МОДЕЛЬ ГОРИЗОНТАЛЬНОЙ ВЕТВИ И ВОЗРАСТ ШАРОВЫХ СКОПЛЕНИЙ

А. М. ЭЙГЕНСОН

Поступила 24 июля 1973

Уточняются характеристики модели, предложенной в предыдущей работе автора для интерпретации строения горизонтальной ветви шаровых скоплений. Подтверждается, что основным фактором, определяющим это строение, является возраст скоплений. В рамках модели введение второго параметра не является необходимым.

Введение. Известно, что распределение звезд вдоль горизонтальной ветви шаровых скоплений коррелирует с содержанием металлов: чем выше металличность скопления, тем больше, в среднем, относительная населенность красной части горизонтальной ветви. Существование корреляции расценивается обычно как показатель того, что металличность и является основным фактором, определяющим строение горизонтальной ветви. В то же время имеются значительные отклонения в соотношении между этими характеристиками. Отсюда делается вывод о существовании второго параметра, контролирующего распределение звезд вдоль горизонтальной ветви [1]. В качестве возможных кандидатов на роль второго параметра назывались такие величины, как содержание гелия, масса звезд, возраст и, наконец, содержание азота [2].

Между тем, в работе автора [3] были приведены аргументы в пользу того, что строение горизонтальной ветви больше зависит от возраста, чем от химического состава, в соответствии с предположениями Тиффта [4] и ван-Агта [5] и в отличие от мнения, например, Кинга [6]. Настоящая статья посвящена дальнейшему развитию этих аргументов.

1. В [7, 8] для количественного описания распределения звезд вдоль горизонтальной ветви использован параметр $\lambda = B/(B + R)$, где

B и R — числа звезд, соответственно, с голубой и красной стороны пробела переменных типа RR Лиры. В [3] было показано, что характерной чертой строения горизонтальных ветвей является преимущественная населенность голубого или красного участков; скоплений с примерно равной населенностью обоих этих участков мало, и максимумы частотного распределения α приходятся на крайние значения $\alpha < 0.1$ и $\alpha > 0.9$. Этот вывод получен по 32 скоплениям.

Сейчас число скоплений с известным α можно увеличить еще на 12. Для трех из них дополнительные значения α найдены в [9], для девяти остальных — в настоящей работе. Именно, $\alpha \approx 0.5$ для NGC 3201 (найденно приближенно, непосредственно по псевдодиаграмме

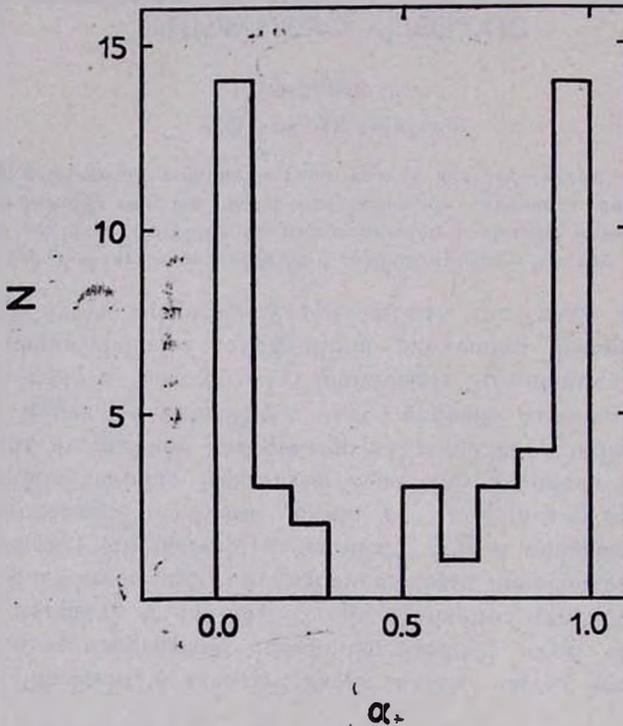


Рис. 1. Частотное распределение α для 44 скоплений.

цвет — величина) и $\alpha = 0.87$ для NGC 2257 в Магеллановых Облаках [10, 11]. У скоплений NGC 5927, 6388, 6352, межгалактических скоплений Pal 3 и Pal 4, а также NGC 121 и Krop 3 в Магеллановых Облаках, согласно данным [4, 10, 12—14], горизонтальная ветвь сильно концентрирована в красную сторону и $\alpha = 0$.

Частотное распределение α для всех 44 скоплений показано на рис. 1. При построении рисунка мы приняли несколько отличные

от [8] и [9] значения α для NGC 6341 и NGC 6356, а именно $\alpha=1.00$ и 0.00 , в соответствии с указаниями [15] и [16]. Принято также $\alpha=0.15$ для NGC 1261 [17].

Из сравнения рис. 1 с соответствующим рисунком в [3] видно, что отмеченная выше особенность — U-образная форма распределения — стала еще более отчетливой. Проверка по критерию χ^2 показывает, что гипотеза о равномерном распределении α противоречит наблюдательным данным (вероятность гипотезы равномерного распределения настолько мала, что ее значение выходит за пределы таблицы [18], и во всяком случае меньше 0.001).

2. Отдельные детали распределения будут, естественно, меняться по мере увеличения числа скоплений с известным α . Так, можно ожидать и частичного заполнения пробела в центральной области рис. 1. В [8, 9] было показано, что α коррелирует с содержанием металлов, представленным индексами металличности IM по [19] (рис. 2). Если построить частотное распределение IM для всех 98 шаровых скоплений списка [20] и наряду с этим для 40 скоплений с известным α (см. рис. 3), то оказывается, что распределения похожи. Нетрудно убедиться, что расхождения между нормированными распределениями не имеют статистической значимости. Таким образом, распределение IM для 40 скоплений можно считать представительным.

3. В [3] для интерпретации частотного распределения α предложена вероятностная модель: на отрезок MN, разделенный на три части, мы многократно бросаем меньший отрезок PS так, чтобы границы этого меньшего отрезка не выходили за пределы MN (рис. 4а). При этом предполагалось, что распределение точек на отрезке PS равномерное. Это является, однако, лишь первым приближением, так как в действительности звезды распределены вдоль горизонтальной ветви неравномерно.

Рассмотрим некоторое „условное“ скопление, у которого в каждый данный момент времени звезды распределены вдоль горизонтальной ветви по нормальному закону. Предположим, что центр этого распределения перемещается со временем более или менее равномерно по отношению к центру участка, занятого переменными типа RR Лиры. В [3] были получены указания на то, что на C—M диаграмме это перемещение происходит справа налево, т. е. из красной стороны в голубую. Таким образом, мы рассматриваем одно и то же скопление в разные моменты времени. Если скопления эволюционируют примерно одинаково, то это эквивалентно рассмотрению совокупности скоплений разного возраста в данный момент.

Зададим на PS нормальное распределение и перейдем от бросания к скольжению: отрезок PS равномерно скользит вдоль MN, делая остановки на каждом шагу. Площадь под кривой нормального распределения, проектирующуюся при данном положении на участок МК, обозначим через B; на участок KL—через RR; на LN—через R. Тогда для каждого шага можно найти величину $\alpha = B/(B + R)$.

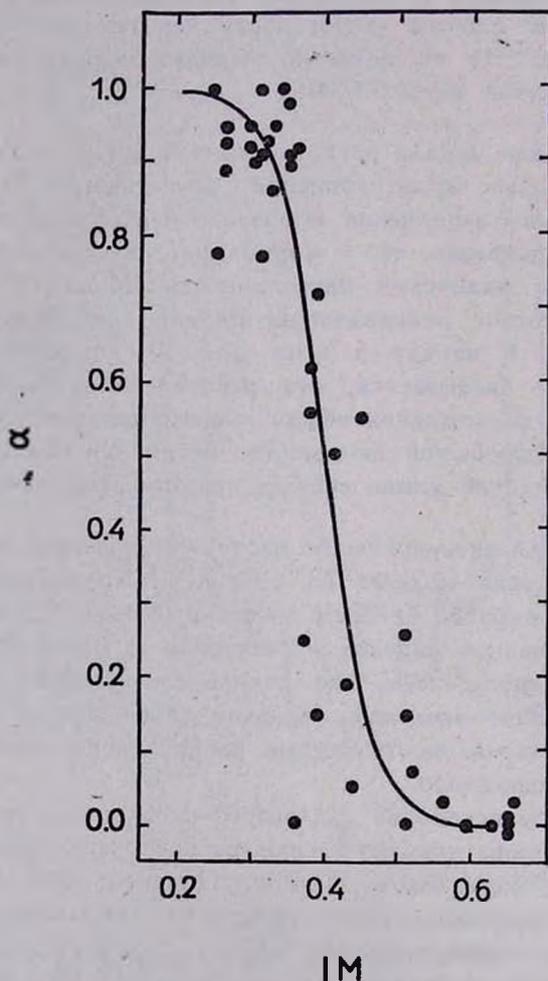


Рис. 2. Диаграмма α —IM для 40 скоплений. Кривая аппроксимирует связь α с IM (см. раздел 5).

Из диаграмм цвет — величина следует, что для соотношения длин на отрезке MN в качестве первого приближения можно взять при-

мерно следующее: $MK:KL:LN \approx 35:25:35$. Эти числа приблизительно соответствуют реальным средним протяженностям по цвету $B-V$ участков, занятых голубыми, переменными и красными звездами горизонтальной ветви (0.35: 0.25: 0.35). Для отрезка PS примем $PS = 60$ и $\tau = 10$. Тогда практически вся площадь под кривой нормального распределения сосредоточена на PS . Число шагов выберем

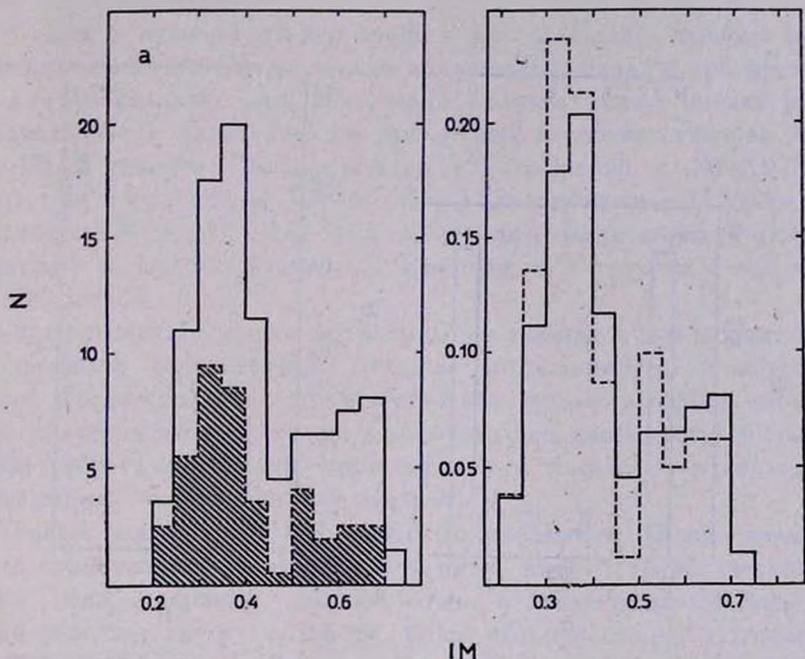


Рис. 3. а) Сплошной линией показано частотное распределение IM для 98 скоплений списка [20], пунктиром—то же для 40 скоплений с известным α . б) Здесь оба распределения нормированы, т. е. приведены *истограммы*. Обозначения те же, что на рис. 3а,

равным числу скоплений на рис. 1 (44 шага, включая нулевой, когда точка S проектируется в точку N). Определим α для каждого шага и отложим α как функцию числа шагов n (рис. 4б). Если теперь спроектировать все точки на ось ординат, можно построить модельное распределение α для нашего условного скопления (рис. 4с). Согласно сказанному выше, таким же будет, при сделанных предположениях, распределение α для 44 скоплений разного возраста в данный момент времени.

Сравнение рис. 1 и рис. 4с показывает хорошее согласие. Отметим попутно, что на рис. 4с уже нет пробела в центральной области (между $\alpha = 0.3$ и $\alpha = 0.5$).

Согласно [3], переменных типа RR Лиры больше всего в тех скоплениях, в которых $\alpha \sim 0.5$; то же относится к численности переменных, нормированной на единицу светимости скопления: по мере увеличения α эта величина возрастает, достигает максимума при $\alpha \sim 0.5$ и затем убывает [21, 22].

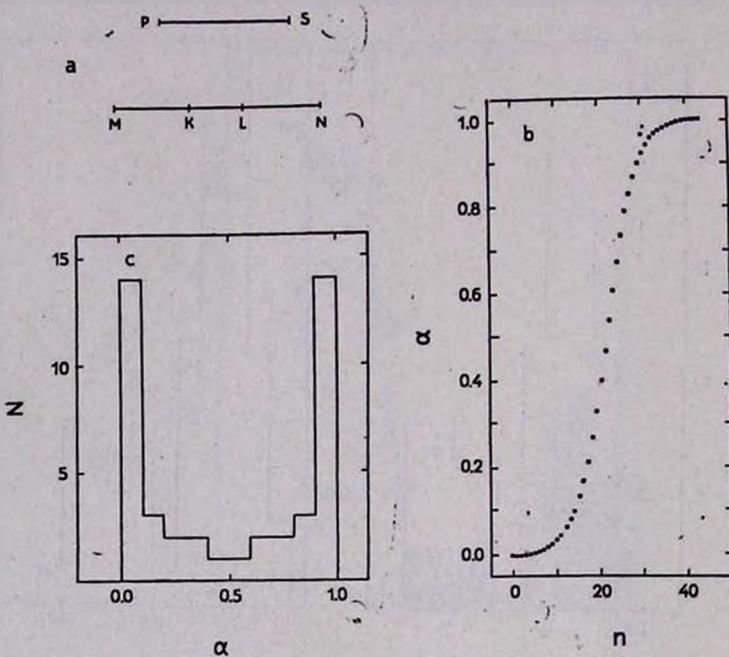


Рис. 4. б) Зависимость α от числа шагов n . в) Частотное распределение α для 44 «скоплений», следующее из модели.

Если вернуться теперь к модели, то очевидно, что величина RR будет наибольшей при $\alpha = 0.5$ и наименьшей при крайних значениях $\alpha = 0$ и $\alpha = 1$. Построение соответствующей модельной диаграммы приводит к воссозданию принципиальных черт наблюдаемых диаграмм, связывающих α с числом переменных и с числом переменных, нормированным на светимость скопления [3, 21, 22].

4. Остановимся на одной детали рассматриваемой модели. При $\alpha \sim 0.5$ основная часть площади под кривой нормального распределения проектируется на участок KL. Обе величины B и R малы, и достаточно нескольких шагов, чтобы параметр α существенно изменился

(см. рис. 4b). Если разделить весь диапазон изменения l на три примерно равных участка, то оказывается, что на крайних участках дисперсия параметра α мала, а на промежуточном значительна.

Очевидно, что область малых и больших значений l на рис. 4b можно уподобить области скоплений малого и большого возраста, а промежуточных l — области промежуточного возраста. Получается, что для скоплений промежуточного возраста дисперсия параметра α должна быть наибольшей.

В связи с этим обратимся вновь к рис. 2. Видно, что при малых и больших значениях IM дисперсия параметра α мала, а при промежуточных — значительна. Для получения количественной оценки разделим совокупность скоплений на три группы в соответствии со значениями IM . В первую группу войдут 15 скоплений с $IM < 0.35$, во вторую — 14 скоплений с $0.35 \leq IM \leq 0.45$, в третью — 11 скоплений, для которых $IM > 0.45$. Для каждой группы подсчитаем дисперсию параметра α и, соответственно, σ_α . Значения σ_α в группах I—III равны 0.07, 0.33 и 0.08.

Обычно считается, что металличность связана с возрастом: большему возрасту соответствует меньшая металличность, меньшему — большая. Тогда скопления промежуточного возраста имеют промежуточные значения металличности. Следовательно, наибольшая дисперсия α соответствует скоплениям промежуточного возраста — в согласии с предсказанием, вытекающим из модели.

Точный вид связи IM с возрастом неизвестен. Можно полагать, что для совокупности скоплений эта связь имеет статистический характер. Тогда, например, два скопления с одинаковым IM могут несколько различаться по возрасту. Если оба они входят в „промежуточную“ возрастную группу, то этого сравнительно небольшого различия может оказаться достаточным, чтобы значения α отличались весьма существенно (у скоплений промежуточного возраста α быстро меняется с возрастом — см. выше). Кроме того, при рассмотрении диаграммы $\alpha - IM$ необходимо учитывать ошибки в определении обоих параметров, α и IM .

Приведенных в этом разделе аргументов, по-видимому, достаточно, чтобы объяснить характер дисперсии диаграммы $\alpha - IM$.

5. Попытаемся предсказать, каким должно быть частотное распределение z после построения $S-M$ диаграмм для всех известных скоплений. Для этого существуют две возможности. Первая заключается в том, чтобы сделать большее число шагов в модели, т. е. взять большее число различных положений одного и того же условного

скопления. Распределение α , полученное таким образом для 101 шага показано на рис. 5.

Другая возможность предполагает использование диаграммы α — IM (рис. 2). Действительно, как уже упоминалось, значения IM известны для 98 скоплений. Если бы удалось провести на рис. 2 кривую, более или менее удовлетворительно представляющую связь α с IM , то с этой кривой можно было бы снять значения α для всех скоплений с заданным IM .

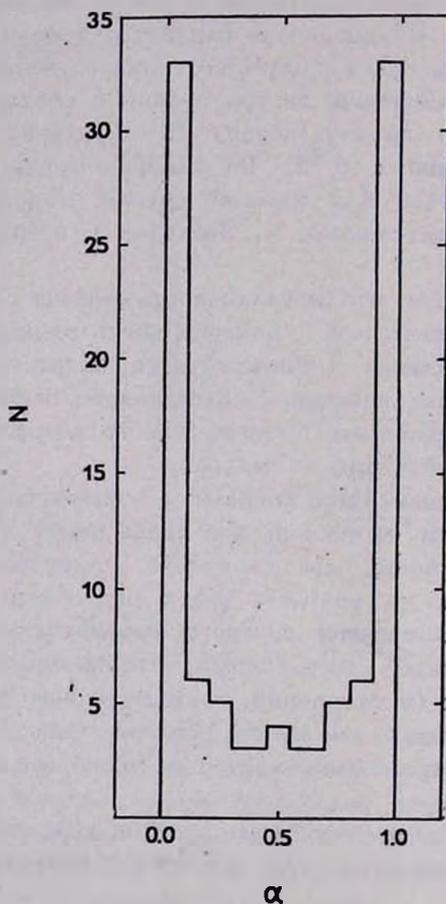


Рис. 5. Частотное распределение α для 101 „скопления“.

В качестве такой кривой используем зеркальное отображение графика α — n (рис. 4b) и проведем ее так, как показано на рис. 2. Видно, что проведенная кривая в общих чертах представляет данные о скоплениях, нанесенные на диаграмму. Чтобы проверить пригодность

этой кривой, посмотрим, насколько хорошо, пользуясь ею, можно воспроизвести частотное распределение α . Для этого снимем с нее значения α для 40 скоплений диаграммы α —IM, считая IM заданными. Получившееся частотное распределение α показано на рис. 6а. Сравнение рис. 6а и 1 показывает удовлетворительное согласие (заметим, что в диаграмму α —IM и, соответственно, в рис. 6а не вошли 4 скопления из рис. 1, у которых IM неизвестно, а значения α равны

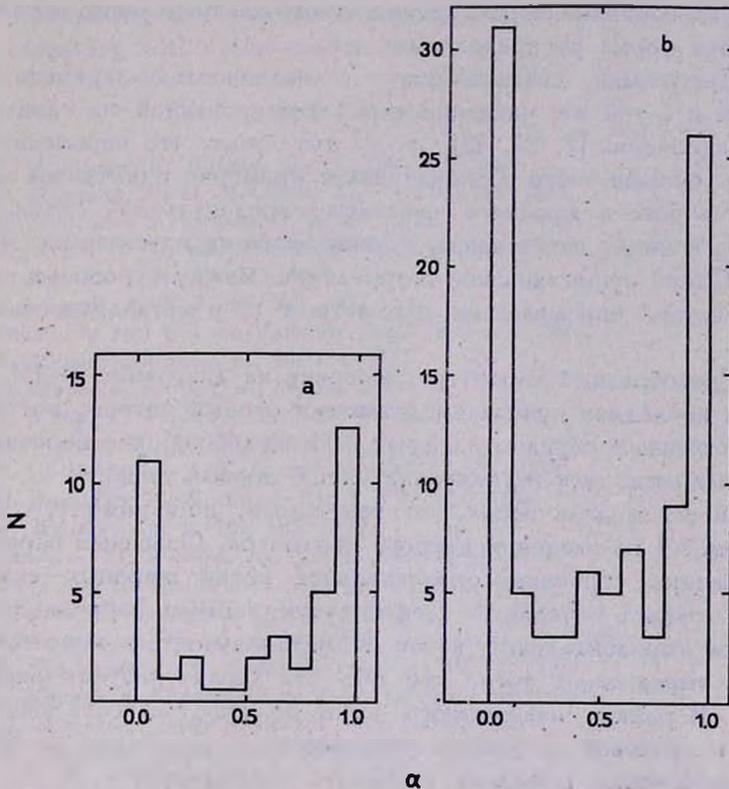


Рис. 6. а) Частотное распределение α для 40 скоплений, полученное по кривой рисунка 2 (см. текст). б) То же, что на рис. 6а, для 98 скоплений с известными IM.

0.87, 0.00, 0.00 и 0.00). Следовательно, можно полагать, что кривая проведена более или менее правильно. Сняв с нее значения α для остающихся скоплений списка [20], построим распределение α для всех 98 скоплений с известным IM (рис. 6б).

Видно, что принципиальные черты рис. 5 и 6b совпадают (на рис. 5 взято 101 „скопление“ вместо 98 для удобства расчетов). Можно ожидать, что действительное распределение α окажется примерно промежуточным между распределениями рис. 5 и 6b.

Заключение. Согласно результатам предыдущей [3] и настоящей работ, в рамках предложенной модели можно интерпретировать следующие наблюдательные данные:

1) Своеобразный характер частотного распределения параметра α (U-образная форма распределения).

2) Диаграммы, связывающие α с численностью переменных типа RR Лиры и с той же численностью, нормированной на единицу светимости скопления [3, 21, 22], т. е. тот факт, что переменных типа RR Лиры больше всего в скоплениях с примерно одинаковой населенностью голубого и красного участков горизонтальной ветви (то же относится к числу переменных, нормированному на светимость).

3). Самоё существование корреляции между строением горизонтальной ветви, описываемым параметром α , и металличностью скопления.

4) Своеобразный характер дисперсии на диаграмме α —IM.

Два последних пункта представляют особый интерес потому, что они естественным образом следуют из модели, которая первоначально была предложена для истолкования лишь первых двух.

Если эта модель верна, то тем самым, по-видимому, снимается необходимость во введении второго параметра. Основным параметром, определяющим строение горизонтальной ветви шаровых скоплений, является возраст скоплений. Самоё существование корреляции между строением горизонтальной ветви и металличностью является лишь внешним выражением того, что обе эти характеристики зависят от возраста. В рамках изложенного выше получают естественное объяснение и отклонения от единой зависимости на диаграмме α —IM.

В заключение выражаю глубокую благодарность В. А. Амбарцумяну за руководство работой. Благодарю также Б. В. Кукаркина за предоставление материалов до публикации, Н. Н. Самуся, привлекшего наше внимание к вопросу о представительности выборки, и В. Ю. Теребижа за полезное обсуждение.

Астрономическая обсерватория
Львовского университета

HORIZONTAL BRANCH MODEL AND AGE OF GLOBULAR CLUSTERS

A. M. EIGENSON

Characteristics of the model proposed in the author's previous paper to interpret the structure of the horizontal branch of the globular clusters are specified. It is confirmed that the age of the clusters is the main factor determining this structure. Introduction of the second parameter is not necessary within the model.

Л И Т Е Р А Т У Р А

1. *A. R. Sandage, R. Wildey*, Ap. J., 150, 469, 1967.
2. *F. D. Hartwick, R. D. McClure*, Ap. J., 176, L57, 1972.
3. *А. М. Эйзенсон*, Астрофизика, 9, 107, 1973.
4. *W. G. Tifft*, M. N., 125, 199, 1963; 126, 209, 1963.
5. *S. L. Agt, B. A. N.*, 19, 275, 1967.
6. *I. R. King*, P. A. S. P., 83, 377, 1971.
7. *L. Rostno*, in 3-rd Col. on Variable Stars, Bamberg, 1965.
8. *А. В. Миронов*, Астрон. ж., 49, 134, 1972.
9. *А. В. Миронов*, Астрон. ж., 50, 27, 1973.
10. *R. E. White, T. T. Kraft*, P. A. S. P., 84, 298, 1972.
11. *M. F. Walker*, M. N., 156, 459, 1972.
12. *F. D. A. Hartwick, J. E. Hesser*, Ap. J., 175, 77, 1972.
13. *E. M. Burbidge, A. Sandage*, Ap. J., 127, 527, 1958.
14. *M. F. Walker*, Ap. J., 161, 835, 1970.
15. *A. Sandage, M. Walker*, Ap. J., 143, 313, 1966.
16. *A. Sandage, G. Wallerstein*, Ap. J., 131, 598, 1960.
17. *G. Alcatno, C. Contreras*, Astron. Astrophys., 11, 14, 1971.
18. *Е. К. Вентцель*, Теория вероятностей, Физматгиз, М., 1969.
19. *Б. В. Кукаркин, Р. М. Русев*, Астрон. ж., 49, 121, 1972.
20. *Б. В. Кукаркин*, Карточный каталог (частное сообщение).
21. *А. М. Эйзенсон*, Цирк. Львовской обс., № 48, 1973.
22. *А. М. Эйзенсон*, Астрофизика (в печати).