УДК: 524.45

ПАРАДОКС РАСПРЕДЕЛЕНИЯ СКОПЛЕНИЙ ГАЛАКТИК

Б. И. ФЕСЕНКО

Поступила 16 июля 1985

Принята к печати 20 января 1986

Благодаря явлению сверхчувствительности, рассмотренному в первом разделе работы, богатые скопления почти все должны располагаться в окнах межзвездной среды. Именно поэтому зависимость избытков цвета ярчайших членов от галактической широты слаба, а плотность числа далеких скоплений в окрестности близких повышена. Изучается распределение по небу и в пространстве 702 богатых скоплений с $z < 0.2$ и $b > 40^\circ$. Хотя формальное применение метода ковариационных функций и дает четкое указание на существование кратных скоплений, дальнейший анализ не подтверждает этого. Впервые описан механизм, посредством которого неравномерное межзвездное ослабление приводит к завышению ковариационной функции при переходе ко все более близким скоплениям. Наличие такого механизма снимает решающий аргумент против определяющей роли межзвездного ослабления и неоднородности данных в статистике скоплений.

1. *Введение.* При изучении распределения галактик и их скоплений в пространстве широко применяются ковариационные функции, в дальнейшем для краткости называемые K -функциями. Метод K -функций имеет очевидное преимущество перед субъективным методом анализа, когда выводы о существовании сверхскоплений, ячеистых структур и т. п. получают при рассмотрении карт распределения галактик. Такие карты обычно составлены по неполному, искаженному наблюдательной селекцией материалу для специально отобранных областей неба или пространства.

Использование K -функций не освобождает от необходимости тщательного учета различных погрешностей. Но на первых порах они были плохо изучены, некоторые даже не известны. Характерно, что сразу же было получено неплохое согласие с результатами применения субъективного метода. И убеждение в реальном существовании сверхскоплений галактик получило широкое распространение. Однако в [1] приведен аргумент в пользу того, что в случае Ликских подсчетов галактик ярче 19^m угловая K -функция определяется на расстояниях, больших 0.4° , не свойствами скоплений или сверхскоплений, а флуктуациями в межзвездном ослабле-

нии. Следует учесть, что Ликские подсчеты [2] до настоящего времени остаются непревзойденным по надежности и богатству источником данных о видимом распределении галактик.

Хотя упомянутый аргумент еще не опровергнут, существует косвенное свидетельство против его справедливости: при переходе к пространственным K -функциям признаки существования сверхскоплений не исчезают. Одна из задач этой заметки заключается в изложении механизма воздействия неравномерного межзвездного ослабления и на вид пространственной K -функции, построенной для скоплений галактик.

Здесь очень важно существование парадокса, на который мы впервые обратили внимание в [3]: вероятность выполнения условия, при котором видимое сгущение галактик на небе может считаться богатым скоплением, сверхчувствительна к любым отклонениям условий наблюдений от стандартных. Все дело в том, что функция распределения чисел галактик n , наблюдаемых в одинаковых областях неба, очень быстро убывает при возрастании величины n , а скопление, как известно, выделяется наблюдателем только в том случае, когда n достаточно велико. Например, в случае Ликских подсчетов и областей $1^\circ \times 1^\circ$ вероятность выполнения условия $n > n_*$ при $n_* \geq 100$ пропорциональна $n^{-5.5}$. Допустим, что при отсутствии межзвездного ослабления скопление всегда будет выделено при $n > \bar{n}$. Тогда, если пренебречь колебаниями в численности галактик фона, число выделенных (вошедших в каталог) скоплений окажется пропорциональным величине $\bar{n}^{-5.5}$. Но из-за межзвездного ослабления числа n заменяются на ξn , где $\xi < 1$. Теперь скопления выделяются только в тех областях, в которых первоначальное число галактик (до введения ослабления) было больше величины $\bar{n}/\xi$. Значит общее число замеченных скоплений уменьшится в $\xi^{-5.5}$ раз. Отсюда и вытекает важный вывод: каталожные скопления распределены по небу так, как если бы межзвездное ослабление в каждом направлении (в звездных величинах) мы увеличили в 5—6 раз!

Ниже мы приводим новые оценки, которые подтверждают решающее значение для статистики скоплений неравномерного межзвездного ослабления и изменчивости условий наблюдений от пластинки к пластинке.

2. Ковариационные функции. Физический смысл пространственной K -функции ясен из равенства:

$$\xi(r) = \rho(r)/\rho, \quad (1)$$

где $\rho(r)$ — плотность числа спутников на расстоянии r от объекта и ρ — общая плотность. Пусть $\omega(\vartheta)$ — угловая K -функция. Тогда

$$w(\vartheta) = \lambda(\vartheta)/\lambda, \quad (2)$$

где $\lambda(\vartheta)$ — поверхностная плотность числа спутников данного объекта на угловом расстоянии ϑ и λ — общая поверхностная плотность.

Значения K -функций не чувствительны к степени неполноты выборки. Например, если мы будем изучать только каждый второй объект, то величины $\rho(r)$, ρ , $\lambda(\vartheta)$ и λ уменьшатся в два раза, а отношение не изменится. Но важно, чтобы степень неполноты не зависела от области и расстояния.

Обозначим n и n' числа объектов в двух элементарных площадках неба на расстоянии ϑ друг от друга. Весьма полезны следующие равенства:

$$\langle nn' \rangle / \langle n \rangle^2 - 1 = \langle w(\vartheta) \rangle \quad (3)$$

и

$$\frac{\sigma^2(n) - \langle n \rangle}{\langle n \rangle^2} = \langle w(\vartheta) \rangle_0, \quad (4)$$

где в $\langle w(\vartheta) \rangle$ усреднение выполнено по всевозможным угловым расстояниям между объектами из первой и второй площадок, а в $\langle w(\vartheta) \rangle_0$ — по всевозможным расстояниям между объектами внутри одной и той же площадки; $\sigma^2(n)$ — дисперсия. Аналогичные равенства справедливы для пространственной K -функции, лишь площадка заменяется элементарным объемом.

Приведем еще одно полезное соотношение. Рассмотрим квадратную площадку неба $a \times a$ и разделим ее на две одинаковые прямоугольные области. Пусть n_1 и n_2 — числа объектов в этих областях. Тогда

$$2[u(a) - 1] / \langle n_1 + n_2 \rangle = \langle w(\vartheta) \rangle_1 - \langle w(\vartheta) \rangle_2, \quad (5)$$

где

$$u(a) = \frac{\langle (n_1 - n_2)^2 \rangle}{\langle n_1 + n_2 \rangle}.$$

Здесь в $\langle w(\vartheta) \rangle_1$ усреднение выполняется по всевозможным парам объектов из одного и того же прямоугольника, а в $\langle w(\vartheta) \rangle_2$ — по объектам из первого и второго прямоугольников. Применение равенства (5) позволяет полностью исключить влияние изменчивости условий наблюдений от пластинки к пластинке. Если K -функция имеет вид

$$w(\vartheta) = C\vartheta^{-\alpha}, \quad (6)$$

то

$$\langle w(\vartheta) \rangle_1 - \langle w(\vartheta) \rangle_2 = \beta C a^{-\alpha}, \quad (7)$$

где $\beta = 1.4$ при $\alpha = 0.8$ и $\beta = 2.0$ при $\alpha = 1.0$. Заметим еще, что

$$\langle w(\vartheta) \rangle_0 = \frac{\langle s \rangle - 1}{\langle n \rangle}, \quad (8)$$

где

$$\langle s \rangle = \sum_{s=1}^{s_{\max}} s \varphi(s) \quad (9)$$

в $\varphi(s)$ — вероятность вхождения объекта в скопление с числом членов s внутри элементарной области.

3. *Анализ данных наблюдений.* А. Вводные замечания. Для богатых скоплений, выделенных Эйбеллом, К-функция изучалась в [4] и менее подробно в [5]. На более ранних исследованиях останавливаться не будем. В [4 и 5] подтверждено существование кратных скоплений. С другой стороны, в [3] оценка средней кратности по величине χ^2 (она применяется в критерии согласия Пирсона), рассчитанной при сравнении наблюдаемого распределения скоплений по хаббловским расстояниям с лог-нормальным распределением, привела к значению $\langle s \rangle \approx 1$.

Согласно [4] угловые и пространственные К-функции прекрасно согласуются друг с другом. Но в [4] полностью игнорировано влияние на вид угловой К-функции изменчивости условий наблюдений и неравномерности межзвездного ослабления. Между тем, важная роль этих эффектов показана еще в [6], а в [3] было отмечено явление сверхчувствительности. Поэтому найденное в [4] взаимное соответствие угловых и пространственных К-функций следует рассматривать и как свидетельство против реальности имеющих данных о пространственных К-функциях.

Б. *Оценки красных смещений.* Примерно для половины всех скоплений красные смещения z определены по не более чем трем ярчайшим членам. Вероятность встретить среди них галактики фона и тем самым допустить грубую ошибку в определении величины z достаточно велика. Это видно из табл. 1, в которой старые оценки величины z по данным [7], когда использовалось не более трех галактик, сравниваются с более поздними определениями (z_0) по значительно большему числу галактик. Мы использовали при этом опубликованные данные многих авторов. Стандарт величины $e = |z - z_0|$ равен 0.162.

В каталоге [8] приводятся косвенные оценки величины z для всех (почти 1900) скоплений из статистической выборки Эйбелла. Они выделены по данным об угловых диаметрах скоплений и звездных величинах

ярчайших и десятых по блеску членов. Мы встретились с неожиданным явлением: косвенные оценки в [8] точнее прямых определений по 1—3 ярчайшим галактикам. Это видно из табл. 2, в которой даны стандарты величины $\varepsilon' = \lg z' - \lg z_0$, где z' — оценка по [8] и z_0 — результат непо-

Таблица 1

Скопление	Красное смещение	
	Старое	Новое
А 246	0.0700	0.0753
514	0.0353	0.0697
779	0.0215	0.0226
1216	0.0237	0.0524
1783	0.0372	0.0776
1795	0.0631	0.0620
1904	0.0723	0.0708
2142	0.0911	0.0903
2152	0.0440	0.0343
2301	0.0513	0.0874
2440	0.0567	0.1127
2589	0.0440	0.0414

средственного определения по N -галактикам. В таблицу включены только те скопления, которые могли попасть в выборку [5], то есть с $z' < 0.08$. Полагая, что при $N \geq 10$ величина z_0 уже имеет пренебрежимо малую погрешность, получаем, что средняя ошибка косвенной оценки величины z в [8] составляет 0.066 в $\lg z$. Это значительно меньше, чем приведено в той же таблице для случая $N = 1 + 3$.

Таблица 2

Число измеренных галактик	Число скоплений	$\sigma(\varepsilon')$
>10	25	0.066
4—9	13	0.094
1—3	34	0.149

Следовательно, каталог [8] заслуживает того, чтобы его обширные данные были использованы при изучении пространственного распределения галактик.

В. Распределение скоплений по небу. Разобьем область неба — $18.25^\circ \leq \delta < 70^\circ$ на равновеликие элементарные области

по 99 $\square^\circ$ кругами $\alpha = \text{const}$, $\delta = \text{const}$. Отбросим все элементарные области (э. о.) с галактической широтой центров $|b| < 40^\circ$. Оставшиеся 73 э. о. содержат 702 богатых скопления с $z < 0.2$ из статистической выборки Эйбелла и включенных в каталог [8]. В указанных э. о. в интервалах значений $z < 0.10$ (I), 0.10—0.15 (II) и 0.15—0.20 (III) обнаружено соответственно 127, 231 и 344 скопления.

Пусть n — число скоплений в данной э. о. и в данном интервале значений z (I, II или III). Введем величину

$$\langle s \rangle = \sigma^2(n) / \langle n \rangle, \quad (10)$$

где $\sigma^2(n)$ и $\langle n \rangle$ — дисперсия и среднее значение величины n по всем э. о. Если пренебречь неравномерным межзвездным ослаблением и неоднородностью данных, то величину $\langle s \rangle$ можно рассматривать в качестве средней кратности скоплений. Значения $\langle s \rangle$ приводятся в табл. 3. Исключая данные последнего столбца, получаем среднее значение, равное 1.97 ± 0.17 .

Таблица 3

Интервал широт $ b $	Интервал красных смещений z			
	< 0.10	0.10—0.15	0.15—0.20	< 0.20
40°—49.9°	1.98	1.78	2.85	3.25
50°—59.9°	2.07	2.24	1.60	4.00
60°—69.9°	0.65	2.44	2.19	2.86
$> 70^\circ$	2.51	1.41	1.97	2.16

Это меньше значения (3.65), полученного в [5] при анализе пространственной K -функции, что вполне объяснимо эффектом разрезания кратных скоплений границами э. о. в пространстве. По данным последнего столбца, для которых эффект разрезания менее существен, средняя кратность увеличивается до 3.1.

Можно было бы утверждать, что здесь, на новом материале, четко подтверждено явление скупивания скоплений галактик, о котором неоднократно писалось в других работах. Однако более внимательный и критический взгляд на данные наблюдений побуждает нас отказаться от этого вывода.

Г. Роль межзвездного неравномерного ослабления. Как известно, анализ абсолютных звездных величин ярчайших членов скоплений галактик не выявил сколько-нибудь значительной зависимости их от галактической широты при $|b| > 40^\circ$. Это и явилось главным основанием для практически всех исследователей пространственного распределения галактик пренебрегать ролью межзвездного ослабления.

Всем этим авторам не было известно явление сверхчувствительности, о котором мы писали во введении к этой заметке. Существование такого явления приводит к тому, что скопления, как правило, могут выделяться только в окнах межзвездной среды. Поэтому и не следует ожидать для членов скоплений существенной зависимости величины ослабления света от широты. Характерно, однако, что главный аргумент в пользу малого ослабления света в работах [9 и 10] получен как раз при анализе ярчайших членов скоплений галактик.

Из предыдущего ясно, что на распределение скоплений по небу должна влиять не величина ослабления света сама по себе, а величина относительной площади всех окон прозрачности. О том, что она возрастает с величиной $|b|$, свидетельствует следующая особенность нашей выборки 702 скоплений: при переходе от интервала $40^\circ \leq b < 50^\circ$ к интервалу $b \geq 50^\circ$ средняя плотность числа скоплений возрастает в 1.73 раза.

Известно, что между плотностью межзвездного водорода и величиной ослабления в том же направлении существует положительная корреляция. Обозначим N_H поверхностную плотность числа атомов H I со скоростями относительно местного центроида, не превышающими 25 км/с (по лучу зрения). Данные о распределении водорода берем из [11]. Интересно, что значение величины $\langle s \rangle$ довольно чувствительно к величине $\sigma^2(N_H)$ — дисперсии значений N_H в разных направлениях внутри э. о. Мы ранжировали все 73 э. о. по величине $\sigma^2(N_H)$, отобрали первые 32 э. о. с наименьшими дисперсиями и нашли для них значение $\langle s \rangle$ по формуле (10) для интервалов красных смещений I, II и III (см. выше). Для всех интервалов и областей неба: среднее значение $\langle s \rangle$ получилось равным 1.66 ± 0.24 . А для оставшейся 41 области с большими значениями $\sigma^2(N_H)$ получено значение $\langle s \rangle = 2.73 \pm 0.42$.

Д. Роль изменчивости условий наблюдений от пластинки к пластинке. Неодинаковость условий, при которых получались и обрабатывались разные пластинки Паломарского обзора, тоже может иметь значение, несмотря на высокое качество этих данных, если принять во внимание упоминавшееся явление сверхчувствительности. В [6] для функции $u(\alpha)$ (там она обозначена γ_1) получено значение: $u(6^\circ) = 1.35 \pm 0.17$. Отсюда при $\langle n_1 \rangle = \langle n'_1 \rangle = 2.92$ (скопления классов расстояния 5 и 6 по Эйбеллу), с учетом (7), при $\alpha = 0.8$ и 1.0, получаем одно и то же значение для постоянной C в равенстве (6): $C = 0.36 \pm 0.18$. Напомним, что функция $u(\alpha)$ определяется для двух половин одной и той же пластинки, благодаря чему исключается эффект изменчивости условий наблюдений. В работе [4], в которой данный эффект полностью игнорирован, получено значение $C = 0.8$.

Если еще вспомнить результат подраздела «Г», то распространенное мнение, согласно которому скопления галактик собраны в кратные системы, уже не покажется таким бесспорным.

Е. Распределение по красным смещениям. В небольших окнах межзвездной среды можно выделять только далекие скопления с малыми угловыми размерами, а в больших — далекие и близкие. Это обстоятельство должно приводить к перераспределению скоплений по расстояниям от наблюдателя (речь идет только о скоплениях, включаемых в каталоги) по сравнению с тем, что ожидается при их равномерном распределении в пространстве.

Рассчитаем для каждой из 73 э. о. (см. выше) значение величин

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^3 \frac{(n_i - \bar{n}p_i)^2}{\bar{n}p_i}, \quad (11)$$

где p_1, p_2 и p_3 — вероятности наблюдать скопления в интервалах расстояний I, II и III, n_1, n_2 и n_3 — соответствующие числа наблюдаемых скоплений и $\bar{n}$ — общее число их при $z < 0.20$ в данной э. о. Вероятности рассчитывались по данным для всей области. Кроме того, по данным [11] для каждой э. о. определялась величина $\sigma^2(N_H)$.

Согласно [3], величина $\chi^2/2$ есть средняя кратность $\langle s \rangle$ скоплений, наблюдаемых внутри э. о. в интервале значений z данной ширины. Для 32 э. о. с наименьшими значениями $\sigma^2(N_H)$ получено: $\langle s \rangle = 1.02 \pm \pm 0.12$. Для остальных областей $\langle s \rangle = 1.65 \pm 0.23$.

Данные о распределении скоплений по небу в этом методе не используются. Поэтому полученный результат есть независимое подтверждение вывода в подразделе «Д». По-видимому, средняя кратность скоплений галактик действительно близка к единице.

4. Механизм действия неравномерного межзвездного ослабления. Считается само собой разумеющимся, что если отсутствуют кратные скопления (сверхскопления и т. п.), а существенен эффект окон межзвездной среды, то угловые К-функции должны быть одинаковыми для далеких и близких скоплений. Но эти функции на самом деле различны, что и является еще одним аргументом в пользу реальности кратных скоплений [12].

В табл. 4 даны средние значения пространственных К-функций, рассчитанные при помощи равенства, аналогичного (4), для элементарных объемов пространства, которые соответствуют выделенным ранее э. о. и интервалам красных смещений. Эффект межзвездной среды здесь выражен весьма четко: средние значения функции $\xi(r)$ убывают с увеличением

галактической широты, хотя интервалы расстояний, по которым выполнялись усреднения, одни и те же.

Таблица 4

Интервал широт $ b $	Интервал красных смещений		
	<0.10	0.10—0.15	0.15—0.20
40°—49.9°	0.74	0.51(0.47)	0.52(0.32)
>50°	0.39	0.25(0.24)	0.17(0.17)

Однако при возрастании красных смещений уменьшение значений K -функций действительно прослеживается. В скобках приводятся средние теоретические значения, рассчитанные с учетом размеров и форм элементарных объемов пространства для функций вида: $\xi = Cr^{-2}$, $r > 5$ Мпк ($H = 75$ км/с Мпк), причем для каждой строки подбиралась своя постоянная так, чтобы во втором столбце таблицы теоретическое значение точно совпало с наблюдаемым. За исключением одного случая из четырех получено согласие наблюдений с теорией, предполагающей реальное существование кратных скоплений.

Покажем теперь, что убывание значений K -функции при постоянном угловом расстоянии и возрастании расстояния от наблюдателя, можно получить и при отсутствии кратных скоплений — благодаря эффекту окон. Пусть Σ — угловая площадь всей рассматриваемой большой области неба, S — суммарная угловая площадь всех окон в этой области и N — число всех наблюдаемых скоплений в данном интервале расстояний от наблюдателя. Общая средняя плотность числа скоплений равна $\lambda_0 = N/\Sigma$. Для областей же, занятых окнами, аналогичная плотность равна $\lambda = N/S$. Здесь предполагается, что все скопления попадают в окна (вспомним явление сверхчувствительности). Как уже отмечалось, значение K -функции равно отношению числа спутников в окрестности скопления (на определенном расстоянии и в расчете на единицу площади) к средней плотности числа скоплений по всей области. Предположим, что у скоплений нет физических спутников, роль же фиктивных спутников выполняют скопления, попавшие в то же окно. Имеем

$$w(\vartheta) = [\lambda f(\vartheta) - \lambda_0] / \lambda_0 = f(\vartheta) \Sigma / S - 1. \quad (12)$$

Здесь учтено, что любое скопление, в окрестности которого ищется плотность, попадает в окно. Функция $f(\vartheta)$ есть та доля длины окружности радиуса ϑ и с центром в скоплении, которая содержится в окне. Функция $f(\vartheta)$, как правило, убывающая. Интересно, что если окно представляет собой узкую длинную полоску, то $f(\vartheta) \sim \vartheta^{-1}$ — в соответствии с данны-

ми наблюдений. По-видимому, такой же результат может быть получен и в некоторых других случаях при учете разнообразия размеров и форм окон.

Обратим внимание на то, что площадь Σ не зависит от среднего расстояния до данной выборки скоплений. С другой стороны, величина S при переходе к более удаленным скоплениям увеличивается по двум причинам. Во-первых, могут встречаться столь малые окна, что в них поместятся только далекие скопления. Во-вторых, в любом окне, независимо от его размеров, скопление не может располагаться на расстояниях примерно меньших половины его углового радиуса от ближайшей точки границы окна. В противном случае наблюдаемое скопление окажется недостаточно богатым для включения в каталог. Оба эффекта поясняются на рис. 1

Рис. 1.

для окон А и В. Заштрихованы области, где могут находиться центры далеких скоплений. В окне А выделена двойной штриховкой область возможных положений центров больших (близких к наблюдателю) скоплений. В окне В такой области нет совсем. На рис. 2 показано, как различаются пространственные распределения скоплений в окнах А и В, О — наблюдатель.

Очевидно, при переходе к близким скоплениям величина $w(\vartheta)$ в (12) будет возрастать из-за убывания площади S .

Рис. 2 наводит на мысль, как можно было бы проверить роль окон. Так как величина S возрастает при переходе к далеким скоплениям, то их

число должно увеличиваться с расстоянием быстрее, чем ожидалось бы при равномерном распределении в пространстве. И действительно, такая особенность в распределении значений z четко прослеживается согласно [5] при $z < 0.04$. На еще больших расстояниях сказывается уже преимущественный отбор скоплений, наиболее четко выделяющихся на общем галактическом фоне, который все уплотняется, что приводит к компенсации рассматриваемого эффекта до значений $z \approx 0.10-0.15$.

Рис. 2.

Если скопления действительно наблюдаются преимущественно в окнах, то в окрестности близких скоплений должна быть повышена плотность числа далеких. Правда, это явление ослабляется по двум причинам: в районе любого скопления затруднено выделение других скоплений и значительная часть далеких скоплений может попадать в такие малые окна, в которых близкие скопления не выделяются.

Таблица 5

$ \delta $	$\lambda_0/\square^\circ$	$\lambda_*/\square^\circ$	$\lambda'_*/\square^\circ$
40°—55°	0.1345	0.190 $\pm$ 0.022	0.203 $\pm$ 0.023
55°—90°	0.0968	0.149 $\pm$ 0.033	0.159 $\pm$ 0.035

В табл. 5 приводятся значения средней плотности λ_0 чисел скоплений классов расстояний 5 и 6 в двух зонах галактических широт. Приводятся также оценки локальной плотности в окрестности скоплений класса расстояния 3, полученные по формуле:

$$\lambda_* = \frac{1}{\pi \langle \theta_1^2 \rangle} \quad (13)$$

Здесь ϑ_1 — угловое расстояние от скопления класса расстояния 3 до ближайшего скопления класса 5 или 6. Формула (13) верна только в случае, когда координаты далеких скоплений взаимно независимы. В последнем столбце таблицы приводятся оценки, полученные в предположении, что все далекие скопления собраны в пары, причем угловое расстояние между членами пар распределено по закону, который соответствует К-функции вида: $w(\vartheta) \sim \vartheta^{-1}$, $\vartheta < 14^\circ$.

Из табл. 5 видно, что, несмотря на существование ослабляющих эффектов, локальная плотность далеких скоплений в окрестности близких заметно повышена в сравнении с общей средней плотностью числа скоплений.

5. *Заключение.* В свете этих новых аргументов, дополняющих результаты предыдущих работ автора, существование кратных скоплений (ячеистых структур, сверхскоплений) галактик выглядит проблематичным. Случай так называемого Местного сверхскопления требует особого анализа.

Если крупномасштабные неоднородности (размеров более 4—5 Мпк) в распределении галактик действительно отсутствуют, то появляется новая возможность для объяснения особенности флуктуаций микроволнового фона.

Горьковский педагогический
институт

A PARADOX OF THE DISTRIBUTION OF GALAXY CLUSTERS

B. I. FESSENKO

Owing to the supersensibility effect considered in the first part of this paper, nearly all clusters included in the catalogues were discovered in the interstellar medium windows. For that reason the latitude dependence of colour excesses of the brightest members is weak and number density of distant clusters in the vicinity of the nearer ones increases. Apparent and space distributions of 702 rich clusters with $z < 0.2$ and $b \geq 40^\circ$ are investigated. Application of the covariance function method leads to a clear indication on the existence of multiple clusters. But a careful analysis does not confirm this result. It has been shown for the first time how the irregular extinction provides the observed dependence of a covariance function from a distance to the observer.

ЛИТЕРАТУРА

1. Б. И. Фесенко, Письма в Астрон. ж., 4, 536, 1979.
2. C. D. Shane, C. A. Wirtanen, Publ. Lick Observ., 22, 1, 1967.
3. Б. И. Фесенко, Астрон. ж., 6, 1077, 1983.
4. N. A. Bahcall, R. M. Soneira, Astrophys. J., 270, 20, 1983.
5. А. А. Клыпин, А. И. Копылов, Письма в Астрон. ж., 9, 75, 1983.
6. Б. И. Фесенко, Астрон. ж., 58, 928, 1979.
7. Т. С. Фетисова, Астрон. ж., 58, 1137, 1981.
8. A. A. Leir, S. van den Bergh, Astrophys. J. Suppl. Ser., 34, 381, 1977.
9. B. A. Peterson, Astron. J., 75, 695, 1970.
10. A. Sandage, Astrophys. J., 183, 711, 1973.
11. Ch. R. Tolbert, Astron. and Astrophys. Suppl. Ser., 3, 349, 1971.
12. M. G. Hauser, P. J. E. Peebles, Astrophys. J., 185, 757, 1973.