

УДК 524.45

В. И. Кузнецов, Г. А. Лазоренко, П. Ф. Лазоренко

## Улучшенный пространственно-кинематический метод отбора членов рассеянных звездных скоплений

Описывается вычислительный эксперимент, демонстрирующий недостатки кинематических методов отбора членов рассеянных звездных скоплений на примере трех скоплений. Обнаружена зависимость получаемых вероятностей принадлежности звезд к скоплению и их количества  $n$  от принятого размера векторной диаграммы. При несоблюдении критерия оптимальной отбраковки звезд фона в случае скоплений, собственные движения которых малы и сравнимы с ошибкой их определения, оценка  $n$  может оказаться сильно завышенной (в два-четыре раза для NGC 6913 и NGC 2264). Предлагается другой подход, в котором распределение звезд в картинной плоскости и собственные движения учитываются совместно.

*IMPROVED SPATIAL-KINEMATIC METHOD FOR OPEN CLUSTERS MEMBERSHIP SELECTION, by Kuznetsov V. I., Lazorenko G. A., Lazorenko P. F.*— Numerical experiment demonstrating shortcomings of kinematic methods through the example of three open clusters is described. The membership probabilities and the number of cluster members  $n$  were shown to depend on the way the pruning of stars with peculiar proper motions is done. The criterion of the optimal degree of pruning is given. In case it is neglected and for clusters with small proper motions (comparable to the accuracy of their determination) an estimate of  $n$  can be overstated (2—4 times the real value for NGC 6913 and NGC 2264). The other approach is suggested, which takes into account both sky distribution and proper motions.

**Введение.** Исследования рассеянных звездных скоплений (РЗС) начинаются с отбора вероятных членов скопления. Из существующих способов отбора (статистические, кинематические, фотометрические, спектральные) наиболее надежными считаются кинематические. Но и они в ряде случаев приводят к спорным результатам [4]. Анализ недостатков кинематических методов составляет основной предмет настоящей работы.

Из кинематических методов отбора наиболее общепризнаны методы, разработанные Василевским и др. [11] и Сандерсом [8]. Сравнительный анализ обоих методов проведен на основе данных работы [5]. Оказалось, что в четырех случаях из десяти метод [11] дает более высокие оценки вероятностей  $P_V$  принадлежности звезд к скоплению (и большее число звезд, отнесенных к скоплению — примерно вдвое), чем вероятности  $P_S$  в методе [8]. В двух случаях — ситуация обратная, в остальных четырех — методы плохо согласуются. Аналогичное сравнение вероятностей  $P$  по данным [9, 14] для скопления IC 1805 показало, что для большинства звезд  $P_V > P_S$ , а число звезд — вероятных членов скопления, согласно [14], практически вдвое превышает оценку, данную в [9].

**Кинематические методы.** При отборе вероятных членов РЗС в этих методах используется векторная диаграмма (ВД) собственных движений звезд (скопления и фона) до определенной звездной величины. Координатами точек на диаграмме служат компоненты  $\mu_x$  и  $\mu_y$  векторов собственных движений  $\mu$ . Плотность расположения точек аппроксимируют аналитической функцией

$$\Phi(\mu) = \Phi_c(\mu) + \Phi_f(\mu), \quad (1)$$

состоящей из суммы двух функций плотности — звезд скопления  $\Phi_c(\mu)$  и звезд фона  $\Phi_f(\mu)$ . Тогда вероятность  $P$  принадлежности звезды к скоплению определяется по формуле [12]:

$$P = \Phi_c(\mu) / \Phi(\mu). \quad (2)$$

Кинематические методы различаются выбором того или иного варианта представления функций  $\Phi_c$  и  $\Phi_f$ , рассматриваемых как частный случай двумерного нормального распределения с нормированной на число звезд  $\nu$  функцией плотности  $\varphi(\xi, \nu, \sigma_1, \sigma_2, \bar{\xi}_1, \bar{\xi}_2, \rho)$ :

$$\varphi = \frac{\nu}{2\pi\sigma_1\sigma_2\sqrt{1-\rho^2}} \exp\left[-\frac{1}{2(1-\rho^2)}(u^2 + v^2 - 2\rho uv)\right], \quad (3)$$

где  $u = (\xi_1 - \bar{\xi}_1)/\sigma_1$ ;  $v = (\xi_2 - \bar{\xi}_2)/\sigma_2$ ;  $\xi_1$  и  $\xi_2$  — координаты случайного вектора  $\xi$  с математическими ожиданиями  $\bar{\xi}_1, \bar{\xi}_2$ , дисперсиями  $\sigma_1^2, \sigma_2^2$  и коэффициентом корреляции  $\rho$ .

Метод [11] характеризуется следующим выбором вида функций плотности:

$$\Phi_c(\mu) = \varphi(\mu, n, \sigma, \sigma, \mu_{x_0}, \mu_{y_0}, 0); \quad \Phi_f(\mu) = \text{const}, \quad (4)$$

где  $n$  — число звезд скопления;  $\mu_{x_0}, \mu_{y_0}$  — компоненты вектора собственного движения скопления  $\mu_c$ ;  $\sigma^2$  — дисперсия собственных движений звезд скопления, которая считается обусловленной только ошибками измерений.

Предположение о равномерной плотности звезд фона является слишком упрощенным. Поэтому в [8] для фона берется двумерная нормальная функция плотности, а для облегчения вычислений коррелированность  $\mu_x$  и  $\mu_y$  устраняется путем предварительного поворота осей координат ВД на угол  $\theta$ :

$$\mu' = R(\theta)\mu; \quad \Phi_c = \varphi(\mu', n, \sigma, \sigma, \mu'_{x_0}, \mu'_{y_0}, 0); \quad (5)$$

$$\Phi_f = \varphi(\mu', N - n, \Sigma_x, \Sigma_y, \mu'_{x_0}, \mu'_{y_0}, 0),$$

где  $R$  — матрица поворота;  $\mu'$  — собственные движения в новой системе координат;  $N$  — общее число звезд;  $\mu'_{x_0}$  и  $\mu'_{y_0}$  — координаты центра распределения звезд фона;  $\Sigma_x^2$  и  $\Sigma_y^2$  — дисперсии этого распределения. Следует отметить, что угол  $\theta$  получается приближенно, так как он определяется по всем звездам еще до их разделения на фон и скопление.

Неизвестные параметры функций плотности находятся методом максимального правдоподобия, который в данном случае сводится к решению системы  $r$  нелинейных уравнений

$$\sum_{i=1}^N \frac{1}{\Phi_i} \frac{\partial \Phi_i}{\partial q_j} = 0, \quad j = 1, 2, \dots, r, \quad (6)$$

где через  $q_j$  обозначены искомые параметры;  $r=4$  для модели (4) и  $r=8$  для модели (5).

Для анализа отмеченных методов составлен реализующий их набор программ. Чтобы исключить приближенную процедуру поворота векторной диаграммы, зависимость (коррелированность)  $\mu_x$  и  $\mu_y$  для звезд фона в нашем аналоге метода [8] решено отразить непосредственно введением еще одного неизвестного — коэффициента корреляции  $\rho$ . Поэтому вместо (5) использовалась аналогичная модель с девятью параметрами:

$$\Phi_c(\mu) = \varphi(\mu, n, \sigma, \sigma, \mu_{x_0}, \mu_{y_0}, 0); \quad \Phi_f(\mu) = \varphi(\mu, N - n, \Sigma_x, \Sigma_y, \mu_{x_0}, \mu_{y_0}, \rho). \quad (7)$$

Система уравнений (6) решалась методом сопряженных градиентов.

Для проверки программ вероятности  $P_7$ , вычисленные нами по модели (7) для скопления NGC 6913, сравнивались с данными работы [10]. Для вычислений бралась одна и та же выборка звезд. В большинстве случаев расхождение оказалось в пределах  $\pm 3\%$ , лишь в отдельных случаях оно достигало  $\pm 15\%$ .

**Зависимость вероятностей от объема выборки.** Исследования выполнены для скоплений NGC 6913, 2264 и 6940 с известными по литературе [9, 10, 13] вероятностями  $P$ . При решении системы уравнений (6) замечено, что получаемые параметры  $q_i$  зависят от критерия отсева звезд фона с пекулярно большими собственными движениями. В нашем случае исключались из исходной выборки те звезды, которые на ВД расположены вне квадрата со стороной  $2\mu_p$ , т. е. если для них выполняется хотя бы одно из условий:  $|\mu_x| > \mu_p$  или  $|\mu_y| > \mu_p$ .

Зависимость решения от выбора  $\mu_p$  естественна. Так, при достаточно большом значении этого параметра распределение звезд фона на ВД уже не аппроксимируется функцией  $\Phi_f$  моделей

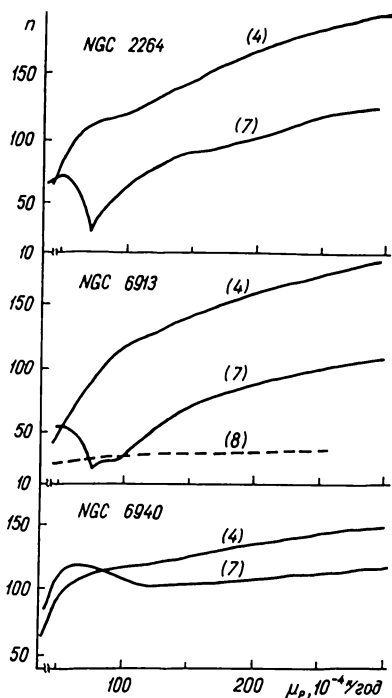
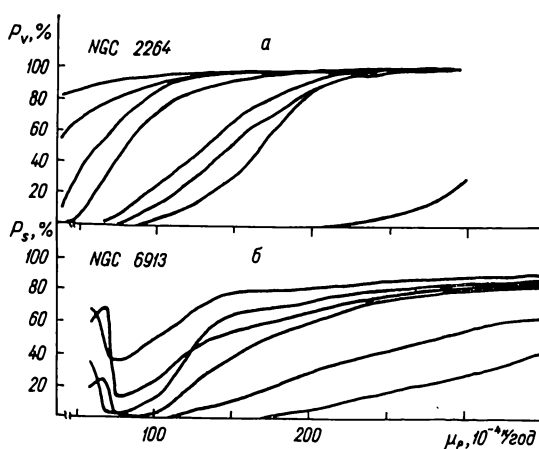


Рис. 1. Зависимость числа звезд  $n$  скопления от размера рабочего участка векторной диаграммы  $\mu_p$  для моделей функции плотности (4), (7) и (8)

Рис. 2. Зависимость вероятностей принадлежности к скоплению нескольких конкретных звезд от размера рабочего участка векторной диаграммы. Вероятности вычислены методом: а — [11], б — [8]



(4) и (7). И наоборот, если  $\mu_p$  мало, то решающим оказывается влияние случайных флюктуаций плотности звезд фона (выборка малочисленна), особенно при близком расположении центров обоих распределений. Наибольшая зависимость  $q_i$  от выбора  $\mu_p$  обнаружена для скоплений NGC 6913 (табл. 1) и NGC 2264, у которых собственные движения  $\mu_c$  меньше ошибки их определения ( $\mu_c \leq \sigma$ ). Для иллюстрации на рис. 1 приведена зависимость  $n$  от  $\mu_p$ . Видно, что независимо от выбора  $\mu_p$  модель (4) дает примерно вдвое большее число звезд скопления, чем модель (7). В еще большей степени от параметра  $\mu_p$  зависят значения вероятностей  $P$ , показанные на рис. 2 для некоторых конкретных звезд. При увеличении рабочего участка векторной диаграммы  $\mu_p$  происходит быстрое увеличение вероятностей от 0 до 80—90 % в случае модели (7). Согласно более простой модели (4) при достаточно большом  $\mu_p$  в члены скопления можно «зачислить» почти все рассматриваемые звезды. Более устойчив кинематический метод для скопления NGC 6940 (рис. 1), у которого  $\mu_c/\sigma \approx 2$ , хотя общая тенденция увеличения  $n$  с увеличением  $\mu_p$  сохраняется.

Таким образом, на примере реальных скоплений показано, что в случае малых собственных движений скопления ( $\mu_c \leq \sigma$ ) методы [11] и [8] дают несогласующиеся оценки  $n$  и  $P$ ; эти оценки неоднозначны и зависят от параметра  $\mu_p$ .

Чтобы уменьшить неоднозначность оценок, необходимо определить оптимальный размер ВД, при котором получаемые из (6) параметры  $q_j$  будут ближе всего к истинным. В качестве признака близости  $\mu_p$  к оптимальному значению можно рассматривать малую изменчивость параметров  $q_j$  при малом изменении объема выборки. Представление о степени устойчивости решения системы (6) для модели (7) можно получить из рассмотрения зависимости от  $\mu_p$  производной  $dn/dN$  (рис. 3), равной отношению  $\Delta n$  к  $\Delta N$ , которое получается при малом

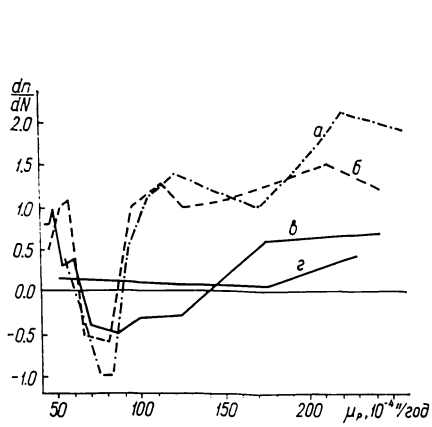


Рис. 3. Зависимость  $dn/dN$  от  $\mu_p$  для модели (7):  $a$  — NGC 6913;  $b$  — NGC 2264;  $c$  — NGC 6940; для модели (8):  $d$  — NGC 6913. Производная имеет смысл отношения прироста числа звезд скопления  $\Delta n$  к увеличению объема выборки  $\Delta N$ , которое получается при малом увеличении размера  $\mu_p$  векторной диаграммы

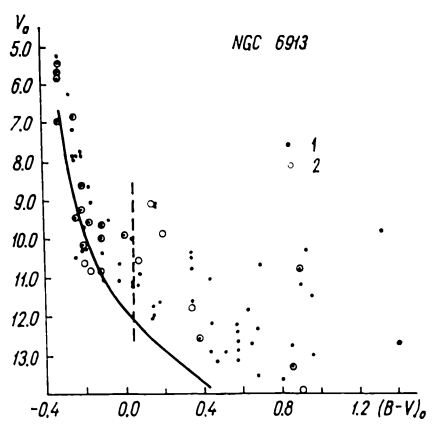


Рис. 4. Диаграмма  $V_0, (B-V)_0$  для скопления NGC 6913. Вероятные члены скопления с  $P \geq 60\%$ : 1 — по данным [10]; 2 — выделенные пространственно-кинематическим методом. Сплошная линия — начальная главная последовательность, вертикальная штриховая линия — условная граница, правее которой, согласно [2], звезды скопления не должны наблюдаться

Таблица 1. Параметры функций плотности  $q_j$  для скопления NGC 6913, полученные двумя методами при разных размерах рабочего участка векторной диаграммы  $\mu_p$

| $q_j$         | Кинематический метод, модель (7) |      |      |      | Пространственно-кинематический метод, модель (8) |      |      |      |
|---------------|----------------------------------|------|------|------|--|------|------|------|
|               | $\mu_p$                          |      |      |      |  |      |      |      |
|               | 50                               | 100  | 150  | 250  | 50   | 100  | 150  | 250  |
| $n$           | 56                               | 33   | 71   | 101  | 25   | 32   | 34   | 38   |
| $\mu_{x_0}$   | 1                                | 3    | 0    | -1   | -11  | -21  | -19  | -17  |
| $\mu_{y_0}$   | -1                               | -5   | 1    | 3    | 0  | -6   | -5   | -5   |
| $\sigma$      | 23                               | 15   | 22   | 26   | 30   | 25   | 26   | 25   |
| $N-n$         | 55                               | 130  | 123  | 114  | 86   | 131  | 160  | 177  |
| $\mu_{x_0}$   | 2                                | 1    | 6    | 16   | 5  | 6    | 8    | 12   |
| $\mu_{y_0}$   | 8                                | 9    | 7    | 12   | 5  | 9    | 7    | 10   |
| $\Sigma_x$    | 25                               | 43   | 63   | 92   | 25   | 40   | 55   | 74   |
| $\Sigma_y$    | 23                               | 40   | 63   | 90   | 24   | 39   | 56   | 72   |
| $\rho$        | 0.08                             | 0.16 | 0.17 | 0.37 | 0.03   | 0.12 | 0.14 | 0.31 |
| $x_0$         | —                                | —    | —    | —    | -0.3   | 0    | -0.1 | -0.3 |
| $y_0$         | —                                | —    | —    | —    | -2.5   | -2.3 | -2.3 | -2.5 |
| $\Sigma_{xx}$ | —                                | —    | —    | —    | 3.4  | 3.1  | 3.4  | 3.4  |
| $\Sigma_{yy}$ | —                                | —    | —    | —    | 1.4  | 1.4  | 1.4  | 1.4  |
| $\rho_{xy}$   | —                                | —    | —    | —    | 0.65   | 0.68 | 0.68 | 0.68 |

Примечание. Все параметры, характеризующие собственные движения, даны в 0.0001"/год, координатные параметры — в угловых минутах.

Таблица 2. Вероятности принадлежности звезд к скоплению NGC 6913 (в %), полученные разными методами:  $P_S$  — [10];  $P_7$  — кинематическим (7) при  $\mu_p = 0.01''/\text{год}$ ;  $P_8$  — пространственно-кинематическим (8);  $P'$  — вероятность принадлежности к комплексу «скопление+ассоциация», соответствует модели (9)

| Номер звезды по [10] | Спектр по [1,3] | $P_S$ | $P_7$ | $P_8$ | $P'$ | Номер звезды по [10] | Спектр по [1,3] | $P_S$ | $P_7$ | $P_8$ | $P'$ |
|----------------------|-----------------|-------|-------|-------|------|----------------------|-----------------|-------|-------|-------|------|
| 7                    | B3              | 86    | 38    | 0     | 39   | 136                  | F2 III          | 88    | 63    | 0     | 25   |
| 17                   | A5 :            | 86    | 56    | 0     | 18   | 137 :                | —               | 26    | 1     | 76    | 13   |
| 20                   | K3              | 29    | 0     | 0     | 39   | 139 :                | O9 V            | 79    | 30    | 95    | 50   |
| 25                   | —               | 39    | 0     | 0     | 35   | 140 :                | A               | 42    | 0     | 96    | 50   |
| 41+                  | F0              | 26    | 0     | 0     | 53   | 141                  | B9              | 88    | 53    | 0     | 28   |
| 52+                  | B8              | 87    | 62    | 0     | 44   | 142 :                | B2              | 89    | 63    | 90    | 32   |
| 53+                  | A7              | 27    | 0     | 0     | 54   | 143+                 | B               | 87    | 59    | 49    | 46   |
| 54                   | F5              | 88    | 49    | 0     | 33   | 144 :                | B5              | 59    | 0     | 85    | 18   |
| 55                   | B3 V            | 86    | 64    | 0     | 29   | 147 :                | O8              | 83    | 26    | 85    | 49   |
| 58+                  | A5              | 85    | 52    | 0     | 49   | 148 :                | B 8             | 83    | 52    | 82    | 16   |
| 69 :                 | B2 III          | 84    | 52    | 62    | 47   | 149 :                | O9 V            | 78    | 18    | 68    | 11   |
| 72                   | A5              | 87    | 68    | 51    | 28   | 150 :                | —               | 25    | 0     | 95    | 45   |
| 73                   | B3 V            | 89    | 69    | 0     | 35   | 152 :                | B               | 88    | 60    | 91    | 41   |
| 74 :                 | A1              | 71    | 9     | 79    | 56   | 153                  | B2              | 86    | 65    | 0     | 35   |
| 76                   | —               | 89    | 66    | 57    | 30   | 154 :                | A3              | 32    | 0     | 93    | 48   |
| 87                   | F2 III          | 87    | 67    | 0     | 28   | 155+                 | —               | 79    | 30    | 0     | 53   |
| 92 :                 | —               | 47    | 1     | 72    | 56   | 159                  | O9 V            | 72    | 14    | 57    | 0    |
| 95+                  | B8 V            | 69    | 5     | 0     | 55   | 162 :                | K2              | 1     | 0     | 85    | 27   |
| 98                   | F5              | 66    | 2     | 0     | 42   | 166 :                | —               | 87    | 46    | 88    | 39   |
| 100                  | —               | 2     | 0     | 0     | 41   | 167                  | K3 V            | 71    | 7     | 48    | 7    |
| 102 :                | F3              | 74    | 6     | 89    | 39   | 168 :                | K2              | 79    | 43    | 86    | 37   |
| 104 :                | —               | 85    | 61    | 60    | 40   | 169                  | F2              | 88    | 60    | 0     | 39   |
| 107 :                | B8              | 87    | 64    | 89    | 43   | 171 :                | F2              | 70    | 4     | 72    | 49   |
| 110 :                | B3 V            | 82    | 40    | 95    | 52   | 179 :                | K1              | 88    | 66    | 65    | 40   |
| 111                  | —               | 86    | 59    | 0     | 18   | 181+                 | F6              | 81    | 21    | 0     | 51   |
| 112 :                | B3              | 26    | 0     | 95    | 47   | 182 :                | B8 III          | 72    | 8     | 82    | 54   |
| 115 :                | B3              | 88    | 61    | 61    | 44   | 184+                 | B               | 86    | 52    | 0     | 48   |
| 116                  | —               | 68    | 11    | 0     | 51   | 185                  | A3 V            | 75    | 30    | 0     | 46   |
| 118 :                | —               | 57    | 0     | 74    | 16   | 191                  | F5 :            | 86    | 55    | 0     | 17   |
| 120                  | G               | 87    | 53    | 0     | 19   | 192                  | B2              | 88    | 61    | 0     | 24   |
| 121                  | —               | 88    | 69    | 0     | 32   | 198                  | F0              | 87    | 40    | 0     | 39   |
| 122 :                | A7              | 33    | 0     | 97    | 55   | 199+                 | G0              | 72    | 13    | 0     | 57   |
| 123                  | A5 V            | 87    | 67    | 0     | 28   | 203+                 | G2 III          | 74    | 28    | 0     | 46   |
| 124 :                | —               | 77    | 36    | 95    | 43   | 209                  | A0 V            | 89    | 64    | 0     | 31   |
| 125 :                | O5 I :          | 83    | 57    | 88    | 32   | 216                  | G5 V            | 86    | 60    | 0     | 19   |
| 126 :                | —               | 82    | 53    | 66    | 29   | 219                  | K               | 86    | 48    | 0     | 17   |
| 130 :                | B3              | 87    | 60    | 94    | 45   | 223+                 | A2 IV           | 6     | 0     | 0     | 46   |
| 133 :                | —               | 86    | 41    | 95    | 46   | 228                  | B2              | 89    | 69    | 0     | 36   |
| 135 :                | F2              | 76    | 10    | 94    | 40   |                      |                 |       |       |       |      |

Примечание. Данные приведены только для звезд, у которых  $P_8$  или  $P'$  более 35 %, а также у которых  $P_S$  более 85 %. Знаком «:» отмечены звезды с наибольшими значениями  $P_8$  — вероятные члены скопления; «+» — 12 звезд — вероятных членов ассоциации с наибольшими значениями  $P'$ , не включенных в состав скопления.

расширению участка ВД. Эта производная показывает как изменяется оценка числа звезд скопления при добавке к выборке одной дополнительной звезды с  $\mu \approx \mu_p$ , т. е. явно звезды фона.

При достаточно хорошем согласии выборочного распределения с моделью в интервале от  $\mu_p$  до  $\mu_p + \Delta\mu_p$  производные  $dn/dN$  и  $d^2n/dN^2$  будут близки к нулю. В противном случае график производной должен показывать колебания с большой амплитудой. Из рис. 3 (кривые а, б) видно, что для NGC 2264 и 6913 ни при каких  $\mu_p$  наблюдаемое распределение не согласуется с моделью. Так, при  $\mu_p > 150 \cdot 10^{-4}''/\text{год}$  добавка к выборке каждой новой звезды фона приводит к увеличению  $n$  на одну-две звезды. Видимо, наиболее приемлемая величина  $\mu_p$  заключена в пределах  $(50-100) \cdot 10^{-4}''/\text{год}$ . При этом вероятности принадлежности к скоплению  $P_7$  (табл. 2) получаются не выше 60 %, что недостаточно для уверенного отбора членов РЗС. Авторы [10, 13]

принимали  $\mu_p \geq 200 \cdot 10^{-4}$  "/год. В итоге число звезд скопления получается завышенным в два-три раза. В случае NGC 6940 (рис. 3, кривая в)  $dn/dN < 0.5$  в большом диапазоне изменения  $\mu_p$ , что свидетельствует о достаточно хорошей обусловленности системы (6).

**Пространственно-кинематический метод.** Для улучшения кинематического способа отбора членов РЗС мы попытались использовать данные о пространственном распределении звезд в картинной плоскости  $x, y$ . Подобная работа проведена в [6], в которой определена пространственная функция  $\Phi(x, y)$ . Эта функция затем использовалась для назначения весовых коэффициентов звездам при определении их принадлежности к скоплению по собственным движениям. Таким образом, хотя полная вероятность и определялась по совокупности пространственно-кинематических данных, но функции  $\Phi(x, y)$  и  $\Phi(\mu)$  находились независимо. При таком подходе сохраняются все недостатки обычного кинематического способа, примененного при определении  $\Phi(\mu)$ . Кроме того, функции  $\Phi(x, y)$  и  $\Phi(\mu)$  оказываются нормированными на разное число звезд РЗС. В данной работе функции плотности представлены в таком виде:

$$\Phi_c = \Phi_c(\mu) \Phi_c(x, y); \quad \Phi_f = \Phi_f(\mu) C, \quad (8)$$

где  $\Phi_c(\mu)$  и  $\Phi_f(\mu)$  имеют вид (7);  $C$  — константа;  $\Phi_c(x, y) = \varphi(x, y, 1, \Sigma_{xx}, \Sigma_{yy}, x_0, y_0, \rho_{x,y})$  представляет собой двумерную нормальную функцию плотности координат. В выражения (8) входят 14 неизвестных параметров, которые находятся из решения системы (6).

В качестве тест-объекта достоверности метода выбрано скопление NGC 6913, для которого имеются определения спектральных классов звезд до  $14.0^m$  [1, 3] и фотоэлектрические данные в системе  $UBV$  [7]. Вычисленные вероятности  $P_B$  приведены в табл. 2. Решение системы (6) для новой модели оказывается значительно стабильнее в отношении выбора  $\mu_p$  (табл. 1). Преимущество совместной модели подтверждается рис. 1 (штриховая линия) и рис. 3 (кривая г). Оказывается также, что параметры  $n, \mu_{x_0}$  из модели (7) (табл. 1) при любом выборе  $\mu_p$  заметно смещены относительно более точного решения (8). Следовательно, кинематический способ для NGC 6913 дает всегда смещенные оценки  $P$ .

Преимущество предложенного метода видно также из диаграммы  $V_0, (B-V)_0$ , построенной для 24 звезд — наиболее вероятных по (8) членов NGC 6913 с известными величинами  $B, V$  и спектральными классами (рис. 4). На диаграмме эти звезды обозначены кружками. Для сравнения точки показаны 80 наиболее вероятных по [10] членов РЗС с  $P_s \geq 60\%$ . Известно [2], что до  $V=14^m$  в скоплении могут наблюдаться звезды только более ранних спектральных классов, чем А0. Поэтому звезды скопления должны иметь истинные цвета  $(B-V)_0 \leq 0.05^m$  и находиться на диаграмме левее вертикальной штриховой линии. Видно, что правее нее находится половина звезд, отнесенных к скоплению по данным работы [10], и только 30% звезд, отобранных пространственно-кинематическим методом.

Если использовать весь наблюдательный материал [1, 3, 7, 10] и оценивать принадлежность звезд к скоплению на основании диаграмм  $V_0, (B-V)_0; E_{B-V}, Sp; E_{B-V}(Sp), E_{B-V}(Q); A_V, r; V-M_V, E_{B-V}$  с учетом распределения звезд в картинной плоскости, то только 18% из упомянутой выборки (80 звезд) могут быть отнесены к ядру скопления. Соответствующая доля звезд (от общего числа 24), полученная по модели (8), существенно выше и равна 50%.

**Распространение пространственно-кинематического метода на звезды ассоциации.** Низкая эффективность модели (7) для NGC 6913 частично обусловлена наличием ОВ-ассоциации в Лебеде, в которую погружено скопление. Из-за близости собственных движений звезды ассоциации и скопления кинематическим методом не разделяются. В мо-

дели (8) вследствие учета распределения звезд в картинной плоскости выделяются именно звезды центрального сгущения (собственно скопления), а находящиеся на периферии звезды ассоциации автоматически исключаются.

Иногда возникает необходимость определить число звезд ассоциации  $n_a$  и наиболее вероятный состав входящих в нее звезд. Покажем, что решение этой задачи не требует задания конкретного вида пространственной функции плотности распределения звезд ассоциации, если исходить из следующего: 1) кинематические характеристики звезд скопления и ассоциации, а также  $n$  хорошо определяются моделью (8); 2) в модели (7) функция  $\Phi_c$  фактически описывает суммарное распределение звезд скопления и ассоциации. Следовательно, она должна быть нормирована на суммарное число звезд  $n+n_a$ . Поэтому (7) надо рассматривать как условие для определения  $n_a$ , а остальные параметры брать из решения модели (8). Применяя к (7) метод максимального правдоподобия, получим соотношения

$$n_a = \sum_i P'_i - n; \quad \Phi_c = \varphi(n + n_a, \mu_{x_0}, \mu_{y_0}, \sigma, \sigma, 0);$$

$$\Phi_f = \varphi(N - n - n_a, \mu_{x_0}, \mu_{y_0}, \Sigma_x, \Sigma_y, \rho),$$
(9)

необходимые для нахождения  $n_a$ ;  $P'_i$  — вероятность (2) принадлежности  $i$ -й звезды к комплексу «скопление+ассоциация», рассматриваемая как функция  $n_a$ . После решения (9) составляем выборку звезд с наибольшими вероятностями  $P'$ , из которой затем исключаем те звезды, которые согласно (8) принадлежат к скоплению. Для рассматриваемого скопления вычисления дали оценку числа звезд ассоциации  $n_a=8-15$  в зависимости от выбора параметра  $\mu_p$ . В табл. 2 приведены значения  $P'$  и отмечены наиболее вероятные члены ассоциации.

**Основные выводы:** 1. Для РЗС с малыми собственными движениями ( $\mu_c/\sigma \leq 1$ ) применение кинематического метода требует предварительного выбора оптимального размера анализируемого участка векторной диаграммы  $\mu_p$ . В противном случае оценки вероятностей и числа членов скопления могут быть получены со значительной ошибкой (в несколько раз, обычно в сторону завышения); 2. В случае РЗС с относительно малым числом звезд (20—60), таких, как NGC 2264 и NGC 6913, применение кинематического метода отбора членов скопления (даже при правильном выборе  $\mu_p$ ) малоэффективно из-за малых значений получаемых вероятностей; 3. Улучшение метода путем привлечения данных о распределении звезд в картинной плоскости практически исключает зависимость искомых оценок от объема выборки. Эффективность отбора членов РЗС описанным пространственно-кинематическим способом достаточно высока даже для малонаселенных скоплений с  $\mu_c/\sigma \leq 1$ .

1. Ворошилов В. И., Каландадзе Н. Б., Колесник Л. Н. и др. Каталог величин  $B$  и  $V$  12 000 звезд.— Киев: Наук. думка, 1969.—256 с.
2. Колесник Л. Н., Уранова Т. А. Рассеянное звездное скопление NGC 6913 // Сообщ. Спец. астрофиз. обсерватории АН СССР.— Вып. 37.— С. 96—98.
3. Кузнецов В. И. Спектральная классификация нерасширенных низкодисперсных спектров звезд. I. Каталог спектров слабых звезд вокруг скопления NGC 6913 // Астрометрия и астрофизика.— 1971.— Вып. 12.— С. 32—40.
4. Кузнецов В. И. Исследование скопления NGC 6823 на основе фотометрических, кинематических и спектральных данных // Кинематика и физика небес. тел.— 1988.— 4, № 4.— С. 80—87.
5. Латыпов А. А. Исследование десяти рассеянных звездных скоплений // Кинематические и динамические характеристики отдельных звездных систем.— Ташкент: Фан, 1978.— С. 3—58.
6. De Graeve E. Astrometric criteria for selecting «physical members» of open clusters with low astrometric precision. Application to NGC 559 // Vatican Observ. Pubs.— 1979.— 1, № 16.— P. 283—306.

7. *Joshi U. C., Sanwal B. B., Sagar R.* Photometry of the open cluster NGC 6913 // *Publs Astron. Soc. Jap.*—1983.—35, N 2.— P. 405—412.
8. *Sanders W. L.* An improved method for computing membership probabilities in open clusters // *Astron. and Astrophys.*—1971.—14, N 2.— P. 226—232.
9. *Sanders W. L.* Membership of NGC 6940 and IC 1805 // *Ibid.*—1972.—16, N 1.— P. 58—59.
10. *Sanders W. L.* Membership of the open cluster NGC 6913 (M29) // *Astron. and Astrophys. Suppl. Ser.*—1973.—9.— P. 221—227.
11. *Vasilevskis S., Albert G. A., Balz A. G.* Relative proper motions of stars in the region of the open cluster NGC 2281 // *Astron. J.*—1959.—64, N 2.— P. 170—174.
12. *Vasilevskis S., Klemola A., Preston G.* Relative proper motions of stars in the region of the open cluster NGC 6633 // *Ibid.*—1958.—63, N 2.— P. 387—395.
13. *Vasilevskis S., Sanders W. L., Balz A. G.* Membership of the open cluster NGC 2264 // *Ibid.*—1965.—70, N 10.— P. 797—805.
14. *Vasilevskis S., Sanders W. L., van Altena W. F.* Membership of the open cluster IC 1805 // *Ibid.*—1965.—70, N 10.— P. 806—816.

Глав. астроном. обсерватория АН УССР,  
Киев

Поступила в редакцию 30.05.88,  
после доработки 30.08.88

## РЕФЕРАТ ДЕПОНИРОВАННОЙ РУКОПИСИ

УДК 521.937

**КООРДИНАТЫ ПОЛЮСА ЗЕМЛИ В СИСТЕМЕ СРЕДНЕГО ПОЛЮСА ЭПОХИ НАБЛЮДЕНИЯ (СИСТЕМА А. Я. ОРЛОВА) С 1846 ПО 1988 гг./Корсунь А. А., Рыхлова Л. В., Чолий В. Я.**

(*Рукопись деп. в ВИНТИ; № 633-В89*)

Приведены координаты полюса Земли с 1846 по 1988 гг. на каждую 0.05 долю года в системе среднего полюса эпохи наблюдения. 142-летний ряд координат полюса Земли состоит из четырех серий (описание которых приводится). Точность координат полюса отдельных серий различна, она также различна и внутри каждой серии. Поэтому введено понятие средней точности серии. Она составляет:  $\pm 0.098''$  для I серии (1846—1890), полученной по данным обработки абсолютных наблюдений склонений на меридианных кругах;  $\pm 0.027—0.030''$  для II серии (1890—1969), вычисленной по результатам широтных наблюдений более 100 инструментов многих обсерваторий мира;  $\pm 0.010—0.015''$  для III и IV серий (1962—1988), полученных по наблюдениям служб времени и широты станций Международного бюро времени.

Приведены среднегодовые поправки для перехода от системы среднего полюса эпохи наблюдения к системе Условного международного начала (С 10).