## АСТРОФИЗИКА

**TOM 47** 

МАЙ, 2004

ВЫПУСК 2

УДК: 524.77

# МОДЕЛИРОВАНИЕ ЗВЕЗДНОГО НАСЕЛЕНИЯ ГАЛАКТИК, РАЗРЕШАЕМЫХ НА ЗВЕЗДЫ

#### Д.И.МАКАРОВ, Л.Н.МАКАРОВА Поступила 27 августа 2003 Принята к печати 20 января 2004

Разработана программа для определения истории звездообразования галактик, которая основана на использовании двух- или многоцветной фотометрии разрешенных звезд данной галактики. Мы создаем библиотеку синтетических диаграмм цвет-звездная величина, используя теоретические звездные изохроны и учитывая начальную функцию масс, расстояние до галактики, внешнее и внутреннее поглощение и фотометрические ошибки. Полученные синтетические диаграммы линейно комбинируются и количественно сравниваются с результатами фотометрии звезд в галактике, чтобы определить темп звездообразования как функцию возраста и металличности. Мы подробно тестируем представляемую программу при различных условиях, используя искусственные диаграммы цвет-величина. Особое внимание уделяется предельному случаю, когда лишь наиболее яркие звезды галактики видны на диаграмме цвет-величина, и количество разрешенных звезд не превышает нескольких сотен. Этот предельный случай соответствует значительной части близких галактики на расстоянии 3-5 Мпк, наблюдаемых с самыми большими наземными телескопами и Космическим Телескопом Хаббла.

1. Введение. Изучение истории звездообразования (SFH) галактик является чрезвычайно важным для понимания эволюции этих объектов. Многие близкие галактики хорошо разрешаются на отдельные звезды, что позволяет производить количественные измерения темпа звездообразования (SFR) в зависимости от времени, используя двух- или многоцветную фотометрию отдельных звезд этой галактики. Одновременно определяется металличность звезд различного возраста, что позволяет проследить обогащение металлами в ходе эволюции галактики.

Для сравнительно простых систем (например, шаровых или рассеянных скоплений), содержащих звезды примерно одного возраста и металличности, задача определения истории звездообразования сводится к совмещению теоретических звездных изохрон с наблюдаемым распределением звезд на диаграмме цвет-звездная величина данного скопления (см., например, [1]). Галактики же, как правило, содержат смесь звезд различного возраста и, зачастую, различной металличности. Простое приближение теоретических изохрон звезд дает лишь грубое представление о возрасте и металличности звездного населения данной галактики, но не дает количественных оценок интенсивности звездообразования. Работы, предлагающие количественное исследование истории звездообразования в галактиках, появились в конце 1980-1990гт. [2-4]. Все они основаны на построении набора искусственных диаграмм цвет-звездная величина из теоретических звездных изохрон различных возрастов и металличностей, с учетом наблюдаемых фотометрических ошибок, расстояния, покраснения и начальной функции масс (IMF). Затем эти модельные диаграммы сравниваются с наблюдаемой диаграммой цвет-звездная величина (CMD). Таким образом, история звездообразования определяется моделью, дающей наилучшее приближение. Этот метод продолжает быстро развиваться и уточняться [5-7].

Карликовые галактики являются наиболее распространенными объектами во Вселенной. Они имеют сравнительно простую структуру, и, следовательно, являются наилучшей лабораторией для изучения процессов звездообразования. Истории звездообразования карликовых галактик Местной Группы изучены подробно, с использованием глубоких изображений, полученных на крупных наземных телескопах и космическом телескопе Хаббла (см., например, [8-12]). Однако об истории звездообразования карликовых галактик за пределами Местной Группы такой информации очень мало. Изображения 150 галактик были получены с Широкоугольной и Планетарной камерой 2 (the Wide Field Planetary Camera 2, WFPC2) космического телескопа Хаббла в рамках обзора близких карликовых галактик (в основном в пределах 5 Мпк), [13,14]. Звездная фотометрия этих объектов позволяет во многих случаях определить историю звездообразования карликовых галактик. Чтобы проанализировать этот большой и однородный набор данных, мы решили создать программу для количественного анализа истории звездообразования, с учетом особенностей данного обзора.

Поскольку на диаграммах цвет-звездная величина видна лишь ярчайшая часть звездного населения галактики, важно проанализировать ошибки определения темпа звездообразования и металличности, которые в данном случае играют значительную роль.

В разделе 2 описывается метод определения истории звездообразования, в разделе 3 даны тесты предложенной программы, раздел 4 содержит заключение.

2. Описание метода. Наблюдаемое распределение звезд на диаграмме СМD является линейной суперпозицией всех звезд, родившихся в галактике в течение ее жизни и находящихся на различных стадиях эволюции. Несколько дополнительных параметров также оказывают сильное влияние на это фотометрическое распределение: расстояние до объекта, наличие внешнего и внутреннего поглощения и фотометрические ошибки.

Наблюдательные данные и модельные данные используются в виде Hess диаграммы [15,16], которая представляет собой двухмерную гистограмму, показывающую количество звезд в определенном диапазоне (бине) звездных величин и показателя цвета. Оптимальный размер бина зависит от особенностей фотометрических данных. С одной стороны, бин должен быть достаточно крупным, чтобы в него попадало значительное количество звезд. С другой, он должен быть как можно меньше, чтобы наиболее четко отражать особенности распределения звезд на СМD.

Построение модельных Hess диаграмм происходит на основе теоретических изохрон, каждая из которых соответствует определенному возрасту и металличности, а весь набор этих моделей занимает достаточно широкий диапазон возрастов и металличностей звездного населения (см. раздел 2.1). При создании модельных диаграмм учитывается модуль расстояния и величина поглощения, которая может быть выбрана различной для звезд различного возраста, чтобы смоделировать наличие газа и пыли в областях недавнего звездообразования (например, см. доказательства дифференциального поглощения в LMC в статье [17] и модели в работе [6]. Точность и полнота фотометрии задается в виде таблицы, получаемой в результате моделирования большого числа искусственных звезд. В работах [15,18] и других исследователей отмечается, что моделирование искусственных звезд является наиболее точным способом, позволяющим учесть фотометрические ошибки, наложение звезд и неполноту фотометрии. Задача определения SFH сводится к нахождению такой линейной комбинации модельных CMD для различных возрастов и металличностей, которая наилучшим образом приближала бы наблюдательные данные [19,16].

Наша модель для любой металличности может быть записана как:

$$Y_i = \sum_k X_{ik} b_k , \qquad (1)$$

где  $Y_i$  - количество звезд в *i*-м бине модельной Hess диаграммы,  $X_k$  - количество звезд в *i*-м бине для *k*-го промежутка времени с постоянным темпом звездообразования, равным  $1 M_{\odot}/$ год,  $b_k$  - искомый темп звездообразования в *k*-м промежутке времени (т.е. для каждой *k*-й модельной СМD).

2.1. Построение модельных СМD. Основным и, пожалуй, наиболее трудоемким этапом определения SFH является построение модельных СМD. В большинстве работ, посвященных изучению истории звездообразования в галактиках [2-4], на этом этапе проводилась генерация значительного числа случайных звезд, функция масс которых соответствует некоторому закону распределения (например, функция Солпитера (Salpeter law)). Этот прямой подход требует существенных временных и вычислительных затрат, а также подвержен пуассоновскому шуму, что несколько уменьшает точность определения истории звездообразования.

В данной работе нами используется другой подход к построению модельных диаграмм. Мы строим аналитическую функцию распределения звезд на Hess диаграмме для каждой изохроны, соответствующей некоторой металличности и возрасту звезд, с учетом IMF, ошибок фотометрии,

размера бина Hess диаграммы, модуля расстояния и поглощения. Аналогичный подход реализует Долфин [16,18]. Мы используем изохроны из работы [20], которые опубликованы для широкого диапазона металличности от Z=0.0001 до Z=0.03 и для возраста от  $10^{6.6}$  до  $10^{10.25}$  лет с равномерным шагом 0.05 в логарифмической шкале. К сожалению, изохроны для звезд возраста < 10<sup>7.8</sup> с металличностью Z=0.001 и Z=0.03 еще не опубликованы. Сравнение соседних по металличности изохрон между собой, и сравнение изохрон в [20] с предыдущими расчетами Падуанской группы [21] показало, что наибольшие отличия возникают на массивном конце функции распределения. Причем между старыми и новыми изохронами наблюдаются небольшие систематические отличия, что, на наш взгляд, не позволяет дополнять моделями [21] недостающие изохроны. Использование интерполяции между соседними по металличности изохронами [20] для получения недостающих данных мы также считаем нежелательным, так как соседние изохроны показывают качественно разное поведение зависимости масса-звездная величина для массивных звезд  $(M > 40 M_{\odot})$ , и разница может достигать нескольких звездных величин в фильтре V. Учитывая, что очень массивные звезды ( $M > 40 M_{\odot}$ ) встречаются в карликовых галактиках редко, мы решили не расширять недостающие изохроны. Это может слегка сдвинуть оценку металличности в области молодых и очень массивных звезд, однако сдвиг можно учесть при анализе конечных результатов.

Вероятность обнаружения звезды в некотором бине Hess диаграммы задается соотношением:

$$P_i = \int \rho(m) f_i(m) dm, \qquad (2)$$

где  $\rho(m)$  - плотность вероятности рождения звезды массы  $m, f_i(m)$  плотность вероятности обнаружения звезды данной массы в *i*-м бине Hess диаграммы, с учетом наблюдательных эффектов. Мы используем закон Солпитера для начальной функции масс:  $\rho(m) dm \sim m^{-2.35} dm$ . Нормировка была выбрана таким образом, чтобы полная интегральная вероятность равнялась единице в пределах 0.1-100 M<sub>☉</sub>. Для данной изофоты масса звезды полностью определяет ее наблюдательные характеристики. Из искусственной фотометрии известна вероятность обнаружения звезд данной яркости, дисперсия измерений относительно среднего и смещение среднего относительно истинного значения. Все это позволяет полностью определить вероятность появления звезды данной массы в любом бине Hess диаграммы. К сожалению, шаг теоретических изохрон несколько грубоват для целей определения вероятности. Следовательно, мы должны применить линейную интерполяцию, так чтобы разница звездных величин двух соседних интерполированных точек была меньше, чем соответствующие фотометрические ошибки. Пример интерполированной изохроны дан на

рис.1. Наши попытки применения более сложных и мощных методов интерполяции (сплайн-интерполяция, кусочно-кубическая интерполяция Хермита) показали, что в этом случае образуется ряд ложных точек в областях быстрой эволюции изохрон. Для каждой интерполированной точки изохроны мы определяем вероятность рождения звезды данной массы, используя IMF Солпитера и принимая во внимание интервал масс между соседними точками.



Рис.1. Интерполированная изохрона возраста 630 млн. лет (левая панель). Кружки обозначают исходные данные, а точки - интерполированные. На правой верхней и нижней панелях показаны в деталях те части изохроны, которые заключены в квадрат.

Количество звезд, соответствующее каждой изохроне, дается соотношением:  $N = P \Delta T$ , где  $\Delta T$  есть временной интервал, соответствующий данной изохроне. Временной интервал нормализуется на среднюю звездную массу. В результате этих вычислений мы получаем темп звездообразования для данной эпохи. Соседние изохроны можно комбинировать в одну модельную СМD в предположении о постоянстве темпа звездообразования. Пример модельных диаграмм показан на рис.2.

При сравнении модели с реальной Hess диаграммой необходимо учесть, что СМD других галактик засоряются звездами, принадлежащими нашей Галактике. Для решения этой проблемы обычно наблюдают второе поле возле объекта исследований, чтобы получить СМD звезд нашей Галактики. Эти фоновые звезды затем статистически вычитаются из набора звездной фотометрии исследуемой галактики. К недостаткам этого метода, пожалуй, стоит отнести, добавление дробового шума в исследуемую диаграмму.



Рис.2. Пример набора модельных V-I, I днаграмм (металличность равна Z = 0.0001). Относительная вероятность рождения звезды в каждом бине Hess диаграммы показана различными оттенками серого цвета. Логарифм возраста соответствующей изохроны обозначен на каждой панели. Второй подход основан на вычитании из наблюдаемой Hess диаграммы модели, соответствующей звездам фона.

2.2. Подгонка. Для определения SFH мы должны найти линейную комбинацию частичных модельных СМ-диаграмм, наилучшим образом соответствующую наблюдательным данным (учитывая, что  $b_k > 0$ ). Вопервых, мы находим наиболее значимые переменные (т.е. частичные модельные СМD), которые отличаются от нуля с заданной вероятностью. Во-вторых, мы определяем величины значимых переменных методом максимального правдоподобия. Отметим, что распределение звезд в бинах Hess диаграммы следует статистике Пуассона, а не Гаусса, и решение методом наименьших квадратов (наиболее очевидный подход) будет давать смещенную оценку искомых параметров. Таким образом, мы строим функцию максимального правдоподобия для нашей задачи, подобно методу, описанному в работе [18].

Вероятность обнаружения N, звезд в *i*-м бине Hess диаграммы равна:

$$P_{i} = \frac{Y_{i}^{N_{i}}}{N_{i}!} e^{-Y_{i}} , \qquad (3)$$

где Y есть среднее количество звезд в *i*-м бине Hess диаграммы. Вероятность реализации данной выборки есть:

$$P = \prod_{i} \frac{Y_{i}^{N_{i}}}{N_{i}!} e^{-Y_{i}} .$$
 (4)

Для выбора наиболее правдоподобных оценок мы должны найти, при каких значениях параметров модели вероятность *P* достигает наибольшего значения. Эта задача эквивалентна задаче минимизации функционала вида:

$$f = -\ln P = -\sum_{l} \ln \frac{Y_{l}^{N_{l}}}{e^{Y_{l}} N_{l}!} = \sum_{l} (Y_{l} - N_{l} \ln Y_{l} + \ln N_{l}!).$$
(5)

Частные производные первого и второго порядка для нашей модели равны:

$$\frac{\partial f}{\partial b_l} = \sum_{i} \left( X_{ii} - N_i \frac{X_{ii}}{\sum_k X_{ik} b_k} \right), \tag{6}$$

$$\frac{\partial^2 f}{\partial b_l \partial b_p} = \sum_i \frac{N_i X_{il} X_{ip}}{\left(\sum_k X_{ik} b_k\right)^2}.$$
(7)

При помощи этих уравнений задача определения наиболее правдоподобных оценок может быть успешно решена с использованием известных алгоритмов минимизации функции f, с ограничениями вида  $b_k \ge 0$ . Можно использовать либо ньютоновский алгоритм, когда вторые частные производные вычисляются непосредственно, либо один из квазиньютоновских, где матрица Гессе (Hessian matrix) аппроксимируется итерационно (например, Broyden-Fletcher-Goldfarb-Shanno метод или Davidon-Fletcher-Powell метод). Обычно такое решение содержит множество переменных, статистически равных нулю, а между некоторыми другими модельными параметрами существует сильная корреляция, которая уменьшает точность оценки параметров. Следовательно, возникает проблема построения "наилучшего решения". С одной стороны, это решение должно корректно аппроксимировать наблюдательные данные, и, с другой стороны, количество переменных должно быть уменьшено таким образом, чтобы исключить переменные, которые не улучшают точности. Здесь мы приводим наше решение этой задачи.

Условие минимума функции f следует из уравнения (б):

$$\frac{\partial f}{\partial b_l} = \sum_l \frac{X_{ll} \left( \sum_k X_{lk} b_k - N_l \right)}{\sum_k X_{lk} b_k} = 0.$$
(8)

С другой стороны, взвешенный метод наименьших квадратов может быть представлен в следующем виде:

$$\sum_{i} w_i X_{ii} \left( \sum_{k} X_{ik} b_k - Y_i \right) = 0 , \qquad (9)$$

где  $w_l$  - вес отдельного наблюдения. Как видим, два приведенных выше уравнения сходны, а роль весов в уравнении 8 играет величина, обратная к предсказанию модели:  $w_l = 1/\sum_k X_{ik}b_k$ . Уравнение 8 можно решить итерационно, используя классический метод наименьших квадратов с весами. На первом шаге итерационного процесса мы можем положить  $w_l = 1$  и брать решение, полученное на предыдущем шаге, в качестве веса для каждого следующего шага. Мы используем стандартную функцию минимизации  $\chi^2$ :

$$\chi^{2} = \sum_{l} \frac{(Y_{l} - N_{l})^{2}}{Y_{l}^{last}},$$
 (10)

где Y<sub>i</sub> - модельная величина, N<sub>i</sub> - наблюдаемая величина и Y<sub>i</sub><sup>last</sup> - модельная величина на предыдущем шаге.

Помимо простоты и быстроты работы, алгоритм нахождения линейной регрессии позволяет просто и достаточно строго отбирать наиболее значимые переменные для включения в модель. Для этого мы используем так называемый stepwise алгоритм, который подробно описан в книгах [22,23]. Чтобы найти наилучшее решение, на каждом шаге отбирается переменная, наиболее сильно коррелирующая с наблюдательными данными, с учетом уже включенных в регрессию переменных. В математическом отношении это эквивалентно нахождению максимальной корреляции между остатками от регрессии Y = f(Z) и остатками от каждой из регрессий  $X_i = f_i(Z)$ , где Y - наблюдательные данные,  $X_i$  - независимые переменные, не включенные в модель, и  $Z_i$  - независимые переменные, включенные в

274

уравнение регрессии. Выбранная переменная включается в уравнение регрессии, если рассчитанный для нее частный критерий Фишера (Fкритерий) превышает заранее выбранную величину. Однако выбранные переменные могут оказаться незначимыми на следующем шаге из-за связей, которые существуют между этой переменной и другими, уже содержащимися в уравнении. Поэтому на каждом шаге для каждой переменной, содержащейся в уравнении, вычисляется частный F-критерий и находится наименьший из них, который затем сравнивается с заранее выбранной величиной. Если проверяемая переменная показывает незначимый вклад в регрессию, она исключается из уравнения. После этого регрессионное уравнение пересчитывается с учетом всех оставшихся в нем переменных. Процесс повторяется до тех пор, пока никакая новая переменная не сможет быть включена в уравнение. Пример итерационного процесса приведен на рис.3. После того, как наиболее значимые переменные выбраны, мы решаем задачу (5), предполагая, что все другие переменные равны нулю.



Рис.3. Пример процесса подгонки. Число в правом нижнем углу каждой маленькой панели означает номер итерации. Большая левая диаграмма показывает исходную искусственную СМD.

3. Тесты. Мы провели ряд тестов описанного выше алгоритма, используя искусственно созданные диаграммы цвет-величина. При построении искусственных фотометрических данных использовались теоретические звездные изохроны, а также заданная SFH и фотометрические ошибки. Для удобства сравнения тестовых галактик мы везде предполагаем, что модуль расстояния до галактик и поглощение равны нулю. Это позволяет работать непосредственно с абсолютными звездными величинами. Для различных тестов может меняться функция полноты и фотометрических ошибок. Функция полноты данных имеет максимально простую структуру, для наиболее ярких звезд вероятность их обнаружения равна 1, после некоторой предельной звездных величин плавно растет от 0<sup>т</sup>.01 для самых ярких звезд, до 0<sup>т</sup>.3 на предельной звездной величине. Смещение среднего отсутствует. Для каждого теста методом Монте-Карло создавалось 50 галактик. С помощью восстановления построенных искусственных СМ-диаграмм мы иллюстрируем точность приближения, которую можно ожидать от нашей программы, а также проверяем возможные систематические ошибки, привносимые приведенным алгоритмом. На всех рисунках этого раздела линиями показан ход модельного (исходного) звездообразования, а точками с барами ошибок показан ход восстановленного звездообразования. Точка соответствует медианному значению темпа звездообразования, полученному по 50 тестовым СМD. Бары ошибок соответствуют квартилям распределения полученных оценок (для 25% и 75% уровней распределения).

3.1. Группирование изохрон. На рис.4 показана одна из построенных СМD. В этом примере фотометрический предел равен I=-1 и заданный темп звездообразования равен  $5 \cdot 10^{-4} M_{\odot}/$ год.

Надежность получаемых оценок темпов звездообразования существенно зависит от количества звезд, приходящихся на данную изохрону, а также от того, насколько сильно скоррелированы соседние изохроны. Если количество звезд на СМ-диаграмме недостаточно, чтобы отличить две близкие изохроны, то темпы звездообразования, полученные для этих эпох, могут быть весьма неточными из-за тесной корреляции между



log(Т) (год)

становленной. Правая панель показывает рассчитанную историю звездообразования этой галактики. Различные диаграммы этой панели соответствуют различным металличностям, которые обозначены в верхнем левом углу каждой диаграммы. изохронами. Эта ситуация наиболее драматична для молодых звезд, где промежутки времени между изохронами малы. К тому же молодые массивные звезды встречаются в карликовых галактиках достаточно редко. С другой стороны, при исследовании самого старого звездного населения сильно возрастает роль ошибок измерения звездных величин, которые замывают особенности тем сильнее, чем более слабые звезды мы хотим изучать. Поэтому мы вынуждены, как правило, жертвовать временным разрешением метода ради надежности получаемых оценок. Наши эксперименты показали, что на молодые изохроны приходится так мало звезд, а изохроны между собой настолько сильно скоррелированы, что нет смысла, за исключением редких случаев, делать временное разрешение лучше, чем  $10^7$  лет. В наших тестах мы везде использовали группировку изохроны моложе  $10^{7.8}$  лет в два блока. Первая группа включает изохроны с возрастами от  $10^{6.6} \le t \le 10^{7.2}$  лет, и вторая группа

На рис.5 показаны результаты восстановления истории звездообразования для галактик с постоянным темпом звездообразования SFR =  $5 \cdot 10^{-4} M_{\odot}/$ год и постоянной металличностью Z = 0.004. Расчеты проводились для 4-х групп тестовых галактик, каждая из которых определялась разными фотометрическими пределами (-2, -1, +0, +1 по абсолютной звездной величине в фильтре V).

На самой верхней диаграмме каждой из четырех панелей рис.5 указано количество звезд и их стандартное отклонение, приходящиеся на отдельно взятую изохрону. В правом нижнем углу этих диаграмм указана предельная звездная величина в фильтрах И и І. На остальных диаграммах каждой из 4-х панелей приведены результаты восстановления истории звездообразования для 7 способов группирования. Для группирования изохрон выбирались шаги по времени, равные 0.1, 0.15, 0.2, 0.25, 0.3, 0.35, 0.4 лет в логарифмической шкале, этим шагам соответствуют группы, состоящие из 2, 3, 4, 5, 6, 7 и 8 теоретических изохрон. Из приведенных графиков видно, что для глубоких СМ-диаграмм, достигающих нулевой абсолютной величины (и выше) и содержащих по несколько десятков звезд на каждой теоретической изохроне, удовлетворительное согласие восстановленного и заданного темпа звездообразования достигается уже при шаге 0.15 лет (и более) в логарифмической шкале. Для "более далеких" искусственных галактик (предельная абсолютная величина равна -1 в фильтрс И) минимальный шаг разбиения необходимо увеличивать до 0.2, а для случая, когда доступны звезды ярче -2 величины, удовлетворительное согласие достигается только при шаге по времени, равном 0.25-0.3 и больше. Этот предельный случай соответствует нашему обзору близких карликовых галактик.

Д.И.МАКАРОВ, Л.Н.МАКАРОВА





3.2. Восстановление сложной истории звездообразования. На рис.6 показаны СМ-диаграммы двух искусственных галактик с историей звездообразования сложного вида. Было смоделировано два отдельных

278

эпизода звездообразования и введено обогащение вещества тяжелыми элементами. Результаты восстановления сложной истории звездообразования двух наборов из 50 искусственных галактик представлены на рис.7. На графиках приведен исходный и восстановленный темп



7

7.5

8

8.5

log(Т) (год)

9

9.5

10

 восстановленные. Правые панели содержат восстановленную историю звездообразования для каждой галактики.

## Л.И.МАКАРОВ, Л.Н.МАКАРОВА

звездообразования для различных металличностей. Мы отмечаем отличное восстановление темпов звездообразования и соответствующих металличностей даже для фотометрических пределов V = -1 и V = -2.



Рис.7. Результаты тестирования для сложной истории звездообразования. В кажлом случас представлен средний темп звездообразования для 50 искусственных галактик. Левая панель соответствует фотометрическому пределу  $V = -2^{n}$ , и правая панель соответствует фотометрическому пределу  $V = -1^{n}$ .

4. Заключение. Разработана программа для определения истории звездообразования по двухшеетной или многошеетной фотомстрии звезл в галактиках. Нашей основной целью является анализ большой выборки близких карликовых галактик и проверка используемого алгоритма с учетом особенностей нашей выборки, поскольку на СМ-диаграммах видна лишь ярчайшая часть звездного населения галактики. Мы строим модельные Hess диаграммы на основе теоретических звездных изохрон, с учетом IMF, модуля расстояния галактики, внутреннего и внешнего поглошения и фотометрических ошибок. Каждая из модельных Hess диаграмм описывает фотометрическое распределение звездного населения определенного возраста и металличности. Эти модельные диаграммы затем линейно комбинируются и сравниваются количественно с наблюдательными фотометрическими данными, чтобы определить темп звездообразования как функцию возраста и металличности.

Для приближения модельных данных к реальным фотометрическим данным мы применяем метод максимального правдоподобия, используя также метод наименьших квадратов (аналогично методике [18]). Приведены обширные тесты разработанной программы при различных условиях, с использованием искусственных СМ-диаграмм.

В этих исследованиях особое внимание уделяется работе программы в предельном случае, когда видны лишь достаточно яркие звезды, и количество их в диаграмме цвет-величина ограничено несколькими сотнями. Этот случай соответствует большинству карликовых галактик на расстоянии 2-3 Мпк, для которых даже с современными крупными телескопами трудно получить глубокие фотометрические данные. Результаты тестирования могут быть сформулированы следующим образом.

 Используемый метод корректно восстанавливает историю звездообразования как галактик с постоянным темпом звездообразования, так и галактик, в которых происходили отдельные эпизоды звездообразования.

 Программа выбирает металличность галактик с приблизительной точностью (~0.3 dex). Она также корректно восстанавливает заданную функцию обогащения вещества тяжелыми элементами.

3) Наши эксперименты показали, что на молодые изохроны приходится так мало звезд, а изохроны между собой настолько сильно скоррелированы, что нет смысла, за исключением редких случаев. делать временное разрешение лучше, чем 10<sup>7</sup> лет.

Нашу программу мы рассчитываем применить для определения SFH близких карликовых галактик. которые наблюдались с HST/WFPC2 в рамках Обзора близких карликовых галактик.

Авторы выражают благодарность РФФИ за поддержку (грант 01-16001). Работа ЛНМ была также поддержана ИНТАС (грант YSF 2001/1-0129).

Специальная астрофизическая обсерватория. Российская Академия Наук, e-mail: lidia@mail.sao.ru

## MODELING OF STELLAR POPULATIONS IN RESOLVED GALAXIES

## D.I.MAKAROV, L.N.MAKAROVA

A program for galaxy star formation history determination basing on twoor multicolor photometry of resolved stars in the given galaxy is developed. We construct a library of synthetic color-magnitude diagrams from theoretical stellar isochrones, taking into account the initial mass function, the galaxy distance, internal and external extinction and photometric errors. These synthetic diagrams are combined linearly and compared quantitatively with observed stellar photometry to determine the star formation rate as a function of age and metallicity. We have extensively tested the presented program under a variety of conditions, using artificial color-magnitude diagrams. We pay special attention to the limiting case when only the brightest features of a galaxy stellar populations are visible in the CMD, and the number of resolved stars is restricted to several hundreds. This limiting case corresponds to a significant part of dwarf galaxies at a distance of 3-5 Mpc observed with the largest ground-based telescopes and HST.

Key words: Galaxies.stellar population - galaxies.modeling

## ЛИТЕРАТУРА

- 1. N. Panagia, M. Tosi, Astron. Astrophys., 81, 375, 1980.
- 2. *M.Tosi*, *L.Greggio*, *P.Focardi*, Astrophys. J. Suppl. Ser., **156**, 295, 1989. 3. *E.Tolstoy*, Astrophys. J., **462**, 684, 1996.
- 4. A.Aparicio, C.Gallart, G.Bertelli, Astron. J., 114, 680, 1997.
- 5. A. Dolphin, Astrophys. J., 531, 804, 2000.
- 6. J. Harris, D.Zaritsky, Astrophys. J. Suppl. Ser., 136, 25, 2001.
- 7. Y.K.Ng, E.Brogt, C.Chiosi, G.Bertelli, Astron. Astrophys., 392, 1129, 2002.
- 8. J. Holtzman, G.Smith, C. Grillmair, Astron. J., 120, 3060, 2000.
- 9. M.Han, J.Hoessel, J.Gallagher III et al., Astron. J., 113, 1001, 1997.
- 10. G.Da Costa, T.Armandroff, N.Caldwell, P.Seitzer, Astron. J., 112, 2576, 1996.
- 11. D.Martinez-Delgado, A.Aparicio, Astron. J., 115, 1462, 1998.
- 12. J. Monkiewicz, J. Mould, J. Gallagher III et al., Publ. Astron. Soc. Pacif., 111, 1392, 1999.
- 13. P.Seitzer, E.K.Grebel, A.E.Dolphin et al., Bull. AAS, 195, 801, 1999.
- E.K.Grebel, P.Seitzer, A.E.Dolphin et al., in Stars, Gas, and Dust in Galaxies: Exploring the Links, ASP Conf. Ser. 221, eds. D.Alloin, K.Olsen, G.Galaz (San Francisco: ASP), 147, 2000.
- 15. C. Gallart, A.Aparicio, J.M. Vilchez, Astron. J., 112, 1928, 1996.
- 16. A. Dolphin, New Astronomy, 2, 397, 1997.
- 17. D.Zaritsky, Astron. J., 118, 2824, 1999.
- 18. A. Dolphin, Mon. Notic. Roy. Astron. Soc., 332, 91, 2002.
- 19. C. Gallart, A. Aparicio, G. Bertelli, C. Chiosi, Astron. J., 112, 1950, 1996.
- L. Girardi, A. Bressan, G. Bertelli, C. Chiosi, Astrophys. J. Suppl. Ser., 141, 371, 2000.
- 21. G.Bertelli, A.Bressan, C.Chiosi et al., Astrophys. J. Suppl. Ser., 106, 275, 1994.
- 22. N.R.Draper, H.Smith, Applied regression analysis. "John Wiley & Sons", New York, London, Sydney, 1966.
- 23. G.A.F.Seber, Linear Regression Analysis. "John Wiley & Sons", New York, London, Sydney, Toronto, 1977.