

К МЕТОДИКЕ АНАЛИЗА ГЕНОТИПИЧЕСКОГО РАЗНООБРАЗИЯ КРУПНОГО РОГАТОГО СКОТА ПО ФАКТОРАМ МНОГОПЛОДИЯ

И. П. ПЕТРЕНКО, канд. биол. наук

УкрНИИ разведения и искусств. осеменения круп. рогатого скота

Наследственная природа многоплодия у крупного рогатого скота статистически доказана и обсуждается многими исследователями (Завертяев Б. П. и др., 1976, 1981, Зоранян В. А., 1982, 1983, и др.). Однако особенности генетического контроля и характер наследования этого явления в потомстве изучены еще недостаточно. Познание генетической сущности наследования данного признака позволит более объективно оценить генотипическое разнообразие семейств, линий и стад по факторам многоплодия и определить наиболее эффективные селекционные пути увеличения рождения двоен у коров в молочном скотоводстве.

Особый теоретический интерес по вопросу генетического контроля рождения двоен у коров представляет гипотеза К. М. Лютикова (1935), которая имеет и в настоящее время достаточно широкое научное признание. Согласно предложенной гипотезе наследование двоен у коров зависит от действия двух независимых пар аллелей (Aa) и (Bb) в популяции животных. Появление двоен у коров определяется набором рецессивных факторов в гомозиготном сочетании (aabb), и поэтому частота их рождения непосредственно зависит от генотипической структуры стада, породы по этим факторам.

М. А. Аракелян и В. А. Зоранян (1980) применили гипотезу К. М. Лютикова для анализа генотипического разнообразия конкретных стад по многоплодию, используя фактическую частоту рождения двоен у коров и формулу Харди-Вайнберга для одной пары аллелей, допуская, что распределение генотипов в анализируемых условиях соответствует коэффициентам разложения бинома Ньютона ($p^2 + 2pg + g^2 = 1$). Ввиду того, что появление двоен согласно гипотезе рассматривается как рецессивный признак, т. е. с известным генотипом (aabb), это представляет возможность для непосредственного определения концентрации рецессивных аллелей в стаде, породе, используя показатель относительной частоты их рождения.

На основании этого подхода авторами установлена относительная частота рождения двоен ($322 : 22669 = 0,0142$), а также концентрация рецессивных (ав; $g = 0,12$) и доминантных (АВ; $p = 0,88$) аллелей в конкретной популяции (Лорейский племя завод кавказской бурой породы, Армянская ССР). Согласно указанным частотам ($p_{ав} = 0,88$, $g_{ав} = 0,12$) генотипическая структура стада составила следующее соотношение генотипов (77,61 % ААВВ + 20,97 % АаВв + 1,42 % аавв). Предложенный метод анализа позволил выявить биологическую закономерность, которая якобы характерна как для отдельных стад, так и для сводных больших популяций животных. Сущность этой закономерности заключается в том, что соотношение гетерозигот (АаВв) и рецессивных гомозигот (аавв) является закономерным явлением для больших популяций и субпопуляций и соответствует стабильному отношению $2pg : g^2 = 15 : 1$.

Определяя генотипическое разнообразие коров по факторам многоплодия в шести племязаводах симментальской породы на Украине (40624 отела, в том числе 1111 двоен), мы не обнаружили подобной закономерности (Петренко И. П., 1984). Среднее соотношение гетерозиготных особей (АаВв) и двойных гомозиготных рецессивов (аавв) по анализируемым стадам составило 10 : 1 с колебаниями от 7 : 1 до 14 : 1. Однако при проведении анализа отмечен высокий процент животных в стадах, гомозиготных по доминантным факторам (ААВВ; 61,78—76,39%), что вызвало сомнение в объективности подобного хода анализа.

На наш взгляд, в применяемой методике анализа имеются некоторые упущения, которые влияют на конечные результаты структуры генотипического разнообразия животных в стаде. Считаем, что при таком анализе допускается следующая методическая неточность. Значение $g_{ав} = 0,12$ и $p_{ав} = 0,88$ в анализируемом стаде свидетельствует не о частоте распространения рецес-

сивных аллелей (а и в) или (А и В) в популяции, а лишь о частоте половых клеток, несущих одновременно рецессивные аллели (ав) и ошибочно ($P_{ав} = 0,88$) для гамет с доминантными аллелями (АВ). Следует учитывать, что частота аллелей (а и в) и частота половых клеток, несущих одновременно аллели (ав), — это не одно и то же, что существенно отражается при анализе на формировании генотипической структуры популяций.

Как уже отмечалось, появление двоен зависит от двух пар свободно комбинирующихся аллелей (Аа) и (Вв). Каждая из этих пар аллелей поддерживается в популяции в определенном равновесии, независимо друг от друга с различной их концентрацией.

Обозначим концентрацию аллелей (А и а) через р и g, а (В и в) — p_1 и g_1 . Разнообразие гамет и их частота у самцов и самок в популяции по этим факторам будет следующей: $(p_A + g_a) \times (p_1 + g_1) = p \cdot p_1 AB + pg Av + g \cdot p_1 aB + g \cdot g_1 av = 1$. Следовательно, получение двоен у коров определяется сочетанием гамет $g \cdot g_1 av \text{ ♂} \times gg_1 av \text{ ♀} = g^2 \cdot g_1^2 aavv$. При определении относительной частоты рождения двоен в исследуемой популяции ($322 : 22669 = 0,0142 = g^2 \cdot g_1^2 aavv$) с последующим извлечением квадратного корня $\sqrt{0,0142}$ получаем величину $g \cdot g_1 = 0,12$, которая свидетельствует только о концентрации гамет в популяции, несущих одновременно аллели (а и в).

Поэтому, вероятно, будет более правильным анализировать генотипическое

1. Определение возможных частот аллелей рА, р₁В, gа с точностью (0,1) при концентрации гамет (ав) в популяции, равной 0,12.

Допустимые значения частоты (g) аллеля (в)	Определяемые значения		
	$g=0,12/g_1$	$p_1(B)=1-g_1$	$p(A)=1-g$
0,15	0,8	0,85	0,2
0,2	0,6	0,8	0,4
0,3	0,4	0,7	0,6
0,4	0,3	0,6	0,7
0,5	0,24	0,5	0,76
0,6	0,2	0,4	0,8
0,7	0,17	0,3	0,83
0,8	0,15	0,2	0,85
0,9	0,133	0,1	0,867

Примечание. Частота гамет (ав) в популяции $g \cdot g_1 = 0,12$.

разнообразие животных по факторам многоплодия (если оно действительно определяется двумя парами рецессивных аллелей), используя закон Харди-Вайнберга для двух независимо комбинирующихся пар аллелей (Аа) и (Вв), который будет иметь следующие выражения: $p^2 \cdot p_1^2 AABV + 2p \cdot g \cdot p_1 \cdot g_1 AaBV + 2p^2 \cdot p_1 \cdot g_1 AABv + p_1^2 \cdot g^2 aABV + 4p \cdot p_1 \cdot g \cdot g_1 AaBv + p^2 \cdot g_1^2 AAVv + 2p_1 \cdot g^2 \cdot g_1 aaBv + 2p \cdot g \cdot g_1^2 Aavv + g^2 \cdot g_1^2 aavv = 1$.

Концентрация гамет ($g \cdot g_1$) в популяции с рецессивными аллелями (а и в) определяется через относительную

2. Генотипическое разнообразие животных по факторам многоплодия при разной концентрации аллелей в популяции, %

Генотипическое разнообразие особей по факторам Аа, Вв	Значение концентрации аллелей в популяции при $g \cdot g_1 av = 0,12$						
	$p+g=0,7+0,3;$ $p_1+g_1=0,6+0,4$	$p+g=0,4+0,6;$ $p_1+g_1=0,8+0,2$	$p+g=0,85+0,15;$ $p_1+g_1=0,2+0,8$	$p+g=0,8+0,2;$ $p_1+g_1=0,4+0,6$	$p+g=0,867+0,133;$ $p_1+g_1=0,1+0,9$	$p+g=0,2+0,8;$ $p_1+g_1=0,85+0,15$	Среднее значение для стада
AABV	17,64	10,24	2,89	10,24	0,76	2,89	7,44
AaBV	15,12	30,72	1,02	5,12	0,23	23,12	12,56
AABv	23,52	5,12	23,12	30,72	1,36	1,02	14,14
aaBV	3,24	23,04	0,09	0,64	0,017	46,24	12,23
AaBv	20,16	15,36	8,16	15,36	4,07	8,16	11,88
AAVv	7,84	0,64	46,24	23,04	61,31	0,09	23,19
aaBv	4,32	11,52	0,72	1,92	0,30	16,32	5,86
AAvv	6,72	1,92	16,32	11,52	18,32	0,72	9,26
aavv	1,44	1,44	1,44	1,44	1,43	1,44	1,44

частоту рождения двоен. Поскольку концентрации аллелей (а и в) в популяции невозможно определить экспериментально, то для дальнейшего продолжения анализа предлагаем использовать вариацию допустимых значений для g (а) или g₁ (в) с точностью до 0,1, чтобы установить остальные возможные значения g₁, p, p₁ (табл. 1).

На основании рассчитанных данных можно анализировать как возможные пределы изменения генотипической структуры животных в стаде по факторам многоплодия, так и определять среднее значение их в анализируемой популяции (табл. 2).

Полученные данные свидетельствуют о том, что при одной и той же частоте гамет $g \cdot g_1 = 0,12$ (ав) могут быть совершенно разные генотипические структуры популяций, которые определяются разной возможной частотой аллелей (а и в). Следует отметить, что соотношение гетерозигот (AaBb) к рецессивным гомозиготам (aabb) имеет не постоянное значение (15 : 1), как это утверждается другими исследователями, а изменчивое (от 3 : 1 до 15 : 1) да-

же при одной и той же концентрации гамет в популяции (0,12 ав).

Среднее содержание доминантных особей (AABB) в стаде Лорийского племязавода составляет примерно 7,44 % с лимитами 0,76—17,64 %, т. е. в 10 раз меньше, чем это представлено в исследованиях М. А. Аракеяна, В. А. Зоряна (1980); М. А. Аракеяна (1981),— 77,61 % AABB.

Таким образом, наиболее вероятное среднее значение генотипической структуры анализируемого стада Лорийского племязавода (22 669 отелов, в том числе 322 отела с двойнями) будет следующего состава, %: 7,44 AABB+12,56 AaBB+14,14 AABb+12,23 aaBB+11,88 AaBb+23,19 AAbb+5,86 aaBb+9,26 Aabb+1,44 aabb.

Выводы. Предлагаемая методика анализа может быть применима для исследований генотипического разнообразия животных и по другим наследственным признакам, которые определяются двумя независимыми парами аллелей в популяции по рецессивному типу наследования.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Аракеян М. А., Зорян В. А. К вопросу о наследовании многоплодия коров.— В кн.: Совершенствование пород с.-х. животных. Ереван: Изд. АрмСХИ, 1980, вып. 3, с. 3—13.
2. Аракеян М. А. К вопросу биологической сущности инбредной депрессии и гетерозиса у животных.— Тр. Ереван. зовет. ин-та. Ереван: Изд. АрмСХИ, 1981, вып. 52, с. 3—13.
3. Завертяев Б. П. Генетическая характеристика многоплодия коров и ее селекционное значение.— Генетика, 1976, № 12, 8, с. 53—59.
4. Завертяев Б. П. Генетические аспекты многоплодия крупного рогатого скота.— Сельскохозяйственная биология, 1981, № 2, с. 199—202.
5. Зорян В. А. Селекционно-генетические параметры многоплодия крупного рогатого скота: Автореф. дис. ... д-ра с.-х. наук.— М., 1982,— 31 с.
6. Зорян В. А. О наследовании и проявлении многоплодия крупного рогатого скота.— Сельскохозяйственная биология, 1983, № 7, с. 87—90.
7. Лютиков К. М. Многоплодие крупного рогатого скота.— Пробл. животноводства, 1935, № 7, с. 63—100.
8. Петренко И. П. Генотипическая структура стад крупного рогатого скота по факторам многоплодия.— В кн.: Пути ускорения реализации Продовольственной программы: Тез. докл. обл. произв. конф. Днепропетровск: Облиздат, 1984, с. 22—24.
9. Stoezenburg U., Schonmuth G. Genetische Aspekte der Zwillingsstrachtigkeit beim Rind.— Fortschrittsber. Zandwirt. und Nahrungsguterwirt; 1979, 17, 7, p. 1—48.

Получена редколлегией 30.11.84