

УДК 636.27.082.11

**КОЭФФИЦИЕНТЫ НАСЛЕДУЕМОСТИ МОЛОЧНОЙ ПРОДУКТИВНОСТИ  
ПОЛЬСКОГО ЧЕРНО-ПЕСТРОГО СКОТА,  
РАССЧИТАННЫЕ РАЗНЫМИ МЕТОДАМИ ДИСПЕРСИОННОГО АНАЛИЗА**

**З. Х. СОБЕК**

(Кафедра разведения и генетики с.-х. животных)

Коэффициент наследуемости ( $h^2$ ) является одним из важнейших параметров, используемых при планировании племенной работы. Он позволяет охарактеризовать генетическую структуру популяции, оценить племенные качества животных, выбрать оптимальные методы селекции [2].

Теоретические основы определения  $h^2$  были разработаны Лашем в 1933 г. Однако работа по созданию методов, с помощью которых можно повысить точность определения  $h^2$ , продолжается до настоящего времени. Нами проводилась сравнительная оценка коэффициентов наследуемости молочной продуктивности, рассчитанных разными методами дисперсионного анализа.

**Материал и методика исследований**

Использовались данные учета молочной продуктивности коров черно-пестрой породы в 8 предприятиях Областной станции

разведения племенных животных в Познани. В обработку включены данные по трем лактациям 18 282 коров, полученных

от 243 быков в течение 19 лет.

Наиболее часто коэффициент наследуемости молочных качеств крупного рогатого скота оценивают методом регрессии исходя из уровня корреляции между показателями продуктивности коров-матерей и их дочерей. При этом не учитываются происхождение коров-дочерей со стороны отца и условия их содержания (из одного и того же стада или из разных). В результате значение  $h^2$ , определенное методом регрессии, может быть завышенным по сравнению с таковым, рассчитанным методом дисперсионного анализа.

В нашей работе применяли методы однофакторного и двухфакторного дисперсионного анализа. В первом случае использовали так называемую случайную модель [3]:

$$x_{ij} = \mu + s_i + e_{ij},$$

где  $\mu$  — средняя популяционная;  $s_i$  — эффект  $i$ -го объекта, т. е.  $i$ -го быка;  $e_{ij}$  — случайное отклонение.

При определении компонентов дисперсии  $\sigma_s^2$  определяемой влиянием отцов, и  $\sigma_e^2$ , определяемой случайным отклонением, пользовались расчетным значением среднего объема градиций комплекса, предложенным для неортогональных моделей [3].

Таким образом,  $h^2$  оценивали по классическому уравнению (учетверенный коэффициент внутрикласовой корреляции полусибсов):

$$h^2 = 4 \sigma_s^2 : (\sigma_s^2 + \sigma_e^2).$$

Полученные данные были обработаны на ЭВМ по общепринятым программам (ис-

пользован вариант анализа неортогональных комплексов) [5].

Вычисление  $h^2$  проводили без поправок на сезон отела на основе данных о фактических удоях за лактацию, поскольку имеются сведения А. Качмарека и др. [7], работавших с той же популяцией, что при высоких средних удоях влияние сезона отела на количество молока несущественно.

Коэффициент наследуемости молочной продуктивности оценивали как отдельно по каждой из трех первых лактаций, так и по их сумме. Расчеты выполнены по каждому предприятию, а также в целом по всем предприятиям. На следующем этапе исследования для вычисления  $h^2$  в каждом предприятии были взяты только те отцовские группы, которые имели более 10, 20 и 30 дочерей. Для суммы предприятий были приняты следующие ограничения числа дочерей от каждого быка-производителя: более 10, 20, 30, 50, 70, 100 и 150, а по сумме трех лактаций также свыше 200 и 300.

При определении  $h^2$  методом двухфакторного дисперсионного анализа с взаимодействием использовали математическую модель, которая имеет формулу

$$y_{ijk} = \mu + b_i + s_j + (bs)_{ij} + e_{ijk},$$

где  $\mu$  — ожидаемая средняя;  $b_i$  — влияние  $i$ -го стада;  $s_j$  — влияние  $j$ -го отца;  $(bs)_{ij}$  — взаимодействие стадо — отец;  $e_{ijk}$  — случайное отклонение — ошибка. В этом случае  $h^2$  рассчитывали по формуле

$$h^2 = 4 \sigma_s^2 : (\sigma_s^2 + \sigma_{bs}^2 + \sigma_e^2).$$

Теоретические основы применения метода и способ вычисления  $h^2$  даны в работе [9].

## Результаты исследований

Результаты оценки  $h^2$  на основе однофакторного дисперсионного метода представлены в табл. 1—3. Как видно из табл. 1, значения наследуемости по всем отцовским группам без ограничения минимального числа потомков сильно варьировали по предприятиям, близ-

Таблица 1

Коэффициент наследуемости удоя за лактацию по всем отцовским группам независимо от числа дочерей в них

Предприятие	Среднее число коров	Средний удой в 1979 г.	Лактация			
			I	II	III	I+II+III
Добжынего	1033	4492	0,43 (53)	0,40 (50)	0,30 (46)	0,44
Гажын	759	4600	0,54 (70)	0,49 (67)	0,31 (64)	0,35
Півно	873	4219	0,44 (38)	0,54 (34)	0,37 (33)	0,53
Осова Сень	1226	5137	0,36 (79)	0,18 (66)	0,20 (50)	0,40
Пэмного	688	4337	0,51 (47)	0,23 (45)	0,27 (40)	0,26
Посадого	1106	3696	0,38 (87)	0,27 (80)	0,71 (61)	0,46
Рацот	912	3663	0,67 (54)	0,50 (48)	0,54 (40)	0,69
Жольэндница	1560	4258	0,28 (66)	0,07 (62)	0,08 (60)	0,19
В среднем			0,45	0,34	0,35	0,48
По всем предприятиям			0,46	0,39	0,34	0,41

Примечание. Здесь и в последующих таблицах в скобках дано число отцовских групп.

Коэффициент наследуемости удоя по I лактации для каждого предприятия

Предприятие	Число дочерей в отцовской группе		
	>10	>20	>30
Добжынего	0,4347 (14)	0,1682 (11)	0,2673 (6)
Гажын	0,5010 (42)	0,4466 (26)	0,4659 (13)
Ивно	(<5)	(<5)	(<5)
Осова Сень	0,3918 (26)	0,5560 (11)	(<5)
Пэмпого	0,5979 (23)	0,7552 (7)	(<5)
Посадого	0,4644 (36)	0,4723 (22)	0,5157 (15)
Рацот	0,5741 (32)	0,5191 (24)	0,4235 (18)
Жольэндница	0,2564 (33)	0,1462 (16)	0,0638 (10)
В среднем	0,4600	0,4376	0,3472

Примечание. При числе отцовских групп менее 5 $h^2$  не оценивали.

Таблица 3

Коэффициент наследуемости молочной продуктивности по сумме трех первых лактаций для всех предприятий

Число дочерей в отцовской группе	Лактация			
	I	II	III	I+II+III
10	0,4380 (125)	0,3429 (106)	0,3175 (93)	0,3948 (174)
20	0,4041 (89)	0,3365 (76)	0,3126 (59)	0,3720 (132)
30	0,3892 (63)	0,3527 (55)	0,2949 (40)	0,3521 (108)
50	0,4095 (44)	0,3786 (32)	0,2800 (21)	0,3382 (85)
70	0,4403 (33)	0,3669 (24)	0,3211 (15)	0,3439 (64)
100	0,3954 (22)	0,3740 (14)	0,2824 (8)	0,3603 (51)
150	0,3350 (12)	0,5490 (8)	0,5900 (5)	0,3723 (35)
200	(<5)	— —	— —	0,3658 (24)
300	(<5)	— —	— —	0,3255 (14)

кие значения  $h^2$  получены в целом по всем предприятиям и в среднем по ним.

Ограничение количества дочерей в отцовских группах (табл. 2) привело к значительному уменьшению числа отцовских групп, что сказалось на значении  $h^2$ , особенно заметно при размере отцовских групп более 20 и 30. В то же время среднее значение  $h^2$  по предприятиям уменьшалось постепенно при увеличении размера отцовской группы. При определении  $h^2$  в целом по всем предприятиям подтвердились данные, полученные по одной лактации, что при ограничении числа дочерей в отцовских группах (табл. 3) и в последующих лактациях (за исключением групп с числом дочерей более 150)  $h^2$  уменьшается. Однако в отдельные лактации не обнаружено достаточно ясной тенденции изменения  $h^2$ , связанной с уменьшением числа дочерей в отцовских группах.

Значения  $h^2$ , оцененные на основе двухфакторного дисперсионного анализа, были близки к нулю (по I лактации при 243 отцовских группах — 0,0289; по II лактации при 206 группах — 0,1250; по III при 174 группах — 0,1058; по трем лактациям при 243 группах — 0,0948), что, по-видимому, зависело от очень большого числа пустых классов, возникающих вследствие использования отдельных производителей в ограниченном количестве хозяйств.

Своего рода доказательством этого могут быть результаты вычислений, сделанных при постепенном отбрасывании пустых классов (табл. 4). Последние были исключены путем ограничения минимального числа предприятий ( $a_2$ ), в которых должны быть дочери всех анализируемых быков. Если дочери того или иного отца были менее чем в  $a_2$  предприятий, его исключали из расчетов.

Коэффициент наследуемости удоя по I лактации  
в зависимости от минимального числа предприятий

Показатель	Минимальное число предприятий							
	1	2	3	4	5	6	7	8
$h^2$	0,0289	0,2246	0,4450	0,6160	0,7133	0,7411	0,3801	0,0879
Число отцовских групп	243	92	56	37	27	17	7	2

Введенное ограничение значительно изменило полученное ранее значение  $h^2=0,0289$ . Снижение  $h^2$  при  $a_2=7$  и его приближение к нулевым значениям при  $a_2=8$  свидетельствуют о необходимости избегать слишком сильного ограничения числа отцовских групп (при  $a_2=8$  число отцовских групп уменьшилось до 2). Следует также отметить, что значение  $h^2$ , рассчитанное для всех предприятий по всем отцовским группам (табл. 1), близко к значению  $h^2$ , определенному при  $a_2=3$ . Исходя из этого дальнейшие вычисления проводили только для таких ситуаций, когда  $a_2=3\pm 1$  (табл. 5).

Для исключения возможного влияния отдельных лет на коэффициент наследуемости мы провели оценку достоверности разности между средними значениями удоев по годам. Хотя для большинства лет разность была недостоверной, между отдельными годами она оказалась существенной, поэтому было решено исключить влияние года на оценку  $h^2$ . Вместо изменчивости по стадам оценивали изменчивость стадо — год.

Как уже отмечалось, большое количество пустых классов отрицательно влияет на точность оценки  $h^2$ . Учитывая это, для вычислений, исключающих влияние года, были оставлены только 62 отцовские группы, содержащие более 30 коров-дочерей. Вычисление проводили как по всем 62 группам, так и с исключением отцовских групп, размещенных менее чем в 3 предприятиях. В обоих случаях значение  $h^2$  было близко к нулю, что может быть следствием влияния большого числа пустых классов. Выбор 62 отцовских групп с самым большим числом дочерей исключил много пустых классов из предыдущего дисперсионного комплекса, но вследствие введения изменчивости стадо — год число пустых классов увеличилось на количество лет. Таким образом, число пустых классов и их влияние на окончательные результаты в этой ситуации оказываются более высокими, чем в ситуации, где для вычислений взяты все отцовские группы без разделения на года.

### Обсуждение результатов

Исследования, аналогичные описанным в первой части нашей статьи, проводились Аллаирем и Хендерсоном [1], которые вводили только одно ограничение отцовских групп ( $>10$  дочерей), что обусловило уменьшение генетической изменчивости. Такой же отрицательный эффект для суммы предприятий получен и в наших исследованиях.

Точбери, Ротенштейн и Андерсен [11] оценивали  $h^2$  для удоя и количества жира (кг) на основе данных по отцовским группам при ограничении минимального числа дочерей до 30. Эта работа представ-

Таблица 5

Коэффициент наследуемости удоя  
по отдельным лактациям в зависимости  
от числа хозяйств,  
в которых лактировали дочери быков

Число хозяйств ( $a_2$ )	Лактация		
	I	II	III
2	0,2246 (92)	0,1547 (87)	0,2894 (78)
3	0,4450 (56)	0,3494 (43)	0,4679 (39)
4	0,6160 (37)	0,5026 (30)	0,6600 (26)

ляет определенный интерес, поскольку она выполнена на популяции, которая характеризуется средними показателями удоя и количества жира, весьма близкими к значениям этих признаков у изученной нами популяции черно-пестрого скота. Авторы нашли, что значение  $h^2$  для удоя составляет 0,29, а для количества жира — 0,27. В нашей работе при ограничении числа дочерей в отцовских группах более 30 в целом по всем предприятиям значения  $h^2$  были равны соответственно 0,39 и 0,37.

Оценку  $h^2$  на основе двухфакторного дисперсионного анализа с взаимодействием проводили Гацуля с соавторами [4]. Используя критерий F, они показали, что взаимодействие стадо — отец недостоверно. Поэтому в дальнейшем вычисления выполнялись ими по сокращенной модели (без взаимодействия). Так как в нашей работе для всех лактаций взаимодействие было достоверным, то все вычисления проводили с учетом взаимодействия стадо — отец. Аналогичную модель со взаимодействием для оценки наследуемости основных хозяйственно-полезных признаков у крупного рогатого скота использовали также другие авторы [10, 12].

О влиянии большого числа пустых классов на точность оценки сообщают Эл-Иссави и Ремпл [6]. Авторы отмечают, что среднее квадратическое отклонение при оценке наследуемости зависит от числа степеней свободы, а это связано с размером выборки. Данное утверждение подтвердилось в наших исследованиях при исключении большого количества пустых классов и введении условия о необходимости нахождения дочерей отца не менее чем в  $a_2$  предприятиях. Только в этом случае значения  $h^2$  были близки к таковым, полученным при использовании метода однофакторного дисперсионного анализа и рассчитанным на основании данных об общем поголовье животных всех 8 предприятий.

## Заключение

При оценке коэффициента наследуемости молочной продуктивности методом однофакторного дисперсионного анализа более точные результаты получаются в случае учета всех стад в целом, где находятся дочери исследуемых быков. Особое внимание следует обращать на то, чтобы ограничение минимального количества дочерей в отцовских группах не приводило к чрезмерному уменьшению числа последних.

Метод двухфакторного дисперсионного анализа с взаимодействием пригоден только для тех случаев, когда дочери быков, входящих в исследуемую группу, имеются минимум в трех стадах и, кроме того, в большинстве хозяйств.

## ЛИТЕРАТУРА

1. Allaire F. R., Henderson C. R. — J. of Dairy Sci., 1965, vol. 15, p. 1096—1100.
2. Canningham E. P. — Annales de Genetique et de Selection Animal, 1973, t. 5, p. 239—256. — 3. Elandt R. — Statystyka matematyczna w zastosowaniu do doświadczeń rolniczego. Warszawa: PWN, 1964. — 4. Sacula M. C., Gaunt S. N., Damon R. A. — J. of Dairy Sci., 1968, vol. 51, p. 438—444. — 5. Harabasz J. S., Ceranka B. — Roczniki Ak. Roln. w Poznaniu. Ser. algorytmy biometryczne i statystyczne. 1972, wyd. LXI, z. 1, s. 117—135. — 6. El-Issawi H. F., Rempel W. E. — J. of Anim. Sci., 1961, vol. 20, N 3, p. 593—596. — 7. Kaczmarek A., Janicki Cz., Rosochowicz L., Wołoszynski W. — Zakł. Doświadczalnych. Ak. Rol. w Poznaniu, 1975, PTPN, t. XXXIX. — 8. Lush J. L. — J. of Dairy Sci., 1963, vol. 15, p. 501—522. — 9. Sobek Z. — Roczniki Ak. Rol. w Poznaniu. Ser. algorytmy biometryczne i statystyczne, 1982 (in press). — 10. Tarkowski J., Piech M. — Prace i Materiały Zootechniczne, 1981, wyd. 25, S. 49—59. — 11. Touchberry R. W., Rattensten K., Anderson H. — J. of Dairy Sci., 1961, vol. 43, p. 529—545. — 12. Zuk B., Nowicki B., Filistowicz A. — Prace i Materiały Zootechniczne, 1975, wyd. 7, S. 67—77.

Статья поступила 27 сентября 1982 г.

## SUMMARY

The authors evaluated the heritability coefficient of milk productivity in the population of Polish Black-and-White cattle in the first, second and third lactation and as average during three lactations with daughters of 243 bulls on the basis of more than 18.000 lactations.

Calculations were carried out by method of one- and two-factored dispersion analysis with interaction.

With the application of the first method more precise results are obtained in case of general evaluating of sires of all the herds containing daughters of the bulls studied (parental groups should contain more than 30 daughters).

The two-factored analysis method with interaction is suitable only when daughters of the bulls studied are present in not less than three herds, and on the majority of farms.