ФГБОУ ВО НОВОСИБИРСКИЙ ГАУ

Агрономический факультет

Кафедра селекции, генетики и лесоводства

ГЕНЕТИКА КОЛИЧЕСТВЕННЫХ ПРИЗНАКОВ

Методическое пособие
для практических занятий и самостоятельной работы

Новосибирск 2016

УДК 575
ББК

Кафедра селекции, генетики и лесоводства

Составитель: канд. с.-х. наук, доц. *И.В. Кондратьева,*
д-р биол. наук, проф. *Р.А Цильке.*
д-р биол наук, проф. *М.Л. Кочнева*
Рецензент: д-р биол наук, проф *С.Г. Куликова*

Генетика количественных признаков метод. пособие / Новосиб. гос. аграр. ун-т. Агроном. фак-т; сост. И.В. Кондратьева, Р.А. Цильке, М.Л. Кочнева – Новосибирск, 2016. – 30 с.

Методическое пособие предназначено для лабораторно-практических занятий и самостоятельной работы по дисциплине «Генетика количественных признаков» для студентов очной формы обучения по направлению подготовки 35.03.04 Агрономия.

Утверждены и рекомендованы к изданию учебно-методическим советом агрономического факультета (протокол № 1 от 29.01. 2016 г.).

© Новосибирский государственный аграрный университет, 2016

Занятие 1
Тема: Аддитивное действие и доминантное взаимодействие генов

1.1. Аддитивное действие генов

Характер наследования признака зависит от действия и взаимодействия генов. Известны несколько типов действия и взаимодействия генов. Эти типы неоднозначно интерпретируются разными исследователями. Например, Ф. Айала и Дж. Кайгера [1] аддитивные гены рассматривают как взаимодействующие гены, которые не обнаруживают доминантности и эпистаза, а в работе Ф. Бриггса и П. Ноулза «Научные основы селекции растений» [2] понятие «аддитивный» относится к совместному действию генов одного и того же локуса. Разница заключается в том, что в первом случае речь идёт о действии генов, а во втором - о взаимодействии. Но любой характер действия или взаимодействия генов выявляется по характеру фенотипического проявления признака.

Аддитивный (лат. *additio* - прибавление), или суммирующий, эффект наблюдается между аллелями одного локуса, а также разных локусов. Аддитивное действие гена по качественному признаку проявляется, когда гетерозигота F_1 занимает промежуточное положение между родительскими формами АА и аа: АА > Аа > аа. Классическим примером такого типа наследования является появление розовой окраски цветков в F_1 у ночной красавицы (*Mirabilis jalapa*) при скрещивании красноцветковых форм (АА) с белоцветковыми (аа). В F_2 наблюдается расщепление по фенотипу 1 красный: 2 розовых: 1 белый, что соответствует генетической конституции 1АА: 2Аа: 1аа. Такой тип наследования рассматривается как результат аддитивного действия аллелей одного локуса, а точнее, взаимодействия продуктов аллелей одного и того же гена. Этот тип наследования наблюдается по многим качественным признакам.

По количественным признакам, которые детерминируются многими генами, аддитивное действие выражается статистическими показателями. При скрещивании двух родительских форм пшеницы, различающихся по длине стебля, промежуточный характер наследования выражается в том, что среднее значение признака в F_1 не отклоняется достоверно от среднего значения признака между родительскими формами.

$$XF_1 = (XP1 + XP2): 2$$

Ф. Бриггс и П. Ноулз [2] предложили несколько моделей, иллюстрирующих разный характер действия и взаимодействия генов по количественным признакам. В качестве примера взята высота растения. При этом допускается, что количественный признак детерминируется одним, двумя и большим числом генов.

Пример однолокусного контроля высоты растения.

P1 AA x P2 aa
F_1 Aa
P1 = 120см P2 = 60см
F 1(теор.) = (120 + 60) : 2 = 180 : 2 = 90 см
В F2 формируется 3 фенотипических класса:

1AA (120) + 2Aa (2 x 90) +1aa(60) = 120 +180 + 60 = 360 : 4 = 90 см

Эффект одного аллеля: AA - Aa (120 – 90) = 30 см
Aa - aa (90 - 60) = 30 см

Пример двухлокусного контроля высоты растения.

P1 AABB x P2 aavв
F1 AaBв
P1 = 120 см P2 = 60 см
F_1(теор.) = (120 + 60) : 2 = 180 : 2 = 90 см.
В F2 формируется 5 фенотипических классов:

F_2 1AABB + 4(2AABв + 2AaBB) + 6(1AAвв + 4AaBв + 1aaBB) + 4(2Aавв + 2aaBв) +1aавв = 1x120 + 4x105 + 6x90 + 4x75 +1x60 =(120+420+540+300+60) = 1440 : 16 =90 см.

Эффект одного аллеля: Aавв-аавв = 75 - 60 = 15 см

Графически это выглядит следующим образом:

Однолокусный контроль		Двухлокусный контроль	
F2		F2	
AA	**120**	**1AAB**	**120**
		4 (2AaBB, 2AABв)	**105**
Aa	**90**	**6 (1AAвв, 4AaBв, 1aaBB)**	**90**
		4 (2Aавв, 2aaBв)	**75**

аа _ 60 1 аавв 60

По мере увеличения числа локусов, детерминирующих рассматриваемый признак, увеличивается количество возможных рекомбинантов и соответственно число фенотипических классов. При этом различия между классами уменьшатся, т.е. вклад одного гена снизится. Но во всех случаях во втором поколении наблюдается симметричное распределение фенотипических классов, причём класс со средним значением признака характеризуется самой большой частотой.

1.2. Доминантное взаимодействие генов

Доминирование связано с взаимодействием аллелей одного и того же локуса, которое статистически выражается в том, что среднее значение признака в F_1 отклоняется от ожидаемого среднего между исходными родителями. При полном доминировании фенотип гетерозиготы (F_1) не отличается от фенотипа гомозиготного родителя, проявляющего доминантность. Отсюда, распределение фенотипов в расщепляющемся поколении (F_2) должно характеризоваться асимметричностью со смещением классов с наибольшей частотой в направлении доминантного родителя. Однако степень доминирования колеблется от частичной до полной в зависимости от гибридной комбинации и условий внешней среды, поэтому редко проявляется асимметрия в распределении фенотипов расщепляющегося поколения.

Количественный признак контролируется многими генами, которые могут различаться не только по степени проявления доминантных эффектов, но и по направленности действия их на характер проявления признака. У одних генов доминантный эффект может быть связан с усилением выражения признака (плюс-эффект), а у других - с его ослаблением (минус-эффект).

Если при скрещивании двух родителей, один из которых является носителем генов с положительными, а второй - с отрицательными эффектами, то в F_1 проявится не доминантный, а промежуточный характер наследования [3]. При полном доминировании отбор в расщепляющемся поколении (F_2) по доминантному признаку менее эффективен, чем по признаку, контролируемому генами с аддитивным действием, так как в первом случае доминантная гомозигота не отличается по фенотипу от гетерозиготы.

Согласно модели Ф.Бригса и П.Ноулза [2], при полном доминировании у гибрида F_1 высота растений будет такой же, как у доминантной гомозиготы.

Пример. Однолокусная модель.

P1 AA = 120 см x P2 aa = 60 см

F_1 Aa =120 см

F_2 1AA : 2Aa : 1aa =

1x 120 + 2 x 120 + 1x 60 = 420 : 4 = 105 см

Пример. Двухлокусная модель.

P1 ААВВ = 120 см х P2 аавв = 60 см

F_1 АаВв = 120 см

F_2 9 (1ААВВ:2АаВВ:2ААВв:4АаВв) + 6 (1ААвв:2Аавв:1ааВВ: 2ааВв) +1аавв = (9х120 + 6х90 +1х60): 16 = 1080 + 540 + 60 = 1680 = 105 см

Как видно, в обеих моделях в F_1 и F_2 получены одинаковые средние значения признака. Но важным является то, что при полном доминировании в F_2 проявляется явное асимметрическое распределение в направлении доминировании. Этим доминирование отличается от аддитивного действия или промежуточного наследования.

Но явная асимметрия характерна для случаев, когда признак контролируется малым числом генов. По мере увеличения числа генов, детерминирующих количественный признак, и под влиянием внешней среды асимметрическое распределение приблизится к симметричному. При доминантном характере наследования в ранних расщепляющихся поколениях возникают трудности с отбором селекционноценных рекомбинантов, ибо доминантную гомозиготу невозможно отличить фенотипически от гетерозиготы.

1.3. Методика определения характера наследования

Степень доминирования в процентах рассчитывается по А. Густафссону и И. Дормлинг [7], а на её основе определяется характер наследования по шкале, разработанной Р. А. Цильке [5].

$D = (XF_1 - XPmin) / (XPmax - XPmin) \times 100$ (%),

где D – степень доминирования, %.;

XF_1 – среднее значение признака у гибрида первого поколения;

XPmin – среднее значение признака у родителя с меньшим выражением признака;

XPmax – среднее значение признака с большим выражением признака.

Графическое изображение характера наследования:

XP1	I	XP	I	XP2
0-25%	26-50%		51-75%	76-100%
0,00-0,25	0,26-0,50		0,51-0,75	0,76-1,00

XP – среднее признака родителя, XF – среднее значение признака гибрида значение.

1 $F_1 >$ Pmax (D > 100%) – сверхдоминирование (СД). – Superdominanz; - overdominance.

2. $F_1 =$ Pmax (D = 100%) – полное доминирование признака родителя с большей выраженностью признака (ПДБ);

3. F_1 = (D от 76 до 99 %) – неполное доминирование родителя с большей выраженностью признака (НДБ);

4. F1 = (D от 51 до 75 %) - частичное доминирование родителя с большей выраженностью признака (ЧДБ);

5. F1 = P = (D = 50 %) - промежуточное наследование (ПН).

6. F1 = (D = от 26 до 49 %) - частичное доминирование родителя с меньшей выраженностью признака (ЧДМ);

7. F1 = (D = 0,1 – 25 %) - неполное доминирование родителя с меньшей выраженностью признака (НДМ);

8. F1 = Pmin (D = 0%) – полное доминирование родителя с меньшей выраженностью признака (ПДМ);

9. F1 < Pmin (D < 0%) – среднее значение признака гибрида ниже, чем у родителя с меньшей выраженностью признака, – депрессия (Д).

Степень доминирования в натуральных числах рассчитывается по формуле Фонтдевила [14]:

$$D = XF_1 - XP,$$

где D - степень доминирования в натуральных числах;

XF_1 - фактическая средняя по F1;

X P - расчётная средняя между родителями;

X P = (XP1 + XP2) : 2.

Эта методика позволяет оценить достоверность разницы между XF_1 и XP (фактического значения признака от теоретического) по формуле:

$$t = d/sd,$$

где t - нормированное отклонение;

d - разница между средними значениями;

sd - ошибка разницы d, которая рассчитывается по формуле:

sd = , где sx и sx - ошибки средних значений. -

Для оценки достоверности разницы сравнивают фактическое значение $t_{факт.}$ с $t_{теор.}$ (табл. 6.1).

При нормальном распределении значений или доли площади под нормальной кривой:

$t_{табл}$ = 1,96, или P = 0,95 (95%) – уровень значимости 0,05;

$t_{табл}$ = 2,58, или P = 0,99 (99%) – уровень значимости 0,01;
$t_{табл}$ = 3,00, или P = 0,999 (99,9%) – уровень значимости 0,001.

Таблица 1

Значение критерия t при различных уровнях значимости (P)

Число степеней свободы	Уровень значимости P		
	0,05	0,01	0,001
1	12,7	63,66	-
2	2,92	9,93	31,60
3	2,35	5,84	12,94
4	2,13	4,60	8,61
5	2,02	4,03	6,86
6	1,94	3,71	5,96
7	1,90	3,50	5,41
8	1,86	3,36	5,04
9	1,83	3,25	4,78
10	1,81	3,17	4,59

Пример. По массе 1000 зёрен у пшеницы получены следующие данные:

XF_1 - среднее значение признака у гибрида F_1 (40,9 ± 0,5);
XP1 - среднее значение признака у ро дителя P1 (31,3 ±0,4);
XP2- среднее значение признака у родителя P2 (42,0 ±0,4);

D = 40,9 – (31,3 + 42,0) / 2 = 4,25;

d = 42,0 – 40,9 = 1,1;

sd = = 0,56;

t = d / sd = 1,1/0,56 = 1,96.

Разница между XF_1 и XP2 достоверна при P = 0,95. В F1 проявилось неполное доминирование родителя с большей выраженностью признака.

Для определения степени доминирования, выраженной в процентах, используется формула А. Густафссона и И. Дормлинг [7]:

$D^1 = (XF_1 - XPmin) / (XPmax - XPmin) \times 100$ (%),

где D^1 - степень доминирования, %;

$X F_1$ - среднее значение признака у F1(40,9 г);

XPmin - среднее значение признака у родителя с меньшим выражением признака (31,3 г);

XPmax - среднее значение признака у родителя с большим выражением признака (42,0 г):

$D^1 = (40,9 - 31,3) / (42,0 - 31,1) \times 100 = 89,7$ %.

Эти расчёты подтверждают заключение, что у рассматриваемого гибрида по массе 1000 зёрен проявилось неполное доминирование родителя с большей выраженностью признака**.**

Задачи

1. Определите характер наследования при следующих значениях длины стебля (см): P1= 44,7± 0,43, P2 = 110,8 ± 0.66, Ег= 81,6 ± 0,53.
2. Определите характер наследования при следующих значениях длины стебля (см): P1= 44,7 ± 0,43, P2 = 117,2 ± 0,83, Fj= 89,9 ± 0,58.
3. Определите характер наследования при следующих значениях длины стебля (см): P1 = 38,9 ± 0,93, P2 = 98,1 ± 4,71, Fj= 59,3 ± 2,31.
4. Определите характер наследования при следующих значениях длины стебля (см): P1 = 81,3 ± 0,54, P2 = 110,8 ± 0,66, F1= 101,4 ± 0,57.
5. Определите характер наследования при следующих значениях длины стебля (см): P1 = 81,8 ± 0,64, P2 = 110,8 ± 0,66, F,= 103,3± 0,70.
6. Определите характер наследования при следующих значениях длины стебля (см): P1= 95,8 ± 0,53, P2 = 117,2 ± 0,66, Fj= 110,7±0,68.
7. Определите характер наследования при следующих значениях длины стебля (см): P1 = 120,9± 0,67, P2 = 117,20± 0,66, F,=123,0± 0,73.
8. Определите характер наследования при следующих значениях длины стебля (см): P1= 81,3±0,53, P2 = 117,2 ± 0,83, Fj= 102,8 ± 0,53
9. При испытании гибрида F_1 (китайский сорт Гун То-май х отечественный сорт Саратовская 29) и его родителей были получены следующие результаты по числу колосков в колосе: P1 - 19, P2 - 15, F_1 - 17. Допуская двухлокусный контроль признака, определите, сколько колосков в колосе было получено у гибрида F_2.
10. При испытании гибрида F1 (сорт из Зимбабве Dwarf A7 х сибирский сорт Мильтурум 553) и его родителей были получены следующие данные по числу колосков: P1- 20, P2 -17, F_1 -18 колосков. Допуская двухлокусный контроль признака, определите, сколько колосков в колосе формируется у гибрида F_2.

11. При испытании гибрида F_1 (Dwarf A7 x Саратовская 29) и его родителей были получены следующие результаты по длине стебля: Р1- 45, Р2 - 110, F_1 - 82 см. Допуская однолокусный и двухлокусный контроль признака, определите длину стебля у гибрида F_2.

12. При испытании гибрида F_1 (Dwarf A 7 x Мильтурум 553) и его родителей были получены следующие результаты по длине стебля:

Р1 - 39, Р2 -94, F1 - 68 см. Допуская однолокусный и двухлокусный контроль признака, определите длину стебля у гибрида F_2.

13. При испытании гибрида F_1 (Dwarf A 7 x Саратовская 29) и его родителей были получены следующие результаты по длине колоса:

- 106, Р2 - 85, F_1 - 94 мм. Допуская однолокусный и двухлокусный контроль признака, определите длину колоса у гибрида F_2.

14. При испытании гибрида F_1 (Акадия x Саратовская 29) и его родителей были получены следующие результаты по числу зёрен в колосе:

Р1 - 22, Р2 - 31, F_1 - 27. Допуская однолокусный и двухлокусный контроль признака, определите число зёрен в колосе у. гибрида F_2

Занятие 2

Тема: Наследуемость

2.1. Методика определения наследуемости

Наследуемость – это статистический показатель, отражающий долю генотипической, или наследственной, изменчивости в общем фенотипическом варьировании количественного признака. Она обычно выражается формулой.

$V_P = V_G + V_E$ или $\sigma^2_P = \sigma^2_G + \sigma^2_E$,

где σ^2_P - варианса, отражающая общую изменчивость (варьирование) признака;

σ^2_G - варианса, отражающая генотипическую изменчивость;

σ^2_E - варианса, отражающая изменчивость, обусловленную условиями внешней среды. Она называется ещё средовой вариансой.

В свою очередь, в зависимости от характера наследования количественного признака, а вернее, от типа действия и взаимодействия генов, детерминирующих признак, генотипическая варианса:

$$\sigma^2_G = \sigma^2_A + \sigma^2_D + \sigma^2_N,$$

где σ^2_A – варианса, отражающая аддитивное действие генов, или аддитивная варианса;

σ^2_D - варианса, отражающая доминантное взаимодействие генов, или доминантная варианса;

σ^2_N - варианса, отражающая неаллельное взаимодействие генов.

Известны многочисленные статистические методы оценки показателя или коэффициента наследуемости. Если для оценки используется аддитивная варианса, то такой показатель наследуемости называется в узком смысле (H или h), но поскольку в детерминации количественного признака участвуют, как правило, гены с разным типом действия и взаимодействия, то показатель наследуемости называется в широком смысле (H_b или h_b).

В настоящей методике используется формула оценки показателя наследуемости в общем смысле по J. Pardy и P. Crane [8]:

$H_b = [\sigma^2F_2 - (\sigma^2 P_1 + \sigma^2 P_2 + 2\sigma^2F_1) : 4] : \sigma^2F_2$ (в % или долях).

Пример.

Варианс по длине стебля: $\sigma^2P_1 = 33,35$; $\sigma^2 P_2 = 35,11$; $\sigma^2 F_1 = 39,09$; $\sigma^2 F_2 = 116,97$.

Ответ: $H_b =$ 69 % (0,69).

Задачи.

1. Задача по числу зёрен у мягкой яровой пшеницы. Средние значения признака у родителей и гибрида: P1 = 22,2±0,32; P2 = 31,3±0,5; F_1= 27,3±0,3; F_2 = 27,2±0,5. Определите характер наследования признака в F_1 и эффективность отбора в F_2. Определите показатель наследуемости. Варианс: P1 = 25,5; P2 = 27,1; F_1 = 25,3; F_2 = 31,7. Чем объяснить, что варианса в F_2 выше, чем F_1.

2. Масса 1000 зёрен (X): P1 = 31,3 ± 0,5; P2 = 42,0 ±0,4; F_1= 40,9 ± 0,4; F_2= 38,5. Варианс: P1 = 17,5; P2 = 11,3; F_1 = 13,2; F_1 = 30,2. Определите достоверность разницы между F_1и P2, между F_1 и F_2. Определите характер наследования в F_1 и эффективность отбора в F_2. Оцените показатель наследуемости.

3. Масса 1000 зёрен (X): P1 = 40,8± 0,5; P2 = 42,0± 0,4; F_1 = 51,8± 0,4; F_2 = 43,9± 0,8. Варианс: P1 = 23,5; P2 = 11,3; F_1 = 13,1; F_2 = 46,6. Определите характер наследования в F_1 и эффективность отбора в F_2. Достоверны ли по различия средних значений признака между P1 и P2. Чем объяснить высокое значение признака F_1 и резкое снижение массы 1000 зёрен в F_2. Оцените показатель наследуемости.

4. Число колосков в колосе (X): P1 = 19,9± 0,2; P2 = 15,4 ± 0,2; F1=15,7± 0,15; F2 = 15,9 ±0,2.Варианс: P1 =3,04; P2 = 2,57; F_1= 1,73; F_2 = 3,58. Определите достоверность разницы между средними значениями признака F_1 и P2; между F_1 и F_2. Определите характер наследования в F_1 и эффективность отбора в F_2. Какими генами контролируется повышенное число колосков в колосе у Pl? Чем объяснить, что в F_1 варианса ниже, чем у P1 и P2. Оцените показатель наследуемости.

5. Масса зерна 1000 зёрен у мягкой пшеницы. Средние значения признака у родителей и гибрида: P1 = 41,6 ±0,4;P2 = 42,0 ± 0,04; F_1 = 44,9 ± 0,4; F_2 = 43,4 ± 0,7. Вариансы: P1 = 15,1; P2 = 11,3; F_1 = 14,6; F_2 = 38,4. Определите характер наследования в F_1, и эффективность отбора в F_2. Оцените достоверность разницы между средними значениями признака у родителей. Чем объяснить, что в F_2 ошибка средней арифметической, почти в два раза выше, чем в F_1, хотя выборка в F_2 значительно больше, чем в F_1. Определите коэффициент наследуемости.

6. Число зерен в колосе у мягкой яровой пшеницы. Средние значения признака у родителей и гибрида: P1 = 22,2± 0,32; P2 = 31, ±0,5; F_1 = 27,3±0,3; F_2 = 27,2± 0,5. Определите характер наследования признака в F_1 и эффективность отбора в F_2. Определите показатель наследуемости. Вариансы: P1 = 25,5; P2 - 27,1; F_1 = 25,3; F_2 = 31,7. Чем объяснить, что варианса в F_2 выше, чем в F_1.

Занятие 3
Тема: Методика диаллельного анализа количественных признаков

При подготовке методики использованы работы Aksel R., Johnson L.P. [9], Hayman B.I. [10], К. Мазера и Дж. Джинкса [11].

В примере использованы данные реального эксперимента. По полной диаллельной схеме скрещивали 5 сортов мягкой яровой пшеницы: Верлд Сидс 1812 (В 12), Саратовская 29 (С 29), Новосибирская 67 (Н 67), Грекум 114 (Г 114) и Пиротрикс 28 (П 28). Опыт проведен в 4-кратной повторности. Площадь питания растений 400 $см^2$ (10 х 40).

Анализируется признак «число колосков в колосе».

Основные статистические параметры при диаллельном анализе:

Vr – варианса ряда (рекуррентный родитель и гибриды F_1);

Wr- ковариансa ряда (между родителями и гибридами ряда);

V_{OL0}- варианса родителей;

V_{OL1} – варианса средних по рядам;

W_{IL1} – средняя варианса рядов;

W_{OL01}- средняя ковариансa между родителями и гибридами (рядами);

$M_{L1} – M_{L0}$ – разница между средним значением родителей и средним значением их гибридов;

$\hat{E}$ - паратипический компонент изменчивости;

$\hat{D}$ - аддитивный компонент изменчивости;

$\hat{F}$ - компонент изменчивости, отражающий направление доминирования (в среднем по рядам);

$\hat{F}_r$ - компонент изменчивости, отражающий направление доминирования в ряду;

$\hat{H}_1$ и $\hat{H}_2$ - компоненты изменчивости, обусловленной доминантными эффектами (соотношение положительных и отрицательных эффектов);

$\hat{h}_2$ - доминантный эффект как алгебраическая сумма по всем локусам, находящимся в гетерозиготном состоянии у всех гибридов.

Пример

Прежде чем приступить к диаллельному анализу, необходимо доказать достоверность различий между вариантами и повторностями. Это достигается при помощи однофакторного дисперсионного анализа.

ДИСПЕРСИОННЫЙ АНАЛИЗ

(табл. 1,2)

Определение сумм квадратов

1. Общая сумма квадратов средних значений признака равна:

   6015,05+6357,92+6702,91+6595,75 = 25671,63 **(A)**.

2. Средняя сумма квадратов сумм средних значений признака $\frac{\sum(\sum \bar{x})^2}{в}$ равна: $\frac{102499,13}{4} = 25624,7825$ **(B)**,

   где ***в*** – это количество повторностей (b) опыта.

3. Сумма квадратов для повторностей ($\sum \frac{(\sum \bar{x}_i)^2}{n}$) равна:

5925,9204+6228,3664+6557,7604+6448,0900 = 25160,1372 **(C)**.

4. Корректирующий фактор равен: $\sum \bar{x}_{ij}$ / N

$$\frac{(1585,90)^2}{100} = 25150,7881 \ \textbf{(D)}.$$

где $\sum \bar{x}_{ij}$ **- с**умма средних значений признака,

N – количество измерений признака в опыте.

Таблица 1. Дисперсионный анализ

№ п/п	Варианты	Среднее значение по повторностям, $\bar{x}_i$				Сумма средних, $\sum \bar{x}_{ij}$	Квадрат средних, $\bar{x}^2_{ij}$				Сумма квадратов, $\sum \bar{x}^2_{ij}$	Среднее значение, $\bar{x}$
		I	II	III	IV		I	II	III	IV		
1	В 12	12,70	12,30	11,80	12,00	48,80	161,29	151,29	139,24	144,00	595,82	12,20
2	С 29	13,70	13,90	14,40	14,60	56,60	187,69	193,21	207,36	213,16	801,42	14,15
3	Н 67	15,80	17,70	16,80	16,00	66,30	249,64	313,29	207,36	256,00	1101,17	16,58
4	Г 114	17,90	18,40	18,80	18,60	73,70	320,41	338,56	288,24	345,96	1358,37	18,42
5	П 28	20,00	19,80	18,80	19,80	78,40	400,00	392,04	353,44	392,04	1537,52	19,60
6	В 12 х С 29	13,50	12,10	12,10	12,90	50,60	182,25	146,41	146,41	166,41	641,48	12,65
7	С 29 х В 12	12,20	12,70	13,50	10,90	49,30	148,84	161,29	182,25	118,81	611,19	12,32
8	В 12 х Н 67	13,10	13,10	13,60	12,90	52,70	171,61	171,61	184,96	166,41	694,59	13,18
9	Н 67 х В 12	13,60	13,60	14.60	13,70	55,50	184,96	184,96	213,16	187,69	770,77	13,75
10	В 12 х Г 114	13,50	13,40	13,70	14,40	55,00	182,25	179,56	187,69	207,36	756,86	13,80
11	Г 114 х В 12	14,10	13,30	13,20	14,60	55,20	198,81	176,89	174,24	213,16	763,10	14,92
12	В 12 х П 28	15,10	14,30	15,30	15,00	59,70	228,01	204,49	234,09	225,00	891,59	15,42
13	П 28 х В 12	15,10	15,60	14,70	16,30	61,70	228,01	243,36	216,09	265,69	953,15	15,90
14	С 29 х Н 67	15,30	15,80	15,60	16,90	63,60	234,09	249,64	243,36	285,61	1012,70	15,65
15	Н 67 х С 29	14,90	15,70	15,40	16,60	62,60	222,01	246,49	237,16	275,56	981,22	16,35
16	С 29 х Г 114	15,60	16,60	16,70	16,50	65,40	243,36	275,56	278,89	272,25	1070,06	16,35
17	Г 114 х С 29	15,50	16,70	17,40	15,40	65,00	240,25	278,89	302,76	237,16	1059,06	16,25
18	С 29 х П 28	14,50	14,90	17,30	15,40	62,10	210,25	222,01	299,29	237,16	968,71	15,52
19	П 28 х С 29	15,90	15,70	17,60	17,50	66,70	252,81	246,49	309,76	306,25	1115,31	16,68
20	Н 67 х Г 114	16,30	17,70	18,60	17,80	70,40	265,69	313,29	345,96	316,84	1241,78	17,60
21	Г 114 х Н 67	16,80	18,70	17,90	17,10	70,50	282,24	349,69	320,41	292,41	1244,75	17,62
22	Н 67 х П 28	17,10	17,20	17,90	19,10	71,30	292,41	295,84	320,41	364,81	1273,47	17,82
23	П 28 х Н 67	16,30	18,40	19,00	17,80	71,50	265,69	338,56	361,00	316,84	1282,09	17,88
24	Г 114 х П 28	18,20	18,50	19,30	19,10	75,10	331,24	342,25	372,49	364,81	1410,79	18,78
25	П 28 х Г 114	18,20	18,50	20,90	20,60	78,20	331,24	342,25	436,81	424,36	1534,66	19,55
	$\sum \bar{x}_i$	384,90	394,60	404,90	401,50	1585,90	6015,05	6357,92	6702,91	6595,75	25671,63	
	$\frac{(\sum \bar{x}_i)^2}{n}$	5925,9204	6228,3664	6557,7604	6448,09	$\sum(\sum \bar{x}_{ij})^2$=102499,13						

Определение сумм квадратов отклонений

1.Сумма квадратов отклонений для вариантов равна:

(B –D)= 25624,7825 – 25150,7881 = 473,9944.

2.Сумма квадратов отклонений для повторностей равна:

(C –D)= 25160,1372 – 25150,7881 = 9,3491.

3. Сумма квадратов случайных отклонений равна:

(**A – B – C + D) =** 25671,63 – 25624,7825 – 25160,1372 + 25150,7881 = 37,4984.

4. Общая сумма квадратов отклонений равна:

(A –D)= 25671,63-25150,7881 = 520,8419.

Таблица 2. Результаты дисперсионного анализа

Источник варьирования	SS	df	MS	F факти-ческое	F табличное	
					p= 0,05	p=0,01
Между вариантами (A)	473,9944	*a*-1 = 25-1=24	SS/ df = 19,7498	$MS_A/ MS_{сл}$= 37,922	1,70	2,12
Между повторностями (B)	9,3491	*b*-1 = 4-1=3	SS/ df = 3,1164	$MS_B/ MS_{сл}$= 5,9839	2,76	4,13
Случайные отклонения (сл)	37,4984	(*a*-1)·(*b*-1) =24·3=72	SS/ df = 0,5208	-	-	-
Общий	520,8419	N-1= 100-1=99	-	-	-	-

Где *a* – количество вариантов;

в – количество повторностей;

N - количество измерений признака в опыте.

Примечание.

Определим паратипический компонент изменчивости. В среднем по четырем повторностям он будет составлять усредненную сумму дисперсий:

$\frac{1}{в}$ ($SS_{сл}$ +SS_B)/($df_{сл}$ + df_B),

отражающих варьирование между повторностями и случайные отклонения.

$$\hat{E} = \frac{1}{4} \cdot (37{,}4984 + 9{,}3491)/(72 + 3) = 0{,}1562.$$

$$\hat{E} = \hat{\sigma}^2$$

ДИАЛЛЕЛЬНЫЙ АНАЛИЗ

Таблица 3. Первичные статистические параметры

Сорт	В 12	С 29	Н. 67	Г 114	П 28	$\sum \bar{x}_{P;F_1}$	$\sum \bar{x}^{2}_{P;F_1}$	$\frac{\left(\sum \bar{x}_{P;F_1}\right)^2}{n}$	Vr_i	$\bar{x}_p^2 + (\bar{x}_P \cdot \bar{x}_{F_{1...}})$	$\frac{\sum \bar{x}_P \cdot \sum \bar{x}_{F_1}}{n}$	Wr
В 12	**12,20**	12,48	13,53	13,78	15,17	67,16	907,6686	902,0931	1,3939	1100,9190	1087,3204	3,3996
С 29	12,48	**14,15**	15,78	16,30	16,10	74,81	1129,8813	1119,3072	2,6435	1229,9169	1211,1739	4,6858
Н 67	13.53	15,78	**16,58**	17,61	17,85	81,35	1335,7003	1323,5645	3,0340	1337,4856	1317,0565	5,1073
Г 114	13,78	16,30	17,61	**18,42**	19,16	85,27	1472,0925	1454,1946	4,4745	1405,5672	1380,5213	6,2615
П 28	15,17	16,10	17,85	19,16	**19,60**	87,88	1559,2270	1544,5789	3,6620	1445,9292	1422,7772	5,7880

Примечание. $\sum \bar{x}_p$ **= 12,20 + 14,15 + 16,58 + 18,42 + 19,60 = 80,95;** $\sum\sum \bar{x}_{P;F_1}$ **= 67,16 + 74,81 + 81,35 + 85, 27 + 87, 88 = 396,47**

$$Vr_1 = \frac{1}{n_S - 1}\left[\sum \bar{x}^{2}_{P;F_1} - \frac{\left(\sum \bar{x}_{P;F_1}\right)^2}{n}\right] = \frac{1}{5-1}(907,6686 - 902,0931) = 1,3939$$ (рассчитывается для каждого ряда).

n_S - количество исследованных сортов.

$$Wr_1 = \frac{1}{n-1}\left\{\left[\bar{x}_{p_1}^{2} + \left(\bar{x}_{p_2} \cdot \bar{x}_{F_1}\right) + ... + (\bar{x}_{p5} \cdot \bar{x}_{F_1})\right] - \frac{\sum \bar{x}_p \cdot \sum \bar{x}_{F_1}}{n}\right\} = \frac{1}{5-1}\left\{\left[12,20^2 + (14,15 \cdot 12,48) + ... + (19,60 \cdot 15,17)\right] - \frac{80,95 \cdot 67,16}{5}\right\} =$$

$$\frac{1}{4} \cdot (1100,9190 - 1087,3204) = 3,3996.$$

Определение вариансы родителей

$$V_{0L0}=\frac{1}{n-1}\cdot\left[\left(\bar{x}^2_{P1}+\bar{x}_{P_2}\ +\ldots\bar{x}^2_{P_5}\right)-\frac{1}{n}\left(\sum\bar{x}_p\right)^2\right]=\frac{1}{4}\left[\left(12{,}20^2+14{,}15^2+\ldots+19{,}60^2\right)-\frac{1}{5}\cdot 80{,}95^2\right]=$$

$$\frac{1}{4}\cdot(1347{,}4153-1310{,}5805)=9{,}2087.$$

Определение вариансы средних по рядам

$$V_{0L1}=\left(\frac{1}{n_F}\right)^2\cdot\frac{1}{n-1}\cdot\left[\left(\sum\bar{x}\right)^2_1+(\sum\bar{x})^2_2+\ldots.+\left(\sum\bar{x}\right)^2_5-\frac{1}{n}\left(\sum\sum\bar{x}\right)^2\right]=$$

$$\frac{1}{25}\cdot\frac{1}{4}\cdot\left[\left(67{,}16^2+74{,}81^2+\ldots.+87{,}88^2\right)-\frac{1}{5}396{,}47^2\right]=\frac{1}{100}\cdot(31718{,}6915-31437{,}6922)=2{,}8100.$$

n_F – количество гибридов.

Таблица 4. Ковариансы, вариансы, их квадраты, разница и квадрат разницы

Сорт	Wr	W_r^2	Vr	V_r^2	W_r-V_r	$(Wr_r-Vr)^2$	$Wr\cdot Vr$
В 12	3,3996	11,5573	1,3939	1,9430	2,0057	4,0228	4,7387
С 29	4,6858	21,9567	2,6435	6,9881	2,0423	4,1710	12,3869
Н 67	5,1073	26,0845	3,0340	9,2052	2,0733	4,2986	15,4955
Г 114	6,2615	39,2064	4,4745	20,0212	1,7870	3,1934	28,0171
П 28	5,7880	33,5009	3,6620	13,4102	2,1260	4,5199	21,1957
∑	25,2422	132,3058	15,2079	51,5677	10,0343	20,2057	81,8339

Проверка однородности Wr –Vr
для доказательства гипотез, постулированных Хейманом

Для анализа используются данные табл. 4, однородность Wr–Vr проверяется по формуле:

$$t_f^2=\frac{(n-2)}{4}\cdot\frac{(VarVr-VarWr)^2}{VarVr\cdot VarWr-\mathrm{cov}^2(Vr\cdot Wr)},$$

где

$$V_{ar}Vr=\frac{\sum V_r^2---\frac{(\sum Vr)^2}{n}}{n-1}=\frac{51{,}5677-\frac{15{,}2079^2}{5}}{4}=1{,}3279;$$

$$VarWr=\frac{\sum W_r^2---\frac{(\sum Wr)^2}{n}}{n-1}=\frac{132{,}3058-\frac{25{,}2422^2}{5}}{4}=1{,}2180;$$

$$Cov^2\left(W_r \cdot V_r\right) = \left(\frac{\sum\left(W_r \cdot V_r\right)_r - \frac{\sum W_r \cdot \sum V_r}{n}}{n-1} \right)^2 = \left(\frac{81{,}8339 - \frac{(25{,}2422 \cdot 15{,}2079)}{5}}{4} \right)^2 = 1{,}2644^2 = 1{,}5987;$$

$$t_f^2 = \frac{(5-2)}{4} \cdot \frac{(1{,}3279 - 1{,}2180)^2}{1{,}3279 \cdot 1{,}2180 - 1{,}5987} = \frac{3}{4} \cdot \frac{0{,}0121}{0{,}0187} = 0{,}485$$

$t_f = \sqrt{0{,}485} = 0{,}6964$ (при n=3 $t_f < t_{st}$).

Определение средней вариансы рядов

$$V_{1L1} = \frac{1}{n}\sum V_r = \frac{1}{5} \cdot 15{,}2079 = 3{,}0416$$

Определение средней ковариансы между родителями и гибридами

$$W_{0L01} = \frac{1}{n}\sum W_r = \frac{1}{5} \cdot 25{,}2422 = 5{,}0484$$

Определение разницы между средним значением родителей и средним значением их гибридов (n^2)

$$\left(M_{L1} - M_{L0}\right)^2 = \left(\frac{\sum\sum \bar{x}}{n^2} - \frac{\sum \bar{x}_p^2}{n} \right)^2 = \left(\frac{396{,}47}{25} - \frac{80{,}95}{5} \right)^2 = 0{,}3312^2 = 0{,}1097.$$

Построение графика зависимости W_r и V_r (рисунок)

Ограчивающая парабола строится по точкам, рассчитываемым по формуле $W_r^2 = V_r \cdot V_{0L0}$ для каждого ряда:

$$W'_{r(B12)} = \sqrt{1{,}3939 \cdot 9{,}2087} = 3{,}5827;$$
$$W'_{r(C29)} = \sqrt{2{,}6435 \cdot 9{,}2087} = 4{,}9339;$$
$$W'_{r(H67)} = \sqrt{3{,}0340 \cdot 9{,}2087} = 5{,}2858;$$
$$W'_{r(\Gamma 114)} = \sqrt{4{,}4745 \cdot 9{,}2087} = 6{,}4191;$$
$$W'_{r(\Pi 28)} = \sqrt{73{,}6620 \cdot 9{,}2087} = 5{,}8071;$$
$$W'_{r(0)} = \sqrt{3{,}0416 \cdot 9{,}2087} = 5{,}2924.$$

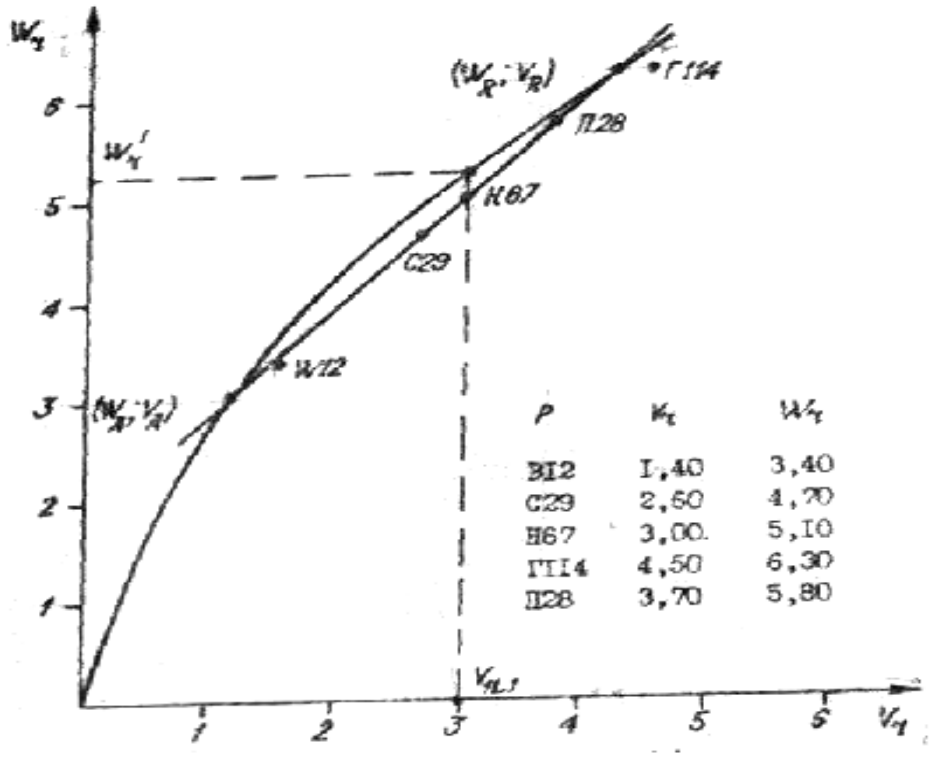


Рис. График зависимости W_r *от* V_r

Определение коэффициента корреляции (r) и коэффициента регрессии (b) между W_r *и* V_r *(см. табл. 4)*

$$r = \frac{\sum\left(W_r \cdot V_r\right) - \frac{\sum Wr \cdot \sum Vr}{n}}{\sqrt{\left[\sum V_r^2 - \frac{\left(\sum V_r\right)^2}{n}\right] \cdot \left[\sum W_r^2 - \frac{\left(\sum Wr\right)^2}{n}\right]}} = \frac{81{,}8339 - \frac{25{,}2422 \cdot 15{,}2079}{5}}{\sqrt{\left(51{,}5677 - \frac{15{,}2079^2}{5}\right) \cdot \left(132{,}3058 - \frac{25{,}2422^2}{5}\right)}} =$$

$$= \frac{81{,}8339 - 76{,}7762}{\sqrt{25{,}8791}} = \frac{5{,}0577}{5{,}0872} = 0{,}9942;$$

$$b_{wr/vr} = \frac{\sum Wr \cdot Vr - \frac{\sum Wr \cdot \sum Vr}{n}}{\sum V_r^2 - \frac{(\sum Vr)^2}{n}} = \frac{81{,}8339 - 76{,}7762}{51{,}5677 - \frac{15{,}2079^2}{5}} = \frac{5{,}0577}{5{,}3117} = 0{,}9522.$$

Главные статистические параметры для расчета генетических компонентов

$\hat{E} = 0{,}1562$ $\qquad W_{0L01} = 5{,}0484$

$V_{0L0} = 9{,}2087$ $\qquad V_{0L1} = 2{,}8100$

$V_{1L1} = 3{,}0416$ $\qquad (M_{L1} - M_{L0})^2 = 0{,}1097$

$$\hat{D} = V_{0L0} - \hat{E} = 9{,}2087 - 0{,}1562 = 9{,}0525;$$

$$\hat{F} = 2V_{0L0} - 4W_{0L01} - 2(n-2)\cdot\frac{\hat{E}}{n} = 2\cdot 9{,}2087 - 4\cdot 5{,}0484 - \frac{2\cdot 3\cdot 0{,}1562}{5} = 1{,}9636;$$

$$\hat{H}_1 = V_{0L0} - 4W_{0L01} + 4V_{1L1} - (3n-2)\cdot\frac{\hat{E}}{n} = 9{,}2087 - 4\cdot 5{,}0448 + 4\cdot 3{,}0416 - \frac{(3\cdot 5-2)\cdot 0{,}1562}{5} = 0{,}7754$$

$$\hat{H}_2 = 4V_{1L1} - 4V_{0L1} - 2\hat{E} = 4\cdot 3{,}0416 - 4\cdot 2{,}8100 - 2\cdot 0{,}1562 = 0{,}6140;$$

$$\hat{h}_2 = 4\cdot(M_{L1} - M_{L0})^2 - 4(n-1)\cdot\frac{\hat{E}}{n^2} = 4\cdot 0{,}1097 - \frac{4\cdot 4\cdot 0{,}1562}{25} = 0{,}3388$$

Расчет стандартных ошибок для компонентов изменчивости

$$S^2 = \frac{1}{4}\cdot Var(W_r - V_r) = \frac{1}{4}\cdot\frac{\sum(W_r - V_r)^2 - \frac{\left[\sum(W_r - V_r)\right]^2}{n}}{n-1} = \frac{1}{4}\cdot\frac{20{,}2057 - \frac{10{,}0343^2}{5}}{4} =$$

$$\frac{1}{4}\cdot\frac{20{,}2057 - 20{,}1374}{4} = 0{,}0043$$

Коэффициенты «C» для каждого компонента рассчитываются по матрице Хеймана (1954).

$$C_{\hat{D}} = \frac{n^5 + n^4}{n^5} = \frac{5^5 + 5^4}{5^5} = 1{,}2000;$$

$$C_{\hat{F}} = \frac{4n^5 + 20n^4 - 16n^3 + 16n^2}{n^5} = 7{,}4880;$$

$$C_{\hat{H}_1} = \frac{n^5 + 41n^4 - 12n^3 + 4n^2}{n^5} = 8{,}7520;$$

$$C_{\hat{H}_2} = \frac{36n^4}{n^5} = 7{,}2000;$$

$$C_{\hat{h}^2} = \frac{16n^4 + 16n^2 - 32n + 16}{n^5} = 3{,}2819;$$

$$C_{\hat{E}} = \frac{n^4}{n^5} = 0{,}2000;$$

$$C_{\hat{F}_r} = \frac{4(3n^2 + 3n^2 - 4n + 4)}{n^3} = 4{,}2880.$$

Расчет стандартных ошибок производится по формуле

$$S = \sqrt{S^2 \cdot C}:$$

$$S_{\hat{D}} = \sqrt{0{,}0043 \cdot 1{,}2000} = 0{,}0718;$$

$$S_{\hat{F}} = \sqrt{0{,}0043 \cdot 7{,}4880} = 01795;$$

$$S_{\hat{H}_1} = \sqrt{0{,}0043 \cdot 8{,}7520} = 0{,}1940;$$

$$S_{\hat{H}_2} = \sqrt{0{,}0043 \cdot 7{,}200} = 0{,}1760;$$

$$S_{\hat{h}^2} = \sqrt{0{,}0043 \cdot 3{,}2819} = 0{,}1187;$$

$$S_{\hat{E}} = \sqrt{0{,}0043 \cdot 0{,}2000} = 0{,}0293;$$

$$S_{\hat{F}_r} = \sqrt{0{,}0043 \cdot 4{,}2880} = 0{,}1358.$$

Компоненты изменчивости и их ошибки:

$$\hat{D} = 9{,}0525 \pm 0{,}0718 \quad (t = 126{,}08);$$

$$\hat{F} = -1{,}9636 \pm 0{,}1795 \quad (t = 10{,}94);$$

$$\hat{H}_1 = 0{,}7754 \pm 0{,}1940 \quad (t = 3{,}99);$$

$$\hat{H}_2 = 0{,}6140 \pm 0{,}1760 \quad (t = 3{,}49);$$

$$\hat{h}_2 = 0{,}3388 \pm 0{,}1187 \quad (t = 2{,}85);$$

$$\hat{E} = 0{,}1562 \pm 0{,}0293 \quad (t = 5{,}33).$$

Значение $\hat{F}_r$ *для каждого ряда:*

$$\hat{\mathrm{F}}_{\mathrm{r}} = 2(\mathrm{V}_{0L0} - W_{0L01} + V_{1L1} - (W_r + V_r) - 2(n-2)\cdot\frac{\hat{E}}{n};$$

$$\hat{F}_{B12} = 2(9{,}2087 - 5{,}0484 + 3{,}0416 - 4{,}7935) - \frac{6\cdot 0{,}1562}{5} = 4{,}6294;$$

$$\hat{F}_{C29} = 2(9{,}2087 - 5{,}0484 + 3{,}0416 - 7{,}3293) - \frac{6\cdot 0{,}1562}{5} = -\ 0{,}4422;$$

$$\hat{F}_{H67} = 2(9{,}2087 - 5{,}0484 + 3{,}0416 - 8{,}1413) - \frac{6\cdot 0{,}1562}{5} = -\ 2{,}0662;$$

$$\hat{F}_{\Gamma 114} = 2(9{,}2087 - 5{,}0484 + 3{,}0416 - 10{,}7360) - \frac{6\cdot 0{,}1562}{5} = -7{,}2556;$$

$$\hat{F}_{\Pi 28} = 2(9{,}2087 - 5{,}0484 + 3{,}0416 - 9{,}4500) - \frac{6\cdot 0{,}1562}{5} = -\ 4{,}6836.$$

Средняя степень доминантности:

$$\sqrt{\frac{H_1}{\hat{D}}} = \sqrt{\frac{0{,}7754}{9{,}0525}} = \sqrt{0{,}0856} = 0{,}29.$$

Соотношение генов с положительными и отрицательными эффектами у родителей

$$\frac{\hat{H}_2}{4\hat{H}_r} = \frac{0{,}6140}{4\cdot 0{,}7754} = 0{,}20.$$

Соотношение доминантных и рецессивных генов у родителей:

$$= \frac{\sqrt{4\hat{D}\hat{H}} + F}{\sqrt{4\hat{D}\hat{H}} - F} = \frac{\sqrt{4\cdot 9{,}0525\cdot 0{,}7754} + (-1{,}9636)}{\sqrt{4\cdot 9{,}0525\cdot 0{,}775} - (-1{,}9636)} = \frac{\sqrt{28{,}0772} + (-1{,}9636)}{\sqrt{28{,}0772} - (-1{,}9636)} =$$

$$\frac{5{,}2988 - 1{,}9636}{5{,}2988 + 1{,}9636} = \frac{3{,}3352}{7{,}2624} = 0{,}46.$$

Таблица 5

Расчет коэффициентов корреляции и регрессии между средними значениями признака у родителей ($\bar{x}$) и уровнем доминантности ($Wr + Vr$)

Сорт	$Wr + Vr$	$\bar{x}$	$(Wr + Vr)^2$	$\bar{x}_p^2$	$(Wr + Vr) \cdot \bar{x}_p$
В 12	4,7935	12,20	22,9776	148,8400	58,4807
С 29	7,3293	14,15	53,7186	200,2225	103,7096
Н 67	8,1413	16,58	66,2808	274,8964	134,9828
Г 114	10,7360	18,42	115,2617	339,2964	197,7571
П 28	9,4500	19,60	89,3025	384,1600	185,2200
∑	40,4501	80,95	347,5412	1347,4153	680,1502

Примечание.

$$r = \frac{680{,}1502 - \frac{40{,}4501 \cdot 80{,}95}{5}}{\sqrt{(347{,}5412 - \frac{40{,}4501^2}{5}) \cdot (1347{,}4153 - \frac{80{,}95^2}{5})}} = \frac{25{,}2631}{27{,}3443} = 0{,}9239.$$

$$b_{\bar{x}_p / Wr \cdot Vr} = \frac{680{,}1502 - \frac{40{,}4501 \cdot 80{,}9500}{5}}{347{,}5412 - \frac{40{,}4501^2}{5}} = \frac{25{,}2631}{20{,}2990} = 1{,}2445.$$

Координатами (Vr; Wr) для гипотетически наиболее доминантного и наиболее рецессивного родителя являются:

$$V_D = (V_{0L0})x_1^2; \qquad W_D = (V_{0L0})x_1;$$
$$V_R = (V_{0L0})x_2^2; \qquad W_R = (V_{0L0})x_2;$$

где x_1 и x_2 - корни уравнения.

$$x = \frac{V_{0L0} \pm \sqrt{V_{0L0}^2 - 4V_{0L0}(W_{0L01} - V_{1L1})}}{2V_{0L0}};$$

$$x_1 = \frac{9{,}2087 - \sqrt{9{,}2087^2 - 4 \cdot 9{,}2087 \cdot (5{,}0484 - 3{,}0416)}}{2 \cdot 9{,}2087} = 0{,}3209;$$

$$x_2 = \frac{9{,}2087 + \sqrt{9{,}2087^2 - 4 \cdot 9{,}2087 \cdot (5{,}0484 - 3{,}0416)}}{2 \cdot 9{,}2087} = 0{,}6791.$$

Координаты для полностью доминантного и рецессивного родителя:

$$V_D = 9{,}2087 \cdot 0{,}3209^2 = 0{,}9483;$$
$$W_D = 9{,}2087 \cdot 0{,}3209 = 2{,}9551;$$
$$V_R = 9{,}2087 \cdot 0{,}6791^2 = 4{,}2468;$$
$$W_R = 9{,}2087 \cdot 0{,}6791 = 6{,}2536.$$

Прогноз полностью доминантного родителя:

$$\hat{y}_D = \bar{x}_p + b[(W_D + V_D) - (W_{0L01} + V_{1L1})];$$
$$\hat{y}_D = 16{,}19 + 1{,}2445 \ \ [(2{,}9551 + 0{,}9483) - (5{,}0484 + 3{,}0416)] = 10{,}98.$$

Прогноз полностью рецессивного родителя:

$$\hat{y}_R = \bar{x}_P + b \cdot [(W_R + V_R) - (W_{0L01} + V_{1L1})];$$
$$\overset{\Delta}{y}_R = 16{,}19 + 1{,}2445 \cdot [(4{,}2468 + 6{,}2536) - (5{,}0484 + 3{,}0356)] = 19{,}20.$$

Библиографический список

1. Айала Ф. Современная генетика / Ф. Айала, Дж.Кайгер. - М.:Мир, 1988. – т.2. - 368 с.

2. Бриггс, Ф. Научные основы селекции растений / Ф.Бриггс, П.Ноулз. – М.: Колос, 1972. - 399 с.

3. Рокицкий П.Ф. Введение в статистическую генетику/ П.Ф.Рокицкий. - Минск: Вышэйш. шк.,1974. - 448 с.

4. Уильямс У. Генетические основы и селекции растений / У.Уильямс. – М.: Колос, 1968. - 448 с.

5. Цильке Р.А. Изменчивость и наследование продолжительности периода всходы – колошение у эколого -отдалённых гибридов мягкой яровой пшеницы / Р.А. Цильке. Актуальные задачи селекции и семеноводства сельскохозяйственных растений на современном этапе. - Новосибирск, 2005. - с. 195 – 203.

6. Fontdevila A. Genotype-temperature interaction in Drosophila melanogaster. II. Body weight./ A.Fontdevila// Genetics.-1973.- Vol.73, № 1.- P. 123 – 132.

7. Gustafsson A. Dominance and overdominance in phytotron analysis of monohybrid barley./ A.Gustafsson, I.Dormling //Hereditas.- 1972.- Vol. 70, №2.- P. 185 – 190.

8. Pardy J.L. Inheritance of drying rate in Nature corn (Zea mays L.) / J.L.Pardy, P.L. Crane // Crop Sci.- 1967.- Vol.7, № 4.- P.294 - 301.

9. Aksel R. Analysis of a diallel cross: a worked example / R. Aksel, L.P.V. Johnson. / Advancing Frontiers of Plant Sciences, Institute for the Advan-cement of Science and Culture, New Delhi, India, 1963. – V. 2. – P. 37-53.

10. Hayman B.I. The theory and analysis of diallel crosses. – Genetics, 1954. – V. 39. – P. 789 -809.

11. Мазер К. Биометрическая генетика / К. Мазер, Дж. Джинкс. – М.: Мир, 1985.- 463с.

12. Цильке Р.А. Генетические основы селекции мягкой яровой пшеницы на продуктивность в Западной Сибири: монография / НГАУ. – Новоси-бирск, 2005. – 321 с.

Рекомендуемая литература

Основная

1. Смиряев А.В. Генетика популяций и количественных признаков / А.В. Смиряев, А.В. Кильчевский. – М.: КолосС, 2007. – 272 с.

Дополнительная

1. *Инге-Вечтомов С.Г.* Генетика с основами селекции. / С.Г. Инге-Вечтомов.- СПб.: Н-Л, 2010. - 720 с.
2. Рокицкий П.Ф. Введение в статистическую генетику / П.Ф. Рокицкий.- Минск: Вышейшая школа, 1978. – 442 с.
3. *Мазер К.* Биометрическая генетика / К.Мазер, Дж. Джинкс. – М.: Мир, 1985. – 465 с.
4. Методика диаллельного анализа исходного материала по количественным признакам. Методические рекомендации по биометрической генетике. / Составители: Р.А. Цильке, Л.П. Присяжная, М.Л. Кочнева. /Новосиб. гос. аграр. ун-т. - Новосибирск, 2006.

СОДЕРЖАНИЕ

1. Аддитивное действие и доминантное взаимодействие генов…… 3
2. Наследуемость……..10
3. Методика диаллельного анализа количественных признаков……..12
4. Библиографический список……..27
5. Рекомендуемая литература …….....28

Составитель

Кондратьева Инесса Витальевна
Цильке Регинальд Александрович
Кочнева Марина Львовна

Генетика количественных признаков

Методическое пособие

для практических занятий и самостоятельной работы

Редактор: Н.К. Крупина
Компьютерная верстка

Подписано к печати 2015 г.
Формат 60х84 1/16. объем уч.-изд. л.
Тираж экз. изд. № Заказ №

Отпечатано в издательстве НГАУ
630009, РФ, г. Новосибирск, ул. Добролюбова 160, офис 106.
Тел.факс (383) 267-09-10.