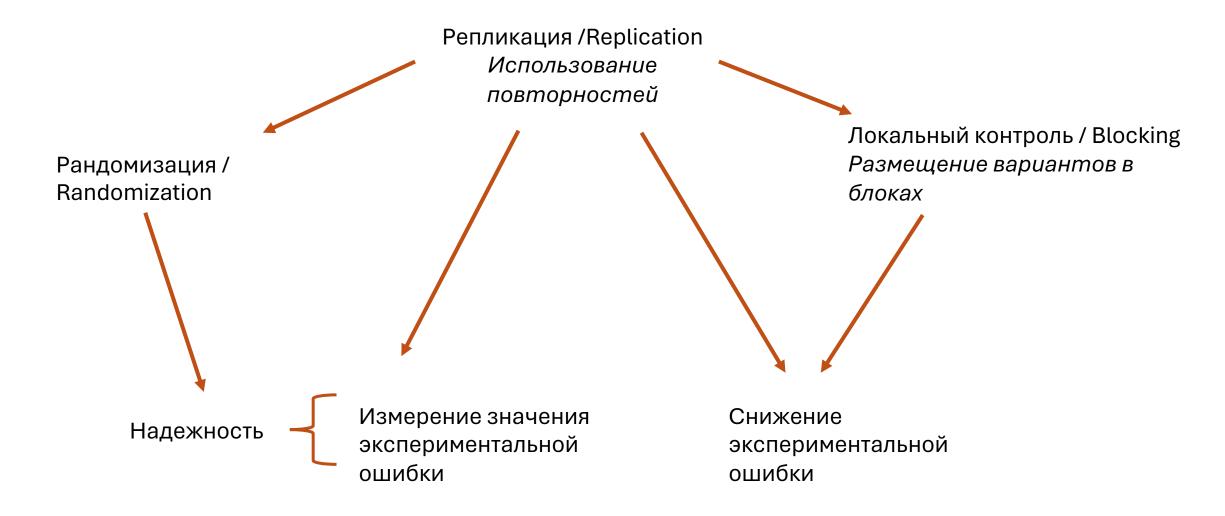
# Размещение вариантов в селекционных опытах. Ч 2

# Ключевые концепции в планировании опытов

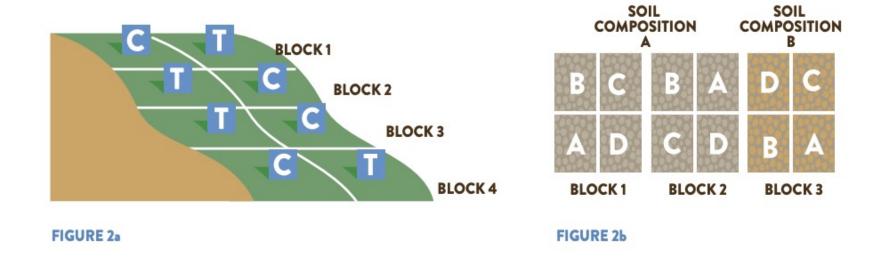


# Пример

01 Рандомизация

02 Репликация

03 Разделение на блоки



# Выбор дизайна эксперимента и способа статистической обработки данных

#### Ранние поколения

- Наблюдения за отдельными растениями / рядами: без плана эксперимента и статистики
- Без повторностей / с частичной репликацией в одной или нескольких локациях
- 1-rep lattice, augmented designs (повторности для контроля), p-rep

Spatial adjustment (Moving Average, row-col, SpATS)

#### Поздние поколения

- Испытания в нескольких локациях
- Блочные и lattice-дизайны (включая альфадизайн) с повторностями
- р-гер с частичной репликацией
- Без репликации (локация как повторность)
- Факторный эксперимент: split-plot

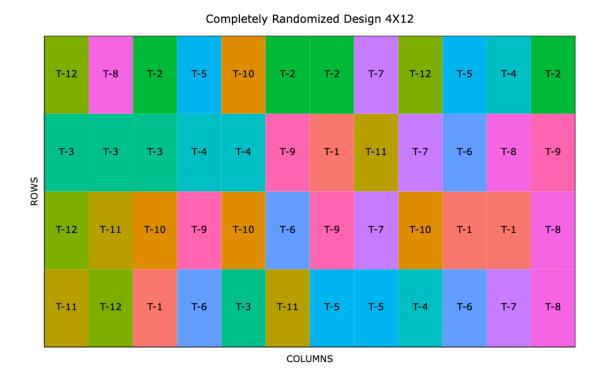
ANOVA или смешанные линейные модели

- С полным набором повторностей (Fully replicated)
- C частичным повторением (*P-rep*)
- Без повторения (*Unreplicated*)

# С полным набором повторностей

# Полностью рандомизированный дизайн / Complete block design (CBD)

- Данный метод является наиболее базовым и простым в экспериментальной методологии.
- Варианты опыта распределяются случайным образом
- Этот подход наиболее эффективен, когда нет источников различий, способных искажать результаты (например, на малых и однородных участках).
- Основным преимуществом данного дизайна является его простота и легкость внедрения, однако недостатком становится отсутствие контроля над внешними факторами



Пример:

Число вариантов = 12 (число сортов)

Число повторностей = 4

# Полностью рандомизированный блочный дизайн / Randomize Complete Block Design (RCBD)

- Этот дизайн полезен, когда экспериментальные единицы могут быть сгруппированы в однородные блоки, и варианты опыта случайным образом распределяются внутри каждого блока
- Он подходит, когда внешние источники различий могут быть контролированы путем организации блоков
- Преимуществом этого дизайна является его способность контролировать внешние источники вариации
- Однако его недостаток заключается в <u>ограниченной способности тестировать большое количество вариантов</u> (до 20 вариантов)
- Различия между блоками могут быть «отделены» от случайной ошибки в ходе дисперсионного анализа
- Условия внутри блока должны быть однородными
- Условия между блоками могут быть различными («эффект блока»)

Randomized Complete Block Design 9X6

ROWS	G-16	G-17	G-4	G-3	G-8	G-14	
	G-5	G-15	G-13	G-6	G-1	G-2	
	G-9	G-18	G-10	G-7	G-11	G-12	
	G-15	G-7	G-10	G-8	G-3	G-9	
	G-14	G-11	G-1	G-4	G-17	G-18	
	G-6	G-12	G-2	G-16	G-13	G-5	
	G-16	G-12	G-9	G-18	G-8	G-7	
	G-11	G-5	G-4	G-13	G-1	G-17	
	G-15	G-14	G-3	G-10	G-2	G-6	
			COLL	MNIC			

COLUMNS

Пример: Число вариантов = 18 (число сортов)

Число повторностей = 3

#### **ANOVA**

```
Df Sum Sq Mean Sq F value Pr(>F)
                                                  Фактор «блока» объяснил больше различий в результатах,
                                                  чем фактор «сорта»
Block
            3 7.997 2.6657 30.013 9.5e-09 ***
                             5.326 0.00033 ***
Cultivar
            9 4.257 0.4730
Residuals
           27 2.398 0.0888
Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.05 '.' 0.1 ' '1
```

# $LSD = t \times \sqrt{t}$

n - = количество наблюдений, использованных для расчета каждого среднего значения (4 повторности!).

#### Сравнения средних значений – HCP!! (или LSD)

> print(LSD.test(model1,"Cultivar")) **\$statistics** CV t.value LSD MSerror Df Mean 0.0888163 27 6.4345 4.631605 2.051831 0.4323872

Минимальная средняя разница, которую мы должны учитывать между особями (генотипами) в выборке, которую мы анализируем - 0,432 тонны / га

\$group:	S

6.3425

6.3300

6.1075

5.7675

cd

cd

de

_	•		
	Yield	groups	Разность средних значений урожайности между генотипами 7 и 9 составляет:
7 (	6.9925	а	6.9925 т/га - 6.3700 т/га = 0.6225 т/га.
8 (	6.7950	ab	0.5525 1,14 0.5766 1,14 0.5225 1,14
1 6	6.6175	abc	
10 6	6.5450	bc	Теперь сравним эту разность с LSD:
5 6	6.4775	bcd	•0.6225 т/га > 0.4323872 т/га (LSD)
9 (	6.3700	bcd	

Разность между средними урожаями генотипов 7 и 9 больше значения LSD, следовательно, мы можем заключить, что средний урожай этих двух генотипов статистически значимо различается.

#### Важно!

- HCP пост hoc тест для сравнения средних значений ! (один из самых простычто делает его доступным даже для тех, кто не имеет глубоких знаний в статистике)
- HCP позволяет сравнивать все пары обработок после того, как основная ANOVA показала наличие значимых различий
- HCP может быть использован в различных дизайнах экспериментов, включая RCBD и альфа-дизайн
- Подходит для «предварительно не запланированных сравнений»: в селекционных исследованиях, как правило, заранее не планируются конкретные пары сравнений, и НСР предоставляет метод, который позволяет свободно выбирать сравнения после проведения эксперимента.
- Хорошо работает на небольших наборах данных
- Когда проводим большое количество сравнений работает плохо, так как это увеличивает общую вероятность совершения ошибки первого рода (т.е., неправильно выявляет различие, когда его нет). В таких случаях можно использовать более строгие методы множественного тестирования (тест Тьюки или Бонферрони).
- Не используем НСР для оценки достоверности опыта!!!

# Пакет agricolae – все (ну почти), что нужно для анализа данных агрономических испытаний

https://cran.r-project.org/web/packages/agricolae/vignettes/tutorial.pdf

# Неполный блочный дизайн / Incomplete Blocks Design (IBD)

- Когда невозможно распределить все варианты в эксперименте по полным блокам (ранние стадии селекционной программы очень много образцов!)
- План неполного блочного дизайна размера (v, k, r) представляет собой расположение v вариантов, распределенных в неполных блоках размера k
- Варианты произвольно распределяются в каждом неполном блоке, но не каждый вариант встречается в каждом блоке
- Неполный блочный дизайн более эффективен, чем RCBD, при большом количестве тестируемых вариантов (> 20)

Alpha Lattice Design Field Layout 15X16

	48	79	19	69	60	65	51	17	73	64	56	38		5	32	74
	70	61	71	10	23	41	67	26	13	8	20		75	28	3	50
	16	49		53	18	30	68	36	44	25	37	34	39	14	4	77
	31	76		35	40	12	72	24	42	33	66	43	58	7	54	57
	80	29	6	9	15	55	22	2	52	62	45	1	21	27	78	47
	67	19	13	14	55	24	33	26	25	46	73	6	11	53	71	9
"	70	44	16	74	32	47	61	66	1	15	17	42	39	56	48	52
ROWS	65	57	68	64	21	63	72	23	75	31	29	43	20	50	49	38
~	54	76	10	51	7	34	69	30	12	59	58	41	27	80	62	2
	77	35	18	36	79	40	37	8	45	3	22	78	60	5	28	4
	67	45	3	17	52	6	49	18	54	44	56	33	9	30	28	43
	1	32	11	71	48	2	41	4	73	37	64	59	47	29	78	23
	26	16	68	53	51	80	46	61	63	34	79	13	20	31	66	69
	35	36	8	65	40	39	10	12	5	70	15	77	55	14	57	58
	7	19	76	60	75	72	24	50	25	21	42	27	62	38	22	74
COLUMNIC																

COLUMNS

Пример: (v, k, r) = (80, 5, 3)

Число вариантов v=80 (число сортов) Размер неполного блока k=5 вариантов Число повторностей = 3

# Сбалансированный неполный блочный дизайн

Каждый вариант опыта появляется в одном блоке с каждым другим вариантом опыта одинаковое количество раз

- t = количество вариантов опыта
- k = количество единиц в блоке (размер блока)
- b = общее количество блоков в эксперименте
- r = количество повторений каждого варианта опыта
- $\lambda$  = количество раз, когда варианты опыта встречаются вместе в одном блоке

Все пары вариантов опыта сравниваются с одинаковой степенью точности, несмотря на то, что различия между блоками могут быть значительными.

 $\lambda = \frac{r(k-1)}{t-1}$ 

### Сбалансированный неполный блочный дизайн

- Условия, что бы достичь «баланса» ,  $r = \lambda(t-1)/(k-1)$ , где:
  - t = количество вариантов опыта
  - k = количество единиц в блоке (размер блока)
  - b = общее количество блоков в эксперименте
  - r = количество повторностей каждого варианта опыта
  - $\lambda$  = количество раз, когда варианты опыта встречаются вместе в одном блоке
  - N = общее количество экспериментальных единиц
- $\lambda$  должно быть целым числом;  $N = b^*k = r^*t$
- Пример: t = 10 вариантов опыта с размером блока k = 4

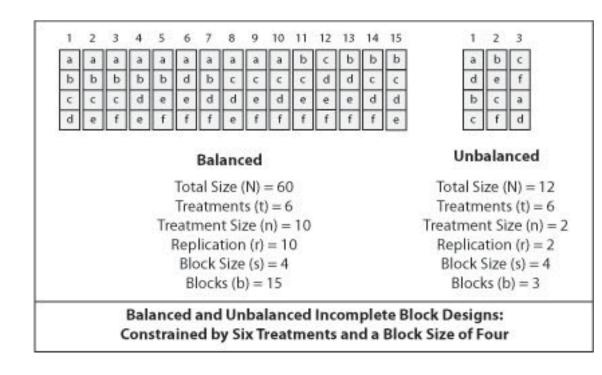
$$r = 6, b = 15, \lambda = 2$$

-> Следовательно, 
$$N = b^*k = r^*t = 6^*10 = 60$$

В селекции растений минимальное количество повторностей, необходимое для достижения «баланса», часто слишком велико, чтобы это было возможным реализовать на практике

# Частично сбалансированный неполный блочный дизайн / Partially Balanced Incomplete Block Designs

- Различные пары вариантов опыта встречаются в одних и тех же блоках неодинаковое количество раз или некоторые пары вариантов опыта никогда не встречаются вместе в одном блоке.
  - Статистический анализ более сложен.
- Часто встречается в селекционных испытаниях из-за большого количества вариантов.

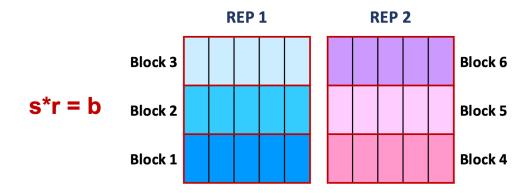


https://pbgworks.org/index.php?q=node/1534

# Resolvable Incomplete Block Designs

Блоки группируются таким образом, что каждая группа блоков составляет одну полную повторность варианта опыта:

- "блок" = неполный блок = "суб-блок"
- повторность = "суперблок"
- Минимизация риска потери данных: в случае потери данных в одном блоке, остальные блоки могут оставаться нетронутыми, что позволяет сохранить ценность и достоверность общего эксперимента.
- Требует особого подхода в рандомизации, для того, что бы обеспечить появление пар вариантов опытов в одном и том же неполном подблоке с одинаковой частотой



t (количество вариантов опыта) = 15 k (количество единиц в блоке, размер блока) = 5 b (общее количество блоков в эксперименте) = 6 r (количество повторений каждого варианта опыта) = 2 s (количество блоков в каждом полном повторении) = 3

Resolvable (разрешимый): Этот термин означает, что схема опыта может быть разделена на меньшие, независимые блоки или группы, которые можно анализировать отдельно. В контексте IBD, это означает, что эксперимент в рамках одной большой схемы можно разделить на более мелкие подгруппы без потери статистической эффективности.

# Lattice (решётчатые) дизайны являются известным типом resolvable неполных блочных дизайнов

- Square Lattice (квадратная решетка): количество вариантов v представляет собой полный квадрат, а размер блока k представляет собой квадратный корень из этого числа. Пример (v, k, r)=(100, 10, 2)
- Ractangular Lattice (прямоугольная решетка): Количество вариантов v равно k\*(k+1), размещенных в блоках размером k единиц. Этот тип дизайна является полезным дополнением к square lattice. Пример (v, k, r)=(56, 7, 2)
- Alpha Lattices (Альфа-дизайн): является одной из самых гибких экспериментальных схем в селекции растений и сельском хозяйстве. Так же известен как обобщенная решетка (generalized lattice). Пример (v, k, r)=(80, 5, 3)

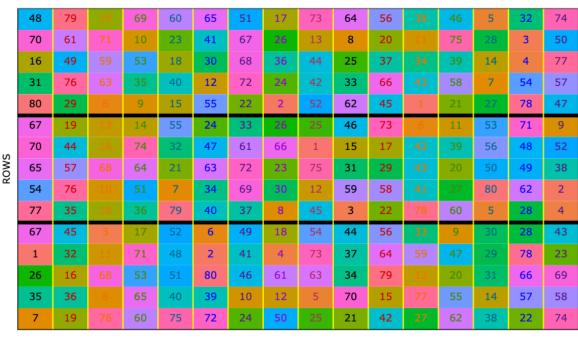
## Альфа-дизайн

Пример: (v, k, r) = (80, 5, 3)

Число вариантов v=80 (число сортов)
Размер неполного блока k=5 вариантов
Число повторностей = 3

Паттерсон и Уильямс (1976) описали новый способ построения циклических, разрешимых неполных блочных дизайнов.

Alpha Lattice Design Field Layout 15X16



**COLUMNS** 

### Как провести рандомизацию?

library(FielDHub)
run\_app(FielDHub)

https://github.com/DidierMurilloF/FielDHub

Что внутри?

https://didiermurillof.github.io/FielDHub/articles/alpha\_lattice.html #print-alpha-object

### Линейная модель для lattice дизайнов

$$Y_{ijl} = \mu + au_i + \gamma_j + 
ho_{l(j)} + \epsilon_{ijl}$$
 Варианты опыта (генотипы)  $= 1, 2, ..., t$  Случайная ошибка Повторности  $= 1, 2, ..., r$  Неполные блоки  $= 1, 2, ..., s$ 

#### **ANOVA**

Можно рассчитать два показателя ошибки:

- Eb Ошибка блока = SSB/r(k-1)
- Ee Экспериментальная ошибка = SSE/((k-1)(rk-k-1))

Источник	df	SS	MS				
Итог	rk²-1	SSTot					
Повторности	r-1	SSR		Unadj ( модель не учитывает			
Варианты опыта	$k^2-1$	SST	<b>←</b>	влияние других факторов)			
Блок	r(k-1)	SSB	E <sub>b</sub> ←	——— Adj (модель учитывает различия,			
Эксперимент. ош.	(k-1)(rk-k-1)	SSE	$E_{e}^{e}$	которые могут возникнуть, например, из-за специфических			
				условий для каждого блока).			

### Пример

Данные: https://kwstat.github.io/agridat/reference/burgueno.alpha.html

#### **Format**

A data frame with 48 observations on the following 6 variables.

```
rep
rep, 3 levels

block
block, 12 levels

row
row
col
column
gen
genotype, 16 levels

yield
yield
```

#### **Details**

A field experiment with 3 reps, 4 blocks per rep, laid out as an alpha design.

k=4 – размер неполного блока

The plot size is not given.

Electronic version of the data obtained from CropStat software.

Used with permission of Juan Burgueno.

### Вариант 1

AIC

BIC

-2 Res Log Likelihood

539.6454

567.4944

-250.8227

```
> modelPBIB <- with(dat, PBIB.test(block, gen, rep, yield, k=4, group=TRUE, console=TRUE))</pre>
ANALYSIS PBIB: yield
                                                                               Analysis of the Partially Balanced Incomplete
                                                                               Block Design
Class level information
block: 12
                                                                               Description
gen : 16
                                                                               Analysis of variance PBIB and comparison mean adjusted. Applied to resoluble designs:
                                                                               Lattices and alpha design.
Number of observations:
                                                                               Usage
                               Стоит в модели РВІВ по умолчанию
                                                                               PBIB.test(block,trt,replication,y,k, method=c("REML","ML","VC"),
Estimation Method: Residual (restricted) maximum likelihood
                                                                               test = c("lsd", "tukey"), alpha=0.05, console=FALSE, group=TRUE)
                                 Только для случайных факторов (нет генотипов)
Parameter Estimates
            Variance
block:rep 86895.65
                                  Наиболее важный источник дисперсии (rep)
           200856.45
rep
Residual 133217.38
                                                                 Если экспериментатор хочет повысить мощность
                                                                 эксперимента - то есть уменьшить вероятность ошибки
                        Fit Statistics
                                                                 второго рода (не обнаружить эффект, когда он на самом
```

деле есть) - ему следует увеличить количество

повторений (reps), а не блоков внутри повторений.

#### Analysis of Variance Table

Response: yield

Df Sum Sq Mean Sq F value Pr(>F)

gen 15 5496795 366453 2.7508 0.01663 \*

Residuals 21 2797565 133217

---

Signif. codes: 0 '\*\*\*' 0.001 '\*\*' 0.01 '\*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Coefficient of variation: 27.4 %

yield Means: 1330.854

Генетика имеет

значение!

#### Comparison test lsd

Treatments with the same letter are not significantly different.

yield.adj groups G11 1946.4414 G15 1850.4626 а G05 1771.3774 ab G10 1685.1556 abc G04 1607.2719 abc G12 1556.0055 abcd G03 1401.8365 abcde G16 1361.7628 abcde G09 1315.2203 abcde G14 1313.4362 abcde G13 1156.1650 bcdef G08 1065.7424 cdef G06 938.9526 def G01 907.9782 def G07 792.1634 ef G02 623.6949

Сравнение скорректированных средних значений

# Из нашей модели можем "экстрагировать" дополнительную информацию – например, скорректированные средние

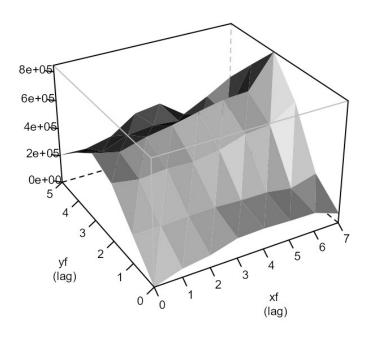
> modelPBIB\$means								
yield yield.adj	SE r	std	Min Max	Q25 Q50	Q75			
G01 993.3333 907.9782	356.6432 3	503.8594	419 1361	809.5 1200	1280.5			
G02 698.3333 623.6949	355.8377 3	619.2999	228 1400	347.5 467	933.5			
G03 1488.0000 1401.8365	356.6432 3	405.7043	1058 1864	1300.0 1542	1703.0			
G04 1818.6667 1607.2719	355.8377 3	309.5421	1481 2089	1683.5 1886	1987.5			
G05 1864.6667 1771.3774	355.8377 3	1164.3386	867 3144	1225.0 1583	2363.5			
G06 1096.6667 938.9526	356.6432 3	418.1391	767 1567	' 861.5 956	1261.5			
G07 673.3333 792.1634	355.8377 3	293.1149	453 1006	5 507.0 561	783.5			
G08 1049.3333 1065.7424	355.8377 3	399.0292	625 1417	' 865.5 1106	1261.5			
G09 1279.6667 1315.2203	356.6432 3	163.0654	1125 1450	1194.5 1264	1357.0			
G10 1609.0000 1685.1556	355.8377 3	687.5551	847 2183	3 1322.0 1797	1990.0			
G11 1806.6667 1946.4414	356.6432 3	856.1053	1086 2753	3 1333.5 1581	2167.0			
G12 1477.0000 1556.0055	356.6432 3	875.1280	500 2189	1121.0 1742	1965.5			
G13 1020.3333 1156.1650	355.8377 3	712.4987	336 1758	651.5 967	1362.5			
G14 1209.3333 1313.4362	356.6432 3	209.9389	967 1336	1146.0 1325	1330.5			
G15 1879.6667 1850.4626	356.6432 3	574.1301	1447 2531	1554.0 1661	2096.0			
G16 1329.6667 1361.7628	355.8377 3	1113.1677	383 2556	716.5 1050	1803.0			

### Вариант 2

yield Means: 1330.854

```
> modelPBIB2 <- with(dat, PBIB.test(block, gen, rep, yield, k=4, console = TRUE, method =c("VC"),test = "lsd", alpha = 0.0
5, group = TRUE)
Estimation Method: Variances component model
    Fit Statistics
          719.5941
AIC
BIC
          771.9877
Analysis of Variance Table
Response: yield
          Df Sum Sq Mean Sq F value
                                         Pr(>F)
           2 7389007 3694504 27.3490 1.422e-06 ***
rep
gen.unadj 15 7104523 473635 3.5061 0.004373 **
block/rep 9 3358291 373143 2.7622 0.026438 *
Residual 21 2836838 135088
Signif. codes: 0 '*** 0.001 '** 0.01 '* 0.05 '.' 0.1 ' '1
Coefficient of variation: 27.6 %
```

#### burgueno.alpha



#### Comparison test 1sd

Treatments with the same letter are not significantly different.

```
yield.adj groups
G11 1947.0775
G15 1850.2966
                  ab
G05 1770.9804
G10 1685.5600
                 abc
G04 1606.2940
                abcd
G12 1556.4111
               abcde
G03 1401.4580 abcdef
G16 1361.8316 abcdef
G09 1315.4165 abcdef
G14 1313.9578 abcdef
G13 1156.7639 bcdefa
G08 1065.7947
               cdefa
G06
    938.1734
                defa
    907.5425
G01
                 efa
G07
    792.6846
                  fq
    623.4241
G02
```

#### > modelPBIB2\$means

> |

yield yield.adi

```
993.3333 907.5425 237.6623 3
                                   503.8594
                                             419 1361
                                                       809.5 1200 1280.5
    698.3333 623.4241 236.4227 3
                                   619.2999
                                             228 1400
                                                       347.5 467
                                                                   933.5
G03 1488.0000 1401.4580 237.6623 3 405.7043 1058 1864 1300.0 1542 1703.0
G04 1818.6667 1606.2940 236.4227 3
                                   309.5421 1481 2089 1683.5 1886 1987.5
G05 1864.6667 1770.9804 236.4227 3 1164.3386
                                             867 3144 1225.0 1583 2363.5
G06 1096.6667
              938.1734 237.6623 3
                                   418.1391
                                             767 1567
                                                       861.5
                                                              956 1261.5
    673.3333
             792.6846 236.4227 3
                                   293.1149
                                             453 1006
                                                       507.0
                                                              561 783.5
G08 1049.3333 1065.7947 236.4227 3
                                   399.0292
                                             625 1417
                                                       865.5 1106 1261.5
G09 1279.6667 1315.4165 237.6623 3
                                   163.0654 1125 1450 1194.5 1264 1357.0
G10 1609.0000 1685.5600 236.4227 3
                                   687.5551 847 2183 1322.0 1797 1990.0
G11 1806.6667 1947.0775 237.6623 3
                                   856.1053 1086 2753 1333.5 1581 2167.0
G12 1477.0000 1556.4111 237.6623 3
                                   875.1280
                                             500 2189 1121.0 1742 1965.5
G13 1020.3333 1156.7639 236.4227 3
                                   712.4987
                                             336 1758 651.5 967 1362.5
G14 1209.3333 1313.9578 237.6623 3
                                   209.9389
                                             967 1336 1146.0 1325 1330.5
G15 1879.6667 1850.2966 237.6623 3 574.1301 1447 2531 1554.0 1661 2096.0
G16 1329.6667 1361.8316 236.4227 3 1113.1677 383 2556 716.5 1050 1803.0
```

std Min Max

025

050

SE r

075

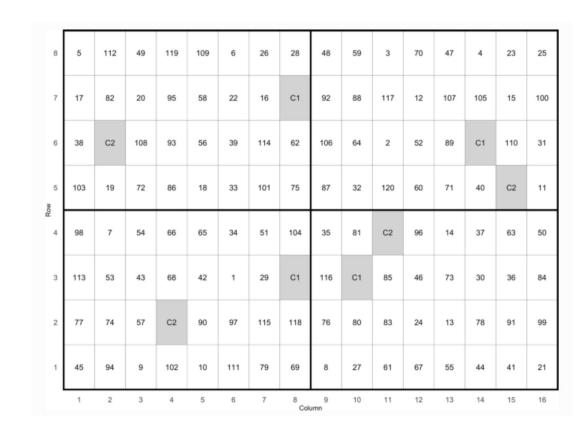
## А если не корректировать средние значения?

```
> m1 <- lm(yield \sim 0 + gen + rep + rep:block, dat)
> anova(m1)
Analysis of Variance Table
                                                                                            С варианта 2
Response: yield
       Df Sum Sq Mean Sq F value
                              Pr(>F)
                                                                                  Comparison test 1sd
       16 92120818 5757551 42.6209 2.016e-12 ***
        2 7389007 3694504 27.3490 1.422e-06 ***
rep:block 9 3358291 373143 2.7622 0.02644 *
                                                                                  Treatments with the same letter are not significantly
Residuals 21 2836838 135088
                                                $groups
Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
                                                         yield groups
                                                                                       yield.adj groups
                                                G15 1879.6667
                                                                                  G11 1947.0775
                                                G05 1864.6667
                                                                                  G15 1850.2966
                                                                      а
                                                G04 1818.6667
                                                                                  G05 1770.9804
                                                                                                       ab
                                                G11 1806.6667
                                                                                   G10 1685.5600
                                                                                                      abc
                                                G10 1609.0000
                                                                   abc
                                                                                  G04 1606.2940
                                                                                                     abcd
                                                G03 1488.0000
                                                                   abc
                                                                                  G12 1556.4111 abcde
                                                G12 1477.0000
                                                                   abc
                                                                                  G03 1401.4580 abcdef
                                                G16 1329,6667
                                                                   abc
                                                                                  G16 1361.8316 abcdef
                                                G09 1279.6667
                                                                  abcd
                                                                                   G09 1315.4165 abcdef
                                                G14 1209.3333
                                                                   bcd
                                                                                  G14 1313.9578 abcdef
                                                G06 1096.6667
                                                                    cd
                                                                                  G13 1156.7639 bcdefq
                                                G08 1049.3333
                                                                                   G08 1065.7947 cdefq
                                                G13 1020.3333
                                                                    cd
                                                                                   G06 938.1734
                                                                                                     defg
                                                G01 993.3333
                                                                    cd
                                                                                   G01 907.5425
                                                                                                      efg
                                                     698.3333
                                                G02
                                                                      d
                                                                                   G07 792.6846
                                                                                                       fg
                                                G07
                                                     673.3333
                                                                                   G02 623.4241
                                                                                                        g
```

Без использования повторностей – augmented design

#### Особенности

- Впервые представлен в публикации Federer, Walter T. (1956)\*
- Контрольные образцы (эталонные сорта) повторяются в соответствии со стандартными правилами дизайна эксперимента
- Новые варианты опыта (генотипы) не повторяются или представлены в меньшем количестве повторностей, чем контрольные образцы они «дополняют» стандартный дизайн.



\*https://ecommons.cornell.edu/items/22e171a6-71d7-422a-9de5-9d7cc372ccd0

### Когда используется в селекции растений

#### Ранние поколения:

- Ограниченное количество семян
- Ограничены земельные (и другие) ресурсы при этом
  - нужно оценить как можно больше генотипов
  - > нужно провести переоценку отобранных вариантов в последующие сезоны
- Сложно поддерживать однородность блоков при сравнении очень большого количества генотипов
  - Необходим механизм для корректировки неоднородности поля

#### Адаптация к разнообразным условиям окружающей среды является основной целью программы:

- Совместные селекционные программы:
  - Участники совместных селекционных программ (например, сельхозтоваропроизводители) будут выращивать по одной повторности
  - > Может быть невозможно разместить все варианты
- Исследование производственных систем:
  - Необходимо оценить перспективные генотипы в максимально возможном количестве разнообразных условий окружающей среды

### Преимущества

- Нереплицированные дизайны могут эффективно использовать ограниченные ресурсы:
  - > Позволяют оценить больше генотипов
  - > Протестировать в большем количестве условий окружающей среды
- При таком подходе требуется меньше контрольных участков, чем для дизайнов с систематическим повторением одного и того же контроля.
- Обеспечивает оценку стандартной ошибки, которая может быть использована для сравнений:
  - > Между новыми генотипами
  - > Между новыми генотипами и контрольными образцами
- Наблюдения за новыми генотипами могут быть скорректированы с учетом неоднородности поля (размещение в блоках)
- Гибкость блоки могут быть разного размера

#### Недостатки

- На производство и обработку контрольных участков тратятся значительные ресурсы.
- Относительно немного степеней свободы для экспериментальной ошибки, что снижает способность обнаруживать различия между вариантами опыта.
- Нереплицированные эксперименты по своей природе не такие точные, как с репликацией, независимо от сложности дизайна.

### Варианты размещения образцов

Можно выбрать «базовый» способ размещения контрольных образцов на экспериментальные единицы.

- Однонаправленное размещение в блоках:
  - > RCBD
  - ➤ Неполные блочные дизайны (например, Lattice Design)
- Двунаправленное размещение в блоках:
  - Латинский квадрат (Полные блоки)
  - Квадрат Юдена (Неполные блоки)
  - > Row-column дизайны
- Пример:
  - > Контрольные образцы присутствуют один раз в каждом блоке
  - > Новые варианты присутствуют один раз в эксперименте (одна повторность)
- Такой дизайн можно назвать ARCBD (Дополненный Рандомизированный Полный Блочный Дизайн)

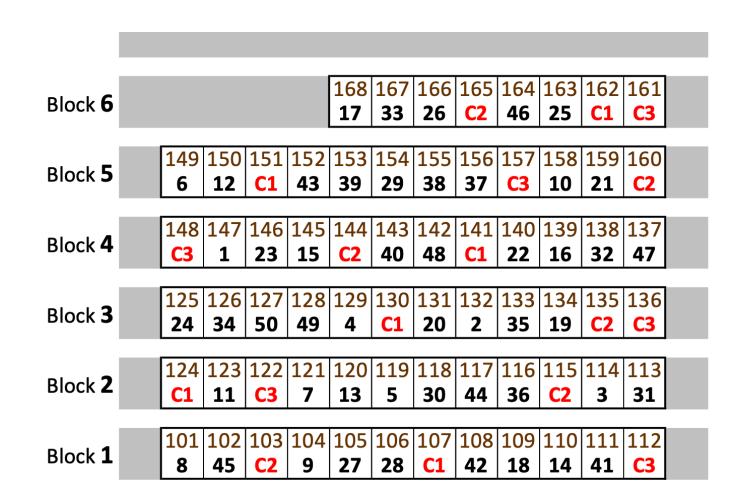
### Пример эксперимента

- Семена разные селекционных популяций были получены от селекционера, который ушел на пенсию
- Популяции были восстановлены в теплице и самоопылены
- S2 линии были пересажены в поле, где они были скрещены между собой (outcross)
- Недостаточно семян для проведения рандомизированных испытаний полученного потомства.
- Цель создать широкую базу для рекуррентного отбора:
  - ➤ скрининг S2-тесткроссов
  - ▶ рекомбинация выбранных S2 родителей.



### Пример эксперимента

- Расположение блоков в одном направлении
- 3 контрольных сорта (с=3)
- 6 блоков (r=6)
- 50 новых образцов (n=50) 50 семейств \$2-тесткроссов
- Количество делянок = n + rc = 50 + 63 = 68
- Количество делянок на блок = 68/6 = 11,3
   → 12 (c=3, n=9)
- В последнем блоке только 8 делянок (c=3, n=5)
  - Неравные количества новых образцов на блок допустимы.



### Как составить план эксперимента?

- Необходимо включить достаточное количество контрольных образцов и их повторностей, чтобы обеспечить хорошую оценку экспериментальной ошибки и адекватную мощность для выявления различий между сортами.
- ▶ Рекомендация по количеству делянок контрольных образцов: 5–10% от всех вариантов
- Расположите блоки **вдоль градиента поля**, чтобы максимизировать вариацию между блоками и минимизировать вариацию внутри блоков.
- Произвольно назначьте каждый из контрольных образцов каждому блоку.
- Произвольно назначьте варианты опыта оставшимся делянкам
- Или используйте инструмент для рандомизации: FielDHub (https://github.com/DidierMurilloF/FielDHub)

### Линейная модель

$$Y_{ij} = \mu + \beta_i + c_j + \tau_{k(i)} + \varepsilon_{ij}$$

среднее + блоки + контрольные образцы + новые образцы + ошибка

#### А будет ли таблица ANOVA? (нет)

#### Для анализа таких сложных схем и используются линейные смешанные модели

- По сравнению с традиционной фиксированной линейной моделью (ANOVA), линейные смешанные модели имеют ряд преимуществ:
- Они позволяют одновременно оценивать фиксированные эффекты и прогнозировать случайные эффекты.
- Могут обрабатывать несбалансированные (неполные) данные, когда не все генотипы тестируются во всех местах/годах или тестируются с разным числом повторов.

### Фиксированные vs случайные эффекты

• Уровни фактора выбираются намеренно, потому что нас интересуют именно эти уровни (и только они!)

**Пример:** мы занимались селекцией на устойчивость к корневым болезням и в результате разработали 25 различных потенциально новых сортов. Какой (какие) из них мы должны выпустить в качестве коммерческого сорта?

- Выбираем эти 25 генотипов, которые нас интересуют, и тестируем их на устойчивость.
- "Генотип" является фиксированным фактором

• Уровни фактора случайным образом выбираются из множества возможных уровней - нас не интересуют конкретные уровни. Задача исследователя заключается в том, чтобы распространить выводы, основанные на выборке, на ВСЕХ представителей этой популяции.

Пример: мы хотим определить, насколько большая разница (вариация) среди сортов, показывающих устойчивость к корневым болезням, для борьбы с которыми мы проводили отбор. Мы берем случайную выборку из 25 сортов из всех существующих устойчивых сортов, которая отражает истинное среднее значение популяции и может быть использована для оценки дисперсии популяции.

"Генотип" является случайным фактором

### Фиксированные vs случайные эффекты

#### Различные цели

• Фиксированные: цель состоит в том, чтобы сравнить конкретные варианты и проверить гипотезу о том, что эффекты вариантов одинаковы. • Случайные: цель состоит в том, чтобы оценить компоненты дисперсии.

#### Процедуры выборки различны

- Фиксированные: варианты выбираются преднамеренно; если эксперимент повторяется, варианты должны быть теми же, меняется только ошибка
- Случайные: варианты выбираются случайно; дисперсия в популяции обработок вносит вклад в общую сумму квадратов
- → эксперимент может быть повторен с другой выборкой
- → эффекты вариантов и ошибки могут измениться.

# Фиксированные или случайные эффекты в augmented design

#### Обычно предполагается, что блоки будут случайным эффектом

- > они представляют собой часть большего набора потенциальных блоков
- мы хотим сделать выводы, выходящие за рамки конкретной выборки блоков в эксперименте.

#### Генотипы

- Контрольные образцы считаются фиксированными эффектами, поскольку мы хотим сравнить их с конкретными сортами (новые варианты).
- Новые варианты (генотипы, которые испытываем) могут рассматриваться как фиксированные или как случайные эффекты возможно два варианта анализа.
  - ▶ В данном контексте они могут быть фиксированными, так как цель выбрать наилучшие.
  - Однако чаще они рассматриваются как случайные, особенно в генетических исследованиях.

### Анализ смешанных линейных моделей в R

- install.packages("Ime4")
- install.packages("lmerTest")
- install.packages("Matrix")

# Что там с популяциями, которые достались от селекционера?

Были собраны данные веса 1000 семян (TSW) для всех 50 новых образцов и 3 вариантов контроля

Entry – все варианты опыта (новые образы + контроль)

Для модели, где "Entry" рассматривается как фиксированный эффект:

- предположим, мы хотим найти взаимосвязь между TSW, блоком и Entry. Эта модель подразумевает, что мы рассматриваем "Entry" как фиксированный эффект и "Block" как случайный эффект. Таким образом, нашу модель можно представить следующим образом:
- TSW ~ Entry + (1|Block) + error (для R уберем error)
- Ошибка представляет отклонения модели, которые мы не можем контролировать или моделировать экспериментально.

```
> ad.entry = lmer(TSW ~ Entry +(1|Block), data=ad)
> anovaOut <- anova(ad.entry)
> print (anovaOut)
Type III Analysis of Variance Table with Satterthwaite's method
        Sum Sq Mean Sq NumDF DenDF F value Pr(>F)
Entry 27.243 0.52391     52 10.181 7.5053 0.0007433 ***
---
Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
```

```
> modelSum <- summary(ad.entry,correlation=TRUE)</pre>
> print (modelSum)
Linear mixed model fit by REML. t-tests use Satterthwaite's method ['lmerModLmerTest']
Formula: TSW ~ Entry + (1 | Block)
  Data: ad
REML criterion at convergence: 17.7
Scaled residuals:
  Min
          10 Median
                        3Q
                             Max
-1.205 0.000 0.000 0.000 1.628
Random effects:
        Name
                     Variance Std.Dev.
 Groups
 Block
         (Intercept) 0.13808 0.3716
Residual
                     0.06981 0.2642
Number of obs: 68, groups: Block, 6
Fixed effects:
           Estimate Std. Error
                                    df t value Pr(>|t|)
(Intercept) 10.55788
                      0.33078 14.74497 31.918 5.08e-15 ***
Entry2
           -0.97410
                      0.42360 10.75971 -2.300 0.042557 *
Entry3
            0.04870
                      Entry4
           -0.52411
                      0.42360 10.75971 -1.237 0.242311
            0.14870
Entry5
                      0.42360 10.75971  0.351 0.732331
Entry6
           -0.86612
                      0.42360 10.75971 -2.045 0.066143 .
                      0.42360 10.75971 -2.576 0.026168 *
Entry7
           -1.09130
Entry8
           -1.44433
                      0.42360 10.75971 -3.410 0.006010 **
Entry9
           -1.67433
                      0.42360 10.75971 -3.953 0.002360 **
Entry10
           -0.41612
                      0.42360 10.75971 -0.982 0.347508
Entry11
            1.07870
                      0.42360 10.75971 2.547 0.027579 *
            0.06388
                      0.42360 10.75971 0.151 0.882915
Entry12
           -0.06130
                      0.42360 10.75971 -0.145 0.887619
Entry13
Entry14
            0.27567
                      0.42360 10.75971   0.651 0.528836
Entry15
           -0.88000
                      0.37365 10.00000 -2.355 0.040284 *
Entry16
           -0.37000
                      0.37365 10.00000 -0.990 0.345410
Entry17
           -1.94141
                      0.42360 10.75971 -4.583 0.000832 ***
```