# MAT02014 - Planejamento de Experimentos II Efeitos aninhados

Rodrigo Citton P. dos Reis rodrigocpdosreis@gmail.com

Universidade Federal do Rio Grande do Sul Instituto de Matemática e Estatística Departamento de Estatística

Porto Alegre, 2018

#### Onde estamos?

- Até aqui:
  - Efeitos fixos
  - Efeitos aleatórios
  - Ambos no contexto de delineamentos fatoriais cruzados
- Agora:
  - Estrutura de fatores aninhados
  - Modelos mistos: uma combinação de efeitos fixos e aleatórios.

# Delineamentos fatoriais com efeitos aninhados

#### Relembrando: fatores cruzados

• Com os fatores cruzados A e B, vemos (por definição) todas as combinações possíveis de níveis de fatores, ou seja, podemos configurar uma tabela de dados da seguinte forma

			Fac	tor B	
		1	2		b
Factor A	1	$y_{111}, y_{112}, \dots, y_{11n}$	$y_{121}, y_{122}, \dots, y_{12n}$		$y_{1b1}, y_{1b2}, \dots, y_{1bn}$
	2	$y_{211}, y_{212}, \dots, y_{21n}$	$y_{221}, y_{222}, \dots, y_{22n}$		$y_{2b1}, y_{2b2}, \dots, y_{2bn}$
	:				
	a	$y_{a11}, y_{a12}, \dots, y_{a1n}$	$y_{a21}, y_{a22}, \dots, y_{a2n}$		$y_{ab1}, y_{ab2}, \dots, y_{abn}$

#### Relembrando: fatores cruzados

- Isto significa: vemos cada nível do fator A em todos os níveis do fator B (e vice-versa).
- O nível 1 do fator A tem o mesmo significado em **todos os níveis** do fator B.

#### Exemplo: desempenho de alunos

- Queremos analisar o desempenho de alunos.
- Dados de diferentes turmas de diferentes escolas (a nível de aluno).
- Qual o (grau) de variabilidade
  - entre diferentes escolas?
  - entre turmas dentro da mesma escola?
  - entre alunos dentro da mesma turma?
- Isso parece um novo delineamento, pois as turmas claramente não são cruzadas com escolas, similarmente para alunos.
- Isso nos leva a uma nova definição ...

#### Estrutura de fatores aninhados

• Nós chamamos fator B aninhado no fator A se tivermos níveis diferentes de B dentro de cada nível de A.

Factor A / Factor B	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
1	x	x										
2			x	x								
3					x	x						
4							x	x				
5									x	x		
6											χ	x

- Por exemplo, pense em
  - A: escola
  - *B*: turma
- Também escrevemos B(A).
- Os dados não são necessariamente apresentados neste formato.

#### Fatores aninhados: exemplo

Dados apresentados

	Class 1	Class 2
School 1	х	x
School 2	х	x
School 3	х	x

Estrutura dos dados subjacente

	Class 1	Class 2	Class 3	Class 4	Class 5	Class 6
School 1	x	x				
School 2			x	x		
School 3					x	x

 Portanto, a turma é aninhada na escola, pois a classe 1 na escola 1 não tem nada a ver com classe 1 na escola 2.

#### Fatores aninhados

- Só porque as turmas são rotuladas 1 e 2 não significa que é um delineamento fatorial cruzado.
- Portanto, pergunte-se sempre se o nível 1 do fator realmente corresponde ao mesmo objeto em todos os níveis do outro fator.
- Geralmente, usamos parênteses no índice para indicar aninhamento, ou seja, o modelo é escrito como

$$Y_{ijk} = \mu + \alpha_i + \beta_{j(i)} + \epsilon_{k(ij)}$$

- $\alpha_i$ : efeito de escola
- $\beta_{j(i)}$ : efeito de turma dentro de escola
- $\epsilon_{k(ij)}$ : erro aleatório; também escritos na "notação aninhada"

#### Por que aninhar?

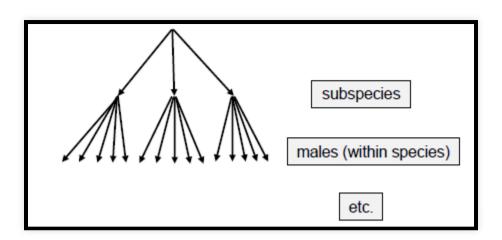
- Tipicamente usamos uma estrutura aninhada devido a restrições práticas/logísticas.
- Por exemplo:
  - Pacientes são aninhados em hospitais, pois não iremos enviar pacientes para todas as clínicas.
  - As amostras são aninhadas em lotes (controle de qualidade).

# Exemplo: delineamento completamente aninhado

 Chamamos um delineamento completamente aninhado se cada fator estiver aninhado em seu predecessor.

#### Exemplo de genômica:

- Considere três subespécies.
- Escolha aleatoriamente cinco machos de cada subespécie (= 15 machos).
- Cada macho é acasalado com quatro fêmeas diferentes da mesma subespécie (= 60 fêmeas).
- Observe 3 filhotes por acasalamento (= 180 filhotes).
- Faça duas medições por filhote (= 360 medições)



# Exemplo: delineamento completamente aninhado

Usamos o modelo

$$Y_{ijklm} = \mu + \alpha_i + \beta_{j(i)} + \gamma_{k(ij)} + \delta_{l(ijk)} + \epsilon_{m(ijkl)}$$

- Exercício: liste os efeitos do modelo para o exemplo discutido.
- Para calcular a correspondente soma de quadrados, usamos a decomposição

$$egin{aligned} (y_{ijklm} - ar{y}_{....}) &= (ar{y}_{i....} - ar{y}_{i....}) + (ar{y}_{ij...} - ar{y}_{ij...}) \ &+ (ar{y}_{ijkl.} - ar{y}_{ijkl.}) + (ar{y}_{ijkl.} - ar{y}_{ijkl.}) \ &+ (ar{y}_{ijklm} - ar{y}_{ijkl.}). \end{aligned}$$

elevamos ao quadrado e somamos sobre todos os índices.

# Tabela de ANOVA para delineamentos completamente aninhados

Temos a seguinte decomposição

$$SS_T = SS_A + SS_{B(A)} + SS_{C(AB)} + + SS_{D(ABC)} + SS_E$$

 Assumindo que temos apenas efeitos aleatórios e um delineamento balanceado, temos a seguinte tabela de ANOVA

Source	df	E[MS]
A	a-1	$\sigma^2 + n\sigma_\delta^2 + nd\sigma_\gamma^2 + ncd\sigma_\beta^2 + nbcd\sigma_\alpha^2$
B(A)	a(b-1)	$\sigma^2 + n\sigma_\delta^2 + nd\sigma_\gamma^2 + ncd\sigma_\beta^2$
C(AB)	ab(c-1)	$\sigma^2 + n\sigma_\delta^2 + nd\sigma_\gamma^2$
D(ABC)	abc(d-1)	$\sigma^2 + n\sigma_\delta^2$
Error	abcd(n-1)	$\sigma^2$

• Com esta informação podemos construir **testes** e **estimadores** para diferentes componentes de variância.

# Tabela de ANOVA para delineamentos completamente aninhados

- Testes F são construídos considerando a razão dos quadrados médios dos erros "vizinhos", já que eles diferem apenas pelo componente de variação de interesse.
- Isso significa que sempre usamos o quadrado médio do do sucessor na hierárquia como denominador.
- ullet Por exemplo,  $F=rac{MS_A}{MS_{B(A)}}$  para testar  $H_0:\sigma_lpha^2=0$  vs.  $H_1:\sigma_lpha^2>0.$

#### Exemplo: força da pasta

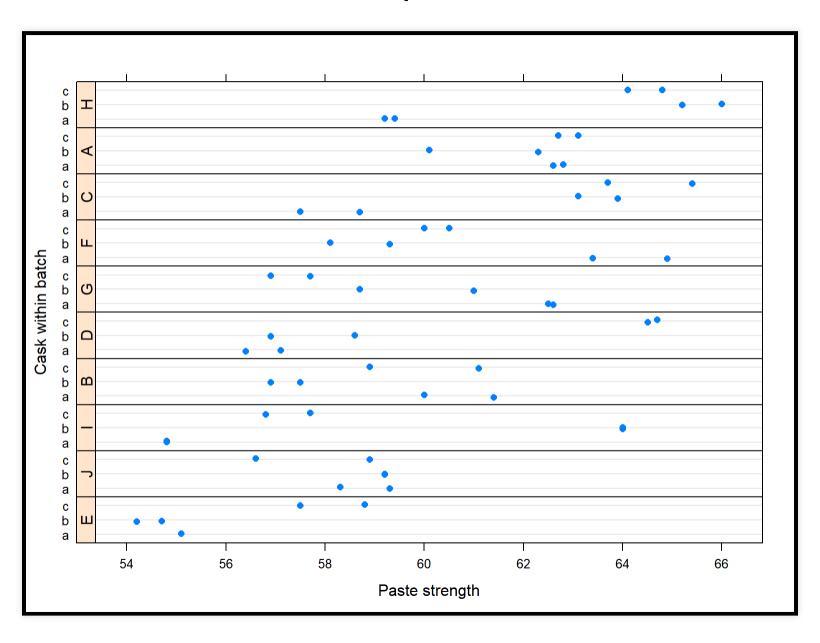
- Conjunto de dados do pacote 1me4.
- Produto de pasta química contido em barris.
- 10 entregas (lotes) foram selecionadas aleatoriamente.
- De cada entrega, 3 barris foram selecionados aleatoriamente.
- Por barril: faça duas medições.

```
library(lme4)
data(Pastes)
head(Pastes)
```

```
##
   strength batch cask sample
## 1
      62.8
            Α
                а
                   A:a
## 2
   62.6
            A
               a A:a
## 3 60.1 A b A:b
## 4 62.3 A b A:b
   62.7
## 5
            A c A:c
   63.1
## 6
                   A:c
               С
```

```
tail (Pastes)
```

```
##
    strength batch cask sample
## 55
        58.3
                        J:a
                   а
## 56
     59.3
               J
                       J:a
## 57 59.2
               J b J:b
## 58
     59.2
               J b J:b
## 59
     58.9
                     J:c
## 60
      56.6
               J
                       J:c
```



```
fit <- aov(strength ~ batch + batch:cask, data = Pastes)
#fit <- aov(strength ~ batch/cask, data = Pastes) ## equivalent formulat:
#fit <- aov(strength ~ batch + cask %in% batch, data = Pastes)
summary(fit)</pre>
```

```
## batch 9 247.4 27.489 40.55 2.28e-14 ***

## batch:cask 20 350.9 17.545 25.88 9.79e-14 ***

## Residuals 30 20.3 0.678

## ---

## Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
```

	E[MS]
batch	$\sigma^2 + 2 \cdot \sigma_{\beta}^2 + 2 \cdot 3 \cdot \sigma_{\alpha}^2$
cask(batch)	$\sigma^2 + 2 \cdot \sigma_{\beta}^2$
Error	$\sigma^2$

- Da saída podemos manualmente calcular os diferentes componentes de variância resolvendo as equações que correspondem às esperanças dos quadrados médios.
- Exercício: (1) qual é este método de estimação? (2) Estime os componentes de variância.

```
## Df Sum Sq Mean Sq F value Pr(>F)
## batch 9 247.4 27.489 40.55 2.28e-14 ***
## batch:cask 20 350.9 17.545 25.88 9.79e-14 ***
## Residuals 30 20.3 0.678
## ---
## Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
```

#### Método dos momentos

```
sigma2 <- .678
sigma2bc <- (17.545 - sigma2) / 2
sigma2b <- (27.489 - sigma2 - 2 * sigma2bc ) / (2*3)
cat("Method of Moments Variance Component Estimates", "\n",
    "Var(error)=", sigma2, "\n", "Var(C(B))=", sigma2bc, "\n",
    "Var(B)=", sigma2b, "\n")</pre>
```

```
## Method of Moments Variance Component Estimates
## Var(error) = 0.678
## Var(C(B)) = 8.4335
## Var(B) = 1.657333
```

- Similarmente, testes têm que ser computados manualmente.
- Por exemplo, para o componente de variância de lote:

```
pf(27.489 / 17.545, 9, 20, lower.tail = FALSE)
## [1] 0.1925487
```

• Assim, não podemos rejeitar  $H_0:\sigma_A^2=0$ .

```
## lmer approaches (all equivalent) ####
fm1 <- lmer(strength ~ (1 | batch/cask), data = Pastes)
summary(fm1)</pre>
```

```
## Linear mixed model fit by REML ['lmerMod']
## Formula: strength ~ (1 | batch/cask)
##
     Data: Pastes
##
## REML criterion at convergence: 247
##
## Scaled residuals:
## Min 10 Median 30 Max
## -1.4798 -0.5156 0.0095 0.4720 1.3897
##
## Random effects:
## Groups
          Name Variance Std.Dev.
## cask:batch (Intercept) 8.434 2.9041
## batch (Intercept) 1.657 1.2874
## Residual
                        0.678 0.8234
## Number of obs: 60, groups: cask:batch, 30; batch, 10
##
## Fixed effects:
```

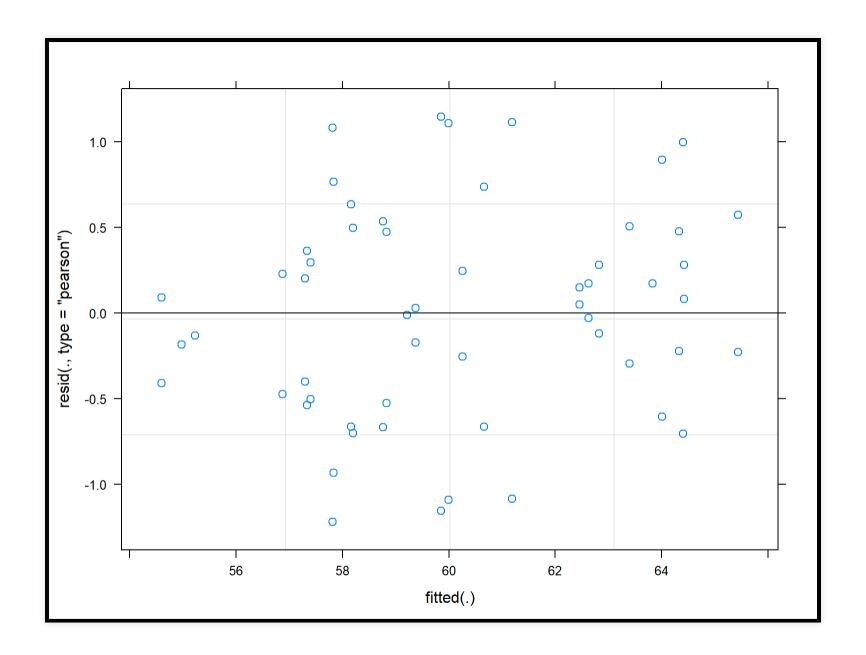
```
confint(fm1, oldNames = FALSE)
```

```
fm2 <- lmer(strength ~ (1 | batch) + (1 | cask:batch), data = Pastes)
library(lmerTest)
rand(fm2)</pre>
```

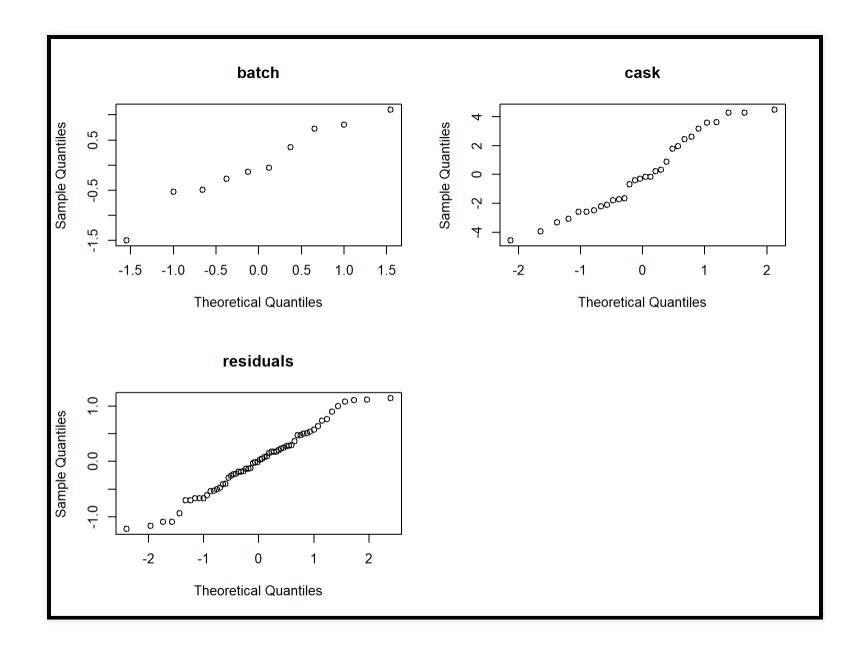
## Exemplo

• Pergunta: o que podemos concluir?

```
## residual analysis ####
plot(fm1) ## Tukey-Anscombe plot
```



```
par(mfrow = c(2,2))
qqnorm(ranef(fm1)$batch[,1], main = "batch")
qqnorm(ranef(fm1)$'cask:batch'[,1], main = "cask")
qqnorm(resid(fm1), main = "residuals")
```



#### Próxima aula

• Lista de exercícios 2 (não haverá aula presencial)

