## MAT02035 - Modelos para dados correlacionados

#### Análise de resíduos e diagnóstico

Rodrigo Citton P. dos Reis citton.padilha@ufrgs.br

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

Porto Alegre, 2019



# Introdução

## Introdução

- A análise de dados longitudinais não fica completa sem uma examinação dos resíduos.
  - Ou seja, a verificação das suposições impostas ao modelo e ao processo de inferência.
- As ferramentas usuais de análise de resíduos para a regressão convencional (com observações independentes) podem ser estendidas para a estrutura longitudinal.

Defina o vetor de resíduos para cada indivíduo

$$r_i = Y_i - X_i \hat{\beta}.$$

► O vetor de resíduos tem média zero e fornece uma estimativa para o vetor de erros

$$e_i = Y_i - X_i \beta$$
.

- Os resíduos r<sub>i</sub> podem ser usados para verificar se há desvios sistemáticos do modelo quanto à resposta média;
  - eles também podem formar a base de uma avaliação da adequação do modelo para a covariância.
- Por exemplo, um gráfico de dispersão dos resíduos  $r_{ij} = Y_{ij} X'_{ij}\hat{\beta}$  versus a resposta média predita  $\hat{\mu}_{ij} = X'_{ij}\hat{\beta}$  pode examinar a presença de qualquer tendência sistemática.
  - Em um modelo especificado corretamente, o gráfico de dispersão não deve exibir um padrão sistemático, com uma dispersão mais ou menos aleatória em torno de uma média constante zero.

Para propósitos mais práticos,os gráficos de resíduos podem ser usados para detectar discrepâncias no modelo para a resposta média ou a presença de observações distantes ("outliers") que requerem investigação adicional.

No entanto, existem duas propriedades dos resíduos de uma análise de dados longitudinais que devem ser lembradas.

- 1. Os componentes do vetor de resíduos  $r_i$  e não tem necessariamente variância constante.
  - Como resultado, diagnósticos de resíduos padrão para examinar a homogeneidade da variância residual ou a autocorrelação entre os resíduos devem ser totalmente evitados.
- Embora os resíduos de uma regressão linear univariada não estejam correlacionados com as covariáveis, os resíduos de uma análise de regressão de dados longitudinais podem estar correlacionados com as covariáveis.
  - Como resultado, pode haver uma tendência sistemática aparente no gráfico de dispersão dos resíduos contra uma covariável selecionada.

#### Resíduos transformados

#### Resíduos transformados

- Para contornar alguns dos problemas mencionados com o uso de resíduos a partir de dados longitudinais com base em r<sub>i</sub>, podemos transformar os resíduos.
- Há muitas possibilidades para transformar os resíduos.
- ▶ A transformação deve ser realizada de forma que os resíduos "imitem" aqueles da regressão linear padrão.
- Os resíduos r<sub>i</sub>\* definidos a seguir são não-correlacionados e têm variância unitária:

$$r_i^* = L_i^{-1} r_i = L_i^{-1} (Y_i - X_i \hat{\beta}),$$

em que Li é a matriz triangular superior resultante da **decomposição de Cholesky** da matriz de covariâncias estimada  $\hat{\Sigma}_i$ , ou seja,  $\hat{\Sigma}_i = L_i L_i'$ .

# Resíduos transformados: gráficos

- ▶ Dado o conjunto de resíduos transformados,  $r_i^*$ , todos os diagnósticos de resíduos usuais para regressão linear padrão podem ser aplicados.
- Por exemplo, podemos construir um gráfico de dispersão dos resíduos transformados,  $r_{ij}^*$ , versus os valores preditos transformados,  $\mu_{ij}^*$ , em que

$$\mu_i^* = L_i^{-1} \hat{\mu}_i = L_i^{-1} X_i \hat{\beta}.$$

Em um modelo especificado corretamente, esse gráfico de dispersão não deve exibir um padrão sistemático, com uma dispersão aleatória em torno de uma média constante zero e com um intervalo constante para variados  $\mu_{ii}^*$ .

# Resíduos transformados: gráficos

- ▶ Da mesma forma, podemos construir um gráfico de dispersão dos resíduos transformados *versus* covariáveis transformadas selecionadas.
- Com dados longitudinais, um gráfico de dispersão dos resíduos transformados versus o tempo transformado (ou idade) pode ser particularmente útil para avaliar a adequação das premissas do modelo sobre padrões de mudança na resposta média ao longo do tempo.
- Por fim, os resíduos transformados também tornam um pouco mais fácil identificar assimetria e possíveis observações atípica que requerem maior investigação.

# Resíduos transformados: gráficos

- Um gráfico de quantil normal (ou o chamado quantil-quantil ou gráfico de Q-Q) dos resíduos transformados pode ser usado para avaliar a suposição de distribuição normal e identificar valores extremos.
  - Ou seja, com base nas posições (ranks) dos resíduos transformados, podemos gerar um gráfico dos quantis amostrais dos resíduos contra os quantis esperados se eles tiverem uma distribuição normal.
  - Se os resíduos se afastam discernivelmente de uma linha reta, a suposição de normalidade pode não ser sustentável.
  - A assimetria é geralmente indicada por um padrão em forma de arco no gráfico quantil normal; os outliers aparecerão como "retardatários", longe dos fins da linha reta.

- Historicamente, o semi-variograma tem sido amplamente utilizado em estatística espacial para representar a estrutura de covariância em dados geoestatísticos.
- Ao contrário dos dados espaciais bidimensionais, as coordenadas dos dados longitudinais são ao longo de uma única dimensão, a saber, o tempo.
- Para dados longitudinais, o semi-variograma é definido como metade do quadrado da diferença esperada entre os resíduos obtidos no mesmo indivíduo.

ightharpoonup O semi-variograma, denotado por  $\gamma(h_{ijk})$ , é dado por

$$\gamma(h_{ijk}) = \frac{1}{2} \mathsf{E} (r_{ij} - r_{ik})^2,$$

em que  $h_{ijk}$  é tempo decorrido entre a j-ésima e a k-ésima medidas repetidas do i-ésimo indivíduo.

 Como os resíduos tem média zero, o semi-variograma pode ser expresso como

$$\gamma(h_{ijk}) = \frac{1}{2} E(r_{ij} - r_{ik})^{2} 
= \frac{1}{2} E(r_{ij}^{2} + r_{ik}^{2} - 2r_{ij}r_{ik}) 
= \frac{1}{2} Var(r_{ij}) + \frac{1}{2} Var(r_{ik}) - Cov(r_{ij}, r_{ik}).$$

- Embora o semi-variograma possa ser usado para sugerir modelos apropriados para a covariância, aqui simplesmente o usamos como uma ferramenta de diagnóstico para avaliar a adequação de um modelo selecionado para a covariância.
- ▶ Quando o semi-variograma é aplicado aos resíduos transformados,  $r_{ij}^*$ , ele simplifica a

$$\gamma(h_{ijk}) = \frac{1}{2} \mathsf{Var}\left(r_{ij}^*\right) + \frac{1}{2} \mathsf{Var}\left(r_{ik}^*\right) - \mathsf{Cov}\left(r_{ij}^*, r_{ik}^*\right) = \frac{1}{2}(1) + \frac{1}{2}(1) - 0 = 1.$$

Assim, em um modelo especificado corretamente para a covariância, o gráfico do semi-variograma para os resíduos transformados versus o tempo decorrido entre as observações correspondentes deve flutuar aleatoriamente em torno de uma linha horizontal centralizada em 1.

# Exemplo: Influência da menarca nas mudanças do percentual de gordura corporal

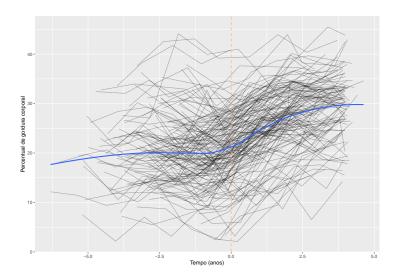
- ► Estudo prospectivo do aumento de gordura corporal em uma coorte de 162 garotas.
- Sabe-se que o percentual de gordura nas garotas tem um aumento considerável no período em torno da menarca (primeira menstruação).
- Parece que este aumento continua significativo por aproximadamente quatro anos depois da menarca, mas este comportamento ainda não foi devidamente estudado.
- ▶ As meninas foram acompanhadas até quatro anos depois da menarca.

- Há um total de 1049 medidas, com uma média de 6,4 medidas por menina.
- Variáveis do estudo:
  - Resposta: Percentual de gordura corporal;
  - Covariáveis: Tempo em relação à menarca (idade da menina no instante observado menos idade quando teve a menarca) - pode ser positivo ou negativo.

```
Carregando pacotes do R
library(here)
library(haven)
library(tidyr)
library(ggplot2)
library(dplyr)
# Carregando o arquivo de dados
fat <- read dta(
  file = here::here("data", "fat.dta"))
fat
```

```
## # A tibble: 1,049 x 5
##
        id
            age agemen
                      time
                                pbf
##
     <dbl> <dbl> <dbl> <dbl> <dbl> <
##
         1 9.32 13.2 -3.87 7.94
         1 10.3
##
   2
                  13.2 -2.86 15.6
##
   3
         1 11.2
                  13.2 -1.95 13.5
         1 12.2
##
                  13.2 -1 23.2
         1 13.2
                  13.2 0.0500 10.5
##
   5
##
   6
         1 14.2
                  13.2 1.05
                              20.5
##
         2 8.84
                  13.3 - 4.44
                              16.2
         2 10.1
##
   8
                  13.3 -3.20
                              13.3
##
         2 11.0 13.3 -2.25 16.0
## 10
         2 12.8
                  13.3 -0.510 15.3
## # ... with 1,039 more rows
```

```
p <- ggplot(data = fat,</pre>
            mapping = aes(x = time, y = pbf,
                           group = id)) +
  geom line(alpha = 0.3) +
  geom vline(xintercept = 0,
             colour = "lightsalmon",
             linetype = "longdash") +
  labs(x = "Tempo (anos)",
       y = "Percentual de gordura corporal")
p + geom_smooth(data = fat,
                mapping = aes(x = time, y = pbf,
                               group = NULL),
                method = "loess", se = FALSE)
```



- ▶ O modelo inicialmente proposto considera que cada garota tem uma curva de crescimento *spline* linear com um *knot* no tempo da menarca.
- ▶ Ajustou-se o seguinte modelo linear de efeitos mistos:

$$E(Y_{ij}|b_i) = \beta_1 + \beta_2 t_{ij} + \beta_3 (t_{ij})_+ + b_{1i} + b_{2i} t_{ij} + b_{3i} (t_{ij})_+,$$

em que

$$(t_{ij})_+ = \left\{ egin{array}{ll} t_{ij} & ext{se} & t_{ij} > 0, \ 0 & ext{se} & t_{ij} \leq 0. \end{array} 
ight.$$

A função lspline do pacote de mesmo nome facilita o ajuste do modelo proposto.

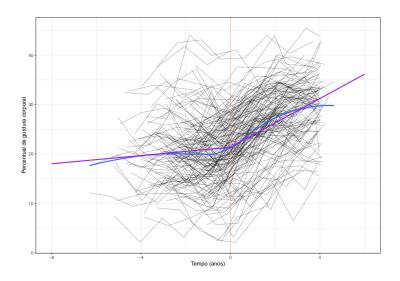
```
fat <- as.data.frame(fat)</pre>
library(nlme)
library(lspline)
mod1 <- lme(pbf ~ lspline(x = time,</pre>
                            knots = 0,
                            marginal = TRUE),
             random = ~ lspline(x = time,
                            knots = 0,
                            marginal = TRUE) | id,
             data = fat)
```

**Table 1:** Coeficientes de regressão estimados (efeitos fixos) e erros padrões para os o modelo linear por partes para dos dados de percentual de gordura.

	Estimativa	EP	Z
(Intercepto)	21.3614	0.5645	37.84
tempo	0.4171	0.1572	2.65
$(tempo)_+$	2.0471	0.2280	8.98

Com o pacote ggeffects é possível visualizar os efeitos marginais do modelo

```
library(ggeffects)
margeff <- ggpredict(model = mod1, terms = "time")</pre>
p + geom_smooth(data = fat,
                mapping = aes(x = time, y = pbf,
                               group = NULL),
                method = "loess", se = FALSE) +
  geom_line(data = margeff,
            mapping = aes(x = x, y = predicted,
                           group = NULL),
            colour = "purple", size = 1) +
  theme bw()
```



Matriz G de covariância de  $b_i$ 

```
G <- getVarCov(mod1, type = "random.effects")
matrix(G, ncol = 3, byrow = T)
## [,1] [,2] [,3]</pre>
```

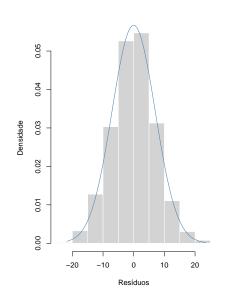
```
## [1,] 45.939154 2.526047 -6.109079
## [2,] 2.526047 1.630971 -1.750363
## [3,] -6.109079 -1.750363 2.749384
```

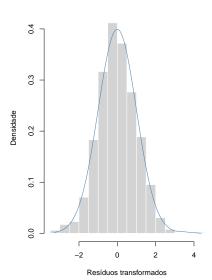
```
mod1$sigma^2 # sigma^2 ("R_i")
```

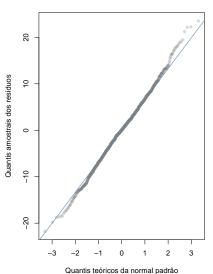
```
## [1] 9.473401
```

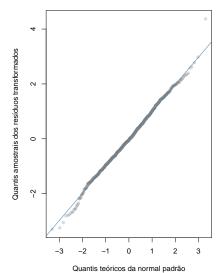
#### Calculando e transformando os resíduos e valores preditos

```
library(mgcv)
# Calculate the residuals
res <- residuals(mod1, level = 0)
pred <- fitted(mod1, level = 0)</pre>
# Cholesky residuals
est.cov <- extract.lme.cov(mod1, fat) # We extract the blocked
# covariance function of the residuals
Li <- t(chol(est.cov)) # We find the Cholesky transformation
# of the residuals. (The transform is to get the lower
# triangular matrix.)
rest <- solve(Li) %*% res # We then calculate the
# transformed residuals.
predt <- solve(Li) %*% pred</pre>
```

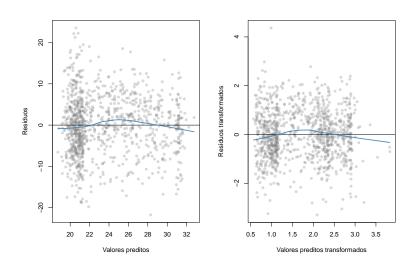




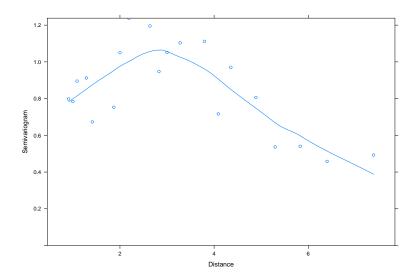




#### Gráfico de dispersão dos Resíduos versus Valores ajustados



Semi-variograma? (Este gráfico ainda precisa ser melhor estudado)



# O que fazer quando as suposições do modelo são violadas?

- Verificar a estrutura da média.
- Transformar a resposta.
- Propor outra estrutura de variância-covariância para os erros (Modelo Marginal).
- Modelar a estrutura variância-covariância do erro intra-indivíduo (erro de medida, modelo de efeitos aleatórios).

#### Verificando a estrutura da média

- Existe alguma proposta teórica da área de pesquisa?
- ▶ Os perfis suavizados (*LOESS*) são as principais ferramentas de análise exploratória para estrutura da média em função do tempo.
- ▶ Propostas empíricas: funções *splines* (com um ou dois *knots*), modelos lineares ou com termos quadráticos.

#### Verificando a estrutura da média

- Outra possibilidade é a **transformação** da variável resposta.
- ▶ Desvantagem: a interpretação dos resultados se torna mais complexa.

#### Estrutura de covariância

- Em modelos marginais utilize o padrão de covariância a não-estruturada em delineamentos balanceados quando o número de tempos de medição não for excessivo.
  - Incluir heterocedasticidade quando possível.
- ► Em modelos de efeitos aleatórios utilizar uma outra estrutura para  $R_i = \text{Cov}(\epsilon_i)$ .

#### Exercício

#### Exercício

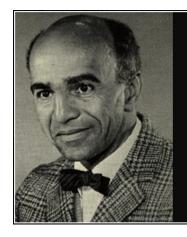
- Considere o exemplo anterior e ajuste um modelo linear de efeitos mistos com um termo spline quadrático.
- ▶ Realize a análise de resíduos para este modelo.

#### **Avisos**

#### **Avisos**

- ▶ **Próxima aula (21/11):** Modelos lineares generalizados para dados longitudinais.
  - Revisão de modelos lineares generalizados.
- ▶ Para casa: ler o Capítulos 9 e 10 do livro "Applied Longitudinal Analysis".
  - Caso ainda não tenha lido, leia também os Caps. 1, 2, 3, 4, 5, 6, 7 e 8.

#### Bons estudos!



Basically, I'm not interested in doing research and I never have been... I'm interested in understanding, which is quite a different thing. And often to understand something you have to work it out yourself because no one else has done it.

— David Blackwell —

AZ QUOTES