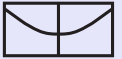




# TRABALHO FINAL DE REGRESSÃO LINEAR

Maria Luiza B. Quirino (190113456), Poliana Matos (190115670) e  
Rafael de Acypreste (200060023)

Professora Maria Theresa



# Table of contents

<b>Introdução</b>	<b>3</b>
<b>1 Objetivos</b>	<b>4</b>
<b>2 Metodologia</b>	<b>5</b>
2.1 Seleção de variáveis . . . . .	5
2.1.1 Modelos de mais de uma ordem . . . . .	6
2.1.2 Variáveis categóricas . . . . .	6
2.1.3 Variáveis com interação . . . . .	7
2.1.4 Procedimentos de seleção de variáveis ( <i>forward, backward e stepwise</i> ) . . . . .	7
2.2 Pressupostos de um modelo linear . . . . .	8
2.3 Estimação dos parâmetros . . . . .	8
2.3.1 Testes de ausência de regressão e de significância dos parâmetros . . . . .	9
2.4 Validação do modelo . . . . .	10
<b>3 Resultados</b>	<b>11</b>
3.1 Modelo Completo e Seleção de Variáveis . . . . .	11
3.1.1 Seleção de Variáveis . . . . .	16
<b>Referências</b>	<b>34</b>

# Introdução

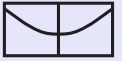
O Estudo sobre a Eficácia do Controle de Infecções Hospitalares (SENIC, Study on the Efficacy of Nosocomial Infection Control, em inglês) buscou avaliar se programas de controle e vigilância contra infecções reduziram as taxas de infecção hospitalar nos Estados Unidos. Também se desejou avaliar a relação entre algumas características dos hospitais e pacientes nas mudanças de taxa de infecção.

O estudo foi realizado entre 1975-76. Para este trabalho, será utilizada uma amostra aleatória de 113 hospitais, dos 338 hospitais que participaram do estudo.

Os dados coletados ajudarão a responder as seguintes perguntas:

1. O número de enfermeiros está relacionado às instalações e serviços do hospital e com a região? Em caso afirmativo, como?
2. A duração da internação está associada a quais fatores? Características do paciente, seu tratamento e hospital têm qual implicação?

Para responder a essas perguntas, será utilizado o arcabouço estatístico de regressões lineares, explicado na Seção 2.



# 1 Objetivos

O objetivo geral do trabalho é avaliar como questões de estrutura dos hospitais se relacionaram com as infecções hospitalares em hospitais dos Estados Unidos no período de 1975-1976.

Os objetivos específicos são:

- Avaliar a relação entre o número de enfermeiros com respeito às instalações e região do hospital;
- Estudar se a duração da internação está associada a características do paciente, seu tratamento e as características do próprio hospital;
- Descrever o uso de modelos de regressão linear para a análise dos dados coletados na pesquisa.

## 2 Metodologia

As principais fórmulas adotadas têm sua fundamentação especialmente determinada em Kutner et al. (2004).

Para o cumprimento dos objetivos de pesquisa, será usado o arcabouço teórico estatístico relacionado aos modelos de regressão linear. Em síntese, os modelos de regressão linear são modelos que buscam quantificar e qualificar as relações entre uma variável dependente — a ser explicada — e uma ou mais variáveis independentes, que auxiliam na explicação da variável dependente.

Como se trata de uma relação de dependência no sentido estatístico, não há necessariamente uma relação de causalidade entre as variáveis. Ainda assim, a relação de dependência pode ser usada para a previsão de valores da variável dependente, a partir de valores conhecidos das variáveis independentes.

A estrutura geral de um modelo de regressão linear é dada pela equação:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \dots + \beta_n X_{ni} + \varepsilon_i \quad (2.1)$$

em que  $y$  é a variável dependente,  $x_1, x_2, \dots, x_n$  são as variáveis independentes,  $\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_n$  são os parâmetros do modelo e  $\varepsilon_i$  é o erro aleatório.

### 2.1 Seleção de variáveis

O processo de seleção de variáveis envolve processos que ajudam a identificar as variáveis relevantes para o modelo. Antes, é preciso conhecer os tipos de variáveis que podem estar presentes no modelo para além dos formatos tradicional das variáveis como são coletadas.

Alguns critérios auxiliam na seleção das variáveis do modelo de regressão linear a ser utilizado, como a análise do  $R^2$ ,  $R^2$  ajustado, Critério de Pressão de Mallows ( $C_p$ ) e Critério de Informação Bayesiano (BIC). Nessa seleção, busca-se uma boa relação entre capacidade explicativa/preditiva e parcimoniosidade do modelo.

O coeficiente de determinação ( $R^2$ ) é uma medida de ajuste do modelo, que indica a proporção da variância da variável dependente que é explicada pelas variáveis independentes. Ele é calculado por:

$$R^2 = \frac{SQ_{reg}}{SQ_{tot}}$$

em que  $SQ_{reg}$  é a soma dos quadrados da regressão e  $SQ_{tot}$  é a soma dos quadrados totais.

O  $R^2$  ajustado é uma medida de ajuste do modelo que parte do coeficiente de determinação, mas penaliza a inclusão de variáveis que não contribuem para a explicação da variável dependente. Sua fórmula é dada por

$$R^2_{ajustado} = 1 - \frac{(n-1)}{n-p} \frac{SQ_{erros}}{SQ_{tot}}$$

em que  $SQ_{erros}$  é a soma dos quadrados dos erros,  $n$  é o número de observações e  $p$  é o número de variáveis independentes.

O Critério de Pressão de Mallows ( $C_p$ ) é uma medida de ajuste do modelo que penaliza a inclusão de variáveis que não contribuem para a explicação da variável dependente. É calculado por

$$C_p = \frac{SQ_{erros}}{MSE(X_1, \dots, X_{p-1})} - (n - 2p)$$

em que  $SQ_{erros}$  é a soma dos quadrados dos erros,  $MSE$  é o erro médio quadrático,  $n$  é o número de observações e  $p$  é o número de parâmetros.

Nesse caso, quando não há viés na regressão do modelo de base para comparação, o valor esperado de  $C_p$  é aproximadamente  $p$  (Kutner et al. 2004, 358).

O Critério de Informação Bayesiano (BIC) é uma medida de ajuste do modelo que penaliza a inclusão de variáveis que não contribuem para a explicação da variável dependente. É calculado por

$$BIC = n \ln(SQ_{erros,p}) - n \ln(n) + p \ln(n)$$

## 2.1 Modelos de mais de uma ordem

Os modelos de mais de uma ordem são aqueles em que a variável dependente é explicada por uma ou mais variáveis independentes que podem estar em forma de alguma potência inteira maior do que 1. São os chamados “modelos polinomiais” (Kutner et al. 2004, 294). Há duas razões principais para isso:

1. A relação entre a variável explicada e as variáveis explicativas é curvilínea; ou
2. Quando a relação entre as variáveis não é curvilínea, mas pode ser aproximada por uma curva.

Esta última razão tem aplicabilidade comum, e faz parte das hipóteses do presente estudo.

Um exemplo de modelo de mais de uma ordem é o modelo quadrático, dado pela equação:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_{1,1} X_{1i}^2 + \varepsilon_i \quad (2.2)$$

em que  $Y_i$  é a variável dependente,  $X_{1i}$  é a variável independente,  $\beta_0$  é o intercepto,  $\beta_1$  é o coeficiente da variável independente e  $\beta_{1,1}$  é o coeficiente da variável independente elevada ao quadrado.

Entretanto, é preciso estar atento às complicações que fórmulas quadráticas ou superiores podem acrescentar à interpretação dos resultados. A depender do sinal do coeficiente da variável independente elevada ao quadrado, a curva pode ter concavidade para cima ou para baixo. Em geral, a interpretação mais relevante está em torno de eventual ponto de inflexão (mínimo ou máximo), se este fizer parte do intervalo de observação da variável independente.

## 2.1 Variáveis categóricas

Variáveis categóricas também podem ser usadas em modelos de regressão linear, desde que sejam transformadas em variáveis binárias. A transformação é feita por meio da criação de novas colunas, que assumem o valor 1 quando a categoria está presente e 0 quando a categoria está ausente.

Para  $n$  categorias distintas, são necessárias  $n - 1$  colunas, pois a última categoria é a referência para as demais e estará representada pelo valor do intercepto do modelo quando as demais categorias assumirem valor 0. Nesse caso, há uma variação da reta de regressão para cada categoria, indicando uma alteração homogênea sobre o nível da variável resposta sob efeito de todas as demais variáveis.

Um exemplo de variável categórica é a filiação ou não a uma escola de medicina. Considerando  $X_1$  como a variável categórica,  $X_2$  outra variável quantitativa do modelo, a interpretação do modelo se dá da seguinte forma:

$$\begin{aligned} E[Y] &= \beta_0 + \beta_1(1) + \beta_2 X_2 = (\beta_0 + \beta_1) + \beta_2 X_2 & , \text{ se } X_1 = 1 \\ E[Y] &= \beta_0 + \beta_1(0) + \beta_2 X_2 = \beta_0 + \beta_2 X_2 & , \text{ se } X_1 = 0 \end{aligned} \quad (2.3)$$

Com essa construção, a interpretação do modelo se dá diretamente avaliando a presença ou não da variável categórica de interesse, mantendo as demais variáveis constantes.

## 2.1 Variáveis com interação

Quando um modelo de regressão linear possui variáveis sem interação entre elas, diz-se tratar de um “modelo aditivo” (Kutner et al. 2004). Entretanto, quando isso ocorre, as variáveis devem aparecer sob a forma de produto no modelo, como no exemplo a seguir:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \beta_{1,2} X_{1i} X_{2i} + \varepsilon_i \quad (2.4)$$

Nesse caso, o efeito de  $X_1$  sobre  $Y$  depende do valor de  $X_2$ , e vice-versa. A interpretação do modelo envolve fazer a análise de efeito de cada variável não aditiva a partir de um dado nível da outra variável com que ela se relaciona. Nesse caso, o efeito da variável  $X_1$  sobre  $Y$  dado  $X_2$  constante é dada por:

$$\beta_1 + \beta_{1,2} X_{2i}$$

Esse procedimento deve ser realizado para todas as formas de interação.

## 2.1 Procedimentos de seleção de variáveis (forward, backward e stepwise)

Há também procedimentos de seleção de variáveis que podem ser usados para a seleção de variáveis. São eles:

1. *Forward*: o procedimento parte de um modelo com apenas o intercepto e vai adicionando variáveis, uma a uma, até que não seja possível adicionar mais nenhuma variável com significância estatística. A adição de variáveis é feita com base no menor p-valor.
2. *Backward*: fazendo o processo inverso do anterior, o procedimento parte de um modelo com todas as variáveis e vai retirando variáveis do modelo, uma a uma de acordo com seu p-valor, até que todas as variáveis sejam significativas do ponto de vista estatístico.

3. *Stepwise*: o procedimento parte de um modelo com apenas o intercepto e vai adicionando ou retirando variáveis, uma a uma, até que não seja possível adicionar ou seja necessário retirar alguma variável com significância estatística. O procedimento termina quando se encontra o “melhor” modelo (Kutner et al. 2004, 364–66).

## 2.2 Pressupostos de um modelo linear

Um modelo de regressão linear apresenta alguns pressupostos, que devem ser verificados para que o modelo seja considerado adequado. São eles:

1. Linearidade: a relação entre as variáveis deve ser linear. Caso contrário, é necessário transformar as variáveis para que a relação se torne linear. Este pressuposto pode ser verificado por meio de gráficos de dispersão entre as variáveis e os resíduos;
2. Normalidade: os erros devem ser normalmente distribuídos, o que se pode verificar ao analisar os resíduos do modelo. Pode ser verificado por meio do teste de Shapiro-Wilk e pela visualização do gráfico de distribuição normal dos resíduos;
3. Homocedasticidade: os erros devem ter variância constante, o que se pode verificar ao analisar os resíduos do modelo em relação às variáveis independentes. Costuma ser verificado por meio do teste de Breusch-Pagan; e
4. Independência: os erros devem ser independentes, o que também se pode verificar ao analisar os resíduos do modelo em relação às variáveis independentes. Pode ser verificado por meio do teste de Durbin-Watson;
5. Ausência de multicolinearidade entre as variáveis: as variáveis independentes não devem ser correlacionadas entre si, o que se pode verificar ao analisar a matriz de correlação entre as variáveis independentes. O caso da multicolinearidade perfeita pode fazer com que o modelo tenha múltiplas soluções, o que torna a estimação sem validade. O caso da multicolinearidade imperfeita pode fazer com que o modelo tenha solução, mas com variâncias muito grandes — com elevada chance de não rejeição da hipótese nula de parâmetro zero, estimativas com sinais em desacordo com toda a literatura existente, o que torna a estimação também problemática.

## 2.3 Estimação dos parâmetros

Os parâmetros do modelo são estimados por meio do método dos mínimos quadrados ordinários (MQO). O método consiste em minimizar a soma dos quadrados dos resíduos, ou seja, a soma dos quadrados das diferenças entre os valores observados e os valores estimados pelo modelo.

A estrutura geral do modelo de regressão linear em forma matricial é dada pela equação:

$$\mathbf{Y}_{[n \times 1]} = \mathbf{X}'_{[n \times p]} \boldsymbol{\beta}_{[p \times 1]} + \boldsymbol{\varepsilon}_{[n \times 1]} \quad (2.5)$$

em que  $\mathbf{Y}$  é o vetor de variáveis dependentes,  $\mathbf{X}$  é a matriz de variáveis independentes,  $\boldsymbol{\beta}$  é o vetor de parâmetros e  $\boldsymbol{\varepsilon}$  é o vetor de erros aleatórios.

Os parâmetros são estimados por meio da equação:

$$\mathbf{b} = (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\mathbf{Y} \quad (2.6)$$

em que  $\mathbf{b}$  é o vetor de parâmetros estimados.



Para fazer inferências e os testes de hipóteses, é necessário estimar a matriz de variância e covariância dos parâmetros. Isso pode ser feito a partir da estimação dos parâmetros e por meio da equação:

$$\mathbf{Var}(b) = \sigma^2(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1} \quad (2.7)$$

em que  $\mathbf{V}(b)$  é a matriz de variância e covariância dos parâmetros e  $\sigma^2$  é a variância dos erros aleatórios.

Por fim, como os erros aleatórios não são observados, é preciso estimar a variância dos erros aleatórios. Isso pode ser feito por meio da equação:

$$\mathbf{Var}(b) = \frac{SQ_{erros}}{n - p} \sigma^2(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1} = MSE(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1} \quad (2.8)$$

em que  $\hat{\sigma}^2$  é a estimativa da variância dos erros aleatórios,  $SQ_{erros}$  é a soma dos quadrados dos erros,  $n - p$  é o número de graus de liberdade do modelo, e  $MSE$  é o erro médio quadrático.

## 2.3 Testes de ausência de regressão e de significância dos parâmetros

A primeira análise de um modelo consiste em testar a hipótese nula de ausência de regressão. Isso é feito por meio de um teste F, cuja estatística é dada por:

$$F = \frac{SQ_{reg}}{p - 1} \div \frac{SQ_{erros}}{n - p} \quad (2.9)$$

em que  $SQ_{reg}$  é a soma dos quadrados da regressão,  $p - 1$  é o número de graus de liberdade da regressão,  $SQ_{erros}$  é a soma dos quadrados dos erros e  $n - p$  é o número de graus de liberdade dos erros.

Se os erros tiverem distribuição normal, a estatística  $F$  segue uma distribuição  $F$  com  $p - 1$  e  $n - p$  graus de liberdade.

Já os a validade estatística dos parâmetros pode ser testada por meio de um teste  $t - student$ , cuja estatística é dada por:

$$t^* = \frac{b_j - \beta_j}{\sqrt{\mathbf{s}^2(b_j)}} \quad (2.10)$$

em que  $b_j$  é o parâmetro estimado,  $\beta_j$  é o parâmetro teórico,  $\mathbf{s}^2(b_j)$  é a variância do parâmetro estimado e  $t^*$  é a estatística do teste que tem distribuição  $t - student_{(n-p)}$ . Normalmente, testa-se a hipótese nula de que o parâmetro é igual a zero, ou seja,  $H_0 : \beta_j = 0$ .

## 2.4 Validação do modelo

Por fim, após todos os procedimentos acima indicados, deve-se testar a validade do modelo e sua capacidade de generalização. Para isso, é preciso testar o modelo em uma amostra diferente daquela usada para a estimação dos parâmetros.

No caso em análise, será calculado um modelo com uma amostra de tamanho 60.

Em primeiro lugar, será calculado um novo modelo com os demais dados do problema, que fazem parte do conjunto de validação. Os parâmetros deste modelo são comparados aos parâmetros do modelo do conjunto de treinamento. Caso haja estabilidade dos parâmetros, pode-se dizer que o modelo é consistente com toda a população.

Em seguida, será calculado o erro médio quadrático (MSE) do modelo originalmente treinado no conjunto de validação. O MSE é calculado por meio da equação:

$$MSE = \frac{SQ_{erros}}{n - p} \quad (2.11)$$

em que  $SQ_{erros}$  é a soma dos quadrados dos erros,  $n - p$  é o número de graus de liberdade do modelo.

Espera-se, com isso, que o modelo tenha um MSE próximo ao MSE do modelo de treinamento. Teste semelhante pode ser feito com o coeficiente de determinação ( $R^2$ ) e o  $R^2$  ajustado.

Por fim, caso o modelo escolhido se comporte bem nas duas análises indicadas acima, estima-se o mesmo modelo, desta vez utilizando o conjunto de dados completo. Por se tratar de um tamanho de amostra maior, espera-se que a precisão do modelo seja mais elevada. Com isso, tem-se um modelo final, que pode ser usado para explicar a relação entre as variáveis e para a previsão de valores da variável dependente a partir de valores conhecidos das variáveis independentes.

## 3 Resultados

### 3.1 Modelo Completo e Seleção de Variáveis

Nesta etapa da pesquisa, realizou-se a análise preliminar das variáveis em estudo e a construção do modelo de regressão linear múltipla para investigar os fatores associados à duração da internação hospitalar. A abordagem foi enriquecida pela exploração de relações de segunda ordem, com foco específico na influência do número de enfermeiros(as) nas instalações e serviços disponíveis. Além disso, foram incorporadas variáveis regionais para examinar possíveis variações geográficas na duração da internação. Essa abordagem permite uma compreensão mais abrangente dos fatores que contribuem para a complexidade do tempo de internação hospitalar, considerando não apenas características individuais do paciente, mas também aspectos relacionados ao tratamento e ao contexto hospitalar.

Na avaliação das correlações entre variáveis quantitativas, foram observadas associações positivas e significativas entre a duração da internação e variáveis como risco de infecção, número de leitos, média diária de pacientes, quantidade de enfermeiros(as) e a disponibilidade de facilidades e serviços hospitalares. Essas correlações sugerem a possível influência dessas variáveis na variabilidade da duração da internação, como se pode ver na Figura 3.1.

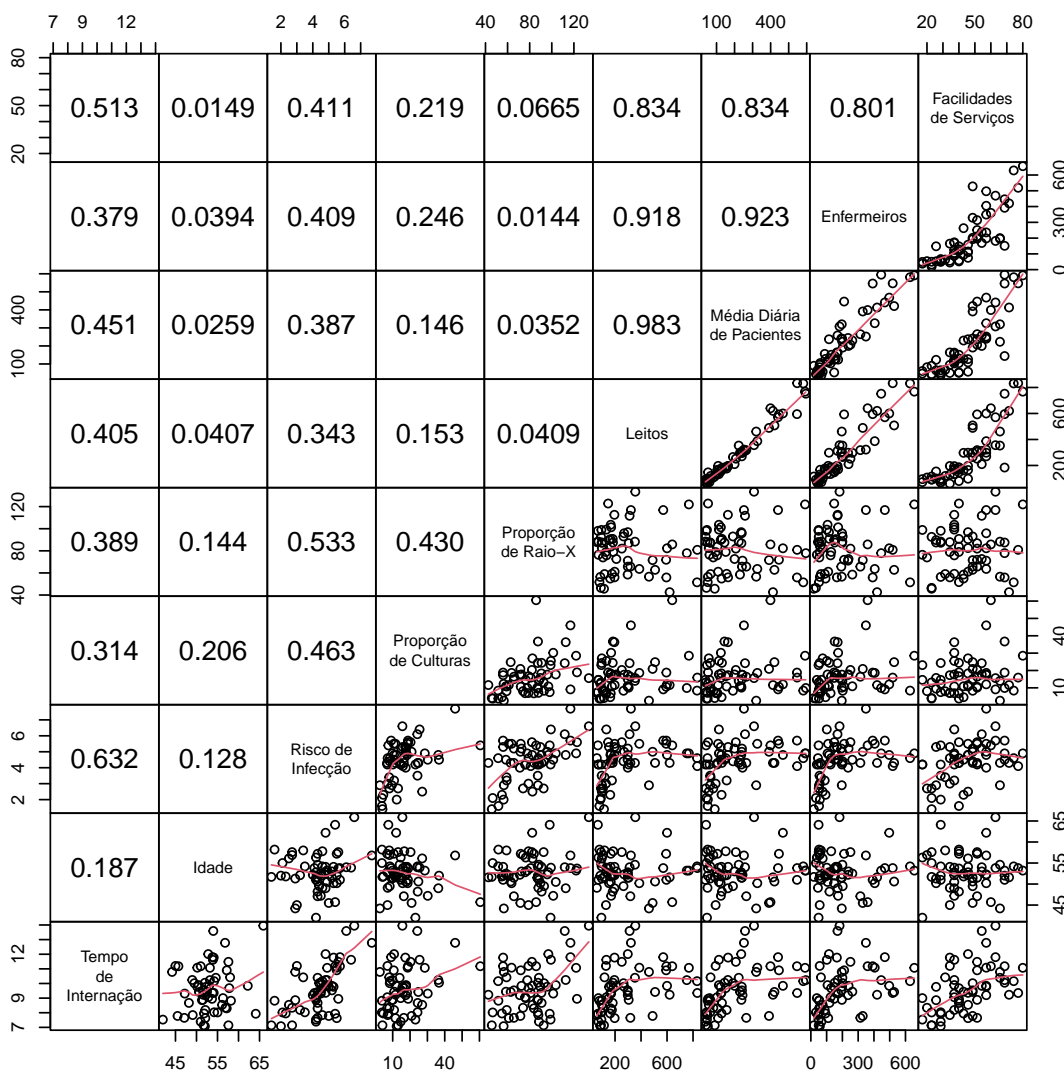


Figure 3.1: Correlações entre as variáveis quantitativas.

Ao explorar a relação entre a idade média dos pacientes e o tempo internação, foi observada uma associação modesta de 0,187, o que sugere, em geral, que pacientes mais idosos podem demandar internações mais prolongadas. O risco de infecção mostrou uma correlação substancial (0,632), o que indica que hospitais com maiores índices de risco infeccioso podem enfrentar internações mais extensas. A análise das proporções de culturas de rotina (0,314) e Raio-X de Tórax de rotina (0,389) revelou associações interessantes. Hospitais que realizam mais culturas de rotina e exames de Raio-X de Tórax de rotina parecem enfrentar internações mais longas, o que sugere uma possível relação entre a extensão das investigações diagnósticas e a duração do tratamento.

Destaca-se que a disponibilidade de leitos, o número de enfermeiros(as) e o percentual de facilidades e serviços apresentaram correlações positivas e consistentes (de 0,405, 0,379 e 0,513 respectivamente) com a duração da internação. Esses resultados ressaltam a importância crítica desses fatores na gestão eficaz do tempo de internação, evidenciando a necessidade de estruturas hospitalares adequadas e recursos humanos suficientes. Além disso, a média diária de pacientes apresentou uma correlação positiva de 0,451 com o tempo de internação, o que indica um aumento no tempo das internações em hospitais que apresentam maior demanda diária.

Ao considerar a influência de variáveis relacionadas ao paciente, tratamento e hospital na duração da internação, o modelo de regressão linear múltipla fornece insights valiosos, que podem ser vistos na Tabela 3.1. Esse modelo, embora seja mais simples por não incorporar interações ou termos de segunda ordem, é notável em sua capacidade de explicar 67,55% da variação na duração da internação. Isso sugere que, mesmo sem levar em conta complexidades adicionais nas relações entre as variáveis, as características básicas do paciente, seu tratamento e o ambiente hospitalar desempenham um papel crucial na determinação da duração da internação.

$$\begin{aligned}
Y_i = & \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \beta_3 X_{3i} + \beta_4 X_{4i} + \beta_5 X_{5i} + \beta_6 X_{6i} + \beta_7 X_{7i} + \beta_8 X_{8i} \\
& + \beta_9 X_{9i} + \beta_{10} X_{10i} + \beta_{11} X_{11i} + \beta_{11,11} X_{11i}^2 + \beta_{12} X_{12i} + \beta_{12,12} X_{12i}^2 \\
& + \beta_{7,12} X_{7i} X_{12i} + \beta_{8,12} X_{8i} X_{12i} + \beta_{9,12} X_{9i} X_{12i} + \varepsilon_i
\end{aligned}
\tag{3.1}$$

O modelo inicial ressalta a relevância de certas variáveis na explicação da duração da internação. Por exemplo, o coeficiente associado à idade não é estatisticamente significativo (p-valor: 0,5294), sugerindo que a idade média dos pacientes não está fortemente associada à duração da internação.

Em contrapartida, o coeficiente para o Risco de Infecção é estatisticamente significativo (p-valor: 0,001043), indicando que um aumento no risco de infecção está associado a um aumento na duração da internação. Além disso, os coeficientes negativos para as Regiões (regiaoNC, regioaS, regioaW) indicam que essas regiões têm internações mais curtas em comparação com a região NE. As demais variáveis do modelo não apresentam significância estatística uniforme, ressaltando a importância de variáveis específicas, como o Risco de Infecção, na explicação da variação na duração da internação.

Considerando a complexidade das relações entre variáveis, foi incorporado ao modelo interações e termos de segunda ordem. Essa abordagem visa explorar nuances que podem ser negligenciadas em um modelo linear.

A consideração específica da interação entre enfermeiros e a região W, por exemplo, apresenta um coeficiente negativo significativo (-2.651), o que indica que a região W demonstra uma associação substancial entre o aumento do número de enfermeiros e a redução mais acentuada na duração da internação em comparação com outras regiões geográficas.

Table 3.1: Modelo de regressão linear múltipla com interação e termos de segunda ordem.

	<i>Dependent variable:</i>	
	Modelo simples	t_internacao Modelo segunda ordem e interações
idade	0.022 p = 0.530	0.033 p = 0.366
r_infeccao	0.579*** p = 0.002	0.501** p = 0.013
prop_culturas	−0.014 p = 0.447	−0.015 p = 0.450
prop_raiox	0.008 p = 0.329	0.013 p = 0.166
leitos	0.001 p = 0.782	0.002 p = 0.637
escola_medicinaNão	−0.441 p = 0.362	−0.358 p = 0.529
regiaoNC	−0.615 p = 0.141	−0.449 p = 0.522
regiaoS	−0.991** p = 0.021	−0.742 p = 0.250
regiaoW	−2.064*** p = 0.0003	−2.651*** p = 0.002
m_dia_pacientes	0.002 p = 0.715	0.001 p = 0.830
enfermeiros	−0.003 p = 0.211	0.003 p = 0.651
facilidades_servicos	0.015 p = 0.393	−0.021 p = 0.759
I(enfermeiros <sup>2</sup> )		−0.00001 p = 0.316
I(facilidades_servicos <sup>2</sup> )		0.0003 p = 0.689
regiaoNC:enfermeiros		−0.001 p = 0.663
regiaoS:enfermeiros		−0.002 p = 0.566
regiaoW:enfermeiros		0.003 p = 0.290
Constant	5.764*** p = 0.008	5.287** p = 0.039
Observations	60	60
R <sup>2</sup>	0.676	0.697
Adjusted R <sup>2</sup>	0.593	0.575
Residual Std. Error	1.013 (df = 47)	1.036 (df = 42)
F Statistic	8.154*** (df = 12; 47)	5.687*** (df = 17; 42)

Note:

\* p&lt;0.1; \*\* p&lt;0.05; \*\*\* p&lt;0.01

O termo quadrático para o número de enfermeiros ( $X_{11i}^2$ ) apresenta um coeficiente negativo, sugerindo a possibilidade de saturação no impacto positivo do aumento no número de enfermeiros, indicando que, após um certo ponto, um aumento adicional pode não ter o mesmo efeito positivo na redução da duração da internação. Por outro lado, o termo quadrático para facilidades e serviços disponíveis ( $X_{12i}^2$ ) não demonstra significância estatística (p-valor: 0,6889), sugerindo que a relação quadrática entre essa variável e a duração da internação não é estatisticamente robusta.

Na avaliação global do modelo, o coeficiente de determinação ( $R^2$ ) de 0,6971 destaca sua eficácia ao explicar aproximadamente 69,71% da variabilidade na duração da internação, evidenciando sua robusta capacidade preditiva. No âmbito específico do modelo, destaca-se que o risco de infecção apresenta uma associação positiva e estatisticamente significativa (coeficiente: 0,501, p-valor: 0,0126) com a duração da internação. Essa constatação sugere que um aumento no risco de infecção está relacionado a um período mais longo de internação.

Em contraste, variáveis como idade e filiação a escola de medicina não apresentaram significância estatística, indicando que a idade média dos pacientes e a vinculação à escola de medicina não estão fortemente associadas à duração da internação. Além disso, outras variáveis, como proporção de culturas, leitos e facilidades e serviços disponíveis, também não apresentaram significância estatística uniforme, sugerindo que sua inclusão no modelo pode não contribuir significativamente para explicar a variabilidade observada na duração da internação.

Entretanto, surge a necessidade de uma análise mais profunda para assegurar a robustez do modelo. Questões sobre a presença de multicolinearidade entre as variáveis independentes são pertinentes, considerando o potencial impacto na precisão das estimativas. Como dito, a multicolinearidade, oriunda da alta correlação entre variáveis independentes, pode dificultar a identificação de seus efeitos individuais, comprometendo a interpretação dos resultados.

Dessa forma, a etapa seguinte compreenderá a condução de diagnósticos específicos para avaliar a multicolinearidade e, se necessário, efetuar ajustes no modelo. Paralelamente, serão realizadas análises dos pressupostos da regressão linear múltipla, tais como a normalidade dos resíduos, homocedasticidade e independência, visando garantir a validade das inferências.

Continuando a análise do modelo combinado, foram realizados testes importantes para verificar a adequação dos resíduos ao pressuposto da normalidade e homocedasticidade.

O teste de normalidade de Shapiro-Wilk foi aplicado aos resíduos do modelo combinado, resultando em uma estatística W de 0,9675 e um p-valor de 0,1094. O valor de W próximo a 1 e o p-valor superior a 0,05 sugerem que não há evidências suficientes para rejeitar a hipótese nula de normalidade dos resíduos. Conclusão semelhante pode ser identificada na Figura 3.2. Assim, os resíduos do modelo parecem seguir uma distribuição normal.

Além disso, foi realizado o teste de Breusch-Pagan para avaliar a homocedasticidade dos resíduos. O teste resultou em uma estatística BP de 17,1716, com 17 graus de liberdade e um p-valor de 0,4428. O p-valor maior que 0,05 indica que não há evidências significativas para rejeitar a hipótese nula de homocedasticidade. Portanto, os resíduos parecem exibir homocedasticidade, indicando que a variância dos erros é constante em diferentes níveis de preditores.

A análise da Figura 3.3 reforça que a independência dos resíduos foi atendida, consolidando a confiabilidade dos resultados obtidos no modelo. Além disso, o teste de Durbin-Watson para independência também não rejeitou a hipótese nula de independência, com p-valor de

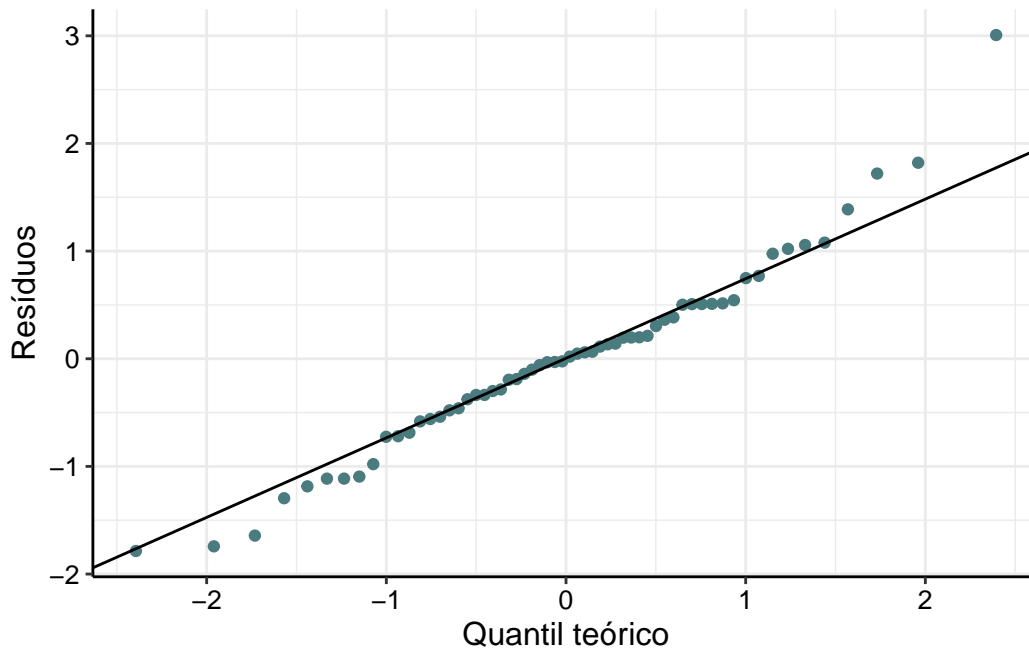


Figure 3.2: Gráfico de distribuição normal dos resíduos

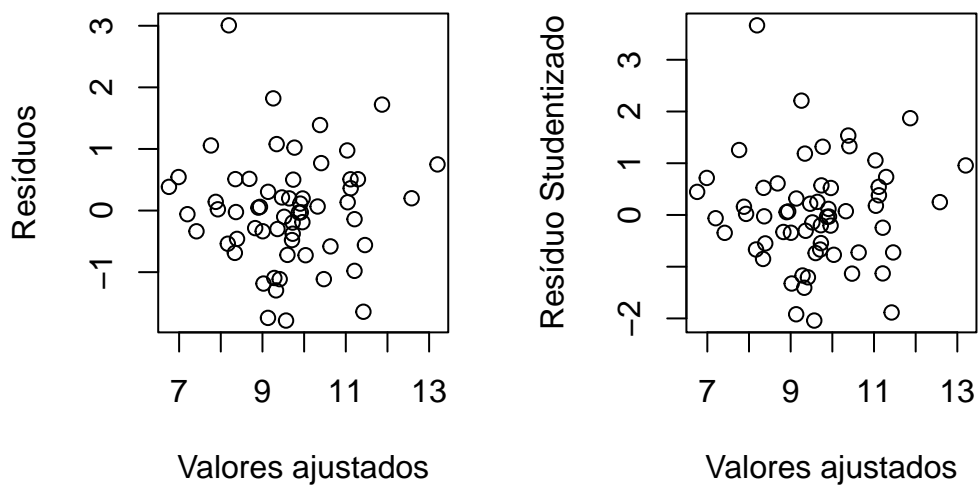


Figure 3.3: Gráfico de Resíduos e Resíduos Studentizados vs Valores Ajustados.

0,38. A confirmação da normalidade, homocedasticidade e independência dos resíduos fortalece a robustez do modelo, oferecendo suporte à validade das inferências derivadas.

### 3.1 Seleção de Variáveis

Na presente seção, a análise das variáveis do modelo será aprofundada, visando à seleção criteriosa do modelo reduzido que melhor se adequa à explicação do tempo de internação. Métodos de seleção de variáveis serão utilizados com o intuito de assegurar uma abordagem mais precisa e refinada na identificação dos fatores mais relevantes para o tempo de internação.

#### 3.1.1.1 tabela de variáveis?//

#### 3.1.1.2 tabela dos modelos e estatísticas?//

Start: AIC=18.81

```
t_internacao ~ idade + r_infeccao + prop_culturas + prop_raiox +
  leitos + escola_medicina + regioao + m_dia_pacientes + enfermeiros +
  facilidades_servicos + enfermeiros * regioao + I(enfermeiros^2) +
  I(facilidades_servicos^2)
```

	Df	Sum of Sq	RSS	AIC
- regioao:enfermeiros	3	2.9477	47.998	16.609
- m_dia_pacientes	1	0.0501	45.101	16.873
- facilidades_servicos	1	0.1024	45.153	16.942
- I(facilidades_servicos^2)	1	0.1743	45.225	17.038
- leitos	1	0.2428	45.293	17.129
- escola_medicina	1	0.4343	45.485	17.382
- prop_culturas	1	0.6262	45.677	17.634
- idade	1	0.8971	45.948	17.989
- I(enfermeiros^2)	1	1.1080	46.158	18.264
<none>			45.050	18.806
- prop_raiox	1	2.1376	47.188	19.588
- r_infeccao	1	7.2797	52.330	25.794

Step: AIC=16.61

```
t_internacao ~ idade + r_infeccao + prop_culturas + prop_raiox +
  leitos + escola_medicina + regioao + m_dia_pacientes + enfermeiros +
  facilidades_servicos + I(enfermeiros^2) + I(facilidades_servicos^2)
```

	Df	Sum of Sq	RSS	AIC
- I(facilidades_servicos^2)	1	0.0006	47.999	14.610
- enfermeiros	1	0.0024	48.001	14.612
- facilidades_servicos	1	0.0173	48.015	14.631
- m_dia_pacientes	1	0.0440	48.042	14.664
- leitos	1	0.1791	48.177	14.832
- I(enfermeiros^2)	1	0.2206	48.219	14.884
- idade	1	0.5467	48.545	15.289
- prop_culturas	1	0.7951	48.793	15.595
- escola_medicina	1	1.0388	49.037	15.894
- prop_raiox	1	1.2257	49.224	16.122
<none>			47.998	16.609



```

+ regio:enfermeiros      3    2.9477 45.050 18.806
- r_infeccao             1    8.4900 56.488 24.381
- regio                  3   17.3565 65.355 29.129

```

Step: AIC=14.61

```

t_internacao ~ idade + r_infeccao + prop_culturas + prop_raiox +
  leitos + escola_medicina + regio + m_dia_pacientes + enfermeiros +
  facilidades_servicos + I(enfermeiros^2)

```

	Df	Sum of Sq	RSS	AIC
- enfermeiros	1	0.0042	48.003	12.615
- m_dia_pacientes	1	0.0436	48.042	12.664
- leitos	1	0.1877	48.186	12.844
- facilidades_servicos	1	0.2563	48.255	12.929
- I(enfermeiros^2)	1	0.2693	48.268	12.945
- idade	1	0.5475	48.546	13.290
- prop_culturas	1	0.7956	48.794	13.596
- escola_medicina	1	1.0977	49.096	13.967
- prop_raiox	1	1.2339	49.233	14.133
<none>			47.999	14.610
+ I(facilidades_servicos^2)	1	0.0006	47.998	16.609
+ regio:enfermeiros	3	2.7740	45.225	17.038
- r_infeccao	1	8.5046	56.503	22.397
- regio	3	17.4328	65.432	27.200

Step: AIC=12.62

```

t_internacao ~ idade + r_infeccao + prop_culturas + prop_raiox +
  leitos + escola_medicina + regio + m_dia_pacientes + facilidades_servicos +
  I(enfermeiros^2)

```

	Df	Sum of Sq	RSS	AIC
- m_dia_pacientes	1	0.0397	48.043	10.665
- leitos	1	0.2186	48.222	10.888
- facilidades_servicos	1	0.2966	48.300	10.985
- idade	1	0.5901	48.593	11.348
- prop_culturas	1	0.9558	48.959	11.798
- escola_medicina	1	1.2677	49.271	12.179
- prop_raiox	1	1.3873	49.390	12.325
<none>			48.003	12.615
- I(enfermeiros^2)	1	1.9218	49.925	12.970
+ enfermeiros	1	0.0042	47.999	14.610
+ I(facilidades_servicos^2)	1	0.0024	48.001	14.612
- r_infeccao	1	10.0704	58.073	22.042
- regio	3	18.0275	66.031	25.746

Step: AIC=10.66

```

t_internacao ~ idade + r_infeccao + prop_culturas + prop_raiox +
  leitos + escola_medicina + regio + facilidades_servicos +
  I(enfermeiros^2)

```

	Df	Sum of Sq	RSS	AIC
- facilidades_servicos	1	0.2920	48.335	9.0282
- idade	1	0.5691	48.612	9.3712

```

- prop_culturas          1      1.1919 49.235 10.1351
- prop_raiox             1      1.3482 49.391 10.3252
- escola_medicina        1      1.4804 49.523 10.4856
<none>                   48.043 10.6647
- I(enfermeiros^2)       1      1.8833 49.926 10.9718
- leitos                 1      2.0067 50.049 11.1199
+ m_dia_pacientes        1      0.0397 48.003 12.6151
+ enfermeiros            1      0.0003 48.042 12.6643
+ I(facilidades_servicos^2) 1      0.0000 48.043 12.6647
- r_infeccao             1     13.3172 61.360 23.3447
- regioao                3     21.9945 70.037 27.2809

```

Step: AIC=9.03

```

t_internacao ~ idade + r_infeccao + prop_culturas + prop_raiox +
  leitos + escola_medicina + regioao + I(enfermeiros^2)

```

	Df	Sum of Sq	RSS	AIC
- idade	1	0.6086	48.943	7.7790
- prop_culturas	1	1.2845	49.619	8.6020
- prop_raiox	1	1.3533	49.688	8.6851
<none>			48.335	9.0282
- I(enfermeiros^2)	1	2.1174	50.452	9.6008
- escola_medicina	1	2.1559	50.491	9.6464
+ facilidades_servicos	1	0.2920	48.043	10.6647
+ I(facilidades_servicos^2)	1	0.2639	48.071	10.6998
+ enfermeiros	1	0.0683	48.266	10.9434
+ m_dia_pacientes	1	0.0351	48.300	10.9847
- leitos	1	4.4524	52.787	12.3153
- r_infeccao	1	14.1692	62.504	22.4530
- regioao	3	24.3458	72.680	27.5036

Step: AIC=7.78

```

t_internacao ~ r_infeccao + prop_culturas + prop_raiox + leitos +
  escola_medicina + regioao + I(enfermeiros^2)

```

	Df	Sum of Sq	RSS	AIC
- prop_raiox	1	1.6345	50.578	7.7500
<none>			48.943	7.7790
- I(enfermeiros^2)	1	1.9624	50.906	8.1377
- escola_medicina	1	1.9779	50.921	8.1560
- prop_culturas	1	2.4045	51.348	8.6566
+ idade	1	0.6086	48.335	9.0282
+ facilidades_servicos	1	0.3315	48.612	9.3712
+ I(facilidades_servicos^2)	1	0.3303	48.613	9.3727
+ enfermeiros	1	0.0152	48.928	9.7604
+ m_dia_pacientes	1	0.0148	48.928	9.7609
- leitos	1	4.3344	53.278	10.8704
- r_infeccao	1	15.5036	64.447	22.2897
- regioao	3	27.1215	76.065	28.2344

Step: AIC=7.75

```

t_internacao ~ r_infeccao + prop_culturas + leitos + escola_medicina +
  regioao + I(enfermeiros^2)

```

	Df	Sum of Sq	RSS	AIC
- I(enfermeiros^2)	1	1.6771	52.255	7.7072
<none>			50.578	7.7500
+ prop_raiox	1	1.6345	48.943	7.7790
- prop_culturas	1	1.7667	52.344	7.8100
- escola_medicina	1	2.1252	52.703	8.2195
+ idade	1	0.8898	49.688	8.6851
+ I(facilidades_servicos^2)	1	0.4644	50.113	9.1965
+ facilidades_servicos	1	0.3468	50.231	9.3371
+ enfermeiros	1	0.0827	50.495	9.6518
- leitos	1	3.4475	54.025	9.7064
+ m_dia_pacientes	1	0.0190	50.559	9.7275
- regiao	3	27.9339	78.512	28.1341
- r_infeccao	1	26.4002	76.978	30.9505

Step: AIC=7.71

t\_internacao ~ r\_infeccao + prop\_culturas + leitos + escola\_medicina +  
regiao

	Df	Sum of Sq	RSS	AIC
<none>			52.255	7.707
+ I(enfermeiros^2)	1	1.6771	50.578	7.750
+ enfermeiros	1	1.5884	50.666	7.855
- escola_medicina	1	1.9778	54.233	7.936
- prop_culturas	1	1.9907	54.245	7.950
- leitos	1	2.0282	54.283	7.992
+ prop_raiox	1	1.3492	50.906	8.138
+ idade	1	0.6870	51.568	8.913
+ facilidades_servicos	1	0.5599	51.695	9.061
+ I(facilidades_servicos^2)	1	0.5267	51.728	9.099
+ m_dia_pacientes	1	0.1070	52.148	9.584
- regiao	3	29.0340	81.289	28.220
- r_infeccao	1	28.9259	81.181	32.140

Call:

lm(formula = t\_internacao ~ r\_infeccao + prop\_culturas + leitos +  
escola\_medicina + regiao, data = base\_new)

Residuals:

Min	1Q	Median	3Q	Max
-1.95948	-0.47967	-0.03284	0.50181	2.93722

Coefficients:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t )
(Intercept)	7.967780	0.751259	10.606	0.00000000000000131 ***
r_infeccao	0.687316	0.128108	5.365	0.0000018964125281 ***
prop_culturas	-0.021608	0.015352	-1.407	0.16524
leitos	0.001121	0.000789	1.421	0.16138
escola_medicina	-0.601445	0.428710	-1.403	0.16658
regiaoNC	-0.724846	0.367959	-1.970	0.05419 .
regiaoS	-1.159967	0.382956	-3.029	0.00382 **

```
regiaoW          -2.333658    0.445522   -5.238 0.0000029789393262 ***
```

```
---
```

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

```
Residual standard error: 1.002 on 52 degrees of freedom
```

```
Multiple R-squared:  0.6487,    Adjusted R-squared:  0.6014
```

```
F-statistic: 13.72 on 7 and 52 DF,  p-value: 0.0000000006689
```

```
Start:  AIC=18.81
```

```
t_internacao ~ idade + r_infeccao + prop_culturas + prop_raiox +
  leitos + escola_medicina + regiao + m_dia_pacientes + enfermeiros +
  facilidades_servicos + enfermeiros * regiao + I(enfermeiros^2) +
  I(facilidades_servicos^2)
```

```
Call:
```

```
lm(formula = t_internacao ~ idade + r_infeccao + prop_culturas +
  prop_raiox + leitos + escola_medicina + regiao + m_dia_pacientes +
  enfermeiros + facilidades_servicos + enfermeiros * regiao +
  I(enfermeiros^2) + I(facilidades_servicos^2), data = base_new)
```

```
Residuals:
```

Min	1Q	Median	3Q	Max
-1.78601	-0.49401	-0.00211	0.50312	3.00704

```
Coefficients:
```

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t )
(Intercept)	5.286782505	2.471613531	2.139	0.03829 *
idade	0.033110928	0.036205218	0.915	0.36566
r_infeccao	0.501030791	0.192323177	2.605	0.01265 *
prop_culturas	-0.015217111	0.019916689	-0.764	0.44912
prop_raiox	0.013007636	0.009214298	1.412	0.16541
leitos	0.002180888	0.004584341	0.476	0.63674
escola_medicina	-0.357753850	0.562219118	-0.636	0.52802
regiaoNC	-0.449397144	0.694364256	-0.647	0.52102
regiaoS	-0.741832136	0.635035808	-1.168	0.24933
regiaoW	-2.651450379	0.754361773	-3.515	0.00107 **
m_dia_pacientes	0.001321221	0.006113252	0.216	0.82994
enfermeiros	0.003343730	0.007328944	0.456	0.65057
facilidades_servicos	-0.021252007	0.068791305	-0.309	0.75890
I(enfermeiros^2)	-0.000009917	0.000009757	-1.016	0.31529
I(facilidades_servicos^2)	0.000292527	0.000725653	0.403	0.68890
regiaoNC:enfermeiros	-0.001280466	0.002913130	-0.440	0.66252
regiaoS:enfermeiros	-0.001562367	0.002694930	-0.580	0.56518
regiaoW:enfermeiros	0.003007525	0.002803330	1.073	0.28947

```
---
```

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

```
Residual standard error: 1.036 on 42 degrees of freedom
```

```
Multiple R-squared:  0.6971,    Adjusted R-squared:  0.5746
```

```
F-statistic: 5.687 on 17 and 42 DF,  p-value: 0.000002271
```

```
Start:  AIC=18.81
```

```
t_internacao ~ idade + r_infeccao + prop_culturas + prop_raiox +
  leitos + escola_medicina + regiao + m_dia_pacientes + enfermeiros +
  facilidades_servicos + enfermeiros * regiao + I(enfermeiros^2) +
  I(facilidades_servicos^2)
```

	Df	Sum of Sq	RSS	AIC
- regiao:enfermeiros	3	2.9477	47.998	16.609
- m_dia_pacientes	1	0.0501	45.101	16.873
- facilidades_servicos	1	0.1024	45.153	16.942
- I(facilidades_servicos^2)	1	0.1743	45.225	17.038
- leitos	1	0.2428	45.293	17.129
- escola_medicina	1	0.4343	45.485	17.382
- prop_culturas	1	0.6262	45.677	17.634
- idade	1	0.8971	45.948	17.989
- I(enfermeiros^2)	1	1.1080	46.158	18.264
<none>			45.050	18.806
- prop_raiox	1	2.1376	47.188	19.588
- r_infeccao	1	7.2797	52.330	25.794

Step: AIC=16.61

```
t_internacao ~ idade + r_infeccao + prop_culturas + prop_raiox +
  leitos + escola_medicina + regiao + m_dia_pacientes + enfermeiros +
  facilidades_servicos + I(enfermeiros^2) + I(facilidades_servicos^2)
```

	Df	Sum of Sq	RSS	AIC
- I(facilidades_servicos^2)	1	0.0006	47.999	14.610
- enfermeiros	1	0.0024	48.001	14.612
- facilidades_servicos	1	0.0173	48.015	14.631
- m_dia_pacientes	1	0.0440	48.042	14.664
- leitos	1	0.1791	48.177	14.832
- I(enfermeiros^2)	1	0.2206	48.219	14.884
- idade	1	0.5467	48.545	15.289
- prop_culturas	1	0.7951	48.793	15.595
- escola_medicina	1	1.0388	49.037	15.894
- prop_raiox	1	1.2257	49.224	16.122
<none>			47.998	16.609
- r_infeccao	1	8.4900	56.488	24.381
- regiao	3	17.3565	65.355	29.129

Step: AIC=14.61

```
t_internacao ~ idade + r_infeccao + prop_culturas + prop_raiox +
  leitos + escola_medicina + regiao + m_dia_pacientes + enfermeiros +
  facilidades_servicos + I(enfermeiros^2)
```

	Df	Sum of Sq	RSS	AIC
- enfermeiros	1	0.0042	48.003	12.615
- m_dia_pacientes	1	0.0436	48.042	12.664
- leitos	1	0.1877	48.186	12.844
- facilidades_servicos	1	0.2563	48.255	12.929
- I(enfermeiros^2)	1	0.2693	48.268	12.945
- idade	1	0.5475	48.546	13.290
- prop_culturas	1	0.7956	48.794	13.596
- escola_medicina	1	1.0977	49.096	13.967

```

- prop_raiox          1      1.2339 49.233 14.133
<none>                47.999 14.610
- r_infeccao          1      8.5046 56.503 22.397
- regioao             3     17.4328 65.432 27.200

```

Step: AIC=12.62

```

t_internacao ~ idade + r_infeccao + prop_culturas + prop_raiox +
  leitos + escola_medicina + regioao + m_dia_pacientes + facilidades_servicos +
  I(enfermeiros^2)

```

	Df	Sum of Sq	RSS	AIC
- m_dia_pacientes	1	0.0397	48.043	10.665
- leitos	1	0.2186	48.222	10.888
- facilidades_servicos	1	0.2966	48.300	10.985
- idade	1	0.5901	48.593	11.348
- prop_culturas	1	0.9558	48.959	11.798
- escola_medicina	1	1.2677	49.271	12.179
- prop_raiox	1	1.3873	49.390	12.325
<none>			48.003	12.615
- I(enfermeiros^2)	1	1.9218	49.925	12.970
- r_infeccao	1	10.0704	58.073	22.042
- regioao	3	18.0275	66.031	25.746

Step: AIC=10.66

```

t_internacao ~ idade + r_infeccao + prop_culturas + prop_raiox +
  leitos + escola_medicina + regioao + facilidades_servicos +
  I(enfermeiros^2)

```

	Df	Sum of Sq	RSS	AIC
- facilidades_servicos	1	0.2920	48.335	9.0282
- idade	1	0.5691	48.612	9.3712
- prop_culturas	1	1.1919	49.235	10.1351
- prop_raiox	1	1.3482	49.391	10.3252
- escola_medicina	1	1.4804	49.523	10.4856
<none>			48.043	10.6647
- I(enfermeiros^2)	1	1.8833	49.926	10.9718
- leitos	1	2.0067	50.049	11.1199
- r_infeccao	1	13.3172	61.360	23.3447
- regioao	3	21.9945	70.037	27.2809

Step: AIC=9.03

```

t_internacao ~ idade + r_infeccao + prop_culturas + prop_raiox +
  leitos + escola_medicina + regioao + I(enfermeiros^2)

```

	Df	Sum of Sq	RSS	AIC
- idade	1	0.6086	48.943	7.7790
- prop_culturas	1	1.2845	49.619	8.6020
- prop_raiox	1	1.3533	49.688	8.6851
<none>			48.335	9.0282
- I(enfermeiros^2)	1	2.1174	50.452	9.6008
- escola_medicina	1	2.1559	50.491	9.6464
- leitos	1	4.4524	52.787	12.3153
- r_infeccao	1	14.1692	62.504	22.4530

```
- regioao                3    24.3458 72.680 27.5036
```

Step: AIC=7.78

```
t_internacao ~ r_infeccao + prop_culturas + prop_raiox + leitos +
  escola_medicina + regioao + I(enfermeiros^2)
```

	Df	Sum of Sq	RSS	AIC
- prop_raiox	1	1.6345	50.578	7.7500
<none>			48.943	7.7790
- I(enfermeiros^2)	1	1.9624	50.906	8.1377
- escola_medicina	1	1.9779	50.921	8.1560
- prop_culturas	1	2.4045	51.348	8.6566
- leitos	1	4.3344	53.278	10.8704
- r_infeccao	1	15.5036	64.447	22.2897
- regioao	3	27.1215	76.065	28.2344

Step: AIC=7.75

```
t_internacao ~ r_infeccao + prop_culturas + leitos + escola_medicina +
  regioao + I(enfermeiros^2)
```

	Df	Sum of Sq	RSS	AIC
- I(enfermeiros^2)	1	1.6771	52.255	7.7072
<none>			50.578	7.7500
- prop_culturas	1	1.7667	52.344	7.8100
- escola_medicina	1	2.1252	52.703	8.2195
- leitos	1	3.4475	54.025	9.7064
- regioao	3	27.9339	78.512	28.1341
- r_infeccao	1	26.4002	76.978	30.9505

Step: AIC=7.71

```
t_internacao ~ r_infeccao + prop_culturas + leitos + escola_medicina +
  regioao
```

	Df	Sum of Sq	RSS	AIC
<none>			52.255	7.707
- escola_medicina	1	1.9778	54.233	7.936
- prop_culturas	1	1.9907	54.245	7.950
- leitos	1	2.0282	54.283	7.992
- regioao	3	29.0340	81.289	28.220
- r_infeccao	1	28.9259	81.181	32.140

Call:

```
lm(formula = t_internacao ~ r_infeccao + prop_culturas + leitos +
  escola_medicina + regioao, data = base_new)
```

Residuals:

Min	1Q	Median	3Q	Max
-1.95948	-0.47967	-0.03284	0.50181	2.93722

Coefficients:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t )
(Intercept)	7.967780	0.751259	10.606	0.0000000000000131 ***

```

r_infeccao      0.687316    0.128108    5.365 0.0000018964125281 ***
prop_culturas   -0.021608    0.015352   -1.407                0.16524
leitoe          0.001121    0.000789    1.421                0.16138
escola_medicina -0.601445    0.428710   -1.403                0.16658
regiaoNC        -0.724846    0.367959   -1.970                0.05419 .
regiaoS         -1.159967    0.382956   -3.029                0.00382 **
regiaoW         -2.333658    0.445522   -5.238 0.0000029789393262 ***

```

---

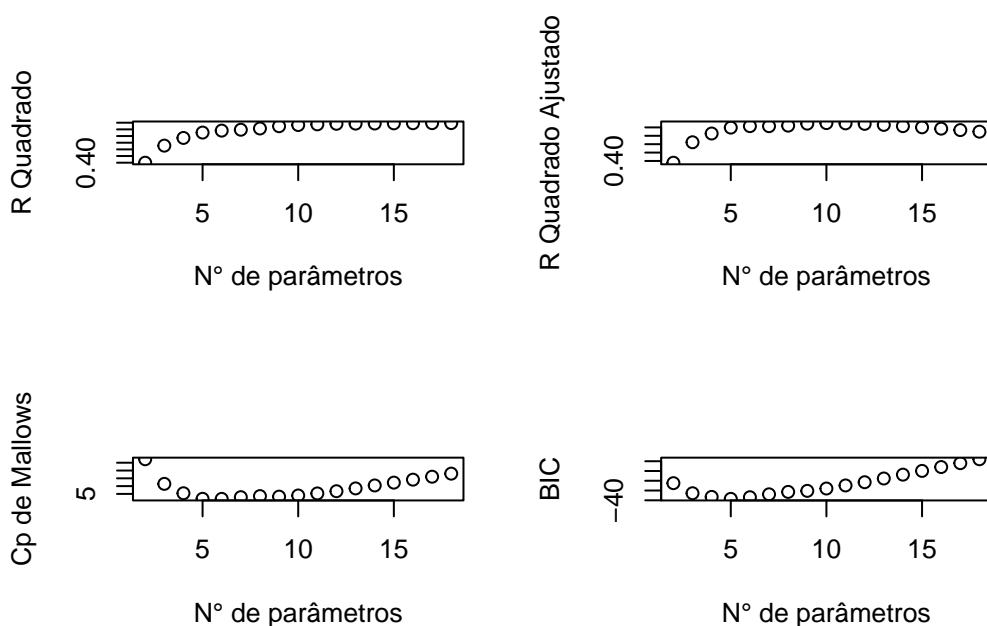
Signif. codes: 0 '\*\*\*' 0.001 '\*\*' 0.01 '\*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 1.002 on 52 degrees of freedom

Multiple R-squared: 0.6487, Adjusted R-squared: 0.6014

F-statistic: 13.72 on 7 and 52 DF, p-value: 0.0000000006689

Modelos	CP	RSQ	ADJR2	BIC
1	27.232843	0.3998261	0.3894783	-22.443459
2	11.451693	0.5280421	0.5114822	-32.768894
3	5.441333	0.5858030	0.5636139	-36.507443
4	1.865170	0.6260115	0.5988124	-38.540099
5	1.824131	0.6407290	0.6074632	-36.854636
6	2.910643	0.6473160	0.6073895	-33.870556
7	3.607358	0.6567137	0.6105021	-31.396673
8	3.261344	0.6736303	0.6224351	-30.334368
9	3.990342	0.6827952	0.6256984	-27.949016
10	5.305425	0.6877340	0.6240062	-24.796203
11	6.738989	0.6918185	0.6211935	-21.491839
12	8.534518	0.6932928	0.6149846	-17.685234
13	10.427219	0.6940666	0.6076071	-13.742438
14	12.248461	0.6953555	0.6005773	-9.901425
15	14.143281	0.6961140	0.5925165	-5.956640
16	16.046710	0.6968103	0.5839956	-1.999943
17	18.000000	0.6971471	0.5745638	2.027710



Ao analisar o crescimento nos níveis dos gráficos em relação ao  $R^2$ ,  $R^2$  ajustado, Critério de Pressão de Mallows (Cp) e Critério de Informação Bayesiano (BIC) até 6 parâmetros,



observa-se um aumento em ambos os indicadores até atingir esse ponto. Contudo, ao aplicar métodos de seleção de variáveis, como o Backward e o Stepwise, é escolhido o modelo que mantém 7 parâmetros, enquanto no método Forward, nenhuma variável é removida. Diante dessa divergência, optou-se por trabalhar com dois modelos distintos, buscando determinar qual deles melhor atende aos objetivos específicos do trabalho.

Na análise dos modelos de regressão escolhidos, destaca-se o Modelo com 5 Variáveis, que incorpora as características de idade, risco de infecção, regioaW, facilidades e serviços disponíveis e interação da regioaS com o número de enfermeiros. Expresso pela equação:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_2 + \beta_2 X_3 + \beta_3 X_{10} + \beta_4 X_{13} + \beta_5 X_9 X_{12} + \varepsilon_i$$

Além disso, o Modelo com 6 Variáveis expande a abordagem ao incorporar as variáveis de idade, risco de infecção, regioaW, termo quadrático de facilidades e serviços disponíveis, interação entre regioaNC e número de enfermeiros e interação entre a regioaS e número de enfermeiros. A equação do modelo é expressa por:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_2 + \beta_2 X_3 + \beta_3 X_{10} + \beta_4 X_{13}^2 + \beta_5 X_8 X_{12} + \beta_6 X_9 X_{12} + \varepsilon_i$$

Call:

```
lm(formula = t_internacao ~ idade + r_infeccao + regioaW + facilidades_servicos +
    regioaS * enfermeiros, data = base_mods)
```

Residuals:

Min	1Q	Median	3Q	Max
-1.93684	-0.52194	-0.09834	0.43673	3.09817

Coefficients:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t )
(Intercept)	3.6708164	1.7112121	2.145	0.0366 *
idade	0.0416580	0.0304472	1.368	0.1771
r_infeccao	0.6340303	0.1223387	5.183	0.00000362 ***
regiaoW	-1.7254126	0.4056108	-4.254	0.00008777 ***
facilidades_servicos	0.0310965	0.0145468	2.138	0.0373 *
regiaoS	-0.2846061	0.4729830	-0.602	0.5500
enfermeiros	-0.0003107	0.0015084	-0.206	0.8376
regiaoS:enfermeiros	-0.0019694	0.0018300	-1.076	0.2868

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

Residual standard error: 1.01 on 52 degrees of freedom

Multiple R-squared: 0.6433, Adjusted R-squared: 0.5953

F-statistic: 13.4 on 7 and 52 DF, p-value: 0.0000000009751

Call:

```
lm(formula = t_internacao ~ idade + r_infeccao + regioaW + I(facilidades_servicos^2) +
    regioaNC * enfermeiros + regioaS * enfermeiros, data = base_mods)
```

Residuals:

Min	1Q	Median	3Q	Max
-1.84507	-0.54434	-0.00822	0.43141	3.06766

Coefficients:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t )
(Intercept)	5.0057901	1.7928804	2.792	0.0074 **
idade	0.0316902	0.0313640	1.010	0.3172
r_infeccao	0.6452175	0.1269580	5.082	0.00000559 ***
regiaoW	-1.9731008	0.4437199	-4.447	0.00004864 ***
I(facilidades_servicos^2)	0.0003485	0.0001601	2.176	0.0343 *
regiaoNC	-0.3179298	0.6194729	-0.513	0.6101
enfermeiros	-0.0004626	0.0016573	-0.279	0.7813
regiaoS	-0.5129229	0.5447945	-0.941	0.3510
regiaoNC:enfermeiros	-0.0004915	0.0022558	-0.218	0.8284
enfermeiros:regiaoS	-0.0018981	0.0019777	-0.960	0.3418

---

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

Residual standard error: 1.015 on 50 degrees of freedom

Multiple R-squared: 0.6535, Adjusted R-squared: 0.5912

F-statistic: 10.48 on 9 and 50 DF, p-value: 0.00000000681

Shapiro-Wilk normality test

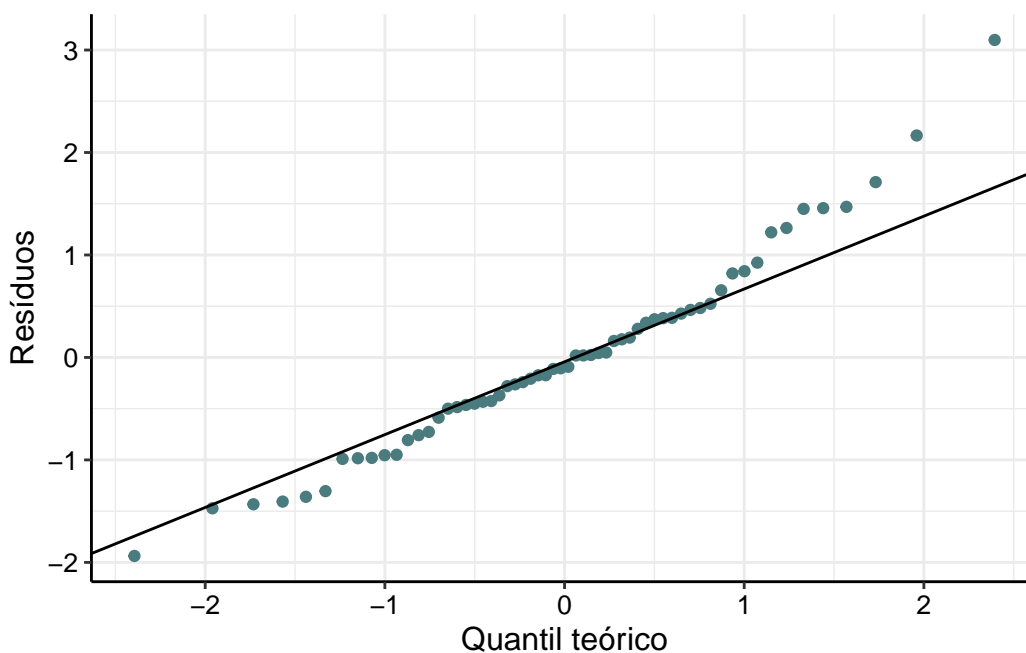
data: modelo\_select1\$residuals

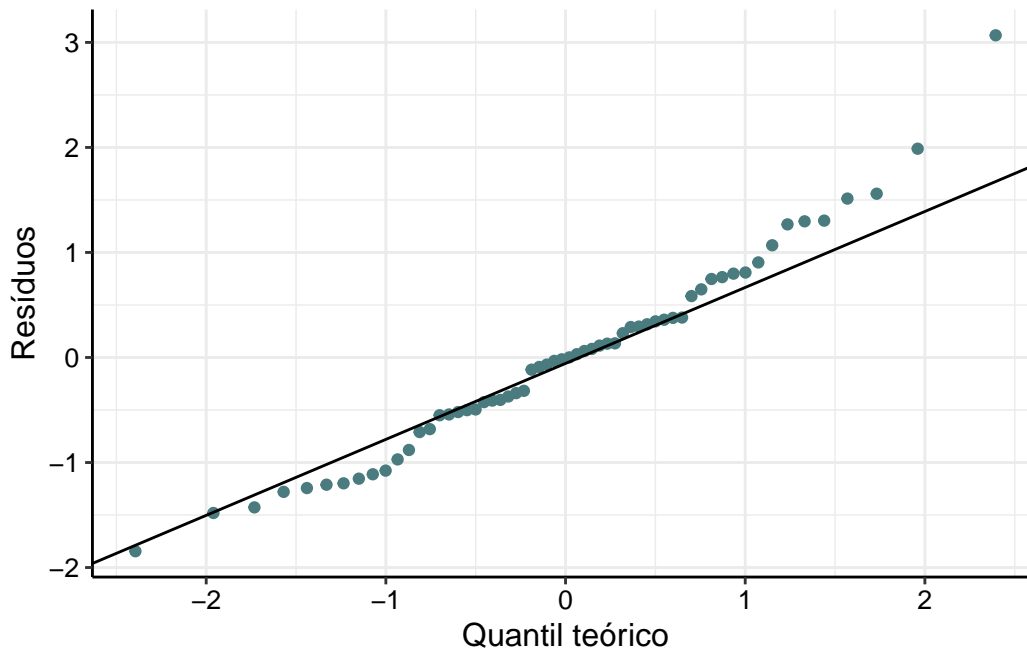
W = 0.97005, p-value = 0.1468

Shapiro-Wilk normality test

data: modelo\_select2\$residuals

W = 0.97451, p-value = 0.2411



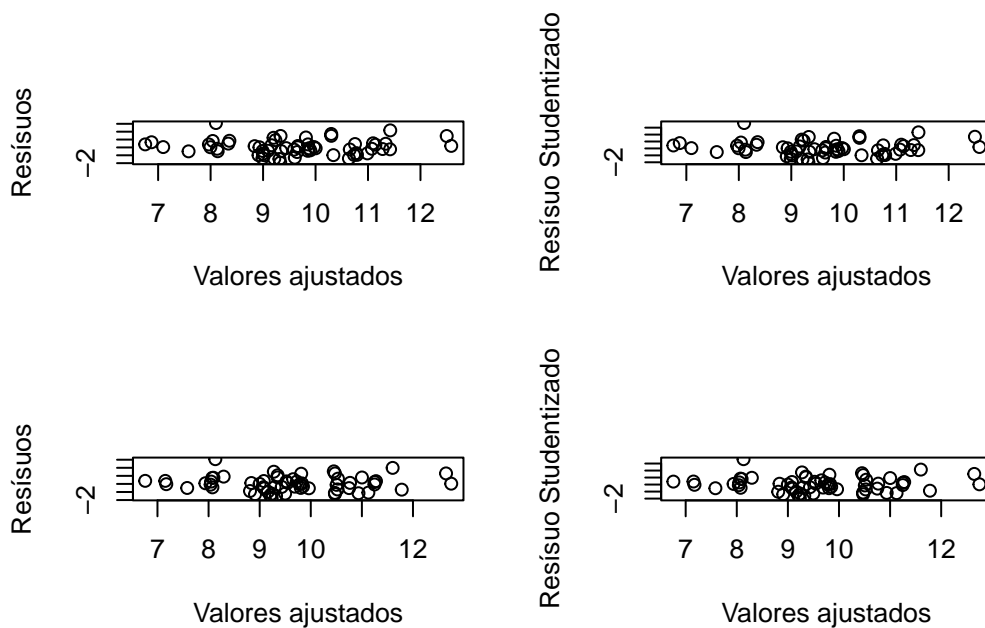


studentized Breusch-Pagan test

```
data: modelo_select1
BP = 7.2329, df = 7, p-value = 0.405
```

studentized Breusch-Pagan test

```
data: modelo_select2
BP = 9.4704, df = 9, p-value = 0.395
```



Analysis of Variance Table

```
Model 1: t_internacao ~ idade + r_infeccao + regioaW + facilidades_servicos +
```

```
regiaoS * enfermeiros
Model 2: t_internacao ~ idade + r_infeccao + prop_culturas + prop_raiox +
  leitos + escola_medicina + regiao + m_dia_pacientes + enfermeiros +
  facilidades_servicos + enfermeiros * regiao + I(enfermeiros^2) +
  I(facilidades_servicos^2)
Res.Df    RSS Df Sum of Sq      F Pr(>F)
1      52 53.058
2      42 45.050 10      8.0075 0.7465 0.6773
```

#### Analysis of Variance Table

```
Model 1: t_internacao ~ idade + r_infeccao + regiaoW + I(facilidades_servicos^2) +
  regiaoNC * enfermeiros + regiaoS * enfermeiros
Model 2: t_internacao ~ idade + r_infeccao + prop_culturas + prop_raiox +
  leitos + escola_medicina + regiao + m_dia_pacientes + enfermeiros +
  facilidades_servicos + enfermeiros * regiao + I(enfermeiros^2) +
  I(facilidades_servicos^2)
Res.Df    RSS Df Sum of Sq      F Pr(>F)
1      50 51.536
2      42 45.050  8      6.4856 0.7558 0.6427
```

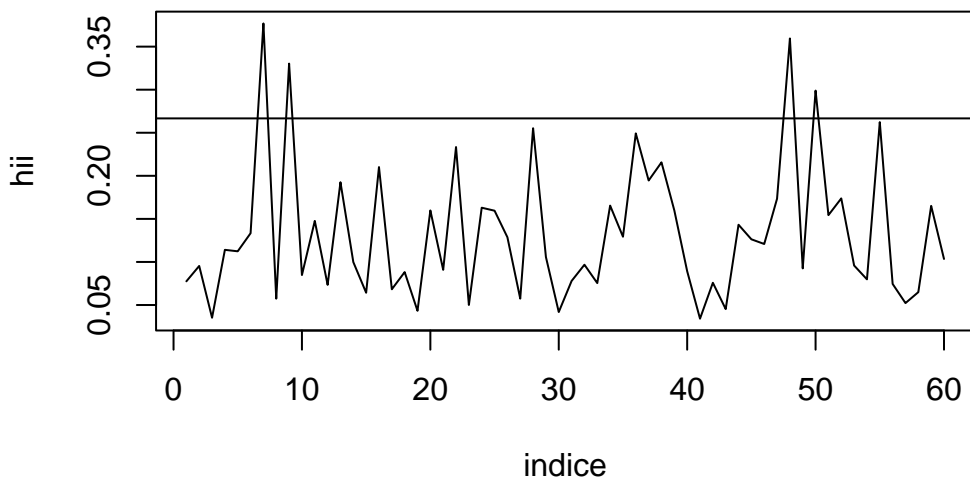
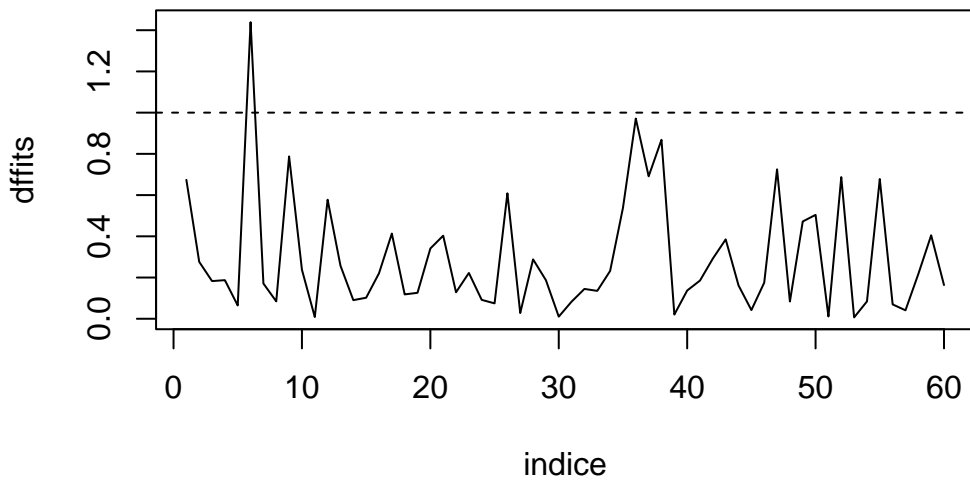
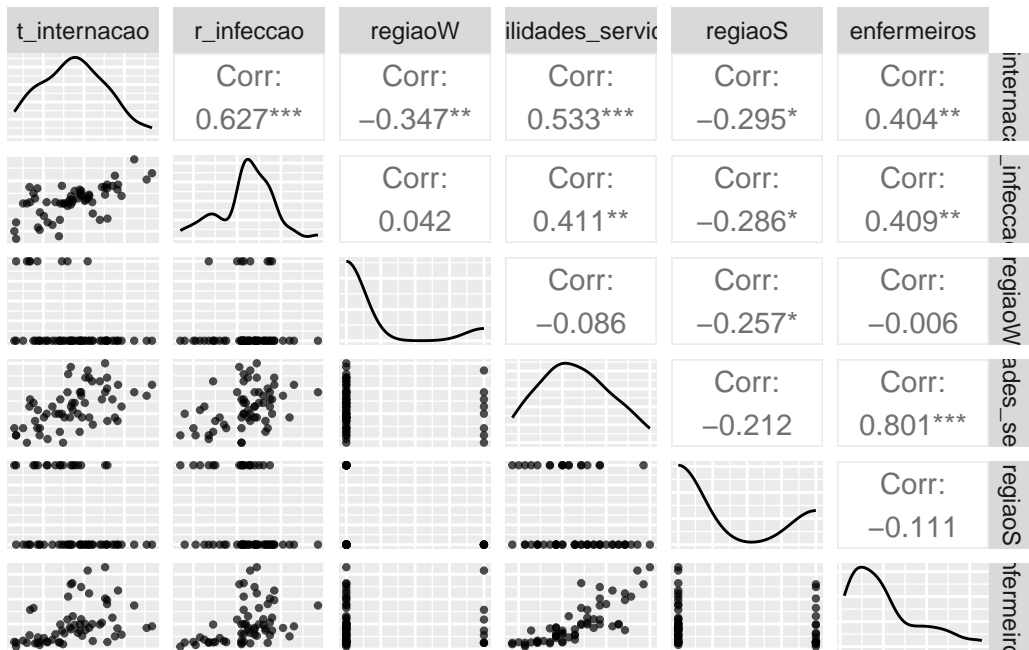
idade	r_infeccao	regiaoW
1.046602	1.343286	1.117928
facilidades_servicos	regiaoS	enfermeiros
3.071925	2.762576	3.353421
regiaoS:enfermeiros		
2.723749		

[1] 2.202784

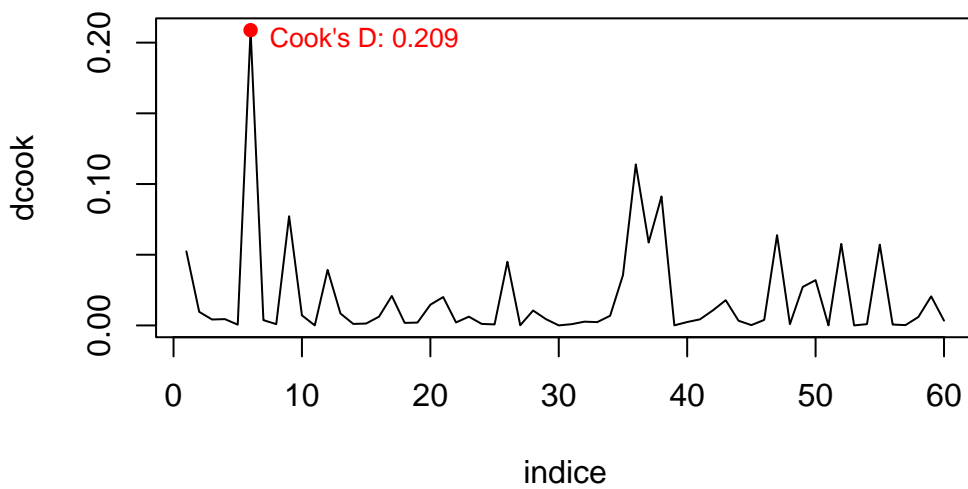
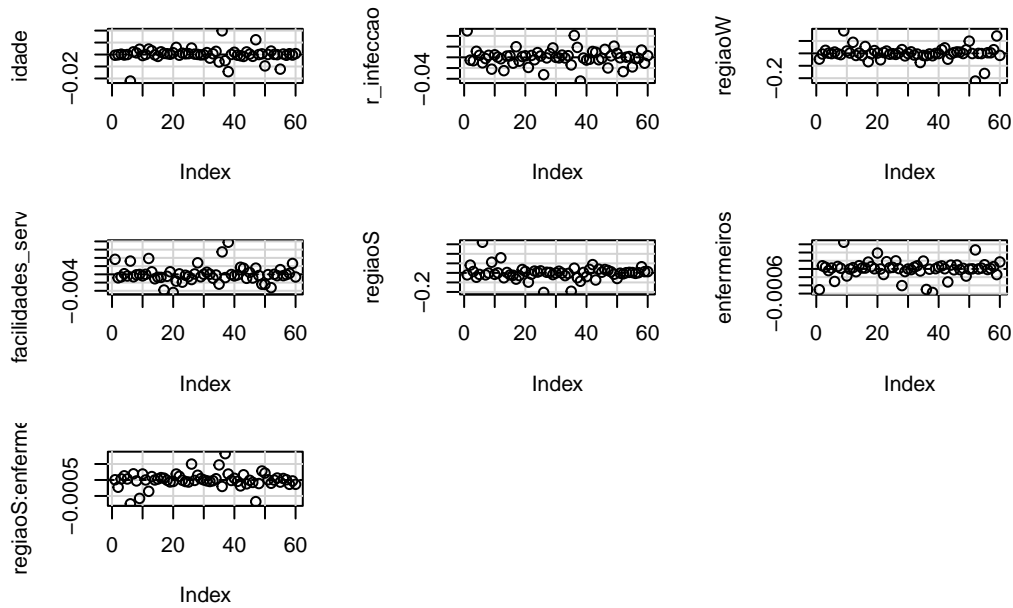
idade	r_infeccao	regiaoW
1.099401	1.432078	1.324399
I(facilidades_servicos^2)	regiaoNC	enfermeiros
3.379157	4.535964	4.007632
regiaoS	regiaoNC:enfermeiros	enfermeiros:regiaoS
3.628231	4.641548	3.149104

[1] 3.021946

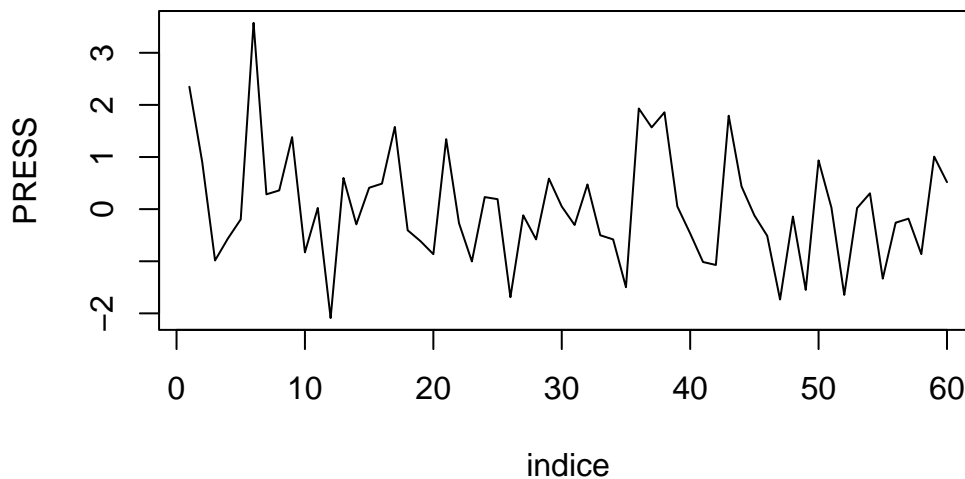
Com base apenas na avaliação da multicolinearidade, o modelo 1 pode ser considerado um pouco mais robusto em relação a esse aspecto, apresentando uma média (2.202784) de VIF (Fator de Inflação da Variância) inferior em comparação com o modelo 2 (3.021946). Além disso, os resultados dos testes lineares gerais entre os modelos reduzidos e completos indicam que a inclusão das variáveis adicionais não resulta em uma melhoria estatisticamente significativa na explicação do tempo de internação para ambos os modelos selecionados. Em ambas as comparações, o p-valor associado ao teste F é maior que o nível de significância de 5%, levando à não rejeição da hipótese nula ( $H_0$ ) de que o modelo reduzido é suficiente. Assim, considerando a robustez em relação à multicolinearidade, evidenciada pela média de VIF, e a adequação estatística dos modelos, optamos por escolher o modelo 1 como a abordagem mais parcimoniosa para explicar a variabilidade no tempo de internação.



# dfbeta Plots



1	2	3	4	5	6
2.34807615	0.90612034	-0.98462031	-0.56422560	-0.19641850	3.57496127
7	8	9	10	11	12
0.28396955	0.35934974	1.38141275	-0.82866642	0.02243118	-2.09025439
13	14	15	16	17	18
0.59761975	-0.29169226	0.41009280	0.48952197	1.57750595	-0.40555957
19	20	21	22	23	24
-0.61472651	-0.86465757	1.34274981	-0.27089858	-1.00401872	0.23154099
25	26	27	28	29	30
0.19085623	-1.68957138	-0.11885879	-0.58044079	0.58563618	0.05098920
31	32	33	34	35	36
-0.30381958	0.47354480	-0.50153228	-0.58067362	-1.49843380	1.93126528
37	38	39	40	41	42
1.56837465	1.85771488	0.05193752	-0.46691543	-1.01450886	-1.07130236
43	44	45	46	47	48
1.79206817	0.43507041	-0.12086555	-0.51266792	-1.73357282	-0.14220276
49	50	51	52	53	54
-1.54982927	0.93501630	0.02881104	-1.64587801	0.02178569	0.30346421
55	56	57	58	59	60
-1.33339361	-0.26014179	-0.18318594	-0.86243331	1.00809668	0.51729884



Call:

```
lm(formula = t_internacao ~ idade + r_infeccao + regioaW + facilidades_servicos +
    regioaS * enfermeiros, data = valid)
```

Residuals:

Min	1Q	Median	3Q	Max
-3.3605	-0.7397	-0.3095	0.7123	6.8329

Coefficients:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t )
(Intercept)	-0.439635	3.085988	-0.142	0.887351
idade	0.142892	0.054958	2.600	0.012565 *
r_infeccao	0.724047	0.197974	3.657	0.000665 ***
regiaoW	-2.048333	0.718759	-2.850	0.006577 **
facilidades_servicos	-0.033250	0.026747	-1.243	0.220260
regiaoS	0.116508	1.000129	0.116	0.907780
enfermeiros	0.009362	0.003807	2.459	0.017834 *
regiaoS:enfermeiros	-0.006750	0.005178	-1.304	0.199007

---

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

Residual standard error: 1.722 on 45 degrees of freedom

Multiple R-squared: 0.4871, Adjusted R-squared: 0.4074

F-statistic: 6.106 on 7 and 45 DF, p-value: 0.00004816

Call:

```
aov(formula = modelo_validacao)
```

Terms:

	idade	r_infeccao	regiaoW	facilidades_servicos	regiaoS
Sum of Squares	9.61694	64.18955	27.83662	0.20923	6.11207
Deg. of Freedom	1	1	1	1	1

	enfermeiros	regiaoS:enfermeiros	Residuals
Sum of Squares	13.75793	5.03940	133.44933
Deg. of Freedom	1	1	45

Residual standard error: 1.722075

Estimated effects may be unbalanced

# Analysis of Variance Table

Response: t\_internacao

	Df	Sum Sq	Mean Sq	F value	Pr(>F)
idade	1	9.617	9.617	3.2429	0.078438 .
r_infeccao	1	64.190	64.190	21.6451	0.00002898 ***
regiaoW	1	27.837	27.837	9.3867	0.003685 **
facilidades_servicos	1	0.209	0.209	0.0706	0.791747
regiaoS	1	6.112	6.112	2.0610	0.158023
enfermeiros	1	13.758	13.758	4.6393	0.036641 *
regiaoS:enfermeiros	1	5.039	5.039	1.6993	0.199007
Residuals	45	133.449	2.966		

---

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

# Analysis of Variance Table

Response: t\_internacao

	Df	Sum Sq	Mean Sq	F value	Pr(>F)
idade	1	5.204	5.204	5.1004	0.028143 *
r_infeccao	1	55.976	55.976	54.8596	0.000000001112 ***
regiaoW	1	19.005	19.005	18.6264	0.000071456978 ***
facilidades_servicos	1	8.848	8.848	8.6720	0.004823 **
regiaoS	1	5.121	5.121	5.0187	0.029374 *
enfermeiros	1	0.360	0.360	0.3524	0.555309
regiaoS:enfermeiros	1	1.182	1.182	1.1581	0.286820
Residuals	52	53.058	1.020		

---

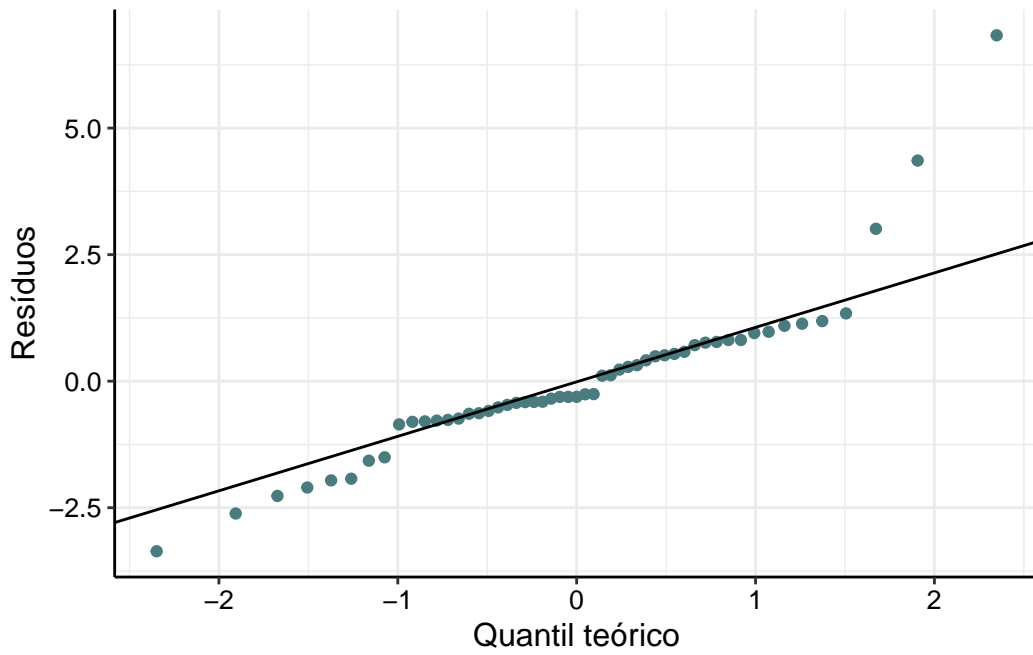
Signif. codes: 0 '\*\*\*' 0.001 '\*\*' 0.01 '\*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

## Shapiro-Wilk normality test

data: modelo\_validacao\$residuals

W = 0.85983, p-value = 0.00001781



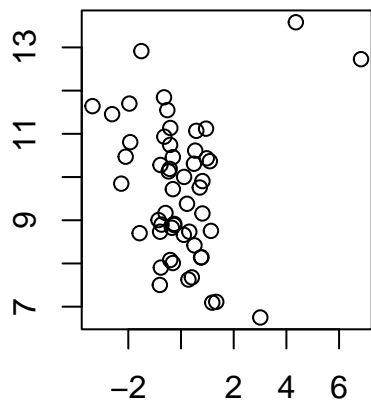


studentized Breusch-Pagan test

data: modelo\_validacao

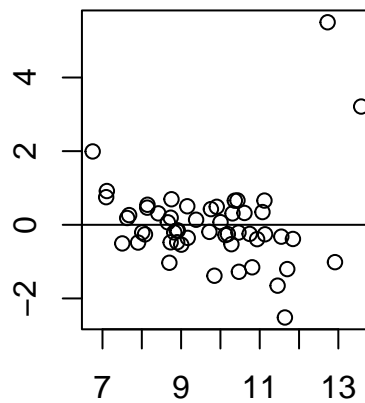
BP = 12.382, df = 7, p-value = 0.08867

modelo\_validacao\$fitted.values



modelo\_validacao\$residuals

stud3

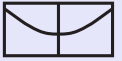


modelo\_validacao\$fitted.values

[1] 6.242633

PIPIPIÓPÓPÓ.....

PIPIPIÓPÓPÓ.....



## Referências

Kutner, M., C. Nachtsheim, J. Neter, and W. Li. 2004. *Applied Linear Statistical Models*. McGraw-Hill Companies, Incorporated. <https://books.google.com.br/books?id=0Qq-swEACAAJ>.