Aula de Exercícios - Lista 5

José Augusto Sartori Junior

07/12/2020

Exercícios

- Exercício 1
- Exercício 2
- Exercício 7
- Exercício 8

Exercício 1

Um estudo foi realizado para investigar se a felicidade de um casal está associada com a renda familiar. A variável Felicidade foi categorizada em 3 níveis: infeliz, feliz e muito feliz. A variável explicativa Renda foi categorizada em: baixa, média e alta. Ajustou-se o Modelo Logístico de Categoria de Referência (MLCR) e os resultados são apresentados abaixo.

Coeficiente	Estimativa	Erro Padrão	Valor Z
(Intercepto):1	-2.55518	0.72560	-3.521
(Intercepto):2	-0.35129	0.26837	-1.309
Renda:Baixa	-0.22751	0.34120	-0.667
Renda:Média	-0.09615	0.12202	-0.788

Exercício 1

(a) Escreva o modelo ajustado, explicando todas as variáveis. Este modelo considera a suposição de chances proporcionais? Justifique.

Exercício 1

Sejam $x_1, \ldots, x_n$ as observações da covariável Renda.

Exercício 1

Sejam $x_1, \ldots, x_n$ as observações da covariável Renda.

Vamos definir $u_i = 1_{\{baixa\}}(x_i)$ e $v_i = 1_{\{média\}}(x_i)$.

Exercício 1

Sejam $x_1, \ldots, x_n$ as observações da covariável Renda.

Vamos definir $u_i = 1_{\{baixa\}}(x_i)$ e $v_i = 1_{\{média\}}(x_i)$.

O modelo ajustado considera, para cada $i \in \{1, \ldots, n\}$,

$$Y_i | X_i = x_i \sim Multinomial(\pi_1(x_i), \pi_2(x_i), \pi_3(x_i)) \quad ,$$

com

$$\log\left(\frac{\pi_j(x_i)}{\pi_3(x_i)}\right) = \alpha_j + \beta_1 u_i + \beta_2 v_i \quad , \quad j = 1, 2 \quad .$$

Exercício 1

Sejam $x_1, \ldots, x_n$ as observações da covariável Renda.

Vamos definir $u_i = 1_{\{baixa\}}(x_i)$ e $v_i = 1_{\{média\}}(x_i)$.

O modelo ajustado considera, para cada $i \in \{1, \ldots, n\}$,

$$Y_i | X_i = x_i \sim Multinomial(\pi_1(x_i), \pi_2(x_i), \pi_3(x_i)) \quad ,$$

com

$$\log\left(\frac{\pi_j(x_i)}{\pi_3(x_i)}\right) = \alpha_j + \beta_1 u_i + \beta_2 v_i \quad , \quad j = 1, 2 \quad .$$

Esse modelo assume chances proporcionais*.

Exercício 1

As logitos de categoria de referência estimados são

$$\log\left(\frac{\hat{\pi}_1(x_i)}{\hat{\pi}_3(x_i)}\right) = -2.55518 - 0.22751u_i - 0.09615v_i$$

e

$$\log\left(\frac{\hat{\pi}_2(x_i)}{\hat{\pi}_3(x_i)}\right) = -0.35129 - 0.22751u_i - 0.09615v_i \quad .$$

Exercício 1

(b) No ajuste do modelo nulo (sem a variável renda), obteve-se um valor de deviance de 4.135. Realize o teste da Razão de Verossimilhanças para testar a significância dos coeficientes regressores (excluindo os interceptos).

Exercício 1

(b) No ajuste do modelo nulo (sem a variável renda), obteve-se um valor de deviance de 4.135. Realize o teste da Razão de Verossimilhanças para testar a significância dos coeficientes regressores (excluindo os interceptos).

O modelo nulo assume

$$\log\left(\frac{\pi_j(x_i)}{\pi_3(x_i)}\right) = \alpha_j \quad , \quad j = 1, 2 \quad ,$$

de modo que temos apenas dois parâmetros.

Exercício 1

(b) No ajuste do modelo nulo (sem a variável renda), obteve-se um valor de deviance de 4.135. Realize o teste da Razão de Verossimilhanças para testar a significância dos coeficientes regressores (excluindo os interceptos).

O modelo nulo assume

$$\log\left(\frac{\pi_j(x_i)}{\pi_3(x_i)}\right) = \alpha_j \quad , \quad j = 1, 2 \quad ,$$

de modo que temos apenas dois parâmetros.

A estatística de teste $D_0 - D_1 = 4.135 - 3.1909 = 0.9441$ tem distribuição assintótica Qui-Quadrado com $(6-2)-(6-4) = 2$ graus de liberdade. O valor-P do teste em questão é 0.62.

Exercício 1

(c) Determine a chance estimada do casal ser muito feliz em relação a ser infeliz.

Exercício 1

(c) Determine a chance estimada do casal ser muito feliz em relação a ser infeliz.

Note que

$$\frac{\pi_3(x)}{\pi_1(x)} = \exp\left\{\log\left(\frac{\pi_3(x)}{\pi_1(x)}\right)\right\} = \exp\left\{-\log\left(\frac{\pi_1(x)}{\pi_3(x)}\right)\right\} \quad .$$

Exercício 1

(c) Determine a chance estimada do casal ser muito feliz em relação a ser infeliz.

Note que

$$\frac{\pi_3(x)}{\pi_1(x)} = \exp\left\{\log\left(\frac{\pi_3(x)}{\pi_1(x)}\right)\right\} = \exp\left\{-\log\left(\frac{\pi_1(x)}{\pi_3(x)}\right)\right\} \quad .$$

Substituindo as estimativas temos que, dada a renda x do casal,

$$\frac{\hat{\pi}_3(x)}{\hat{\pi}_1(x)} = \exp\{2.5518 + 0.22751u + 0.09615v\} \quad .$$

Exercício 2

Considerando o mesmo estudo do exercício anterior foi ajustado o modelo logitos cumulativos (MLC) com escores (1, 2, 3) para as categorias da variável Renda. As estimativas são apresentadas abaixo.

Coeficiente	Estimativa	Erro Padrão	Valor Z
(Intercepto):1	-3.2466	0.3404	-9.537
(Intercepto):2	-0.2378	0.2592	-0.917
Renda	-0.1117	0.1179	-0.948

Exercício 2

(a) Explique as vantagens desse modelo em relação ao ajuste feito anteriormente.

Exercício 2

(a) Explique as vantagens desse modelo em relação ao ajuste feito anteriormente.

Esse modelo reconhece a estrutura de ordem natural tanto da variável resposta Felicidade quanto da variável explicativa Renda.

Exercício 2

(a) Explique as vantagens desse modelo em relação ao ajuste feito anteriormente.

Esse modelo reconhece a estrutura de ordem natural tanto da variável resposta Felicidade quanto da variável explicativa Renda.

Conseguimos assim utilizar um parâmetro a menos para estudar o efeito da Renda na Felicidade.

Exercício 2

(a) Explique as vantagens desse modelo em relação ao ajuste feito anteriormente.

Esse modelo reconhece a estrutura de ordem natural tanto da variável resposta Felicidade quanto da variável explicativa Renda.

Conseguimos assim utilizar um parâmetro a menos para estudar o efeito da Renda na Felicidade.

Com isso ganhamos mais poder para testes de qualidade de ajuste, além de interpretações consideravelmente mais apropriadas para os efeitos estudados.

Exercício 2

(a) Explique as vantagens desse modelo em relação ao ajuste feito anteriormente.

Esse modelo reconhece a estrutura de ordem natural tanto da variável resposta Felicidade quanto da variável explicativa Renda.

Conseguimos assim utilizar um parâmetro a menos para estudar o efeito da Renda na Felicidade.

Com isso ganhamos mais poder para testes de qualidade de ajuste, além de interpretações consideravelmente mais apropriadas para os efeitos estudados.

Porém, incluímos dependência das conclusões inferencias nas escolhas dos escores. É importante verificar se é substancial essa influência

Exercício 2

(b) Esse modelo ajusta adequadamente? Justifique.

Exercício 2

(b) Esse modelo ajusta adequadamente? Justifique.

Note a diferença desse exercício para o item (b) do exercício 1!

Exercício 2

(b) Esse modelo ajusta adequadamente? Justifique.

Note a diferença desse exercício para o item (b) do exercício 1!

Esse modelo faz uso de três parâmetros, enquanto que o modelo saturado tem seis.

Exercício 2

(b) Esse modelo ajusta adequadamente? Justifique.

Note a diferença desse exercício para o item (b) do exercício 1!

Esse modelo faz uso de três parâmetros, enquanto que o modelo saturado tem seis.

A deviance é 3.2472, cuja distribuição assintótica $Qui - Quadrado$ tem $6 - 3 = 3$ graus de liberdade. O valor-p do teste é 0.36.

Exercício 2

(c) Escreva o modelo ajustado. Interprete o efeito de Renda.

Exercício 2

(c) Escreva o modelo ajustado. Interprete o efeito de Renda.

As estimativas dos logitos cumulativos são

$$\log\left(\frac{\hat{P}(Y \leq 1|x)}{\hat{P}(Y > 1|x}\right) = -3.2466 - 0.1117x$$

e

$$\log\left(\frac{\hat{P}(Y \leq 2|x)}{\hat{P}(Y > 2|x}\right) = -0.2378 - 0.1117x \quad .$$

Exercício 2

Para interpretar o efeito de renda, notem que para qualquer $j = 1, 2$,

$$\begin{aligned}
&\log\left(\frac{\hat{P}(Y \leq j|x+1)}{\hat{P}(Y > j|x+1)}\right) - \log\left(\frac{\hat{P}(Y \leq j|x)}{\hat{P}(Y > j|x)}\right) \\
&= [-3.2466 - 0.1117(x+1)] - (-3.2466 - 0.1117x) \\
&= -0.1117 \quad ,
\end{aligned}$$

de modo que

$$\frac{\hat{P}(Y \leq j|x+1)/\hat{P}(Y > j|x+1)}{\hat{P}(Y \leq j|x)/\hat{P}(Y > j|x)} = e^{-0.1117} = 0.89 \quad .$$

Exercício 2

Aumentando em uma unidade o escore da renda do casal, as chances deste ser Infeliz ao invés de Feliz ou Muito Feliz decresce em 11%.

Exercício 2

Aumentando em uma unidade o escore da renda do casal, as chances deste ser Infeliz ao invés de Feliz ou Muito Feliz decresce em 11%.

Mesma interpretação para as chances do casal ser Infeliz ou Feliz ao invés de Muito Feliz por conta do modelo assumir chances proporcionais.

Exercício 2

Aumentando em uma unidade o escore da renda do casal, as chances deste ser Infeliz ao invés de Feliz ou Muito Feliz decresce em 11%.

Mesma interpretação para as chances do casal ser Infeliz ou Feliz ao invés de Muito Feliz por conta do modelo assumir chances proporcionais.

E se houvesse muitas categorias para Felicidade?

Exercício 2

Aumentando em uma unidade o escore da renda do casal, as chances deste ser Infeliz ao invés de Feliz ou Muito Feliz decresce em 11%.

Mesma interpretação para as chances do casal ser Infeliz ou Feliz ao invés de Muito Feliz por conta do modelo assumir chances proporcionais.

E se houvesse muitas categorias para Felicidade?

Dada uma categoria j de Felicidade, as chances de o casal pertencer a uma categoria de Felicidade inferior ou igual à j ao invés de uma categoria superior à j diminuem em 11% com o aumento de uma unidade no escore de Renda.

Exercício 2

(d) Qual é o valor predito de $P(Y = feliz|x = 2)$?

Exercício 2

(d) Qual é o valor predito de $P(Y = \textit{feliz}|x = 2)$?

Queremos obter o valor predito de

$$P(Y = 2|x = 2) = P(Y \leq 2|x = 2) - P(Y \leq 1|x = 2) \quad .$$

Notem que

$$\frac{P(Y \leq 2|x)}{P(Y > 2|x)} = \frac{P(Y = 1|x) + P(Y = 2|x)}{P(Y = 3|x)} = \exp\{\alpha_2 + \beta x\}$$

Exercício 2

(d) Qual é o valor predito de $P(Y = \textit{feliz}|x = 2)$?

Queremos obter o valor predito de

$$P(Y = 2|x = 2) = P(Y \leq 2|x = 2) - P(Y \leq 1|x = 2) \quad .$$

Notem que

$$\frac{P(Y \leq 2|x)}{P(Y > 2|x)} = \frac{P(Y = 1|x) + P(Y = 2|x)}{P(Y = 3|x)} = \exp\{\alpha_2 + \beta x\}$$

Sendo assim,

$$\frac{P(Y = 3|x)}{P(Y = 3|x)} + \frac{P(Y = 1|x) + P(Y = 2|x)}{P(Y = 3|x)} = 1 + \exp\{\alpha_2 + \beta_x\}$$

Exerício 2

Portanto

$$P(Y = 3|x) = \frac{1}{1 + \exp\{\alpha_2 + \beta_x\}} \quad .$$

Exerício 2

Portanto

$$P(Y = 3|x) = \frac{1}{1 + \exp\{\alpha_2 + \beta_x\}} \quad .$$

Além disso,

$$\frac{P(Y \leq 1|x)}{P(Y > 1|x)} = \frac{P(Y = 1|x)}{P(Y = 2|x) + P(Y = 3|x)} = \exp\{\alpha_1 + \beta x\} \quad ,$$

de modo que

$$\frac{P(Y = 1|x) + P(Y = 2|x) + P(Y = 3|x)}{P(Y = 2|x) + P(Y = 3|x)} = 1 + \exp\{\alpha_1 + \beta x\} \quad .$$

Exercício 2

Então

$$P(Y = 2|x) + P(Y = 3|x) = \frac{1}{1 + \exp\{\alpha_1 + \beta x\}} \quad ,$$

o que implica que

$$P(Y = 2|x) = \frac{1}{1 + \exp\{\alpha_1 + \beta x\}} - \frac{1}{1 + \exp\{\alpha_2 + \beta x\}}$$

Exercício 2

Então

$$P(Y = 2|x) + P(Y = 3|x) = \frac{1}{1 + \exp\{\alpha_1 + \beta x\}} \quad ,$$

o que implica que

$$P(Y = 2|x) = \frac{1}{1 + \exp\{\alpha_1 + \beta x\}} - \frac{1}{1 + \exp\{\alpha_2 + \beta x\}}$$

Substituindo as estimativas e fazendo $x = 2$, temos que

$$\begin{aligned} \hat{P}(Y = feliz|x = 2) &= \frac{1}{1 + e^{-3.2466-0.2234}} - \frac{1}{1 + e^{-0.2378-0.2234}} \\ &= 0.3565 \quad . \end{aligned}$$

Exercício 7

No conjunto de dados do arquivo Postlife (Agresti, 2019), temos X = sexo (masculino, feminino) e Y = acreditar em vida após a morte (não, sim).

Exercício 7

No conjunto de dados do arquivo Postlife (Agresti, 2019), temos X = sexo (masculino, feminino) e Y = acreditar em vida após a morte (não, sim).

A saída do ajuste do modelo log-linear de independência feita no R é parcialmente apresentada na tabela a seguir.

Coeficiente	Estimativa	Erro Padrão
Intercepto	4.5849	0.0752
Sexo:Feminino	0.2192	0.0599
Crença:Sim	1.4165	0.0752

Exercício 7

(a) Quais são os valores dos $\hat{\lambda}_j^Y$? Interprete $\hat{\lambda}_1^Y - \hat{\lambda}_2^Y$.

Exercício 7

(a) Quais são os valores dos $\hat{\lambda}_j^Y$? Interprete $\hat{\lambda}_1^Y - \hat{\lambda}_2^Y$.

O modelo ajustado é

$$\log(\mu_{ij}) = \lambda + \lambda_j^Y + \lambda_i^X \quad , \quad i, j = 1, 2 \quad ,$$

Exercício 7

(a) Quais são os valores dos $\hat{\lambda}_j^Y$? Interprete $\hat{\lambda}_1^Y - \hat{\lambda}_2^Y$.

O modelo ajustado é

$$\log(\mu_{ij}) = \lambda + \lambda_j^Y + \lambda_i^X \quad , \quad i, j = 1, 2 \quad ,$$

Sendo assim, para $i = 1, 2$ temos

$$\begin{aligned}
\log\left(\frac{\mu_{i1}}{\mu_{i2}}\right) &= \log(\mu_{i1}) - \log(\mu_{i2}) \\
&= (\lambda + \lambda_1^Y + \lambda_i^X) - (\lambda + \lambda_2^Y + \lambda_i^X) \\
&= \lambda_1^Y - \lambda_2^Y \quad .
\end{aligned}$$

Exercício 7

Por padrão o R adota $\lambda_1^Y = 0$. Então $\hat{\lambda}_2^Y = 1.4165$.

Exercício 7

Por padrão o R adota $\lambda_1^Y = 0$. Então $\hat{\lambda}_2^Y = 1.4165$.

Também temos que, para qualquer sexo fixo, o logaritmo das chances de não acreditar contra acreditar em vida após a morte vale

$$\log\left(\frac{\hat{\mu}_{i1}}{\hat{\mu}_{i2}}\right) = \hat{\lambda}_1^Y - \hat{\lambda}_2^Y = -1.4165 \quad .$$

Exercício 7

(b) Como resultado do ajuste do modelo log-linear de independência, obteve-se uma deviance residual igual a 0.82. O que isso sugere?

Exercício 7

(b) Como resultado do ajuste do modelo log-linear de independência, obteve-se uma deviance residual igual a 0.82. O que isso sugere?

O modelo saturado possui 4 parâmetros, enquanto que o ajustado possui apenas 3.

Exercício 7

(b) Como resultado do ajuste do modelo log-linear de independência, obteve-se uma deviance residual igual a 0.82. O que isso sugere?

O modelo saturado possui 4 parâmetros, enquanto que o ajustado possui apenas 3.

Podemos testar a qualidade do ajuste através da deviance, considerando a dsitribuição assintótica χ^2_1.

Exercício 7

(b) Como resultado do ajuste do modelo log-linear de independência, obteve-se uma deviance residual igual a 0.82. O que isso sugere?

O modelo saturado possui 4 parâmetros, enquanto que o ajustado possui apenas 3.

Podemos testar a qualidade do ajuste através da deviance, considerando a dsitribuição assintótica χ^2_1.

O valor-p desse teste é 0.37. Ou seja, o modelo log-linear de independência se ajusta bem aos dados.

Exercício 7

(c) Um segundo ajuste considerou o modelo saturado, resultando em $\hat{\lambda}_{22}^{XY} = 0.1368$. Estime a razão de chances e interprete.

Exercício 7

(c) Um segundo ajuste considerou o modelo saturado, resultando em $\hat{\lambda}_{22}^{XY} = 0.1368$. Estime a razão de chances e interprete.

Queremos estimar

$$\begin{aligned}
\frac{\mu_{11}/\mu_{12}}{\mu_{21}/\mu_{22}} &= \exp\left\{\log\left(\frac{\mu_{11}}{\mu_{12}}\right) - \log\left(\frac{\mu_{21}}{\mu_{22}}\right)\right\} \\
&= \exp\left\{(\lambda + \lambda_1^Y + \lambda_1^X) - (\lambda + \lambda_2^Y + \lambda_1^X)\right. \\
&\left. - (\lambda + \lambda_1^Y + \lambda_2^X) + (\lambda + \lambda_2^Y + \lambda_2^X + \lambda_{22}^{XY})\right\} \\
&= e^{\lambda_{22}^{XY}} \quad .
\end{aligned}$$

Exercício 7

(c) Um segundo ajuste considerou o modelo saturado, resultando em $\hat{\lambda}_{22}^{XY} = 0.1368$. Estime a razão de chances e interprete.

Queremos estimar

$$\begin{aligned}
\frac{\mu_{11}/\mu_{12}}{\mu_{21}/\mu_{22}} &= \exp\left\{\log\left(\frac{\mu_{11}}{\mu_{12}}\right) - \log\left(\frac{\mu_{21}}{\mu_{22}}\right)\right\} \\
&= \exp\left\{(\lambda + \lambda_1^Y + \lambda_1^X) - (\lambda + \lambda_2^Y + \lambda_1^X)\right. \\
&\left. - (\lambda + \lambda_1^Y + \lambda_2^X) + (\lambda + \lambda_2^Y + \lambda_2^X + \lambda_{22}^{XY})\right\} \\
&= e^{\lambda_{22}^{XY}} \quad .
\end{aligned}$$

Portanto, as chances de não crer em vida após a morte para homens são $e^{0.1368} = 1.15$ vezes aquelas para as mulheres.

Exercício 8

Para a Tabela 2.9 do livro do Agresti (pág. 53) foi ajustado o MLL do tipo (DV, DP, PV), em que D = raça do defensor, V = raça da vítima e P = veredito da pena. A saída do R é apresentada abaixo.

Coeficiente	Estimativa	Erro Padrão	Valor Z
D(branco):V(branco)	4.59497	0.31353	14.656
D(branco):P(sim)	-0.86780	0.36707	-2.364
V(branco):P(sim)	2.40444	0.60061	4.003

Exercício 8

(a) Apresente as estimativas das razões de chances condicionais entre D e P para cada nível da categoria V. Interprete.

Exercício 8

(a) Apresente as estimativas das razões de chances condicionais entre D e P para cada nível da categoria V. Interprete.

O modelo ajustado é

$$\log(\mu_{ijk}) = \lambda + \lambda_i^D + \lambda_j^V + \lambda_k^P + \lambda_{ij}^{DV} + \lambda_{ik}^{DP} + \lambda_{jk}^{VP}$$

para $i, j, k = 0, 1$.

Exercício 8

Quando a vítima é branca temos

$$
\begin{aligned}
OR_{DP|V=1} &= \frac{\mu_{0(1)0}/\mu_{0(1)1}}{\mu_{1(1)0}/\mu_{1(1)1}} \\
&= \exp\Big\{(\lambda + \lambda_0^D + \lambda_1^V + \lambda_0^P + \lambda_{00}^{DP} + \lambda_{01}^{DV} + \lambda_{10}^{VP}) \\
&- (\lambda + \lambda_0^D + \lambda_1^V + \lambda_1^P + \lambda_{01}^{DP} + \lambda_{01}^{DV} + \lambda_{11}^{VP}) \\
&- (\lambda + \lambda_1^D + \lambda_1^V + \lambda_0^P + \lambda_{10}^{DP} + \lambda_{11}^{DV} + \lambda_{10}^{VP}) \\
&+ (\lambda + \lambda_1^D + \lambda_1^V + \lambda_1^P + \lambda_{11}^{DP} + \lambda_{11}^{DV} + \lambda_{11}^{VP})\Big\} \\
&= \exp\{\lambda_{00}^{DP} + \lambda_{11}^{DP} - \lambda_{01}^{DP} - \lambda_{10}^{DP}\} \\
&= e^{\lambda_{11}^{DP}} \quad .
\end{aligned}
$$

Exercício 8

Quando a vítima é branca temos

$$
\begin{aligned}
OR_{DP|V=1} &= \frac{\mu_{0(1)0}/\mu_{0(1)1}}{\mu_{1(1)0}/\mu_{1(1)1}} \\
&= \exp\Big\{(\lambda + \lambda_0^D + \lambda_1^V + \lambda_0^P + \lambda_{00}^{DP} + \lambda_{01}^{DV} + \lambda_{10}^{VP}) \\
&- (\lambda + \lambda_0^D + \lambda_1^V + \lambda_1^P + \lambda_{01}^{DP} + \lambda_{01}^{DV} + \lambda_{11}^{VP}) \\
&- (\lambda + \lambda_1^D + \lambda_1^V + \lambda_0^P + \lambda_{10}^{DP} + \lambda_{11}^{DV} + \lambda_{10}^{VP}) \\
&+ (\lambda + \lambda_1^D + \lambda_1^V + \lambda_1^P + \lambda_{11}^{DP} + \lambda_{11}^{DV} + \lambda_{11}^{VP})\Big\} \\
&= \exp\{\lambda_{00}^{DP} + \lambda_{11}^{DP} - \lambda_{01}^{DP} - \lambda_{10}^{DP}\} \\
&= e^{\lambda_{11}^{DP}} \quad .
\end{aligned}
$$

A raça da vítima importa nesse cálculo?

Exercício 8

Como $\hat{\lambda}_{11}^{DP} = -0.8678$, temos que pra qualquer raça da vítima (entre branco e preto), as chances estimadas de não pena de morte para defensores pretos são $e^{-0.8678} = 0.42$ aquelas para defensores brancos.

Exercício 8

Como $\hat{\lambda}_{11}^{DP} = -0.8678$, temos que pra qualquer raça da vítima (entre branco e preto), as chances estimadas de não pena de morte para defensores pretos são $e^{-0.8678} = 0.42$ aquelas para defensores brancos.

Exercício 8

(b) Teste o ajuste do modelo. Interprete.

Exercício 8

(b) Teste o ajuste do modelo. Interprete.

A deviance residual nesse caso foi de 0.38. O modelo saturado possui 8 parâmetros, enquanto que o ajustado possui 7.

Exercício 8

(b) Teste o ajuste do modelo. Interprete.

A deviance residual nesse caso foi de 0.38. O modelo saturado possui 8 parâmetros, enquanto que o ajustado possui 7.

O teste da qualidade do ajuste usando a distribuição assintótica χ^2_1 resulta em um valor-p de 0.54.

Exercício 8

(b) Teste o ajuste do modelo. Interprete.

A deviance residual nesse caso foi de 0.38. O modelo saturado possui 8 parâmetros, enquanto que o ajustado possui 7.

O teste da qualidade do ajuste usando a distribuição assintótica χ^2_1 resulta em um valor-p de 0.54.

Portanto, concluímos que o modelo se ajusta bem aos dados.

Exercício 8

(c) Para o mesmo conjunto de dados, ajuste um modelo de regressão logística considerando P a variável resposta. Relacione as análises dos dois modelos. Qual dos dois modelos parece ser mais relevante para esses dados?

Exercício 8

(c) Para o mesmo conjunto de dados, ajuste um modelo de regressão logística considerando P a variável resposta. Relacione as análises dos dois modelos. Qual dos dois modelos parece ser mais relevante para esses dados?

Para D e V fixos, temos que

$$\begin{aligned}
\log\left(\frac{\mu_{(i)(j)1}}{\mu_{(i)(j)0}}\right) &= (\lambda + \lambda_i^D + \lambda_j^V + \lambda_1^P + \lambda_{ij}^{DV} + \lambda_{i1}^{DP} + \lambda_{j1}^{VP}) \\
&- (\lambda + \lambda_i^D + \lambda_j^V + \lambda_0^P + \lambda_{ij}^{DV} + \lambda_{i0}^{DP} + \lambda_{j0}^{VP}) \\
&= (\lambda_1^P - \lambda_0^P) + (\lambda_{i1}^{DP} - \lambda_{i0}^{DP}) + (\lambda_{j1}^{VP} - \lambda_{j0}^{VP}) \\
&= \alpha + \beta_1 d + \beta_2 v \quad ,
\end{aligned}$$

com $d = 1_{\{1\}}(D)$ e $v = 1_{\{1\}}(V)$.

Exercício 8

Não precisamos nem reajustar o modelo aos dados! Verifiquem que a estimativa da razão de chances requisitada no item (a) não mudou.

Exercício 8

Não precisamos nem reajustar o modelo aos dados! Verifiquem que a estimativa da razão de chances requisitada no item (a) não mudou.

O princípio é o mesmo do fato visto no início do curso de que, condicional ao total da tabela, a distribuição das observações se torna multinomial.

Exercício 8

Não precisamos nem reajustar o modelo aos dados! Verifiquem que a estimativa da razão de chances requisitada no item (a) não mudou.

O princípio é o mesmo do fato visto no início do curso de que, condicional ao total da tabela, a distribuição das observações se torna multinomial.

Qual modelo é mais adequado aos dados? Depende!

Exercício 8

Não precisamos nem reajustar o modelo aos dados! Verifiquem que a estimativa da razão de chances requisitada no item (a) não mudou.

O princípio é o mesmo do fato visto no início do curso de que, condicional ao total da tabela, a distribuição das observações se torna multinomial.

Qual modelo é mais adequado aos dados? Depende!

Se o interesse for na influência de raça do réu e vítima no veredido, então a regressão logística é muito mais simples de trabalhar e resulta na mesma inferência.

Exercício 8

Não precisamos nem reajustar o modelo aos dados! Verifiquem que a estimativa da razão de chances requisitada no item (a) não mudou.

O princípio é o mesmo do fato visto no início do curso de que, condicional ao total da tabela, a distribuição das observações se torna multinomial.

Qual modelo é mais adequado aos dados? Depende!

Se o interesse for na influência de raça do réu e vítima no veredido, então a regressão logística é muito mais simples de trabalhar e resulta na mesma inferência.

Porém, não conseguimos modelar associação entre a raça do réu e a da vítima pois condicionamos nessa variáveis na regressão logística.