

Introdução à análise de dados discretos

Prof. Caio Azevedo

Exemplo 1: comparação de métodos de detecção de cárie

- Suponha que um pesquisador lhe apresente a seguinte tabela de contingência, resumindo os dados coletados por ele, oriundos de um determinado experimento:

		Risco de cárie segundo o método convencional			Total
		Baixo	Médio	Alto	
Risco de cárie segundo o método simplificado	Baixo	11	5	0	16
	Médio	14	34	7	55
	Alto	2	13	11	26
Total	-	27	52	18	97

Aspectos relevantes

- Pergunta: sendo o método simplificado mais barato, vale a pena usá-lo no lugar do método convencional?
- O que significa “valer a pena”?
- Como os dados foram coletados?
- População ou amostra?
- Inferência paramétrica: qual modelo estatístico (de regressão) deve ser utilizado? Verificar a qualidade do ajuste do modelo.
- Como responder à pergunta de interesse?
- Como apresentar a resposta obtida à pergunta de interesse?

Um pouco de discussão

- Suponha que: selecionou-se, ao acaso, através de um processo de amostragem aleatória simples sem reposição, 97 indivíduos (de um possível grupo de interesse?). Em cada um deles, as duas técnicas foram aplicadas.
- Podemos considerar que a tabela obtida é uma dentre várias possíveis obtidas, ao se replicar o experimento. Ou seja, ela é uma amostra de uma população de interesse.
- Possível modelo probabilístico apropriado: multinomial com 8 classes (não exaustivas).

Distribuição multinomial

- Seja $\mathbf{N} = (N_{11}, N_{12}, N_{13}, N_{21}, N_{22}, N_{23}, N_{31}, N_{32}, N_{33})' \sim$
 Multinomial($n, \boldsymbol{\theta}$), $\sum_{i=1}^3 \sum_{j=1}^3 n_{ij} = n$, em nosso caso $n = 97$ e
 $\boldsymbol{\theta} = (\theta_{11}, \theta_{12}, \theta_{13}, \theta_{21}, \theta_{22}, \theta_{23}, \theta_{31}, \theta_{32}, \theta_{33})$, $\sum_{i=1}^3 \sum_{j=1}^3 \theta_{ij} = 1$.
- Para $n = 97$, observamos $\mathbf{n} = (n_{11}, n_{12}, n_{13}, n_{21}, n_{22}, n_{23}, n_{31}, n_{32}, n_{33})$.

Assim, temos

$$\begin{aligned}
 P(\mathbf{N} = \mathbf{n} | \boldsymbol{\theta}, n) &= \frac{n!}{\prod_{i=1}^3 \prod_{j=1}^3 n_{ij}!} \prod_{i=1}^3 \prod_{j=1}^3 \theta_{ij}^{n_{ij}} \\
 &\times \left(\prod_{i=1}^3 \prod_{j=1}^3 \mathbb{1}_{\{0,1,\dots,n\}}(n_{ij}) \right) \left(\mathbb{1}_{\{n\}} \left(\sum_{i=1}^3 \sum_{j=1}^3 n_{ij} \right) \right) \rightarrow \\
 L(\boldsymbol{\theta}) &\propto \prod_{i=1}^3 \prod_{j=1}^3 \theta_{ij}^{n_{ij}}; \text{ em que } \sum_{i=1}^3 \sum_{j=1}^3 \theta_{ij} = 1
 \end{aligned}$$

Um pouco de discussão: distribuição multinomial

		Risco de cárie segundo o método convencional			
		Baixo	Médio	Alto	Total
Risco de cárie segundo o método simplificado	Baixo	n_{11}	n_{12}	n_{13}	$n_{1.}$
	Médio	n_{21}	n_{22}	n_{23}	$n_{2.}$
	Alto	n_{31}	n_{32}	n_{33}	$n_{3.}$
Total	-	$n_{.1}$	$n_{.2}$	$n_{.3}$	$n_{..} = n$

- $n_{i.} = \sum_{j=1}^3 n_{ij}, i = 1, 2, 3$, $n_{.j} = \sum_{i=1}^3 n_{ij}, j = 1, 2, 3$ e
 $n_{..} = \sum_{i=1}^3 \sum_{j=1}^3 n_{ij} = n$. Em nosso caso, $n = 97$.

Um pouco de discussão: distribuição multinomial

		Risco de cárie segundo o método convencional			
		Baixo	Médio	Alto	Total
Risco de cárie segundo o método simplificado	Baixo	θ_{11}	θ_{12}	θ_{13}	$\theta_{1.}$
	Médio	θ_{21}	θ_{22}	θ_{23}	$\theta_{2.}$
	Alto	θ_{31}	θ_{32}	θ_{33}	$\theta_{3.}$
Total	-	$\theta_{.1}$	$\theta_{.2}$	$\theta_{.3}$	$\theta_{..} = 1$

- $\theta_{i.} = \sum_{j=1}^3 \theta_{ij}, i = 1, 2, 3$, $\theta_{.j} = \sum_{i=1}^3 \theta_{ij}, j = 1, 2, 3$ e
 $\theta_{..} = \sum_{i=1}^3 \sum_{j=1}^3 \theta_{ij} = 1.$

“Situação ideal” do ponto de vista do pesquisador

		Risco de cárie segundo o método convencional			
		Baixo	Médio	Alto	Total
Risco de cárie segundo o método simplificado	Baixo	θ_{11}	0	0	$\theta_{1.}$
	Médio	0	θ_{22}	0	$\theta_{2.}$
	Alto	0	0	θ_{33}	$\theta_{3.}$
Total	-	$\theta_{.1}$	$\theta_{.2}$	$\theta_{.3}$	$\theta_{..} = 1$

- Ou seja $\theta_{i.} = \theta_{.j} = \theta_{ij}, \forall i = j$ (concordância absoluta).

Possível configuração de interesse do ponto de vista do pesquisador

		Risco de cárie segundo o método convencional			
		Baixo	Médio	Alto	Total
Risco de cárie segundo o método simplificado	Baixo	θ_{11}	θ_{12}	θ_{13}	$\theta_{1.}$
	Médio	θ_{21}	θ_{22}	θ_{23}	$\theta_{2.}$
	Alto	θ_{31}	θ_{32}	θ_{33}	$\theta_{3.}$
Total	-	$\theta_{.1}$	$\theta_{.2}$	$\theta_{.3}$	$\theta_{..} = 1$

- $\theta_{i.} = \theta_{.j}, \forall i = j$ (concordância marginal). Como testar tal conjunto de hipóteses?

Exemplo 2: comparação do número de acidentes

- Descrição: número de acidentes (com algum tipo de trauma para as pessoas envolvidas) em 92 dias (correspondentes) em dois anos distintos (1961 e 1962), medidos em algumas regiões da Suécia.
- Considerou-se apenas 43 dias, correspondendo a dias de 1961 em que não havia limite de velocidade e de 1962 em que havia limites de velocidade (90 ou 100 km/h).
- Questão de interesse: a imposição dos limites de velocidade levou à redução do número de acidentes?

Aspectos relevantes

- O que significa “levou à redução”?
- Como os dados foram coletados?
- População ou amostra?
- Inferência paramétrica: qual modelo estatístico (de regressão) deve ser utilizado? Verificar a qualidade do ajuste do modelo.
- Como responder à pergunta de interesse?
- Como apresentar a resposta obtida à pergunta de interesse?

Discussão

- Seja Y_{ij} o número de acidentes ocorridos no dia $j = 1, 2, \dots, 43$ do ano $i=1, 2$ e y_{ij} os respectivos valores observados.

Discussão

- Seja Y_{ij} o número de acidentes ocorridos no dia $j = 1, 2, \dots, 43$ do ano $i=1, 2$ e y_{ij} os respectivos valores observados.
- Seja o modelo:

$$Y_{ij} = \mu + \alpha_i + \xi_{ij}$$
$$\xi_{ij} \stackrel{i.i.d.}{\sim} N(0, \sigma^2), \alpha_1 = 0$$

Discussão

- Seja Y_{ij} o número de acidentes ocorridos no dia $j = 1, 2, \dots, 43$ do ano $i=1, 2$ e y_{ij} os respectivos valores observados.
- Seja o modelo:

$$Y_{ij} = \mu + \alpha_i + \xi_{ij}$$
$$\xi_{ij} \stackrel{i.i.d.}{\sim} N(0, \sigma^2), \alpha_1 = 0$$

- O modelo acima é apropriado?

Discussão

- Seja Y_{ij} o número de acidentes ocorridos no dia $j = 1, 2, \dots, 43$ do ano $i=1, 2$ e y_{ij} os respectivos valores observados.
- Seja o modelo:

$$Y_{ij} = \mu + \alpha_i + \xi_{ij}$$
$$\xi_{ij} \stackrel{i.i.d.}{\sim} N(0, \sigma^2), \alpha_1 = 0$$

- O modelo acima é apropriado?
- Se não, quais problemas e/ou limitações ele apresenta?

Discussão

- Seja Y_{ij} o número de acidentes ocorridos no dia $j = 1, 2, \dots, 43$ do ano $i=1, 2$ e y_{ij} os respectivos valores observados.
- Seja o modelo:

$$Y_{ij} = \mu + \alpha_i + \xi_{ij}$$
$$\xi_{ij} \stackrel{i.i.d.}{\sim} N(0, \sigma^2), \alpha_1 = 0$$

- O modelo acima é apropriado?
- Se não, quais problemas e/ou limitações ele apresenta?
- Qual seria uma alternativa?

Conhecimento

- **Necessário:** Probabilidade I e II, Inferência (e noções de inferência), Análise de regressão.
- **Auxiliar:** Técnicas de Amostragem e Planejamento e Pesquisa.

Definições e Notações

- Consideraremos um modelo estatístico formado por $(\Omega, \mathcal{A}, \mathcal{P})$, (espaço amostral, sigma álgebra de eventos de Ω , família de medidas de probabilidade).
- $\mathcal{P} = \{\mathcal{P}_\theta : \theta \in \Theta\}$, $\Theta \subset \mathcal{R}^p$ (em geral infinito não-enumerável).
Basicamente: $\mathcal{P}_\theta = F_X(; \theta)$ (postulado).
- Realizar inferência (frequentista) : estimação pontual, intervalar e testar hipóteses estatísticas, em um dado espaço estatístico.

Continuação

- Exemplo: Seja X_1, \dots, X_n uma amostra aleatória de $X \sim \text{Bernoulli}(\theta), \theta \in (0, 1)$. Obtenha uma estimativa pontual e uma intervalar para θ e realizar testes de hipótese acerca dele.
- Suporte da fdp:
 - $\Omega = \{x : f_X(x; \theta) \geq 0\}$, $f_X(\cdot; \theta)$ é a fdp associada à fda $F_X(\cdot; \theta)$.
Eventualmente os subíndices podem ser suprimidos. Pode-se usar $p_X(\cdot; \theta)$ no lugar de $f_X(\cdot; \theta)$.
- Em geral $f_X(\cdot; \theta)$ será uma função de probabilidade (associada à uma variável aleatória discreta ou à um vetor aleatório discreto). Nesse caso, $f_X(x; \theta) = P(X = x; \theta)$.

Continuação

- Variável aleatória (va) discreta: é uma va cujo suporte corresponde à um conjunto finito ou infinito enumerável.
- Amostra aleatória (aa): X_1, \dots, X_n são estatisticamente independentes e identicamente distribuídas segundo $X \sim F_X(; \theta)$.
- Em alguns casos podemos não ter mesma distribuição e/ou independência.

Continuação

- Seja X uma vad (variável aleatória discreta). Então

- $\mathcal{E}(\phi(X)) = \sum_x \phi(x) f_x(x; \theta)$.

- A função geradora de momentos (fgm) é dada por:

$$\Psi_X(t) = \mathcal{E}(e^{tX}) = \sum_x e^{tx} f_x(x; \theta).$$

- Temos que: $\mathcal{E}(X^r) = \left. \frac{\partial^r \Psi_X(t)}{\partial t^r} \right|_{t=0}, r > 0$.

Revisão de Cálculo de probabilidades

- Variável aleatória: X_i . Valor observado: x_i .
- Sejam X , Y e Z va's definidas em um mesmo espaço de probabilidade.

$$p(x|y) = \begin{cases} \frac{p(x,y)}{p(y)}, & \text{se } p(y) > 0, \\ 0, & \text{se } p(y) = 0 \end{cases}$$

$$p(x) = \begin{cases} \sum_y p(x,y), & \text{se } y \text{ for discreto,} \\ \int_{\Omega_y} p(x,y) dy, & \text{se } y \text{ for contínuo.} \end{cases}$$

Revisão de Cálculo de probabilidades

- $E_X(X) = E_Y(E_{X|Y}(X|Y))$ e
 $V_X(X) = \mathcal{E}_Y[V_{X|Y}(X|Y)] + V_Y[\mathcal{E}_{X|Y}[X|Y]]$.
- $p(x, y) = p(x|y)p(y) = p(y|x)p(x)$
- X e Y são independentes se e somente se $p(x, y) = p(x)p(y)$
($\rightarrow p(x|y) = p(x)$ e $p(y|x) = p(y)$).
- X e Y são condicionalmente independentes dado Z se e somente se
 $p(x, y|z) = p(x|z)p(y|z)$ ($\rightarrow p(x|y, z) = p(x|z)$ e
 $p(y|x, z) = p(y|z)$).