Inferência Bayesiana Introdução

Contextualização

Paulo Justiniano Ribeiro Jr

Curso de Graduação em Estatística Universidade Federal do Paraná

20 semestre de 2019



► inferência?



- ► inferência?
- ▶ inferência estatística?



- ► inferência?
- inferência estatística?
- aprender com os dados!



- ► inferência?
- inferência estatística?
- aprender com os dados!
- como assim ...aprender com os dados!



- ▶ inferência?
- inferência estatística?
- aprender com os dados!
- como assim ...aprender com os dados!Vamos usar alguma notação:

y: dados θ : "quantidades" desconhecidas



- ▶ inferência?
- inferência estatística?
- aprender com os dados!
- como assim ...aprender com os dados!Vamos usar alguma notação:

y: dados θ : "quantidades" desconhecidas

ightharpoonup inferência é portanto falar sobre $\theta|y$



- ▶ inferência?
- inferência estatística?
- aprender com os dados!
- como assim ...aprender com os dados!
 Vamos usar alguma notação:

y: dados θ : "quantidades" desconhecidas

- ightharpoonup inferência é portanto falar sobre $\theta|y$
- ▶ mas ... como aprendemos (sobre θ) com os dados (y)?



- ► inferência?
- inferência estatística?
- aprender com os dados!
- como assim ...aprender com os dados!Vamos usar alguma notação:

y: dados θ : "quantidades" desconhecidas

- ightharpoonup inferência é portanto falar sobre $\theta|y$
- ▶ mas ... como aprendemos (sobre θ) com os dados (y)?
- ► mas ...**só** aprendemos (sobre θ) com os dados (y)?



Em uma população (considerada *infinita*) uma proporção θ de indivíduos apresenta determinada característica. Deseja-se (inferências):

- \triangleright estimar θ ,
- expressar a incerteza sobre esta estimativa,
- ightharpoonup verificar se θ (e portanto a população) está fora de normas/referências (proporção max. de 20%), se há evidências de um desvio "relevante" (significativo).



Em uma população (considerada infinita) uma proporção θ de indivíduos apresenta determinada característica.

Deseja-se (inferências):

- \triangleright estimar θ ,
- expressar a incerteza sobre esta estimativa,
- verificar se θ (e portanto a população) está fora de normas/referências (proporção max. de 20%), se há evidências de um desvio "relevante" (significativo).

Dados de uma amostra (considerada aleatória):

n = 80 e y = 19 Como proceder?



Um vídeo vale mais que mil palavras! Vamos usar na discussão apenas de 0 e 50 segundos do vídeo. (baseado em (??))



Um vídeo vale mais que mil palavras!

Vamos usar na discussão apenas de 0 e 50 segundos do vídeo. (baseado em (??))

Por que ocorre o mal entendido?

Elementos:

- O pedido é a informação que o vendedor recebe.
- O vendedor tinha alguma opini\(\tilde{a}\) anterior sobre o que poderia ter sido pedido?
- O vendedor ao final acha mais provável que o cliente tenha pedido quatro velas (four candles) do que o cabo do garfo (fork handles).



Um vídeo em notação

"Adivinhar" o que o cliente quer (estado da natureza):

$$\theta_c$$
 vela ou θ_h cabo.

Pela experiência o vendedor sabe se vende mais velas ou cabos, tem ideia da chance de alguém comprar um ou outro:

$$P[\theta_c]$$
 vela ou $P[\theta_h]$ cabo.

► Informação (dado) y é a fala do comprador e esta fala pode ocorrer para cada possível estado da natureza.

$$P[Y|\theta_c]$$
 vela ou $P[Y|\theta_h]$ cabo.

O vendedor ao final acha mais provável que o cliente tenha pedido quatro velas (four candles) do que o cabo do garfo (fork handles), ou seja, ele avalia:

$$P[\theta_c|y]$$
 vela ou $P[\theta_h|y]$ cabo.



Revisando o Teorema de Bayes

$$P[A_j|B] = \frac{P[B|A_j] \cdot P[A_j]}{\sum_j P[B|A_j] \cdot P[A_j]}$$

Ex: O problema dos testes de diagnóstico

Teste de screening para uma determinada doença.

Teste *imperfeito*: acerta 90% dos que tem doença e 80% dos que não tem.

Sabe-se de antemão que a doença ocorre em 2% da população.

Se uma pessoa testou positivo, qual a chance de ter a doença?



Testes de diagnóstico

A notação "usual"!

$$P[+|D] = 0,90 \longrightarrow P[-|D] = 0,10$$

 $P[-|\overline{D}] = 0,80 \longrightarrow P[+|\overline{D}] = 0,20$
 $P[D] = 0,02$
 $P[D|+] = ?$



Testes de diagnóstico

A notação "usual"!

$$P[+|D] = 0,90 \longrightarrow P[-|D] = 0,10$$

 $P[-|\overline{D}] = 0,80 \longrightarrow P[+|\overline{D}] = 0,20$
 $P[D] = 0,02$
 $P[D|+] = ?$

$$P[D|+] = \frac{P[+|D] \cdot P[D]}{P[+|D] \cdot P[D] + P[+|\overline{D}] \cdot P[\overline{D}]} = 0.0841$$



Alterando notação:

$$P[\theta_j|y] = \frac{P[Y|\theta_j] \cdot P[\theta_j]}{\sum_j P[Y|\theta_j] \cdot P[\theta_j]}$$



Alterando notação:

$$P[\theta_j|y] = \frac{P[Y|\theta_j] \cdot P[\theta_j]}{\sum_j P[Y|\theta_j] \cdot P[\theta_j]}$$

 θ :estado do paciente : θ_1 : com a doença, θ_2 : sem a doença

Y: resultado do teste : y_1 : positivo, y_2 : negativo

Dados:

$$P[D] = P[\theta_1] = 0,02$$
 $P[\overline{D}] = P[\theta_2] = 0,98$
 $P[+|D] = P[Y_1|\theta_1] = 0,90$ $P[-|D] = P[Y_2|\theta_1] = 0,10$
 $P[-|\overline{D}] = P[Y_2|\theta_2] = 0,80$ $P[+|\overline{D}] = P[Y_2|\theta_2] = 0,20$

Teorema de Bayes:

$$P[\theta_1|y_1] = \frac{P[Y_1|\theta_1] \cdot P[\theta_1]}{P[Y_1]} = \frac{P[Y_1|\theta_1] \cdot P[\theta_1]}{P[Y_1|\theta_1] \cdot P[\theta_1] + P[Y_1|\theta_2] \cdot P[\theta_2]}$$
$$= \frac{0,90 \cdot 0,02}{0,90 \cdot 0.02 + 0,20 \cdot 0,98} = 0.0841$$



$$P[\theta_j|y] = \frac{P[Y|\theta_j] \cdot P[\theta_j]}{\sum_j P[Y|\theta_j] \cdot P[\theta_j]}$$



$$P[\theta_j|y] = \frac{P[Y|\theta_j] \cdot P[\theta_j]}{\sum_j P[Y|\theta_j] \cdot P[\theta_j]}$$

No exemplo só haviam dois possíveis estados da natureza:

 θ_1 : com a doença, θ_2 : sem a doença

O resultado é mais geral, para várias categorias.

Aplicação em problemas de classificação.

Estados da natureza não precisar ser apenas categóricos (ou ainda discretos/enumeráveis)

Os estados da natureza podem ocorrer em um domínio contínuo.

O Teorema de Bayes pode então ser reescrito como:

$$f(\theta|y) = \frac{f(y|\theta) \cdot f(\theta)}{\int f(y|\theta) \cdot f(\theta) d\theta}$$



▶ Baseia-se em considerar o comportamento das quantidades de interesse medidas na amostra, supondo que diversas amostras fossem tomadas da população.

- Baseia-se em considerar o comportamento das quantidades de interesse medidas na amostra, supondo que diversas amostras fossem tomadas da população.
- ► Tais quantidades, por serem baseadas em amostras aleatórias são portanto aleatórias, e possuem alguma distribuição de probabilidades.

- ▶ Baseia-se em considerar o comportamento das quantidades de interesse medidas na amostra, supondo que diversas amostras fossem tomadas da população.
- ➤ Tais quantidades, por serem baseadas em amostras aleatórias são portanto aleatórias, e possuem alguma distribuição de probabilidades.
- ► Tal distribuição de probabilidades é chamada de distribuição amostral.



- ▶ Baseia-se em considerar o comportamento das quantidades de interesse medidas na amostra, supondo que diversas amostras fossem tomadas da população.
- ➤ Tais quantidades, por serem baseadas em amostras aleatórias são portanto aleatórias, e possuem alguma distribuição de probabilidades.
- ► Tal distribuição de probabilidades é chamada de distribuição amostral.
- ► As inferências frequentistas são baseadas em probabilidades medidas nestas distribuições.



- ▶ Baseia-se em considerar o comportamento das quantidades de interesse medidas na amostra, supondo que diversas amostras fossem tomadas da população.
- ➤ Tais quantidades, por serem baseadas em amostras aleatórias são portanto aleatórias, e possuem alguma distribuição de probabilidades.
- ► Tal distribuição de probabilidades é chamada de distribuição amostral.
- As inferências frequentistas são baseadas em probabilidades medidas nestas distribuições.
- ► Usual nos métodos, técnicas e procedimentos de estatística, especialmente os ligados a cursos e textos básicos e aplicados a diversas áreas.



- Baseia-se em considerar o comportamento das quantidades de interesse medidas na amostra, supondo que diversas amostras fossem tomadas da população.
- Tais quantidades, por serem baseadas em amostras aleatórias são portanto aleatórias, e possuem alguma distribuição de probabilidades.
- ► Tal distribuição de probabilidades é chamada de distribuição amostral.
- As inferências frequentistas são baseadas em probabilidades medidas nestas distribuições.
- Usual nos métodos, técnicas e procedimentos de estatística, especialmente os ligados a cursos e textos básicos e aplicados a diversas áreas.
- As distribuições amostrais podem ser obtidas analiticamente em alguns casos (e.g teste-t), aproximadas por distribuições conhecidas, ou obtidas por procedimentos computacionalisticamente intensivos (e.g. testes aleatorizados e bootstrap).

Inferência se baseia na distribuição amostral

$$\begin{split} \text{Estimativa} : \hat{\theta} &= \frac{Y}{n} \\ \hat{\theta} &\sim \mathrm{N}(\mu = \theta, \sigma^2 = \frac{\theta(1-\theta)}{n}) (\text{distribuição amostral}) \\ \text{IC} : &\hat{\theta} \pm z_{1-\alpha/2} \sqrt{\frac{\theta(1-\theta)}{n}} \\ \text{TH} : (\textit{H}_1 : \theta > \theta_0) : \hat{\theta} &\sim \mathrm{N}(\theta_0, \frac{\theta_0(1-\theta_0)}{n}) \\ \text{equivalentemente } z &= \frac{\hat{\theta} - \theta_0}{\sqrt{\frac{\theta_0(1-\theta_0)}{n}}} \sim \mathrm{N}(0, 1) \end{split}$$



Inferência se baseia na distribuição amostral

$$\begin{split} \text{Estimativa} : \hat{\theta} &= \frac{Y}{n} \\ \hat{\theta} &\sim \mathrm{N}(\mu = \theta, \sigma^2 = \frac{\theta(1-\theta)}{n}) (\text{distribuição amostral}) \\ \text{IC} : &\hat{\theta} \pm z_{1-\alpha/2} \sqrt{\frac{\theta(1-\theta)}{n}} \\ \text{TH} : (\textit{H}_1 : \theta > \theta_0) : &\hat{\theta} \sim \mathrm{N}(\theta_0, \frac{\theta_0(1-\theta_0)}{n}) \\ \text{equivalentemente } z &= \frac{\hat{\theta} - \theta_0}{\sqrt{\frac{\theta_0(1-\theta_0)}{n}}} \sim \mathrm{N}(0, 1) \end{split}$$

Usa-se $\theta = \hat{\theta}$ (assintótico) ou $\theta = 0, 5$ (conservador)

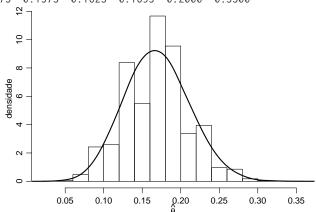


Simulação da distribuição amostral

(código completo em arquivo inf-prop.R) As estimativas variam se tomamos diversas amostras da população:

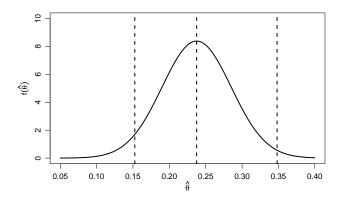
summary(ps)

Min. 1st Qu. Median Mean 3rd Qu. Max. ## 0.0375 0.1375 0.1625 0.1693 0.2000 0.3500



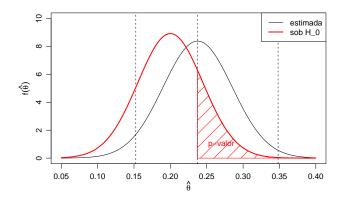


Distribuição amostral (estimada)





Distribuição amostral





Inferência para proporção - frequentista

Na prática, com recursos computacionais

PΙ

```
prop.test(19, 80)$conf
## [1] 0.1524765 0.3481396
## attr(, "conf.level")
## [1] 0.95
prop.test(19, 80, p=0.20, alt="greater")
##
##
   1-sample proportions test with continuity correction
##
## data: 19 out of 80, null probability 0.2
## X-squared = 0.48828, df = 1, p-value = 0.2423
## alternative hypothesis: true p is greater than 0.2
## 95 percent confidence interval:
## 0.1632771 1.0000000
## sample estimates:
##
## 0.2375
```



Inferência para proporção - frequentista

Resumindo:

- ➤ Se baseia no comportamento das *possíveis amostras* que poderiam ser retiradas da população
- Interpretação de intervalo de confiança: o calculado a partir da amostra é um entre os possíveis, sendo que uma proporção dos possíveis (nível de confiança) conteria o verdadeiro valor
- ► Interpretação do Teste de Hipótese e valor-p: mesmo sob H₀ uma proporção das possíveis amostras produziria valores tão ou mais extremos que o visto na amostra. Se esta proporção (p-valor) é baixa (nível de significância) a amostra é considerada incompatível com a hipótese nula e rejeita-se a hipótese nula.



Uma alternativa (ainda) frequentista: Teste aleatorizado

Ideia básica:

Reproduzir a essência da ideia frequentista porém obtendo a distribuição amostral por simulação sob H_0

Algorítmo:

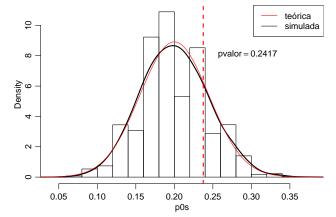
- ► Simular amostras da população sob *H*₀
- Calcular o valor de interesse ou estatística de teste para cada amostra simulada
- valor-p proporção destes que são mais "extremos" do que o valor observado na amostra



Teste aleatorizado

```
summary(p0s)
## Min. 1st Qu. Median Mean 3rd Qu. Max.
## 0.0500 0.1750 0.2000 0.2005 0.2250 0.3750
(pvalor <- mean(p0s >= 19/80))
## [1] 0.2417
```

PJ

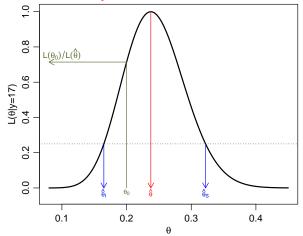




Abordagem pela verossimilhança

Inferência é baseada nas características da

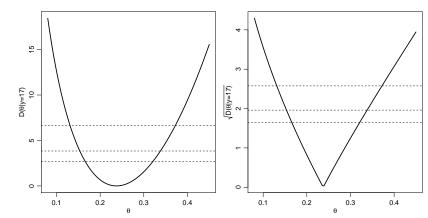
função de verossimilhança





Representação alternativa

Função deviance e cortes que definem intervalos (a 90, 95 e 99%)



Necessidade de critérios:

- definir o valor para corte da função para obter intervalos de confiança (IC's) ?
- definir limiar para o valor de verossimilhança (relativa ao máximo) para θ_0 ?

Possíveis soluções:

- critérios de razoabilidade e comparação (e.g. equivalência com caras consecutivas)
- argumento frequentista (comportamento "médio" da verossimilhança) estabelece relações:

"Caras"	$P[Z < \sqrt{c^*}]$
1,00	0,761
1,94	0,899
2,74	0,942
4,80	0,990
	1,00 1,94 2,74



Comparando

Inferência frequentista

- **Estimativa de** θ : fornecido por algum método de estimação
- expressão da incerteza: variabilidade da distribuição amostral
- opinião em relação a valor de interesse $\theta_0 = 0, 20$: probabilidade na distribuição amostral

Inferência pela verossimilhança

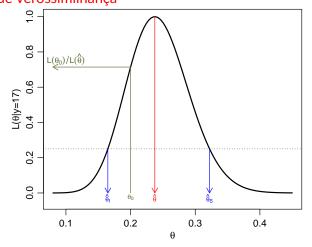
- **Estimativa de** θ : máximo (supremo) da função
- expressão da incerteza: faixa de valores dentro de um limite de compatibilidade com a amostra, curvatura da função
- opinião em relação a valor de interesse $\theta_0 = 0.20$: comparação da verossimilhança deste valor com a do máximo



All we need is ... likelihood

Inferência é baseada nas características da função de verossimilhança

PJ





O objeto de inferência é a distribuição à posteriori

- A incerteza inicial sobre θ é expressa na forma de uma distribuição priori para θ
- ightharpoonup Com amostra atualizamos opinião θ com a informação contida na verossimilhança
- ▶ O conhecimento/incerteza atualizados sobre θ é expresso pela distribuição posteriori



O objeto de inferência é a distribuição à posteriori

- A incerteza inicial sobre θ é expressa na forma de uma distribuição priori para θ
- ightharpoonup Com amostra atualizamos opinião θ com a informação contida na verossimilhança
- ▶ O conhecimento/incerteza atualizados sobre θ é expresso pela distribuição posteriori

Formalmente:

$$f(\theta|y) = \frac{f(y|\theta) \cdot f(\theta)}{\int f(y|\theta) \cdot f(\theta) d\theta} \propto f(\theta) \cdot L(\theta|y)$$

ou, usando jargão técnico:

 $posteriori \propto priori \cdot verossimilhança$



No contexto do exemplo de estimação de proporção θ :

Extensão da definição do modelo:

$$[Y|\theta] \sim B(n,\theta)$$

 $[\theta] \sim Pr(\psi)$ (priori)

permite obter (via teorema de Bayes)

$$[\theta|y] \propto [Y|\theta][\theta]$$

 $[\theta|y] \sim \pi(\psi^*)$ (posteriori)

- Analogias diretas para estimação (pontual e intervalar),
- ...mas não diretas ou triviais para testes de hipótese (valores na posteriori sem analogias diretas com razão de verossimilhanças).



No contexto do exemplo de estimação de proporção θ :

▶ Priori: $[\theta] \sim \text{Beta}(a, b)$ (distribuição Beta)

$$f(\theta) = \frac{\Gamma(a+b)}{\Gamma(a) + \Gamma(b)} \theta^{a-1} (1-\theta)^{b-1}$$

▶ Verossimilhança: $[Y|\theta] \sim \text{Bin}(n,\theta)$ (em θ , é proporcional à distribuição Beta)

$$L[\theta|y] \equiv f(y|\theta) = \binom{n}{y} \theta^y (1-\theta)^{n-y}$$

Posteriori:

$$f(\theta|y) \propto f(\theta) \cdot L(\theta|y) \propto \theta^{y+a-1} (1-\theta)^{n-y+b-1}$$

Logo

$$[\theta|y] \sim \text{Beta}(a+y, n-y+b)$$

(distribuição Beta - conjugada)



A essência de Bayes ilustrada (I)

Exemplo I : estimação da proporção de atributo (θ) na população

Priori: Acredita-se que o atributo ocorre em 40% da população com 70% de chance de estar entre 30 e 50%. Informação expressa como distribuição de probabilidades para θ :

$$[heta] \sim \textit{Beta}(9.9, 15)$$

Verossimilhança: Modelo Binomial, amostra n=80 e y=19

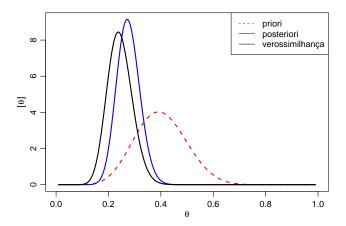
$$[y|\theta] = \binom{80}{19} \theta^{19} (1-\theta)^{80-19}$$

Posteriori: a distribuição de probabilidades para θ após observar os dados:

$$[\theta|y] \sim Beta(29,76)$$



A essência de Bayes ilustrada (I)





A essência de Bayes ilustrada (I)

```
(prI \leftarrow prioriBeta(0.4, c(0.30, 0.50), 0.70))
       alpha
##
                  beta
## 9.912277 14.868415
postBinom(19, 80, prI, plot=FALSE)
## $pars
##
                  alpha
                            beta
  priori
           9.912277 14.86842
  posteriori 28.912277 75.86842
##
   $summary
##
                   moda
                           media variancia
## priori 0.3912206 0.271571210 0.40000000
  posteriori 0.2759313 0.009309292 0.00188875
##
## $FMV
## [1] 0.2375
```



A essência de Bayes ilustrada (II)

Uma priori bem diferente:

▶ Priori: Acredita-se que o atributo ocorre em 8% da população com 90% de chance de estar entre 3 e 20%.

$$[heta] \sim \textit{Beta}(2.1, 24)$$

► Verossimilhança: Modelo Binomial, amostra n=80 e y=19

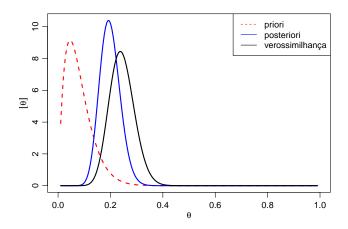
$$[y|\theta] = \binom{80}{19} \theta^{19} (1-\theta)^{80-19}$$

Posteriori: após observar os dados:

$$[\theta|y] \sim Beta(21,85)$$



A essência de Bayes ilustrada (II)





A essência de Bayes ilustrada (II)

```
(prII <- prioriBeta(0.08, c(0.03, 0.20), 0.90))
      alpha
##
                 beta
## 2.124901 24.436358
postBinom(19, 80, prII, plot=FALSE)
## $pars
##
                 alpha
                           beta
  priori
              2.124901 24.43636
  posteriori 21.124901 85.43636
##
  $summary
##
                  moda
                             media variancia
## priori 0.0457998 0.192469955 0.080000000
  posteriori 0.1982418 0.002670415 0.001477688
##
## $FMV
## [1] 0.2375
```



A essência de Bayes ilustrada (III)

Uma priori vaga:

Priori: Não se sabe praticamente nada sobre θ . Expressa-se então que o atributo ocorre em 50% da população mas com 90% de chance de estar entre 5 e 95%.

$$[\theta] \sim \textit{Beta}(1.2, 1.2)$$

Verossimilhança: Modelo Binomial, amostra n=80 e y=19

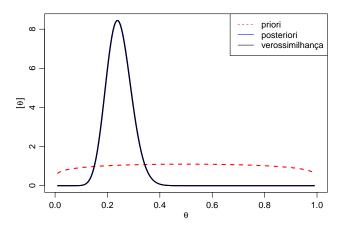
$$[y|\theta] = \binom{80}{19} \theta^{19} (1-\theta)^{80-19}$$

Posteriori: após observar os dados:

$$[\theta|y] \sim Beta(20,62)$$



A essência de Bayes ilustrada (III)



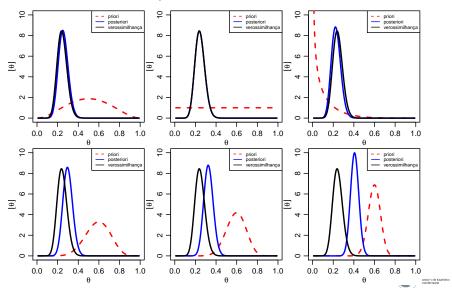


A essência de Bayes ilustrada (III)

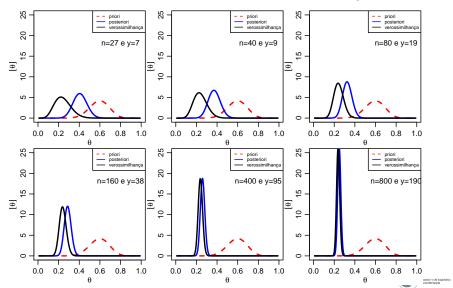
```
(prIII <- prioriBeta(0.50, c(0.05, 0.95), 0.90))
      alpha
                beta
##
## 1.170088 1.170088
postBinom(19, 80, prIII, plot=FALSE)
## $pars
##
                  alpha
                            beta
## priori 1.170088 1.170088
  posteriori 20.170088 62.170088
##
   $summary
##
                   moda
                            media variancia
## priori 0.5000000 0.23861148 0.500000000
  posteriori 0.2449605 0.07484633 0.002219276
##
## $FMV
## [1] 0.2375
```



Efeito da priori (fixando amostra)



Efeito do tamanho da amostra (fixando priori)



Comentários

- Expressão da opinião "a priori" é necessária e sua especificação é um desafio,
- as interpretações de intervalo de confiança são agora probabilísticas, por exemplo pode-se falar em:

$$P[a < \theta < b] = 0.95$$

bem como, no contexto do exemplo, pode-se falar em

$$P[\theta \ge 0, 20]$$



Comparando paradigmas

Qual o valor de θ ? (estimação pontual):

- Frequentista: fornecido por algum método de estimação
- Verossimilhança: máximo (supremo) da função de verossimilhança
- Bayesiana: alguma medida resumo da posteriori (média, moda, mediana, ...

Expressão da incerteza sobre θ (estimação intervalar):

- Frequentista: variabilidade na distribuição amostral (intervalo de confiança)
- Verossimilhança: faixa de valores dentro de um limite de compatibilidade com a amostra, curvatura da função
- Bayesiana: variabilidade na distribuição posteriori (intervalo de credibilidade)

Comparando paradigmas

opinião em relação a valor de interesse $\theta_0 = 0,20$ (teste de hipótese):

- ► Frequentista: probabilidade na distribuição amostral (p-valor)
- Verossimilhança: comparação da verossimilhança deste valor com a do máximo
- ► Bayesiana: probabilidade na posteriori



Exemplo 2: Comparando dois grupos

Questões de inferência:

- Quais são os parâmetros (quantidades de interesse na população) a serem estimados a partir dos dados?
- ▶ Qual a incerteza associada ao(aos) parâmetro(s) de interesse?
- ► Pode-se afirmar que os grupos diferem quanto ao peso e/ou altura?

As questões podem ser endereçadas pelos paradigmas frequentista, de verosimilhança e bayesiano.

OBS: pode-se adotar o ainda algum métodos não paramétrico mas este é, tipicamente, ainda um método frequentista.



Exemplo 2: Comparando dois grupos (cont)

Uma possível formatação do problema:

*Grupo*1 : $Y_1 \sim N(\mu_1, \sigma^2)$

Grupo2 : $Y_2 \sim \mathrm{N}(\mu_2, \sigma^2)$



Exemplo 2: Comparando dois grupos (cont)

Uma possível formatação do problema:

Grupo1 :
$$Y_1 \sim N(\mu_1, \sigma^2)$$

Grupo2 : $Y_2 \sim N(\mu_2, \sigma^2)$

Reexpressão alternativa (e conveniente)

Grupo1 :
$$Y_1 \sim N(\mu, \sigma^2)$$

Grupo2 : $Y_2 \sim N(\mu + \theta, \sigma^2)$

Parâmetros: μ , θ e σ^2

- Quais são os parâmetros (quantidades desconhecidas na população) a serem estimados a partir dos dados?
- ▶ Qual a incerteza associada ao(aos) parâmetro(s) de interesse?
- ► Pode-se afirmar que os grupos diferem quanto ao peso e altura?

Exemplo 2: Comparando dois grupos (cont)

Sob os paradigmas discutidos aqui baseia-se a inferência em:

- ightharpoonup frequentista: distribuição amostral da $\hat{ heta}$
- ightharpoonup verossimilhança: na função de verossimilhança (perfilhada) para $\hat{\theta}$
- \triangleright bayesiano: na distribuição à posteriori para θ

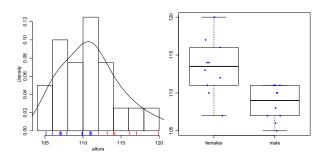
Procedimentos frequentistas incluem testes e procedimentos alternativos tais como não paramétricos, aleatorizados, *bootstrap*.



Comparando dois grupos: comprimento da mandíbula (chacal dourado)

```
females male
    120
    107
   110
        107
        108
   116
   114
        110
   111
        105
   113
        107
   117
        106
    114
    112
```





- ► Frequentista:
 - ▶ analítica: teste-t, opções e limitações (formulário)
 - computacional: teste aleatorizado algorítmo
- ► Verossimilhança (perfilhada) para quantidade de interesse
- Bayesiana distribuição marginal para parâmetro de interesse



Inferência frequentista

Estimativa :
$$\hat{\theta} = \overline{y_2} - \overline{y_1}$$

$$\hat{ heta} \sim \mathrm{t}_{
u}(\cdot)$$
(distribuição amostral)

IC:
$$\hat{\theta} \pm t_{1-\alpha/2}(\nu) S \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}$$

TH:
$$(H_1: \theta \neq \theta_0 = 0): t = \frac{\overline{y_2} - \overline{y_1}}{S\sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}} \sim t(\nu)$$

$$\nu = n1 + n2 - 2 \text{ e } S = \hat{\sigma}^2 = \sqrt{\frac{(n_1 - 1)S_1^2 + (n_2 - 1)S_2^2}{n_1 + n_2 - 2}}$$



O teste-*t* (1)

teste-t para duas amostras supondo variâncias desconhecidas iguais entre os grupos.

```
with(mandible, t.test(females, male, var.equal=TRUE))
##
## Two Sample t-test
##
## data: females and male
## t = 3.4843, df = 18, p-value = 0.002647
## alternative hypothesis: true difference in means is not equal to 0
## 95 percent confidence interval:
## 1.905773 7.694227
## sample estimates:
## mean of x mean of y
## 113.4 108.6
```



O teste-t - opções

Diferentes "cenários" para o teste-t:

- Amostras independentes
 - Variâncias iguais
 - Variâncias diferentes
- Amostras pareadas (dependentes)

Opções na função para definições do teste-t do R:

```
t.test(x, y = NULL,
    alternative = c("two.sided", "less", "greater"),
    mu = 0, paired = FALSE, var.equal = FALSE,
    conf.level = 0.95, ...)
```



O teste-*t* (2)

```
with(mandible, t.test(females, male, var.equal=FALSE))
##
## Welch Two Sample t-test
##
## data: females and male
## t = 3.4843, df = 14.894, p-value = 0.00336
## alternative hypothesis: true difference in means is not equal to 0
## 95 percent confidence interval:
## 1.861895 7.738105
## sample estimates:
## mean of x mean of y
## 113.4 108.6
```

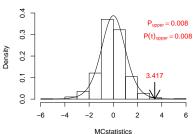


O teste-*t* (3)

```
with(mandible, t.test(females, male, paired=TRUE))
##
## Paired t-test
##
## data: females and male
## t = 3.417, df = 9, p-value = 0.007665
## alternative hypothesis: true difference in means is not equal to 0
## 95 percent confidence interval:
## 1.622226 7.977774
## sample estimates:
## mean of the differences
## # 4.8
```



Histogram of MCstatistics



```
## Paired data
## data statistics = 3.416968784709
##
## probabilities based on Monte Carlo simulations:
## upper.tail lower.tail
## 0.007992 0.992008
##
## probabilities based on the "t" distribution:
## upper.tail lower.tail
## 0.003832 0.996168
```

bno de Estatistica formação

52/1

Princípios e procedimentos gerais:

- ► Adotar um modelo para os dados
- Notar os parâmetros do modelo
- Obter a função de verossimilhança para os dados obtidos (função dos parâmetros)
- Maximizar a função de verossimilhança (estimativas são os valores dos parâmetros que maximizam a função)
- ▶ Obter inferências de interesse sobre parâmetros de interesse

Procedimentos podem ser analíticos (matemáticos) ou numéricos (computacional).



Sob modelo adotado: Função de verossimilhança:

```
require(stats4)
ll <- function(mu, theta, lsigma, am1, am2){
    sigma <- exp(lsigma)
    l1 <- sum(dnorm(am1, m=mu, sd=sigma, log=T))
    l2 <- sum(dnorm(am2, m=mu+theta, sd=sigma, log=T))
    return(-(l1+l2))
}

Maximização:
fit <- mle(ll, start=list(mu=110, theta=0, lsigma=log(10)),</pre>
```

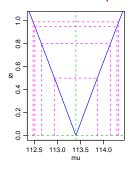


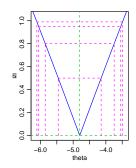
fixed=list(am1 = mandible\$fem, am2 = mandible\$male))

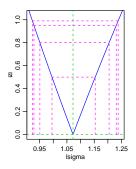
Inferências sobre parâmetro de interesse:

```
summary(fit)
## Maximum likelihood estimation
##
## Call:
## mle(minuslogl = 11, start = list(mu = 110, theta = 0, lsigma = log(10)),
       fixed = list(am1 = mandible$fem, am2 = mandible$male))
##
##
## Coefficients:
##
            Estimate Std. Error
## mu 113.400003 0.9241214
## theta -4.800002 1.3069050
  lsigma 1.072381 0.1581138
##
## -2 log L: 99.65276
confint(fit, level=0.95)
## Profiling...
                2.5 %
                          97.5 %
         111 4978494 115 302151
## theta -7.4900472 -2.109953
## lsigma 0.7914638 1.417925
prof <- profile(fit)</pre>
```

Inferências sobre parâmetro de interesse:









Comparando modelos e verossimilhanças

Comparando modelos para os dados (revisitando AULA 07)

$$Y_{ij} \sim N(\mu, \sigma^2)$$

 $Y_{ij} \sim N(\mu_i, \sigma^2)$
 $Y_{ii} \sim N(\mu_i, \sigma^2_i)$

```
L1 <- lm(mandible~1, data=mand)
L2 <- lm(mandible~sex, data=mand)
c(logLik(L1), logLik(L2))
## [1] -54.98137 -49.82638
anova(L1, L2)
## Analysis of Variance Table
## Model 1: mandible ~ 1
## Model 2: mandible ~ 5ex
## Res.Df RSS Df Sum of Sq F Pr(>F)
## 1 19 286.0
## 2 18 170.8 1 115.2 12.14 0.002647 **
## ---
## Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
```

bno de Estatistic

Verossimilhanças penalizadas para comparação

$$-2\log(Lik) + k * \#par$$

```
logLik(L1)
  ## 'log Lik.' -54.98137 (df=2)
  logLik(L2)
  ## 'log Lik.' -49.82638 (df=3)
  ##
   -2 * logLik(L1) + 2 * 2
  ## 'log Lik.' 113.9627 (df=2)
   -2 * logLik(L2) + 2 * 3
  ## 'log Lik.' 105.6528 (df=3)
  c(AIC(L1), AIC(L2))
  ## [1] 113.9627 105.6528
  ##
  -2 * logLik(L1) + log(20) * 2
  ## 'log Lik.' 115.9542 (df=2)
   -2 * logLik(L2) + log(20) * 3
  ## 'log Lik.' 108.64 (df=3)
  c(BIC(L1), BIC(L2))
рј ## [1] 115.9542 108.6400
```

Inferência Bayesiana

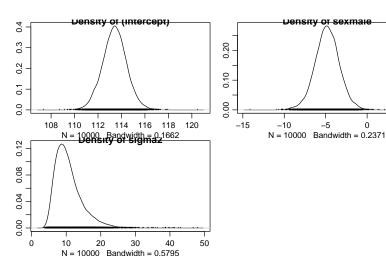
Obtenção de distribuição posteriori para a diferença de médias

```
require(MCMCpack)
Btt <- MCMCregress(mandible ~ sex, dat=mand)</pre>
summary(Btt)
##
  Iterations = 1001:11000
  Thinning interval = 1
## Number of chains = 1
  Sample size per chain = 10000
##
  1. Empirical mean and standard deviation for each variable,
##
     plus standard error of the mean:
##
##
                 Mean SD Naive SE Time-series SE
   (Intercept) 113.413 1.040 0.01040
                                           0.01017
  sexmale
               -4.817 1.479 0.01479
                                          0.01479
##
  sigma2
               10.728 4.104 0.04104
                                           0.04573
##
  2. Ouantiles for each variable:
##
##
                 2.5%
                          25%
                                  50%
                                          75%
                                               97.5%
   (Intercept) 111.374 112.751
                              113.421 114.078 115.483
##
  sexmale -7.807 -5.759 -4.822 -3.867 -1.887
           5.454 7.901
## sigma2
                             9.875 12.523 20.853
```

bno de Estatistico formação

Inferência Bayesiana

Obtenção de distribuição posteriori para a diferença de médias





Abordagem geral e generalizando

Generalizações ... muitas possíveis Vamos começar reescrevendo

$$Y_{ij}^{(\lambda)} \sim N(\mu_{ij}, \sigma_{ij}^2)$$
$$g(\mu_{ij}) = f(x_{ij}, \beta)$$
$$g(\sigma_{ij}^2) = f(z_{ij}, \varphi)$$



Abordagem geral e generalizando

 Expecificação do modelo associado ao teste-t (amostras independentes, variâncias iguais)

$$Y_{ij} \sim N(\mu_{ij}, \sigma_{ij}^2)$$
$$\mu_{ij} = \beta_o + \beta_1 x_{\text{sex}}$$
$$\sigma_{ij}^2 = \sigma^2$$

Mudando a distribuição

$$Y_{ij} \sim G(\mu_{ij}, \phi_{ij})$$
$$\log(\mu_{ij}) = \beta_o + \beta_1 x_{\text{sex}}$$
$$\phi_{ii} = \phi$$

