Introdução à Inferência Baysiana

James D Santos

2023 - 10 - 03

Table of contents

Preface

Este material foi criado para a disciplina Introdução à Inferência Bayesiana, do curso de bacharelado em Estatística, da Universidade Federal do Amazonas.

2 Aula 1 - Introdução

Os objetivos desta aula são:

- 1. Apresentar a notação
- 2. Explicar sobre as fontes de informação
- 3. Apresentar as inferências básicas
- 4. Discutir como se dá o processo de elicitação de prioris

2.1 Notação

Variáveis aleatórias cujo valor podem ser observados serão denotadas por letras maiúsculas. Exemplos:

- X é número de acidentes diários na Avenida Torquato Tapajós
- $\bullet~Y$ é o nível máximo diário do Rio Negro

Valores observados de variáveis aleatórias serão denotados pela respectiva letra minúscula.

Parâmetros serão considerados aleatórios, mas serão representados por letras gregas minúsculas, como θ , λ , etc.

Vetores aleatórios serão representados por letras em negrito. Exemplos:

- $\mathbf{X} = \{X_1, \dots, X_n\}$ é um vetor de variáveis aleatórias.
- $\mathbf{x} = \{x_1, \dots, x_n\}$ é um vetor observado de variáveis aleatórias.
- $\theta = \{\alpha, \beta\}$ é um vetor de parâmetros.

Definition 2.1. O suporte de uma variável aleatória é o conjunto de todos os seus possíveis valores. Quando necessário, o suporte de variáveis aleatórias são representada pela versão caligráfica de sua letra correspondente.

Exemplos: o suporte de X é \mathcal{X} ; o suporte de Y é \mathcal{Y} ; o suporte de Z é \mathcal{Z} .

Definition 2.2. O espaço paramétrico é o conjunto de todos os possíveis valores do parâmetro. Eles são representados pela versão maiúscula da letra grega utilizada para seu respectivo parâmetro.

Exemplo: o espaço paramétrico do parâmetro θ é representado por Θ .

Tanto a função de densidade quanto a de probabilidade serão denotadas por funções começando com letras minúsculas. Por exemplo,

$$f(x|\lambda) = \lambda e^{-\lambda x}$$

onde $x,\lambda>0$ é a densidade da distribuição exponencial, enquanto que

$$p(x|\lambda) = \frac{e^{-\lambda}\lambda^x}{x!}$$

com $x \in \mathbb{N}$ e $\lambda > 0$ é a é a função de probabilidade da distribuição Poisson.

2.2 Fontes de informação

2.2.1 A função de verossimilhança

Seja $\mathbf{x} = \{x_1, \dots, x_n\}$ uma amostra observada. Supomos que \mathbf{x} é uma das possíveis amostras das variáveis aleatórias $\mathbf{X} = \{X_1, \dots, X_n\}$. Supomos ainda que $X \sim F(.|\theta)$. Assim, condicionada ao conhecimento de θ , a distribuição da amostra está completamente especificada.

::: {#def-Funcao de verossimilhanca} Para **x** fixado, a função

$$L:\Theta\Rightarrow [0,\infty)$$

é denominada verossimilhança. :::

Sua interpretação é a seguinte: para $\theta_1, \theta_2 \in \Theta$, se

$$L(\theta_1) > L(\theta_2),$$

dizemos que θ_1 é mais verossímil que θ_2 . Isto porque a probabilidade de observar uma amostra na vizinhança de \mathbf{x} é maior se considerarmos que θ_1 é o valor do parâmetro. A verossimilhança é uma das fontes de informação utilizada na inferência bayesiana (e a única fonte da inferência frequentista).

Example 2.1. Considere uma amostra de 30 variáveis aleatórias independentes com distribuição Poisson(θ). Neste caso, a função de verossimilhança será

$$L(\theta) = \frac{e^{-30\theta} \theta^{\sum_{i=1}^{30} x_i}}{\prod_{i=1}^{30} x_i!}.$$

Vamos simular uma amostra de tamanho 30 deste modelo (o valor de θ será omisso de propósito)

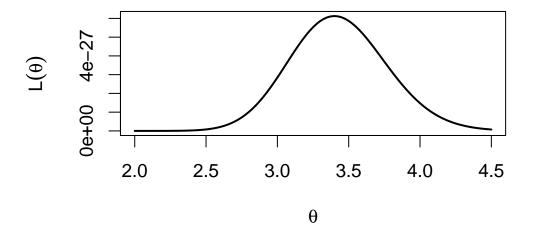
```
x <- rpois(30,theta)
x

[1] 2 4 2 5 6 0 3 5 3 3 6 3 4 3 1 5 2 0 2 6 5 4 3 8 4 4 3 3 2 1
```

A próxima figura mostra os valores da função de verossimilhança para vários valores de θ para a amostra observada.

```
# função de verossimilhança
vero <- function(q) {
   sapply ( q, function(q) prod(dpois(x, q)) )
}

# gráfico da função de verossimilhança
oo <- par( cex = 1.2)
curve( vero(x),2,4.5, xlab = expression(theta), ylab = expression( L(theta)) , lwd = 2)</pre>
```



par(oo)

Podemos notar que o valores mais verossímeis para θ estão entre 2 e 4. Podemos ainda procurar o valor mais verossímil, denominado **estimativa de máxima verossimilhança** (**emv**). Pode-se mostrar, utilizando cálculo diferencial, que este valor é equivalente à média amostral. Contudo, com o objetivo de utilizar ao máximo o poder computacional que temos disponível, vamos encontrar esse valor utilizando a função **optimize**.

```
# menos o logaritmo da função de verossimilhança
lvero <- function(q) -log( vero(q))

# encontrando a emv:
optimise(lvero, c(2,4))</pre>
```

\$minimum

[1] 3.399981

\$objective

[1] 60.35731

O valor 2,6 é a estimativa de verossimilhança (este é o valor exato da média amotral). Sob o ponto de vista frequentista, esta seria a nossa estiamtiva para o valor de θ .

2.2.2 A distribuição a priori

Sob o ponto de vista bayesiano, a informação existente sobre θ antes da observação da amostra deve ser levada em consideração. Isto é feito traduzindo tal informação em termos de probabilidades.

Definition 2.3. A distribuição de θ é denominada distribuição a priori.

Os parâmetros da distribuição a priori são denominados hiper parâmetros.

As distribuições a priori : * agregam o conhecimento sobre parâmetro antes da observação da amostra (tal conhecimento pode ter sido gerado de uma amostra prévia). * podem ser muito ou pouco informativas, dependendo do grau de crença sobre os valores em particular do espaço paramétrico. Em geral isto é feito alterando a variância da distribuição:

$$variância = \frac{1}{precisão}$$

2.2.3 Reunindo as fontes de informação - distribuição a posteriori

Sejam $f(\theta)$ a densidade/função a priori para θ e $L(\theta)$ a função de verossimilhança.

Como θ é considerado aleatório, podemos analisar sua distribuição **após** observar a amostra x, ou seja

$$\theta | x$$
.

Esta distribuição é denominada posteriori

::: {#thm-Teorema de Bayes}

Seja x uma amostra observada. Considere a priori $\theta \sim f(\theta)$ e a verossimilhança $L(\theta)$. Então a função de densidade (ou probabilidade) a posteriori de $\theta|x$ é dada por

$$f(\theta|x) = \frac{L(\theta)f(\theta)}{f(x)}.$$

O denominador é denominado distribuição preditiva, sendo igual a

$$f(x) = \sum_{\theta \in \Theta} L(\theta) f(\theta),$$

se θ é v.a. discreta ou

$$f(x) = \int_{\Theta} L(\theta) f(\theta) d\theta$$

se θ é v.a. contínua. :::

2.3 Inferência estatística

Denominamos por estatística qualquer função da amostra. Utilizamos estatísticas para fazer as seguintes inferências:

- Estimação pontual: trata-se de uma estatística com o objetivo de inferir o valor de θ . Tal estatística é denominada **estimador**.
- Estimação por região: trata-se de uma estatística, digamos T(X), com o objetivo de cobrir o valor de θ , ou seja, fazer a inferência $\theta \in T(X)$. As estimações intervalares são as mais comuns, nas quais T(X) = (L(X), U(X)).
- Testes de hipóteses: são estatísticas construídas para decidir se aceitamos a afirmação (hipótese) $H:\theta\in\Theta_0$, onde Θ_0 é um subconjunto de Θ conhecido por hipótese.

Note que a distribuição **a posteriori** é função da amostra. Assim, toda função desta distribuição é uma estatística. Assim:

- Estimação pontual: em geral é uma medida que representa a região de alta densidade (ou probabilidade) da **posteriori**. A média da posteriori, assim como a mediana ou a moda são escolhas comuns.
- Estimação por regiões: em geral procuramos por uma região T da posteriori que satisfaça $P(\theta \in T(x)|x) = \gamma$, onde γ é denominado nível de credibilidade (não confundir com nível de confiança)
- Testes de hipóteses: em geral, aceitamos $H:\theta\in\Theta_0$ se P(H|x) é elevada.

2.4 Elicitação de prioris

Note que o Teorema de Bayes deve unir as duas fontes de informação em uma nova fonte, sumarizada pela **posteriori**.

Não é incomum escolhermos certas prioris que trazem pouca informação, de modo que a moda a **posteriori** estará concentrada ao redor do estimador de máxima verossimilhança. Contudo, se há informações disponíveis, é recomendável gastar um tempo imaginando como traduzir estas informações em probabilidades. Nestes casos, diremos que a **priori** será elicitada.

O modo mais usual para a elicitação é encontrar os hiperparâmetros através de estatísticas da informação prévia.

Considere o problema de estimar o número médio de pessoas infectadas pelo vírus da AIDS em 2020 (os dados atuais são de 2018).

O nosso parâmetro de interesse é a média $\theta > 0$.

Abaixo, temos a informação do número de casos registrados nos últimos 10 anos:

```
library(knitr)
Ano <- 2009:2018
Total <- c(40818,40409, 42355,42086 ,42934,41746,40506,38924,37999,37161)
kable(data.frame(Ano,Total))</pre>
```

| Ano | Total |
|------|-------|
| 2009 | 40818 |
| 2010 | 40409 |
| 2011 | 42355 |
| 2012 | 42086 |
| 2013 | 42934 |
| 2014 | 41746 |
| 2015 | 40506 |
| 2016 | 38924 |
| 2017 | 37999 |
| 2018 | 37161 |
| | |

Podemos considerar a informação anterior para construir nossa **priori**. A média deve oscilar em torno do total de cada ano. Uma técnica simples e bastante útil é elicitar uma **priori** que tenha a mesma média e desvio padrão da informação disponível. Temos que

- Médias dos anos anteriores: 40.493,09
- Desvio padrão dos anos anteriores: 1.927,29

Como $\theta > 0$, podemos pensar em utilizar $\theta \sim \text{Gama}(a, b)$, onde

$$E(\theta) = \frac{a}{b} = 40.493,09$$

e

$$\sqrt{Var(\theta)} = \sqrt{\frac{a}{b^2}} = 1.927, 29.$$

Um pouco de álgebra revela que

$$a = 441$$
, $b = 0,011$

```
plot.new()
plot.window( ylim=c(0,.00025), xlim = c(30000,50000) )
curve(dgamma(x, 441, .011), lwd = 2 , add = T)
axis(1)
title( xlab = expression(theta))
```

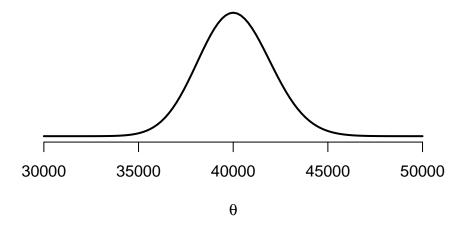


Figure 2.1: Densidade a priori elicitada a partir da média e do desvio padrão de informações passadas

É importante notar que a priori depende de um fator subjetivo. No exemplo anterior, você poderia ter utilizado a moda e o desvio padrão para fazer a sua elicitação, ou mesmo alguns quartis. Ou ainda, utilizado uma Weibull ou outra distribuição contínua. Isto teria resultado em prioris diferentes.

Naturalmente, isto nos conduziria a **posterioris** diferentes. Esta é a principal crítica ao método bayesiano: duas pesquisas com a mesma amostra podem ter resultados distintos, dependendo da priori.

Para evitar resultados discrepantes, temos que garantir que não haja conflitos entre as fontes de informação. Em geral, vamos querer que a **posteriori** esteja mas próxima da verossimilhança que da **priori**.

2.5 O problema da exposição

Uma exposição gratuita recebeu vários visitantes em um dia. Nesta exposição existe um livro de visitas, que o visitante pode optar por não assinar. Os organizadores da exposição dizem que

• Entre 60% e 80% dos visitantes assinam o livro.