Estimadores de Bayes



- Estimador e estimativa;
- Função de perda;
- Estimador de Bayes;
- Consistência do estimador de Bayes;
- Estimador de Bayes para grandes amostras;
- Limitações.



Definição 15 (Priori imprópria)

Seja $\xi: \Lambda \to (0, \infty)$, $\Omega \subseteq \Lambda$, uma função tal que $\int_{\Omega} \xi(\theta) d\theta = \infty$. Se utilizamos ξ como uma p.d.f. para θ , dizemos que ξ é uma **priori imprópria** para θ .

Exemplo 3 (Priori imprópria para a taxa de uma Poisson)

Suponha que $X_1, X_2, ..., X_n$ formam uma amostra aleatória com distribuição Poisson com taxa $\theta > 0$, desconhecida. Desta vez, fazemos a escolha de hiperparâmetros $\alpha = \beta = 0$, o que leva a

$$\xi(\theta) = \frac{1}{\theta}.$$

A posteriori passa a ser

$$\xi(\theta \mid \mathbf{x}) = \frac{n^{S}}{\Gamma(S)} \theta^{n-1} e^{-S\theta},$$

onde $S = \sum_{i=1}^{n} x_i$.

Estimadores (de Bayes)



Definição 16 (Estimador)

Sejam $X_1, X_2, ..., X_n$ variáveis aleatórias com distribuição conjunta indexada por θ . Um **estimador** de θ é qualquer função real $\delta: X_1, X_2, ..., X_n \to \mathbb{R}^d$, $d \geq 1$.

Definição 17 (Estimativa)

Dizemos que o valor de δ avaliado nas realizações de X_1, X_2, \ldots, X_n , $\mathbf{x} = \{x_1, x_2, \ldots, x_n\}$, $\delta(\mathbf{x})$ é uma **estimativa** de θ .

Definição 18 (Função de perda)

Uma função de perda é uma função real em duas variáveis

$$L: \Omega \times \mathbb{R}^d \to \mathbb{R},$$

em que dizemos que o estatístico <u>perde</u> $L(\theta, a)$ se o parâmetro vale θ e a estimativa dada vale a.



Exemplos de funções de perda são $L(\theta, a) = (\theta - a)^2$ e $L(\theta, a) = |\theta - a|$.

Observação 2 (Perda esperada *a priori*)

Se escolhemos uma priori $\xi(\theta)$, nossa perda esperada, **antes** de observar os dados é

$$E_{\xi}[L(\theta,a)] = \int_{\Omega} L(\theta,a)\xi(\theta) d\theta.$$

Vemos então que a escolha da distribuição a priori está inextrincavelmente ligada à função de perda.



Definição 19 (Estimador de Bayes)

Considere a perda esperada a posteriori:

$$E_{\theta \mid x}[L(\theta, a)] = E[L(\theta, a) \mid x] = \int_{\Omega} L(\theta, a) \xi(\theta \mid x) d\theta.$$

Dizemos que δ^* é um **estimador de Bayes** se, para toda realização X=x,

$$E[L(\theta, \delta^*(\mathbf{x})) \mid \mathbf{x}] = \min_{\mathbf{a} \in \mathcal{A}} E[L(\theta, \mathbf{a}) \mid \mathbf{x}].$$

• Em outras palavras, um estimador de Bayes é uma função real dos dados que minimiza a perda esperada com respeito à posteriori dos parâmetros.



Suponha que a função de perda seja

$$L(\theta, \delta^*) = (\theta - \delta^*)^2.$$

Dizemos que a função de perda é quadrática. Temos o seguinte resultado:

Teorema 9 (δ^* sob perda quadrática)

(De Groot, Corolário 7.4.1)

Seja θ um parâmetro tomando valores reais. Sob perda quadrática,

$$\delta^*(\mathbf{x}) = E[\theta | \mathbf{X} = \mathbf{x}] = \int_{\Omega} \theta \xi(\theta | \mathbf{x}) d\theta.$$

Prova: Escrever a perda esperada *a posteriori* explicitamente, usar a lei de esperanças e minimizar a expressão resultante com respeito ao estimador (ex. diferenciar e igualar a derivada a zero).



Teorema 10 (δ^* sob perda absoluta)

(De Groot, Corolário 7.4.2)

Suponha que a função de perda é dada por

$$L(\theta, \delta^*) = |\theta - \delta^*|.$$

Dizemos que a função de perda é absoluta.

Seja θ um parâmetro tomando valores na reta. Sob perda absoluta, $\delta^*(\mathbf{x})$ é a **mediana** a posteriori, isto é,

$$\int_{-\infty}^{\delta^*(\mathbf{x})} \xi(\theta \mid \mathbf{x}) d\theta = \frac{1}{2}.$$

Prova: Decompor a perda esperada em duas integrais de funções não-negativas utilizando as propriedades da função valor absoluto e aplicar a regra de Leibnitz duas vezes para encontrar o ponto de mínimo.





• Sob condições brandas de regularidade, à medida que o tamanho de amostra cresce, a influência da priori diminui.

Exemplo 4 (Proporção de itens defeituosos)

Suponha que estamos interessados na proporção θ de itens defeituosos em uma linha de produção. Suponha ainda que

- *Priori 1:* $\xi_1(\theta) = 1$, $0 < \theta < 1$;
- Priori 2: $\xi_2(\theta) = 2(1-\theta)$, $0 < \theta < 1$;
- Dados: de n = 100 itens observados, y = 10 apresentaram defeito.

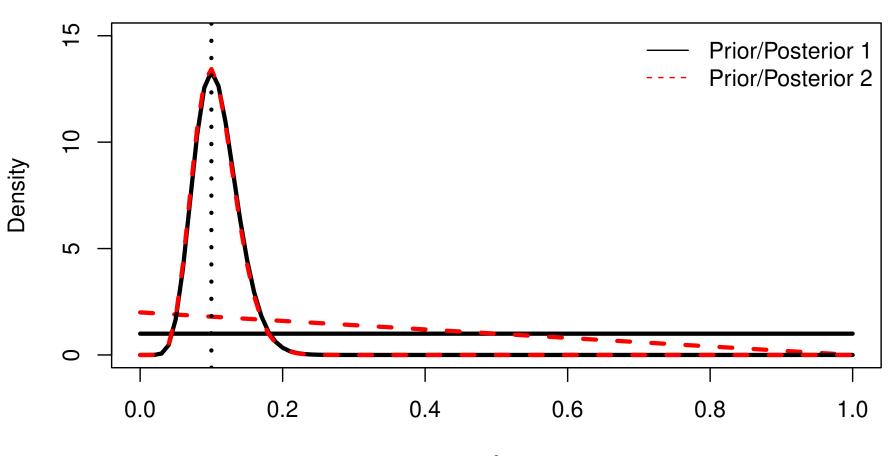
Perguntas:

- \bullet $\bar{x}_n = ?$
- $E_1[\theta \mid x] = \int_0^1 \theta \xi_1(\theta \mid x) d\theta = ?$
- $E_2[\theta \mid x] = \int_0^1 \theta \xi_2(\theta \mid x) d\theta = ?$;



Proporção de itens defeituosos: prioris e posterioris

Ver também exemplo 7.3.3 de De Groot.



Consistência do estimador de Bayes



Definição 20 (Estimador consistente)

Seja $\delta_1, \delta_2, \ldots, \delta_n$ uma sequência de estimadores de θ . Se quando $n \to \infty$ a sequência converge para θ , dizemos que esta é uma sequência consistente de estimadores.

Observação 3 (A média amostral é consistente para o caso Bernoulli)

Se X_1, X_2, \ldots, X_n são i.i.d. Bernoulli com parâmetro θ condicional a θ , temos pela LGN: $\bar{X}_n \stackrel{p}{\to} \theta$.

Observação 4 (O estimador de Bayes é consistente para o caso Bernoulli)

Para $\alpha > 0$ e $\beta > 0$ fixos, a média a posteriori vale

$$\delta^*(\mathbf{x}) = E[\theta \mid \mathbf{x}] = \frac{\alpha + \mathbf{y}}{\alpha + \beta + \mathbf{n}},$$

onde $y = \sum_{i=1}^{n} x_i$. É fácil ver que $\delta^*(\mathbf{x}) \xrightarrow{\mathbf{p}} \bar{x}_n \xrightarrow{\mathbf{p}} \theta$.

O que aprendemos?



- Stimador;
 - "Um estimador é qualquer função real dos dados"
- Função de perda; "Uma função real que quantifica a perda incorrida por uma estimativa incorreta"
- Sestimador de Bayes; "Um estimador que minimiza a perda esperada *a posteriori*"
- Propriedades e limitações do estimador de Bayes; "À medida que o tamanho da amostra cresce, o estimador se aproxima do valor verdadeiro, a influência da priori diminui, mas precisamos sempre de uma função de perda bem especificada"

Leitura recomendada



- De Groot seção 7.4;
- * Casella & Berger, seção 7.3.
- Exercícios recomendados
 - De Groot, seção 7.4: exercícios 2, 4, 7, 11 e 14.