

Família de Distribuições

Introdução

(Lakka e Berger pág 77)

⇒ Distribuições estatísticas são utilizadas para modelar populações.

⇒ Em geral, lidamos com uma família de distribuições em vez de uma única.

⇒ Esta família é indexada por um ou mais parâmetros, o que nos permite variar certas características da distribuição, ao mesmo tempo em que permanece com uma forma funcional.

⇒ Por exemplo, podemos especificar que a distribuição normal é uma opção razoável para modelar uma população, em particular, mas não podemos especificar necessariamente a média. Então, lidamos com uma família paramétrica de distribuições normais com média μ , onde μ é um parâmetro desconhecido, $-\infty < \mu < \infty$.

⇒

A : Família linear - escala (distribuições contínuas).

B : Família exponencial (distribuições discretas e contínuas).

{ Distribuições discretas
Distribuições contínuas

Notação

⇒ Θ : espaço paramétrico

X : espaço amostral

O conjunto Θ em que θ toma valores é denominado espaço paramétrico.

ou
suporte da distribuição

Modelo Normal

$$\Theta = \{ \theta = (\mu, \sigma^2), \mu \in \mathbb{R}, \sigma^2 > 0 \}$$

$$X = \{ x, x \in \mathbb{R} \}$$

Famílias de Localização e de Escala

Correla e
Burger
pág 104

①

- Famílias comuns de distribuições contínuas.
- três técnicas para a construção de famílias de distribuições.
- Famílias resultantes úteis na modelagem.

Os três tipos de famílias são chamados de localização, de escala e de localização-escala.

Cada uma das famílias é construída pela especificação de uma única fdp, seja $f(x)$, chamada de fdp padrão para a família. Então, todas as outras fdp's na família são geradas pela transformação da fdp padrão de um modo perfeito.

Começamos com um lema simples sobre fdps.

Teorema

Seja $f(x)$ qualquer fdp e que μ e $\sigma > 0$ sejam constantes dadas. Então, a função

$$g(x|\mu, \sigma) = \frac{1}{\sigma} f\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right) \text{ é uma fdp.}$$

PROVA: Devemos verificar se $g(x|\mu, \sigma)$ é não negativa e se a integral é igual a 1.

(2)

Note que $g(x|\eta, \phi) = \frac{1}{\phi} f\left(\frac{x-\eta}{\phi}\right) \geq 0$, pois

$\phi > 0$ e $f(x)$ é uma fdp, então $f(x) \geq 0$ para todos os valores de x . Assim,

$$\frac{1}{\phi} f\left(\frac{x-\eta}{\phi}\right) \geq 0 \text{ para todos os valores de}$$

x, η e $\phi > 0$.

Em seguida, note que

$$\int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{\phi} f\left(\frac{x-\eta}{\phi}\right) dx = \int_{-\infty}^{\infty} f(y) dy = 1,$$

pois $f(y)$ é uma fdp, onde $y = \frac{x-\eta}{\phi} \Rightarrow$
 $dy = \frac{1}{\phi} dx$.

Agora, resumemos a primeira de nossas construções, a das famílias de localização.

Definição : Seja $f(x)$ qualquer fdp. Então, a família de fdp's $f(x-\eta)$, indexada pelo parâmetro η , $-\infty < \eta < \infty$, é chamada de família localização com fdp padrão $f(x)$ e η é chamado

de parâmetro de localização para a família (3)

Comentário 01: + 0 apontado pela definição acima é que podemos começar com qualquer fdp $f(x)$ e gerar uma família de fdp's introduzindo um parâmetro de localização.

+ 0 efeito de introduzir o parâmetro de localização μ é que, por exemplo, o ponto que estava acima de 0 fica agora acima de μ , de modo que o formato do gráfico permanece inalterado.

EXEMPLO 1: Família normal

Por exemplo, se $\mu = 100$ é um número específico conhecido e definimos

$$f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \exp\left\{-\frac{1}{2\sigma^2} x^2\right\}, \quad -\infty < x < \infty,$$

então, a família de localização com fdp acima $f(x)$ é o conjunto de distribuições normais com média μ desconhecida e variância σ^2 conhecida. Basta substituir x por $x - \mu$ na fórmula acima e temos

$$f(x|\mu) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \exp\left\{-\frac{1}{2\sigma^2} (x-\mu)^2\right\}, \quad -\infty < x < \infty$$

μ
 $-\infty < \mu < \infty$

⇒ GRÁFICO NO \mathbb{R} .

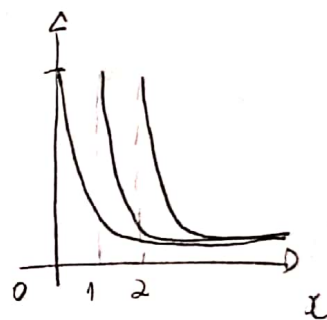
④

EXEMPLO 2: Família exponencial
Seja $f(x) = e^{-x}$, $x \geq 0$ e $f(x) = 0$,

$x < 0$. Para formar uma família de traços,
substituímos x por $x - \tau$ para obter

$$f(x|\tau) = \begin{cases} e^{-(x-\tau)} & x - \tau \geq 0 \\ 0 & x - \tau < 0 \end{cases}$$

$$= \begin{cases} e^{-(x-\tau)} & x \geq \tau \\ 0 & x < \tau \end{cases}$$



⇒ GRÁFICO NO \mathbb{R} (Gráficos de $f(x|\tau)$ para
diversos valores de τ).

Note que o formato do gráfico não se altera,
mas a parte positiva do gráfico começa em
 τ em vez de em 0.

Além disso, note que não o conjunto de x para
o qual $f(x) > 0$ não é a reta real completa,
então, o conjunto de x para o qual $f(x-\tau) > 0$
depende de τ . Este exemplo ilustra isso.

Definição: Seja $f(x)$ qualquer fdp. Então, para qualquer $\sigma > 0$, a família de fdp's $\{f(\frac{x}{\sigma})\}$, indexada pelo parâmetro σ , é chamada de família de escala com fdp padrão $f(x)$ e σ é chamada de parâmetro de escala da família. (5)

Comentário: * O efeito de introduzir o parâmetro de escala σ é o de alongar ($\sigma > 1$) ou contrair ($\sigma < 1$) o gráfico de $f(x)$ enquanto ainda mantém o mesmo formato básico do gráfico.

EXEMPLO 1: Família Normal

Por exemplo, se $\mu = 0$ e definimos

$$f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left\{-\frac{1}{2} x^2\right\}, \quad -\infty < x < \infty,$$

então, a família de escala com fdp padrão $f(x)$ é o conjunto de distribuições normais com média $\mu = 0$ e variância σ^2 desconhecida. Basta substituir x por $\frac{x}{\sigma}$ e temos

$$f(x|\sigma) = \frac{1}{\sigma} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left\{-\frac{1}{2} \frac{x^2}{\sigma^2}\right\}, \quad -\infty < x < \infty$$

\Rightarrow GRÁFICO no R.

$\sigma > 0$.

Definição: Seja $f(x)$ qualquer fdp. Então, ⑥
 para qualquer $\mu, -\infty < \mu < \infty$, e qualquer $\sigma > 0$,
 a família de fdp's $\frac{1}{\sigma} f\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)$, indexada
 pelo parâmetro (μ, σ) , é chamada de família
 de translação-escala com fdp padrão $f(x)$;
 μ é chamado de parâmetro de translação e σ de
 parâmetro de escala.

Comentário: * O efeito de introduzir os parâmetros
 de translação e de escala é o de alongar ($\sigma > 1$) ou
 contrair ($\sigma < 1$) o gráfico com o parâmetro de escala
 e, então, modificá-lo, de modo que o ponto que
 estava acima de 0 fique agora acima de μ .

Exemplo 1: Família Normal $\sigma=1$ Família Translação
 $\mu=0$ Família Escala
 Considere $f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left\{-\frac{1}{2}x^2\right\}, -\infty < x < \infty,$

então, a família de translação-escala com fdp
 padrão $f(x)$ é o conjunto de distribuições
 normais com média μ desconhecida e variância σ^2
 desconhecida. Note que $f(x|\mu, \sigma) =$

$$\frac{1}{\sqrt{2\pi}} \frac{1}{\sigma} \exp\left\{-\frac{1}{2\sigma^2}(x-\mu)^2\right\}, -\infty < x < \infty,$$

$$-\infty < \mu < \infty \text{ e } \sigma > 0.$$

→ GRÁFICO NO R.

Teorema: Seja $f(\cdot)$ qualquer f.d.p. e seja μ ⑦
 um número real qualquer, e σ um número
 real qualquer positivo. Então X é uma variável
 aleatória com f.d.p. $\frac{1}{\sigma} f\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)$, e
 somente se, \iff existe uma variável aleatória Z
 com f.d.p. $f(z)$ e $X = \sigma Z + \mu$.

PROVA:

1- X é uma variável aleatória, tal que
 $X = \sigma Z + \mu$, com f.d.p. $\frac{1}{\sigma} f\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right) \Rightarrow$

\exists uma variável aleatória Z com f.d.p. $f(z)$.

Considere $Z = g(X) = \frac{X-\mu}{\sigma}$, então

$$P(Z \leq z) = P\left(\frac{X-\mu}{\sigma} \leq z\right) = P(X \leq z\sigma + \mu) = F_X(z\sigma + \mu).$$

$$f_Z(z) = \frac{d}{dz} P(Z \leq z) = \frac{d}{dz} F_X(z\sigma + \mu) = f_X(z\sigma + \mu) \cdot \sigma = \frac{1}{\sigma} f\left(\frac{z\sigma + \mu - \mu}{\sigma}\right) \cdot \sigma = f(z).$$

$f(z)$ $\stackrel{\text{eqd}}{=}$ A variável aleatória Z tem f.d.p. $f(z)$.
 Isto é, a distribuição $\frac{X-\mu}{\sigma}$ de Z é aquela membro da família de escala.

correspondente a $\eta = 0$, $\delta = 1$.

2- \exists uma variável aleatória Z com f.d.p. $f(z)$ (7a)
 $f(z) \Rightarrow X$ é uma variável aleatória com
 f.d.p. $\frac{1}{\sigma} f\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)$, tal que $X = \sigma Z + \mu$.

Considere $X = g(Z)$, então

$$P(X \leq x) = P(\sigma Z + \mu \leq x) = P\left(Z \leq \frac{x - \mu}{\sigma}\right) =$$

$$F\left(\frac{x - \mu}{\sigma}\right).$$

$$f_X(x) = f_Z\left(\frac{x - \mu}{\sigma}\right) \frac{1}{\sigma} = f\left(\frac{x - \mu}{\sigma}\right) \frac{1}{\sigma} \quad \text{q.d.}$$

Comentário: * O teorema relata a transformação da f.d.p. $f(x)$ que define uma família de locaço-escale para a transformação de uma variável aleatória Z com f.d.p. $f(z)$.

* A representação em termos de Z é uma ferramenta matemática útil e pode nos ajudar a entender quando uma família de locaço-escale pode ser apropriada em um contexto de modelagem.

Comentários: * Se definimos $\tau = 1$ no (8)
teorema, temos um resultado (somente, apenas)
para as famílias de locação. Se definimos
 $\tau = 0$ no teorema, temos um resultado
para as famílias de escola.

EXEMPLO 1: Famílias de locação

Se X é uma variável aleatória com f.d.p.
 $f(x - \tau)$, então X pode ser representado como
 $X = Z + \tau$, onde Z é uma variável aleatória
com f.d.p. $f(z)$.

➡ A combinação desta representação indica
quando uma família de locação pode ser
um modelo apropriado para uma variável
observada X .

Suponha que um experimento seja projetado
para medir alguma constante física τ ,
digamos, a temperatura de uma solução. Mas
existe algum erro de medição envolvido na
observação, de modo que o real valor observa-
do X é $Z + \tau$, onde Z é o erro de medição.
Note que X não maior que τ se $Z \geq 0$ para

esta observação, e sabemos que $\mu \in \mathbb{R}$ ^(8a)

A distribuição do erro de medição aleatório pode ser bem conhecida a partir da experiência anterior na utilização este dispositivo de medição para medir outras soluções.

Se esta distribuição tem fdp $f(z)$, então a fdp do valor observado X é $f(x - \mu)$.

(9)

Teorema: Se Z é uma variável aleatória com fdp $f(z)$. Suponha que $E(Z)$ e $Var(Z)$ existam. Se X é uma variável aleatória com fdp $\frac{1}{\sigma} f\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)$, então

$$E(X) = \mu + E(Z) \text{ e } Var(X) = \sigma^2 Var(Z).$$

Em particular, se $E(Z)=0$ e $Var(Z)=1$, então $E(X)=\mu$ e $Var(X)=\sigma^2$.

Comentários: * Para qualquer família de traços-escalas com média e variância finitas, a fdp padrão $f(z)$ pode ser escolhida de tal maneira que $E(Z)=0$ e $Var(Z)=1$. Isto resulta na conveniente interpretação de μ e σ^2 como a média e a variância de X , respectivamente. Este é o caso para a definição usual da família normal. (Contudo, esta não é a escolha para a definição usual da família exponencial dupla. Neste caso, $Var(Z)=2$.)

* As probabilidades para qualquer membro de uma família de traços-escalas podem ser calculadas em termos da variável padrão Z porque $P(X \leq x) = P\left(\sigma Z + \mu \leq x\right) =$

$P\left(Z \leq \frac{x - \mu}{\sigma}\right)$. De este modo, se

(10)

$P(Z \leq z)$ for tabulado ou facilmente calculável para a variável padrão Z , então as probabilidades para X podem ser obtidas.

O cálculo das probabilidades normais utilizando a tabela normal padrão são exemplos disto.

⇒ Comentários Importantes : Resultado útil para a construção de IC's

* Famílias de localização (método da quantidade pivotal)

Note que a distribuição de $X - \mu$ não depende de μ .

$Q = \hat{\mu} - \mu$ é uma quantidade pivotal para μ .

* Famílias de escala

Note que a distribuição de X/σ não depende de σ .

$Q = \hat{\sigma}/\sigma$ é uma quantidade pivotal para σ .

* Famílias de localização - escala

Note que a distribuição de $\frac{X - \mu}{\sigma}$ não depende de (μ, σ) .

$Q = \frac{\hat{\mu} - \mu}{\hat{\sigma}}$ é uma
quantidade pivotel
para μ .