

# PROBABILIDADES E APLICAÇÕES

## LCC + LMAT

### 4.5 TRANSFORMADAS

EMILIA ATHAYDE  
DMAT, UNIVERSIDADE DO MINHO

2020/21

# Resumo

- 1 TRANSFORMADA DE LAPLACE (DE UMA V.A.)
- 2 PROPRIEDADES
- 3 EXEMPLOS
- 4 APLICAÇÕES
- 5 TRANSFORMADA DE LAPLACE (DE UM PAR ALEATÓRIO)
- 6 OUTRAS TRANSFORMADAS
- 7 A DISTRIBUIÇÃO GAMA
- 8 MAIS APLICAÇÕES

# Definição

Dada uma v.a.  $X$ , consideremos o valor médio  $E(e^{-tX})$ , para valores de  $t$  reais. Se este valor médio existir numa vizinhança do ponto  $t = 0$ , a função  $L_X$  definida nessa vizinhança por

$$L_X(t) = E(e^{-tX})$$

chama-se *transformada de Laplace* de  $X$  (ou da sua distribuição).

## PROPRIEDADES ELEMENTARES:

- ❶  $L_X(0) = 1$
- ❷ a transformada de Laplace de  $Y = a + bX$  ( $a, b \in \mathbb{R}$ ) é dada por

$$L_Y(t) = e^{-at} L_X(bt).$$

# Sobre transformadas de Laplace

São válidos os seguintes resultados:

A transformada de Laplace identifica a distribuição da *v.a.*, i.e., a cada *f.d.* (com transformada de Laplace) corresponde uma única transformada de Laplace, e reciprocamente, a cada transformada de Laplace corresponde uma única *f.d.*.

A convergência em distribuição<sup>a</sup> é equivalente à convergência das transformadas de Laplace para uma função contínua na origem.

---

<sup>a</sup>i.e., a convergência das *f.d.* nos pontos de continuidade da função limite, também chamada *convergência fraca* ou *convergência em lei*.

# Fórmula para cálculo dos momentos

A transformada de Laplace  $L_X$  está ainda relacionada com os momentos de  $X$ . De facto, se tal transformada existir, esta terá derivadas (de qualquer ordem) na origem, existirão todos os momentos de  $X$  (de qualquer ordem), e é válida a seguinte relação (que em muitos casos simplifica o cálculo dos momentos):

$$E(X^n) = (-1)^n L_X^{(n)}(0).$$

No entanto, note-se que podem existir os momentos de todas as ordens de uma v.a.  $X$  e não existir transformada de Laplace, tal como acontece no caso da distribuição lognormal<sup>a</sup> ou no caso da f.d.p. dada por  $f(x) = ce^{-|x|^\alpha}$ , para  $0 < \alpha < 1$ .

---

<sup>a</sup>Diz-se que  $Y$  tem distribuição lognormal se  $Y = e^X$ , sendo  $X \sim N(\mu, \sigma)$ .

# Exemplo

TRANSFORMADA DE LAPLACE DA  $Exp(\lambda)$  E MOMENTOS:

No caso  $X \sim Exp(\lambda)$ ,  $\lambda > 0$ , a t. de Laplace existe e é dada por

$$\begin{aligned} L(t) &= E(e^{-tX}) = \lambda \int_0^{+\infty} e^{-tx} e^{-\lambda x} dx = \\ &= -\frac{\lambda}{\lambda + t} e^{-(\lambda+t)x} \Big|_0^{+\infty} \underset{t+\lambda > 0}{=} \frac{\lambda}{\lambda + t}, \text{ se } t > -\lambda \end{aligned}$$

(note-se que para  $t \leq -\lambda$  o integral não converge). Logo

$$L^{(n)}(t) = (-1)^n n! \frac{\lambda}{(\lambda + t)^{n+1}}$$

donde

$$E(X^n) = (-1)^n L^{(n)}(0) = \frac{n!}{\lambda^n}$$

# Mais exemplos

TRANSFORMADA DE LAPLACE DA  $Poisson(\lambda)$ :

$$\begin{aligned} L(t) = E(e^{-tX}) &= \sum_{j \geq 0} e^{-tj} e^{-\lambda} \frac{\lambda^j}{j!} = e^{-\lambda} \sum_{j \geq 0} \frac{1}{j!} (\lambda e^{-t})^j \\ &= e^{-\lambda} e^{\lambda e^{-t}} = e^{-\lambda(1-e^{-t})}, \quad t \in \mathbb{R} \end{aligned}$$

TRANSFORMADA DE LAPLACE DA  $bi(1, p)$ :

$$L(t) = E(e^{-tX}) = e^{-t \times 0}(1-p) + e^{-t \times 1}p = 1-p + pe^{-t}, t \in \mathbb{R}$$

T. LAPLACE DA  $geom(p)$ :  $L(t) = \frac{pe^{-t}}{1 - (1-p)e^{-t}}, t > \log(1-p)$

# Transformada de Laplace da normal

TRANSFORMADA DE LAPLACE DA  $N(0, 1)$ :

$$\begin{aligned}
 L_Z(t) &= E(e^{-tZ}) = \int_{-\infty}^{+\infty} e^{-tx} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}x^2} dx = \\
 &= \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}(x+t)^2 + \frac{1}{2}t^2} dx \\
 &= e^{\frac{1}{2}t^2} \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}(x+t)^2} dx = e^{\frac{1}{2}t^2}, \quad t \in \mathbb{R}
 \end{aligned}$$

TRANSFORMADA DE LAPLACE DA  $N(\mu, \sigma)$ :

$$L_X(t) = E(e^{-t(\mu + \sigma Z)}) = e^{-t\mu} L_Z(\sigma t) = e^{-t\mu + \frac{1}{2}\sigma^2 t^2}, \quad t \in \mathbb{R}$$



# Somas de v.a. independentes

Dadas  $X$  e  $Y$ , com *f.d.*  $F$  e  $G$ , respetivamente, chama-se *convolução* destas duas distribuições à *f.d.* (ou à correspondente *f.d.p./f.m.p.* no caso contínuo/discreto) de  $X + Y$ , com notação  $F * G$ . No caso de  $X$  e  $Y$  serem independentes e absolutamente contínuas, com *f.d.p.*  $f$  e  $g$ , respetivamente, reduz-se à fórmula (correspondente a uma versão generalizada do TPT)

$$\begin{aligned} F * G(s) &= P(X + Y \leq s) = \int_{-\infty}^{+\infty} P(X \leq s - y \mid Y = y) g(y) dy \\ &= \int_{-\infty}^{+\infty} F(s - y) g(y) dy \end{aligned}$$

ou seja, a  $\int_{-\infty}^{+\infty} F(s - y) g(y) dy$  ou  $\int_{-\infty}^{+\infty} G(s - x) f(x) dx$

Estes integrais podem ser trabalhosos (as fórmulas para o caso discreto são semelhantes, com somatórios em vez de integrais).

# Transf. Laplace da soma de v.a. independentes

No entanto, a transformada de Laplace de  $X + Y$  vai ser o produto das transformadas de Laplace de  $X$  e de  $Y$ . De facto (recorde-se que o valor médio do produto de v.a. independentes é igual ao produto dos valores médios, e que funções de v.a. independentes são ainda v.a. independentes), temos

$$\begin{aligned} L_{X+Y}(t) &= E\left(e^{-t(X+Y)}\right) = E\left(e^{-tX}e^{-tY}\right) = E\left(e^{-tX}\right) E\left(e^{-tY}\right) = \\ &= L_X(t)L_Y(t). \end{aligned}$$

## Generalização à soma de $n$ v.a. independentes

Sejam  $X_1, X_2, \dots, X_n$ , independentes, com respectivas transf. de Laplace  $L_1(t), L_2(t), \dots, L_n(t)$ , e seja  $S_n = X_1 + X_2 + \dots + X_n$ . Então  $L_{S_n}(t) = L_1(t)L_2(t) \dots L_n(t)$ .  
Em particular, se  $X_i$  forem *i.i.d.*, então  $L_{S_n}(t) = (L(t))^n$

# Aplicação a algumas distribuições

Recorrendo a transformadas de Laplace conclui-se imediatamente que a soma de  $n$  v.a. independentes  $X_i$  com distribuição  $Poisson(\lambda_i)$ ,  $bi(n_i, p)$ ,  $N(\mu_i, \sigma_i)$ , tem distribuição resp.  $Poisson(\sum \lambda_i)$ ,  $bi(\sum n_i, p)$ ,  $N(\sum \mu_i, \sqrt{\sum \sigma_i^2})$ .

## Soma de v.a. normais independentes

Dadas  $n$  v.a.  $X_i \sim N(\mu_i, \sigma_i)$  e  $S_n = \sum_{i=1}^n X_i$ , temos

$$L_{S_n}(t) = \prod_{i=1}^n e^{-t\mu_i + \frac{1}{2}\sigma_i^2 t^2} = e^{-t \sum \mu_i + \frac{1}{2}t^2 \sum \sigma_i^2}$$

donde  $S_n \sim N\left(\sum \mu_i, \sqrt{\sum \sigma_i^2}\right)$ . No caso particular de v.a. i.i.d., i.e.,  $X_i \sim N(\mu, \sigma)$  independentes, temos  $S_n \sim N(n\mu, \sigma\sqrt{n})$

# Transformada de Laplace de um par aleatório

Define-se a transformada de Laplace de um par aleatório  $(X, Y)$  por

$$L(t, u) = E(e^{-tX - uY})$$

desde que este valor médio exista numa vizinhança de  $(t, u) = (0, 0)$ .

Esta transformada de Laplace identifica a lei conjunta do par.

Se existir a transformada de Laplace do par  $(X, Y)$ , existem os momentos conjuntos de qualquer ordem, que são dados por

$$E(X^m Y^n) = (-1)^{m+n} \left. \frac{\partial^{m+n} L(t, u)}{\partial t^m \partial u^n} \right|_{(t, u) = (0, 0)}$$

$X$  e  $Y$  independentes  $\iff L(t, u) = L(t, 0)L(0, u)$

## Outras transformadas: f.g.m. e f.g.p.

### função geradora de momentos

A *função geradora de momentos* (f.g.m.) de  $X$  é definida por  $M(t) = E(e^{tX})$ , caso este valor médio exista numa vizinhança da origem ( $|t| < a$ ). Temos assim  $M(t) = L(-t)$ , para  $|t| < a$ . O nome desta transformada deriva do facto de o momento de ordem  $n$  ser obtido à sua custa pela fórmula  $E(X^n) = M^{(n)}(0)$ .

### função geradora de probabilidades

A *função geradora de probabilidades* (f.g.p.), utilizada sobretudo para v.a.'s discretas com suporte  $\{0, 1, 2, \dots\}$ , é definida por  $G(z) = E(z^X)$ , convergindo pelo menos para  $|z| \leq 1$ . Então, as probabilidades  $p_n = P(X = n)$ ,  $n = 0, 1, 2, \dots$ , satisfazem à relação  $p_n = \frac{1}{n!} G^{(n)}(0)$ , justificando o seu nome. Gera também os *momentos factoriais* de ordem  $r$ ,  $E(X(X-1)\dots(X-r+1)) = G^{(r)}(1)$ .

# Outras transformadas: função característica

## função característica

A *função característica* (*f.c.*),  $\phi : \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{C}$  é definida para  $t \in \mathbb{R}$  por  $\phi(t) = E(e^{itX})$ , ou seja, é a transformada de Fourier de  $f$  (*f.m.p.* / *f.d.p.* de  $X$ ).

Note-se que a *f.c.* tem a vantagem (em relação à transformada de Laplace e à *f.g.m.*) de existir sempre (para qualquer  $t$  real e para qualquer v.a.  $X$ ). De facto, como  $|e^{itx}| \leq 1, \forall x, t \in \mathbb{R}$ , então

$$|E(e^{itX})| = \left| \int e^{itx} dF(x) \right| \leq \int |e^{itx}| dF(x) \leq \int dF(x) = 1$$

Nota: A notação genérica  $\int \dots dF(x)$  engloba a versão  $\int \dots f(x)dx$  para v.a. contínuas com *f.d.p.*  $f$ , e a versão  $\sum_i \dots f(x_i)$  para v.a. discretas com *f.m.p.*  $f$  (o integral relativo a uma medida discreta reduz-se a uma soma).

# A função gama de Euler

A função *gama* de Euler (também devida a D. Bernoulli) é definida por

$$\Gamma(\alpha) = \int_0^{+\infty} t^{\alpha-1} e^{-t} dt$$

para  $\alpha > 0$  (mais geralmente, está definida para  $\text{Re}(\alpha) > 0$ ).

Tem-se (integrando por partes)  $\Gamma(\alpha + 1) = \alpha \Gamma(\alpha)$  e como  $\Gamma(1) = 1$ , conclui-se que  $\Gamma(n + 1) = n!$ , para  $n = 1, 2, 3, \dots$

Portanto, a função *gama* estende a noção de “factorial” de um inteiro positivo a qualquer número real positivo. Tem-se ainda  $\Gamma(\frac{1}{2}) = \sqrt{\pi}$ . No MATLAB e no R obtém-se o valor de  $\Gamma(x)$  com o comando `gamma(x)`.

Fazendo uma mudança de variável,  $t = \lambda x$  (com  $\lambda > 0$ ), obtém-se

$$\Gamma(\alpha) = \int_0^{+\infty} \lambda^\alpha x^{\alpha-1} e^{-\lambda x} dx$$

# A distribuição $Gama(\alpha, \lambda)$

Da fórmula anterior resulta que  $1 = \int_0^{+\infty} \frac{1}{\Gamma(\alpha)} \lambda^\alpha x^{\alpha-1} e^{-\lambda x} dx$ ,  
donde se conclui que

$$f(x) = \frac{1}{\Gamma(\alpha)} \lambda^\alpha x^{\alpha-1} e^{-\lambda x} I_{]0, +\infty[}(x)$$

é uma família de *f.d.p.*, para  $\alpha > 0$  e  $\lambda > 0$  ( $\alpha$  é um parâmetro de forma). Esta distribuição é conhecida por  $Gama(\alpha, \lambda)$ .

Em particular, a lei  $Gama(1, \lambda)$  coincide com a  $Exp(\lambda)$ .

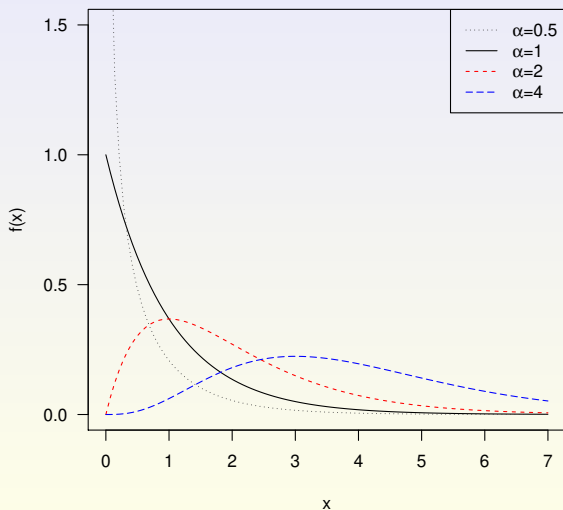
A transformada de Laplace é  $L(t) = \left(\frac{\lambda}{\lambda+t}\right)^\alpha$ ,  $t > -\lambda$ .

Logo a soma de v.a. independentes  $Gama(\alpha_i, \lambda)$  é  $Gama(\sum \alpha_i, \lambda)$ .

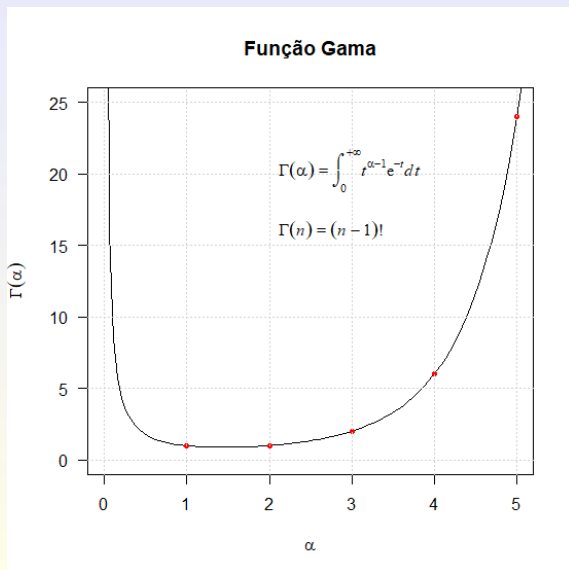
Em particular, a soma de  $n$  v.a.  $Exp(\lambda)$  independentes é  $Gama(n, \lambda)$ .



# Gráficos de f.d.p. de leis $Gama(\alpha, 1)$



# Gráfico da função Gama



# Ainda a distribuição *Gama*

TRANSFORMADA DE LAPLACE DA *Gama*( $\alpha, \lambda$ ):

$$\begin{aligned}
 L(t) &= E(e^{-tX}) = \int_0^{+\infty} e^{-tx} \frac{\lambda^\alpha}{\Gamma(\alpha)} x^{\alpha-1} e^{-\lambda x} dx = \\
 &= \frac{\lambda^\alpha}{(\lambda+t)^\alpha} \int_0^{+\infty} \frac{(\lambda+t)^\alpha}{\Gamma(\alpha)} x^{\alpha-1} e^{-(\lambda+t)x} dx = \\
 &= \left( \frac{\lambda}{\lambda+t} \right)^\alpha, \quad t > -\lambda
 \end{aligned}$$

uma vez que a função integranda acima é uma *f.d.p.* se  $\lambda + t > 0$

Então  $L^{(r)}(t) = (-1)^r \lambda^{-r} \alpha(\alpha+1) \dots (\alpha+r-1) \left( \frac{\lambda}{\lambda+t} \right)^{\alpha+r}$ ,  
 $t > -\lambda$ , donde  $E(X^r) = (-1)^r L^{(r)}(0) = \frac{\Gamma(\alpha+r)}{\Gamma(\alpha)} \lambda^{-r}$ .

# Distribuição da diferença de duas v.a. *i.i.d.* $Exp(\lambda)$

Dadas  $X$  e  $Y$  *i.i.d.* com distribuição  $Exp(\lambda)$  temos, para  $|t| < \lambda$ ,  

$$L_{X-Y}(t) = L_X(t)L_{-Y}(t) = L_X(t)L_Y(-t) = \frac{\lambda}{\lambda+t} \frac{\lambda}{\lambda-t} = \frac{1}{1-(\frac{t}{\lambda})^2}.$$

A distribuição de  $Laplace(\mu, \delta)$ , também chamada *exponencial bilateral*, é uma família de localização-escala, definida pela *f.d.p.*  
 $f(x) = \frac{1}{2\delta} e^{-|\frac{x-\mu}{\delta}|}$ ,  $x \in \mathbb{R}$ . Para  $\mu = 0$  a transformada de Laplace é

$$L(t) = \int_{-\infty}^0 e^{-tx} \frac{1}{2\delta} e^{\frac{x}{\delta}} dx + \int_0^{+\infty} e^{-tx} \frac{1}{2\delta} e^{-\frac{x}{\delta}} dx$$

donde, pela fórmula da t. Laplace da  $Exp(1/\delta)$ , temos

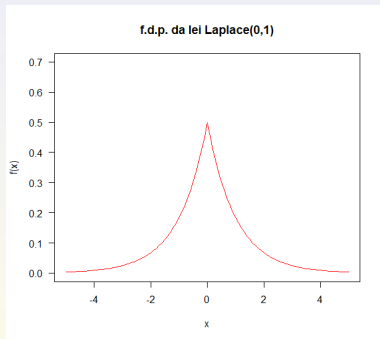
$$L(t) = \frac{1}{2} \frac{\frac{1}{\delta}}{\frac{1}{\delta} - t} + \frac{1}{2} \frac{\frac{1}{\delta}}{\frac{1}{\delta} + t} = \frac{1}{2} \frac{2}{1 - \delta^2 t^2} = \frac{1}{1 - \delta^2 t^2}, \quad |t| < \frac{1}{\delta},$$

que é a t. Laplace de  $X - Y$  obtida acima, com  $\delta = \frac{1}{\lambda}$ . Logo,  
 $X - Y \sim Laplace(0, \frac{1}{\lambda})$ .

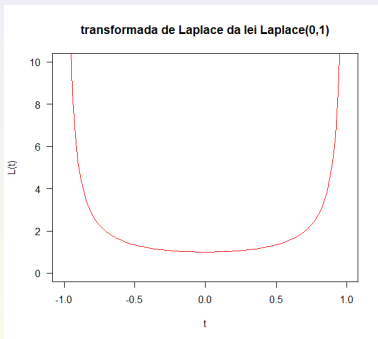
# A distribuição $Laplace(0, 1)$

Sejam  $X$  e  $Y$  v.a. i.i.d.  $Exp(1)$ .

$$T \sim Laplace(0, 1) \iff T \stackrel{d}{=} X - Y$$



(a) f.d.p. de  $T$



(b) transf. Laplace de  $T$

# Simulação da distribuição de *Laplace*

Considere a distribuição  $Laplace(\mu, \delta)$ , com *f.d.p.*

$$f(x) = \frac{1}{2\delta} e^{-|\frac{x-\mu}{\delta}|}, \quad x \in \mathbb{R}.$$

Para o caso particular  $T \sim Laplace(0, \delta)$ ,

- a) determine a correspondente *f.d.*
- b) determine a *f.d.* inversa (i.e., a função quantil)
- c) prove que  $|T| \sim Exp(\frac{1}{\delta})$
- d) simule NPAs da *v.a.*  $T$  usando
  - 1 o método de inversão da *f.d.*
  - 2 o facto  $T = X - Y$  com  $X, Y$  *i.i.d.*  $Exp(\frac{1}{\delta})$
  - 3 o facto  $|T| \sim Exp(\frac{1}{\delta})$ .
  - 4 o *package* `extraDistr`

Generalize para a simulação de uma  $Laplace(\mu, \delta)$