

## **Inlämningsuppgift 3 | MT5018**

Sebastijan Babic

21st April 2025

**Problem**

Visa med hjälp av momentgenererande funktioner att om  $X \sim L(1)$  så är

$$X \stackrel{d}{=} Y_1 - Y_2$$

där  $Y_1, Y_2 \sim \text{Exp}(1)$  är oberoende stokastiska variabler.

*Proof.* Vi vet att dessa slumpvariabler är likafördelade om deras momentgenererande funktion är detsamma ty momentgenererande funktioner är unika för fördelningar. Vi kan därmed börja med att härleda momentgenererande funktionen för  $X$ . Vi vet att täthetsfunktionen för  $X$  är (från formelsamlingen)  $\frac{1}{2}e^{-|x|}$  för  $-\infty < x < \infty$ , detta fås vid insättning i funktionen  $\frac{1}{2a}e^{-\frac{|x|}{a}}$  där  $a = 1$ . Vi får nu enligt definition av den momentgenererande funktionen att

$$\psi_X(t) = \mathbb{E}[e^{tX}] = \int_{-\infty}^{\infty} e^{tx} f_X(x) dx$$

det ger då vid insättning

$$\int_{-\infty}^{\infty} e^{tx} \frac{1}{2} e^{-|x|} dx = \frac{1}{2} \int_{-\infty}^{\infty} e^{tx} e^{-|x|} dx$$

som vi integrerar genom att dela upp integralen där tecknet byts. Alltså,

$$\begin{aligned} & \frac{1}{2} \left( \int_{-\infty}^0 e^{tx - (-x)} dx + \int_0^{\infty} e^{tx - x} dx \right) \\ &= \frac{1}{2} \left( \int_{-\infty}^0 e^{(t+1)x} dx + \int_0^{\infty} e^{(t-1)x} dx \right) \end{aligned}$$

Noterar att integralen konvergerar omm.  $t + 1 > 0$  och  $t - 1 < 0$ , dvs. så måste  $-1 < t < 1$ . Vi får då vid integrering

$$\frac{1}{2} \left( \left[ \frac{e^{(t+1)x}}{t+1} \right]_{-\infty}^0 + \left[ \frac{e^{(t-1)x}}{t-1} \right]_0^{\infty} \right) = \frac{1}{2} \left( \frac{1}{t+1} + \frac{1}{t-1} \right) = \frac{1}{1-t^2} \quad -1 < t < 1$$

Dvs. så är

$$\psi_X(t) = \frac{1}{1-t^2}$$

För att få fram mgf. för  $Y_1 + Y_2$ . Vi har enligt formelsamlingen att  $\psi_{Y_1}(t) = \psi_{Y_2}(t) = \frac{1}{1-t}$  för  $t < 1$  eftersom  $\lambda = 1$ . Använder oss då av egenskapen att eftersom oberoende slumpvariabler så kan vi skriva

$$\psi_{Y_1+Y_2}(t) = \psi_{Y_1}(t)\psi_{Y_2}(t)$$

Eftersom vi har  $Y_1 - Y_2$  så måste vi få fram  $\psi_{-Y_2}$  först. Vi använder oss av egenskapen att

$$\psi_{-Y_2}(t) = \psi_{Y_2}(-t)$$

Det ger oss då att

$$\psi_{-Y_2}(t) = \frac{1}{1+t}$$

som då eftersom oberoende ger

$$\begin{aligned}\psi_{Y_1-Y_2}(t) &= \psi_{Y_1}(t)\psi_{-Y_2}(t) \\ &= \frac{1}{1-t} \frac{1}{1+t} \\ &= \frac{1}{1-t^2}\end{aligned}$$

för  $-1 < t < 1$ . Vi har därmed visat att  $X$  och  $Y_1 - Y_2$  har samma fördelningen eftersom mgf. är unik för fördelningen. Alltså så gäller det att

$$X \stackrel{d}{=} Y_1 - Y_2.$$

□