

Laplacestransformer och centrala gränsvärdessatsen

För att visa centrala gränsvärdessatsen kan man använda transformen av olika slag. En sådan transform är *Laplacestransformen* av fördelningar.

Definition 1 Laplacestransformen $\Psi(t)$ till fördelningen för en stokastisk variabel X definieras av

$$\Psi_X(t) = E(e^{-tX}) = \begin{cases} \sum_k e^{-tk} p_X(k) & \text{om } X \text{ diskret} \\ \int_{-\infty}^{\infty} e^{-tx} f_X(x) dx & \text{om } X \text{ kontinuerlig} \end{cases}$$

Exempel. Antag att X är standard normalfördelad, $N(0,1)$. Vi erhåller

$$\begin{aligned} \Psi_X(t) &= \int_{-\infty}^{\infty} e^{-tx} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-x^2/2} dx = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\infty} e^{-(x^2+2tx)/2} dx = \\ &= \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\infty} e^{-(x+t)^2/2+t^2/2} dx = (\text{sätt } y=x+t) = e^{t^2/2} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\infty} e^{-y^2/2} dy = \\ &= e^{t^2/2} \int_{-\infty}^{\infty} \phi(y) dy = e^{t^2/2} \end{aligned}$$

eftersom $\phi(y)$ är standard normalfördelningens täthet.

Man kan visa att Laplacestransformen är entydig, dvs två olika fördelningar har olika Laplacestransformer.

Sats 1 a) Laplacestransformen för en translation av X är

$$\Psi_{aX+b}(t) = \Psi_X(at) e^{-bt}$$

b) Om X_1, X_2, \dots, X_n är oberoende stokastiska variabler är Laplacestransformen för summan, produkten av de enskilda variablernas Laplacestransformer

$$\Psi_{X_1+X_2+\dots+X_n}(t) = \Psi_{X_1}(t) \Psi_{X_2}(t) \cdot \Psi_{X_n}(t)$$

Speciellt gäller att $\Psi_{X_1+X_2+\dots+X_n}(t) = \Psi_X(t)^n$ om X -variablerna är likafördelade med Laplacestransform $\Psi_X(t)$.

Bevis. a) Vi har att $\Psi_{aX+b}(t) = E(e^{-(aX+b)t}) = e^{-bt} E(e^{-(at)X}) = \Psi_X(at) e^{-bt}$.

b) Vi erhåller $\Psi_{X_1+X_2+\dots+X_n}(t) = E(e^{-t(X_1+X_2+\dots+X_n)}) = (\text{oberoendet!}) = E(e^{-tX_1}) E(e^{-tX_2}) \dots E(e^{-tX_n}) = \Psi_{X_1}(t) \Psi_{X_2}(t) \cdot \Psi_{X_n}(t)$

Exempel. a) Om X är $N(0,1)$ så är ju $Y = \sigma X + m \sim N(m, \sigma)$. Härav erhåller vi att $\Psi_Y(t) = e^{-mt + \sigma^2 t^2 / 2}$ enligt a)-delen i satsen.

b) Om $X \in N(m_1, \sigma_1)$ och $Y \in N(m_2, \sigma_2)$ är oberoende är enligt enligt b)-delen i satsen $\Psi_{X+Y}(t) = e^{-m_1 t + \sigma_1^2 t^2 / 2} \cdot e^{-m_2 t + \sigma_2^2 t^2 / 2} = e^{-(m_1+m_2)t + (\sigma_1^2 + \sigma_2^2)t^2 / 2}$. Men denna funktion är ju Laplacestransformen av $N(m_1 + m_2, \sqrt{\sigma_1^2 + \sigma_2^2})$, dvs summan av två oberoende normalfördelade variabler är normalfördelad.

Vi skall nu använda Laplacetransformen för att illustrera bevis av centrala gränsvärdessatsen. Vi illustrerar bevis tekniken i det fall att vi har en följd av oberoende exponentialfördelade variabler med väntevärde 1. Om X_i är $\text{Exp}(1)$ är dess Laplacetransform

$$\Psi_X(t) = \int_0^\infty e^{-tx} e^{-x} dx = \frac{1}{1+t}$$

och väntevärde och standardavvikelse är båda 1. Laplacetransformen existerar i detta fall för alla $t > -1$.

Bilda nu

$$Y_n = \frac{X_1 + X_1 + \dots + X_n - n}{\sqrt{n}}$$

Laplacetransformen till Y_n är då enligt ovan

$$\Psi_{Y_n}(t) = E(e^{-t(X_1+X_2+\dots+X_n-n)/\sqrt{n}}) = e^{tn/\sqrt{n}}(\Psi_X(t/\sqrt{n}))^n = e^{t\sqrt{n}}\left(\frac{1}{1+t/\sqrt{n}}\right)^n$$

Med hjälp av Taylorutveckling får vi då att

$$\begin{aligned} \ln(\Psi_{Y_n}(t)) &= t\sqrt{n} + n \ln\left(\frac{1}{1+t/\sqrt{n}}\right) = t\sqrt{n} - n \ln(1+t/\sqrt{n}) = \\ &= t\sqrt{n} - n(t/\sqrt{n} - t^2/(2n) + t^3/(3n^{3/2}) + \dots) = t^2/2 + H(t, n)/\sqrt{n} \end{aligned}$$

där H är en begränsad funktion. Låt $n \rightarrow \infty$ och man erhåller att

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \ln(\Psi_{Y_n}(t)) = t^2/2 \text{ dvs } \Psi_{Y_n}(t) \rightarrow e^{t^2/2}$$

Men denna gränsfunktion är ju Laplacens till $N(0,1)$. Av den sk kontinuitets-satsen följer då att gränsfördelningen för Y_n är just standard normalfördelningen $N(0,1)$, vilket visar egs i detta fall.

Ett problem med ett allmänt bevis av egs är att Laplacetransformen inte säkert existerar för något $t \neq 0$. För ett allmänt bevis brukar man därför betrakta *Fouriertransformer* i stället. Dessa kallas inom matematisk statistik för *karaktäristiska funktioner* och definieras

$$\phi(t) = E(e^{itX})$$

där i är imaginära enheten. Karaktäristiska funktioner är ett väsentligt verktyg för att studera sannolikhetsfördelningar och undersöka konvergens.