

HY Todennäköysteoria III, harjoitustehtävät 3, kevät 2014 5.2.2014

1. Laske karakteristinen funktio $\varphi_X(t) = E_P(\exp(itX))$ kun

- X on tasaisesti jakautunut välissä $[0, 1]$. **R.**

$$\varphi_X(t) = \int_0^1 \exp(itx) dx = \frac{1}{it} \exp(itx) \Big|_0^1 = \frac{\exp(it) - 1}{it} = \frac{\sin(t)}{t} + i \frac{1 - \cos(t)}{t}$$

- X on tasaisesti jakautunut välissä $[-1, 1]$.

$$\begin{aligned} \varphi_X(t) &= \frac{1}{2} \int_{-1}^1 \exp(itx) dx = \frac{1}{2it} \exp(itx) \Big|_{-1}^1 = \frac{\exp(it) - \exp(-it)}{2it} \\ &= \frac{\cos(t) + i \sin(t) - (\cos(t) - i \sin(t))}{2it} = \frac{\sin(t)}{t} \end{aligned}$$

Huomataan koska tämä jakauma on symmetrinen nollan ympärillä, karakteristinen funktio on reaali-arvoinen.

Voidaan myös kirjoittaa

$$\varphi_X(t) = \varphi_{(2U-1)}(t) = \exp(-it) \varphi_U(2t) = \frac{\exp(it) - \exp(-it)}{i2t} = \frac{\sin(t)}{t}$$

jossa U on tasaisesti jakautunut välissä $[0, 1]$.

- X on Cauchy jolla on tiheysfunktio $f_X(x) = ((1+x^2)\pi)^{-1}$. **R.**

$$\varphi_X(t) = \frac{1}{\pi} \int_{-\infty}^{\infty} \frac{\exp(itx)}{(1+x^2)} dx = \frac{1}{\pi} \int_{-\infty}^{\infty} \frac{\exp(itx)}{(1+ix)(1-ix)} dx$$

Kuvauskella $z \rightarrow \frac{\exp(itz)}{(i+z)(i-z)}$ on kaksi napapistettä $z = \pm i$.

Olkoon $t > 0$. Kun $R > 1$ ja $\Gamma = \Gamma_1 + \Gamma_2$ jossa $\Gamma_1 = \{r + i0 : r \in [-R, R]\}$ ja $\Gamma_2 = \{R \exp(i\theta) : \theta \in [0, \pi]\}$. suljetun käyrän Γ sisällä jää napapiste $+i$.

Olkoon $z \mapsto f(z) = \frac{\exp(itz)}{(1+z^2)}$.

$$\begin{aligned} 2i\pi \operatorname{Res}(f, +i) &= 2i\pi \lim_{z \rightarrow i} f(z)(z-i) = 2i\pi \frac{\exp(i^2t)}{2i} = \pi \exp(-t) \\ &= \oint_{\Gamma} f(z) dz = \int_{-R}^R \frac{\exp(itx)}{(1+x^2)} dx + \int_0^{\pi} \frac{\exp(itR(\cos\theta + i \sin\theta))}{1+R^2 \exp(2i\theta)} iR \exp(i\theta) d\theta \\ &= \int_{-R}^R \frac{\exp(itx)}{(1+x^2)} dx + \int_0^{\pi} \exp(-tR \sin(\theta)) \frac{\exp(itR \cos(\theta))}{1+R^2 \exp(2i\theta)} iR \exp(i\theta) d\theta \end{aligned}$$

jossa koska $t \sin(\theta) \geq 0$ kun $\theta \in [0, \pi]$, kun $R > 1$

$$\begin{aligned} & \left| \int_0^\pi \exp(-tR \sin(\theta)) \frac{\exp(itR \cos(\theta))}{1 + R^2 \exp(2i\theta)} iR \exp(i\theta) d\theta \right| \\ & \leq \left| \int_0^\pi \exp(-t \sin(\theta)) \frac{R}{R^2 - 1} d\theta \right| \end{aligned}$$

jossa integrandi on rajoitettu ja suppenee kohti nollaan $\forall \theta$, kun $R \rightarrow \infty$, dominoidun konvergenssi lauseesta seuraa että myös integraali suppenee kohti nollaan.

Siis

$$\int_{-\infty}^{\infty} \frac{\exp(itx)}{(1+x^2)} dx := \frac{1}{\pi} \lim_{R \rightarrow \infty} \int_{-R}^R \frac{\exp(itx)}{(1+x^2)} dx = \exp(-t)$$

Koska on kyse todennäköisyysjakauman karakteristisesta funktiosta, on itsestään selvää että integraali suppenee myös absoluuttisesti.

Kun $t < 0$ ja $\theta \in [0, 2\pi]$ $t \sin(\theta) \leq 0$ ja $\exp(-tR \sin(\theta))$ kasvaa äärettömiin kun $R \rightarrow \infty$. Siksi kannattaa integroida puolitasolla $\text{Im}(z) < 0$.

Otetaan $\Gamma' = \Gamma'_1 + \Gamma'_2$ jossa $\Gamma_1 = \{r + i0 : r \in [R, -R]\}$ ja $\Gamma_2 = \{R \exp(i\theta) : \theta \in [\pi, 2\pi]\}$. suljetun käyrän Γ sisällä jää napapiste $-i$.

$$\begin{aligned} 2i\pi \text{Res}(f, -i) &= 2i\pi \lim_{z \rightarrow -i} f(z)(z+i) = 2i\pi \frac{\exp(-i^2 t)}{-2i} = -\pi \exp(t) = \pi \exp(-|t|) \\ &= \oint_{\Gamma} f(z) dz = \int_R^{-R} \frac{\exp(itx)}{(1+x^2)} dx + \int_{\pi}^{2\pi} \frac{\exp(itR(\cos \theta + i \sin \theta))}{1 + R^2 \exp(2i\theta)} iR \exp(i\theta) d\theta \\ &= - \int_{-R}^R \frac{\exp(itx)}{(1+x^2)} dx + \int_{\pi}^{2\pi} \exp(-tR \sin(\theta)) \frac{\exp(itR \cos(\theta))}{1 + R^2 \exp(2i\theta)} iR \exp(i\theta) d\theta \end{aligned}$$

jossa koska $t \sin(\theta) \geq 0$ kun $t < 0$ ja $\theta \in [\pi, 2\pi]$. Kun $R > 1$.

Seuraa että kun $t < 0$

$$\int_{-\infty}^{\infty} \frac{\exp(itx)}{(1+x^2)} dx := \frac{1}{\pi} \lim_{R \rightarrow \infty} \int_{-R}^R \frac{\exp(itx)}{(1+x^2)} dx = \exp(t) = \exp(-|t|)$$

2. Sanotaan että satunnaismuuttujan X jakauma on äärettömästi jaettavissa (infinitely divisible) jos kaikille $n \in \mathbb{N}$ on olemassa satunnaismuuttuja $Y_1^{(n)}$ jolla X ja $Y_1^{(n)} + \dots + Y_n^{(n)}$ ovat samoin jakautuneita, jossa $Y_i^{(n)}$ ovat riippumattomia ja samoin jakautuneita.

Osoita:

- X on äärettömästi jaettavissa jos ja vain jos kaikille $n \in \mathbb{N}$ kuvaus $t \mapsto \varphi_X(t)^{1/n}$ on karakteristinen funktio,
R. Olkoon $Y^{(n)}$ satunnaismuuttuja jolla on karakteristinen funktio $\varphi_{Y^{(n)}}(t)^n = \varphi_X(t)$, seuraa että

$$E_P\left(\exp(it \sum_{i=1}^n Y_i^{(n)})\right) = \varphi_{Y^{(n)}}(t)^n = \varphi_X(t)$$

- Gaussinen jakauma $\mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$ on äärettömästi jaettavissa. **R.** Jos $X = \mu + \sigma G$ jossa G on standardi Gaussinen, $E(G) = 0$, $E(G^2) = 1$, sen karakteristinen funktio on $\varphi_X(t) = \exp(it\mu - \frac{t^2\sigma^2}{2})$, Jos

$$Y^{(n)} = \mu n^{-1} + \sigma n^{-1/2} G$$

seuraa $\varphi_{Y^{(n)}}(t)^n = \varphi_X(t)$.

- Poissonin jakauma parametrilla $\lambda > 0$ on äärettömästi jaettavissa.

R. Kun $P_\lambda(X = k) = \exp(-\lambda) \frac{\lambda^k}{k!}$, $k \in \mathbb{N}$, seuraa

$$\varphi_\lambda(t) = E_\lambda(\exp(itX)) = \exp(-\lambda) \sum_{k=0}^{\infty} \frac{(\exp(it)\lambda)^k}{k!} = \exp\left(\lambda(e^{it} - 1)\right)$$

Koska

$$\varphi_{\lambda/n}(t)^n = \varphi_\lambda(t)$$

siitä seuraa että Poissonin jakauma on äärettömästi jaettavissa.

3. Sanotaan että satunnaismuuttujan X jakauma on vaaka, silloin kun kaikille $a, b \in \mathbb{R}$ ($aX_1(\omega) + bX_2(\omega)$) on samoin jakautunut kuten $(cX(\omega) + d)$ jollekin $c, d \in \mathbb{R}$, jossa X_i $i = 1, 2$ ovat riippumattomia ja jakautuneita kuten X .

- Osoita että Gaussinen jakauma $\mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$ on vaaka. **R.**

$$\varphi_{aX_1+bX_2}(t) = \varphi_{(a+b)\mu+\sigma\sqrt{a^2+b^2}G}(t)$$

jossa G on standardi Gaussinen muuttuja.

- Osoita että jos karakteristinen funktio on muotoa

$$\varphi_X(t) = \exp(it\mu - |\beta t|^\alpha),$$

jakauma on vaaka. **R.**

$$\begin{aligned} \varphi_{aX_1+bX_2}(t) &= \varphi_X(at)\varphi_X(bt) = \exp(i(a+b)t\mu - (|a|^\alpha + |b|^\alpha)|\beta t|^\alpha) \\ &= \exp(iBt - |\beta tA|^\alpha) = \varphi_{B+AX}(t) \end{aligned}$$

jossa $B = (a+b)\mu$ ja $A = (|a|^\alpha + |b|^\alpha)^{1/\alpha}$.

4. Olkoon X_1, \dots, X_n i.i.d. satunnaismuuttujat joilla on tiheysfunktio

$$f_X(x) = \frac{(1 - \cos x)}{\pi x^2}.$$

- Tarkista että $f_X(x)$ on todennäköisyysjakauman tiheysfunktio.
- Laske X :n karakteristinen funktio

R. Vihjeet löytyvät Williamsin kirjasta (E.18.1), katso karakteristen funktioiden taulukosta 16.7.

Jos U on tasaisesti jakautunut välissä $[-1, 1]$ sen karakteristinen funktio on $\varphi_U(t) = \sin(t)/t$. Huomataan että se on \mathbb{R} -arvoinen koska jakauma on symmetrinen.

$V = U/2$ on sitten tasaisesti jakautunut välissä $[-1/2, 1/2]$ ja sen karakteristinen funktio on $\varphi_V(t) = 2 \sin(t/2)/t$.

Jos V' on P -riippumaton ja samoin jakautunut kuten V ,

$$\varphi_{V+V'}(t) = \varphi_V(t)^2 = \frac{4 \sin(t/2)^2}{t^2} = \frac{2(1 - \cos(t))}{t^2}$$

Seuraa myös että $(V + V')$ tiheysfunktio on tiheysfunktioiden konvoluutio:

$$\begin{aligned} f_{V+V'}(x) &= \mathbf{1}(x \in [-1, 1]) \int_{\mathbb{R}} \mathbf{1}_{[-1/2, 1/2]}(x - y) dy \\ &= (1 - |x|) \mathbf{1}(x \in [-1, 1]) = (1 - |x|)^+ \end{aligned}$$

Lévy inversio kaavasta saadaan:

$$\begin{aligned} f_{V+V'}(x) &= (1 - |x|)^+ = \frac{1}{2\pi} \int_{\mathbb{R}} e^{-itx} \varphi_{V+V'}(t) dt \\ &= \frac{1}{\pi} \int_{\mathbb{R}} e^{-itx} \frac{(1 - \cos(t))}{t} dt \end{aligned}$$

Kun $x = 0$ siitä seuraa

$$\pi = \int_{\mathbb{R}} \frac{(1 - \cos(t))}{t} dt$$

Siis $f_Y(t) = \frac{(1 - \cos(t))}{\pi t}$ on todennäköisyys jakauma $(\mathbb{R}, \mathcal{B}(\mathbb{R}))$:llä. Sen karakteristinen funktio on

$$\varphi_Y(y) = (1 - |y|) \mathbf{1}(y \in [-1, 1]) = \frac{1}{\pi} \int_{\mathbb{R}} e^{ity} \frac{(1 - \cos(t))}{t} dt$$

- Osoita

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P\left(\frac{X_1 + \dots + X_n}{n} \leq x\right) = \frac{1}{2} + \frac{1}{\pi} \arctan(x)$$

R.

Jos Y_1, \dots, Y_n ovat i.i.d. ja samoin jakautuneita tiheysfunktioilla $f_Y(t)$, $\bar{S}_n = (Y_1 + \dots + Y_n)/n$,

$$\varphi_{\bar{S}_n}(t) = (1 - |y/n|)^n \mathbf{1}(y \in [-n, n]) \rightarrow \exp(-|y|)$$

joka on Cauchy jakauman karakteristinen funktio jolla on kertymäfunktio

$$P(Z \leq t) = \frac{1}{2} + \frac{1}{\pi} \arctan(t)$$

Tämä seuraa koska kun Z on Cauchy jakautunut, muuttujan vaihdolla $x = \tan(\theta)$

$$P(Z \leq t) = \frac{1}{\pi} \int_{-\infty}^t \frac{1}{1+x^2} dx = \frac{1}{\pi} \int_{-\pi/2}^{\arctan(t)} \cos(\theta)^2 \frac{1}{\cos(\theta)^2} d\theta = \frac{\arctan(t)}{\pi} + \frac{1}{2}$$