

# Keskeinen raja-arvolause ja sen sovellukset liiketoiminnassa

https://github.com/perej1/clt-teaching

Jaakko Pere

25. maaliskuuta 2025

## Kohdeyleisö

Ensimmäisen ja toisen vuoden kandiopiskelijat (lukion matematiikka).

## Kohdeyleisö

- Ensimmäisen ja toisen vuoden kandiopiskelijat (lukion matematiikka).
- Kurssilla on jo käsitelty seuraavat käsitteet:
  - Satunnaismuuttuja
  - Odotusarvo
  - Varianssi
  - Estimaattori
  - Suurten lukujen laki

Luennon sisältö

Moraali

Normaalijakauma

Keskeinen raja-arvolause

Sovellus: likiarvoinen luottamusväli odotusarvolle

#### **Table of Contents**

#### Moraali

Normaalijakauma

Keskeinen raja-arvolause

Sovellus: likiarvoinen luottamusväli odotusarvolle

Otos sisältää luottokorttitapahtumia Euroopasta syyskuulta 2013.
 Tapahtumia kirjattiin kahdelta päivältä (Lähde: Kaggle).

- Otos sisältää luottokorttitapahtumia Euroopasta syyskuulta 2013.
  Tapahtumia kirjattiin kahdelta päivältä (Lähde: Kaggle).
- Luottokorttitapahtumia on yhteensä 284 807, joista 492 luokiteltiin petoksiksi.

- Otos sisältää luottokorttitapahtumia Euroopasta syyskuulta 2013.
  Tapahtumia kirjattiin kahdelta päivältä (Lähde: Kaggle).
- Luottokorttitapahtumia on yhteensä 284 807, joista 492 luokiteltiin petoksiksi.
- Estimaatti luottokorttipetoksen todennäköisyydelle on  $\hat{p} = 492/284807 \approx 0.0017$ .

- Otos sisältää luottokorttitapahtumia Euroopasta syyskuulta 2013.
  Tapahtumia kirjattiin kahdelta päivältä (Lähde: Kaggle).
- Luottokorttitapahtumia on yhteensä 284 807, joista 492 luokiteltiin petoksiksi.
- Estimaatti luottokorttipetoksen todennäköisyydelle on  $\hat{p} = 492/284807 \approx 0.0017$ .
- Kuinka varma voin olla siitä, että saatu piste-estimaatti on lähellä todellista parametria  $\mu$ ?

- Otos sisältää luottokorttitapahtumia Euroopasta syyskuulta 2013.
  Tapahtumia kirjattiin kahdelta päivältä (Lähde: Kaggle).
- Luottokorttitapahtumia on yhteensä 284 807, joista 492 luokiteltiin petoksiksi.
- Estimaatti luottokorttipetoksen todennäköisyydelle on  $\hat{p} = 492/284807 \approx 0.0017$ .
- Kuinka varma voin olla siitä, että saatu piste-estimaatti on lähellä todellista parametria  $\mu$ ?
- Voidaanko keskiarvon jakaumasta yleisesti sanoa jotain suurilla otosko'oilla *n*?

## Simulaatio (1)

**1.** Simuloi otos riippumattomia ja samoin jakauneita havaintoja  $x_1, \ldots, x_n$ . Laske keskiarvo

$$\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} x_i.$$

## Simulaatio (1)

**1.** Simuloi otos riippumattomia ja samoin jakauneita havaintoja  $x_1, \ldots, x_n$ . Laske keskiarvo

$$\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} x_i.$$

**2.** Toista yllä oleva toimenpide m = 1000 kertaa. Näin meillä on m keskiarvoa.

## Simulaatio (1)

**1.** Simuloi otos riippumattomia ja samoin jakauneita havaintoja  $x_1, \ldots, x_n$ . Laske keskiarvo

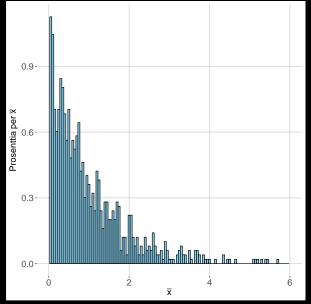
$$\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} x_i.$$

- **2.** Toista yllä oleva toimenpide m = 1000 kertaa. Näin meillä on m keskiarvoa.
- 3. Piirrä histogrammi keskiarvoista.

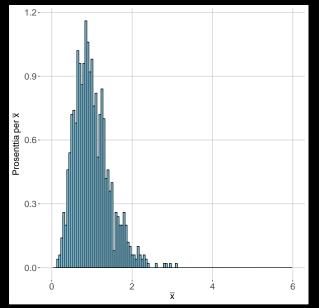
## Simulaatio (2)

■ Simuloimme otoksia eksponenttijakaumasta Exp(1) skaalaparametrilla  $\lambda = 1$  (jakauman odotusarvo on 1). Kyseisen eksponentijakauman tiheysfunktio on

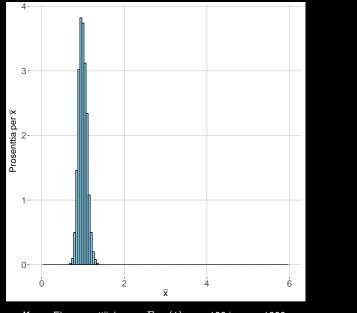
$$f(x) = egin{cases} e^{-x}, & ext{kun} & x \in [0, \infty), \\ 0, & ext{muulloin.} \end{cases}$$



**Kuva:** Eksponenttijakauma Exp(1), n = 1 ja m = 1000.



**Kuva:** Eksponenttijakauma Exp(1), n = 5 ja m = 1000.



**Kuva:** Eksponenttijakauma  $\operatorname{Exp}(1)$ , n = 100 ja m = 1000.

## Opetustavoite

Luennon jälkeen osaamme muodostaa likiarvoisen luottamusvälin odotusarvolle perustuen keskeiseen raja-arvolauseeseen.

#### **Table of Contents**

Moraali

#### Normaalijakauma

Keskeinen raja-arvolause

Sovellus: likiarvoinen luottamusväli odotusarvolle

Merkitsemme normaalijakaumaa parametrein  $\mu \in (-\infty, \infty)$  ja  $\sigma^2 \in (0,\infty)$  notaatiolla N  $(\mu,\sigma^2)$ . Jakauman N  $(\mu,\sigma^2)$ 

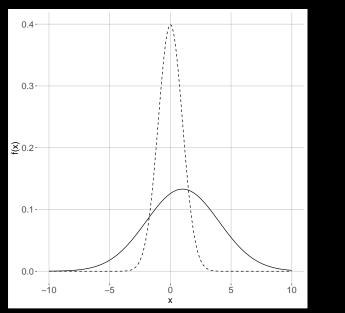
$$\sigma^2\in (0,\infty)$$
 notaatiolla  $\mathbf{N}\left(\mu,\sigma^2\right)$ . Jakauman  $\mathbf{N}\left(\mu,\sigma^2\right)$  tiheysfunktio on 
$$f(x)=\frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}}e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}}.$$

Merkitsemme normaalijakaumaa parametrein  $\mu\in(-\infty,\infty)$  ja  $\sigma^2\in(0,\infty)$  notaatiolla  $N\left(\mu,\sigma^2\right)$ . Jakauman  $N\left(\mu,\sigma^2\right)$  tiheysfunktio on

$$f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}}.$$

Tällöin normaalijakauman kertymäfunktio voidaan esittää tiheysfunktion avulla

$$F(x) = \int_{-\infty}^{x} f(t) dt.$$



 $\textbf{Kuva:} \ \text{Normaalijakaumat} \ N\left(0,1\right) \ (\text{katkoviiva}) \ \text{ja} \ N\left(1,9\right) \ (\text{jatkuva viiva}).$ 

#### **Table of Contents**

Moraali

Normaalijakauma

Keskeinen raja-arvolause

Sovellus: likiarvoinen luottamusväli odotusarvolle

#### Lause

Olkoon  $X_1, X_2, \ldots, X_n$  riippumattomia ja samoin jakautuneita satunnaismuuttujia niin, että  $0 < \text{Var}(X_1) < \infty$ . Merkitsemme  $\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i, \ \mu = \mathbb{E}(X_1)$  ja  $\sigma = \sqrt{\text{Var}(X_1)}$ . Tällöin, kun otoskoko n on suuri, niin

$$\tilde{X} = \sqrt{n} \frac{X - \mu}{\sigma}$$

noudattaa likimain standardinormaalijakaumaa N(0,1),

#### Lause

Olkoon  $X_1, X_2, \ldots, X_n$  riippumattomia ja samoin jakautuneita satunnaismuuttujia niin, että  $0 < \text{Var}(X_1) < \infty$ . Merkitsemme  $\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i, \ \mu = \mathbb{E}(X_1)$  ja  $\sigma = \sqrt{\text{Var}(X_1)}$ . Tällöin, kun otoskoko n on suuri, niin

$$\tilde{X} = \sqrt{n} \frac{\bar{X} - \mu}{\sigma}$$

noudattaa likimain standardinormaalijakaumaa N (0, 1),

$$\mathbb{P}\left(\tilde{X} \leq x\right) \approx \int_{-\infty}^{x} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-t^2/2} dt =: \Phi(x).$$

## Intuitio

Kun otoskoko n on suuri, niin melkeinpä  $\bar{X} \sim \mathbf{N}\left(\mu, \frac{\sigma^2}{n}\right)$ .

#### Intuitio

Kun otoskoko n on suuri, niin melkeinpä  $ar{X} \sim \mathbf{N}\left(\mu, \frac{\sigma^2}{n}\right)$ .

Huom! Dian väite ei pidä täysin paikkaansa vaan antaa vain intuition aiemmille simulaatioille.

#### **Table of Contents**

Moraali

Normaalijakauma

Keskeinen raja-arvolause

Sovellus: likiarvoinen luottamusväli odotusarvolle

#### Luottamusvälin määritelmä odotusarvolle

■ Oletetaan, että X on satunnaismuuttuja odotusarvolla  $\mu = \mathbb{E}(X) \in (-\infty, \infty)$ . Olkoon  $X = (X_1, \dots, X_n)$  satunnaismuuttujan X havaintoja.

#### Luottamusvälin määritelmä odotusarvolle

- Oletetaan, että X on satunnaismuuttuja odotusarvolla  $\mu = \mathbb{E}(X) \in (-\infty, \infty)$ . Olkoon  $X = (X_1, \dots, X_n)$  satunnaismuuttujan X havaintoja.
- Luottamustason 1  $-\alpha$  luottamusväli on satunnaisväli  $[\ell(\mathbf{X}), u(\mathbf{X})]$ , jolle pätee

$$\mathbb{P}(\mu \in [\ell(\mathbf{X}), u(\mathbf{X})]) \geq 1 - \alpha.$$

## Luottamusvälin approksimointi (1)

Oletetaan, että satunnaismuuttujan X varianssi  $0 < \sigma^2 < \infty$  on tiedossa. Tällöin keskeisen raja-arvolauseen mukaan

$$\mathbb{P}\left(z^{(\ell)} \leq \sqrt{n} \frac{\mu - \bar{X}}{\sigma} \leq z^{(u)}\right) \approx 1 - \alpha,$$

## Luottamusvälin approksimointi (1)

Oletetaan, että satunnaismuuttujan X varianssi  $0<\sigma^2<\infty$  on tiedossa. Tällöin keskeisen raja-arvolauseen mukaan

$$\mathbb{P}\left(z^{(\ell)} \leq \sqrt{n} \frac{\mu - \bar{X}}{\sigma} \leq z^{(u)}\right) \approx 1 - \alpha,$$

jossa väli  $[z^{(\ell)}, z^{(u)}]$  valitaan niin, että

$$\Phi(z^{(u)}) - \Phi(z^{(\ell)}) = 1 - \alpha.$$

Yllä F on jakauman N(0,1) kertymäfunktio.

## Luottamusvälin approksimointi (2)

Olkoon  $z_{1-\alpha/2}$  standardinormaalijakauman (1  $-\alpha/2$ )-kvantiili. Valitsemalla esimerkiksi  $z^{(u)}=z_{1-\alpha/2}$  ja  $z^{(\ell)}=-z_{1-\alpha/2}$  päädymme seuraavaan luottamusväliin

$$\left[\bar{X} - \frac{\sigma z_{1-\alpha/2}}{\sqrt{n}}, \bar{X} + \frac{\sigma z_{1-\alpha/2}}{\sqrt{n}}\right].$$

## Luottamusvälin approksimointi (2)

Olkoon  $z_{1-\alpha/2}$  standardinormaalijakauman  $(1-\alpha/2)$ -kvantiili. Valitsemalla esimerkiksi  $z^{(u)}=z_{1-\alpha/2}$  ja  $z^{(\ell)}=-z_{1-\alpha/2}$  päädymme seuraavaan luottamusväliin

$$\left[\bar{X} - \frac{\sigma z_{1-\alpha/2}}{\sqrt{n}}, \bar{X} + \frac{\sigma z_{1-\alpha/2}}{\sqrt{n}}\right].$$

Käytännössä yleensä (tuntematon) keskihajonta korvataan vielä otoskeskihajonnalla  $\hat{\sigma}$ , sillä suurten lukujen lain perusteella  $\hat{\sigma} \approx \sigma$ . Päädymme luottamusväliin

$$\left[\bar{X} - \frac{\hat{\sigma} z_{1-\alpha/2}}{\sqrt{n}}, \bar{X} + \frac{\hat{\sigma} z_{1-\alpha/2}}{\sqrt{n}}\right].$$

 Otos sisältää luottokorttitapahtumia syyskuulta 2013. Tapahtumia kirjattiin kahdelta päivältä (Lähde: Kaggle).

- Otos sisältää luottokorttitapahtumia syyskuulta 2013. Tapahtumia kirjattiin kahdelta päivältä (Lähde: Kaggle).
- Luottokorttitapahtumia on yhteensä 284 807, joista 492 luokiteltiin petoksiksi.

- Otos sisältää luottokorttitapahtumia syyskuulta 2013. Tapahtumia kirjattiin kahdelta päivältä (Lähde: Kaggle).
- Luottokorttitapahtumia on yhteensä 284 807, joista 492 luokiteltiin petoksiksi.
- Tavoite: Estimoidaan 95% luottamusväli petoksien osuudelle luottokorttitapahtumista.

#### Malli

- Satunnaismuuttuja X noudattaa Bernoullijakaumaa tuntemattomalla parametrilla p, jossa p on petoksen todennäköisyys.
- $\mathbb{P}(X = 1) = p$  ja  $\mathbb{P}(X = 0) = 1 p$ , jossa tapahtuma  $\{X = 1\}$  indikoi petosta ja  $\{X = 0\}$  vastaa normaalia luottokorttitapahtumaa.
- Havainnot x<sub>1</sub>,... x<sub>284807</sub> ovat binäärisiä (0 tai 1). Oletamme, että havainnot ovat riippumattomia ja samoin jakautuneita.

#### Ratkaisu

- Voimme laskea  $\mathbb{E}(X) = p$  ja Var(X) = p(1-p).
- Suurten lukujen lain mukaan  $p \approx \hat{p} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{284807} x_i$ .
- Joten voimme approksimoida 95% luottamusvälin seuraavasti

$$\left|\hat{p}-z_{1-\alpha/2}\sqrt{\frac{\hat{p}(1-\hat{p})}{n}},\hat{p}+z_{1-\alpha/2}\sqrt{\frac{\hat{p}(1-\hat{p})}{n}}\right|.$$

## Ratkaisu (2)

#### Sijoittamalla lukuarvot

- $\hat{p} \approx 0.0017$ , (R komento mean(data)) ja
- $z_{1-\alpha/2} \approx$  1.96 (R komento qnorm(1 0.05 / 2))

saamme luottamusväliksi

 $\approx [0.0016, 0.0019]$ .

## Ratkaisu (2)

Sijoittamalla lukuarvot

- $\blacksquare$   $\hat{p} \approx 0.0017$ , (R komento mean(data)) ja
- $z_{1-\alpha/2} \approx 1.96$  (R komento qnorm(1 0.05 / 2))

saamme luottamusväliksi

$$\approx [0.0016, 0.0019]$$
.

Luottamusvälin laskemiseen liittyvät yksityiskohdat löytyvät skriptistä credit.R.

## Tiivistelmä

Sovelsimme keskeistä raja-arvolausetta luottokorttipetoksiin

#### Tiivistelmä

Sovelsimme keskeistä raja-arvolausetta luottokorttipetoksiin

laskemalla likiarvoistettuja luottamusvälejä petoksen todennäköisyydelle.

#### Tiivistelmä

Sovelsimme keskeistä raja-arvolausetta luottokorttipetoksiin

laskemalla likiarvoistettuja luottamusvälejä petoksen todennäköisyydelle.

Kaikki materiaalit löytyvät osoitteesta https://github.com/perej1/clt-teaching.