

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 μ ?

- 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 μ ?
- 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

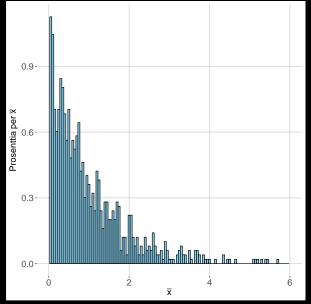
$$\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} x_i.$$

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

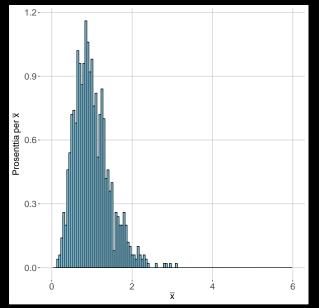
Simulaatio (2)

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

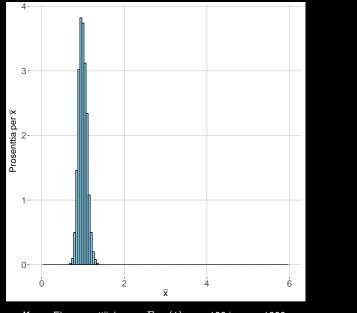
$$f(x) = egin{cases} e^{-x}, & ext{kun} & x \in [0, \infty), \\ 0, & ext{muulloin.} \end{cases}$$



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 (μ,σ^2) . Jakauman N (μ,σ^2)

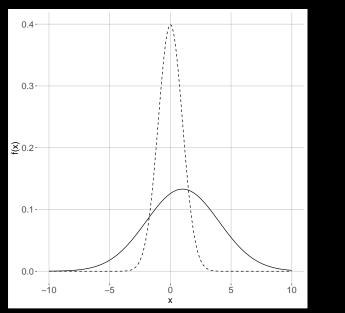
$$\sigma^2\in (0,\infty)$$
 notaatiolla $\mathbf{N}\left(\mu,\sigma^2\right)$. Jakauman $\mathbf{N}\left(\mu,\sigma^2\right)$ tiheysfunktio on
$$f(x)=\frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}}e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}}.$$

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 $ar{X} \sim \mathbf{N}\left(\mu, \frac{\sigma^2}{n}\right)$.

Intuitio

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

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 x₁,... x₂₈₄₈₀₇ 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.