805305A JOHDATUS REGRESSIO- JA VARIANSSIANALYYSIIN, sl 2022

Harjoitus 2, viikko 36: mikroluokkatehtävät

Tässä harjoituksessa perehdymme todennäköisyysjakaumien ja erityisesti eräiden tilastotieteessä keskeisten tunnuslukujen otantajakaumien (kuten normaali- ja t-jakauma) numeeriseen käsittelyyn R:n avulla.

Lisäksi teemme simulaatioita, joiden avulla tutkimme, kuinka eräät keskeiset otostunnusluvut käyttäytyvät, kun samasta populaatiosta poimitaan toistuvasti samankokoisia satunnaisotoksia.

R:n tarjoamat jakaumafunktiot ovat neljää eri tyyppiä:

- djak; pistetodennäköisyys- tai tiheysfunktio,
- \bullet pjak; kertymäfunktio,
- qjak; kvantiili- eli fraktiilifunktio,
- rjak; jakaumasta satunnaislukuja generoiva funktio,

jossa "jak" viittaa jakauman R-nimeen. Esimerkiksi normaalijakauman R-nimi on norm, jolloin sen tiheys- ym. funktiot ovat oikealta nimeltään dnorm, pnorm, qnorm ja rnorm. Binomijakauman R-nimi on puolestaan binom, jolloin sen pistetodennäköisyysfunktio on dbinom ja muut jakaumafunktiot pbinom, qbinom ja rbinom. Kullakin näistä on omanlaisensa parametrointi, joka on syytä selvittää tarpeen mukaan ao. jakauman help-sivulta (kysymysmerkki eteen, esim. ?rnorm). Simuloinnissa tarvitaan erityisesti rjak-tyyppisiä funktioita.

1. Analysoidaan tämän viikon kotitehtävissä 2–4 käsiteltyä pituus-aineistoa. Mallioletuksemme on, että naisopiskelijan pituus (cm) noudattaa normaalijakaumaa. Jakauman odotusarvoa koskevana nollahypoteesina on $H_0: \mu = 167 (= \mu_0)$ cm. Jakauman varianssista σ^2 ei tehdä tarkkaa oletusta. Pituuden Y havaintoarvot olivat:

```
165.0, 166.0, 171.0, 154.0, 166.0, 159.5, 166.5, 158.5
```

(a) Talleta havaintoarvot vektoriin pituus:

```
> pituus <- c(165.0, 166.0, 171.0, 154.0, 166.0, 159.5, 166.5, 158.5)
```

(b) Piirrä havainnoista vaakasuora pistekuvio funktiolla beeswarm() asettamalla funktiolle lisäargumentti horizontal=TRUE. Lataa sitä ennen paketti beeswarm:

```
library(beeswarm)
beeswarm(pituus, horizontal=TRUE)
```

(c) Kirjoita oma R-funktio SEmean(), joka laskee argumenttina annetun numeerisen muuttujan keskivirheen:

```
> SEmean <- function(x) sd(x)/sqrt( length(x) )</pre>
```

(d) Laske, tallenna omiin muuttujiinsa ja tulosta pituushavaintojen lukumäärä, keskiarvo, keskihajonta ja keskiarvon keskivirhe. > n <- length(pituus)

```
> mean.pit <- mean(pituus)</pre>
```

- > sd.pit <- sd(pituus)</pre>
- > se.pit <- SEmean(pituus) Moodle 1 Edellä tehtyjen sijoitusten jälkeen saat tulostettua esimerkiksi pituushavaintojen lukumäärän komennolla n ja pituuden otoskeskiarvon komennolla mean.pit. Moodle 2 Moodle 3
- (e) Laske nollahypoteesia $H_0: \mu=167$ vastaava testisuureen $T=\frac{\bar{Y}-\mu_0}{\mathrm{SE}(Y)}$ havaittu arvo ja talleta se nimellä Thav:

(f) Piirretään seuraavaksi kuva testisuureen otantajakaumasta, joka on t-jakauma vapausasteella 7. Lisätään piirrettyyn tiheysfunktiokuvaan edellä laskettu testisuureen havaittu arvo.

```
> curve(dt(x,7), from=-4, to=4)
> points(Thav, 0, pch=16)
```

(g) Asetelmaan liittyvä 2-suuntainen P-arvo on $p_{\text{hav}} = 2[1 - F_T(|t_{\text{hav}}|; n-1)]$, jossa $F_T(t; df)$ on Studentin t-jakaumaa vapausasteluvulla df noudattavan satunnaismuuttujan T kertymäfunktio. Tämän kertymäfunktion arvoja laskee R-funktio nimeltä pt(); ks. ao. help-sivua. Funktio abs() laskee argumenttinsa itseisarvon.

```
> Phav <- 2*( 1 - pt(abs(Thav), n-1) )
> c(Thav, Phav) Moodle 5
```

Vertaa saatuja testisuureen havaittua arvoa ja P-arvoa kotitehtävässä 4 saatuihin arvoihin.

Moodle 6

(h) Laske ja tulosta μ :lle 90% luottamusvälin ala- ja yläraja tavanomaisella kaavalla $\bar{Y} \pm t_{0.95}(n-1) \times \mathrm{SE}(\bar{Y})$. jossa luottamustasoa $100(1-\gamma)$ % vastaava fraktiili $t_{1-\gamma/2}(n-1)$ t-jakaumasta vapausasteluvulla df = n-1 löytyy R-funktiolla qt().

- (i) Toteuta testiä ja luottamusväliä koskevat laskelmat yhdellä R-funktiolla t.test(), jonka oletusarvoja täytyy muuttaa vain argumenttien mu ja conf.level osalta.
 - > t.test(pituus, mu=167, conf.level=0.90) Moodle 8
- 2. Jatkoa edelliseen tehtävään. Lähdemme nyt oletuksesta, että tarkasteltavassa populaatiossa naisopiskelijoiden pituus (= Y) noudattaa normaalijakaumaa odotusarvolla $\mu=167$ cm ja lisäksi oletamme jakaumalle määrätyn varianssiarvon, joka on $\sigma^2=5^2$ cm², eli hajonta on $\sigma=5$ cm. Huomaa, että R:n norm-funktioissa varianssin σ^2 asemesta hajontaparametrina käytetäänkin jakauman keskihajontaa σ , jonka R-nimi näissä funktioissa on sd.
 - (a) Piirrä jakauman $N(167, 5^2)$ tiheysfunktion kuvaaja vaihteluvälille [150, 185] cm:

```
> u <- seq(150, 185, by=0.1) ; u
> mu <- 167; sig <- 5
> plot( u, dnorm(u, mu, sig), type = "l", ylim=c(0,0.1) )
```

Vektori u sisältää hilan mahdollisia pituusarvoja 0.1 senttimetrin välein: $u_1 = 150.0, u_2 = 150.1, \ldots, u_{351} = 185$. Komento plot() piirtää murtoviivan (type = '1' eli "line") pisteiden $(u_i, \frac{1}{4}\varphi[(u_i - 50)/4])$ kautta, jossa $\varphi(z)$ on N(0, 1)-jakauman tiheysfunktio.

- (b) R-kertymäfunktion pnorm() avulla voidaan laskea todennäköisyys tapahtumalle $Y \leq a$. Tällöin ko. funktio tarvitsee kolme argumentin määritystä: määritellään laskentapiste a, normaalijakauman odotusarvo μ ja keskihajonta σ ja laskentaan tarvittava komento on puolestaan muotoa pnorm(a, μ, σ). Laske pnorm()-funktion avulla seuraavat todennäköisyydet
 - (i) $\mathbb{P}(Y \le 160)$ Moodle 9
 - (ii) $\mathbb{P}(Y \ge 175)$ Moodle 10
- (c) R:n normaalijakaumaan liittyvällä kvantiilifunktiolla qnorm() voidaan puolestaan etsiä Y:n jakaumasta sellainen arvo, jolle pätee, että $P(Y \leq a) = \gamma$. Edellä γ on Y:n jakauman haluttu fraktiilipiste. Esimerkiksi alakvartiilin laskennassa γ :n arvoksi asetetaan arvo 0.25. Hae qnorm()-funktion avulla naisten pituusjakauman ns. 95% viitevälin rajat eli 2.5 %:n ja 97.5 %:n fraktiilit. Moodle 11 Moodle 12

- 3. Jatkoa kahteen edelliseen tehtävään. Simuloimme nyt satunnaisotantaa naisopiskelijoiden pituuden oletetusta populaatiojakaumasta.
 - (a) Poimi ja sijoita vektoriin otos seitsemän havainnon satunnaisotos jakaumasta $N(167, 5^2)$ funktiolla rnorm(), laske ja tulosta

```
> otos <- rnorm(7, mu, sig); otos
> summary(otos); sd(otos); SEmean(otos)
```

Mitä havaintoja teet otoskeskiarvon ja -hajonnan arvojen poikkeamista teoreettisiin arvoihin $\mu = 167$ ja $\sigma = 5$ verrattuna?

- (b) Toista edellisen kohdan toimenpiteet ja vertaile tuloksia otosten välillä.
- (c) Tee sama uudelleen kaksi kertaa, mutta nyt otoskoolla 1000. Enää ei kuitenkaan kannata tulostaa otosta kokonaisuudessaan.

```
> otos <- rnorm(1000, mu, sig); otos
> summary(otos); sd(otos); SEmean(otos)
```

Mitä nyt havaitset? Miten esim. otosarvojen vaihteluväli muuttuu pieniin otoksiin verrattuna? Moodle 13

(d) Piirrä viimeisimmän otoksen (n = 1000) arvoista histogrammi välille [150, 185] kahden senttimetrin luokkaleveyksin samaan kuvaan kuin tehtävän 2 (a) tiheysfunktiokäyrä:

```
> hist(otos, freq=FALSE, breaks=seq(130,210, by=2),
+ xlim=c(150,185), add=TRUE)
```

(Argumentilla **breaks** määrätään pylväiden leveydet ja varaudutaan laajaankin vaihteluväliin otosarvoissa, mutta itse kuvioon säädetään kapeampi väli argumentilla **xlim**.)

- 4. Jatkamme satunnaisotannan simulaatiotutkimuksia ja tarkastelemme nyt, miten keskeiset otostunnusluvut käyttäytyvät toistettaessa otantaa monta kertaa. Käytämme funktiota normotos.sim(), joka on FM Timo Knürrin alunperin laatima. Tällä funktiolla on seuraavat argumentit
 - $\mathbf{n} = \operatorname{otoskoko} n$ yksittäisessä otoksessa,
- $\mathbf{m}\mathbf{u} = \text{populatiojakauman odotusarvo } \mu, \, \mathbf{sig} = \text{keskihajonta } \sigma,$
- level = luottamustaso 1γ , oletusarvona 0.9 eli 90%,
- nsim = simuloitavien otosten lukumäärä, oletusarvona nsim=20,
- kuva = looginen muuttuja oletusarvona TRUE, jolloin piirretään otoksista graafinen esitys,
- loc = oletusarvona TRUE, jolloin käytetään graafisessa esityksessä interaktiivista locator()-funktiota, joka mahdollistaa kuvaan tulevien alkioiden piirtämisen otos kerrallaan.

Funktio tuottaa tuloksenaan datakehikon, joka sisältää kustakin otoksesta lasketut tunnuslukujen arvot. Kun kuva = T, se myös piirtää samaan kuvaan kaikkien otosten havainnot ja niistä lasketut 90% luottamusvälit odotusarvolle μ .

(a) Edellä kuvattu funktio on jaossa Moodlessa Esanfunktiot.R-nimisessä tiedostossa. Kopio tiedosto Moodlesta tietokoneesi tämän kurssin työhakemistoon, lataa ko. funktioiden kirjasto Ristuntoosi ja säädä tulostuksen desimaalitarkkuus neljään desimaaliin:

```
> source("Esanfunktiot.R")
> options(digits=4)
```

(b) Poimi kooltaan n=10 suuruisia otoksia naisten pituusjakaumasta $N(167,5^2)$ ja sijoita tulokset datakehikkoon

```
> otos10 <- normotos.sim(10, mu, sig)</pre>
```

(c) Siirry grafiikkaikkunaan ja klikkaa hiiren vasemmanpuoleista näppäintä, jolloin 1. otoksen havaintojen pistekuvio ilmestyy koordinaatistoon. Klikkaa toisen kerran, jolloin vasemmalle reunalle tulostuvat otoskeskiarvo ja -hajonta, ja lisäksi kuvioon ilmestyy μ:n luottamusväli.

Jatka klikkaamista rauhalliseen tahtiin ja seuraa, kuinka otosarvot, tunnusluvut ja luottamusväli vaihtelevat otoksesta toiseen, kunnes kaikkien 20 otoksen tulokset ovat näkyvillä. Mitä havaintoja teet? Kuinka moni luottamusväli ei peittänyt μ :tä? Moodle 14

- (d) Listaa datakehikon otos10 sisältö ja tulosta:
 - > summary(otos10)

Mitä havaintoja teet otostunnuslukujen vaihteluvälien suuruuksista?

(e) Toista kohdat(b)-(d) mutta nyt käyttäen otoskokoa n = 100 ilman locator()-funktiota ja ilman datakehikon tulostusta:

```
> otos100 <- normotos.sim(100, mu, sig, loc=F)
> summary(otos100)
```

Vertaile luottamusvälien ja muiden otostunnuslukujen vaihtelua kohdan (d) tuloksiin. Mitä havaitset? Moodle 15

- 5. Simuloidaan nyt peräti 10000 otosta naisopiskelijoiden pituuden mallista $N(167, 5^2)$, kukin kooltaan n = 7, ja tarkastellaan otostunnuslukujen jakautumista.
 - (a) Toteuta simulaatio, talleta datakehikkoon ja kiinnitä. Tulosta tunnuslukujen jakaumien tiivistykset.

```
> otos7.10k <- normotos.sim(7, mu, sig, nsim=10000, kuva=FALSE, loc=FALSE)
> attach(otos7.10k)
> summary(otos7.10k)
```

Mitä huomioita teet? Moodle 16 Tutki myös, kuinka lähellä otosvarianssien ja otoshajontojen keskiarvot ovat teoreettisia arvoja σ^2 ja σ . Mitä havaitset?

(b) Piirrä simuloitujen otosten keskiarvojen histogrammi 1 cm luokkavälein. Piirrä samaan kuvioon keskiarvon \bar{Y} teoreettisen otantajakauman $N(\mu, \sigma^2/n)$ kuin myös alkuperäisen muuttujan Y jakauman $N(\mu, \sigma^2)$ tiheysfunktioiden kuvaajat: > hist(keskiarvo, freq=F, br=150:185)

Mitä havaintoja teet simuloitujen otoskeskiarvojen jakautumisesta suhteessa teoreettiseen otantajakaumaansa?

(c) Piirrä otoskeskihajontojen histogrammi:

```
> hist(hajonta, freq=FALSE)
```

Onko otantajakauma symmetrinen vai vino?

6. Jatkoa edelliseen tehtävään. Tarkastelemme seuraavaksi testaustunnuslukujen käyttäytymistä simuloidusta otoksesta toiseen. Datakehikon sarake T.suure sisältää otoksista lasketut arvot testisuureelle $T = (\bar{Y} - 167)/\text{SE}(\bar{Y})$, ja sarake P.arvo vastaavat 2-suuntaiset P-arvot.

(a) Piirrä histogrammi simuloitujen otosten T-arvojen jakautumisesta välille [-6, 6] luokkavälein 0.2. Piirrä samaan kuvioon N(0, 1)-jakauman tiheysfunktion kuvaaja punaisella värillä:

```
> hist(T.suure, freq=F, br=seq(-20, 20, by=0.2), xlim=c(-6,6) )
> tval <- seq(-6,6, by=0.1)
> lines( tval, dnorm(tval), col="red" )
```

Kuinka hyvin standardinormaalijakauma kuvaa T:n otantajakaumaa tällä vapausasteluvulla? Edelleen piirrä vapausastein n-1 Studentin jakauman tiheysfunktion kuvaaja sinisellä

```
> lines( tval, dt(tval, df=7-1), col="blue" )
```

Kuinka hyvin tämä otantajakauma kuvaa simuloitujen T-arvojen jakaumaa? Kumpi jakaumista on paremmin yhteensopiva simuloitujen T-arvojen jakauman kanssa? Moodle 18

(b) Piirrä simuloitujen *P*-arvojen histogrammi:

```
> hist(P.arvo, freq=FALSE)
```

Mitä päättelet P-arvojen otantajakaumasta H_0 :n vallitessa? Moodle 19

(c) Simuloiduista otoksista laskettujen 90% luottamusvälien $\bar{Y} \pm t_{0.95}(5) \times \mathrm{SE}(\bar{Y})$ ala- ja ylärajat on talletettu datakehikon muuttujiin mu.alar ja mu.ylar. Laske, kuinka moni alempi luottamusraja on suurempi kuin odotusarvo μ :

```
> length(mu.alar[ mu.alar > 167])
```

Laske vastaavasti, kuinka moni yläraja on pienempi kuin μ . Kuinka suuri on siten μ :n "ohi osuneiden" luottamusvälien osuus kaikista simuloiduista otoksista? Moodle 20

Lisääkö tämä simulaatio sen väitteen uskottavuutta, että t-jakaumaan perustuvan luottamusvälin todellinen peittotodennäköisyys on sama kuin nimellinen luottamustaso, kunhan muuttujan vaihtelua koskevat oletukset ovat päteviä?