

Laskuharjoitus 4B

13:05 » H4BT1 Vastaisin tähän kysymykseen suoraan, että koska $t(y)$ on tyhjentävä tunnusluku, niin määritelmän mukaan theta-hattu riippuu aineistosta vain $t(y)$ n välityksellä. Kuitenkin tuntuu vähän hupsulta, että kokonaisen tehtävän vastaus olisi, että näin on määritely. Mitä minulta siis jää tajuamatta?

21:12 » hieman hämää tuo h4bt3:sen indikaattoriesitys. Eikös tuon voi lukea $c(\theta) \cdot e^{(\text{lauseke } y:\text{stä ja thetasta}) \times 1\{1 < y < 3\}}$ eli $c(\theta)$ on vain jokin thetan funktio?

21:30 » 21:12: voi lukea :) Olisi pitänyt laittaa indikaattori viimeiseksi itsekin :) – PetteriP (*)

21:32 » Hyvä juu, näin sitä lähdin tekemään. Hauska tehtävä kun voi periaatteessa keksiä aika montakin vaihtoehtoa, ehkä kaks ilmeisintä kuitenkin on hyvä jättää vastaukseen :) Mutta kunnon pyörittelyllä vois saada vaikkas mitä ulos.

07:56 » 21:32: aivan :) – PetteriP (*)

15:35 » Tarteis jeesiä H4bT3 alkuun pääsemiseksi.

15:36 » sama homma

15:42 » Mäkin. Neliulotteisen keksisin ytf:n avulla helposti, mutta kaksiulotteisen kanssa on ongelmia, kun tuo indikaattori pyörii mukana.

15:59 » Indikaattorin voi kirjoittaa huoletta vaikkapa muodossa $1\{\vec{y} \text{ kuuluu } (1, 3)^n\}$, missä tuo potenssi on siis n-ulotteinen karteesisen tulo (särmiö) väleistä (1, 3). Nyt se ei riipu parametrilla. Huomaathan, että faktorointikriteeri $h(y)$ on kuvaus n-ulotteisesta avaruudesta r:ään.

16:02 » usein voi yrittää soveltaa faktorointikriteeriä myös vaikkapa log-uskottavuusfunktioon muistaen, että uskottavuusfunktioiksi voidaan valita mikä tahansa $c(y) f(y; \theta)$, eli vain aineistosta riippuvia kertoimia voidaan tiputtaa pois.

16:03 » ...piti lukea "faktorointikriteeriSSÄ $h(y)$ ", DYAC :)

16:30 » 15:35: kuten 15:59 sanoinkin, niin tuo indikaattori muodostuu tuloksi $1\{1 < y_1 < 3\} \times 1\{1 < y_2 < 3\} \times \dots \times 1\{1 < y_n < 3\}$. Ja tämä ei riipu parametrilla. Joten sen voi laittaa $h(y)$ osaan. – PetteriP (*)

16:33 » ... auttoiko tämä? Loput menevät siihen $g(t_1(y), t_2(y); \theta)$ osuuteen. – PetteriP (*)

00:06 » 4b t4: Mitäs toi normaaliapproksimaatio tarkottikaan?

00:53 » 00:06: Ks. TN2 monisteesta esimerkkiä 11.1.

[http://wiki.helsinki.fi/download/attachments/135735948/tn13osa2.pdf?](http://wiki.helsinki.fi/download/attachments/135735948/tn13osa2.pdf?version=1&modificationDate=1414656073419&api=v2)

version=1&modificationDate=1414656073419&api=v2 (...)

00:55 » (...) Perusidea ja perustelut ovat samanlaiset kuin tällä kurssilla on käsitelty asymptotiikan yhteydessä: kun meillä on n kpl i.i.d. satunnaismuuttujia ja n on riittävän iso, niin keskeisen raja-arvolauseen perusteella sopivasti skaalatulla otoskeskiarvolla on likimain $N(0, 1)$ -jakauma.

Tähänhän voi sitten soveltaa esim. z-testiä. Erityisesti kannattanee huomata tuossa esimerkissä 11.1 jatkuvuuskorjaus.

08:13 » 00:06: kuten 00:53-00:55 sanoinkin, niin tietoa normaaliapproksimaatiosta löytyy TN2:sen luvusta 11. Perusajatus tosiaankin on, että binomijakautunut $sm X \sim \text{Bin}(n, \theta)$ on jakaumaltaan sama kuin $Y_1 + \dots + Y_n$, missä Y_i :t ovat riippumattomia ja Bernoulli-jakautuneita $Y_i \sim B(\theta)$... – PetteriP (*)

08:21 » ... Nyt keskeinen raja-arvolause (tämä löytyy myös kurssin kalvoista Luvun 3 viimeisestä osasta) kertoo, että suurilla n (mitä suuri tarkoittaa on ??) tämä summa $\sum_i Y_i$ on likimain normaalijakautunut $Z \sim N(\mu, \sigma^2)$ (ja nuo parametrit helppo laskea :)... – PetteriP (*)

08:24 » ... Siispä kertymäfunktioille $P(X \leq x) \approx P(Z \leq x)$ ja normeeraamalla $W = (Z - \mu)/\sigma$ saadaan tuo $P(X \leq x) \approx P(Z \leq x) = P(Z - \mu \leq x - \mu) = P((Z - \mu)/\sigma \leq (x - \mu)/\sigma) = P(W \leq w)$... Nyt 00:55:n mainitsema jatkuvuuskorjaus auttaa hieman tarkkuuden parantamisessa (katso tuo 11.1. esimerkki missä $P(X \leq 13) = 0.268$... (tarkka), ensimmäinen normaaliapproksimaatio antaa $P(X \leq 13) \approx 0.207$ ja jatkuvuuskorjattu antaa $P(X \leq 13) \approx 0.270$. – PetteriP (*)

08:32 » ... Tuossa tuo pikku w on siis $w = (x - \mu)/\sigma$ ja tuo $sm W \sim N(0,1)$. Siten nuo viimeiset t:n:t voidaan lukea taulukoista. Netistä googlaamalla esim. "normal distribution table" näitä taulukoita löytyy monia :)... – PetteriP (*)

08:34 » ... myös esim. R:ää käyttämällä nämä on helposti laskettavissa. Tuon 00:55:n esimerkin 11.1. ensimmäisen approksimaation saa laskemalla R:llä kirjoittamalla (ilman lainausmerkkejä) "`pnorm((13-15)/sqrt(6))`" ja jälkimmäisen "`pnorm((13.5-15)/sqrt(6))`" – PetteriP (*)

16:21 » h4bt4 a)-kohdan p-arvo 0.002?

18:45 » 16:21: paljon tuttua tuossa on, mutta itse sain hieman eri luvun (mutta voi olla, että teit kirjoitusvirheen tuossa :) 1) minulla $p = 2 \times P_{1/2}(K \leq 440)$ joten normaaliapproksimaatiolla tämä $\approx 2 \times \Phi(z)$. 2) Laskitko tuon samoin? 3) Mitä lukua z käytit normaalijakauman kertymäfunktiossa Φ ? – PetteriP (*)

18:55 » Osoittaako h4bt4:ssä muuten huonoa makua määritellä $X_i = 1\{i\text{:nnellä heitolla saadaan kruuna}\}$, sitten $sm K$ vektorin X otoskeskiarvona (=eri tavoin kuin monisteen esimerkissä) ja sitten todeta, että keskeisen raja-arvolauseen nojalla tällä on eräs normaalijakauma? Ja sitten tarkastella $sm:aa K-1/2$ ja soveltaa tähän z -testiä? Minusta se tuntui jotenkin luontevammalta/suoraviivaisemmalta/tiiviimmältä reitiltä kuin kulkea binomijakauman kautta.

21:02 » 18:55: ei mitenkään ole "huonoa makua", sillä sehän on koko normaaliapproksimointi homman "juju" :) Ainoastaan jos n on liian pieni, voi approksimaatio olla liian epätarkka. – PetteriP (*)