

Øving 7, ST1301

Oppgave 1 Lag en funksjon som simulerer eksponentielt fordelte variable ved hjelp av inversjonsmetoden.

Oppgave 2 Anta at t_1, t_2, \dots, t_n er uavhengige gammafordelte variable. Beregn sannsynlighetsmaksimeringsestimatene av parameterne λ og r ved hjelp av funksjonen `optim`. Bruk samme data som i øving 6.

Oppgave 3 *Beregn teststyrke ved å simulere. Hvordan påvirkes teststyrken av a priori kunnskap.*

Anta at X_1, X_2, \dots, X_n er et tilfeldig utvalg med størrelse $n = 5$ fra normalfordelingen med parametere μ og σ^2 . Anta at en forsker ønsker å teste nullhypotesen $H_0 : \mu = 0$ mot alternativ hypotese $H_1 : \mu \geq 0$.

Anta først at forskeren vet at variansen er lik $\sigma^2 = 1$. Hvilken testobservator skal forskeren da bruke? Hva blir kritisk verdi dersom vi velger $\alpha = 0.05$ som signifikansnivå? Finn så teststyrken til testen ved å simulere fordelingen til testobservatoren under H_1 med μ valgt lik 0.5.

Hva slags testobservator skal forskeren bruke dersom hun ikke kjenner σ^2 ? Hva blir kritisk verdi? Finn teststyrken i dette tilfelle under antakelsen at $\sigma^2 = 1$ og $\mu = 0.5$, ved å simulere fordelingen til testobservatoren under H_1 .

Hvordan påvirker forskerens kunnskap om σ^2 teststyrken? Virker dette rimelig?

Lag et histogram av fordelingen til testobservatoren under H_1 . Fordelingen kalles ikke-sentral Student t -fordeling.

Oppgave 4 *Utvalgsstørrelse og teststyrke*

I følge Persi Diaconis, professor i matematikk og statistikk ved Stanford (referert i Dagbladet 6. mars.¹) er utfallene i myntkastserier ikke tilfeldige. Det blir påstått at sannsynligheten for at utfallet i et gitt myntkast er lik resultatet i forrige kast er $p = 0.51$ (H_1).

Videre påstås det at en må kaste kron og mynt 10000 ganger for å påvise en slik grad av "ikke-tilfeldighet".

La Bernoullivariablene W_1, W_2, \dots, W_{n+1} representere utfallet av myntkastserien. La $I(A)$ være en indikatorvariabel som tar verdi 1 når hendelsen A inntreffer og 0 ellers.

Definer $Y_i = I(\{W_i = W_{i+1}\})$ for $i = 1, 2, \dots, n$ og la $X = \sum Y_i$, altså antall kast med samme utfall som i forrige kast. Om modellen over er riktig

¹<http://www.dagbladet.no/kunnskap/2004/03/05/392621.html>

og W_i kun avhenger av W_{i-1} følger det da at X er binomisk fordelt med parameter $p = 0.51$ og n .

Vis at sannsynligheten for å forkaste nullhypotesen $H_0 : p = p_0$ til fordel for $H_1 : p > p_0$ gitt at $H_1 : p > p_0$ er sann (teststyrken) uttrykt ved n , p , p_0 og signifikansnivået α for binomisk fordelte data blir

$$\beta = 1 - \Phi \left(\frac{p_0 - p}{\sqrt{p(1-p)}/n} + z_\alpha \sqrt{\frac{p_0(1-p_0)}{p(1-p)}} \right) \quad (1)$$

hvor Φ er kumulativ tetthet for standardnormalfordelingen (funksjonen `pnorm` i R). Hint: du trenger først å finne et uttrykk for kritisk verdi til testen (basert på testobservatorens fordeling under H_0) for deretter å finne sannsynligheten under H_1 for forkastning.

Programmer en funksjon med navn `teststyrke` som tar n , p , α og p_0 som argumenter og som returnerer teststyrken gitt ved uttrykket over.

Lag et plot av styrkefunksjonen (teststyrken som funksjon av p) for $p_0 = 1/2$, $n = 10000$, og $\alpha = 0.05$ og for $0.50 \leq p \leq 0.52$.

I stedet for å regne utvalgstørrelsen n som gitt og teststyrken β som en funksjon av denne kan vi i stedet ønske å finne utvalgstørrelsen n som er nødvendig for å oppnå en gitt teststyrke β . Løs ligning (1) med hensyn på n og programmer en funksjon som beregner n som funksjon av β , α , p og p_0 . Hint: Finnes ϕ^{-1} som noen funksjon i R?

Beregn så hvilken utvalgstørrelse som er nødvendig dersom vi med 80% sannsynlighet skal forkaste H_0 gitt at $p = 0.51$ og vi har valgt signifikansnivået lik $\alpha = 0.05$?