

Statistik och sannolikhetslära, TNIU66

Tentamen, 7 juni 2021, Svar och lösningsskisser

- (a) Medelvärde kan fås $(17 \cdot 5 + 15 \cdot 4 + 5 \cdot 3 + 0 \cdot 2 + 2 \cdot 1)/39 \approx 4,15$. (b) Medianvärdet är det mittersta värdet, dvs värde nummer $(39 + 1)/2 = 20$. Det 20:e värdet är 4. (c) Populationsstandardavvikelsen ges av $\sqrt{(17(5 - 4,15)^2 + 15(4 - 4,15)^2 + 5(3 - 4,15)^2 + 2(1 - 4,15)^2)/39} \approx 1,001$. Stickprovsstandardavvikelsen ges på motsvarande sätt av $\sqrt{(17(5 - 4,15)^2 + 15(4 - 4,15)^2 + 5(3 - 4,15)^2 + 2(1 - 4,15)^2)/(39 - 1)} \approx 1,014$.
- (a) Endast f_1 duger som täthetsfunktion, den uppfyller både $f_1(x) \geq 0$ för alla x och $\int_{-\infty}^{\infty} f_1(x) dx = 1$. Funktionen f_2 tar negativa värden medan ingen av övriga funktioner integrerar till 1, dvs $\int_{-\infty}^{\infty} f_i(x) dx \neq 1$ för $i = 3, 4, 5$. (b) $\mu = \int_{-\infty}^{\infty} x f_1(x) dx = 0$, $\sigma = \sqrt{\int_{-\infty}^{\infty} x^2 f_1(x) dx - \mu^2} = \sqrt{5/96} \approx 0,228$.
- (a) Vi har slumpvariabel $X \sim N(\mu = 100, \sigma = 15)$. $\Pr(X > 120) = \Pr(Z > (120 - 100)/15) = 1 - \Pr(Z < 1,33) = 0,09176$. (b) Nu har vi X_1, X_2, X_3 oberoende slumpvariabler fördelade på samma sätt som X ovan. Då blir $Y = (X_1 + X_2 + X_3)/3 \sim N(\mu_Y = \mu, \sigma_Y = \sigma/\sqrt{3}) = N(\mu_Y = 100, \sigma_Y = 8,66)$. Då blir $\Pr(Y > 120) = \Pr(Z > (120 - 100)/8,66) = 1 - \Pr(Z < 2,31) = 0,01044$.
- (a) Punktskattningen är $p = 8/40 = 0,20$. Med $n = 40$, stickprovet draget som ett OSU och $np(1 - p) = 6,4 > 5$ följer att vi kan använda vår vanliga metodik. Konfidensnivån 90% ger $1 - \alpha = 0,90$ och från tabell $z_{1-\alpha/2} = z_{0,95} = 1,645$. Dubbelsidigt konfidensintervall fås som $p \pm z_{1-\alpha/2} \sqrt{p(1-p)/n}$ vilket till sist ger intervallet $0,096 < \pi < 0,304$ för den sanna andelen π som skulle rösta på Piratpartiet. (b) Felmarginalen är det som står efter "±" i uttrycket ovan, och påverkas med andra ord inte av populationens storlek. Miriam och Roger kan därmed fortsätta med samma stickprovsstorlek.
- Här har vi att göra med en enkelsidig hypotesprövning för populationsandel. Stickprovet är draget som ett OSU och har storleken $n = 400$, punktskattningen är $p = 34/400 = 0,085$, vilket ska jämföras med resultatet i senaste valet $\pi_0 = 0,07$. Eftersom det är en enkelsidig prövning, vi vill veta om p är så pass mycket större än π_0 att ökningen är statistiskt säkerställd, så sätter vi nollhypotesen till $H_0 : \pi = \pi_0$ och mothypotesen till $H_a : \pi > \pi_0$. Eftersom $np(1-p) = 31,1 > 5$ kan vi använda vår vanliga metod och beräknar testvariabeln $z = (p - \pi_0)/\sqrt{\pi_0(1-\pi_0)/n} = 1,1758$. Denna ska eftersom signifikansnivån $\alpha = 0,10$ jämföras med tabellvärdet $z_{1-\alpha} = 1,282$. Eftersom $z < z_{1-\alpha}$ följer att nollhypotesen *inte* kan förkastas, och därmed att Piratpartiets ökning *inte* är statistiskt säkerställd (på nivån 10%).
- (a) Riktningskoefficienten b_1 är lutningen för kurvan, k -värdet i räta linjens ekvation, och kan ta vilket värde som helst ($-\infty < b_1 < \infty$). Här blir då $b_1^{(1)} < b_1^{(2)} < b_1^{(4)} < b_1^{(3)}$ (faktiska värden $-1,0 < -0,1 < 1,0 < 2,0$). (b) Korrelationskoefficienten r uppfyller alltid $-1 \leq r \leq 1$ och dess absolutbelopp $|r|$ är ett mått på hur väl punkterna ligger längs en rät linje. Det gäller att $r < 0$ om riktningskoefficienten $b_1 < 0$ och motsvarande $r > 0$ om $b_1 > 0$. Här blir då $r^{(2)} < r^{(1)} < r^{(3)} < r^{(4)}$ (faktiska värden $-0,9982 < -0,8386 < 0,3019 < 0,9986$).