「統計学序論 改訂版」第 2 版第 1 刷の正誤表

2018 年 4 月 16 日

頁	行	誤	正
		第 1 章	
p.10	l.7	$\bar{x} = \frac{1}{30}\sum_{i=1}^{30} x_i = \frac{1}{30}(20 + 90 + \cdots + 60)$	$\bar{x} = \frac{1}{30}\sum_{i=1}^{30} x_i = \frac{1}{30}(5 + 5 + \cdots + 170)$
p.11	l.6	$\tilde{x} = x_{(\frac{30+1}{2})} = \frac{x_{(15)} + x_{(16)}}{2} = \frac{30+40}{2} = 35$	$\tilde{x} = x_{(\frac{30+1}{2})} = \frac{x_{(15)} + x_{(16)}}{2} = \frac{30+30}{2} = 30$
p.12	l.13	$1 : 3$ に内分する点	$3 : 1$ に内分する点
p.12	l.14	$Q1 = x_{(5.75)} = \frac{3x_{(5)} + x_{(6)}}{4}$	$Q1 = x_{(5.75)} = \frac{x_{(5)} + 3x_{(6)}}{4}$
p.15	l.2	$\bar{x} = \frac{1}{30}\sum_{i=1}^{30} x_i = \frac{1}{30}\{20 + 90 + \cdots + 60\}$	$\bar{x} = \frac{1}{30}\sum_{i=1}^{30} x_i = \frac{1}{30}(5 + 5 + \cdots + 170)$
p.15	l.4	$\frac{1}{30}\sum_{i=1}^{30} x_i^2 - \bar{x}^2 = \frac{1}{30}\{20^2 + \cdots + 60^2\} - 49.67^2 = 2112.891$	$\frac{1}{30}\sum_{i=1}^{30} x_i^2 - \bar{x}^2 = \frac{1}{30}\{5^2 + \cdots + 170^2\} - 49.67^2 = 2113.222$
p.15	l.5	$s = \sqrt{s^2} = \sqrt{2112.891}$	$s = \sqrt{s^2} = \sqrt{2113.222}$
		第 2 章	
p.32	l.10	$P(A \cap B) = P(B)P(A\|B)$	$P(A \cap B) = P(A)P(B\|A)$
p.32	ll.1	乗事象	積事象
p.33	ll.2	$\Omega = \bigcup_{i=0}^{n} A_i$	$\Omega = \bigcup_{i=1}^{n} A_i$
p.34	l.7	$= (A_1 \cap B) \cup (A_2 \cap B) \cup \cdots = \cup(A_n \cap B)$	$= (A_1 \cap B) \cup (A_2 \cap B) \cup \cdots \cup (A_n \cap B)$
p.34	l.9	$P(B) = P(A_1 \cap B) + (A_2 \cap B) + \cdots + P(A_n \cap B)$	$P(B) = P(A_1 \cap B) + P(A_2 \cap B) + \cdots + P(A_n \cap B)$
p.35	l.4	2.3.5　反復事象	2.3.5　反復試行
p.35	l.5	一定の確率 p で出現する事象が，独立に繰り返し観測されるとき，この事象を**反復事象**という．統計で扱う問題には，この反復事象としてとらえることが出来る問題が多く，不良品の出現なども反復事象として考えることができる．	一定の確率 p で成功が出現する試行を，独立に繰り返し行なうとき，この試行を**反復試行**という．統計学で扱う問題には，この反復試行としてとらえることが出来る問題が多く，不良品の出現なども反復試行として考えることができる．
		第 3 章	
p.40	l.4	$x_1 < x_2$ ならば $F(x_1) < F(x_2)$	$x_1 < x_2$ ならば $F(x_1) \leq F(x_2)$
p.44	l.4	$V(X) = \sum_{i=1}^{n}(x_i - \mu)^2 p_i$	$V(X) = \sum_{i=1}^{\infty}(x_i - \mu)^2 p_i$
p.44	l.14	$V(X) = \sum_{i=1}^{n} x_i^2 p_i - \mu^2$	$V(X) = \sum_{i=1}^{\infty} x_i^2 p_i - \mu^2$
p.56	l.14	$g(\theta) = E\left(e^{\theta X}\right) = \sum_{k=0}^{n} e^{\theta k}\frac{e^{-\lambda}\lambda^k}{k!} = e^{-\lambda}\sum_{k=0}^{n}\frac{(\lambda e^{\theta})^k}{k!} = e^{-\lambda}e^{\lambda e^{\theta}} = e^{-\lambda(1-e^{\theta})}$	$g(\theta) = E\left(e^{\theta X}\right) = \sum_{k=0}^{\infty} e^{\theta k}\frac{e^{-\lambda}\lambda^k}{k!} = e^{-\lambda}\sum_{k=0}^{\infty}\frac{(\lambda e^{\theta})^k}{k!} = e^{-\lambda}e^{\lambda e^{\theta}} = e^{-\lambda(1-e^{\theta})}$
		第 5 章	
p.75	ll.4	$E(X^2) = \sum_{i=1}^{2} x_i^2 P(X = x_i) = 1^2 \times 0.3 + 2^2 \times 0.7 - 1.7^2 = 3.1$	$E(X^2) = \sum_{i=1}^{2} x_i^2 P(X = x_i) = 1^2 \times 0.3 + 2^2 \times 0.7 = 3.1$

頁	誤	正
	第 6 章	
p.102 ll.6	である．また，$$\frac{\sum_{i=1}^{n}(X_i-\bar{X})^2}{\sigma^2}$$である．	であり，$\bar{X}\sim N(\mu,\sigma^2/n)$ より $\dfrac{(\bar{X}-\mu)^2}{\sigma^2/n}\sim\chi^2_1$ であることと χ^2分布の再生性より$$\frac{\sum_{i=1}^{n}(X_i-\bar{X})^2}{\sigma^2}\sim\chi^2_{n-1}$$であると考えられる (厳密な証明は本書の内容を超えるので扱わない)．
	第 7 章	
p.115 図	$N(0,\ 1)$ の上側 $100\alpha\%$点 $u(\alpha)$	$N(0,\ 1)$ の上側 $100\alpha\%$点 z_α
p.119 ll.7	(誤) $\left[\dfrac{19\times0.58}{32.85},\ \dfrac{19\times0.58}{8.907}\right]=[0.3349\cdots,\ 1.2368\cdots]\fallingdotseq[0.33,\ 1.23]$ (正) $=\left[\dfrac{19\times0.58}{32.85},\ \dfrac{19\times0.58}{8.907}\right]=[0.334\cdots,\ 1.236\cdots]\fallingdotseq[0.33,\ 1.23]$	
p.126 l.5	母分散が σ^2 の	母分散 σ^2 の
	第 8 章	
p.131 ll.3	【例題 8.1】 問題及び解答の大幅修正 (次頁に記載)	
p.133 l.17	(1) $\mu\neq25$ であることを有意水準	$\mu\neq25$ といえるかどうか有意水準
p.134 l.5	$$T_0=\frac{\bar{x}-\mu_0}{U/\sqrt{n}}=\frac{28.5-25}{4.5/\sqrt{10}}=2.45\in R$$よって，仮説 H_0 は棄却される．つまり，母平均 $\mu\neq25$ といえる．	$$T_0=\frac{\bar{x}-\mu_0}{U/\sqrt{n}}=\frac{28.5-25}{5.2/\sqrt{10}}=2.12\notin R$$よって，仮説 H_0 は棄却されない．母平均 $\mu\neq25$ とはいえない．
p.134 ll.1	検定統計量の実現値 $\chi^2_0=\dfrac{(n-1)U^2}{\sigma_0^2}$ を	検定統計量の実現値 $T_0=\dfrac{(n-1)U^2}{\sigma_0^2}$ を
p.155 ll.4	有意水準 $\alpha=0.01$ で検定せよ．	有意水準 $\alpha=0.025$ で検定せよ．
p.157 8.5(2)	有意水準 $\alpha=0.01$ で検定せよ．	有意水準 $\alpha=0.05$ で検定せよ．

第 8 章

【例題 8.1】 の修正　正規母集団 $N(\mu, 5^2)$ から，大きさ $n = 10$ の任意標本を抽出し，標本平均 $\bar{x} = 28.5$ であった．母分散 $\sigma^2 = 5$ であることがわかっているとき

(1) $\mu = 25$ であると考えられるか，有意水準 5 %で検定せよ．

(2) $\mu > 25$ であるといえるか，有意水準 5 %で検定せよ．

解：

(1)　1) 仮説と有意水準の設定
有意水準 $\alpha = 0.05$ に対して両側検定を採用する．

$$\begin{cases} \text{帰無仮説 } H_0: \ \mu = 25 \\ \text{対立仮説 } H_1: \ \mu \neq 25 \end{cases}$$

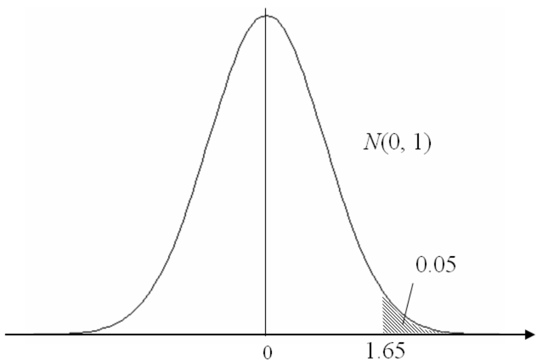
2) 母分散が既知 $\sigma^2 = 5^2$ であるので，
H_0 の下で，検定統計量は

$$T = \frac{\bar{X} - \mu_0}{\sigma_0/\sqrt{n}} \sim N(0, 1)$$

有意水準 $\alpha = 0.05$ に対する棄却域は，両側検定であるから

$$\begin{aligned} R &= \{T |\ T \in (-\infty, -z_{0.025}) \cup (z_{0.025}, +\infty)\} \\ &= \{T |\ T \in (-\infty, -1.96) \cup (1.96, +\infty)\} \end{aligned}$$

である．



3) 検定統計量の実現値を計算すると

$$T_0 = \frac{\bar{x} - \mu_0}{\sigma_0/\sqrt{n}} = \frac{28.5 - 25}{5/\sqrt{10}} = 2.21 \in R$$

よって，仮説 H_0 は棄却される．母平均 $\mu \neq 25$ と考えられる．■

(2)　1) 有意水準 $\alpha = 0.05$ に対して左肩側検定を採用する．

$$\begin{cases} \text{帰無仮説 } H_0: \ \mu = 25 \\ \text{対立仮説 } H_1: \ \mu > 25 \end{cases}$$

2) H_0 の下で，検定統計量は

$$T = \frac{\bar{X} - \mu_0}{\sigma_0/\sqrt{n}} \sim N(0, 1)$$

有意水準 $\alpha = 0.05$ に対する棄却域は，片側検定であるから

$$\begin{aligned} R &= \{T |\ T \in (-\infty, -z_{0.05}) \cup (z_{0.05}, +\infty)\} \\ &= \{T |\ T \in (-\infty, -1.64) \cup (1.64, +\infty)\} \end{aligned}$$

である．

3) 検定統計量の実現値を計算すると

$$T_0 = \frac{\bar{x} - \mu_0}{\sigma_0/\sqrt{n}} = \frac{28.5 - 25}{5/\sqrt{10}} = 2.21 \in R$$

よって，仮説 H_0 は棄却される．母平均 $\mu \neq 25$ と考えられる．■