
UNIVERSITI SAINS MALAYSIA

First Semester Examination
Academic Session 2011/2012

January 2012

MAT 363 – Statistical Inference
[Pentaabiran Statistik]

Duration : 3 hours
[Masa : 3 jam]

Please check that this examination paper consists of EIGHT pages of printed material before you begin the examination.

[Sila pastikan bahawa kertas peperiksaan ini mengandungi LAPAN muka surat yang bercetak sebelum anda memulakan peperiksaan ini.]

Instructions: Answer all four [4] questions.

Arahan: Jawab semua empat [4] soalan.]

In the event of any discrepancies, the English version shall be used.

[Sekiranya terdapat sebarang percanggahan pada soalan peperiksaan, versi Bahasa Inggeris hendaklah diguna pakai].

1. (a) Find the 25th percentile of the distribution having probability density function (pdf)

$$f(x) = \frac{|x|}{4}, -2 < x < 2.$$

[20 marks]

(b) Let X have the pdf $f(x) = \frac{1}{\pi(1+x^2)}$, $-\infty < x < \infty$, that is symmetric at $x = 0$.

Why is $E(X)$ not equal to zero?

[20 marks]

(c) Let X and Y have the joint pdf $f(x, y) = 2e^{-(x+y)}$, $0 < x < y < \infty$. Find

(i) the conditional pdf of Y given $X = x$, i.e. $f_{Y|X}(y|x)$.

(ii) the conditional mean of Y given $X = x$, i.e. $E(Y|X = x)$.

[40 marks]

(d) Let X_1 and X_2 have the joint pdf $h(x_1, x_2) = 2e^{-x_1-x_2}$, $0 < x_1 < x_2 < \infty$. Find the joint pdf of $Y_1 = 2X_1$ and $Y_2 = X_2 - X_1$.

[20 marks]

1. (a) Cari persentil ke-25 untuk taburan yang mempunyai fungsi ketumpatan kebarangkalian (fkk)

$$f(x) = \frac{|x|}{4}, -2 < x < 2.$$

[20 markah]

(b) Biarkan X mempunyai fkk $f(x) = \frac{1}{\pi(1+x^2)}$, $-\infty < x < \infty$, iaitu bersimetri pada $x = 0$. Kenapa $E(X)$ bukan bersamaan dengan sifar?

[20 markah]

(c) Biarkan X dan Y mempunyai fkk tercantum $f(x, y) = 2e^{-(x+y)}$, $0 < x < y < \infty$. Cari

(i) fkk bersyarat Y diberi $X = x$, iaitu $f_{Y|X}(y|x)$.

(ii) min bersyarat Y diberi $X = x$, iaitu $E(Y|X = x)$.

[40 markah]

(d) Biarkan X_1 dan X_2 mempunyai fkk tercantum $h(x_1, x_2) = 2e^{-x_1-x_2}$, $0 < x_1 < x_2 < \infty$. Cari fkk tercantum untuk $Y_1 = 2X_1$ dan $Y_2 = X_2 - X_1$.

[20 markah]

2. (a) If T has a t distribution with r degrees of freedom, find the distribution of T^2 using the relevant theorems.

[20 marks]

- (b) If X has an F distribution with v_1 and v_2 degrees of freedom, find the distribution of $\frac{1}{X}$ using the relevant theorems.

[20 marks]

- (c) Let $X_1, X_2, \dots, X_n, \dots$ represent a sequence of random variables such that X_n has the distribution function F_n and density function f_n . Find the limiting distribution of random variable X_n , where $X_n \sim N\left(1 - \frac{1}{n}, \frac{1}{n}\right)$.

[30 marks]

- (d) Let X be a random variable having a uniform distribution with pdf $f(x) = 1$, $0 < x < 1$. A random sample of size 4 is taken from a population having this distribution.

- (i) Let $Y_1 < Y_2 < Y_3 < Y_4$ represents the corresponding order statistics of this random sample. Find the joint pdf of Y_1 and Y_4 .
- (ii) By using the joint pdf of Y_1 and Y_4 in (i), find the probability that the range of this random sample is less than 0.5, i.e. $P[Y_4 - Y_1 < 0.5]$.

[30 marks]

2. (a) Jika T mempunyai taburan t dengan darjah kebebasan r , cari taburan untuk T^2 dengan menggunakan teorem-teorem berkaitan.

[20 markah]

- (b) Jika X mempunyai taburan F dengan darjah kebebasan v_1 dan v_2 , cari taburan untuk $\frac{1}{X}$ dengan menggunakan teorem-teorem berkaitan.

[20 markah]

- (c) Biarkan $X_1, X_2, \dots, X_n, \dots$ mewakili suatu jujukan pembolehubah rawak sedemikian sehingga X_n mempunyai fungsi taburan F_n dan fungsi ketumpatan f_n . Cari taburan penghad untuk pembolehubah rawak X_n , yang mana $X_n \sim N\left(1 - \frac{1}{n}, \frac{1}{n}\right)$.

[30 markah]

(d) Biarkan X sebagai suatu pembolehubah rawak yang mempunyai taburan seragam dengan fkk $f(x) = 1$, $0 < x < 1$. Suatu sampel rawak saiz 4 diambil daripada populasi yang mempunyai taburan ini.

- (i) Biarkan $Y_1 < Y_2 < Y_3 < Y_4$ mewakili statistik tertib yang sepadan untuk sampel rawak ini. Cari fkk tercantum untuk Y_1 dan Y_4 .
- (ii) Dengan menggunakan fkk tercantum untuk Y_1 dan Y_4 dalam (i), cari kebarangkalian bahawa julat untuk sampel rawak ini adalah kurang daripada 0.5, iaitu $P(Y_4 - Y_1 < 0.5)$.

[30 markah]

3. (a) Consider the following pdf:

$$f(x) = \frac{1}{6\theta^4} x^3 e^{-\frac{x}{\theta}}, \quad 0 < x < \infty, \quad 0 < \theta < 1.$$

- (i) Let X_1, X_2, \dots, X_n represent a random sample taken from a population with the above pdf. Find a complete and sufficient statistic for θ .
- (ii) Find the uniformly minimum variance of unbiased estimator (UMVUE) for θ using the Lehmann Scheffe's theorem.

$$\left[\text{Hint: } \Gamma(\alpha) = \int_0^\infty x^{\alpha-1} e^{-x} dx \right]$$

[30 marks]

(b) Assume that a random sample of size n is drawn from a population having probability mass function (pmf) $f_x(x) = \frac{\theta^{2x} e^{-\theta^2}}{x!}$, $x = 0, 1, 2, \dots$. Find the maximum likelihood estimator of θ .

[20 marks]

(c) Let X_1, X_2, \dots, X_n represent a random sample of size n from the Poisson distribution with pmf $f(x) = \frac{e^{-\lambda} \lambda^x}{x!}$, $x = 0, 1, 2, \dots$.

- (i) Find the Cramer-Rao lower bound for the variance of an unbiased estimator of λ .

$$(ii) \quad \text{Show that } \hat{\lambda} = \frac{\sum_{i=1}^n X_i}{n} \text{ is an efficient estimator for } \lambda.$$

[30 marks]

(d) Let X_1, X_2, \dots, X_n represents a random sample of size n from a normal $N(\mu, \sigma^2)$ distribution.

$$(i) \quad \text{Show that } \frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \mu)^2}{\sigma^2} \text{ is a pivotal quantity.}$$

- (ii) Construct a $100\gamma\%$ confidence interval for σ^2 using the pivotal quantity in (i).
[20 marks]

3. (a) Pertimbangkan fkk berikut:

$$f(x) = \frac{1}{6\theta^4} x^3 e^{-\frac{x}{\theta}}, \quad 0 < x < \infty, \quad 0 < \theta < 1.$$

- (i) Biarkan X_1, X_2, \dots, X_n mewakili suatu sampel rawak yang diambil daripada populasi dengan fkk di atas. Cari statistik cukup dan lengkap untuk θ .
(ii) Cari penganggar saksama bervarians minimum secara seragam (PSVMS) untuk θ dengan menggunakan teorem Lehmann Scheffe.

$$\left[\text{Petua : } \Gamma(\alpha) = \int_0^\infty x^{\alpha-1} e^{-x} dx \right]$$

[30 markah]

- (b) Andaikan bahawa suatu sampel rawak saiz n diambil daripada suatu populasi yang mempunyai fungsi jisim kebarangkalian (fjk) $f(x) = \frac{\theta^{2x} e^{-\theta^2}}{x!}, \quad x = 0, 1, 2, \dots$. Cari penganggar kebolehjadian maksimum untuk θ .

[20 markah]

- (c) Biarkan X_1, X_2, \dots, X_n mewakili suatu sampel rawak saiz n daripada taburan Poisson dengan fjk $f(x) = \frac{e^{-\lambda} \lambda^x}{x!}, \quad x = 0, 1, 2, \dots$.

- (i) Cari batas bawah Cramer-Rao untuk varians penganggar saksama λ .

- (ii) Tunjukkan bahawa $\hat{\lambda} = \frac{\sum_{i=1}^n X_i}{n}$ adalah penganggar cekap untuk λ .

[30 markah]

- (d) Biarkan X_1, X_2, \dots, X_n mewakili suatu sampel rawak saiz n daripada taburan normal $N(\mu, \sigma^2)$.

- (i) Tunjukkan bahawa $\frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \mu)^2}{\sigma^2}$ adalah suatu kuantiti pangsanian.

- (ii) Bina suatu selang keyakinan $100\gamma\%$ untuk σ^2 dengan menggunakan kuantiti pangsanian dalam (i).

[20 markah]

4. (a) If X_1, X_2, \dots, X_n is a random sample from the gamma distribution, i.e. $G(2, \theta)$ and

$\sum_{i=1}^n X_i$
the sample mean is $\bar{X} = \frac{\sum_{i=1}^n X_i}{n}$, find an approximate 100γ% confidence interval for θ when n is large.

[30 marks]

(b) Consider a distribution having a pmf $f(x; \theta) = \theta^x e^{-\theta}, x = 0, 1$. Let $H_0: \theta = \frac{1}{20}$

and $H_1: \theta > \frac{1}{20}$.

(i) Show that the uniformly most powerful (UMP) test of size α for testing H_0 versus H_1 is given by reject H_0 if and only if $\sum_{i=1}^n X_i \geq c$.

(ii) Use the central limit theorem to find a relationship between the constant c in (i) and sample size n of a random sample so that a UMP test of H_0 versus H_1 has a power function $\pi(\theta)$, with an approximate value of $\pi\left(\frac{1}{20}\right) = 0.05$.

[40 marks]

(c) Let X_1, X_2, \dots, X_n be a random sample of size n from the normal distribution, $N(\mu, 9)$. Find the likelihood ratio test for testing $H_0: \mu \leq \mu_0$ versus $H_1: \mu > \mu_0$.

[30 marks]

4. (a) Jika X_1, X_2, \dots, X_n ialah suatu sampel rawak daripada taburan gama, iaitu $G(2, \theta)$

$\sum_{i=1}^n X_i$
dan min sampel ialah $\bar{X} = \frac{\sum_{i=1}^n X_i}{n}$, cari selang keyakinan 100γ% hampiran untuk θ apabila n adalah besar.

[30 markah]

(b) Pertimbangkan suatu taburan yang mempunyai fjk $f(x; \theta) = \theta^x e^{-\theta}, x = 0, 1$.

Biarkan $H_0: \theta = \frac{1}{20}$ dan $H_1: \theta > \frac{1}{20}$.

(i) Tunjukkan bahawa ujian paling berkuasa secara seragam (PBS) saiz α untuk menguji H_0 lawan H_1 diberi oleh tolak H_0 jika dan hanya jika

$$\sum_{i=1}^n X_i \geq c.$$

- (ii) Gunakan teorem had memusat untuk mencari suatu hubungan antara pemalar c dalam (i) dan saiz sampel n supaya ujian PBS untuk H_0 lawan H_1 mempunyai fungsi kuasa $\pi(\theta)$, dengan nilai hampiran $\pi\left(\frac{1}{20}\right) = 0.05$.
[40 markah]
- (c) Biarkan X_1, X_2, \dots, X_n sebagai suatu sampel rawak saiz n daripada taburan mormal, $N(\mu, 9)$. Cari ujian nisbah kebolehjadian untuk menguji $H_0 : \mu \leq \mu_0$ lawan $H_1 : \mu > \mu_0$.
[30 markah]

APPENDIX / LAMPIRAN

Taburan	Fungsi Ketumpatan	Min	Varians	Fungsi Penjana Momen
Seragam Diskrit	$f(x) = \frac{1}{N} I_{\{0,1,\dots,N\}}(x)$	$\frac{N+1}{2}$	$\frac{N^2 - 1}{12}$	$\sum_{j=1}^N \frac{1}{N} e^{-\mu}$
Bernoulli	$f(x) = p^x q^{1-x} I_{\{0,1\}}(x)$	p	pq	$q + pe'$
Binomial	$f(x) = \binom{n}{x} p^x q^{n-x} I_{\{0,1,\dots,n\}}(x)$	np	$n pq$	$(q + pe')^n$
Geometri	$f(x) = pq^x I_{\{0,1,\dots\}}(x)$	$\frac{q}{p}$	$\frac{q}{p^2}$	$\frac{p}{1 - qe'}, qe' < 1$
Poisson	$f(x) = e^{-\lambda} \frac{\lambda^x}{x!} I_{\{0,1,\dots\}}(x)$	λ	λ	$\exp\{\lambda(e' - 1)\}$
Seragam	$f(x) = \frac{1}{b-a} I_{[a,b]}(x)$	$\frac{a+b}{2}$	$\frac{(b-a)^2}{12}$	$\frac{e^{bt} - e^{at}}{(b-a)t}, t \neq 0$
Normal	$f(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \exp\{-(x-\mu)^2 / 2\sigma^2\} I_{(-\infty, \infty)}(x)$	μ	σ^2	$\exp\{it\mu + (\sigma t)^2 / 2\}$
Eksponen	$f(x) = \lambda e^{-\lambda x} I_{[0, \infty)}(x)$	$\frac{1}{\lambda}$	$\frac{1}{\lambda^2}$	$\frac{\lambda}{\lambda-t}, t < \lambda$
Gamma	$f(x) = \frac{\lambda^\alpha}{\Gamma(\alpha)} e^{-\lambda x} x^{\alpha-1} I_{[0, \infty)}(x)$	$\frac{\alpha}{\lambda}$	$\frac{\alpha}{\lambda^2}$	$\left(\frac{\lambda}{\lambda-t}\right)^\alpha, t < \lambda$
Khi Kuasa Dua	$f(x) = \left(\frac{1}{2}\right)^{r/2} \frac{1}{\Gamma(r/2)} e^{-x/2} x^{(r/2)-1} I_{[0, \infty)}(x)$	r	$2r$	$\left(\frac{1}{1-2t}\right)^{r/2}, t < \frac{1}{2}$
Beta	$f(x) = \frac{\Gamma(\alpha+\beta)}{\Gamma(\alpha)\Gamma(\beta)} x^{\alpha-1} (1-x)^{\beta-1} I_{(0,1)}(x)$	$\frac{\alpha}{\alpha+\beta}$	$\frac{\alpha\beta}{(\alpha+\beta+1)(\alpha+\beta)^2}$	