



اسم المادة : احصاء رياضي

تجمع طلبة كلية التكنولوجيا والعلوم التطبيقية - جامعة القدس المفتوحة

acadeclub.com

وُجد هذا الموقع لتسهيل تعلمنا نحن طلبة كلية التكنولوجيا والعلوم التطبيقية وغيرها من خلال توفير وتجميع **كتب وملخصات وأسئلة سنوات سابقة** للمواد الخاصة بالكلية, بالإضافة لمجموعات خاصة بتواصل الطلاب لكافة المواد:

لِلوصول للموقع مباشرة اضغط **هنا**

وفقكم الله في دراستكم وأعانكم عليها ولا تنسوا فلسطين من الدعاء

اسم الطالب:
رقم الطالب:
تاريخ الامتحان:

مكتبة مرجع



اسم المقرر: الاحصاء الرياضي
رقم المقرر: (5462)1404
مدة الامتحان: ساعة ونصف
عدد الاسئلة: 6

-- نظري --

الامتحان التمهيدي للفصل الاول "1171"
2018/2017

- تعليمات الطالب:
1. يجب كتابة المعلومات المطلوبة عند في دفتر الاجابة وعلى ورقة الاسئلة.
 2. ضع رقم السؤال ورموز الاجابة الصحيحة للاسئلة الموضوعية (ان وجدت) على الجدول المخصص في دفتر الاجابة.
 3. ضع رقم السؤال للاسئلة المغالية واجب على دفتر الاجابة.

المسألة الأولى: (20 علامة)
ضع إشارة (✓) امام العبارة الصائبة وإشارة (X) امام العبارة الخاطئة ثم انقل رمز الاجابة الصحيحة على الجدول رقم (1) في دفتر الاجابة

- 1- يعتبر المقدار $\hat{\theta} = d(x_1, \dots, x_n)$ متغير عشوائي لانه عبارة عن دالة في مجموعة من المتغيرات العشوائية
- 2- اذا كان المقدار Y مقدار غير متحيز للمعلمة θ ، يسمى Y مقدراً فعالاً (كافاً) للمعلمة θ اذا وفقط اذا كان تباينه يساوي متباينة كرامر وراو $\text{Var}(Y) = \text{CRLB}$
- 3- يشار للمقدار $nE\left[\frac{\partial \ln f(x; \theta)}{\partial \theta}\right]^2$ بأنه عدد معلومات فشر حول θ
- 4- يشار للمقدار $E\left[\frac{\partial \ln f(x; \theta)}{\partial \theta}\right]^2$ بأنه معلومات فشر المستقاة من بيانات العينة x_1, \dots, x_n
- 5- سيكون تقدير الارحية العظمى للمعلمة θ هو القيمة $\hat{\theta}$ التي تجعل $L(\theta) = \prod_{i=1}^n f(x_i, \theta)$ اكبر ما يمكن
- 6- اذا كان $\hat{\theta}$ تمثل تقدير الارحية العظمى للمعلمة θ وكان $\mu(\theta)$ تمثل اقتران في θ فان $\mu(\hat{\theta})$ يمثل تقدير الارحية العظمى للاقتران $\mu(\theta)$
- 7- ان تقدير بيز للمعلمة θ هو ذلك التقدير d^* الذي يجعل متوسط المخاطرة اكبر ما يمكن.
- 8- ان احد مشاكل التقدير النقطي هي ان المقدار الناتج لا يعطينا أي معلومات عن درجة الدقة في التقدير الناتج كتقدير للمعلمة العشوائية في المجتمع.
- 9- اذا كانت x_1, \dots, x_n متغيرات عشوائية متناظرة مستقلة تتبع توزيع طبيعي $N(\mu, \sigma^2)$ بحيث $\mu = \theta_1$ ، $\sigma^2 = \theta_2$ فان $T = \sum_{i=1}^n (x_i - \mu)^2$ احصاء كاف للمعلمة θ_2 اذا كانت المعلمة $\theta_1 = \mu$ معلومة
- 10- اذا كان T احصاء كاف للمعلمة θ وكان V احصاء اخر للمعلمة θ لا يعتمد على T فان التوزيع الاحتمالي للاحصاء V لا يعتمد على θ .

المسألة الثانية: (30 علامة)

اختر الاجابة الصحيحة فيما يلي ثم انقلها الى الجدول (2) في دفتر الاجابة

1- اذا كان $S^{*2} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2$ مقدار متحيز للمعلمة σ^2 فان مقدار التحيز =

2- اذا كان المتغير $Y = \frac{(n-1)S^2}{\sigma^2}$ فان Y يتبع توزيع

3- اذا كان $f(x, \theta) = \frac{1}{\theta} e^{-\frac{x}{\theta}}$ ، $0 < x < \infty$ وكان $\hat{\theta} = \bar{X}$ هو تقدير الارحية العظمى للمعلمة θ فان تقدير الارحية العظمى للاقتران $u(\theta) = e^{-\frac{1}{\theta}}$ يساوي

ا- $u(\hat{\theta}) = \bar{X}$ ب- $u(\hat{\theta}) = \frac{1}{\bar{X}}$ ج- $u(\hat{\theta}) = e^{-\frac{1}{\bar{X}}}$ د- $u(\hat{\theta}) = e^{-\frac{1}{\bar{X}}}$

2020/8/12 22:27

4- التباين $V(d)$ لأي مقرر غير متحيز d للمعلمة θ يحقق المتباينة

$$V(d) \geq \frac{-1}{nE\left(\frac{d \ln f(x, \theta)}{d\theta}\right)^2} \quad \text{ب-}$$

$$V(d) \geq \frac{1}{nE\left(\frac{d \ln f(x, \theta)}{d\theta}\right)^2} \quad \text{أ-}$$

$$V(d) \geq \frac{-1}{nE\left(\frac{d^2 \ln f(x, \theta)}{d\theta^2}\right)^2} \quad \text{د-}$$

$$V(d) \geq \frac{1}{nE\left(\frac{d^2 \ln f(x, \theta)}{d\theta^2}\right)^2} \quad \text{ج-}$$

5- دالة الكثافة الاحتمالية $\pi(\theta)$ للمتغير العشوائي θ تسمى

أ- التوزيع القليلي ب- التوزيع البعدي ج- دالة الكثافة الاحتمالية المشتركة د- دالة الكثافة الاحتمالية الشرطية للمتغير العشوائي

6- يعرف التقدير الجيد من وجهة نظر بير بأنه التقدير الذي يجعل دالة الخطأ بصفة عامة

أ- أكبر ما يمكن ب- أقل ما يمكن ج- مساوية دالة الخسارة د- مساوية دالة المخاطرة

7- ان تقدير بير للمعلمة θ هو ذلك التقدير الذي يجعل أقل ما يمكن

أ- دالة الخطأ ب- دالة الخسارة ج- متوسط المخاطرة د- جميع ما ذكر

8- في حال افتراض ان دالة الخسارة تأخذ شكل الخطأ التربيعي فان متوسط المخاطرة لتقدير بير هو

أ- متوسط التوزيع البعدي ب- متوسط التوزيع القليلي ج- تباين التوزيع القليلي د- تباين التوزيع البعدي

9- إذا كانت x_1, \dots, x_n متغيرات عشوائية متناظرة مستقلة تتبع توزيع طبيعي $N(\mu, \sigma^2)$ بحيث $\mu = \theta_1, \sigma^2 = \theta_2$ فان احصاء كاف

مشترك للمعلمة $\theta = (\theta_1, \theta_2)$

أ- $T = (\bar{X}, S^2)$ ب- $T = \sum_{i=1}^n x_i$ ج- $T = \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2$ د- لا شيء مما ذكر

10- إذا كان X_1, \dots, X_n عينة عشوائية من التوزيع $f(x, \theta)$ فان دالة الارجحية العظمى تعطي بالعلاقة

أ- $L(\theta) = \prod_{i=1}^n f(x_i, \theta)$ ب- $L(\theta) = \sum_{i=1}^n f(x_i, \theta)$ ج- $L(\theta) = \sum_{i=1}^n \ln f(x_i, \theta)$ د- لا شيء مما ذكر

11- إذا كانت (a, b) هي 90% فترة ثقة للمعلمة θ فان $P(a < \theta < b)$ يساوي

أ- 0.05 ب- 0.1 ج- 0.9 د- 0.5

12- النظرية التي تنص على انه بالإمكان اثبات ان احصاء ما يكون كافياً للمعلمة θ إذا امكن تحليل دالة الارجحية وإعادة صياغتها على الصورة

$$f(x, \theta) = g\{T(x_1, \dots, x_n), \theta\}h(x_1, \dots, x_n)$$

أ- نظرية ليتمان- شيفلي ب- نظرية فشر- نيومان ج- نظرية راو-هلاكويل د- نظرية نيومان-بيرسون الأساسية

13- أي من التالية يعتبر عائلة كاملة

أ- ذات الحدين $X: B(n, \theta)$ ب- بواسون $X: P(\theta)$ ج- منتظم على الفترة (a, θ) و (a, ∞) د- جميع ما ذكر

14- لإيجاد تقدير بير للمعلمة θ يجب ان يكون لدينا

أ- كثافة احتمال مفردات العينة المشروطة بمعلومية والتوزيع القليلي للمعلمة θ

ب- كثافة الاحتمال المشتركة لكل معلمة والتوزيع القليلي للمعلمة θ

ج- التوزيع البعدي للمعلمة θ المشروطة بمعلومية مفردات العينة والتوزيع القليلي للمعلمة θ

د- كثافة احتمال مفردات العينة المشروطة بمعلومية والتوزيع البعدي ل θ المشروطة بمعلومية مفردات العينة

15- إذا كان X متغير عشوائي يتبع التوزيع الاحتمالي التالي $f(x, \theta) = \frac{1}{\theta}, 0 \leq x \leq \theta$ فان قيمة c التي تجعل المقدّر $d(x) = cX$ مقرر غير متحيز للمعلمة θ هي

أ- 1 ب- 2 ج- 1 د- 2

(15 علامة)

- أ- إذا كان X_1, X_2, \dots, X_n عينة من المشاهدات العشوائية من مجتمع يتبع التوزيع الأسّي $\text{EXP}(\theta)$ حيث $f(x, \theta) = \frac{1}{\theta} e^{-x/\theta}$ أثبت أن $T = \frac{1}{2}(\bar{x} + x_1)$ تقدير غير منحاز للمعطمة θ ثم اوجد تباين هذا المقدر (علامات 8)
- ب- إذا كان لدينا \bar{X} وسط عينة عشوائية من توزيع طبيعي $N(\mu, 9)$ جد قيمة n التي تجعل $P(\bar{X} - 1 < \mu < \bar{X} + 1) = 0.9$ (علامات 7)

السؤال الرابع:

(15 علامة)

- أ- إذا كانت X_1, \dots, X_n عينة عشوائية من توزيع يتبع التوزيع التالي $f(x, \theta) = (1-\theta)x^{-\theta}, 0 < x < 1$ اوجد تقدير الأرجحية العظمى للمعطمة θ (علامات 8)
- ب- إذا كان X_1, X_2, X_3 عينة عشوائية من توزيع بواسون $P(\lambda)$ أي المقدرين $\lambda_1 = \frac{1}{4}(X_1 + 2X_2 + X_3)$ و $\lambda_2 = \frac{1}{9}(4X_1 + 3X_2 + 2X_3)$ اكفا لتقدير المعطمة θ (علامات 7)

اجب عن احد السؤالين التاليين

السؤال الخامس:

(20 علامة)

- أ- إذا كان X_1, X_2 عينة من المشاهدات العشوائية حجمها $n=2$ من توزيع بواسون $P(\lambda)$ أثبت أن $T = X_1 + X_2$ هو احصاء كاف للمعطمة λ (علامات 14)
- ب- إذا كان لدينا X_1, X_2, \dots, X_n عينة عشوائية منتظمة من توزيع $f(x, \theta) = \frac{1}{\theta} e^{-x/\theta}$ جد تقدير العزوم للمعطمة θ ثم جد تقدير العزوم للمعطمة $\lambda = \frac{1}{\theta}$ (علامات 6)

السؤال السادس:

(20 علامة)

- أ- إذا كانت X_1, \dots, X_n عينة عشوائية من توزيع يتبع التوزيع التالي $f(x, \theta) = \theta x^{\theta-1}, 0 < x < 1$ أثبت أن $T = -\sum \log x_i$ احصاء كاف للمعطمة θ (علامات 7)
- ب- إذا كانت X_1, X_2, X_3, X_4 عينة عشوائية من توزيع يتبع التوزيع الطبيعي الذي وسطه الحسابي μ وتباينه 9 اوجد فترة ثقة 90% للمعطمة μ (علامات 13)

انتهت الأسئلة

09-2675931

اسم الطالب:
رقم الطالب:
تاريخ الامتحان:

مكتبة مصر
جامعة القدس المفتوحة
إجابة الامتحان التصفي
للغصن الاول "1171"
2018/2017

اسم المقرر: الاحصاء الرياضي
رقم المقرر: (5462)1404
مدة الامتحان: ساعة ونصف
عدد الاسئلة: 6

-- نظري --

جدول رقم (1)

اجابة السؤال رقم (1) من نوع (أجب بنعم أو لا) أو (√ أو ×) (20 علامة) (علامتان لكل فرع)

الفرع	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20
الصحيحة	نعم	نعم	لا	لا	نعم	نعم	لا	نعم	نعم	نعم										
الصفحة	9	19	22	22	28	35	46	54	99	107										

جدول رقم (2)

اجابة السؤال رقم (2) من نوع (اختيار من متعدد) (30 علامة) (علامتان لكل فرع)

الفرع	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20
الصحيحة	ب	ج	د	ا	ا	ب	ج	د	ا	ا	ج	ب	د	ا	د					
الصفحة	12	17	35	19	44	45	46	47	99	28		97	104	49	13					

(15 علامة)

السؤال الثالث

أ- إذا كان X_1, X_2, \dots, X_n عينة من المشاهدات العشوائية من مجتمع يتبع التوزيع الاسي $EXP(\theta)$ حيث $f(x, \theta) = \frac{1}{\theta} e^{-x/\theta}$

اثبت ان $T = \frac{1}{2}(\bar{x} + x_1)$ تقدير غير منحاز للمعلمة θ ثم اوجد تباين هذا المقدر (8 علامات)

$$f(x, \theta) = \frac{1}{\theta} e^{-x/\theta}, \quad x > 0, \quad \theta > 0$$

$$E(x) = \theta, \quad Var(x) = \theta^2$$

$$E(T) = E\left(\frac{1}{2}(\bar{x} + x_1)\right) = \frac{1}{2} E(\bar{x} + x_1) \quad (4 علامات)$$

$$= \frac{1}{2} [E(\bar{x}) + E(x_1)] = \frac{1}{2} (\theta + \theta) = \theta$$

T تقدير غير منحاز للمعلمة θ

$$Var(T) = Var\left(\frac{1}{2}(\bar{x} + x_1)\right) = \frac{1}{4} Var(\bar{x} + x_1) = \frac{1}{4} Var\left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i + \frac{n+1}{n} x_1\right)$$

$$= \frac{1}{4} \left[\frac{1}{n^2} \sum Var(x_i) + \frac{(n+1)^2}{n^2} Var(x_1) \right] = \frac{1}{4} \left[\frac{1}{n^2} \sum \theta^2 + \frac{(n+1)^2}{n^2} \theta^2 \right] \quad (4 علامات)$$

$$= \frac{1}{4} \left[\frac{n-1}{n^2} \theta^2 + \frac{(n+1)^2}{n^2} \theta^2 \right] = \frac{n+3}{4n} \theta^2$$

ب- إذا كان لدينا \bar{X} وسط عينة عشوائية من توزيع طبيعي $N(\mu, 9)$ جد قيمة n التي تجعل

(علامات 7)

$$P(\bar{X} - 1 < \mu < \bar{X} + 1) = 0.9$$

الحل:

$$P\left(\bar{X} - Z_{\alpha/2} \frac{\sigma}{\sqrt{n}} < \mu < \bar{X} + Z_{\alpha/2} \frac{\sigma}{\sqrt{n}}\right) = 1 - \alpha \quad (\text{علامتان})$$

$$\Rightarrow 1 - \alpha = 0.9 \Rightarrow \alpha = 0.1$$

$$\Rightarrow \frac{\alpha}{2} = 0.05 \Rightarrow Z_{0.05} = \pm 1.645 \quad (\text{علامتان})$$

$$1 = \frac{1.645 * 3}{\sqrt{n}} \Rightarrow \sqrt{n} = 1.645 * 3 = 4.935 \approx 5 \Rightarrow n = 25 \quad (\text{علامات 3})$$

(علامات 15)

المسألة الرابعة:

أ- إذا كانت X_1, \dots, X_n عينة عشوائية من توزيع يتبع التوزيع التالي $f(x, \theta) = (1 - \theta)x^{-\theta}, 0 < x < 1$ أوجد تقدير الأرجحية العظمى للمعنة θ (علامات 8)

$$\ln L(\theta) = \ln \left(\prod_{i=1}^n f(x_i, \theta) \right)$$

$$= \sum_{i=1}^n \ln f(x_i, \theta)$$

$$= \sum_{i=1}^n \ln [(1 - \theta)x_i^{-\theta}]$$

$$= n \ln (1 - \theta) - \theta \sum_{i=1}^n \ln x_i$$

$$\frac{d \ln L(\theta)}{d\theta} = \frac{d}{d\theta} \left(n \ln (1 - \theta) - \theta \sum_{i=1}^n \ln x_i \right)$$

$$= -\frac{n}{1 - \theta} - \sum_{i=1}^n \ln x_i$$

$$\frac{d \ln L(\theta)}{d\theta} = 0 = -\frac{n}{1 - \theta} - \sum_{i=1}^n \ln x_i \rightarrow \frac{1}{1 - \theta} = -\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \ln x_i \rightarrow \hat{\theta} = 1 + \frac{1}{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \ln x_i}$$

ب- إذا كان X_1, X_2, X_3 عينة عشوائية من توزيع بواسون $P(\lambda)$ ، في المقدرين $\hat{\lambda}_1 = \frac{1}{4}(X_1 + 2X_2 + X_3)$

(علامات 7)

$$\hat{\lambda}_2 = \frac{1}{9}(4X_1 + 3X_2 + 2X_3)$$

الحل:

$$E(\hat{\lambda}_1) = \frac{1}{4}(E(X_1) + 2E(X_2) + E(X_3)) = \frac{1}{4} * 4\lambda = \lambda$$

$$E(\hat{\lambda}_2) = \frac{1}{9}(4E(X_1) + 3E(X_2) + 2E(X_3)) = \frac{1}{9} * 9\lambda = \lambda$$

$$V(\hat{\lambda}_1) = \frac{1}{16}(V(X_1) + 4V(X_2) + V(X_3)) = \frac{1}{16} * 6\lambda = \frac{6}{16}\lambda = \frac{486}{1296}\lambda$$

$$V(\hat{\lambda}_2) = \frac{1}{81}(16V(X_1) + 9V(X_2) + 4V(X_3)) = \frac{1}{81} * 29\lambda = \frac{29}{81}\lambda = \frac{464}{1296}\lambda$$

$$\text{var}(\hat{\lambda}_2) < \text{var}(\hat{\lambda}_1) \Rightarrow \hat{\lambda}_2 \text{ أفضل من } \hat{\lambda}_1$$

2020/8/12 22:28

السؤال الخامس:

(20 علامة)

أ- إذا كان X_1, X_2 عينة من المشاهدات العشوائية حجمها $n=2$ من توزيع بواسون $P(\lambda)$ أثبت أن $T = X_1 + X_2$ هو احصاء كاف للمعلمة λ .

الحل:

(14 علامة)

$$f(x, \lambda) = \frac{\lambda e^{-\lambda}}{x!} \Rightarrow \prod_{i=1}^2 f(x_i, \lambda) = \prod_{i=1}^2 \frac{\lambda^1 e^{-\lambda}}{x_i!} = \frac{\lambda^{x_1+x_2} e^{-2\lambda}}{x_1! x_2!} \quad (3 علامات)$$

$$f(x_1, x_2, t, \lambda) = \frac{\lambda^t e^{-2\lambda}}{x_1! x_2!} \quad \Leftarrow T = x_1 + x_2 \quad \text{نفرض أن}$$

$$g(t, \lambda) = \frac{(2\lambda)^t e^{-2\lambda}}{t!} \quad \Leftarrow P(2\lambda) \quad \text{لكن } T = x_1 + x_2 \text{ يتبع توزيع بواسون}$$

(علامتان)

$$f(x_1, x_2 \mid T=t, \lambda) = \frac{\frac{\lambda^t e^{-2\lambda}}{x_1! x_2!}}{\frac{(2\lambda)^t e^{-2\lambda}}{t!}} = \frac{t!}{x_1! x_2!} \cdot \frac{1}{2^t} \quad (3 علامات)$$

(علامة)

$$x_2 = t - x_1 \quad \Leftarrow t = x_1 + x_2 \quad \text{لكن}$$

$$\Rightarrow f(x \mid T) = \frac{t!}{x_1! (t-x_1)!} \cdot \frac{1}{2^t} = \binom{t}{x_1} \cdot \frac{1}{2^t} \quad (3 علامات)$$

(علامة)

وهذا لا يعتمد على $\lambda \Leftarrow T = x_1 + x_2$ احصاء كاف

ب- إذا كان لدينا عينة عشوائية منتظمة من توزيع $f(x, \theta) = \frac{1}{\theta} e^{-\frac{x}{\theta}}$ جد تقدير العزوم للمعلمة θ ثم جد تقدير

(6 علامات)

$$\lambda = \frac{1}{\theta} \quad \text{العزوم للمعلمة}$$

الحل:

(علامة)

$$E(X) = \theta \quad \text{العزم الاول للمجتمع}$$

(علامة)

$$\bar{X} = \text{العزم الاول للعينة}$$

(علامتان)

$$\hat{\theta} = \bar{X} \quad \Leftarrow$$

(علامتان)

$$\lambda = \frac{1}{\hat{\theta}} = \frac{1}{\bar{X}} \quad \text{هو } \lambda = \frac{1}{\theta} \quad \text{تقدير العزوم للمعلمة}$$

السؤال السادس:

(20 علامة)

أ- إذا كانت X_1, \dots, X_n عينة عشوائية من توزيع يتبع التوزيع التالي $f(x, \theta) = \theta x^{\theta-1}, 0 < x < 1$ أثبت أن

(7 علامات)

$$T = -\sum \log x_i \quad \text{احصاء كاف للمعلمة } \theta$$

الحل:

(3 علامات)

$$f(x, \theta) = \theta \cdot \frac{\prod x_i^{\theta}}{\prod x_j}$$

(3 علامات)

$$h(t, \theta) = \frac{\theta^n}{\Gamma(n)} t^{n-1} \prod_{j=1}^n x_j^{\theta}$$

(علامة)

$$t = -\sum \log x_j, \quad f(t; \theta/t) = \frac{\Gamma(n)}{(\prod x_j)^{n-1}}$$

نجد انه خالي من θ لذا فإن $t = -\sum \log x_i$ احصاء كاف للمعلمة θ

ب- إذا كانت X_1, X_2, X_3, X_4 عينة عشوائية من توزيع يتبع التوزيع الطبيعي الذي وسطه الحسابي μ وتباينه 9 أوجد فترة ثقة 90% للمعلمة μ . (13 علامة)

الحل: تباين المجتمع معلوم \Rightarrow نستخدم Z .

$$Z = \frac{\bar{x} - \mu}{\sigma / \sqrt{n}} = \frac{\bar{x} - \mu}{3 / \sqrt{4}} = \frac{2(\bar{x} - \mu)}{3} \approx N(0,1) \quad (3 \text{ علامات})$$

$$P\left(-z_{\alpha/2} < \frac{\bar{x} - \mu}{3/2} < z_{\alpha/2}\right) = (1 - \alpha)\% = 90\% \quad (3 \text{ علامات})$$

$$P\left(-z_{\alpha/2}\left(\frac{3}{2}\right) < \bar{x} - \mu < z_{\alpha/2}\left(\frac{3}{2}\right)\right) = (1 - \alpha)\% = 90\%$$

$$P\left(\bar{x} - z_{\alpha/2}\left(\frac{3}{2}\right) < \mu < \bar{x} + z_{\alpha/2}\left(\frac{3}{2}\right)\right) = 0.9 \quad (3 \text{ علامات})$$

$$\alpha = 0.1 \Rightarrow \frac{\alpha}{2} = 0.05 \Rightarrow Z_{0.05} = 1.645 \quad (2 \text{ علامتان})$$

$$P\left(\bar{x} - 1.645\left(\frac{3}{2}\right) < \mu < \bar{x} + 1.645\left(\frac{3}{2}\right)\right) = 0.9 \quad (2 \text{ علامتان})$$

$$P(\bar{x} - 2.4675 < \mu < \bar{x} + 2.4675) = 0.9$$

انتهت الإجابة

09-2675931

اسم الطالب:
رقم الطالب:
تاريخ الامتحان:

مكتبة مرج



جامعة القدس المفتوحة
الامتحان النصلي البديل (غير المكتمل)
للفصل الثاني "1162" 2017/2016

اسم المقرر: الاحصاء الرياضي
رقم المقرر: 1404 (5462)
مدة الامتحان ساعة ونصف
عدد الأسئلة: ... (6)

نظري -

- عزيزي الطالب: (1) عباء كافة المعلومات عنك في دفتر الإجابة وعلى ورقة الأسئلة.
(2) ضع رقم السؤال ورمز الإجابة الصحيحة للأسئلة الموضوعية على الجدول المخصص في دفتر الإجابة.
(3) ضع رقم السؤال للأسئلة المقالية واجب على دفتر الإجابة.

السؤال الأول

(20 علامة)

ضع إشارة ✓ للعبارة الصحيحة و✗ للعبارة الخاطئة ثم انقل إجابتك وضعها في الجدول المخصص لها في دفتر الإجابة؟

(1) إذا كان X_1, X_2, \dots, X_n عينة عشوائية من توزيع بواسون $P(\theta)$ فإن \bar{X} مقدر غير متحيز للمعطة θ .

(2) إذا كان $d_1(X)$ اكفا من $d_2(X)$ إذا كان $V\{d_1(X)\} < V\{d_2(X)\}$.

(3) إذا كان X_1, X_2, \dots, X_n عينة عشوائية من توزيع بواسون $P(\theta)$ ، $\theta > 0$ فإن \bar{X} مقدر متنسق للمعطة θ .

(4) إن تقدير بيز للمعطة θ هو ذلك التقدير d^* الذي يجعل متوسط المخاطرة اكبر ما يمكن.

(5) إذا كانت المتغيرات تتبع توزيع ذات الحدين المنالب فإن \bar{X} هي احصاء كاف للمعطة θ .

(6) عزوم العينة لا تتقارب الى عزوم المجتمع

(7) من خواص المقدرات الجيدة صفة عدم التحيز التي تدل على ان توقع المقدر $d(x)$ يساوي المعطة المجهولة θ .

(8) من مميزات التقدير النقطي انه يعطينا أي معلومات عن درجة الدقة في التقدير الناتج كتقدير للمعطة المجهولة في المجتمع.

(9) إذا كان اقتران الكثافة الاحتمالية متصل نستخدم $E(\theta) = \int \theta f(x, \theta) dx$.

(10) إذا كانت r هي عينة دوال كثافة احتمال ذات الحدين المنالب فإن r عائلة كاملة.

السؤال الثاني:

(30 علامة)

اختر الإجابة الصحيحة ثم انقل إجابتك وضعها في الجدول المخصص لها في دفتر الإجابة؟

1. في توزيع ذات الحدين فإن نسبة النجاح $\hat{p} = \frac{X}{n}$ فإن \bar{X} مقدر غير متحيز للمعطة

(أ) p (ب) σ (ج) \bar{X} (د) $P(\theta)$

2. إذا كان $E(\theta) = \theta + b$ يسمى المقدر θ غير متحيز إذا كانت

(أ) $b = 0$ (ب) $b = 0$ (ج) $b = 1$ (د) $b = \theta$

(3) إذا كان $\hat{\theta}$ هو مقدر غير متحيز للمعطة θ فإن $\hat{\theta}^2$ هو مقدر

(أ) متحيز لمقدار θ (ب) غير متحيز لمقدار θ (ج) متحيز لمقدار $\sqrt{\theta}$ (د) غير متحيز لمقدار $\sqrt{\theta}$

(4) $V(\theta) =$

(أ) $E(\theta^2) + \theta^2$ (ب) $E(\theta^2) - \theta^2$ (ج) $E(\theta) + \theta$ (د) $E(\theta) - \theta$

(5) تمكن كرامر وراو في حساب الحد الأدنى لقيمة التباين تحت شروط نظامية معينة ووجدها معطاة

(أ) $S(\theta) = \frac{1}{E\left(\frac{\partial \ln f}{\partial \theta}\right)^2}$ (ب) $S(\theta) = \frac{1}{nE\left(\frac{\partial \ln f}{\partial \theta}\right)^2}$ (ج) $S(\theta) = \frac{1}{E\left(\frac{\partial \ln f}{\partial \theta}\right)}$ (د) $S(\theta) = \frac{1}{nE\left(\frac{\partial \ln f}{\partial \theta}\right)}$

6. في التوزيع المنتظم على الفترة $[M - \sqrt{3}\sigma, M + \sqrt{3}\sigma]$ يكون الاختران

(أ) $f = \frac{1}{M + \sqrt{3}\sigma}$ (ب) $f = \frac{1}{M - \sqrt{3}\sigma}$ (ج) $f = \frac{1}{M + 2\sqrt{3}\sigma}$ (د) $f = \frac{1}{2\sqrt{3}\sigma}$

7. إذا كانت $N = 25$ ، $\bar{X} = 20$ ، $\sigma = 1$ فإن فترة ثقة هي

(أ) (19.6, 20.4) (ب) (18.5, 19.5) (ج) (20.6, 21.6) (د) (17.3, 19.3)

2020/8/12 22:29

8. لا يوجد فترة ثقة 90% بأخذ قيمة $Z_{\alpha/2} = 1.645$ (أ) $Z_{\alpha/2} = 1.96$ (ب) $Z_{\alpha/2} = 2.33$ (ج) $Z_{\alpha/2} = -1.96$ (د)

9. إذا كان $f(x, \theta) = \theta(x)^{\theta-1}$ فإن $T = \sum \log x$ (أ) $\sum \log x$ (ب) $\sum x$ (ج) $\sum x^2$ (د)

10. إذا كانت $\theta \in (\alpha, \infty)$ ، $x \in [\alpha, \theta]$ فإن $r = \frac{1}{\theta - \alpha}$ (أ) $r = \frac{1}{\theta}$ (ب) $r = \frac{1}{\theta - \alpha}$ (ج) $r = \frac{1}{\theta + \alpha}$ (د)

11. أحد التوزيعات التالية توزيع بواسون $g(x) = \theta$ (أ) $g(x) = \theta^x$ (ب) $g(x) = \frac{e^{-\theta} \theta^x}{x!}$ (ج) $f = \theta^x (1 - \theta)^{1-x}$ (د)

12. إذا كانت X_1, X_2, \dots, X_n عينة عشوائية من التوزيع $N(\theta, n)$ (أ) $N(\theta, n)$ (ب) $N(\theta, 1/n)$ (ج) $N(\theta, n^2)$ (د)

13. دالة الكثافة الاحتمالية للمتغير العشوائي θ يرمز له: $f(x, \theta) = \frac{1}{\theta}$ ، $0 \leq x \leq \theta$ (أ) $f(x, \theta) = \frac{1}{\theta}$ (ب) $f(x, \theta) = \frac{1}{\theta^2}$ (ج) $f(x, \theta) = \frac{1}{\theta^3}$ (د)

14. في التوزيع ذات الحدين إذا كان $g(x) = \binom{n}{x} \theta^x (1-\theta)^{n-x}$ فإن $\frac{\partial \ln f}{\partial \theta} = 0$ (أ) $\frac{\partial \ln f}{\partial \theta} = 0$ (ب) $\frac{\partial \ln f}{\partial \theta} = 0$ (ج) $\frac{\partial \ln f}{\partial \theta} = 0$ (د)

15. إذا كان $f(x, \theta) = \theta x^{\theta-1}$ فإن $\frac{\partial \ln f}{\partial \theta} = \ln \theta - (\theta-1) \ln x$ (أ) $\ln \theta + (\theta-1) \ln x$ (ب) $\ln \theta - (\theta-1) \ln x$ (ج) $\ln \theta + (\theta-1) \ln x$ (د)

السؤال الثالث: $\frac{1}{\theta} - \ln x$ (أ) $\frac{1}{\theta} + \ln x$ (ب) $\frac{1}{\theta} - \ln x$ (ج) $\frac{1}{\theta} + \ln x$ (د)

1. أثبت أن تباين العينة $S^2 = \frac{1}{n-1} \sum (X_i - \bar{X})^2$ مقدر متنسق لتباين المجتمع σ^2 وذلك بالاعتماد على عينة من المشاهدات المتناظرة المستقلة من التوزيع الطبيعي.

(20 علامة)

2. باستخدام طريقة العزوم اوجد تقدير المعلمتين p و n للتوزيع ذو الكثافة الاحتمالية $B(n, p)$ وذلك بالاعتماد على العينة X_1, X_2, \dots, X_n من المتغيرات العشوائية المتناظرة المستقلة التي تأخذ القيم 0 و 1 والتي عددها n .

(10 علامة)

(10 علامة)

السؤال الرابع: إذا كانت $r = \frac{1}{\theta}$ فثبت أن r كاملة؟ $f(x, \theta) = \frac{e^{-\theta} \theta^x}{x!}$ ، $\theta \in (0, \infty)$ ، $x \in 0, 1, 2, \dots$

اجب عن احد السؤالين التاليين

(20 علامة)

السؤال الخامس: إذا كان X_1, X_2, \dots, X_n عينة عشوائية من مجتمع طبيعي متوسطه $N(\theta, 1)$ ، $-\infty < \theta < \infty$ اوجد تقدير الارجحية العظمى للمعلمة θ .

السؤال السادس

(20 علامة)

إذا كان X_1, X_2, \dots, X_n عينة عشوائية من مجتمع طبيعي متوسطه μ وتباينه σ^2 طور طريقة لتقدير μ باستخدام 90% فترة ثقة.



نظري --

(20 علامة)

السؤال الأول
ضع إشارة ✓ للعبارة الصحيحة و [X] للعبارة الخاطئة ثم انقل إجاباتك وضعها في الجدول المخصص لها في دفتر الإجابة؟

(علامتان لكل فرع)

الفرع	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
الإجابة	✓	✓	✓	[X]	✓	[X]	✓	[X]	✓	✓
الصفحة	10	18	16	45	102	37	63	54	10	109

(30 علامة)

السؤال الثاني:

(علامتان لكل فرع)

الفرع	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15
الإجابة	ا	ا	ا	ب	ب	ا	ا	ا	ب	ا	ب	ب	ا	ا	ب
الصفحة	12	9	13	17	18	31	56	62	94	106	10	96	44	105	68

(20 علامة)

السؤال الثالث:

(أ) أثبت ان تباين العينة $S^2 = \frac{1}{n-1} \sum (X_i - \bar{X})^2$ مفر متسق لتباين المجتمع σ^2 وذلك بالاعتماد على عينة من المشاهدات المتناظرة المستقلة من التوزيع الطبيعي

انحل: المتغير $Y_n = \frac{(n-1)S^2}{\sigma^2}$ يتبع توزيع χ^2_{n-1} وبالتالي فان

$$E(Y_n) = n-1 \quad V(Y_n) = 2(n-1)$$

$$E(S^2) = E\left(\frac{\sigma^2}{n-1} Y_n\right) = \frac{\sigma^2}{n-1} (n-1) = \sigma^2$$

(5 علامات)

$$V(S^2) = V\left(\frac{\sigma^2}{n-1} Y_n\right) = \frac{\sigma^4}{(n-1)^2} 2(n-1) = \frac{2\sigma^4}{n-1}$$

ويتطبيق نظرية تشبشيف ينتج ان $P\left[|S^2 - \sigma^2| > \frac{\sqrt{2}\sigma^2}{\sqrt{n-1}} \lambda\right] \leq \frac{1}{\lambda^2}$ (علامتان)

وبوضع $\lambda = (n-1)^{\frac{1}{4}}$ ينتج $P\left[|S^2 - \sigma^2| > \frac{\sqrt{2}\sigma^2}{(n-1)^{\frac{1}{4}}}\right] \leq \frac{1}{\sqrt{n-1}}$ (علامتان)

وعندما $n \rightarrow \infty$ فانه تنتج ان S^2 تتقارب احتماليا من σ^2 وبالتالي فان S^2 مفر متسق لتباين المجتمع σ^2 . (علامة)

(ب) باستخدام طريقة العزوم اوجد تقدير المعلمتين p و n للتوزيع ذو الكثافة الاحتمالية $B(n, p)$ وذلك بالاعتماد على العينة X_1, X_2, \dots, X_n من المتغيرات العشوائية المتناظرة المستقلة التي تتأخذ القيم 0, 1 والتي عددها n . (10 علامات)

(صفحة 43)

الحل: تقدير العزوم اوجد للمعلمتين p و \bar{n} يمكن ايجاده عن طريق

$$E(x) = np = \bar{x} = \frac{\sum x}{m} \quad (1)$$

(5 علامات)

$$V(x) = np(1-p) = S^2 = \frac{\sum (x - \bar{x})^2}{m} \quad (2)$$

وبحل المعادلتين في p و n يمكن ايجاد تقديري العزوم لهاتين المعلمتين

$$\bar{x}(1-p) = S^2 \Rightarrow (1-p) = \frac{S^2}{\bar{x}}$$

(5 علامات)

$$\hat{p} = 1 - \frac{S^2}{\bar{x}} = \frac{\bar{x} - S^2}{\bar{x}} \Rightarrow \hat{n} = \frac{\bar{x}}{\hat{p}} = \frac{\bar{x}}{\frac{\bar{x} - S^2}{\bar{x}}} = \frac{\bar{x}^2}{\bar{x} - S^2}$$

(10 علامة)

إذا كانت $r = \left\{ f(x, \theta) : f(x, \theta) = \frac{e^{-x\theta}}{x!} \quad \theta \in (0, \infty), x \in 0, 1, 2, \dots \right\}$ فثبت ان r كاملة ؟

$$\text{الحل: } E_{\theta} g(x) = \sum_{x=0}^{\infty} g(x) \cdot \frac{e^{-x\theta}}{x!} = e^{-\theta} \sum_{x=0}^{\infty} \frac{g(x)}{x!} \theta^x = 0$$

إذا كان $E_{\theta} g(x) = 0$

وذلك لقيم $\theta \in (0, \infty)$

وان $x \neq 0 \quad x = 0, 1, \dots$

وهذا يعني ان $g(x) = 0$ لقيم $x = 0, 1, \dots$ وبالتالي فإن r هي عائلة كاملة

اجب عن احد السؤالين التاليين

السؤال الخامس

(صفحة 35)

(20 علامة)

إذا كان X_1, X_2, \dots, X_n عينة عشوائية من مجتمع طبيعي متوسطه $N(\theta, 1)$ ، $-\infty < \theta < \infty$ اوجد تقدير الاحتمالية العظمى للمعلمة θ ؟

$$\text{الحل: } f(x, \theta) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(x-\theta)^2}{2}}$$

$$L(\theta) = \prod f = \left(\frac{1}{\sqrt{2\pi}} \right)^n e^{-\sum \frac{(x-\theta)^2}{2}}$$

$$\ln L(\theta) = -\frac{\sum (x-\theta)^2}{2} + \ln \left(\frac{1}{\sqrt{2\pi}} \right)^n$$

$$\frac{\partial \ln L(\theta)}{\partial \theta} = \frac{-2 \sum (x-\theta)}{2} (-1)$$

$$\sum x - n\theta = 0 \rightarrow \theta = \frac{\sum x}{n} = \bar{x}$$

(4 علامات لكل خطوة)

السؤال السادس

(صفحة 62)

(20 علامة)

إذا كان X_1, X_2, \dots, X_4 عينة عشوائية من مجتمع طبيعي متوسطه μ وتباينه 9 طور طريقة لتقدير μ باستخدام 90% فترة ثقة

الحل :

$$\bar{X} \sim N\left(\mu, \frac{9}{4}\right)$$

$$u = \frac{\bar{X} - \mu}{3/\sqrt{4}} = \frac{2(\bar{X} - \mu)}{3} \sim N(0,1)$$

$$P\{-1.645 \leq u \leq 1.645\} =$$

$$P\left\{-1.645 \leq \frac{\bar{X} - \mu}{3/2} \leq 1.645\right\} =$$

$$P\left\{\bar{X} - 1.645 \frac{3}{2} \leq \mu \leq \bar{X} + 1.645 \frac{3}{2}\right\} = 0.90$$

(4 علامات لكل خطوة)

انتهت الإجابة