

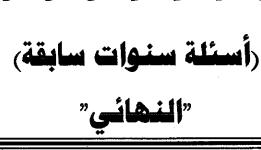
اسم المادة: احصاء رياضي

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:

للوصول للموقع مباشرة اضغط فنا

وفقكم الله في دراستكم وأعانكم عليها ولا تنسوا فلسطين من الدعاء





الإحصاء الرياضي

مكتبة بيسان للخدمات الجامعية قرب جامعة القدس المفتوحة /فرع نابلس (أسئلة سنوات سابقة / تعيينات/ ملخصات/مشاريع تخرج/ تصوير شخصي) للتواصل معنا:

عبر الهاتف: 092353708

تِابعوا صفحتنا على الفيس بوك :



مكتبة بيسان للخدمات الجامعية



مكتبة بيسان .. نتميّز عندما يتشابه الآخرون





بسم الله الرحمن الرحيم الله المحتمد الله المحتمد المح

اسم المقرر: احصاء رياضي...... رقم المقرر: 1404(5462)...... مدة الامتحان:ساعة ونصف......

عدد الاسئلة: ستة.....

عزيزي الطالب:

......

2018/2017 1. عبىء كافة المعلومات المطلوبة عنك في دفتر الاجابة وعلى ورقة الاسنلة.

2. ضع رقم السؤال ورموز الاجابة الصحيّحة للاسئلة الموضوّعية (ان وجدت) على الجدول المخصص في دفتر الإجابة

ضع رقم السوال للاسئلة المقالية واجب على دفتر الاجابة.

(20 علامة)

السؤال الأول:

أجب بنعم أم لا فيما يلي ثم انقل اجابتك الى الجدول المخصص لذلك:

خاصية MLR تعنى لها نسبة ارجحية وحيدة النمط.

 $L(\omega)$ الى النهاية العظمى للدالة ال ال $L(\omega)$ في الدوليل $L(\omega)$ الى النهاية العظمى الدالة الم

نرفض الفرضية العدمية كلما كانت النسبة $\lambda=\frac{L(\hat{\alpha})}{L(\hat{\Omega})}$ نرفض الفرضية العدمية كلما كانت النسبة $\lambda=\frac{L(\hat{\alpha})}{L(\hat{\Omega})}$

 H_0 المنطقة الحرجة هي المنطقة التي تحتوي على قيم دالة الاختبار الاحصائي التي تؤدي الى قبول H_0

. θ أذا كانت $X_1, X_2, X_3, \dots, X_n$ إذا كانت $X_1, X_2, X_3, \dots, X_n$ إذا كانت $X_1, X_2, X_3, \dots, X_n$ إذا كانت $X_1, X_2, X_3, \dots, X_n$

6) اختبار نسبة الارجحية العظمى يرمز له بالرمز LRT.

-1-lpha مستوى المعنوية يكون مساوياً للمقدار -1

 $-2\log \lambda > C$ الاختبار الاكثر فاعلية سيؤدي الى رفض الفرضية العدمية عندما تكون $\lambda > 0$

و) إذا كان X متغيرا عشوائيا يتبع توزيع جاما $\Gamma(\alpha,2)$ ، فان دالة الكثافة الاحتمالية للمتغير X تنتمي إلى عائلة التوزيعات الاسية ذات المعلمة الوحيدة.

، $f(x,\theta) = \frac{1}{\theta} e^{\frac{-x}{\theta}}$, $x > 0, \theta > 0$ اذا كانت $X_1, X_2, X_3, ..., X_n$ عينة عثلوائية من مجتمع دالة كثافته الاحتمالية $X_1, X_2, X_3, ..., X_n$

 $L(\hat{\Omega}) = \left(rac{1}{\overline{x}}
ight)^n e^{rac{\sum_x}{\overline{x}}}$ الفرضية $H_a: heta
eq heta_0$ مقابل الفرضية $H_0: heta = heta_0$

(30 علامة)

السؤال الثاني:

اختر الاجابة الصحيحة فيما يلي ثم انقل اجابتك الى الجدول المخصص لذلك

p(z < 1.96) اذا كان z متغير عشوائي يتبع التوزيع الطبيعي المعياري ، اوجد (1.96):

0.05 (ع 0.95 (ج 0.975 (ب 0.025 (۱ 0

 $x > \theta$ (2 x > 0 (2 $0 < x < \theta$ (4 0 < x < 1 (5)

) الخطأ من النوع الثاني هو: (3) الخطأ من النوع الثاني هو:

أ- احتمال رفض الفرضية الصفرية وهي صحيحة ب- احتمال رفض الفرضية الصفرية وهي خاطئة ج- احتمال قبول الفرضية الصفرية وهي صحيحة

eta) قوة الاختبار eta(heta) تعني :

أ- احتمال رفض $H_{_0}$ وهي صحيحة $H_{_0}$ ب- احتمال قبول $H_{_0}$ وهي صحيحة

ج- احتمال رفض H_0 وهي خاطئة د- احتمال قبول H_0 وهي خاطئة

قيد استخدام اختبار نسبة $f(x,\theta)=\theta^x(1-\theta)^{1-x}$, 0< x<1 عينة عشوائية من التوزيع $X_1,X_2,X_3...,X_n$ وعند استخدام اختبار نسبة الارجحية لاختبار الفرضية $H_0:\theta=\theta$ ضد الفرضية $H_0:\theta=\theta$ ضد الفرضية والمحدية لاختبار الفرضية والمحديدة، فان المحديدة الفرضية والمحديدة المحديدة المحديدة

 $\theta^{\sum x}(1-\theta)^{1-\sum x} \rightarrow \theta^{\sum x}(1-\theta)^{n-\sum x} \rightarrow \theta^{\sum x}(1-\theta)^{n-x} \rightarrow \theta^{x}(1-\theta)^{n-x} \rightarrow \theta^{x}(1-\theta)^{x} \rightarrow \theta^{x}(1-\theta)^{x} \rightarrow \theta^{x}(1-\theta)^{x} \rightarrow \theta^{x}(1-\theta)^{x} \rightarrow \theta^{x}(1-\theta$

(6) الاحصاء الغير متحيز بأقل تباين ممكن من بين مجموعة الاحصاءات غير المتحيزة للمعلمة هو:

أ- الاحصاء المتميز ب- الاحصاء الفعال ج- الاحصاء الوصفي د- الاحصاء الكامل

(7) مجموعة القيم الممكنة للمعلمة تِعرف على أنها:

أ- فضاء المعلمة ب- المقدر القعال ج- الكفاية د-الاختبار

1

(8) أي المتغيرات التالية لا تتمتع بخاصية MLR يكون لها نسبة ارجحية وحيدة النمط: ب- توزيع ذات الحدين ا- توزيع بواسون lpha= heta غير معلومة د توزيع جاما عندما تكون eta معلومة σ^2 , μ عير معلومة $x:N(heta,\sigma^2)$ يتبع توزيع: $x:N(0,\theta)$ فان $x:N(0,\theta)$ يتبع توزيع: (9) $\chi_n^2 - \varphi$ N(0,1)-z $\Gamma(\alpha,\beta)$ --:فان $B(1, \theta)$ متغیر عشوائي يتبع توزيع ذات الحدین X فان (10) $\theta \ge 0$ (ب $\theta \ge 1$ (2 θ≤1 (₹ $0 \le \theta \le 1$ (1) 53709 11) الاختبار الغير متحيز الاكثر فاعلية هو: د) لا شيء مما ذكر تع) UMPU (و UMP (₩ التوزيع الاحتمالي التقاربي للمقدار $2\log\lambda$ هو توزيع الحتمالي التقاربي المقدار $-2\log\lambda$ د) لا شيء مما ذكر F (ट اذا كان X متغير عشوائي يتبع توزيع ذات الحديث B(1, heta) فائه ايضاً يتبع توزيع Xد۔ لا شيء مما ذكر ج۔ کاي تربيع ب) بواسون أ) بيرنولى لايجاد $L(\hat{\Omega})$ في اختبار نسبة الارجحية يجب ايجاد: $L(\hat{\Omega})$ أ- تقدير الارجحية العظمى ب- فترة ثقة د۔ لا شيء مما ڏکر ج۔ تقدیر بیز 15) في اختبار نسبة الارجحية λ هي عبارة عن: د۔ لا شيء مما ڏکر ج۔ ٹابت أ- احصاء لا تعتمد على المعالم المجهولة ب- احصاء تعتمد على المعالم المجهولة (20 علامة) السوال التالث: اذا كانت $x_1, x_2,, x_n$ متغيرات عشوائية متناظرة مستقلة تتبع التوزيع الطبيعي $N(\mu, \sigma^2)$ وافترضُ أن σ اختبار الفرضية مقابل الفرضية μ_0 ، أثبت أن المنطقة الحرجة لاختبار نسبة الارجحية يمكن كتابتها على الصيغة H_{0} (10 علامات) اذا كان x يتبع التوزيع الطبيعي $N(\mu,\sigma^2)$ ، اذا كانت σ معلومة و $heta=\mu$ أثبت انه ينتمي لعائلة التوزيعات الاسية.

أجب عن أحد السؤالين التاليين

(20 علامة)

 $H_0: \theta = \theta_0$ الأكثر فاعلية MP ذو الحجم α للفرضيات MP الأكثر فاعلية

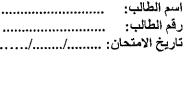
السوال الخامس:

انتهت الاسئلة

	من الرحيم	م الله الرج
3		عة القدسر
is:	ان النهاد	الامتد
	1171"	







ــ نظري ـــ

اسم المقرر: احصاء رياضه

عدد الاسئلة: ستة....

رقم المقرر: 1404 (5462)...... مدة الامتحان:ساعة ونصف...

يرجى قراءة الاجابة ادناه وتدقيقها وفي حال وجود اخطاء فيها يرجى ارسال التعديلات والاستفساراتالخ التي ترون انها بحاجة الى تعديل خلال 24 ساعة كحد أقصى من عقد الامتحان الى عمادة القبول والتسجيل والامتحانات على التّموذج الخاص بالاستفسارات ليتسنى لنا تعميمها على اعضاء هيئة التدريس قبل تصحيح الامتحان.

السؤال الاول: (20 علامة) أجب بنعم أم لا فيما يلي ثم انقل اجابتك الى الجدول المخصص لذلك

رمز الاجابة

السؤال الثاني: 30 علامة)

اختر الاجابة الصحيحة فيما يلى ثم انقل اجابتك الى الجدول المخصص لذلك رمز الاجابة

> السوال التالث: (20 علامة)

اذا كانت $x_1, x_2,, x_n$ متغيرات عشوائية متناظرة مستقلة تتبع التوزيع الطبيعي $N(\mu, \sigma^2)$ وافترضُ أن σ اختبار الفرضية مقابل الفرضية μ_0 ، أثبت أن المنطقة الحرجة لاختبار نسبة الارجحية يمكن كتابتها على الصيغة $H_0 heta = \mu_0$



$$\hat{\mu}_{\Omega} = \overline{x}, \quad \hat{\mu}_{\omega} = \mu_{0}$$

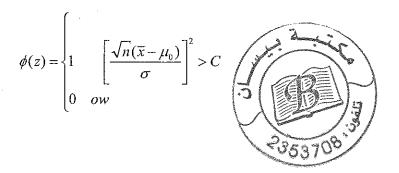
$$L(\hat{\Omega}) = \left(\frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma}}\right)^{n} \exp\left\{-\frac{1}{2\sigma^{2}} \sum_{i} (xi - \overline{x})^{2}\right\}$$

 $\left[\frac{\sqrt{n}(\overline{x}-\mu_0)}{\sigma}\right]^2$

$$L(\hat{\omega}) = \left(\frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma}}\right)^n \exp\left\{-\frac{1}{2\sigma^2}\sum (xi - \mu_0)^2\right\}$$

$$\begin{split} &\lambda = \left(\frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma}}\right)^n \exp\left\{-\frac{1}{2\sigma^2} \sum \left(xi - \overline{x}\right)^2\right\} \\ &= \exp\left\{\frac{-1}{2\sigma^2} \left[\sum x_j^2 - 2n\mu_0 \overline{x} + n\mu_0^2 - \sum xj^2 + n\overline{x}\right]\right\} \\ &= \exp\left\{\frac{-1}{2\sigma^2} \left[n\left(\overline{x}^2 - 2\mu_0 \overline{x} + \mu_0^2\right)\right]\right\} \end{split}$$

$$= \exp\left\{\frac{-n}{2\sigma^2}(\overline{x} - \mu_0)^2\right\}$$
$$-2\log \lambda = \frac{n}{\sigma^2}(\overline{x} - \mu_0)^2$$



السؤال الرابع: السؤال الزابع: الطبيعي $N(\mu,\sigma^2)$ ، اذا كانت σ معلومة و $\mu=\theta$ أثبت انه ينتمي لعائلة التوزيعات الاسية.

$$f(x;\theta) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma}} \exp\left(-\frac{\theta^2}{2\sigma^2}\right) \exp\left(\frac{\theta}{\sigma^2}x\right) \exp\left(-\frac{1}{2\sigma^2}x^2\right), \quad \theta \in \Re$$

$$C(\theta) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma}} \exp\left(-\frac{\theta^2}{2\sigma^2}\right), \quad Q(\theta) = \frac{\theta}{\sigma^2} \quad , T(x) = x, \quad h(x) = \exp\left(-\frac{1}{2\sigma^2}x^2\right)$$

أجب عن أحد السؤالين التاليين

افترض ان $B(1,\theta)$ وافرض ان مستقلة مستقلة مستقلة مستقلة الحدين الحدين افرض ان الفرض ال $H_0: heta=\theta_1$ الاختبار الاكثر فاعلية $H_0: heta=\theta_0$ ذو الحجم lpha وذلك لاختبار الفرضية العدمية العدمية العدمية العدمية العدمية المحتبار الاكثر فاعلية المحتبار المحتبار الفرضية المحتبار المحتبار الفرضية المحتبار المحتبار الفرضية المحتبار المحتبار

$$f(x,\theta i) = \theta^x (1 - \theta_i)^{1-x}, i = 0,1$$



$$R(z, \theta_0, \theta_1) = \frac{\theta_1^x (1 - \theta_1)^{n-x}}{\theta_0^x (1 - \theta_0)^{n-x}}$$

$$X = \sum Xi$$

$$\log R = X \log \frac{\theta_1^x}{\theta_0^x} + (n - x) \log \frac{(1 - \theta_1)}{(1 - \theta_0)}$$

$$X > C_0$$

$$C_0 = \begin{cases} \log C - n \log \frac{(1 - \theta_1)}{(1 - \theta_0)} \\ \log \frac{\theta_1 (1 - \theta_0)}{\theta_2 (1 - \theta_1)} \end{cases}$$

$$\phi(z =) \begin{cases} 1 & \sum xi > C_0 \\ \gamma & \sum xi = C_0 \\ 0 & O.W \end{cases}$$

20 علامة) اذا كانت $x_1, x_2,, x_n$ متغيرات عشوائية متناظرة مستقلة تتبع التوزيع الطبيعي $N(\theta,1)$ وافترض أن $\theta_0 < \theta_1$ أوجد الاختبار

 $H_0: heta = heta_0$ الاكثر فاعلية MP ذو الحجم lpha للفرضيات $\cdot H_1 : \theta = \theta_1$

$$f(x,\theta i) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}(x-\theta i)^2} i = 0,1$$

$$R(z;\theta_0,\theta_1) = e^{-\frac{1}{2}(\sum (xj-\theta 1))^2 - \sum (xj-\theta_0)^2}$$

$$Log R(z;\theta_0,\theta_1) = \frac{1}{2} \sum \left[(x_j - \theta_0)^2 - (x_j - \theta_1)^2 \right]$$



نتهت الإجابة

$$C_0 = \frac{1}{n} \left[\frac{\log C}{\theta_1 - \theta_0} + \frac{n(\theta_0 + \theta_1)}{2} \right]$$

$$\Phi(z) = \begin{cases} 1 & \overline{x} > c_0 \\ 0 & o.w \end{cases}$$

$$\overline{X}: N\!\!\left(\theta, \frac{1}{n}\right)$$
 حیث

		·	



د. غير ذلك

عائلة التوزيعات الأسية ذات

(30علامة)

بسنم الله الرحمن الرحيم

اسم المقرر: إحصاء رياضي رقم المقرر: 1404 (5462) مدة الامتحان: ساعة و نصف عدد الاسئلة: 6

جامعة القدس المفتوحة الامتحان النهائي البديل (غير المكتمل) للفصل الثاني "1162"

S. Carlotte and Car	2017	⁷ /2016	
	Ati	مات المطلوبة عنك في دفتر الأجابة وعلى ورقة الاسنا	عزيزي الطالب: 1. عبىء كافة المعلو
	جدت) على الجدول المحصص في تعبر الاجابة	ورموز الاجابة الصحيَحة للاسئلة الموضوَّعية (ان و. للاسئلة المقالية واجب على دفتر الاجابة.	
(30علا			السؤال الاول:
	سص في جدول الاجابة	حيحة ثم أنقل الإجابة علي الجدول المخص	ضع دائرة حول الإجابة الص
		يتبع توزيع $\frac{\sqrt{n}}{n}$	$\dfrac{(\overline{X}\!-\! heta)}{\sigma}$ المتغير .1
غير ذلك	.ء د.	χ^2_{n-1}	N(0,1) .
		ینبع توزیع $\left[rac{\sqrt{n}(ar{\lambda})}{\epsilon} ight]$	$\left[\frac{\overline{\zeta}- heta)}{\overline{\zeta}}\right]^2$ المقدار. 2
. غير ذلك	t_{n-1} .	$N(0,1)$. \downarrow	χ^2 .i
hetaطمة $ heta$ يسىمى مقدر	ن مجموعة الإحصاءات غير المتحيزة للم		3. الإحصاء غير المت
غير ذلك	ج. فرید د.	ب. كافي	أ. فعال
		دائماً غير متناقصة أو دائماً غير متزايدة	
غير ذلك	ج. دالة متناقصة د.	ب. دالة متايدة ـ	and the second s
	ŧ	سفرية و هي صحيحة هو.	-
غير ذلك		الثاني ب خطاء من النوع الأول	-
له التوزيعات الاسية د	نقلة لها دالة كثافة إحتمالية تنتمي إلي عائا		6. إذا كان _" X,,
		ن الاحصاء الكافي يساوي	المعلمه الوحيدة فإ
غير ذلك	$C(\theta)$.E.	$T^* = \sum_{i=1}^n T(x_i) : \varphi \qquad Q^*$	$=\sum_{i=1}^n Q(x_i) .$
ي يجعل قوة الاختبار غير ذلك	اننا نرغب في الحصول على اختبار احصائ ج. تساوي مستوى الدلالة	ت الإحصائية عند مستوى دلالة معين فا ب. أكبر ما يمكن	7. في اختبار الفرضيا أ. أصغر ما يمكن

heta اإذا كان T إحصاء كافيا للمعلمة heta و كانت C=g(., heta) عائلة كاملة و كان U=U(T) إحصاء غير متحيز للمعلمة T

و هي داله في T فإن الإحصاء U هو إحصاء

د غير ذلك ج. فريد اً. كامل

و. المقدار $2\log \lambda$ يتبع توزيع χ^2_{r-m} جج χ^2_{n+m} . د. غير ذلك $F_{n,m}$.

يند اختبار الفرضية $H_0: \theta \in W^c$ مقابل $H_a: \theta \in W^c$ فان فضاء المعلمة θ هو:

wUwe j.

 w^c .ج د. غير ذلك

هي أصغر حد أعلي لاحتمال الوقوع في الخطأ من أ. النوع الأول ب. النوع الثاني د. غير ذلك ج. أ+ب - 12. إذا كانت Uتتبع توزيع χ^2_m و Zيتبع التوزيع الطبيعي المعياري N(0,1) فإن المقدراU

13. التوزيع الذيمكن وضعه على صورة توزيع أسي يكون التوزيع له نسبة أرجحية ويحدة النمط إذا كان ب. 🕜 متناقص د. غير ذلك ج. أ+ب أ. Q متزايد

احصاء $T=\overline{X}$ إحصاء σ^2 ، $N(\theta,\sigma^2)$ إحصاء إلى التوزيع الطبيعي $X_1,X_2,X_3...,X_n$ عينة عشوائية من التوزيع الطبيعي hetaب. فعال للمعلمة ہے أ+ب صحيحان أ. متحيز للمعلمة hetaد. غيرنك

ج. مقدر فعال د. غير ذلك

السؤال الثاثى:

ضع علامة $\sqrt{}$ اوimes أمام العبارات الأتية ثم أنقل الاجابة على الجدول المخصص في دفتر الاجابة

- اً. إذا كانت ω^c أو ω^c تحتوي على نقطة واحدة فقط فيقال أن الفرضية بسيطة ω^c
- 2. الإحصاء الفعال إذا كانت كثافة الاحتمال الشرطية لمشاهدات العينة بمعلومية هذا الإحصاء غير مستقلة عن المعالم المجهولة
- 3. نستطيع استخدام اختبار نسبة الارجحية فقط عندما تكون كلا من الفرضية الصفرية والفرضية البديلة بسيطة
 - 4. منطقة الرفض هي جزء من فراغ العينة وفيها نقبل الفرضية الصفرية
- 5. الفرضية الاحصائية هي ادعاء او تخمين حول التوزيع الاحتمالي لمتغير عشوائي او اكثر وعادة ما يكون حول معالم المجتمع
 - 6. تستخدم نظریة نیمان بیرسون الأساسیة في اختبار الفرضیات المركبة.
 - قوة الاختبار هو احتمال رفض الفرضية العدمية في حين أنها خاطئة
 - 8. يسمى الإحصاء الفريد الإحصاء المنتظم غير المتحيز ذو الأقر تباين.
 - وريع بواسوان لا ينتمي لعائلة التوزيعات الأسية

المقدر الفريد للمعلمة heta هو مقدر وحيد heta

(15علامة)

السوال الثالث: $f(X,\theta) = \binom{n}{x} \theta^x (1-\theta)^{n-x} \quad 0 < \theta < 1, X = 0,1,2,...,n$ بين أن الدالة بين أن الدالة التوزيعات الأسية.

السؤال الرابع: السؤال الرابع: السؤال الرابع: السؤال الرابع: افترض أن $(X_1,X_2,...,X_n)$ متغيرات عشوائية متناظرة مستقلة تتبع التوزيع الطبيعي $(X_1,X_2,...,X_n)$ متغيرات عشوائية متناظرة مستقلة تتبع التوزيع الطبيعي $(X_1,X_2,...,X_n)$ الاختبار الأكثر فاعلية ذو الحجم α للفرضيات α للفرضيات $\theta=\theta_1,H_0:\theta=\theta_1$.

أجب على سؤال واحد فقط من الأسئلة الأتية

السؤال الخامس:

, بهجهولتان μ,σ^2 حيثة عشوائية متناظرة و مستقلة من التوزيع الطبيعي $N(\mu,\sigma^2)$ حيث كل من μ,σ^2 مجهولتان μ,σ^2 أوجد المقدر الفعال لكل من μ,σ^2 .

السؤال السادس:

إذا كان $X_1,X_2,...,X_n$ و إفترض أن σ معلومة , باستخدام إذا كان $X_1,X_2,...,X_n$ و إفترض أن $X_1,X_2,...,X_n$ نسبة الأرجية اختبر الفرضية $\mu=\mu_0,H_a:\mu=\mu_0$

انتهت الأسئلة

اسم الطالب: رقم الطالب: تاريخ الامتحان:/.....

-- نظری --

بسم الله الرحمن الرحيم

9353708 (غير المكتمل) النهائي البديل (غير المكتمل)

حامعة القدس المفتوحة

للفصل الثّاني "1162"

2017/2016

جدول رقم (1)

عدد الاسئلة: 6

اسم المقرر: إحصاء رياضي

رقم المقرر: 1404 (5462)

مدة الامتحان: ساعة و نصف

) (20علامة) (علامتاان لكل فرع)	او×					_ (الثاني	م (٠	سؤال رق	اجابة ال	
	10	9	8	7	6	5	4	3	2	1	القرع
	×	×	×	V	×	V	×	×	×	1	الصحيحه
	111	127	121	147	152	147	146	200	112	147	

جدول رقم (2)

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

15	14	13	12	11	10	9	8	7	6	5	4	3	2	1	القرع
ق	÷	Í	Í	ĺ	î	ح	ق	Ļ	·Ĺ	ŗ	-	Í	-	Ĺ	الصحيحة
125	114	175	173	147	145	195	110	149	120	147	180	110	197	190	

(15علامة)

السؤال الثالث:

بين أن الدالة
$$f(X,\theta) = \binom{n}{x} \theta^x (1-\theta)^{n-x} \quad 0 < \theta < 1, X = 0,1,2,...,n$$
 بين أن الدالة بين أن الدالة التوزيعات الأسية.

$$f(X,\theta) = \binom{n}{x} \theta^x (1-\theta)^{n-x} = \binom{n}{x} \left(\frac{\theta}{1-\theta}\right)^x (1-\theta)^n = \binom{n}{x} e^{x\ln\left(\frac{\theta}{1-\theta}\right)} (1-\theta)^n$$

$$c(\theta) = (1 - \theta)^n$$
, $Q(\theta) = \ln\left(\frac{\theta}{1 - \theta}\right)$, $T(x) = x$, $h(x) = \binom{n}{x}$

(15علامة)

افترض أن $(X_1,X_2,...,X_n)$ متغيرات عشوائية متناظرة مستقلة تتبع التوزيع الطبيعي $(X_1,X_2,...,X_n)$ أوجد $H_A: \theta = \theta_1, H_0: \theta = \theta_0$ للفرضيات α للفرضيات فاعلية ذو الحجم الكثيار الأكثر



$$R(z, \theta_0, \theta_1) = e^{-\frac{1}{2} \left[\sum_{j=1}^{n} (x_j - \theta_1)^2 - \sum_{j=1}^{n} (x_j - \theta_0)^2 \right]}$$

$$\log R(z; \theta_0, \theta_1) = \frac{1}{2} \sum_{j=1}^{n} \left[(x_j - \theta_1)^2 - (x_j - \theta_0)^2 \right]$$

$$\log R(z; \theta_0, \theta_i) = \frac{1}{2} \sum_{j=1}^{n} [(x_j - \theta_i)^2 - (x_j - \theta_0)^2]$$

$$C_0 = \frac{1}{n} [\frac{\log C}{\theta_0 - \theta_1} + \frac{n(\theta_0 + \theta_i)}{2}]$$

$$\phi(z) = \begin{cases} 1, \vec{x} > C_0 \\ 0 \end{cases}$$

أجب عن أحد السؤالين التالبين:

السوال الخامس:

(20علامة) , مجهولتان μ,σ^2 حيثة عشوائية متناظرة و مستقلة من التوزيع الطبيعي $N(\mu,\sigma^2)$ حيث كل من $X_1,X_2,....,X_n$ μ, σ^2 أوجد المقدر القعال لكل من

بوضع أن
$$S^2=rac{1}{n}\sum_{j=1}^n(X_j-\overline{X})^2$$
 بوضع أن $g_1(\theta)=\mu,g_2(\theta)=\sigma^2$ بوضع أن $g_1(\theta)=\mu,g_2(\theta)=\sigma^2$ إحصاءكافي للمعلمة θ

$$U_1 = \overline{X}, U_2 = \frac{nS^2}{n-1}$$
 افرض أن

$$E(\frac{nS^2}{n-1}) = \sigma^2 \dot{\psi} \dot{\psi} E(\frac{nS^2}{\sigma^2}) = n-1 \qquad E(U_1) = \mu$$

ينتج أن U_1,U_2 هما مقدرين غير متحيزين لكل من μ,σ^2 حيث أنهما يعتمدان فقط على الاحصاء الكافي و الكامل \overline{X},S^2 فينتج أنهما المقدران الفعالان للمعلمتين \overline{X},S^2 .

السوال السادس:

إذا كان $X_1,X_2,...,X_n$ و إفترض أن σ معلومة , باستخدام إذا كان $X_1,X_2,...,X_n$ و إفترض أن $X_1,X_2,...,X_n$ أن عينة عشوائية متناظرة و مستقلة من التوزيع الطبيعي $H_0:\mu=\mu_0,H_a:\mu\neq\mu_0$

 $\hat{\mu}_\Omega=\mu_0$ مقدر الأرجحية العظمي للمعلمة μ هو $\hat{\mu}_\Omega=\overline{X}$ و من الفرضية الصفرية μ



$$L(\hat{\Omega}) = \frac{1}{(\sqrt{2\pi\sigma})^n} \exp\left\{-\frac{1}{2\sigma^2} \sum_{j=1}^n (X_j - \overline{X})^2\right\}$$
$$L(\hat{\omega}) = \frac{1}{(\sqrt{2\pi\sigma})^n} \exp\left\{-\frac{1}{2\sigma^2} \sum_{j=1}^n (X_j - \mu_0)^2\right\}$$

$$\begin{split} \lambda &= \exp \biggl\{ -\frac{1}{2\sigma^2} \biggl[\sum_{j=1}^n (X_j - \mu_0)^2 - \sum_{j=1}^n (X_j - \overline{X})^2 \biggr] \biggr\} \\ \lambda &= \exp \biggl\{ \frac{-n}{2\sigma^2} (\overline{X} - \mu_0)^2 \biggr\} \\ &- 2\log \lambda = \frac{n}{\sigma^2} (\overline{X} - \mu_0)^2 \\ \log \lambda &= \frac{n}{\sigma^2} (\overline{X} - \mu_0)^2 \end{split}$$

$$\phi(z) = \begin{cases} 1 & \left[\frac{\sqrt{n}}{\sigma}(\overline{X} - \mu_0)\right]^2 > c \\ 0 & otherwise \end{cases}$$
$$P(\chi_1^2 > c) = \alpha$$

رجحية



انتهت الإجابة.





جامعة القدس المفتوحة الامتحان النهائى البديل (غير المكتمل) للدورة الصيفية الاولى والثانية "1153/ 1154" 2015/2016

اسم المقرر: الاحصاء الرياضي

رقم المقرر: 1404 (5462) مدة الامتحان: ساعة ونصف

عدد الاسئلة: ستة أسئلة

عزيزي الطالب: 1. عبىء كافة المطومات المطلوبة عنك 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 للاستلة المقالية واجب على دفتر الاجابة.

(20 علامة)

أجب بنعم أو لا على كل فقرة من الفقرات التالية، وانقل الإجابة على الجدول 1 في دفتر الاجابة

مغيرا $-2\ln\lambda$ عندما يكون المقدار H_0 عندما تكون كمكبيرة ولذا فإننا نرفض H_0 عندما يكون المقدار $-2\ln\lambda$ heta -2 الإحصاء الفعال هو الإحصاء غير المتحيز الأكثر تباينا من بين جميع الإحصاءات المتحيزة للمعلمة

3- الاختبار الأكثر فاعلية MP لاختبار الفرضية البسيطة $H_0: \theta = \theta_0$ مقابل الفرضية البسيطة $H_0: \theta = \theta_1$ هو اختبار نسبة

T اذا كان T إحصاء كافيا للمعلمة θ وكان $\hat{\theta}$ تقدير الارجحية العظمى الوحيد للمعلمة θ فان $\hat{\theta}$ دالة في T داد كان X متغير ايتبع توزيع جاما $\Gamma(\alpha,2)$ فان دالة الكثافة الاحتمالية للمتغير X تنتمي إلى عائلة التوزيعات الآسية Tذات المعلمة الوحيدة

6- نسبة الارجحية وحيدة النمط صفة تطلق على نسبة الارجحية عندما تتوفر فيها شروط تتعلق بتزايد و تناقص نسبة الارجحية

heta احصاء کامل للمعلمة $T=\sum_{i=1}^n X_i$ اذا کانت X_i اختران عينة عشوائية من توزيع ذو الحدين B(1, heta) فان X_i احصاء کامل للمعلمة X_i

heta احصاء کافیا للمعلمة $e^{\sum x}$ فان خان کافیا للمعلمة $T=\sum x$ اختا المعلمة -8

و- إذا كانت $f(x,\theta) = \frac{1}{\theta}$ والموانية من التوزيع $X_1, X_2, X_3, ..., X_n$ والمحادث التوزيع $X_1, X_2, X_3, ..., X_n$ والمحادث التوزيع $X_1, X_2, X_3, ..., X_n$ θ للمعلمة

heta المعلمة \overline{X} المعلمة \overline{X} عينة عشوائية من التوزيع الطبيعي σ^2 ، $N(heta,\sigma^2)$ معلوم، فان \overline{X} إحصاء فعالا المعلمة \overline{X}

السؤال الثاني: (30 علامة)

فيما يلي 15 فقرة ، يلي كلا منها 4 إجابات ، واحدة منها فقط صحيحة ، انقل رمز الإجابة الصحيحة على الجدول 2 في دفتر الإجابة 1- احدى العبارات التألية صحيحة

ا - $L(\hat{\Omega}) = \max\{L(\theta); \theta \in \omega\}$ ج- $L(\hat{\Omega}) = \min\{L(\theta); \theta \in \Omega\}$ - $L(\hat{\Omega}) = \max\{L(\theta); \theta \in \Omega\}$ - $L(\hat{\Omega}) = \max\{L(\theta); \theta \in \Omega\}$

2- في اختبار نسبة الارجحية، نرفص الفرضية الصفرية اذا كانت

اً۔
$$\frac{L(\hat{\omega})}{L(\hat{\Omega})}$$
 صغیرة $\frac{L(\hat{\omega})}{L(\hat{\Omega})}$ صغیرة $\frac{L(\hat{\omega})}{L(\hat{\Omega})}$ صغیرة جہ مغیرة جبار مناب اللہ معارفت کے معارفت کے معارفت کے اللہ معارفت کے اللہ معارفت کے معارفت کے اللہ معارفت کے ال

3- في اختبار نسبة الأرجدية، احدى العبارات التالية صحيحة

ب- 0.8413

0.3413 - - 1

اً -
$$\frac{L(\hat{\omega})}{L(\hat{\Omega})} < 0$$
 ج $0 < \frac{L(\hat{\omega})}{L(\hat{\Omega})} > 1$ د - $\frac{L(\hat{\omega})}{L(\hat{\Omega})} > 1$ ا $0 < \frac{L(\hat{\omega})}{L(\hat{\Omega})} > 1$

ج- 0

1 -4,

```
6- إذا كانت X_1, X_2, X_3 \dots, X_n عينة عشوائية من التوزيع الطبيعي \sigma^2 \cdot N(\mu, \sigma^2) غير معلوم، وكانت الفرضية الصفرية
                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                           :فأنH_{0}:\mu=\mu_{0}
   \omega = \{\mu : 0 < \mu < \infty\} \quad \omega = \{(\mu, \sigma^2) : \mu = \mu_0, \sigma^2 > 0\} \quad \varpi = \{(\mu, \sigma^2) : \mu \in R, \sigma^2 = 0\} \quad \omega = \{(\mu, \sigma^2) : \mu \in R, \sigma^2 > 0\} \quad \omega = \{(\mu, \sigma^2) : \mu \in R, \sigma^2 > 0\} \quad \omega = \{(\mu, \sigma^2) : \mu \in R, \sigma^2 > 0\} \quad \omega = \{(\mu, \sigma^2) : \mu \in R, \sigma^2 > 0\} \quad \omega = \{(\mu, \sigma^2) : \mu \in R, \sigma^2 > 0\} \quad \omega = \{(\mu, \sigma^2) : \mu \in R, \sigma^2 > 0\} \quad \omega = \{(\mu, \sigma^2) : \mu \in R, \sigma^2 > 0\} \quad \omega = \{(\mu, \sigma^2) : \mu \in R, \sigma^2 > 0\} \quad \omega = \{(\mu, \sigma^2) : \mu \in R, \sigma^2 > 0\} \quad \omega = \{(\mu, \sigma^2) : \mu \in R, \sigma^2 > 0\} \quad \omega = \{(\mu, \sigma^2) : \mu \in R, \sigma^2 > 0\} \quad \omega = \{(\mu, \sigma^2) : \mu \in R, \sigma^2 > 0\} \quad \omega = \{(\mu, \sigma^2) : \mu \in R, \sigma^2 > 0\} \quad \omega = \{(\mu, \sigma^2) : \mu \in R, \sigma^2 > 0\} \quad \omega = \{(\mu, \sigma^2) : \mu \in R, \sigma^2 > 0\} \quad \omega = \{(\mu, \sigma^2) : \mu \in R, \sigma^2 > 0\} \quad \omega = \{(\mu, \sigma^2) : \mu \in R, \sigma^2 > 0\} \quad \omega = \{(\mu, \sigma^2) : \mu \in R, \sigma^2 > 0\} \quad \omega = \{(\mu, \sigma^2) : \mu \in R, \sigma^2 > 0\} \quad \omega = \{(\mu, \sigma^2) : \mu \in R, \sigma^2 > 0\} \quad \omega = \{(\mu, \sigma^2) : \mu \in R, \sigma^2 > 0\} \quad \omega = \{(\mu, \sigma^2) : \mu \in R, \sigma^2 > 0\} \quad \omega = \{(\mu, \sigma^2) : \mu \in R, \sigma^2 > 0\} \quad \omega = \{(\mu, \sigma^2) : \mu \in R, \sigma^2 > 0\} \quad \omega = \{(\mu, \sigma^2) : \mu \in R, \sigma^2 > 0\} \quad \omega = \{(\mu, \sigma^2) : \mu \in R, \sigma^2 > 0\} \quad \omega = \{(\mu, \sigma^2) : \mu \in R, \sigma^2 > 0\} \quad \omega = \{(\mu, \sigma^2) : \mu \in R, \sigma^2 > 0\} \quad \omega = \{(\mu, \sigma^2) : \mu \in R, \sigma^2 > 0\} \quad \omega = \{(\mu, \sigma^2) : \mu \in R, \sigma^2 > 0\} \quad \omega = \{(\mu, \sigma^2) : \mu \in R, \sigma^2 > 0\} \quad \omega = \{(\mu, \sigma^2) : \mu \in R, \sigma^2 > 0\} \quad \omega = \{(\mu, \sigma^2) : \mu \in R, \sigma^2 > 0\} \quad \omega = \{(\mu, \sigma^2) : \mu \in R, \sigma^2 > 0\} \quad \omega = \{(\mu, \sigma^2) : \mu \in R, \sigma^2 > 0\} \quad \omega = \{(\mu, \sigma^2) : \mu \in R, \sigma^2 > 0\} \quad \omega = \{(\mu, \sigma^2) : \mu \in R, \sigma^2 > 0\} \quad \omega = \{(\mu, \sigma^2) : \mu \in R, \sigma^2 > 0\} \quad \omega = \{(\mu, \sigma^2) : \mu \in R, \sigma^2 > 0\} \quad \omega = \{(\mu, \sigma^2) : \mu \in R, \sigma^2 > 0\} \quad \omega = \{(\mu, \sigma^2) : \mu \in R, \sigma^2 > 0\} \quad \omega = \{(\mu, \sigma^2) : \mu \in R, \sigma^2 > 0\} \quad \omega = \{(\mu, \sigma^2) : \mu \in R, \sigma^2 > 0\} \quad \omega = \{(\mu, \sigma^2) : \mu \in R, \sigma^2 > 0\} \quad \omega = \{(\mu, \sigma^2) : \mu \in R, \sigma^2 > 0\} \quad \omega = \{(\mu, \sigma^2) : \mu \in R, \sigma^2 > 0\} \quad \omega = \{(\mu, \sigma^2) : \mu \in R, \sigma^2 > 0\} \quad \omega = \{(\mu, \sigma^2) : \mu \in R, \sigma^2 > 0\} \quad \omega = \{(\mu, \sigma^2) : \mu \in R, \sigma^2 > 0\} \quad \omega = \{(\mu, \sigma^2) : \mu \in R, \sigma^2 > 0\} \quad \omega = \{(\mu, \sigma^2) : \mu \in R, \sigma^2 > 0\} \quad \omega = \{(\mu, \sigma^2) : \mu \in R, \sigma^2 > 0\} \quad \omega = \{(\mu, \sigma^2) : \mu \in R, \sigma^2 > 0\} \quad \omega = \{(\mu, \sigma^2) : \mu \in R, \sigma^2 > 0\} \quad \omega = \{(\mu, \sigma^2) : \mu \in R, \sigma^2 > 0\} \quad \omega = \{(\mu, \sigma^2) : \mu \in R, \sigma^2 > 0\} \quad \omega = \{(\mu, \sigma^2) : \mu \in R, \sigma^2 > 0\} \quad \omega = \{(\mu, \sigma^2) 
 \frac{1}{\sigma} يتبع توزيع \sigma^2، N(10,\sigma^2) معلوم، فان المقدار \frac{1}{\sigma} عينة عشوائية من التوزيع الطبيعي \sigma^2، N(10,\sigma^2) معلوم، فان المقدار X_1,X_2,X_3...,X_n
                                                                                                                                        \chi_1^2 - جt_{n-1} أ- t_{n-1} أ- E(X) متغير عشوائي يتبع توزيع ذو الحدين B(5,	heta) فان E(X) يساوي S(X) منغير عشوائي S(X) بيساوي م
                                                                 9 - وزيع توزيع B(1,\theta) الحدين B(1,\theta) عينة عشوائية من توزيع دو الحدين Y_1, X_2, X_3 ..., X_n وذا كانت Y_1, X_2, X_3 ..., X_n
                                                                                           h(t,\theta) = \frac{(n\theta)^t e^{-n\theta}}{t} \quad t = 0,1,2,\dots -1
                                                      h(t,\theta) = \frac{(\theta)' e^{-\theta}}{t!} \quad t = 0,1,2,\dots - - \frac{1}{2}
                                                                    h(t,\theta) = \frac{(n\theta)^t}{t!} \quad t = 0,1,2,\dots -1
                                                                                                                                                                                                                                                                       h(t,\theta) = \frac{e^{-n\theta}}{t!}  t = 0,1,2,...
                                                                                                                                            11- تستخدم نظرية ........... لتحليل دالة الارجحية لايجاد الإحصاء الكافي أ- فشر نيمان ج- ليمان - شيفي
                                     د- لا شيء مما ذكر
12- إذا كانت f(x,\theta) = \theta^x (1-\theta)^{1-x} , x = 0,1 عينة عشوائية من التوزيع التوزيع X_1, X_2, X_3 ..., X_n وعلمت ان مقدر الارجحية
                                                                                                                                                                             العظمى للمعلمة \theta هو \overline{x}=\hat{\theta} فان مقدر الارجحية العظمى للمعلمة \frac{\theta}{2} هو
                                    د۔ لا شیء مما ذکر
                                                                                                                                 : \theta المعلمة عافيا للمعلمة \theta فان أحد التالية احصاء كافيا للمعلمة \theta المعلمة T=\sum x
                                                                                                                                                          2\overline{x}+3 -\overline{x}
                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                         e^{\sum x}
                                                                                                                                                            14- أي المتغيرات التآلية له دالة كثافة احتمالية تنتمي الى عائلة التوزيعات الأسية
                                                                                                                                                                         أ- المتغير X يتبع توزيع ذات الحدين ب- المتغير X يتبع توزيع بواسون
   	heta المعلمة T=\sum X_i المعلمة عشوائية من توزيع ذات الحدين B(1,	heta) المعلمة X_1,X_2,X_3...,X_n المعلمة X_1,X_2,X_3...,X_n
                                                                                                                                      ج- أ+ب صحيحان
                                                                                                                                                                                                                                                                   ب- کامل
                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                           أ- كافي
(15 علامة)
إذا كانت f(x,\theta) = \frac{1}{\theta} e^{-\frac{x}{\theta}} , x > 0, \theta > 0 الاختبار إذا كانت X_1, X_2, X_3, ..., X_n إذا كانت المجتمع دالة عشوائية من مجتمع دالة كثافته الاحتمالية
الفرضية \theta_0: \theta=\theta_0 مقابل الفرضية \theta_0: \theta=\theta_0 اأثبت أن المنطقة الحرجة لاختبار نسبة الارجحية يمكن كتابتها على الصيغة
                                                                                                                                                                                                                                                                                   (\hat{	heta}_{\Omega} = \overline{x} مساعدة \overline{x}.e^{-\widetilde{x}/	heta_0} \leq k
```

(. 15 علامة)

السؤال الرابع:

يمثل الجدول التالي عدد الاخطاء المطبعية التي وردت في كتاب مؤلف من 100 صفحة

-	2 فأكثر	1	0	عدد الاخطاء في الصفحة
	10	30	60	عدد الصفحات

lpha=0.05 عند الأخطاء المطبعية تتبع توزيع بواسون بمتوسط خطأ واحد في الصفحة عند

أجب عن أحد السؤالين التاليين

لمنؤال الخامس:

 $f(x, \theta) = \theta \; x^{\theta-1}$, 0 < x < 1 إذا كانت $X_1, X_2, X_3 ..., X_n$ عينة عشوائية من التوزيع

(10 علامات) بين أن الدالة 0 < x < 1 المسية $f(X, \theta) = \theta x^{\theta-1}$ تنتمي الى عائلة التوزيعات الأسية

2- استخدم نظریة فیشر – نیمان لإیجاد إحصاء کاف للمعلمة θ

السؤال السادس:

إذا كانت $f(x,\theta) = \frac{1}{\theta}e^{-x/\theta}$ مستخدما تعريف الإحصاء $GAM(1,\theta)$ مستخدما تعريف الإحصاء

T:GAM(2, heta) . (ارشاد $T=X_1+X_2$ الكافي، أثبت أن $T=X_1+X_2$ الكافي، أثبت أن

انتهت الاسئلة



 		اسم الطالب:
 		رقم الطالب:
1	1	تاريخ الامتحان

بسم الله الرحمن الرحيم

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

عدد الاسئلة: سنة أسئلة

-- نقری--

جامعة القدس المفتوحة إجابة الامتحان النهائي البديل(غير المكتمل) للدورة الصيفية الاولى والثانية "1153/ 1154" 2015/2016

					Erwiche.							السو	



								(1)	زال رقم	إجابة السو
10	9	8	7	6	5	4	3	2	1	الفرع
نعم	λ	Х	الإجابة							
3	3	3	3	2	3	3	2	3	2	الوحدة
280	258	261	271	244	282	266	184	280	183	الصنفحة

تعطى علامتان لكل إجابة صحيحة

(30 علامة)

السؤال الثاني:

15	14	13	12	11	10	9	8	7	6	5	4	3	2	1	الفقرة
7	7	د	Í	1	1	ب	ح	ح	ح	ب	·Ĺ	ŗ	ب	Í	الاجابة
3	3	3	3	3	3	3	2	2	2	2	2	2	2	2	الوحدة
254	287	268	267	259	258	254	205	186	186	208	204	183.	183	182	الصفحة

(15 علامة)

السؤال الثالث: (الرحدة 2 صفحة 185)

إذا كانت $f(x,\theta)=rac{1}{ heta}\,e^{-rac{x}{ heta}}$, x>0, heta>0 الختبار خافته الاحتمالية من مجتمع دالة كثافته الاحتمالية $X_1,X_2,X_3...,X_n$ عينة عشوائية من مجتمع دالة كثافته الاحتمالية المرجعية يمكن كتابتها على الصيغة الفرضية $H_0:\theta=\theta_0$ مساعدة $H_0:\theta=0$ مساعدة $H_0:e^{-\overline{x}/\theta_0}\leq k$

$$\hat{ heta}_\Omega = \overline{x}$$

$$\hat{ heta}_w = heta_0 \tag{4}$$

$$\lambda = \frac{L(\hat{w})}{L(\hat{\Omega})} = \frac{\left(\frac{1}{\theta_0}\right)^n e^{-\sum_{\theta_0}^{x}}}{\left(\frac{1}{\overline{x}}\right)^n e^{-\sum_{\overline{x}}^{x}}} = \left(\frac{\overline{x}}{\theta_0}\right)^n e^{-n\overline{x}(\frac{1}{\theta_0} - \frac{1}{\overline{x}})}$$

$$\lambda \le c \Rightarrow \left(\frac{\overline{x}}{\theta_0}\right)^n e^{-n\overline{x}(\frac{1}{\theta_0} - \frac{1}{\overline{x}})} \le c$$

$$(\Box b)$$

$$\Rightarrow \left(\frac{\overline{x}}{\theta_0}\right) e^{-\overline{x}(\frac{1}{\theta_0} - \frac{1}{\overline{x}})} \le c^{1/n}$$

$$\Rightarrow \overline{x} e^{-\overline{x}/\theta_0} \le \frac{c^{1/n}\theta_0}{e} \Rightarrow \overline{x} e^{-\overline{x}/\theta_0} \le K \text{ where } K = \frac{c^{1/n}\theta_0}{e}$$

$$(2 \text{ at all } z)$$

(15 علامة)

السؤال الرابع: (الوحدة 2 صفحة 204)

يمثل الجدول التالى عدد الاخطاء المطبعية التي وردت في كتاب مؤلف من 100 صفحة

2 فأكثر	1	0	عدد الاخطاء في الصفحة
10	30	60	عدد الصفخات

lpha=0.05 عند الأخطاء المطبعية تتبع توزيع بواسون بمتوسط خطأ واحد في الصفحة عند lpha=0.05 عند الأخطاء المطبعية في الصفحة يتبع توزيع بواسون بمتوسط واحد

عدد الاخطاء المطبعية في الصفحة لا يتبع توزيع بواسون بمتوسط واحد (علامتان) H_1



(6 علامات)

2 فأكثر	1	0	x_i
10	30	60	التكرار المشاهد
0.26	0.37	0.37	$P(X = x_i)$
26	37	37	التكرار المتوقع

عليه فان دالة الاختبار

(ا علامات)
$$\chi_w^2 = \sum_{j=1}^k \frac{\left(x_j - np_{j0}\right)^2}{np_{j0}} = \frac{529}{37} + \frac{49}{37} + \frac{256}{26} = 25.47$$

(علامتان) lpha=0.05 عند الفرضية الصفرية عند lpha=0.05 عند عند عند عند $\chi^2_{2,0.05}=5.991$

أجب عن أحد السؤالين التاليين

(20 علامة)

السؤال الحامس:

 $f(x, heta) = heta \; x^{ heta-1}$, 0 < x < 1 إذا كانت $X_1, X_2, X_3, \dots, X_n$ عينة عشوائية من التوزيع

(282 صفحة 282 معدة 10 والوحدة 3 صفحة 282 معدة 10 والوحدة 3 صفحة 282 معدة 10 مين أن الدالة 11 مين أن الدالة $f(X,\theta) = \theta x^{\theta-1} = \theta e^{(\theta-1)\log x} = \theta e^{\theta \log x - \log x}$

$$c(\theta) = \theta$$
, $Q(\theta) = \theta$, $T(x) = \log x$, $h(x) = e^{-\log x} = \frac{1}{x}$ (5)

(كا علامات) (الوحدة 3 صفحة 259 و استخدم نظرية فيشر - نيمان لإيجاد إحصاء كاف المعلمة θ

$$f(\underline{x}, \theta) = \prod f(x_i, \theta) = \prod \theta x_i^{\theta - 1} = \theta^n \frac{\left(\prod x_i\right)^{\theta}}{\prod x_i}$$
 (علمات)

$$g(t,\theta) = \theta^n \left(\prod x_i\right)^{\theta}$$
 (علامات)

$$h(x) = \frac{1}{\prod x_i}$$
 (تعلامات)

heta يكون إحصاء كافيا للمعلمة $t = \prod x_i \Longleftrightarrow$

السؤال السادس: (الوحدة 3 صفحة 207) السؤال السادس: (الوحدة 3 صفحة 257) السؤال السادس: $f(x,\theta)=\frac{1}{\theta}e^{-x/\theta}$ حيث x>0 حيث $GAM(2,\theta)$ مستخدما تعريف الإحصاء الكافي، أثبت أن $T=X_1+X_2$ إحصاء كاف المعلمة θ . (ارشاد $T:GAM(2,\theta)$

$$f(\underline{x},\theta) = \frac{1}{\theta^2} e^{-(x_1 + x_2)/\theta}$$

$$h(t,\theta) = \frac{t e^{-\frac{\theta}{\theta}}}{\theta^2}$$

$$f(\underline{x}|t,\theta) = \frac{f(\underline{x},\theta)}{h(t,\theta)} = \frac{\frac{1}{\theta^2} e^{-(x_1 + x_2)/\theta}}{\frac{t e^{-\frac{\theta}{\theta}}}{\theta^2}} = \frac{1}{t}$$

$$\frac{1}{\theta^2} e^{-\frac{\theta}{\theta}}$$
(Close 4)
$$\frac{1}{\theta^2} e^{-\frac{\theta}{\theta}} = \frac{1}{t}$$
(Close 4)
$$\frac{1}{\theta^2} e^{-\frac{\theta}{\theta}} = \frac{1}{t}$$
(Close 4)

وهذا المقدار خالي من المعلمة hetaوعليه فان $T=X_1+X_2$ إحصاء كافي للمعلمة heta

انتهت الإجابة



رور العقرية . و العقرية . و العقرية . و العقرية			اسم الطالب:	م الله الرحمن الرحيم	يسب	*******	اسم المقرر: احصاء رياضي
عدد (برستان: سنگ	******	14-4	رقم الطالب:				
المنان العالمية المنان المنان المنان العالمية المنان المنان العالمية المنان المنان العالمية المنان المنا	/.	عان:/	تاريخ الامتد				
$\frac{2}{2}$ ورق الطاب : $\frac{1}{2}$ من عالم المساب الطاب المساب ال			11			•	***************************************
$\frac{1}{C}$ من رقم السوان و روز (الجبات السعيدة العالم و وجدت) على الجدول المنصص في نقر الجباب $\frac{1}{C}$ من رقم الجباب ألصحيحة فيها بلي ثم انقلها اللي الجدول المخصص لذلك: $\frac{1}{C}$ من روح على المخصص لذلك: $\frac{1}{C}$ من مسيحة فيها بلي ثم انقلها اللي الجدول المخصص لذلك: $\frac{1}{C}$ من مسيحة فيها بلي ثم انقلها اللي الجدول المخصص لذلك: $\frac{1}{C}$ من مسيحة فيها بلي ثم انقلها اللي الجدول المخصص لذلك: $\frac{1}{C}$ من مسيحة فيها بلي ثم انقلها اللي الجدول المخصص لذلك: $\frac{1}{C}$ من مسيحة فيها بلي ثم انقلها اللي الجدول المخصص لذلك: $\frac{1}{C}$ من مسيحة فيها والمؤتم المنطق من مسيحة فيها المنطق من مسيحة فيها المنطق من مسيحة فيها اللي المنطق من مسيحة فيها اللي المنطق من مسيحة فيها المنطق من مسيحة فيها اللي المنطق من مسيحة فيها اللي المنطق من مسيحة فيها اللي المنطق من مسيحة فيها المنطق من مسيحة فيها المنطقة من مسيحة المنطقة من مسيحة فيها المنطقة من مسيحة فيها المنطقة من مسيحة فيها المنطقة من مسيحة فيها المنطقة من من من منطق المنطقة من من منطق المنطقة من من منطق المنطقة من من المنطقة المنطقة من من المنطقة من من المنطقة من من من من المنطقة من من من المنطقة من من من من المنطقة من من من المنطقة من من من من من المنطقة من المنطقة من من من من المنطقة من من من من المنطقة من		نظري-		2016/2015			
السوال الاول: x المنظمة المعجدة فيما بلي ثم انتظها الى الجنول المخصص لذلك: x المنظمة المعجدة فيما بلي ثم انتظها الى المخصص لذلك: x المنظمة الم	• •		لمخصص في دفتر الاجابة	رقة الاسنلة. ية (ان وجدت) على الجدول ا	حة للاسئلة الموضوع	لسؤال ورموز الاجابة الصحي	2. ضع رقم اا
و: $\frac{1}{\alpha} = \frac{1}{\alpha} - $		(30 علامة))				السوال الاول:
و: $\frac{\sqrt{n}(\overline{x}-\mu)}{\sigma}$ اذا كان x_1, \dots, x_n عينة عشوائية تتبع النوزيع الطبيعي x_1, \dots, x_n غان توزيع المقدر x_1, \dots, x_n غان x_1, \dots, x_n غاز $x_1, $			<u>:</u> کمو)P قان قیمه بیاین ۲	,		0
$x:N(\mu,\sigma^2)$ (4 χ_n^2 (\in χ_1^2 (\mapsto $x:N(0,1)$ (1 $:$ $:$ $:$ $:$ $:$ $:$ $:$ $:$ $:$ $:$						$n^2\theta^2 - 1 n\theta -$	$\frac{\theta}{n}$ ب- $\frac{\theta}{n}$ ج
$x:N(\mu,\sigma^2)$ (4 χ_n^2 (\in χ_1^2 (\forall $x:N(0,1)$ (1 : $(1 - 1) \times 10^2$ $\times 10^2$ ($(1 - 1) \times 10^2$ $\times 10^$		يه $\left[\frac{\sqrt{n}(\overline{x}-)}{\sigma}\right]$	$rac{\mu)}{2}$ ر توزيع المقدر 2	ان $x:N(\mu,\sigma^2)$	التوزيع الطبيعي	عينة عشوائية تتبع	$x_1,,x_n$ إذا كان (2)
x>0 (ع $x>0$ (ج $0< x<0$ ($+$ $0< x<1$ (أ $0< x>1$ ($0< x x>1$ ($0<$		<u> </u>	-				
x>0 (ع $x>0$ (ج $0< x<0$ ($+$ $0< x<1$ (أ $0< x>1$ ($0< x x>1$ ($0<$: <u>ف</u> ان X : U	I(0, heta) المنتظم	مشوائي يتبع التوزيع ا	(3) إذا كان x متغير ع
$\frac{p}{20} \times i b: (1,p) b: (1,p) c. c. c. c. c. c. c. c$			$x > \theta$ (2)				
$\frac{p}{20} - 3 - \frac{20}{p} - 2 - 20p - 4 - p - 1$ $\frac{p}{20} - 3 - \frac{20}{p} - 2 - 20p - 4 - p - 1$ $\frac{p}{20} - 3 - \frac{20}{p} - 2 - 20p - 4 - p - 1$ $\frac{p}{20} - 3 - \frac{p}{20} - 2 - 2p - 1 - 4 - 6 + 6 + 6 + 6 + 6 + 6 + 6 + 6 + 6 + 6$		اوي:					
$ \begin{aligned} &(5) \ \vec{c} \ \ \ \ \ \ \ \ \ \$			(==)				
$p < 0 - \pi - p > 1 - \psi - 0$			فان :				(5) إذا كانت _م ير
(6) مجموعة القيم المعكنة للمعلمة تعرف على أنها:							
(7) إذا كان $x = \sum x$ إحصاء كافيا للمعلمة θ فان أحد الثالبة احصاء كافيا للمعلمة θ : $e^{\sum x}$ أ $e^{\sum x}$ $e^{\sum x}$ $e^{\sum x}$					ى أنها:	كنة للمعلمة تعرف عل	(6) مجموعة القيم المم
د. جميع ما ذكر $2\overline{x}+3$ ج \overline{x} ب $e^{\sum x}$ اذ كانت x_1,x_2,\dots,x_8 عينة عشوائية من توزيع جاما $\Gamma(\alpha,2)$ فان 1 افا كانت 1 1 (8) $\Gamma(\alpha,16)$ ب $\Gamma(\alpha,16)$ به هو: $\Gamma(\alpha,16)$ الأحصاء الفعال للمعلمة θ هو: $\Gamma(\alpha,16)$ ب وهو: $\Gamma(\alpha,16)$ وهو: Γ							
الا كانت x_1, x_2, \dots, x_8 عينة عشوانية من توزيع جاما $\Gamma(\alpha, 2)$ قان x_i متغير عشواني يتبع: $\Gamma(\alpha, 16) - \Gamma(\alpha, 16)$ $\Gamma(\alpha, 16) - \Gamma(\alpha, 16) - \Gamma(\alpha, 16) - \Gamma(\alpha, 16) - \Gamma(\alpha, 16)$ $\Gamma(\alpha, 16) - \Gamma(\alpha, 16) - \Gamma(\alpha, 16) - \Gamma(\alpha, 16) - \Gamma(\alpha, 16)$ $\Gamma(\alpha, 16) - \Gamma(\alpha, 16) - \Gamma(\alpha, 16) - \Gamma(\alpha, 16)$ $\Gamma(\alpha, 16) - \Gamma(\alpha, 16) - \Gamma(\alpha, 16) - \Gamma(\alpha, 16)$ $\Gamma(\alpha, 16) - \Gamma(\alpha, 16) - \Gamma(\alpha, 16) - \Gamma(\alpha, 16)$ $\Gamma(\alpha, 16) - \Gamma(\alpha, 16) - \Gamma(\alpha, 16) - \Gamma(\alpha, 16)$ $\Gamma(\alpha, 16) - \Gamma(\alpha, 16) - \Gamma(\alpha, 16) - \Gamma(\alpha, 16)$ $\Gamma(\alpha, 16) - \Gamma(\alpha, 16) - \Gamma(\alpha, 16) - \Gamma(\alpha, 16)$ $\Gamma(\alpha, 16) - \Gamma(\alpha, 16) - \Gamma(\alpha, 16) - \Gamma(\alpha, 16)$ $\Gamma(\alpha, 16) - \Gamma(\alpha, 16) - \Gamma(\alpha, 16) - \Gamma(\alpha, 16)$ $\Gamma(\alpha, 16) - \Gamma(\alpha, 16) - \Gamma(\alpha, 16) - \Gamma(\alpha, 16)$ $\Gamma(\alpha, 16) - \Gamma(\alpha, 16) - \Gamma(\alpha, 16) - \Gamma(\alpha, 16)$ $\Gamma(\alpha, 16) - \Gamma(\alpha, 16) - \Gamma(\alpha, 16) - \Gamma(\alpha, 16)$ $\Gamma(\alpha, 16) - \Gamma(\alpha, 16) - \Gamma(\alpha, 16) - \Gamma(\alpha, 16)$ $\Gamma(\alpha, 16) - \Gamma(\alpha, 16) - \Gamma(\alpha, 16) - \Gamma(\alpha, 16)$ $\Gamma(\alpha, 16) - \Gamma(\alpha, 16) - \Gamma(\alpha, 16) - \Gamma(\alpha, 16)$ $\Gamma(\alpha, 16) - \Gamma(\alpha, 16) - \Gamma(\alpha, 16) - \Gamma(\alpha, 16)$ $\Gamma(\alpha, 16) - \Gamma(\alpha, 16) - \Gamma(\alpha, 16) - \Gamma(\alpha, 16)$ $\Gamma(\alpha, 16) - \Gamma(\alpha, 16) - \Gamma(\alpha, 16) - \Gamma(\alpha, 16)$ $\Gamma(\alpha, 16) - \Gamma(\alpha, 16) - \Gamma(\alpha, 16) - \Gamma(\alpha, 16)$ $\Gamma(\alpha, 16) - \Gamma(\alpha, 16) - \Gamma(\alpha, 16) - \Gamma(\alpha, 16)$ $\Gamma(\alpha, 16) - \Gamma(\alpha, 16) - \Gamma(\alpha, 16) - \Gamma(\alpha, 16)$ $\Gamma(\alpha, 16) - \Gamma(\alpha, 16) - \Gamma(\alpha, 16) - \Gamma(\alpha, 16)$ $\Gamma(\alpha, 16) - \Gamma(\alpha, 16) - \Gamma(\alpha, 16) - \Gamma(\alpha, 16)$ $\Gamma(\alpha, 16) - \Gamma(\alpha, 16) - \Gamma(\alpha, 16) - \Gamma(\alpha, 16)$ $\Gamma(\alpha, 16) - \Gamma(\alpha, 16) - \Gamma(\alpha, 16) - \Gamma(\alpha, 16)$ $\Gamma(\alpha, 16) - \Gamma(\alpha, 16) - \Gamma(\alpha, 16) - \Gamma(\alpha, 16)$ $\Gamma(\alpha, 16) - \Gamma(\alpha, 16) - \Gamma(\alpha, 16) - \Gamma(\alpha, 16)$ $\Gamma(\alpha, 16) - \Gamma(\alpha, 16) - \Gamma(\alpha, 16) - \Gamma(\alpha, 16)$ $\Gamma(\alpha, 16) - \Gamma(\alpha, 16) - \Gamma($					ه $ heta$ فان احد الت	رُ إحصاء كافيا للمعلما 	$r = \sum_{x} x$ کان (7)
$\Gamma(2\alpha,16) - 1 \qquad \Gamma(\frac{\alpha}{8},2) - 7 \qquad \Gamma(\alpha,16) - 4 \qquad \Gamma(8\alpha,2) - 1$ $\Gamma(2\alpha,16) - 1 \qquad \Gamma(\alpha,16) - 4 \qquad \Gamma(8\alpha,2) - 1$ $\Gamma(\alpha,16) - 4 \qquad \Gamma(\alpha,16) - 4 \qquad \Gamma(\alpha,16)$		ـ جميع ما ذكر	د.	$2\overline{x}+3$ -e		\overline{x} - ψ	$e^{\sum_{i=1}^{N}-1}$
(9) الاحصاء الفعال للمعلمة θ هو: اً - الاحصاء غير المتحيز أو التباين الاكبر من بين جميع الاحصاءات غير المتحيزة للمعلمة θ . ب - الاحصاء المتحيز أو التباين الاقل من بين جميع الاحصاءات غير المتحيزة للمعلمة θ . π - الاحصاء غير المتحيز أو التباين الاقل من بين جميع الاحصاءات غير المتحيزة للمعلمة θ . د - الاحصاء المتحيز أو التباين الاكبر من بين جميع الاحصاءات المتحيزة للمعلمة θ . (10) نسبة الارجحية θ هي عبارة عن: اً - احصاء لا تعتمد على المعالم المجهولة بالمعلم المجهولة بالمعالم المعالم المعالم المعالم المعالم المعالم المعالم المعالم المعالم بالمعالم با		:8	متغیر عشوائي يتبي $\sum\limits_{i=1}^{8}$	$\Gamma(\alpha,2)$ فان $\Gamma(\alpha,2)$	ة من توزيع جام	عينة عثىواني x_1, x_2	(8) اذا كانت (8)
أ- الاحصاء غير المتحيز ذو التباين الاكبر من بين جميع الاحصاءات غير المتحيزة للمعلمة θ .			د- Γ(2α,16)	$\Gamma(\frac{\alpha}{8},2)$) -E	Γ(α,16)	$\Gamma(8\alpha,2)$ -1
μ - الاحصاء المتحيز ذو التباين الاقل من بين جميع الاحصاءات المتحيزة للمعلمة θ . g - الاحصاء غير المتحيز ذو التباين الاقل من بين جميع الاحصاءات غير المتحيزة للمعلمة θ . e - الاحصاء المتحيز ذو التباين الاكبر من بين جميع الاحصاءات المتحيزة للمعلمة g - المعلمة الارجحية g -							· · · · · · · · · · · · · · · · · · ·
eta - الاحصاء غير المتحيز ذو التباين إلاقل من بين جميع الاحصاءات غير المتحيزة للمعلمة eta . eta - الاحصاء المتحيز ذو التباين الاكبر من بين جميع الاحصاءات المتحيزة للمعلمة eta (10) نسبة الارجحية λ هي عبارة عن : $ \hat{\lambda} = \lambda =$							
د- الاحصاء المتحيز في التباين الاكبر من بين جميع الاحصاءات المتحيزة للمعلمة θ . (10) نسبة الارجحية λ هي عبارة عن : المحصاء لا تعتمد على المعالم المجهولة ب-احصاء تعتمد على المعالم المجهولة ب- معلمة $\frac{e^{\frac{-\theta}{\beta}}}{\Gamma(\alpha)\beta^{\alpha}}$ فان : $\frac{\theta^{\alpha-1}e^{\frac{-\theta}{\beta}}}{\Gamma(\alpha)\beta^{\alpha}}$ فان : $\frac{\theta^{\alpha-1}e^{\frac{-\theta}{\beta}}}{\Gamma(\alpha)\beta^{\alpha}}$ فان : $\frac{\theta^{\alpha-1}e^{\frac{-\theta}{\beta}}}{\Gamma(\alpha)\beta^{\alpha}}$ فان : $\frac{\theta}{\Gamma(\alpha)\beta^{\alpha}}$ في اختبار جودة المطابقة جدول: $\frac{\theta}{\Gamma(\alpha)\beta^{\alpha}}$							
(10) نسبة الارجحية χ هي عبارة عن :							
نان اذا كانت $x_1, x_2,, x_n$ عينة عشوائية من توزيع جاما $\frac{\theta^{\alpha-1}e^{\frac{-\theta}{\beta}}}{\Gamma(\alpha)\beta^{\alpha}}$ فان : $x_1, x_2,, x_n$ غان : $x_1, x_2,, x_n$ غان : $\theta \ge 0$ جا $\theta \ge 0$ دد $\theta > 1$ أدا كانت $\theta \ge 0$ عينة عشوائية من توزيع $\theta \ge 0$ اذا كانت $\theta \ge 0$ عينة عشوائية من توزيع $\theta \ge 0$ اذا كانت $\theta \ge 0$ بالمالية من توزيع $\theta \ge 0$ بالمالية جدول: $\theta \ge 0$ بالمطابقة جدول: $\theta \ge 0$ بالمطابقة جدول: $\theta \ge 0$ بالمطابقة جدول:						ر هي عبارة عن :	رو10) نسبة الارجمية $ eta $
$-\infty < \theta < \infty$. $-\infty < 0$. $-\infty < $		٠ د ـ معلمة	ولة جــــــــــــــــــــــــــــــــــــ	-A		·	-
$-\infty < \theta < \infty$. $-\infty < 0$. $-\infty < $				$:$ فان خان $rac{ heta^{lpha-1}e^{rac{ec{ec{eta}}}{eta}}}{\Gamma(lpha)eta^lpha}$ ل	ة من توزيع جاه	عينة عشواني x_1, x_2	$,, x_n$ اذا کانت (11)
$X:N(0,1)$ - ح $X:N(\mu,\sigma^2)$ - ح $X:\Gamma(1,n)$ - ب $X:\Gamma(2,\frac{n}{2})$ - آ $X:\Gamma(2,\frac{n}{2})$ - آ $X:\Gamma(2,\frac{n}{2})$ - آ $X:\Gamma(2,\frac{n}{2})$ - آ $X:\Gamma(2,\frac{n}{2})$ نستخدم في اختبار جودة المطابقة جدول:				\ //			
_ (13) نستخدم في اختبار جودة المطابقة جدول:			بع:				
_ (13) نستخدم في اختبار جودة المطابقة جدول: أ- جدول كاي تربيع ب- جدول التوزيع الطبيعي ج- جدول بواسون د- جدول ذات الحدين			X: N(0,1)	$X:N(\mu,\sigma^2)$)-€	$X:\Gamma(1,n) \rightarrow$	$X:\Gamma(2,\frac{n}{2})$
		ذات الحدين	ن <u>د۔ جدول</u> ۂ	جـ جدول يواسو): م الطبيعي	ِ جودة المطابقة جدول ب- جدول التوزي	_ (13) نستخدم في اختبار أـ جدول كاي تربيع

P(X < 80) اذا كان P(X < 80) نساوي: X: N(60,100) نساوي:

(15) الاختبار غير المتحير المنتظم الاكثر فاعلية هو:

السؤال الثاني:

ضع نعم أمام العبارة الصحيحة وكلمة لا أمام العبارة الخاطئة ثم انقلها الى الجدول المخصص لذلك:

heta المعلمة عن كاف المعلمة $T=\sum_{i=1}^{N}$ المعلمة عن توزيع المعلمة $\mathrm{P}(heta)$ المعلمة كاف المعلمة $X_1,X_2,....,X_n$

 $T = Max\{Xi\}$ فان $f(x, \theta) = \frac{1}{\theta}$ هن توزيع X_1, X_2, \dots, X_n احصاء كافي للمعلمة عشوائية من توزيع X_1, X_2, \dots, X_n

lpha ان قيمة lpha هي أصغر حد أعلى لاحتمال الوقوع في خطأ من النوع الاول.

n يتبع توزيع χ^2 بدرجات حرية $\frac{\sum (xi-\overline{x})}{\sigma^2}$ المقدار

heta - اذا علمنا قيمة الآحصاء الكافي فاتنا لن نكون بحاجة لقيم العينة لانها لن تعطينا معلومات أكثر حول المعلمة heta

 $L(\omega)$ في ألى النهاية العظمى للدالة $L(\omega)$ في $L(\omega)$ في ألد الله الله 6-

7- نرفض الفرضية العدمية كلما كانت النسبة $\frac{L(\hat{\omega})}{L(\hat{\Omega})}$ صغيرة في اختبار نسبة الارجحية.

lpha- الاختبار المنتظم الاكثر فاعلية (UMP) يطلُق على الاختبار الاحصائي بمستوى معنوية lpha والذي له أكبر قوة ممكنة من بين جميع الاختبارات الاحصائية الاخرى بنفس مستوى المعنوية lpha.

1-lpha مستوى المعثوية يكون مساوياً للمقدار -1

 $-2\log \lambda > C$ الاختبار الأكثر فاعلية سيؤدي إلى رفض الفرضية العدمية عندما تكون 10

السؤال الثالث:

اذا كانت x_1, x_2, \dots, x_n متغيرات عشوائية متناظرة مستقلة تتبع التوزيع الطبيعي $N(\mu, \sigma^2)$ وافرض أن σ معلومة. اختبر الفرضية $H_1: \theta \neq \mu_0$ مقابل الفرضية والمكن كتابتها على الصيغة الحرجة لاختبار نسبة الارجحية يمكن كتابتها على الصيغة

$$\cdot \left\lceil \frac{\sqrt{n}(\bar{x} - \mu_0)}{\sigma} \right\rceil^2$$

السوال الرابع:

السية. $f(X, \theta) = \binom{n}{x} \theta^x (1-\theta)^{n-x} \quad 0 < \theta < 1, X = 0,1,2,...,n$

اجب عن أحد السؤالين التاليين

السؤال الخامس:

اً۔ لتکن $\tau = \left\{ f(.,\theta); f(x;\theta) = e^{-\theta} \frac{\theta^x}{x!}, \quad \theta \in (0,\infty), \quad x = 0,1,\ldots \right\}$ أد لتكن $\tau = \left\{ f(.,\theta); f(x;\theta) = e^{-\theta} \frac{\theta^x}{x!}, \quad \theta \in (0,\infty), \quad x = 0,1,\ldots \right\}$

ب اذا کان $T(X)=\sum X$ احصاء کاف للمعلمة $f(x; heta)=e^{- heta}$ ب اذا کان $\theta\in (0,\infty),\quad x=0,1,\dots$ احصاء کاف المعلمة واحد المعلمة المعلمة

السؤال السادس:

اً. التكن
$$\tau = \left\{ f(.,\theta); f(x;\theta) = \binom{n}{x} \theta^x (1-\theta)^{n-x}, \quad \theta \in (0,1), \quad x = 0,1,...n. \right\}$$
 الملة. $\tau = \left\{ f(.,\theta); f(x;\theta) = \binom{n}{x} \theta^x (1-\theta)^{n-x}, \quad \theta \in (0,1), \quad x = 0,1,...n. \right\}$ الملة. 10)

ب- اذا كان $X_1,....,X_n$ مجموعة من المتغيرات العشوائية المتناظرة المستقلة التي تتبع توزيع ذات الحدين $B(1,\theta)$. أثبت أن θ علامات $T(X)=\sum X$ انتهت الاسئلة

اسم الطالب:
رقم الطالب:
تاريخ الامتحان:

(30 علامة)

بسم الله الرحمن الرحيم
جامعة القدس المفتوحة
إجابة الامتحان الثهائي
القصار الثالي الإحمادا

2016/2015

احصاء رياضي	المقرر:	أستم
1404(5462)	المقرر:	قم
وساعة ونصف	الامتحان	مدة

عدد الاسئلة: ستة.....

-- <u>چ</u> پھن --

السوال الاول: اختر الاحلية المرجوبة في إنا يتراثقا المارتان الحربا الشهرين ا

							ے ندلک:	مخصص	جدول اا	ے الی ال	ىقل اجابنا	ايلي دم ا	بيحه فيم	ابه الصد	احس الاج
15	14	13	12	11	10	9	8	7	6	5	4	3	2	1	رقم
															السوال
7	ح	Í	. 1	Ļ	ح -	ج	Í	7	Í	İ	ب	ب	ب	ح	رمڙ ِ
															الاجابة
110	206	194	252	252	181	278	251	253	181	252	252	256	163	256	

(20 علامة)

السوال الناسي: أجب بنعم أم لا فيما يلى ثم انقل اجابتك الى الجدول المخصص لذلك:

					-						
	10	9	8	7	6	5	4	3	2	1	رقم السؤال
1	نعم	K	نعم	تعم	نعم	نعم	¥	نعم	نعم	نعم	رمز الاجابة
	181	181	181	181	180	255	256	181	260	286	

قالث: الشائد: المنطقة متغيرات عثى المنطقة متناظرة مستقلة تتبع التوزيع الطبيعي $N(\mu,\sigma^2)$ وافرض أن σ معلومة. المنت $x_1,x_2,....,x_n$ مقابل الفرضية H_0 مقابل الفرضية H_0 به وأثبت أن المنطقة الحرجة لاختبار نسبة الارجحية يمكن كتابتها المنطقة الحرجة المختبار نسبة الارجحية يمكن كتابتها المنطقة الحرجة المختبار نسبة المرجحية يمكن كتابتها المنطقة المحرجة المختبار نسبة المرجحية المختبار المنطقة المحرجة المختبار نسبة المنطقة المحرجة المختبار نسبة المحتبار المنطقة المحرجة المختبار نسبة المحتبار المختبار ا



$$-\sqrt{n(\overline{x}-\mu_0)}^2$$
 على الصبغة

 $\hat{\mu}_{0} = \overline{x}, \quad \hat{\mu}_{0} = \mu_{0}$

$$L(\hat{\Omega}) = \left(\frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma}}\right)^n \exp\left\{-\frac{1}{2\sigma^2}\sum_{i}(xi - \overline{x})^2\right\}$$

$$L(\hat{\omega}) = \left(\frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma}}\right)^n \exp\left\{-\frac{1}{2\sigma^2}\sum (xi - \mu_0)^2\right\}$$

$$\lambda = \frac{L(\hat{\omega})}{L(\hat{\Omega})} = \exp\left\{\frac{-1}{2\sigma^2} \left[\sum x_j^2 - 2n\mu_0 \overline{x} + n\mu_0^2 - \sum x_j^2 + n\overline{x^2}\right]\right\}$$

$$= \exp\left\{\frac{-1}{2\sigma^2} \left[n(\overline{x}^2 - 2\mu_0 \overline{x} + \mu_0^2)\right]\right\}$$

$$= \exp\left\{\frac{-n}{2\sigma^2} (\overline{x} - \mu_0)^2\right\}$$

$$-2\log\lambda = \frac{n}{\sigma^2} (\overline{x} - \mu_0)^2$$

$$\phi(z) = \begin{cases} 1 & \left[\frac{\sqrt{n}(\overline{x} - \mu_0)}{\sigma} \right]^2 > C \\ 0 & ow \end{cases}$$

أثبت أنها تنتمي الى عائلة التوزيعات الأسية.
$$f(X,\theta) = \binom{n}{x} \theta^x (1-\theta)^{n-x} \quad 0 < \theta < 1, X = 0,1,2,...,n$$

$$f(x,\theta) = (1-\theta)^n \exp\left[x\left(\log\frac{\theta}{1-\theta}\right)\right] \binom{n}{x}$$

$$C(\theta) = (1 - \theta)^n$$
, $Q(\theta) = \log \frac{\theta}{1 - \theta}$, $T(x) = x$ $h(x) = \binom{n}{x}$

ص281

اختياري /أجب عن أحد السؤالين التاليين السؤال الخامس:

20 علامة)

اً۔ لتکن
$$\tau=\left\{f(.,\theta); f(x;\theta)=e^{- heta}\,rac{ heta^x}{x!}, \quad \theta\in (0,\infty), \quad x=0,1,...
ight\}$$
 التکن $E_{ heta}g(x)=\sum_{n=0}^{\infty}g(x)e^{- heta}\,rac{ heta^x}{x!}$

$$=e^{-\theta}\sum_{x=0}^{\infty}\frac{g(x)}{x!}\theta^{x}=0$$

 $E_{\theta}g(x)=0$ اذا کان

$$g(x) = 0$$
 $\forall x \leftarrow \frac{g(x)}{x!} = 0$ $\forall x \leftarrow \theta \in (0, \infty)$ وذلك لقيم

$$T(X)=\sum X$$
 أثبت أن $f(x; heta)=e^{- heta}rac{ heta^x}{x!}$ $heta\in ig(0,\inftyig),\quad x=0,1,\dots$ بـ اذا كان

وهي دالة الكثافة المشتركة
$$f(\underline{x},\theta) = \prod_{i=1}^n f(x_i,\theta) = \prod_{i=1}^n \frac{\theta^{xi}e^{-\theta}}{xi!} = \frac{e^{-n\theta}\theta^{\sum xi}}{\prod_{i=1}^n xi!}$$

$$T = \sum x^{-1}$$

(10 علامات)

$$x: P(\theta) \to \sum x: P(n\theta)$$

$$h(t,\theta) = \frac{(n\theta)! e^{-n\theta}}{t!} \quad t = 1,2,...$$

$$f(\underline{x}, \theta / T = t) = \frac{f(\underline{x}, \theta)}{h(t, \theta)} = \frac{e^{-n\theta} \theta^{\sum xi} t!}{\left(\prod xi!\right) e^{-n\theta} \left(n\theta\right)^t} = \frac{\sum xi!}{\left(\prod xi!\right) n^{\sum xi}} \qquad t = \sum X$$

نجد من هنا أنه لا يعتمد على θ اذن $T(X) = \sum X$ هو احصاء كاف

ص256

المائة
$$au$$
 كاملة.
$$au = \left\{ f(.,\theta); f(x;\theta) = \binom{n}{x} \theta^x (1-\theta)^{n-x}, \quad \theta \in (0,1), \quad x = 0,1,...,n. \right\}$$
المائة au كاملة.
$$E_{\theta}g(X) = \sum_{x=0}^n g(x)\theta^x (1-\theta)^{n-x} = (1-\theta)^n \sum_{x=0}^n g(x) \binom{n}{x} \rho^x$$

$$\rho = \frac{\theta}{1-\theta}$$

$$au = \frac{\theta}{1-\theta}$$
 (10)
$$au = \frac{1}{2} \int_{x=0}^n g(x) \binom{n}{x} \rho^x = 0$$

$$au = 0,1,...,n$$

$$au = 0,1,...,n$$

$$au = 0,1,...,n$$

ص269 أ- اذا كان $X_1,....,X_n$ مجموعة من المتغيرات العشوائية المتناظرة المستقلة التي تتبع توزيع ذات الحدين B(1, heta) .أثبت أن -1heta احصاء كاف للمعلمة $T(X) = \sum X$

$$T(X) = \sum X$$

$$T: B(n,\theta)$$

$$f_T(t;\theta) = \binom{n}{t} \theta^t (1-\theta)^{n-t}; \quad t = 0,1,2,...,n$$

$$= \frac{\theta^{x_1} (1-\theta)^{1-x_1},....,\theta^{x_n} (1-\theta)^{1-x_n}}{\binom{n}{t} \theta^t (1-\theta)^{n-t}} = \frac{\theta^t (1-\theta)^{n-t}}{\binom{n}{t} \theta^t (1-\theta)^{n-t}} = \frac{1}{\binom{n}{t}}$$

$$Y = \frac{1}{t}$$

ص253



احصاء رياضي	سيم المقرر:
5462	قم المقرر:
ساعة ونصف	بدة الامتحان
ستة	عدد الإسئلة:

********	اسم الطالب:
	رقم الطالب:
ن:ا	تاريخ الامتحا

بسم الله الرحمق الرجيم

جامعة القدس المفتو الامتحان النهائي البديل (غير المكتمل) للفصل الثاني 2015/2014

__ نظری__

 عبىء كافة المعلومات المطلوبة عنك في دفتر الاجابة وعلى ورقة الاسئلة. 	عزيزي الطالب:
マー・・・・ 5 年 - 1 - 1 1 2 to 1 1 2 1 1 2 1 - 1 1 2 1 - 1 1 6 1 5 2 0 0	

للاسئلة الموضوعية (ان وجدت) على الجدول المخصص في دفتر الاجابة

3. ضع رقم السؤال للاسئلة المقالية واجب على دفتر الاجابة.

(20 علامة) السوال الأول:

أجب بنعم أم لا فيما يلي ثم انقل إجابتك إلى الجدول المخصص لذلك: انستطيع استخدام اختبار نسبة الارجحية فقط عندما تكون كلا من الفرضية الصفرية والفرضية البديلة بسيطة على المستطة المستطقة المستطة المستطقة المست

> $L(\omega)$ يشير الدليل \max في $L(\omega)$ إلى النهاية العظمى للدالة (2)نرفض الفرضية العدمية كلما كانت النسبة $\lambda = rac{L(\hat{m{lpha}})}{L(\hat{m{lpha}})}$ نرفض الفرضية العدمية كلما كانت النسبة λ

. heta يعتبر T إحصاء كاف إذا كانت كثافة الاحتمال الشرطية للمتجه العشوائي x تعتمد على heta .

الإحصاء الفعال للمعلمة θ هو الإحصاء المتحيز ذو التباين الأكبر.

يسمى الإحصاء بالفريد إذا كانت T احصاءاً كافيا للمعلمة θ وكانت C=g(., heta) عائلة كاملة وكان T احصاء غير (6 T متحيز للمعلمة θ وهو دالة في

7) في اختبار نسبة الارجحية يمكن تحديد درجات الحرية عن طريق عدد المعالم المستقلة التي تحددها الفرضية العدمية.

-1-lpha مستوى المعنوية يكون مساوياً للمقدار -1

 $-2\log \lambda > C$ الاختبار الأكثر فاعلية سيؤدي إلى رفض الفرضية العدمية عندما تكون $2\log \lambda > C$

10) لاستخدام اختبارات جودة المطابقة يجب وجود قيمة فعلية وقيمة مقدرة.

السؤال الثاني: (30 علامة)

اختر الإجابة الصحيحة فيما يلى ثم انقل إجابتك إلى الجدول المخصص لذلك:

(1) إذا كان $x:N(\mu,\sigma^2)$ عينة عشوائية تتبع التوزيع الطبيعي $x:N(\mu,\sigma^2)$ هو:

 $x: N(\mu, \sigma^2)$ (4) χ_n^2 (5) χ_1^2 (4) x: N(0,1) (

نا كان x متغير عشوائي يتبع التوزيع المنتظم $X:U(0,\theta)$ فان $X:U(0,\theta)$

 $x > \theta$ (4) 0 < x < 1 (1) x > 0 (ε $0 < x < \theta$ (φ

يساوي: $\sum_{i=1}^{20} x_i$ عينة عشوائية تتبع توزيع ذات الحدين b:(1,p) فان توقع $x_1,x_2,....,x_{20}$ يساوي:

 $\frac{p}{20}$ -2 $\frac{20}{p}$ -7 ب- 20*p* p-1

اذا كان $x_1, x_2,, x_n$ وكان $x_1, x_2,, x_n$ وكان $x_1, x_2,, x_n$ وكانت $x_1, x_2,, x_n$ وكانت $x_1, x_2,, x_n$

 $-\sum \log xi$ (4) $\prod xi$ (5) $\sum x^2$ (4) \bar{x} (1)

وعند استخدام اختبار نسبة $f(x,\theta) = \theta^x (1-\theta)^{1-x}$, 0 < x < 1 عينة عشوائية من التوزيع (5) الارجحية لاختبار الفرضية $H_0: \theta=\theta_0$ ضد الفرضية والفرضية الفرضية الفرضية $H_0: \theta=\theta_0$ يساوي الارجحية الاحتبار الفرضية الفرض

 $\theta^x (1-\theta)^{n-x}$ $\theta^{\sum x} (1-\theta)^{1-\sum x}$ -> $\theta^{\sum x} (1-\theta)^{n-\sum x}$ - ε $\theta^{\sum x} (1-\theta)^{n-x}$ - φ

(6) الإحصاء الغير متحيز بأقل تباين ممكن من بين مجموعة الإحصاءات غير المتحيزة للمعلمة هو:

ج- الإحصاء الوصفى ب- الإحصاء الفريد أ- الإحصاء المتميل د الاحصاء الكامل

(7) مجموعة القيم الممكنة للمعلمة تعرف على أنها:

ج_ الكفاية أ_ فضاء المعلمة ب- المقدر الفعال - د ـ الاختيار

(8) أي المتغيرات التالية له دالة كثافة احتمالية تنتمي إلى عَائلة التوزيعات الأسية: الوحدة الثالثة
$$\sigma^2$$
 معلومة دـ جميع ما ذكر أو توزيع بواسون بـ توزيع ذات الحدين السالب جـ $(\alpha, 0)$ فان $x: N(\theta, \sigma^2)$ معلومة دـ جميع ما ذكر (9) اذا كانت x_1, x_2, \dots, x_8 عينة عشوائية من توزيع جاما $\Gamma(\alpha, 2)$ فان $\Gamma(\alpha, 2)$ د $\Gamma(\alpha, 16)$ د $\Gamma(\alpha, 16$

اختيارى /أجب عن أحد السؤالين التاليين

السؤال الخامس: يريد احد الباحثين اختبار فيما اذا كان هناك علاقة بين مستوى التعليم ومكان السكن في احد المحافظات. قام الباحث بأخذ عينة من 30 شخص، وكانت النتائج كما بلي:

				سيس ريب ،ستع سه چي.
ادي فأقل	اعد	تانوي فأقل	ثانوي فأكثر	Oij
	5	7	3	ريف
	2	2	2	مخيم
	3	4	2	مدينة

هل تعطى هذه النتائج دليلاً كافياً على أن مستوى التحصيل يتأثر بمكان السكن على مستوى دلالة lpha=0.05

السؤال السادس: السؤال السادس: الموال السادس: الموال السادس: الموال السادس: الموال السادس: الموال الموال الموال الموالية متناظرة مستقلة تتبع التوزيع الطبيعي $N(\mu,\sigma^2)$ وافرض أن $N(\mu,\sigma^2)$ معلومة. اختبر الموضية $H_0,\theta=\mu_0$ مقابل الفرضية $H_0,\theta=\mu_0$ وأثبت أن المنطقة الحرجة لاختبار نسبة الارجحية يمكن كتابتها على الصيغة $\left[\frac{\sqrt{n}(\overline{x}-\mu_0)}{\sigma}\right]^2$.

انتهت الاسئلة

نظري	الطالب: الطالب: خ الامتحان	رقم	المكتمل)	مفتوحة ديل(غير 1142"	له الرحمن القدس الد القاني الب الثاني ال	جامعة لامتحان اا للقصل	إجابة ا		*******	نصف.	مقرر: احصاء ر مقرر: 5462. لامتحان:ساعة و لاسئلة: ستة	رقم ال مدة ال
	الاجابة	في دفتر	ل المخصص			ة الموضوعي	حيحة للاسئا	المطلوبة عنا ر الاجابة الص ة المقالية وا	سؤال ورموة	ضع رقم ال	.2	عزيزي
20 علامة)).).										السوال الاول:	
	· ·		· · · · · ·							-5	أجب بنعم أم لا أ	٦
	10 نعم	9 نعم	8	7 نعم	<u>6</u> نعم	<u>5</u>	<u>4</u> ਮ	<u>3</u> نعم	2 نعم	<u>1</u> ਪ	رقم السؤال رمز الإجابة	-
	بعم	بعم	¥	نگم	ىعم	<u> </u>	¥	يعم	العم	. 2	رمر الإجابة]
30 علامة)	.) .				1000						السؤال الثاثي:	
. (-	,			ذلك	خصص ا	لجدول الم	ابتك الى ا	ثم انقل اج	فيما يلي	سحيحة	اختر الإجابة الم	
	10	9	8	7	6	5	4	3	2	1	رقم السؤال	
	Í	٠٠	. 3	1	Ļ	<u> </u>	İ	ب	Ļ	ų	رمز الاجابة	
20 علامة))					·					السؤال الثالث:	
	·		$ au = \left\{$	$f(.,\theta)$	$f(x;\theta)$	$=e^{-\theta}\frac{t}{a}$	$\frac{\theta^x}{x!}$, θ	$\in (0,\infty)$	x =	0,1,}	لتكن .	
			·	,				املة.	لة ت ك	أن العائا	أ_ فأثبت	
								$E_{\theta}g(x)$	$)=\sum_{x=0}^{\infty} g$	$g(x)e^{-\epsilon}$	$\theta \frac{\theta^x}{x!}$	
				علامات)	8)			$=e^{-\theta}\sum_{x=0}^{\infty}$	$\sum_{n=0}^{\infty} \frac{g(x)}{x!} dx$	$\theta^x = 0$		
			`		,				$E_{\theta}g(x)$	0 = 0	اڈا کار	
				g(x) =	0 ∀ <i>x</i>	$\Leftarrow \frac{g(z)}{z}$	$\frac{x}{x} = 0$	$\forall x \Leftarrow$	$\theta \in (0,$	لقيم (∞	وذلك ا	

auب أثبت أن $T(X) = \sum X$ احصاء كاف للمعلمة au

وهي دالة الكثافة المشتركة
$$f(\underline{x},\theta) = \prod_{i=1}^n f(x_i,\theta) = \prod_{i=1}^n \frac{\theta^{xi}e^{-\theta}}{xi!} = \frac{e^{-n\theta}\theta^{\sum xi}}{\prod\limits_{i=1}^n xi!}$$

$$T = \sum x$$

$$x : P(\theta) \to \sum x : P(n\theta)$$

$$h(t,\theta) = \frac{(n\theta)^t e^{-n\theta}}{t!} \quad t = 1,2,...$$

$$f(\underline{x},\theta/T=t) = \frac{f(\underline{x},\theta)}{h(t,\theta)} = \frac{e^{-n\theta}\theta^{\sum xi}t!}{\left(\prod xi!\right)e^{-n\theta}(n\theta)^t} = \frac{\sum xi!}{\left(\prod xi!\right)n^{\sum xi}} \qquad t = \sum X$$

نجد من هذا أنه لا يعتمد على heta اذن $X = \sum X$ هو احصاء كاف

السؤال الرابع: التوزيع الايسي: متغيرات عثوانية متناظرة مستقلة تتبع التوزيع الايسي: اذا كاثت x_1, x_2, \dots, x_n

.
$$heta$$
 أوجد المقدر الفعال للمعلمة $f(x,\theta) = \frac{1}{\theta}e^{-\frac{x}{\theta}}$ $\theta \in \Omega = (0,\infty)$ $\theta \in \Omega$

heta وهو احصاء كاف وكامل للمعلمة $T(X)=\sum X$ وهو احصاء غير متحيز للمعلمة $\hat{\theta}=\overline{X}=U$ ومن هنا نستنتج أنه مقدر فعال لهذه المعلمة $\phi(T)=E_0\left(U/T\right)=rac{1}{n}E\Bigl(\sum Xi/\sum Xi\Bigr)=\overline{X}$ وهو المقدر الفعال الوحيد للمعلمة θ

اختياري /اختر احد السؤالين

اختياري /أجب عن أحد السؤالين التاليين

السؤال الخامس: يريد احد الباحثين اختبار فيما اذا كان هناك علاقة بين مستوى التعليم ومكان السكن في احد المحافظات. قام الباحث بأخذ عينة من 30 شخص وكانت النتائج كما يلي:

المجموع	اعدادي فأقل	تانوي فأقل	تانوي فأكثر	Oij
15	5	7	3	ريف
6	2	2	2	مخيم
9	3	4	2	مدينة
30	10	13	7	المجموع

lpha=0.05 هن تعطى هذه النتائج دليل كاف على أن مستوى التحصيل يتأثر بمكان السكن على مستوى دلالة

· · · · · · · · · · · · · · · · · · ·	اعدادي فأقل	ٹانوي فاقل	ثاثوي فأكثر	eij
	5	6.5	3.5	ريف
	2	2.6	1.4	مخيم
	3	3.9	2.1	مدينة

$$\chi^{2} = \frac{(3-3.5)^{2}}{3.5} + \frac{(7-6.5)^{2}}{6.5} + \frac{(5-5)^{2}}{5} + \frac{(2-1.4)^{2}}{1.4} + \frac{(2-2.6)^{2}}{2.6} + \frac{(2-2)^{2}}{2} + \frac{(2-2.1)^{2}}{2.1} + \frac{(4-3.9)^{2}}{3.9} + \frac{(3-3)^{2}}{3}$$

$$= 0.071 + 0.038 + 0.000 + 0.257 + 0.138 + 0.000 + 0.005 + 0.003 + 0.000 = 0.513$$

$$\chi^{2}_{4,0.05} = 9.488$$

نقبل الفرضية الصفرية السوال السادس: (20 علامة)

اذا كانت $x_1,x_2,....,x_n$ متغيرات عشوائية متناظرة مستقلة تتبع التوزيع الطبيعي $N(\mu,\sigma^2)$ وافترض أن $N(\mu,\sigma^2)$ معلومة. اختبر الفرضية H_0 مقابل الفرضية يمكن كتابتها على الصيغة الحرجة لاختبار نسبة الارجحية يمكن كتابتها على الصيغة

$$\cdot \left[\frac{\sqrt{n}(\overline{x} - \mu_0)}{\sigma} \right]^2$$

$$\hat{\mu}_{\Omega} = \overline{x}, \quad \hat{\mu}_{\omega} = \mu_0$$

$$L(\hat{\Omega}) = \left(\frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma}}\right)^n \exp\left\{-\frac{1}{2\sigma^2} \sum (xi - \bar{x})^2\right\}$$
$$L(\hat{\omega}) = \left(\frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma}}\right)^n \exp\left\{-\frac{1}{2\sigma^2} \sum (xi - \mu_0)^2\right\}$$

$$\lambda = \left(\frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma}}\right)^n \exp\left\{-\frac{1}{2\sigma^2}\sum (xi - \overline{x})^2\right\}$$

$$= \exp\left\{\frac{-1}{2\sigma^2}\left[\sum x_j^2 - 2n\mu_0\overline{x} + n\mu_0^2 - \sum xj^2 + n\overline{x}\right]\right\}$$

$$= \exp\left\{\frac{-1}{2\sigma^2}\left[n(\overline{x}^2 - 2\mu_0\overline{x} + \mu_0^2)\right]\right\}$$

$$= \exp\left\{\frac{-n}{2\sigma^2}(\overline{x} - \mu_0)^2\right\}$$

$$-2\log\lambda = \frac{n}{\sigma^2}(\overline{x} - \mu_0)^2$$

$$\phi(z) = \begin{cases} 1 & \left[\frac{\sqrt{n}(\overline{x} - \mu_0)}{\sigma} \right]^2 > C \\ 0 & ow \end{cases}$$

نتهت الاجابة

