

إجابة أمتحان

الفرقة الرابعة علوم شعب الرياضيات و الحاسب المادة : نقرر خاص

يوم الأمتحان : الاربعاء 15 / 1 / 2014 م ورقة كاملة

أستاذ المادة : أ . د . / حسني كامل عبد المقصود أستاذ غير متفرغ بقسم الرياضيات بكلية العلوم جامعة بينها

أجب عن أربعة أسئلة فقط من الأسئلة الآتية:

1. إذا كان (X, Y) متغير عشوائي في بعدين له دالة الكثافة الاحتمالية

$$f(x, y) = C(6 - x - y) \quad , \quad 0 < x < 2 \quad , \quad 2 < y < 4$$

أوجد قيمة C ، وأوجد التباين بين X و Y ومن ثم اوجد معامل الارتباط بينهما وكذلك أوجد $P[X > 1, Y < 3]$, $P[X > 1]$, $P[X + Y < 3]$. (20 درجة)

اجابة السؤال الأول: إذا كان $C > 0$ فإن $f(x, y) \geq 0$

$$1 = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} f(x, y) dx dy = \int_2^4 \int_0^2 C(6 - x - y) dx dy = C \int_2^4 (10 - 2y) dy = C(24 - 16) = 8C$$

$$\therefore C = \frac{1}{8}$$

إذن باختيار الثابت $C = \frac{1}{8}$ فإن $f(x, y)$ تحقق شروط دالة كثافة مشتركة .

يمكن إيجاد دالة الكثافة الهامشية لكل منهما وهي

$$f(x) = \int_2^4 \frac{1}{8}(6 - x - y) dy = \frac{1}{4}(3 - x) \quad ; \quad 0 \leq x \leq 2$$

$$g(y) = \int_0^2 \frac{1}{8}(6 - x - y) dx = \frac{1}{4}(5 - y) \quad ; \quad 2 \leq y \leq 4$$

$$E[X] = \mu_x = \int xf(x)dx = \int_0^2 x \times \frac{1}{4}(3-x)dx = \frac{5}{6}$$

$$E[Y] = \mu_y = \int yg(y)dy = \int_2^4 \frac{1}{4}y \times (5-y)dy = \frac{17}{6}$$

$$E[X^2] = \int x^2 f(x)dx = \int_0^2 x^2 \times \frac{1}{4}(3-x)dx = 1$$

$$E[Y^2] = \int y^2 g(y)dy = \int_2^4 \frac{1}{4}y^2 \times (5-y)dy = \frac{25}{3}$$

$$Var[X] = \sigma_x^2 = 1 - \left(\frac{5}{6}\right)^2 = \frac{11}{36}$$

$$Var[Y] = \sigma_y^2 = \frac{25}{3} - \left(\frac{17}{6}\right)^2 = \frac{11}{36}$$

$$E[XY] = \iint xyf(x,y)dxdy = \int_2^4 \int_0^2 xy \times \frac{1}{8}(6-x-y)dxdy = \frac{7}{3}$$

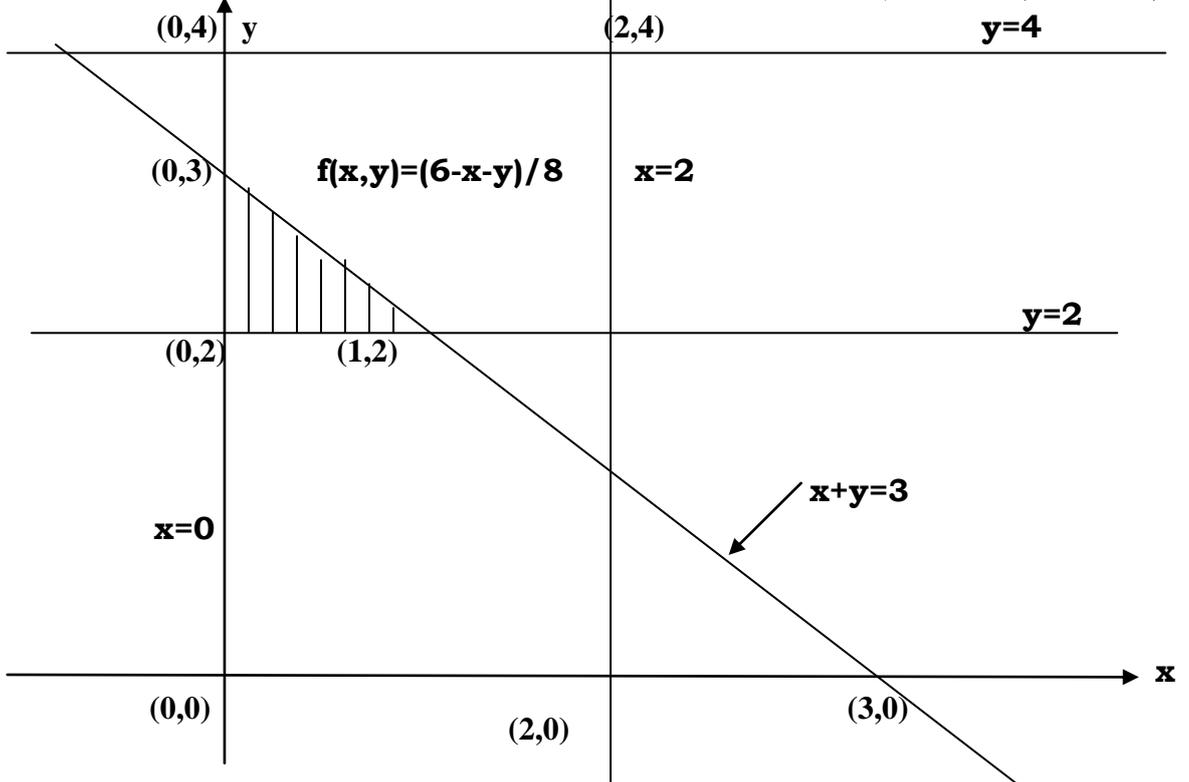
$$Cov[X,Y] = E[XY] - E[X]E[Y] = \frac{7}{3} - \frac{5}{6} \times \frac{17}{6} = -\frac{1}{36}$$

$$\rho[X,Y] = \frac{Cov[X,Y]}{\sigma_x \sigma_y} = -\frac{\frac{1}{36}}{\sqrt{\frac{11}{36} \times \frac{11}{36}}} = -\frac{1}{11}$$

$$P(X > 1; Y < 3) = \int_1^2 dx \int_2^3 \frac{1}{8}(6-x-y)dy = \frac{1}{8} \int_1^2 \left(\frac{7}{2} - x\right)dx = \frac{3}{8}$$

$$P(X > 1) = \int_1^2 f(x)dx = \int_1^2 \frac{1}{4}(3-x)dx = \frac{3}{8}$$

لإيجاد $P(X+Y < 3)$ يجب رسم المساحة المعروفة عليها الكثافة المشتركة والمساحة المطلوب إيجاد الاحتمال عليها



$$P(X + Y < 3) = \int_2^3 \int_0^{3-y} \frac{1}{8}(6-x-y) dx dy = \frac{1}{8} \int_2^3 \left(\frac{27}{2} - 6y + \frac{1}{2} y^2 \right) dy = \frac{5}{24}$$

2. أ. دالة الكثافة الاحتمالية للمتغير العشوائي X تعطي بالعلاقة $f(x) = \frac{3}{8}x^2$, $0 < x < 2$

أوجد دالة الكثافة للمتغير العشوائي $Y = X^3$ ومن ثم اوجد توقع وتباين المتغير العشوائي Y . (10 درجة)

اجابة السؤال الثاني (أ) :

إذا كانت $G(y)$ ترمز إلى دالة التوزيع التراكمية للمتغير Y عند النقطة y . فإن

$$\begin{aligned} G(y) &= P(Y \leq y) \\ &= P(X^3 \leq y) \\ &= P\left(X \leq y^{1/3}\right) \\ &= \int_0^{y^{1/3}} \frac{3}{8}x^2 dx \\ &= \frac{3}{8} \left[\frac{x^3}{3} \right]_0^{y^{1/3}} = \frac{1}{8}y \end{aligned}$$

وبالتالي فإن $g(y) = \frac{1}{8}$ لكل $0 < y < 8$ ، $g(y) = 0$ بخلاف ذلك .

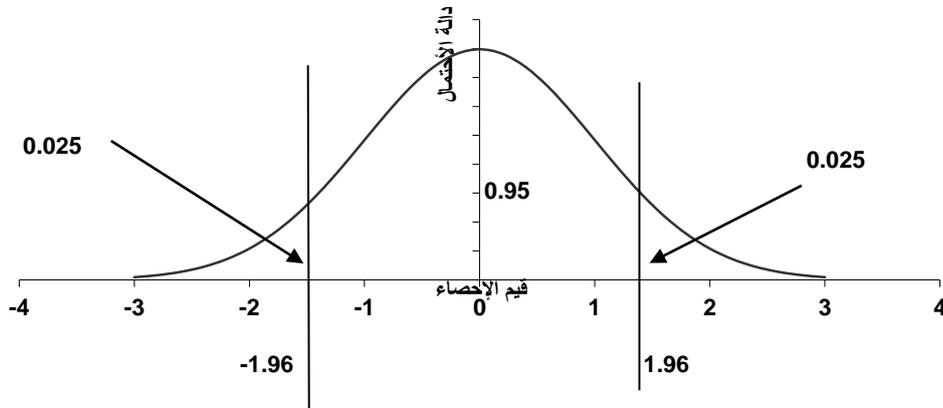
ب . أختبرت عينة عشوائية من 16 من مجتمع تبع التوزيع الطبيعي تباينة 4 . فإذا كان متوسط العينة $\bar{x} = 23.5$ فأوجد حدود الثقة لمتوسط المجتمع عند درجة ثقة 95% . وإذا كان تباين المجتمع مجهول ووجد ان تباين العينة $s^2 = 5$ فأوجد حدود الثقة لمتوسط المجتمع عند درجة ثقة 99% . علما بأن $t_{(0.005,15)} = 2.974$. (10 درجة)

اجابة السؤال الثاني (ب) :

في حالة ما يكون التباين للمجتمع معلوم ويساوي 4

وبالتالي فإن $z_{\frac{\alpha}{2}} = 1.96$

عند درجة ثقة 95% اي ان $1 - \alpha = 0.95$ نجد أن $\frac{\alpha}{2} = 0.025$ ، ومن الجداول نجد أن



$$\bar{x} - z_{\frac{\alpha}{2}} \cdot \frac{\sigma}{\sqrt{n}} < \mu < \bar{x} + z_{\frac{\alpha}{2}} \cdot \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$$

$$23.5 - 1.96 \times \frac{2}{\sqrt{16}} < \mu < 23.5 + 1.96 \times \frac{2}{\sqrt{16}}$$

$$22.52 < \mu < 24.48$$

أي أن فترة الثقة المناظرة لمستوى ثقة 95% هي (22.52,24.48) .

في حالة ما يكون التباين للمجتمع مجهول وتباين العينة معلوم ويساوي 5

عند درجة ثقة 99% أي ان $1 - \alpha = 0.99$ نجد أن $\frac{\alpha}{2} = 0.005$, $\alpha = 0.05$, ومن الجداول نجد أن $t_{(0.005,15)} = 2.974$

$$\bar{x} - t_{(n-1), \frac{\alpha}{2}} \cdot \frac{s}{\sqrt{n}} < \mu < \bar{x} + t_{(n-1), \frac{\alpha}{2}} \cdot \frac{s}{\sqrt{n}}$$

$$23.5 - 2.974 \times \frac{\sqrt{5}}{\sqrt{16}} < \mu < 23.5 + 2.974 \times \frac{\sqrt{5}}{\sqrt{16}}$$

$$22.94 < \mu < 24.06$$

أي أن فترة الثقة المناظرة لمستوى ثقة 99% هي (22.94,24.06) .

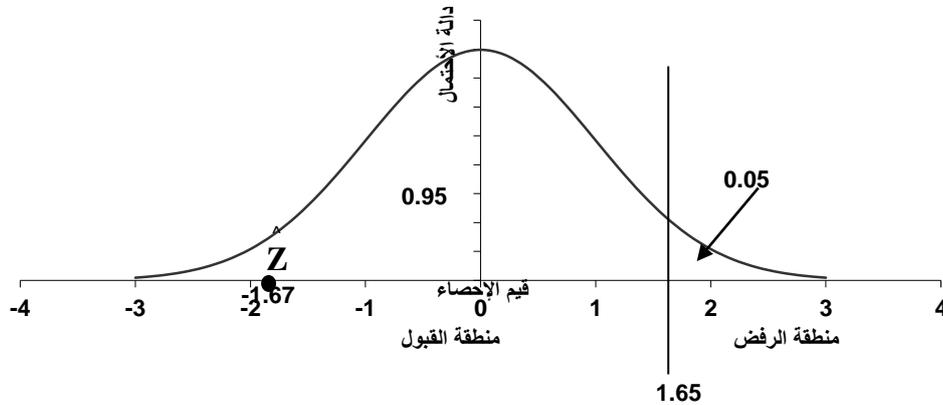
3 أ . أختيرت عينة عشوائية تحتوي علي 100 بيضة من إنتاج مزرعة من الدواجن فوجد أن متوسط وزن البيضة في العينة 70 جرام والانحراف المعياري 12 جرام . في ضوء هذه البيانات ب مستوي معنوية $\alpha = 0.05$ هل يمكن الموافقة علي إدعاء المسؤولين التي تقول ان متوسط وزن البيضة أقل من 72 جرام . (10 درجة)

اجابة السؤال الثالث (أ) :

البيانات المعطاة هي كما يلي :

$$n = 100 , \quad \bar{X} = 70 , \quad \alpha = 0.05 , \quad s = 12$$

- 1 . الفرض العدمي : $H_0 : \mu = 72$
- 2 . الفرض البديل : $H_1 : \mu > 72$
- 3 . مستوي المعنوية $\alpha = 0.05$ و الفرض البديل علي الصورة $H_1 : \mu > 72$ و بالتالي فإن الاختبار ذو طرف واحد يمين .
- 4 . باستخدام جداول التوزيع الطبيعي القياسي نجد أن منطقتي القبول و الرفض كما هو موضح بالشكل :



5 . \hat{Z} المحسوبة بافتراض صحة فرض العدم :

$$\hat{Z} = \frac{\bar{X} - \mu_0}{s/\sqrt{n}} = \frac{70 - 72}{12/\sqrt{100}} = -1.67$$

القرار: حيث أن \hat{Z} تقع في منطقة القبول فأننا نقبل الفرض العدمي الذي ينص علي أن ان متوسط وزن البيضة أقل من 72 جرام .

ب . في عينة عشوائية لأحد محلات الهدايا وجد ان 84 من الرجال & 150 من النساء اشترتوا نوع معين من الهدايا . كون 95% فترة ثقة للفرق بين نسب الرجال و النساء الحقيقية الذين يشتروا هذا النوع من الهدايا . (10 درجة)

اجابة السؤال الثالث (ب) :

عند درجة ثقة 95% تكون $z_{\frac{\alpha}{2}} = 1.96$

نسبة النساء الذين اشترتوا هذا النوع من الهدايا في المجتمع هو p_1

نسبة النساء الذين اشتروا هذا النوع من الهدايا في المجتمع هو p_2

$$r_1 = \frac{150}{250} = 0.6 \quad \text{نسبة النساء الذين اشتروا هذا النوع من الهدايا في العينة}$$

$$r_2 = \frac{84}{250} = 0.336 \quad \text{نسبة الرجال الذين اشتروا هذا النوع من الهدايا في العينة}$$

وبالتالي فإن فترة الثقة للفرق بين النسب هو

$$P \left[(r_1 - r_2) - z_{\frac{\alpha}{2}} \times \sqrt{\frac{r_1(1-r_1)}{n_1} + \frac{r_2(1-r_2)}{n_2}} \leq (p_1 - p_2) \leq (r_1 - r_2) + z_{\frac{\alpha}{2}} \times \sqrt{\frac{r_1(1-r_1)}{n_1} + \frac{r_2(1-r_2)}{n_2}} \right] = 1 - \alpha$$

أى أن

$$P \left[\begin{array}{l} (0.6 - 0.336) - 1.96 \times \sqrt{\frac{0.6(1-0.6)}{250} + \frac{0.336(1-0.366)}{250}} \leq (p_1 - p_2) \leq \\ (0.6 - 0.336) + 1.96 \times \sqrt{\frac{0.6(1-0.6)}{250} + \frac{0.336(1-0.366)}{250}} \end{array} \right] = 0.95$$

$$P[0.264 - 0.083 \leq (p_1 - p_2) \leq 0.264 + 0.083] = 0.95$$

$$P[0.181 \leq (p_1 - p_2) \leq 0.347] = 0.95$$

أى أننا نثق بدرجة 95% أن $p_1 - p_2$ تقع بين 0.181 & 0.347 .

4 . أ . عرف كل من : الفرض الصفري . الفرض البديل . الأختبارات ذو ذيل واحد و ذو ذيلين . الأخطاء من النوع الأول و من النوع الثاني . (10 درجة)

اجابة السؤال الرابع (أ) :

الفرض العد مي : Null Hypothesis

"وهو الفرض الأصلي الذي نجري حوله الاختبار أو فرض التساوي و يرمز له بالرمز H_0 " وهذا الفرض ينص علي أن قيمة المعلمة (معلمة المجتمع) = قيمة معينة (فرضية) أو بمعنى آخر فإن هذا الفرض يفترض عدم وجود فرق حقيقي بين معلمة المجتمع و القيمة الافتراضية وأن أي فرق بينهما يكون راجعا إلى عوامل الصدفة .

الفرض البديل : Alternative Hypothesis

وهو الفرض المعاكس للفرض العد مي ويرمز له بالرمز H_1 وهو يعني أنه هناك فرقا معنويا بين معلمة المجتمع و التقدير الإحصائي التي تم حسابه من العينة أو بعبارة أخرى يعني هذا الفرض أن العينة لا تمثل المجتمع بل أنها تنتمي إلى مجتمع آخر .

وهذا الفرض غالبا ما يكون علي الصورة \neq or $>$ or $<$:

اختبار ذو طرف واحد يمين (ذو ذيل يمين)

إذا كان الفرض البديل H_1 علي صورة $<$ تكون هناك منطقة رفض واحدة إلى اليمين ومساحتها تساوي α

اختبار ذو طرف واحد يسار (ذو ذيل يسار)

إذا كان الفرض البديل H_1 علي صورة $>$ تكون هناك منطقة رفض واحدة إلى اليسار ومساحتها تساوي α

الاختبار اختبار ذو طرفين (ذو ذيلين) .

إذا كان الفرض البديل H_1 علي صورة \neq تكون منطقة الرفض مقسمة إلى منطقتين موزعة بالتساوي ومساحة كل منهما تساوي $\alpha/2$ وذلك علي طرفي التوزيع

1 . خطأ من النوع الأول : Type One Error

يحدث هذا الخطأ عندما يكون القرار الذي تم اتخاذه هو رفض الفرض العد مي علي الرغم من صحته . ويرمز لاحتمال الوقوع في خطأ من هذا النوع بالرمز α .

و يسمى هذا الاحتمال بمستوي المعنوية Significance Level كما يسمى الاحتمال المكمل $(1 - \alpha)$ بدرجة الثقة . Confidence Degree .

2 . خطأ من النوع الثاني : Type Two Error

يحدث هذا الخطأ عندما يكون القرار الذي تم اتخاذه هو قبول الفرض العدمي علي الرغم من خاطئ . ويرمز لاحتمال الوقوع في خطأ من هذا النوع بالرمز β .

ب . لقياس كمية النيكوتين الموجودة في نوعين من السجائر . تم أخذ عينة من النوع الأول حجمها 50 سجارة ووجد انها تحتوي في المتوسط علي 2.61 مليجرام بإنحراف معياري 0.12 من النيكوتين ، بينما تم أخذ عينة من النوع الثاني حجمها 40 سجارة ووجد انها تحتوي في المتوسط علي 2.38 مليجرام بإنحراف معياري 0.14 من النيكوتين . اختبر الفرض القائل ان $\mu_1 - \mu_2 = 0.2$ ضد الفرض البديل $\mu_1 - \mu_2 \neq 0.2$ بإستعمال مستوي معنوية $\alpha = 0.05$. (10 درجة)

اجابة السؤال الرابع (ب) :

الأنحراف المعياري للمجتمعين مجهولين σ_1, σ_2 غير معلومة .

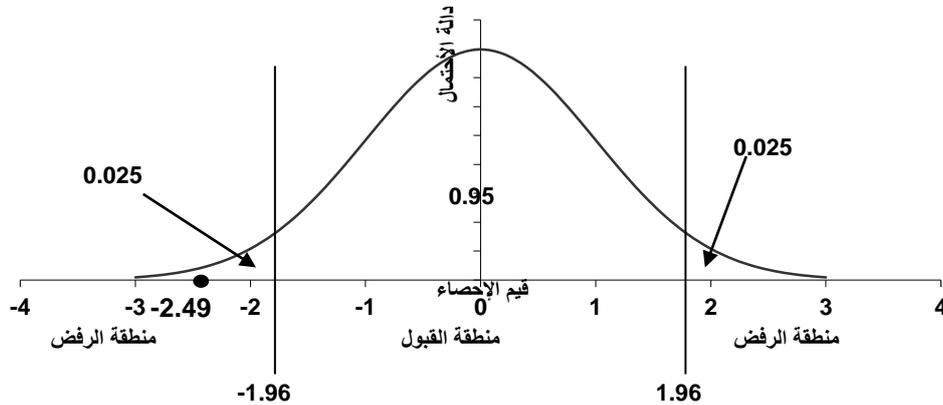
من بيانات العينة $n_1 = 50, n_2 = 40, \alpha = 0.05$ ، $\bar{x}_1 = 2.61, s_1 = 0.12, \bar{x}_2 = 2.38, s_2 = 0.14$.
ولذلك باستخدام توزيع t في الاختبار نجد أن :

الفرض العدم : $H_0 : \mu_1 - \mu_2 = 0.2$ الفرق بين متوسط كمية النيكوتين في النوعين يساوي 0.2 .

الفرض البديل : $H_1 : \mu_1 - \mu_2 \neq 0.2$ الفرق بين متوسط كمية النيكوتين في النوعين لا يساوي 0.2 .

الإحصائية المستخدمة \bar{X}_1, \bar{X}_2 و التوزيع المستخدم هو التوزيع الطبيعي القياسي .

بمعلومية مستوي المعنوية و الفرض البديل H_1 فإن الاختبار ذو طرفين وتكون مناطق القبول و الرفض كما هو موضح بالشكل :



الاختبار الإحصائي : بافتراض صحة الافتراض العدم فإن

$$\hat{Z} = \frac{\bar{X}_1 - \bar{X}_2 - 0.2}{\sqrt{\frac{s_1^2}{n_1} + \frac{s_2^2}{n_2}}} = \frac{2.61 - 2.38 - 0.2}{\sqrt{\frac{0.12^2}{50} + \frac{0.14^2}{40}}} = \frac{0.03}{0.08} = 0.375$$

القرار : حيث أن \hat{Z} تقع في منطقة الرفض العدم فأننا نستطيع القول أن هناك فرق معنوي بين متوسط كمية النيكوتين في النوعين يساوي 0.2.