shorts of by statisti

Statistical Estimation التقدير الاحصائي

Introduction : -1

إذا كان الأسلوب المتبع في جمع البيانات للمتغيرات محل الدراسة هو أسلوب الحصر الشامل فان القيم الحقيقية لمعامل المجتمع السائص Parameters (معالم المجتمع جميع المؤشرات التي تعكس خصائص المتغير محل الدراسة في المجتمع محل الدراسة) يتم تحديدها بالضبط من البيانات المجمعة من الظاهرة أو المتغير موضع الدراسة.

ولكن نظر اللعيوب التي تنشأ نتيجة إتباع أسلوب الحصر الشامل أو استحالة استخدامه فعاده يفضل استخدام أسلوب العينة في جمع البيانات, ومن بيانات العينة يتم حساب معلمات العينة Sample Parameters التي باستخدامها يتم تقدير معلمات المجتمع محل الدراسة.

من الدراسة السابقة يتضبح أن معلمات العينة تمثل متغيرات عشوانية ذات توزيعات احتماليه

ونظرا لأننا نستخدم معلمات العينة كتقديرات Estimators لمعلمات المجتمع لذلك سوف نحاول الاجابه على التساؤلات الثالية:

1- هل التقدير المحسوب من بيانات العينة تقدير جيد أم لا ؟

2- هل يتم حساب التقدير من عينه واحده أم من عده عينات ؟ وما هو حجم هذه العينة ؟

3- كلمه تقدير تعنى أننا نحصل على قيمه تقريبية لمعلمه المجتمع باستخدام بياتات العينة. لذلك من الاهميه معرفه كميه الخطأ نتيجة عمليه التقدير, وهل هذه الكميه من الخطأ مقبول أم لا ؟

يعتبر التقدير المحسوبة من بيانات معينه كتقدير لأحد معالم المجتمع تقدير جيد إذا كان التوزيع الاحتمالي لهذا التقدير يتركز حول المعلمة المجهولة المراد تقديرها.

فعلى سبيل المثال إذا سحبت عينه عشوانية من مجتمع معتاد توقعه μ وكان المطلوب تقدير قيمه μ عن طريق الوسط الحسابي (التوقع) للعبنه (x), فأن (x) يعتبر تقدير جيد للمعلمة μ حيث أن التوزيع الاحتمالي للمتغير x يتركز حول μ .

وفيماً يلي سوف نقدم خصائص التقدير الجيد أو بعبارة أخرى الخصائص التي يمكن باستخدامها معرفه هل للتوزيع الاحتمالي للتقدير يتمركز حول المعلمه المراد تقديرها أم لا.

اولا: عم التحيز unbiasedness

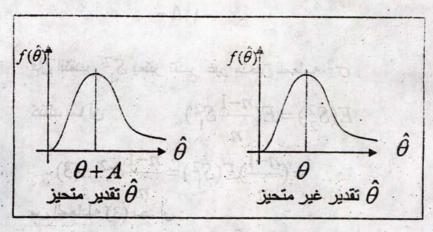
نظریه 1:

إذا كانت $\hat{\theta}$ هي تقدير لمعلمه المجتمع θ , حيث تم حساب $\hat{\theta}$ من بيانات عينه عشوانية بسيطة , فان $\hat{\theta}$ تعتبر تقدير غير متحيز اذا كان . $E(\hat{\theta}) = \theta$(1)

وتعتبر $\hat{\theta}$ تقدير متحيز biased اذا كان

 $E(\hat{\theta}) = \theta + A....(2)$

Bias term يسمى بحد التحيز constant والشكل التالى يوضع التوزيع الاحتمالى للتقدير $\hat{\theta}$ اذا كان غير متحيز أو متحيز .



شكل (1)

مثال 1:

اذا سحبت عينة عشوانية بسيطة حجمها n من مجتمع طبيعي توقعه σ^2 و تباينه σ^2 .

1- أثبت أن الوسيط الحسابي في العينة ير تقدير غير متحيز.

$$S_1^2 = \frac{\sum (x-x)^2}{n-1}, S_2^2 = \frac{\sum (x-x)^2}{n}$$
 : -2

أثبت أن S_2^2 تقدير غير متحيز لتباين المجتمع σ^2 فأن σ^2 تقدير متحيز لتباين المجتمع σ^2 .

الط

د بما أن من نظريات التوقع الرياضى للمتغيرات $S_2^2, S_1^2, \overline{x}$ فنجد أن $S_2^2, S_1^2, \overline{x}$ فنجد أن $\overline{Ex} = \mu$

فأن χ تعتبر تقدير غير متحيز المعلمة μ.

$$E(S_1^2) = \sigma^2 \qquad -2$$

فأن التقدير S_1^2 يعتبر تقدير غير متحيز للمعلمه $E(S_2^2) = E(\frac{n-1}{n}S_1^2)$ كذلك بما أن $= (\frac{n-1}{n})E(S_1^2) = \frac{n-1}{n}\sigma^2...(3)$ من المعادله (3) نجد أن :

 $E(S_2^2) = \sigma^2 - \frac{\sigma^2}{\sigma}$(4)

انن فأن S_2^2 يعتبر تقدير متحيز للمعلمه σ^2 حيث حد التحييز

. (4) كما هو واضح في المعادله (4) (4) (4)

ثانيا: الاتساق Consistancy

 $\hat{\theta}$ يقال أن التقدير $\hat{\theta}$ تقدير منسق consistent للمعلمة θ إذا كان $\hat{\theta}$ تقترب من θ كلما زاد حجم العينة العشوائية البسيطة n أي:

 $\hat{\theta} \rightarrow \theta$ As $n \rightarrow \infty$

و يمكن أثبات أن التقدير $\hat{\theta}$ يكون تقدير متسق للمعلمة θ إذا كان $\hat{\theta}$ تقدير غير متحيز للمعلمة θ حيث أن

$$\lim_{n\to\infty} V(\hat{\theta}) = 0.....(5)$$

أي تباين $\hat{ heta}$ نهايتها تؤول إلى الصفر عندما تكون حجم العينــة كبير جدا.

مثال 2:-

إذا كان لا متوسط (توقع) العينة العشوانية البسيطة المسحوبة من مجتمع طبيعي توقعه µ و تباينه 02 فإن:

$$E(\bar{x}) = \mu.....(6)$$

$$V(\bar{x}) = \frac{\sigma^2}{r}....(7)$$

من (6) نجد أن ير تقدير غير متحيز لم ومن (7) نجد أن

$$\lim_{n\to\infty} V(\overline{x}) = \lim_{n\to\infty} (\frac{\sigma^2}{n}) = 0....(8)$$

يتضح من المعادلتين (6) و(8) أن الوسط الحسابى فى العينه (x) تقدير غير متحيز ومنسق لتوقع المجتمع μ . المتراك النبينا لاتحد

Efficiency معلقا الكفاء

اذا كان يوجد تقدير ان $\hat{ heta}_1,\hat{ heta}_2$ للمعلمه heta , فاتنا نقول أن $\hat{ heta}_1$ تقدير للمعلمه : اکثر کفاءہ عن $\hat{ heta}$ اذا کان

 $V(\hat{\theta}_1) < V(\hat{\theta}_2) \dots (9)$

فمثلا اذا كان x هو توقع عينه حجمها n تم سحبها مع الارجاع من مجتمع حجمه n وتباینه σ² فان ماس المساسم ماسان بهدا

$$V(\bar{x}) = \frac{\sigma^2}{n} \dots (10)$$

فان توقع العينه ير تقدير كفئ في حاله السحب بدون أرجاع لأن اذا كان

$$V(\bar{x}) = \frac{\sigma^2}{n} (\frac{n-1}{n})$$
 السحب بدون ارجاع

كذلك يعتبر x غير كفء إذا كان السحب مع الإرجاع لأن تباين (x) في حاله السحب مع الإرجاع كما في (10).

رابعا: الكفاية Sufficiency

إذا كان التقدير $\hat{\theta}$ يستخدم جميع المعلومات الموجودة في العينة والملائمة لتقدير المعلمة فأنه يقال أن التقدير $\hat{\theta}$ تقدير كافي Sufficiency فإذا تم حساب التقدير $\hat{\theta}$ من بيانات العينة x_1, x_2, \dots, x_n فأنه يقال أن التقدير $\hat{\theta}$ تقدير كافي للمعلمة θ إذا كانت داله الاحتمال الشرطية

 $f(x_1, x_2, \dots, x_n/\theta) = H(x_1, x_2, \dots, x_n)$

لمفردات العينة لا تعتمد على المعلمة θ .

ومما سبق يتضح أنه إذا توافرت الخصائص الاربعة السابقة (التحييز, الاتساق, الكفاءة, الكفاية) في التقدير المحسوب من بيانات العينة فأنه يقال أن التقدير تقدير جيد.

وفى الفصول التالية سوف نقدم بعض الطرق التي يمكن باستخدامها أيجاد تقدير ات لبعض معالم المجتمع.

وتنقسم طرق التقدير Methods of Estimation لأحدى معالم المجتمع إلى قسمين هما:

1- التقدير بنقطه Point Estimation

2- التقدير بفترة Interval Estimation

اولا التقدير بنقطه:

هو أن نقوم بحساب قيمه واحده من بيانات العينة لتكون تقدير لمعلمه المجتمع المجهولة المناظرة لها, بحيث إذا توافرت في هذه القيمة المحسوبة من بياتات العينة خصائص التقدير الجيد فأن هذه القيمة تعتبر تقدير جيد

ولكن من عيوب هذه الطريقة أنه في أكثر الحالات تكون قيمه التقدير غير مساوية لقيمه المعلمة في المجتمع. وبالتالي لا نستطيع تحديد مدى بعدها من القيمة الحقيقية للمعلمة المجهولة أو تحديد مدى دقه هذا التقدير.

ثانيا التقدير بفترة:

وللتغلب على عيوب طرق التقدير بنقطه تستخدم طرق التقدير بفترة, وطرق التقدير بفترة تعتمد كل منها على تحديد الفترة التي تقع فيها المعلمة وتسمى هذه الفترة بفترة الثقة Confidence interval فإذا كان B,A هما الحد الأدنى Lower limit والحد الأعلى Upper limit على الترتيب فان B,A تسميان بحدود الثقة Confidence limites.

ويسمى اجتمال وقوع المعلمة المطلوب تقديرها داخل هذه الفترة بدرجه B,A فاذا كانت المعلمة heta, وكل من degree of confidence هما حدا الثقة فان:

 $P(A < \theta < B) = 1 - \alpha$(12)

حيث (١-٥) تمثل درجه الثقة.

وبالتالي فأن احتمال عدم وقوع المعلمة heta داخل فتره الثقة يساوى lpha حيث وتسمى lpha وتسمى lpha وتسمى eta وتسمى eta وتسمى etaSignificance level

مثال 3:

إذا كان متوسط الاتفاق الشهري للفرد تم حسابه من بيانات عشو انية يساوى مكن أن تستخدم كتقدير الإنفاق الشهري للفرد $\overline{X}=150f$

في المجتمع المحسوب منه العينة, ويعتبر (\overline{X}) في هذه الحالة نقدير نقطه

أمسا إذا اسستخدمت الفتسرة (170-120) كفتسرة ثقسة بدرجسه 95% أي α =0.95 و α =0.95 فانسه يمكن القول أن متوسط الإنفاق الشهري للفرد في المجتمع يقع داخل الفترة (70-120) باحتمال 0.95 أي أن المجتمع يقع داخل الفترة (70-120) μ =0.95

حيث µ هو متوسط الإنفاق الشهري للفرد بالجنيه في المجتمع مجل. الدراسة.

3- تقدير توقع المجتمع:The Estimation of Population Mean

اذا كان متوسط (توقع) العينه \overline{x} المحسوبه من مجتمع طبيعى توقعه μ وتباينه σ^2 , فأن x تستخدم كتقدير غير متحيز لتوقع المجتمع σ^2

ويعتبر χ تقدير غير متحيز ومتسق وكفء للمعلمه μ . ويعتبر χ تقدير الفتره الذي يقع داخلها التوقع في المجتمع أن المحديد الحد الأدنى والحد الأعلى μ (أي تحديد الحد الأدنى والحد الأعلى μ) أي التقدير بفتره بنير جه يقه (μ على النحو التالى μ النقه للمعلمه μ على النحو التالى μ النقه المعلمه μ على النحو التالى μ

أولا: اذا كان تباين المجتمع 2 معلوم.

اذا كان x هو المتوسط (التوقع) لعينه عشوانيه بسيطه حجمها x مسحوبه من مجتمع فيه المتغير محل الدراسه التوزيع الطبيعى بتوقيع μ مجتبين σ^2 حيث σ^2 قيمه معلومه فأن المتغير.

اولا: ادا كان تب

$$Z = \frac{x - \mu}{\sigma} \qquad (14)$$

$$\frac{\sigma}{\sqrt{n}} \qquad (14)$$

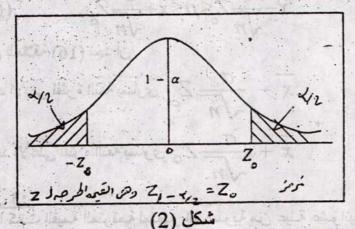
$$E(\overline{X}) = M$$

$$V(\overline{X}) = \frac{\sigma}{n}$$

فان Z يتبع التوزيع الطبيعى القياسى $(0,1) \sim Z$ أي متوسطه يساوى صفر, تباينه الواحد الصحيح. فاذا كانت درجه الثقه $(\alpha-1)$ فان

$$P(-Z < Z < +Z) = 1 - \alpha$$
....(15)

كما هو موضح بالشكل التالى:



حيث $\pm Z$ هما حدا الثقه ويتم حساب Z_0 من جدول التوزيع الطبيعى القياسي.

ومن المعادلتين (14),(14) نجد أن عند درجه الثقه (α -1) توجد جدا الثقه $+Z_5-Z_0$

و الميدول المنا لى تقطن قيم و للقابل للقيم المختلف لمستويات النقر المستخدم من اللياة العمليب ومحصل عليم المختلف لمستويات الهندى الطبيعي :

1-4	90%	95%	98%	99%	99.73%
Zo	1.645	±1.96	± 2.33	±2.58	±3.00

$$-Z_{c}<\frac{x-\mu}{\sigma}<+Z_{o}$$
 المقر كما يلى ب $Z_{c}=\frac{x-\mu}{\sigma}$

$$\overline{x} - \frac{\sigma}{\sqrt{n}} Z \leq \mu \leq \overline{x} + \frac{\sigma}{\sqrt{n}} Z_{\bullet}$$
 (16)
$$e_{\alpha ij} \sum_{i \neq i} (16) \sum_{i \neq i} (1$$

$$\frac{1}{x} - \frac{\sigma}{\sqrt{n}} Z_o$$
 الحد الأدنى لفترة الثقة يساوى

$$x + \frac{\sigma}{\sqrt{2}} Z_0$$
 والحد الأعلى لفتره الثقة يساوى

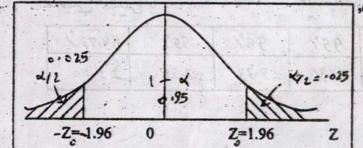
مثال 3:-

إذا كانت القيمة المتوقعة لمتغير المحسوبة من عينة عشوانية بسكيطة حجمها n=100 مفردة X=2.5 ، فإذا كانت العينة مسحوبة من مجتمع طبيعي تباينه $\sigma^2=2.5$ قدر فترة الثقة لتوقع المجتمع علم المسحوبة منه العينة عند درجة ثقة 95%.

الحل

بما أن درجة الثقة 1-α=0.95

إذن 2=1.96 من جدول التوزيع الطبيعي القياسي كما هو موضع



شكل (3)

Z=Z1-4/2

$$\bar{x} - \frac{\sigma}{\sqrt{n}} Z_o = 25 - \frac{5}{\sqrt{100}} (1.96)$$

$$= 25 - 0.98 = 24.02$$
 $\bar{x} + \frac{\sigma}{\sqrt{n}} Z_o = 25 + \frac{5}{\sqrt{100}} (1.96)$

$$= 25 + 0.98 = 25.98$$

24,02<µ<25.98 وذلك باحتمال 0.95 (أو بدرجه ثقه %95)

ثانيا: اذا كان تباين المجتمع (62) غير معلوم وحجم العينه صغير

اما اذا كان تباين المتغير محل الدراسة في المجتمع المسجوب منهالعينة غير معلوم (وهي الحالة الأكثر استخداما حيث في معظم الحالات يكون التباين في المجتمع غير معلوم) فان تباين المتغير محل الدراسة المسحوبة من العينة 52 يستخدم كتقدير لتباين المجتمع ص.

فاذا كان x هو القيمه المتوقعه المحسوبه من بيانات عينه حجمها n فان المتغير t حيث:

$$t = \frac{\overline{x} - \mu}{S} \dots (17)$$

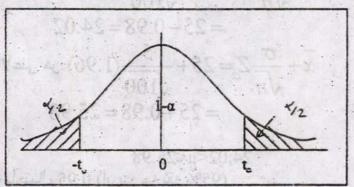
$$\overline{\frac{S}{\sqrt{n}}} \qquad S^2 = \frac{\sum (X - \overline{X})^2}{N - 1}$$

$$(t - dist') \qquad (n - 1) \text{ (in - 1)}$$

$$(n - 1) \text{ (in - 1)}$$

$$(1 - \alpha) \text{ (in - 1)}$$

حيث تحسب القيمه ع من جداول توزيع ستيودنت والشكل التالى يوضح



شكل (4) وبالتالي فعند درجه الثقه α-1 نجد أن:

$$\frac{1}{x} - \frac{S}{\sqrt{n}} t_c < \mu < x + \frac{S}{\sqrt{n}} t_c$$
 $\frac{1}{\sqrt{n}} t_c$
 $\frac{S}{x} - \frac{S}{\sqrt{n}} t_c$
 $\frac{S}{\sqrt{n}} t_c$
 $\frac{S}{\sqrt{n}} t_c$
 $\frac{S}{\sqrt{n}} t_c$
 $\frac{S}{\sqrt{n}} t_c$
 $\frac{S}{\sqrt{n}} t_c$
 $\frac{S}{\sqrt{n}} t_c$

(19)

اذا سحبت عينه عشوائيه مكونه من 4 مفردات من مجتمع طبيعى وسجلت قيم المشاهدات فكانت على النحو التالي 10,8,12,6 1- أوجد التوقع والتباين للمتغير محل الدراسه المسحوبيين من بيانات العينه. 2- أوجد فترة الثقه لتوقع المتغير محل الدراسه في المجتمع المسحوب من العينه وذلك عند درجه ثقه %95.

الملا

1- نفرض أن x, S^2 هما توقع وتباين المتغير المحسوبين من العينه فان

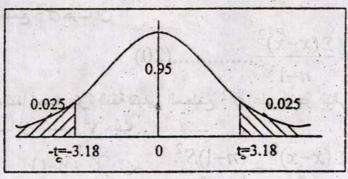
$$\overline{x} = \frac{10+8+12+6}{4} = \frac{36}{4} = 9$$

$$S^{2} = \frac{\sum (x-\overline{x})^{2}}{n-1} = \frac{(10-9)^{2} + (8-9)^{2} + (12-9)^{2} + (6-9)^{2}}{3}$$

$$= \frac{20}{3} = 6.67$$

$$\Rightarrow S = \sqrt{6.57} = 2.58$$
 $\therefore 1 - \alpha = 0.95$
من جدول توزیع ستیودنت بدرجه حریه قدر ها 3 کما هو واضح فی

من جنون توريع سنيودنت بدرجه هريه قدرها و حما هو واصنح د



شكل (5)

بالمثال فأن الحد الأدنى لفترة الثقة يساوي

$$\overline{x} - \frac{S}{\sqrt{n}}t_c = 9 - \frac{2.58}{\sqrt{4}}(3.18)$$
$$= 9 - 4.1022 = 4.9$$

و الحد الأعلى يساوي

$$\bar{x} + \frac{S}{\sqrt{n}}t_c = 9 + \frac{2.58}{\sqrt{4}}(3.18)$$

$$= 9 + 4.1022 = 13.1$$

$$4.9 < \mu < 13.1$$

ادن

و ذلك بدرجة ثقة 95%.

The estimation of popular variation معتقدير تباين المجتمع

إذا كان 5^2 هو تباين المتغير محل الدواسة المحسوب من بيانات عينة عشوانية حجمها n من مجتمع طبيعي توقعه μ و تباينه δ^2 فأن تباين العينة δ^2 يستخدم كتقدير غير متحيز لتباين المتغير في المجتمع δ^2 حيث أن

$$S^{2} = \frac{\sum (x - \bar{x})^{2}}{n - 1} \dots (20)$$

ويمكننا تحديد فترة الثقة لتباين المجتمع σ^2 على النحو التالى : و بما أن المتغير γ حيث

$$y = \frac{\Sigma(x-\bar{x})^2}{\sigma^2} = \frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n-1)$$

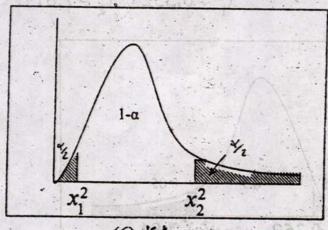
تبع التوزيع χ^2_{n-1} بالتالي فإذا كانت درجة الثقة α -1فأن

$$P\left(x_1^2 < \frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} < x_2^2\right) = 1 - \alpha....(21)$$

التالي فإن عند درجة ثقة (١-٥) نجد أن

$$\frac{(n-1)S^2}{x_2^2} \le \sigma^2 \le \frac{(n-1)S^2}{x_1^2} \dots (22)$$

حيث يتم حساب القيمتين x_1^2 , x_1^2 من جداول توزيع x^2 عند درجات الحرية (n-1) كما هو موضح بالشكل التالي:



شكل (6)

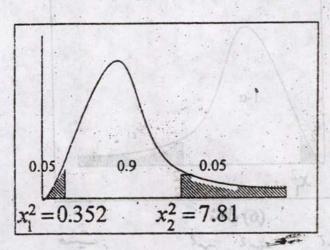
و بالتي فأن الحد الأدني لفترة الثقة لتباين المجتمع σ^2 يساوي $\frac{(n-1)S^2}{x_1^2}$ و الحد الأعلي لفترة الثقة يساوي $\frac{(n-1)S^2}{x_2^2}$

مثال5:

في المثال المثابق أوجد فترة الثقة لتباين المجتمع 62 بدرجة ثقة 90%.

الحا

n-1=3، 0.90 أن درجة الثقة تساوي 0.90 ، 0.90 و درجة حرية 0.90 و من جدول توزيع 0.352 بدرجة الثقة 0.90 و درجة حرية 0.352 أن 0.352 ، 0.352 ، 0.352



شكل (7)

و من العلاقة (22) نجد أن الحد الأذني للثقة يساوي:

$$\frac{(n-1)S^2}{x_2^2} = \frac{(4-1)(6.67)}{7.81} = 2.56$$

و الحد الأعلى لفترة الثقة يساوي

$$\frac{(n-1)S^2}{x_1^2} = \frac{(4-1)(6.67)}{0.352} = 56.82$$

و بالتالي فأن

$$P(2.56 \le \sigma^2 \le 56.82) = 0.9$$

5 تقدير النسبة في المجتمع

The Estimation of Population Proportion إذا كانت θ هي النسبة في المجتمع (نسبه المفردات في المجتمع التي تملك خاصية ما) , $\overline{\theta}$ هي النسبة في العينة (نسبه المفردات في العينة التي تملك هذه الخاصية المسحوبة من المجتمع, فان $\overline{\theta}$ تستخدم لتقدير نقطه النسبه θ .

و لإيجاد الفترة التي تقع فيها المعلمه θ (أي تقدير فترة) فأنه يتضح أن $\overline{\theta}$ متغير عشوائي يقترب من التوزيع الطبيعي بتوقع θ وتباين

$$E(\overline{\theta}) = \theta$$

$$V(\overline{\theta}) = \frac{\theta(1-\theta)}{n}$$

$$Z = \frac{\theta - \theta}{\sqrt{\theta - \theta}}$$

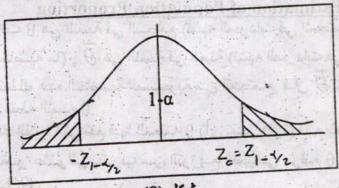
وبالتالي فان المتغير

 $Z = \frac{\theta - \theta}{\sqrt{\theta(1 - \theta)}}$

يتبع التوزيع الطبيعي القياسي وبالتالي عند درجه النقة (α-1) نجد أن:

$$P(-Z \le \frac{\overline{\theta} - \theta}{\sqrt{\frac{\theta(1 - \theta)}{n}}} \le Z) = 1 - \alpha....(24)$$

حيث يتم حساب، Z من جدول التوزيع الطبيعي القياسي كما هو موضح بالشكل التالي:



شكل (8)

ويما أن θ معلمه مجهولة فأن $\overline{\theta}$ تستخدم كتقدير لها في حساب الانحراف المعياري للمتغير $\overline{\theta}$ أي يستخدم $\overline{\theta}$ كتقدير

للانحراف المعياري
$$\sqrt{\frac{\theta(1-\theta)}{n}}$$
 وبالتالي عند درجه الثقة (n -1)

نجد ان

$$-Z_{c} \leq \frac{\overline{\theta} - \theta}{\sqrt{\frac{\overline{\theta}(1 - \overline{\theta})}{n}}} \leq Z_{c} \to \infty$$

$$\overline{\theta} - Z_{\epsilon} \sqrt{\frac{\overline{\theta}(1-\overline{\theta})}{n}} \leq \theta \leq \overline{\theta} + Z_{\epsilon} \sqrt{\frac{\overline{\theta}(1-\overline{\theta})}{n}} \qquad \dots (25)$$

$$e \quad \text{out listles}$$

ر 25) نجد أن الحد الأدنى لفترة الثقة للنسبة في المجتمع يساوي

$$\overline{\theta} - Z_{s} \sqrt{\frac{\overline{\theta}(1-\overline{\theta})}{n}}$$

 $\overline{\theta} + Z_{t}\sqrt{\frac{\overline{\overline{\theta}}(1-\overline{\overline{\theta}})}{n}}$ و الحد الأعلى يساوي

 $= 0.72 - 0.035 = 0.688 \times 10^{-1}$

مثال 6:

اذا أخذت عينة عشوانية مكونة من 200 طالب و طالبة منهم 144 اجتازوا امتحان الترم الأول

1- أوجد نسبة الناجمين في العينة.

2-أوجد فترة الثقة لنسبة الناجحين في المجتمع المسحوبة منه العينة بدرجة ثقة 95%.

الفيلك و عادة ذكون قيمة التقوير تختلف عن تيمة العملمة العملية و

إذا كانت θ ، θ هما نسبة الناجمين في المجتمع و العينة على الترتيب حيث

$$\overline{\theta} = \frac{144}{200} = 0.72 = 72\%$$

$$1-\alpha = 0.95$$
 الثقة 2-ما أن درجة الثقة 2-ما

$$\overline{\theta} - Z_s \sqrt{\frac{\overline{\theta}(1-\overline{\theta})}{n}} = 0.72 - 1.96 \sqrt{\frac{0.72(1-0.72)}{200}}$$

=0.72-0.035=0.688

الحد الأعلى لفترة الثقة هي

$$\overline{\theta} + Z_{e}\sqrt{\frac{\overline{\theta}(1-\overline{\theta})}{n}} = 0.72 + 1.96\sqrt{\frac{0.72(1-0.72)}{200}}$$

=0.72+0.035=0.725

و بالتالي فأن فترة الثقة للنسبة في المجتمع تصبح

 $0.688 \le \theta \le 0.752$

و ذلك بدرجة نقة 95% 6خطأ المعاينة و الدقة

Sampling error and precision

في الفصول السابقة تناولنا بالدراسة كيفية الحصول على تقدير أت لبعض معالم المجتمع محل الدراسة تم حسابها من بيانات العينة، و عادة تكون قيمة التقدير تختلف عن قيمة المعلمة العملية و

في هذا الفصل سوف نتناول دقة هذا التقدير المحسوب من بيانات العينة.

فإذا كانت $\hat{\theta}$ تمثل تقدير للمعلمة θ فأن الفرق بين قيمة المعلمة الفعلية θ و القيمة التقديرية $\hat{\theta}$ يسمي بخطأ المعاينة و عادة يرمز له بالرمز $\hat{\theta}$ حيث

 $\theta = \hat{\theta} + \epsilon \dots (27)$

و من المعادلة (26) نجد أن خطأ المعاينة ممكن أن يكون موجبا و ممكن أن يكون موجبا و ممكن أن يكون موجبا و ممكن أن يساوي صفر. و بالتالي فأن خطأ المعاينة في يمثل متغير عشواني حيث أن قيمته تختلف من عينة الأخرى (حيث أن قيمة في تختلف من عينة الأخرى (حيث أن قيمة في تختلف من عينة الأخرى).

ونظرا لأن قيمة المعلمة الفعلية θ غير معلومة في أغلب الأحيان فأن خطأ المعاينة∋ يكون قيمة غير معلومة unknown value

تعریف 1:

فإذا كان $\hat{\theta}$ هو أقصى قيمة للفرق المطلق بين المعلمة الفعلية θ و القيمة التقديرية لها $\hat{\theta}$ أي أن $\hat{\theta}$ هو أقصى قيمة مطلقة للمتغير $\hat{\theta}$

$$|\hat{ heta}- heta|$$
اي:

فأن المقدار شي يسمي بدقة التقدير precision

إذا سحبت عينة عشوائية حجمها 100 مفردة من مجتمع طبيعي توقعه و تباینـه 225 $\sigma^2=0$ فکـان متوسط العینـهٔ $\overline{x}=20$ أوجـد بدرجـهٔ μ النَّقة 95% دقة التقدير \overline{x} لتوقع المجتمع μ .

بما أن المعلمة µ غير معلومة، \$ هو تقدير لها فمن المعا و((16)نجد

$$\overline{x} - Z_{c}(\frac{\sigma}{\sqrt{n}}) \le \mu \le \overline{x} + Z_{c}(\frac{\sigma}{\sqrt{n}})....(29)$$

و بما أن درجة الثقة 95%

و بما أن درجه اللغة 95% و بما أن درجه اللغة 95% و من العلاقة (29) و بطرح قيمة
$$\overline{x}$$
 من أطراف هذه المتباينة نجد أن: $-1.96(\frac{15}{10}) \le \mu - \overline{x} \le 1.96(\frac{15}{10})$

$$|\mu - \bar{x}| \le 1.96(\frac{15}{10}) = 2.94 \to$$

€=2.94

و هذا يعنى أن أقصى قيمة مطلقة للفرق بين ب X ، بلا يتجاوز 2.94 7 تقدير حجم العينة

The estimation of the sample's size

يعتبر تحديد حجم العينة لإجراء أي دراسة إحصائية من أهم العوامل التي تأخذ في الاعتبار عند أجراء التحليل الإحصائي نظر الأنه يترتب على هذا الحجم المؤشرات التي يتم حسابها منَ العينة و التي تستخدم كتقديرات لمعلمات للمجتمع محل الدراسة، و بالتالي يتوقف على هذه التقديرات القرارات المبنية على النتائج المستخلصة من الدراسة. و فيما يلي سوف نقدم كيفية تقدير حجم العينة العشوانية البسيطة لتقدير توقع المجتمع و لتقدير النسبة في المجتمع.

أولا: تقدير حجم العينة لتقدير توقع مجتمع طبيعي:

اذا كان \overline{x} هو توقع المتغير المحسوب من عينة حجمها n مسحوبة من مجتمع طبيعي توقعه μ و تباينه σ^2 فمن الفصل (2) نجد أن:

$$\overline{x} - Z_o(\frac{\sigma}{\sqrt{n}}) \le \mu \le \overline{x} + Z_o(\frac{\sigma}{\sqrt{n}})$$

او بعبارة أخري:

$$P\left(\overline{x}-Z_{o}\left(\frac{\sigma}{\sqrt{n}}\right)\leq\mu\leq\overline{x}+Z_{o}\left(\frac{\sigma}{\sqrt{n}}\right)\right)=1-\alpha...(30)$$

حيث (α-1) هي درجة النقة Z يتم حسابها من جدول التوزيع الطبيعي و من المعادلة (30) نجد أن

$$P\left(\left|\overline{x}-\mu\right| \leq \frac{\sigma}{\sqrt{n}}Z_{o}\right) = 1 - \alpha...(31)$$

و بما أن المحسل الخطأ

$$\frac{\sigma}{\sqrt{n}} Z_{o}$$

$$\in \langle \frac{\sigma}{\sqrt{n}} Z_{o} \rightarrow \hat{\in} = \frac{\sigma}{\sqrt{n}} Z_{o} \dots (32)$$

$$n = \left(\frac{\sigma Z_0}{\hat{\epsilon}}\right)^2$$
.....(33) ومن العلاقة (32) نجد أن

ومن المعدلة (33) يتضح أن تحديد حجم العينة العشوانية البسيطة في هذه الحالة يتطلب:

1- افتراض درجة ثقة معينة ولتكن (α-1) وفقا لهذة القيمة (α-1) يتم تحديد قيمة Z من جدول التوزيع الطبيعي القياسي 2- معرفة الانحراف المعياري للمجتمع (σ)

3- بافتراض الدقة أ (أي الحد الأعلى لخطأ المعاينة المسموح به)

في حالة إذا كان الانحراف المعياري للمجتمع تعير معروف ففي هذه الحالة يستخدم الانحراف المعياري في العينة 5 كتقدير للانحراف المعياري في العينة 5 كتقدير للانحراف المعياري في المجتمع تراذا كان حجم العينة كبير (أكثر من 30 مفردة) حيث يؤول توزيع ستيودنت إلى التوزيع الطبيعي في هذة الحالة.

قدر حجم عينة عشوانية بسيطة مسحوبة من مجتمع طبيعي تباينة 81 لتقدير توقع المجتمع μ بدرجة ثقة %95, وخطأ معاينة لا يزيد عن 1.5 (أو دقة 1.5 =).

∴1-α=0.95 →
$$Z_0$$
=1.96,.
 $\sigma = \sqrt{81} = 9, \epsilon = 1.5$

فإذا فرضنا أن حجم العينة المقدر يساوي ١٦ فأن

$$n = \left(\frac{\sigma Z_0}{\hat{\epsilon}}\right)^2 = \left(\frac{9(1.96)}{1.5}\right)^2$$

=138.3≈139unit

ثانيا: تقدير حجم العينة لتقدير النسبة في المجتمع:

اذا فرضنا أن $\overline{\theta}$ هما النسبة في المجتمع والنسبة في العينة على الترتيب. فمن الفصل (5) نجد أنه عند درجة الثقة (α -1) وباستخدام جداول التوزيع الطبيعي القياسي لحساب Z أن

$$\overline{\theta} - Z_c \sqrt{\frac{\overline{\theta}(1-\overline{\theta})}{n}} \leq \theta \leq \overline{\theta} + Z_c \sqrt{\frac{\overline{\theta}(1-\overline{\theta})}{n}}.....(34)$$

$$(34)$$

$$(34)$$

$$(34)$$

$$(34)$$

$$(34)$$

$$(34)$$

$$(34)$$

$$(34)$$

$$(34)$$

$$(34)$$

$$(34)$$

$$(34)$$

$$(34)$$

$$(34)$$

$$(34)$$

$$(34)$$

$$(34)$$

$$(34)$$

$$(34)$$

$$(34)$$

$$(34)$$

$$(34)$$

$$(34)$$

$$(34)$$

$$(34)$$

$$(34)$$

$$(34)$$

$$(34)$$

$$(34)$$

$$(34)$$

$$(34)$$

$$(34)$$

$$(34)$$

$$(34)$$

$$(34)$$

$$(34)$$

$$(34)$$

$$(34)$$

$$(34)$$

$$(34)$$

$$(34)$$

$$(34)$$

$$(34)$$

$$(34)$$

$$(34)$$

$$(34)$$

$$(34)$$

$$(34)$$

$$(34)$$

$$(34)$$

$$(34)$$

$$(34)$$

$$(34)$$

$$(34)$$

$$(34)$$

$$(34)$$

$$(34)$$

$$(34)$$

$$(34)$$

$$(34)$$

$$(34)$$

$$(34)$$

$$(34)$$

$$(34)$$

$$(34)$$

$$(34)$$

$$(34)$$

$$(34)$$

$$(34)$$

$$(34)$$

$$(34)$$

$$(34)$$

$$(34)$$

$$(34)$$

$$(34)$$

$$(34)$$

$$(34)$$

$$(34)$$

$$(34)$$

$$(34)$$

$$(34)$$

$$(34)$$

$$(34)$$

$$(34)$$

$$(34)$$

$$(34)$$

$$(34)$$

$$(34)$$

$$(34)$$

$$(34)$$

$$(34)$$

$$(34)$$

$$(34)$$

$$(34)$$

$$(34)$$

$$(34)$$

$$(34)$$

$$(34)$$

$$(34)$$

$$(34)$$

$$(34)$$

$$(34)$$

$$(34)$$

$$(34)$$

$$(34)$$

$$(34)$$

$$(34)$$

$$(34)$$

$$(34)$$

$$(34)$$

$$(34)$$

$$(34)$$

$$(34)$$

$$(34)$$

$$(34)$$

$$(34)$$

$$(34)$$

$$(34)$$

$$(34)$$

$$(34)$$

$$(34)$$

$$(34)$$

$$(34)$$

$$(34)$$

$$(34)$$

$$(34)$$

$$(34)$$

$$(34)$$

$$(34)$$

$$(34)$$

$$(34)$$

$$(34)$$

$$(34)$$

$$(34)$$

$$(34)$$

$$(34)$$

$$(34)$$

$$(34)$$

$$(34)$$

$$(34)$$

$$(34)$$

$$(34)$$

$$(34)$$

$$(34)$$

$$(34)$$

$$(34)$$

$$(35)$$

$$(35)$$

$$(35)$$

$$(35)$$

$$(35)$$

$$(35)$$

$$(35)$$

$$(35)$$

$$(35)$$

$$(35)$$

$$(35)$$

$$(35)$$

$$(35)$$

$$(35)$$

$$(35)$$

$$(35)$$

$$(35)$$

$$(35)$$

$$(35)$$

$$(35)$$

$$(35)$$

$$(35)$$

$$(35)$$

$$(35)$$

$$(35)$$

$$(35)$$

$$(35)$$

$$(35)$$

$$(35)$$

$$(35)$$

$$(35)$$

$$(35)$$

$$(35)$$

$$(35)$$

$$(35)$$

$$(35)$$

$$(35)$$

$$(35)$$

$$(35)$$

$$(35)$$

$$(35)$$

$$(35)$$

$$(35)$$

$$(35)$$

$$(35)$$

$$(35)$$

$$(35)$$

$$(35)$$

$$(35)$$

$$(35)$$

$$(35)$$

$$(35)$$

$$(35)$$

$$(35)$$

$$(35)$$

$$(35)$$

$$(35)$$

$$(35)$$

$$(35)$$

$$(35)$$

$$(35)$$

$$(35)$$

$$(35)$$

$$(35)$$

$$(35)$$

$$(35)$$

$$(35)$$

$$(35)$$

$$(35)$$

$$(35)$$

$$(35)$$

$$(35)$$

$$(35)$$

$$(35)$$

$$(35)$$

$$(35)$$

$$(35)$$

$$(35)$$

$$(35)$$

$$(35)$$

$$(35)$$

$$(35)$$

$$(35)$$

$$(35)$$

$$(35)$$

$$(35)$$

$$(35)$$

$$(35)$$

$$(35)$$

$$(35)$$

$$(35)$$

$$(35)$$

$$(35)$$

$$(35)$$

$$(35)$$

$$(35)$$

$$(35)$$

$$(35)$$

$$(35)$$

$$(35)$$

$$(35)$$

$$(35)$$

$$(35)$$

$$(35)$$

$$(35)$$

$$(35)$$

$$(35)$$

$$(35)$$

$$(35)$$

$$(35)$$

$$(35)$$

$$(35)$$

$$(35)$$

$$(35)$$

$$(35)$$

$$(35)$$

$$(35)$$

$$(35)$$

$$(35)$$

$$(35)$$

$$(35)$$

$$(35)$$

$$(35)$$

$$(35)$$

$$(35)$$

$$(35)$$

$$(35)$$

$$(35)$$

$$(35)$$

$$(35)$$

$$(35)$$

$$(35)$$

$$(35)$$

$$(35)$$

$$($$

طفل ويسؤال كل طنال وتستجيل النكرة التي استغرقها الطفل ثير مساع السؤال والبرد علية وجد أن عرب ومن الاستجابة الطفل في العيدة

$$\hat{\epsilon} = Z_{o}\sqrt{\frac{\overline{\theta}(1-\overline{\theta})}{n}}$$

$$P\left(\left|\theta-\overline{\theta}\right| \le Z_{o}\sqrt{\frac{\overline{\theta}(1-\overline{\theta})}{n}}\right) = 1-\alpha$$

حيت ان

وبالتالي فأن:

$$n = \overline{\theta}(1 - \overline{\theta}\left(\frac{Z_o}{\epsilon}\right)^2 \dots (36)$$

قدر حجم العينة العشوانية البسيطة التي يمكن سحبها لتقدير نسبة الطلاب الراسبين في احدي المواد الدراسية إذا كانت نسبة الراسبين في العينة 0.25 وذلك بدرجة ثقة %95 إذا كان:

1- الحد الأعلى لخطأ المعاينة (الدقة) =0.01

2- الحد الأعلى لخطأ المعاينة (الدقة) =0.1 المدالا

على الترقيب أمن القصار (2) تجد أنه عند در هذا التلك ($1-\alpha = 0.95 \Rightarrow Z = 1.96, \theta = 0.25$ بما أن 1- بما أن 0.01 = ê

 $n = \overline{\theta} (1 - \overline{\theta}) \left(\frac{Z}{\hat{\epsilon}}\right)^2 = 0.25(0.75) \left(\frac{1.96}{0.01}\right)^2 = 7203$

2- بما أن 2- €=

 $n = 0.25(0.75) \left(\frac{1.96}{0.1}\right)^2 = 72.03 \cong 73$

من المعادلتين السابقتين نجد أنة كلما زادت القيمة للحد الأعلى (الدقة) لخطأ المعاينة ٤ أدي ذلك إلى نقص حجم العينة أو بعبارة أخري العلاقة بين حجم العينة n وقيمة عُ علاقة عكسية.

أمثله تطبيقية:

يقوم أحد مراكز قياس السمع للأطفال بتحديد الزمن المتوقع لاستجابة الطفل للرد على سؤال معين فإذا أخذت عينة مكونة من 25 طفل وبسؤال كل طفل وتسجيل الفترة التي استغرقها الطفل بين سماع السؤال والرد علية وجد أن متوسط زمن الاستجابة للطفل في العينة 160 ثانية. بأنحراف معياري 5 ثوان. وبافتراض أن زمن الاستجابة للأطفال في المركز يتبع التوزيع الطبيعي. قدر فترة الثقة لمتوسط زمن الاستجابة للطفل في المركز بدرجة ثقة %99 ،

$$n=25, S=5, \overline{X}=160$$

 $1-\alpha=0.99 \Rightarrow \frac{\alpha}{2}=0.005$

 $t = \frac{X - \mu}{S}$ وبالتالي فأن المتغير t حيث

حيث µ هي توقع المجتمع

يتبع توزيع ستيودنت بدرجات حرية n-1=24 ومن العلاقة (19) نجد أن:

$$\overline{X} - \frac{S}{\sqrt{n}} t \le \mu \le \overline{X} + \frac{S}{\sqrt{n}} t \dots (39)$$

Late William later had been

Parket i Ellerge at 12-0000

$$t_o = t_{.999}$$
 من جدول توزیع ستیودنت صث $t_o = 2.797$ من جدول توزیع ستیودنت صث $t_o = 2.797$ $t_$

تطبيق 2:

في إحدى المراكز الصحية أجريت دراسة علي الكمية المتوقعة للأكسجين (باللتر في الدقيقة) الذي يستهلكه الفرد الذي عمره يتراوح بين 17-21 سنه وكان المطلوب تحديد حجم عينة البحث بافتراض أن تباين المجتمع المسحوب منه العينة 0.09 لتر في الدقيقة, ودرجة الثقة %95 بحيث لا يزيد خطأ المعاينة عن 0.1 لتر في الدقيقه

الط

بما أن المطلوب تحديد حجم العينة تلاراسة توقع المجتمع µ حيث:

$$\sigma^2 = 0.09, \hat{\epsilon} = 0.1, 1 - \alpha = 0.95, Z_c = 1.96$$

$$n = \left(\frac{\sigma Z_c}{\hat{\epsilon}}\right)^2 = \left(\frac{0.3(1.96)}{0.1}\right)^2 : 0.1$$

$$= 34.6 \cong 35 unit$$

نطبيق 3:

في دراسة عن متوسط الدخل اليومي المتوقع للأسرة في احدي محافظ ات الجمهورية أخذت عينة مكونة من 200 أسرة فوجد أن متوسط الدخل اليومي للأسرة في العينة يساوي 12.5 جنيه بانحراف معياري 3 جنيهات

أوجد فترة الثقة التي يقع فيها الدخل اليومي المتوقع للأسرة في هذة المحافظة وذلك بدرجة ثقة %95

الط

$$\frac{1-\alpha = 0.95 \to Z_o = 1.96}{\overline{X} = 12.5, S = 3, n = 200}$$

 $t = \frac{\overline{X} - \mu}{S}$

بما أن المتغير t حيث

وبما أن توزيع t يزدى الى التوزيع الطبيعي القياسي عندما يكون حجم العينة كبير وبالتالي في هذة الحالة حيث n=20

t = Z = 1.96

ومن العلاقة (39) نجد أن:

$$\overline{X} - \frac{S}{\sqrt{n}} Z \le \mu \le \overline{X} + \frac{S}{\sqrt{n}} Z$$

(5000) Sept 16 50

$$12.5 - \frac{3}{\sqrt{200}(1.96)} \le \mu \le 12.5 + \frac{3}{\sqrt{200}}(1.96) \to$$

5 -- July 1 -- 2 4035

 $12.084 \le \mu \le 12.916$

at World in the world

وذلك بدرجة ثقة %95

تطبيق 4:

في احدي أعوام وجد أن مؤسسات رعاية الأحداث بجمهورية مصر العربية يوجد 5000 نزيلة فإذا أخذت عينه عشوائية مكونة من 225 نزيل وأجريت دراسة عن تحديد سبب دخول المؤسسة فوجد أن %75 من العينة يرجع سبب دخول الحدث المؤسسة إلى فقدان الرعاية الأسرية. قدر نسبه الأحداث في المؤسسات الذين يرجع سبب دخولهم المؤسسات إلى عدم توافر الرعاية الأسرية بدرجة %95.

العلين الم

بما أن 225, N = 5000 بما أن

 $\bar{\theta} = 0.75, (1-\alpha) = 0.95 \rightarrow Z_c = 1.96$

فاذا كانت θ هي نسبة الأحداث في المؤسسات الذين يرجع سبب دخولهم المؤسسات إلى عدم الرعاية الأسرية.

من العلاقة (25) بالفصل (5) نجد أن:

$$\overline{\theta} - Z_{s} \sqrt{\frac{\overline{\theta}(1 - \overline{\theta})}{n}} \leq \theta \leq \overline{\theta} + Z_{s} \sqrt{\frac{\overline{\theta}(1 - \overline{\theta})}{n}}$$

$$0.75 - 1.96\sqrt{\frac{0.75(0.25)}{225}} \le \theta \le 0.75 + 1.96\sqrt{\frac{0.75(0.25)}{225}}$$

 $0.693 \le \theta \le 0.807 \rightarrow$

69.3%≤*θ*≤80.7%

عدد الأحداث في المؤسسات

0.693(5000) ≤ نفقدان الرعايه الاسرية ≥ (5000) (5000)

4035 ≥ عدد الاحداث في المؤسسات ≥4035 لفقدان الرعاية الاسريه

تطبيق 5:

أخذ عينة عشوانية مكونة من 20 طالب وسحبت درجاتهم (X) في مادة الإحصاء فوجد أن متوسط الدرجة في العينة $\overline{X} = 65 = \overline{X}$ درجة ووجد أن $\Sigma (X - \overline{X})^2 = 2230$

وبافتراض أن مجتمع الدرجات المسحوبة منه العينة يتبع التوزيع الطبيعي. أوجد بدرجة الثقة %95 فترة الثقة لتباين درجات الطلاب في المجتمع المسحوب منه العينة.

الط

إذا فرضنا أن 52 هو تباين الدرجات في العينة فأن:

يتبع توزيع x^2 بدرجات حرية (n-1) وبالتالي من العلاقة ((22)) بالفصل ((4)) نجد أن

$$\frac{(n-1)S^2}{x_2^2} \le \sigma^2 \le \frac{(n-1)S^2}{x_1^2}$$

ومن جدول توزيع x^2 عند درجات الحرية 19 نجد أن x^2 22.0

$$x_1^2 = 8.91, x_2^2 = 32.9$$

 $\frac{19(117.37)}{32.9} \le \sigma^2 \le 19(117.37)$ $67.78 \le \sigma^2 \le 250.28 \Longrightarrow$ $8.93 \le \sigma \le 15.82$

وبالتالي فأن

8- فترات النقم للنرووم والمموع:

اذا كا بنت ﴿ وَ وَ وَ الصالَدِينِ مِن عَيْدَ يُورَعِ مَعَا يَهُمْ وَ الْحَالَمِ مِنْ الْمَالِمُ مِنْ الْمَالِم يَقَرَّ بِعِدَ النَّوْرُ عِ الطَّيْقِي فَا م حدود النَّقَةَ الْعَرْوور بيد عقالِم المُحِمَّعِ ﴿ وَ وَ الْمُعَالِمِ الْمُعَالِمِ الْمُورِ وَ لَيْ عَلَى كَمَا لِمِي الْمَعَالِمِ الْمُعَالِمِ الْمُ

 $(\hat{\theta}_1 - \hat{\theta}_2) \pm Z_c \sigma_0 = (\hat{\theta}_1 - \hat{\theta}_2) \pm Z_c \int_{0}^{2} \sigma_0^2 + \sigma_0^2$ $= (\hat{\theta}_1 - \hat{\theta}_2) \pm Z_c \int_{0}^{2} \sigma_0^2 + \sigma_0^2$ $= (\hat{\theta}_1 - \hat{\theta}_2) \pm Z_c \int_{0}^{2} \sigma_0^2 + \sigma_0^2$ $= (\hat{\theta}_1 - \hat{\theta}_2) \pm Z_c \int_{0}^{2} \sigma_0^2 + \sigma_0^2$ $= (\hat{\theta}_1 - \hat{\theta}_2) \pm Z_c \int_{0}^{2} \sigma_0^2 + \sigma_0^2$ $= (\hat{\theta}_1 - \hat{\theta}_2) \pm Z_c \int_{0}^{2} \sigma_0^2 + \sigma_0^2$ $= (\hat{\theta}_1 - \hat{\theta}_2) \pm Z_c \int_{0}^{2} \sigma_0^2 + \sigma_0^2$ $= (\hat{\theta}_1 - \hat{\theta}_2) \pm Z_c \int_{0}^{2} \sigma_0^2 + \sigma_0^2$ $= (\hat{\theta}_1 - \hat{\theta}_2) \pm Z_c \int_{0}^{2} \sigma_0^2 + \sigma_0^2$ $= (\hat{\theta}_1 - \hat{\theta}_2) \pm Z_c \int_{0}^{2} \sigma_0^2 + \sigma_0^2$ $= (\hat{\theta}_1 - \hat{\theta}_2) \pm Z_c \int_{0}^{2} \sigma_0^2 + \sigma_0^2$ $= (\hat{\theta}_1 - \hat{\theta}_2) \pm Z_c \int_{0}^{2} \sigma_0^2 + \sigma_0^2$ $= (\hat{\theta}_1 - \hat{\theta}_2) \pm Z_c \int_{0}^{2} \sigma_0^2 + \sigma_0^2$ $= (\hat{\theta}_1 - \hat{\theta}_2) \pm Z_c \int_{0}^{2} \sigma_0^2 + \sigma_0^2$ $= (\hat{\theta}_1 - \hat{\theta}_2) \pm Z_c \int_{0}^{2} \sigma_0^2 + \sigma_0^2$ $= (\hat{\theta}_1 - \hat{\theta}_2) \pm Z_c \int_{0}^{2} \sigma_0^2 + \sigma_0^2$ $= (\hat{\theta}_1 - \hat{\theta}_2) \pm Z_c \int_{0}^{2} \sigma_0^2 + \sigma_0^2$ $= (\hat{\theta}_1 - \hat{\theta}_2) \pm Z_c \int_{0}^{2} \sigma_0^2 + \sigma_0^2$ $= (\hat{\theta}_1 - \hat{\theta}_2) \pm Z_c \int_{0}^{2} \sigma_0^2 + \sigma_0^2$ $= (\hat{\theta}_1 - \hat{\theta}_2) \pm Z_c \int_{0}^{2} \sigma_0^2 + \sigma_0^2$ $= (\hat{\theta}_1 - \hat{\theta}_2) \pm Z_c \int_{0}^{2} \sigma_0^2 + \sigma_0^2$ $= (\hat{\theta}_1 - \hat{\theta}_2) \pm Z_c \int_{0}^{2} \sigma_0^2 + \sigma_0^2$ $= (\hat{\theta}_1 - \hat{\theta}_2) \pm Z_c \int_{0}^{2} \sigma_0^2 + \sigma_0^2$ $= (\hat{\theta}_1 - \hat{\theta}_2) \pm Z_c \int_{0}^{2} \sigma_0^2 + \sigma_0^2$

 $(\hat{\theta}_1 + \hat{\theta}_2) \pm Z_c = \hat{\theta}_1 + \hat{\theta}_2 = (\hat{\theta}_1 + \hat{\theta}_2) \pm Z_c \sqrt{\sigma_0^2 + \sigma_0^2}$ $\hat{\theta}_1 + \hat{\theta}_2 = (\hat{\theta}_1 + \hat{\theta}_2) \pm Z_c \sqrt{\sigma_0^2 + \sigma_0^2}$ $\hat{\theta}_1 + \hat{\theta}_2 = (\hat{\theta}_1 + \hat{\theta}_2) \pm Z_c \sqrt{\sigma_0^2 + \sigma_0^2}$ $\hat{\theta}_1 + \hat{\theta}_2 = (\hat{\theta}_1 + \hat{\theta}_2) \pm Z_c \sqrt{\sigma_0^2 + \sigma_0^2}$ $\hat{\theta}_1 + \hat{\theta}_2 = (\hat{\theta}_1 + \hat{\theta}_2) \pm Z_c \sqrt{\sigma_0^2 + \sigma_0^2}$ $\hat{\theta}_1 + \hat{\theta}_2 = (\hat{\theta}_1 + \hat{\theta}_2) \pm Z_c \sqrt{\sigma_0^2 + \sigma_0^2}$ $\hat{\theta}_1 + \hat{\theta}_2 = (\hat{\theta}_1 + \hat{\theta}_2) \pm Z_c \sqrt{\sigma_0^2 + \sigma_0^2}$ $\hat{\theta}_1 + \hat{\theta}_2 = (\hat{\theta}_1 + \hat{\theta}_2) \pm Z_c \sqrt{\sigma_0^2 + \sigma_0^2}$ $\hat{\theta}_2 = (\hat{\theta}_1 + \hat{\theta}_2) \pm Z_c \sqrt{\sigma_0^2 + \sigma_0^2}$

فام حدود النقم المغرص به متوسطات مجتمعيم مجروع في مالم فادا كام المستمع غير معرود - اذا أخذنا سد المحتمع الأحل عين جمرا م وكام صوسطل X واغراف معيارى من المحتمع - وى العيب الثابي أخذ نا عيد حيم له مه وكام حكوسطل ع وانخراط المعيارى المعتمع الثاني من وهي على التربيب :

 $(\overline{X}_1 - \overline{X}_2) \pm Z_0 \sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}}$ $(\overline{X}_1 + \overline{X}_2) \pm Z_0 \sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}}$

ملموطم: علم المجاد حدود النقم للغرف أو المجرع بيم النب في مجتمعيه وهر على الرئيب:

 $(\bar{\theta}_1 \pm \bar{\theta}_2) \pm \bar{\zeta}_0 \sqrt{\frac{\bar{\alpha}(1-\bar{\theta}_1)}{n_1}} + \frac{\bar{\theta}_2(1-\bar{\theta}_2)}{n_2}$

جنول Vi: المسلحات تحت كثافة التوزيع المعتل المعارى



1	0.00	0.01	0.02	0.03	0.94	9.05	0.06	0.07	0.08	2.09
	6.0002		0.0002	0.0002	0.0002	0.0002	0.0002	9.0002	0.0002	0.0002
		0.0003		0.0003	0.0003	0.0003	0.0003	6.0003	6.0003	679665
	0.0005			0.0004	0.0004	0.0004	0.0004	0.0004	0.0084	60063
	0.0007	-	0.0000	0.0008	2.0006	0.0000				0.0005
-	0.0010	0.0000	0.0000	0.0029	2.0000			8.0008		
-	0.0013	0.0013	0.0013	0.0012	9.00E	0.0011	0.0011	0.0011	6.001E	0.0010
_	0.0019	0.0010	0.0010	0.0017	0.0016	0.0010	0.0015	0.0015	2.0014	0.0014
	0.0020	-	0.0824	0.0023	0.0023	0.0022	@.DEZE	S.DEZT	6.0E35	0.0009
-	0.0035	CANADA TO STATE OF THE PARTY OF	0.0033	-	A 0000	0.000	0.0530	0.0028	COULT!	COESE
28		0.0005	0.0044	0.0043	0.0000	0.0040	0.000	0.0630	DOCUM	0.0036
25	-	2.0000	0.0030	0.0007	O COME	0.0054	0.00	E0531	0.000	-
24		0.0000	0.0070	0.0075	6.0073	0.0071	- C. ACCORD	£.0000	\$0008	6,0004
23	G.DOGT	0.0104			4.0000	0.0094	0.0001	4.0000	2.0007	0.0004
22	0.0139	0.0138	0.0133	0.0125	CENTED	6.0122	G-2173	CANTE	0.0113	0.2130
21	-C.DITTO	0.0174	0.0170	0.0100	0.0962	0.0138	0.0152	0.0130	2,3148	0.0143
20	0.0228	0.0022	0.0217	0.0212	-0.0307	0.0202	0.0197	FERRE	63433	
4.9	0.0007	0.0000	0.0274	-	0.0302	0.0236	9.0250	8.6346	G SEE THE	1223
-NA	0.0339	0.0399	0.0044	8,000	0.0325	0.0322	0.8314	2.0357	Ø3301	0.8294
-27	-	0.0436	9.0427	0.0000	4.0405	2,0481	0.0392	2,2394	2.6373	0.0367
-1.8	0.8543	CASSIT	0.0528	0.0018	0.0505	6,0003	0.0405	0.0475	6.0405	2.5455
-8.3	0.0000	0.0055	2,0043	8,0830	0.2618	0.0008	9,0594	TOTAL .	a.esm	C.0550
-1.4	0.0000	0.0793	6.0778	0.0704	0.5540	8.6735	0.0721	0.0763	G13034	6,0881
-2.3	0.2962	0.0951	0.0534	QUETE	4.0901	e.caes	0.0389	\$ 0523		0.0023
-12	位为15%	0.1129	CHARTS.	0.1093	a ters	£1038	9.1638	@ 1852P	2,1003	4.000
-1.2	0.1337	0,1333	2.1314	0.1292	2.1221	6.1231	0.1230	0.1215	NAME AND ADDRESS OF	0.1176
-1.0	0.9337	0.1582	0.1539	0.1515	23422	G.1463	0.1446	41423		0.1379
-0.9	0.1341	21814	0.1700	CIPEZ	6.1736	ann	0.1605		-	0.1867
43	0.2119	0.2090	0.2001	6200	6.2003	1,017		0.7922		0.7948
-07	8.2420	0.2389	6.2156	8.2027	\$223E	0.2250	0.2236		-	0.2461
3.5	0.2743	0.2709	12528	0.2843	0.281t	6.2578	6.2346	G.2374		22776
2.5	0.3295	9.3069	6.3015	0.2981	1.2548	0.2912		0.2843	-	-
24	33448	4.3409	43372	6.3338	6.3300	6.1254	CILI	G. 31752		0.3483
43	23821	LEGIS	0.2345	0.3707	07000	63632	4.1394	U. HOOM		-
-0.2	CATEGO !	24183	0.4129	0.4080	生4852	CARES	6.3974	G.1836	D. 4700	0.4247
他村	8.4482	@.A562	8.4522	E.4483	44443	GAIGE.	@A354	BAS25	O AUDI	C ARAC
CE	0.5000	0,4980	8.4833	0,4880	(LABAS)	CARON	24781	CATE	(Tweet)	GLASSET .

-

كابع جدول رك (1)

ملحق (E) الجداول

جدول ١٧: المسلحات تحت كثافة التوزيع المعتدل المعارى (تابع)



7	0.00	0.01	0.02	0.03	.0.04	0.05		0.07	0.08	0.09
0.0	The second second	0:5040	0.5080	0.5120	0.5160	0.5199	0.5239	0.5279		0.5359
0.1	0.5398	_	0,5478	0.5517	0.5557	0.5596	0.5636	0.5675		0.5753
0.2	0.5793	0.5832	0.5871	0.5910	0.5948	0.5987	0.6026	0.6064	_	
0.3	0.6179	0.6217	0.6255	0.6293	0.6331	0.6368	0.6406	No. of Concession, Name of Street, or other Persons, Name of Street, or ot	0.6480	-
0.4	0.6554	0.6591	0.6628	0.6664	0.6700	0.6736	G.6772	0.6808	_	0.6879
0.5	0.6915	desire the second secon	0.6985	0.7019	0.7054	0.7088	0.7123	0:7157		0.7224
0.6	0.7257	0.7291	0.7324	0.7357	0.7389	0.7422	0.7454	0.7486		0.7549
0.7	0.7580	0.7611	0.7642	0.7673	0.7704	0.7734	0.7764	The ball of the little of	0.7823	
0.8	-	0.7910	0.7939	0.7967	0.7995	0.8023	0.8051		0.8106	-
0.9	0.8159	0.8186	0.8212	0.8238	0.8254	0.8289	0.8315	0.8340	0.8365	-
1.0	0.3413	0.8438	0.3461	0.8485	0.8508	0.8531	0.8554	0.8577		0.8621
1.1	10.8643	0.3665	0.8686	0.8708	0.8729	0.8749	-			0.8830
1.2	10.8849	0.8869	8888.0	0.9907	0.3925	0.8944	0.8962	0.8980	The Street of the Street	0.9015
1.3	0.9032	0.9049	0.9066	0.9082	0.9099	0.9115	0.9131	0.9147		0.9177
1.4	0.9192	0.9207	0.9222	0.9236	0.9251	0.9265	0.9279	0.9292		0.93191
1.5	0.9532	0.9345	0.9357	0.9370	0.9382	The Real Property lies, the Park Street, Stree	0.9406	0.9418	Sheek to display the same	0.9441
1.6	0.9452	0.9463	0.9474	0.9484	0.9495	0.9505	0.9515	_	-	0.9545
1.7	0.9554	0.9564	0.9573	0.9582	0.9591	0.9599				0.9633
1.8	0.9641	0.9649	0.9656	0.9664	0.9671	0.9678	-	the Real Property lies, the Parket	THE RESERVE OF THE PARTY.	0.9706
1.9	0.9713	0.9719	0.9725	0.9732	0.9738	0.9744	-	0.9756		
2.0	0.9772	0.9778	0.9783	0.9788	0.9793	State Control of the last	Bearing to the second	The contract of the contract o	-	0.9817
2.1	0.9821	0.9826	0.9830	0.9834	0.9838	0.9842		0.9850		
2.2	0.9861	0.9864	0.9868	0.9871	0.9675	0.9878		0.9884		0.9890
2.3	0.9893	0.9896	0.9898	0.9901	0.9904	0.9906		0.9911	-	0.9916
2.4	0.9918	0.9920	0.9922	0.9925	0.9927	0.9929		0.9932		
2.5	0.9938	0.9940	0.9941	0.9943	0.9945	0.9946		_	-	0.9952
2.6	0.9953	0.9955	10.9956	0.9957	0.9959	0.9960	_	0.9962		
2.7	0.9965	0.9966	0.9967	0.9968	0.9969	0.9970	_	0.9972	a Manhatathathatha	0.9581
2.8	0.9974	0.9975	0.9976	0.9977	0.9977	0.9978	-	B. Barbarotte and Co.	-	_
2.9	0.9981	0.9982	0.9982	-		0.9984		0.9985		_
3.0	0.9987	0.9987	0.9987	0.9988	O Charles of Contract of	0.9989	named in column 2 is not the owner.	-	A HULLI-MANNER	
3.1	0.9990	0.9991	0.9991	0.9991		0.9992			A BLANCH	
3.2	0.9993	0.9993	0.9994	0.9994	0.9994	-	-	-		
3.3	0.9995	0.9995	0.9995	0.9996	0.9996	0.9996	-			
3.4	0.9997	0.9997	0.9997	0.9997	0.9997	0.9997	0.9997	0.9997		

و التوزيع الطبيعي المتجمع
$$\phi(x) = \int_{-\infty}^{x} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{7}{2}/2} dt$$

1.	. (0.0	. ()2	05 .0	4	05			-
	0 .:0	.50	0 .506					06	.08	
	1 .539	343	The second secon	144		50 .51	99 .52	30		
1	2 .579				17 .553	7 ,55				.5
1 .	3 .617			.59	10 .594					.5
		1000		3 .62	93 .633	100		26 .605	610	101
	.033	4 .639	1 .662	8 .66		.03		06 .644	13 .6480	
					.670	0 .67	.67			
-			0 .698	1 m				.00.	8 .6844	.68
.6		7 .729	1 .732				38 .71	73 71-	_	
	-759	2 .761				.742			******	.72
.8	.738			.,,,,,		.774				.75
.9					7 .799				4 .7823	.78
	.0.2	.3186	.8212	.823	8 8264				8 .8106	
1.0	.841	Charles and			- 0201	.828	9 .83	15 .8340		81
1.1				.84B	5 0000				.0303	-83
	1001		.8686	.870	.0,00	.853	.855	4 .8577		
1.4	.884	.8-369	-8888		.4167	.8749	.877	.0211		862
13	-202	.9049	~~~	.8907		.8944		.07,70		-883
1.4	.9191	.9207	.70001	.9082	.9099	.9115		.0700		.901
	0.0	.3447	.9222	9236	.9251	-			.9162	
1.5	.9332					.9265	.927	.9292	9306	.917
1.6	0457	.9345	.9357	9370	0100	262300			7300	.931
1.7	.9152	.9463	.9474	9484	.2504	-9394	.9406	.9418		
	.9554	.9564	.9573		.2425	.9505	.9515		.9429	.944
1.8	.9641	.9649	.9656	- 9582	.9591	. 9599	9608		.9535	.9545
1.9	.2715	.9719	.9726	.9664	.9671	.9678			.9625	.9633
			.3720	9732	9734	.9744	.9686	.7073	.9699	.9706
0.5	.9772	.9778				2/11	.9750	.9756	.9761	
.1	.9821		.9783	9788	.9793	0700				.9767
.2	.2861	.9826	.9830	.9834	9838	.9798	.9803	.9808	9812	
3		.9864	.9868	9871		.2842	.2846	.9850	2012	
4	.9893	.9896	-9898	9901	.9875	.9878	.9881	.9884	.9854	.9857
1	-9918	9920	5922		.9904	-9906	.9909		.9687	.9890
				9925	.9927	.9929	.9931	.9911	.9913	.9916
3	-2938	.9940	.9941			100	.3331	.9932	.9934	.9936
6	.9953	.9955		9913	.9945	.9946			The same of the sa	"//
?	.9965		-9956	9957	.9959		-9948	.2949	.9951	0000
3	.9974	.9966	.9967	9968		9960	.9961	-9962		.9952
		.9975	.9976	9977	.9969	.9970	.9971	.9972	.9963	.9964
	.9981	.9982	.9962	9983	.9977	-9978	.9979		.9973	.9974
				2003	.9984	.9984	.9585	.9979	.9980	.9991
	.9987	.9937	.9987				.,,,,,	.9985	9986	.9986
	.9990	.5021	000.	9988	-9988	-9989	0000			.,,,00
	.9993	9.43	.9991	.9991	.9992		.9969	.9989	.9990	0000
	.9995		.9994	.9994	9994	.9992	7992	.9992	0001	.9990
	.9997	N 194		9996		.9994	394	.9995	000-	.9993
	.,,,,,	5		9997	0000	.9996	.9996	.9996	.9995	9995
-				""	.9997	.9997	.9997	0000	.9996	9997
		A STATE OF THE PARTY OF THE PAR		-				.9997		9998

Pr $(F \le f) = \int_0^f \frac{\Gamma(r_1 + r_2)/2|(r_1/r_2)^{r_1/3}\omega^{r_1/3-1}}{\Gamma(r_1/2)^{1/(r_2/2)(1+r_1)\omega/r_2)^{lr_1+r_2}}$ TABLE V
The F Distribution*

	. م. م. ا			0		pendis a a a
5	24	19.4	39.4	8.4.5 8.5 8	8.6 14.2	4.36
a	¥.5	19.4	39.4	8.74 27.1	8.75 14.1	4.68 6.52 8.89
2	242	19.4	39.4	242	5.9% 14.84 14.5	239
•	₹98	19.4	39.4	8.8 145 27.3	8.8.4 8.8.4	6.6H
8	239	19.4	39.4	8.85 14.5 27.5	6.8 8.8 8.8	6.76
7	237	19.4	39.4	8.89 14.6 27.7	609	6.85 10.5
•	234	19.3	39.3	8.94 14.7 27.9	6.16 9.20 15.7	4.95 10.74
•	220	19.3	39.3	25.5 25.5 25.5 25.5	6.26 9.36 15.5	\$.05 27.15 11.0
	28	19.2	39.7	2.5. 2.1.7.9 7.84	6.39 9.60 16.0	2,39
•	918	19.2	337	9.28 15.4 29.5	6.59 9.98 16.7	2 % E
~	000	-19.0	39.0	9.55	6.94 10.6 18.0	5.73 13.33
-	19 9 9	18.5	26.5	3.7.	222	0.01
	11/2	7	Vera	n.	•	ς
(F≤f)	5750	56.0	0.975	0.95 0.975 0.99	0.95 0.975 0.99	0.95

ALCL 37		34.			g
9					
٠,					
1		163.5	37		
-	100	* 4	t		2
"			000	-	
400		7 12			40
_		4		N.	4
1100			_	P	-
201	•				S
40		9 3	3		ě
v			-		
	1				à
•	•			w	-
	-	9.		•	ĸ
1. 1		1	=	ŀ	÷
17/42					=
				1	
				-	
20					ā
	- 7		West.	21	4
					å,
				51	÷
				4 1	=
	V-0	•		-	ñ
TABLE V	The F Distellantion		La	ai:	÷
=					ũ
		1	. 1		3
2	- 7	100		3.	2
	12		125	21)	2
-			- 2	-	Ö
	1 7.7			3,	•
		-		-	0
	- 2	•	-	٠1.	•
	100		33	10	7
				100	7
		-	-	100	
	4 4 3	S		-	-
				120	
				25	
		Sec		-	
			766	30	٠
		357		10	e
		哒		Pr (F S) = 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1	1
		170		-	
				~	
G#33				-	•
	_			-	
				_	

(F ≤ f)		-	2	3	•	5	,	7	8	•	01	13	. 15	
24	100	191	200	316	225	230	234	137	239	145	242	244	246	
	0	648	008	864		776	937	940	957	696	696	716	985	
7	i i	4052	4999	5403		5764	5859:	. 5928	2865	6023	9509	9019	6157	
•	7	18.5	-19.0	19.2		. 19.3	19.3	19.4	19.4	19.1	19.4	19.4	19.4	
100		38.5	39.0	39.2		39.3	39.3	39.4	39.4	39.4	39.4	39.4	39.4	18
66'0		90.5	0.04	99,2	1 1	99.3	99.3	99.4	99.4	99.4	99.4	99.4	99.4	
TO THE	3	101	9.55	9.20	10.15	10.6	8.94	8.89	9.85	8.81	8.79	8.74	8.70	
	L.	17.4	0.91	15.4	and.	14.9	14.7	14.6	14.5	14.5	14.4	14.3	14.3	
		34.1	30.8	39.5		28.2	27.9	17.7	27.5	27.3	27.2	17.1	6.92	
-	T	7.71	6.94	6.59		6.26	6.16	60.9	6.0M	00.9	5.96	5.91	5.86	
1		17.7	9.01	86.6	. 3	9.36	9.20	1	0.90	8.90	8.84	8.75	8.66	
		21.2	18.0	16.7		15.5	15.7		14.8	14.7	14.5	14.4	14.2	
	~	19.9	5.79	5.41		5.05	495	4.00	4.82	4.77	4.74	1.68	162	ود
		0.01	0.43	7.76		7.15	(11,7)	6.85	6.76	H9'9	779	6.52	6.13	Sur
		16.3	13.3	17.1	3	0	10.7	10.5	10.3	10.2	101	9 89	0.70	412

أجب عن الاستله الاتيه

المجموعة الاولى

١-١ الجدول التالى يبين توزيع درجات 50 طالب في مادد الاحصاء وهي كما يلي: 50-60 40-50 30-40 20-30 Sets 14 12

المطلوب:

١- أرسم المدرج التكراري واشتق منه المنوال

٢- أرسم النحني التكراري المتجمع الصاعد وأشتق منه الوسيط وحقق الناتج حسابيا

٣- أحسب الوسيط الصعابي - التباين - الانحراف المعياري

٤- أحسب معامل الاختلاف - الدرجة المعيارية عند 56=X2?

- ٢-١ أحسب المتوسط الحسابي - الرسيط - العنوال لمجموعه الاعداد التاليه:

a) 3, 5, 2, 6, 5, 9, 5, 2, 8, 6

b) 51.6, 48.7, 50.3, 48.9, 49.5

c) 5, 4, 8, 3, 7, 2, 9, 6, 10, 12, 13

1-7 أحسب اندى والانحراف المعياري للبياتات السابقة في السوال الثاني.

١-؛ البيدات التاليه تعدُّل حجم ٢٠ أسره في

95,5	ی مدینه ما ب	لعدل هجم ۲۰ اسره ف	7 1 8
	2 1. 3 4	5 6	2 1
X	4 2 4	المنوال : انتباين لهذا ال	احسب المتوسط ، و ا
1 3	نوزيع.	مسران - المنياين لهدا ال	

ا ـ و الجدول التالي بيين درجات النكاء

	70	نی.	سه ابتدا	ب فی مدر 82	86 B	90	94	98	102	106
Class mark x	70	9	16	28	45	66	85	122	54	38
Freqf	1	110		114	2000		- الاتحدا	5	متوسط ال	عسب ال

أحسب المتوسط الحسابي - الالحراف المعياري بطريقة الالمعراف

ا - ٦ أحسب المنوال التقديرات ل 100 طالب في أحد المواد

		المواد	انب في احد ا	2 100 0 -0	В	VB
score	EX	VG	G 27	40		5
1	7	13: 1	41	13 CE 11 18		

١-٧ الجدول التالي ببين درجات 150 طالب في ماده الاحصاء وهي

1	sets	10-	20-	30-	40-	50-	60-	70-	80-	90-100
	f	8	12	16	20	36	-22	18	14	4

١- أرسم المدّرج التكراري - المضلع التكراري

٢- أرسم المنحنى المتجمع الصاعد وكذلك المتجمع الهابط

٢- أحسب المتوسط - الوسيط - المنوال - ناقش يرجه التواء التوزيع

أحسب معامل الاختلاف - معامل الالتواء والتقرطح للتوزيع.

٥- أوجد قينه الدرجة المعيارية لطالب حصل على ١٥ درجة

Sets f 10-20 4 20-30 7 30-40 10 40-50 13 50-60 15 60 - 7020 70-80 16 80-90 10

Carlo de la Carlo

90-100

٨-١ النياتات التالية بيين التوزيع التكراري لسرعات • •
 سياره حسب قنات السرعة بالكراساعة

١- ناقش درجه التواء التوزيع باستخدام قيم كل من : المتوسط
 الوسيط المتوال

٢- أحسب العزوم المركزية الاربع الاولى أحسب منها قيمة معاسل الانتواء γ والتقرطع Θ

1-1 أحسب الكديد الوسيطية للامطار الساقطة في 40 مرصدا بالطليمترات. F تعثل عدد

				The state of the s	J-2	م حملت ۱۲۰۰	الدراصدة العناد
sets	115-	125-	135-	145-	155-	165-	175-185
f	3	5	9	12	5	4	2

١٠٠١ أحسب الانحراف الربيعي لكل من التوزيعات التمارين الاول- السابع - الثامن

17 Mile 95

المعمود الثاميم

2. إ-الجنول التالي يبين عن غريجي الجامعات y بالإلاف في احد الدول - العطلوب تحليل معادلة الاتجاه العام (افضل خط مستقيم) وتقدير عند خريجي الجامعه 1985 و

3			1	1070	1980	1981	1982
Vear	1976	1977	1978	1919.	1980	. 55	57
year	42	46	49	32			20.05

2- وباستخدام مبدأ المربعات الصغرى وجد أن خطى الانجدار X على Y و Y على X

6 0 :	11	in Ph	0 9				313
X 3 5 6 5	8	7 LON	6 1 5	6	1 5	1 3	X I

Y=-0.333-0.714X X = 1 - 1.29Y

ا. قار قيمه X عنما Y=7 و قبر قيمه Y عنما X=10

ب- أحسب معلم الارتباط بين المتغيرين X.Y

جد قدر قيمه الغط عند X=8 من المعادلتين السابقتين أوجد نقطه تقاطعهم، وما الذي

-		
3	4	200
138	402	1250
	138	138 402 النت بناله اسيه

Y=7 وقنز قيمه Y=ab

2-9- يمثل الجدول التالي القيم التجريبية للمتغير X المقابلة للمتغير Y فياذا ارتبط

المتغیران X,Y بالعلاقه التالیه $Y = \frac{1}{a + b \log X}$ میث X,Y المتغیران المتغیران

				باستخدام طريقه مبدأ المربعات
	011 11	10	100	المستخداء طريقه مبدأ المربعات العمغرى أوجد أحسن قيم لكل من المه ثم ندر قيمه Y عندما 5=X
X	1 05	1/3	0.25 1	الم تم ندر فيه ٧ عنما ٢ علما
Y	1 0.3	110		^

2-5- البيانات التاليه تمثل العالقه بين متغيرين X,Y مطوب باستخدام نظريه مبدأ المربعات الصغرى أوجد افضل علاقه تمثل البيانات وهي .

على الصورد $\frac{1}{a+b\sqrt{X}}$ على الصورد

T	X	0	1	4	9	7 X=16	Vad di
	Y	-0.5	1/8	1/18	1/28	عندا X=16	,-,

2-6 لاختبار معنويه معامل الارتباط باستخدام أختبار T-test فاذا كانت حجم العينه n=10 و r=0.85 وهو معامل الارتباط بين الاجر الشهرى x

فاذا كانت خجم العينة 10 = 1 و 0.65- الرحو ----- دو. والانفاق y

المطلوب حساب معنويه معامل الارتباط عند مستوى معنويه 0.05 ، 0.01

2-7- بنظرية مب المربعات الصغرى وفق أحسن قطع مكافئ على المصورد . لا يا محالي على المصورد . لا يا محال الدان التالية

X	1.2	1.8	3.1	4.9	5.7	7.1	8.61	9.8
Y	4.5	5.9	7.0	7.81	72	6.8 : من معامل	151	27

2- 8 الجنول التكرارى المزدوج يعطى توزيع درجات 100 طالب في مناتتين الاحصاء st

		1 50 50	60-70	70-80	80-90	90-100
St	40-50	50-60	00-70		- 7.	
Pr						
40-50	3	5	1 4	2		
50-60	3 -	6	1 0	5	2	
60-70	1	1 4	1 5	10	8	1 1
70-80	100		1 1	1 4	1 6	5
80-90			1	2	4	4
90-100	17.512			14 .	معلق الا	اجر اوجد

أح أوجد معلمل الارتباط بين درجات المانتين ب وأق أحسن خط يمثل هذه البيانات المزدوجة

2-9. البيانات التاليه تعطى التوزيع التكراري المزدوج ل50 من الازواج موزعين حـ عدر الزوج X وصر الزوجه Y

₩TX) 25-35	35-45	45-55	55-65	65-75	75-85
et(y)	3	3		1 1	
20-30	1 3	5	Section 1	100	Sa I Sa L
30-40 2	1 3	6	8	2	1
40-50		The state of	1 2	1	
50-60		1	1 1	1	1
60-70	1 1	Y at any	مز الزوجه	فع انعدار ع	ارجد معادله

X.Y

السجموعه الثالثه: (التوزيعات الاحصانيه)

3-1 اذا كان احتمال سحب عينه معيبه من انتاج أحد المصالع 0.3 في أختبار الجودد. تم سحب 8 عينات

1- ما هو احتمال الحصول على ثلاث عينات معيبه.

2- ما هو احتمال الحصول على عينتين على الاقل معيبتان.

3- أوجد قيمه التباين والانحراف المعياري للتوزيع

2-3 اذا كان احتدال القطع المعيبه في منتج ادوات كهرباتيه في مصنع معين هو 0.1 - فاذا سحبت عينه عشوانيه حجمها 10 من هذا المنتج - فما هو أحتمال ان يكون قطعتين معيبتين فقط وذاك باستخدام

أنون توزيع براسون كتقريب لتوزيع ذات الحدين.

2- قانون توزيع ذات الحدين.

3-3 الجدول التالي يبين عدد الأيام f في أثناء 50 يوم جيث x عدد الحرادث التي حدثت في منطقه معينه. فما هو قانون بواسون المفترح لهذا التوزيع.

No of days	1.	21	1	18	!	7	3	1	
No of accident x	!	0	1	1	-	2	3	4	

43 أوجد المساحة تحت المنحنى للتوزيع التكراري المعياري(0,1) √2 في كل من الحالات التالية:

ا- سن 2=2 الى Z=-1.2 : Z=-1.2 الى Z=0

 $P_{c}(0 \le Z \le 0.68)$: Z=0.68 الى Z=0.68

3- من Z=0.46 الى Z=0.46 : - 3 الى Z=0.46

 $P(-1.49 \le Z \le -0.81)$: Z=-1.49 L=-0.31 -4

5-5 في تقرير لهينه الارصاد الجويه عن الامطار التي تسقط على أحد المدن خلال شهر"مارس أن كبيه المطر تتوزع توزيعا طبيعيا بمتوسط 3.3 بوصه وانحراف معياري 1 بوصه. أحسب أحتمال أن تكون كميه المطر الى تسقط في شهر مارس في العام القائم:

1- أقل من 0.8 بوصه.

2- بين 2.1 ، 3.1 بوصه

3- أكبر من 5.4 بوصنه

وقع الطبيعي فاوجد آحتمال $S=15, \overline{X}=151$ اذا كان $S=15, \overline{X}=151$

7-3 في الجدول توزيح dist بعد 9 درجات الحرية أوجد قيم 1 لكل من

$$P_r(t < t_1) = 0.05$$

$$P_r(-t_1 < t < t_1) = 0.99$$

$$P_r(t < -t_1, t > t_1) = 0.05$$

$$P_r(t < -t_1) = 0.01$$

$$P(t < t_1) = 0.9$$

3-8 لمى توزيع مربع كساى ب 5 درجسات حريسة - أوجت القيم العرجية مست الجدول توزيع - dist

$$P_r(x^2 \ge x_2^2) = 0.05$$

$$P(x^2 \le x_1^2) = 0.1$$

$$P(x_1^2 < x^2 \le x_2^2) = 0.99$$

حيث المسلحتين مجموعهم بن

 $\frac{c-e}{2}$ احسب قیم ورژی اذا گئی 00:=0 . 00:=0 منحوظه $0 \ge 30:=0$ فقه یمگن استخداد التوزیع الطنیعی کتقریب لتوزیع مربع کای و دلك باعلاقه

$$x_{p}^{2} = \frac{1}{2} \left[Z_{p} + \sqrt{2\nu - 1} \right]^{2}$$

$$a) \text{ if } \nu = 50, \quad x_{0.95}^{2} = \frac{1}{2} \left[Z_{0.95} + \sqrt{2(50) - 1} \right]^{2}$$

$$= \frac{1}{2} \left[1.645 + \sqrt{99} \right]^{2} = 69.2$$

$$e^{A_{p}} = \frac{1}{2} \left[1.645 + \sqrt{99} \right]^{2} = 69.2$$

$$e^{A_{p}} = \frac{1}{2} \left[1.645 + \sqrt{99} \right]^{2} = 69.2$$

المجموعه الرابعه (حدود الثقه)

1-4 اذا كاتب قراءات اوزان عينة عشوانية حجمها 200 من رومان البلى من انتاج احدى الماكينات خلال اسبوع واحد اظهرت متوسط مقدارة Kg0.824 وانحراف معبارى 0.042 kg الماكينات خلال اسبوع واحد الثقة لمتوسط الاوزان لجميع رولمان البلى المنتج من هذة الالة؟

2-4 اخذت عينة عشوانية حجمها 100 طالب من احدى الكليات وجد أن مترسط أوز انهم 67 k وانحراف معيارى للعينة هو kg واجد 98% حدود الثقة لمتوسط أوزان هؤلاء الطلبة؟

 $\frac{3.5}{100}$ اذا سحبت عينة عشوانية مكونة من 12 مفرده من مجتمع طبيعى وكانت N وجد فترة الثقة التوقع المتغير (N) محل الدراسة في المجتمع المسحوب منة العينة ونلك عند (رجة ثقة 98% وكذلك فترة الثقة لتباين المجتمع بدرجة ثقة 90% N

4-4 اذا كان توزيع الاجور لصال احد المصانع يتوزع قريبا جدا من التوزيع الطبيعي- وباخذ عينة عثمة الله عن العينة 700 على من عال هذا المصنع وجد أن متوسط الاجور في العينة 700 جنيها في الشهر فاوجد فترة الثقة 95% للمتوسط الحسابي لاجور الصال في هذا المصنع علما بان الانحراف المعياري لاجور الصالح و 100 جنيهات؟

4-5 سحبت عينة عشرانية حجمها 26 محلا تجاريا فوجد أن المتوسط الحسابي لايرادات هذة المحلات هو 11000 جنيها والانحراف المعياري 120 عالمطلوب انشام فترة الثقة لمتوسط المبيعات (مر) لجميع المحلات في هذة البلدة بدرجة ثقة 98%؟

4-6 اخت عينة من مجموعة من الرواف ذات الرتبة الأولى في احد الاحواض النهرية مكونة من 25 رافد لدراسة الحدار جوانبها فوجد أن متوسط الاتحدارات حو 20 درجة بالحراف معياري 5 درجات المطلوب تقدير متوسط الحدار جوانب كل الرافد في نفس الرتبة وذلك بدرجة ثقة 90%?

7.4 اعطيت عينة عشوانية من200 طالب جاسعي بهم 30 طالب اعسر كون فترة الثقة لنستبة الطلاب العسر في الجامعة عند مستوى ثقة 90%?

75 مجتمع طبيعي باتحراف معارى كم يجب ان يكون حجم العينة الساخوذة من هذا المجتمع كي لايزيد الحد الاعلى للخطاعن 0.4 بلحتمال قدرة 95%؟

4-9 اذا كان الاتحراف المعياري للزيادة في الاجور لعينة تحتوي على 25 عامل في مصنع الكترونيات هو 24 جنيها ومتوسط 290 جنيها الوجد فترة الثقة لمتوسط الزيادة في المصنع الذي الحنت منة العينة بمستوى ثقة 98% وكذلك فترة الثقة للاتحراف المعياري (٥٠) ؟

MILL HAM WHALL ACTIONS.

 $\frac{10-4}{10}$ اخذت عينة عشوانية مكونة من 20 طالب وحسبت درجاتهم في مادة الاحصاء فوجد ان متوسط الدرجة في العينة درجة ووجد أن وبافتراض ان مجتمع الدرجات المسعوية منة العينة يتبع التوزيع الطبيعي اوجد فترة الثقة لمتوسط درجات الطلاب $M_{\rm c}$ في المجتمع المسعوب منة العينة دبين قيمة الخطأ في التقدير وكنتك فترة الثقة لتباين هذة الدرجات (ثم) وذلك بدرجة ثقة 0.00 و 0.

(MACO E (MACA) Ju

1-11 في عينة عشوانية من الاسر حجمها 200 وجد أن 72 منهم تحتاج إلى خدمات اجتماعية. أوجد تقدير نسبة الاسر التي تحتاج إلى خدمات اجتماعية في المجتمع بدرجة نقة 95%؟

12-4 أ-الانحراف المعارى لعينة من 200 لمبة اضاءة هي 100 hours أوجد 95% و99% و99% حدود الثلة للانحراف المعارى لعمر جميع لميات الاضاءة؟

باذا كان الانحراف المعياري لاوزان 16 من اسياخ انحديد المنتجة من احد المصابع انتي تنتج يزميا 1000 وحدة هر2.4 ارجد 99% و 98% حدود ثقة للانحراف المعياري لجميع الوحدات المنتجة يوميا من هذا المصنع؟

13-4 الانحراف المعارى ل 20 طالب اختيروا بصورة عثوانية من مدرسة بها 1000 طالب كان 2.4 اوجد 90% حدود الثقة للانحراف المعارى لاوزان جميع الطلبة بالمدرسة؟

المسكر - أ- سحبت عينة عثوانية من 200 اسرة من سكان منطقة معينة لمعرفة راي هذة الاسر في تطبيق اسلوب جديد لتنظيم النسل فوجد أن 120 اسرة تستخدم الاسلوب المراد تطبيقة - قدر بدرجة الثقة 95% نسبة الاسر المستخدمة للاسلوب الجديد لتنظيم النسل في هذة المنطقة ؟

ب- في استطلاع الراي العام بالعينة سحبت عينة عشوانية حجبها 25 من جسيع التلخبين في حي معين- باحدي المدن حيث دلت على أن الاصوات 55% منهم في صالح مرشح معين أوجد حدود الثقة 99.73% و95% للنسبة بين جميع التاخبين المؤيدين نهذا المرشح؟

4-51 أجراد احد المهندسين تحديد طول المنتج بحد اقصى للغطا قدرة 0.04 وبدرجة ثقة 90% والحراف معيرى قدرة 0.6 والمطلوب تحديد حجم العينة المزرم اخذها؟

ب قدر هجم العينة العشوانية البسيطة المسحوبة من مجتمع طبيعي مبنينة 81 لتقدير توقع بدرجة ثقة 95% وخطأ المعاينة لا يزيد

4.

ج- ما حجد العينة المطاوب ليصبح الخطأ في تقدير المتوسط في حدوي المرجة ثقة 86% اذا كان الانحراف المعياري هو 320؟

المصيوعة الخاص

5- إسن المعروف ان متوسط عمر الصابيخ الكهربانية من انتاج احد المصابع هو h

قاذا استخدمت طريقة حديثة لصنع هذا النوع من المصابيح فاختير 8 من هذة
 السد درساليا المستخدمة طريقة حديثة لصنع هذا النوع من المصابيح فاختير 8 من هذة

X= 2201h, S=306.3

وكانت اعمارها ملخصها كالاتى

يمكنك الحكم على أن هذة الطريقة الحديثة تنتج مصابيحا متوسط أعسارها يختلف عن. 12000 عند مستوى معنوية 0.01

5- 2-ايقوم صاحب محل بعرض محلة للبيع حيث انة يدعى أن العائد اليومي للمحل مر6500

جنيها وانحراف معياري 250 جنية - اختنا عينة من 35 يوم فوجد إن متوسط العائد اليومي هو 6400 جنية - إختير صحة ادعائة عند مستوى معنوية 0.05* باذا فرض أن متوسط عند ساعات الطير أن

للملاحين الجويين لأيزيد عن 120 ساعة

فى الشهر بالحراف معيارى 18 ساعة باخنت عينة من 100 طيار فكان متوسط

طيرانهم هو 124.5 ساعة في الشهر الختير ما إذا كان هناك شك في أن عدد ساعات

الطيران اكثر من 120 ساعة عد مسوى معنوية

. 0.05 0.01

5- جمصنع لبطاريات الخاصة بالسيارات تضمن تصنيع هذة البطاريات بمتوسط عمر 3 منوات

وانحراف معياري سنة واحدة اخنت عينة من وبطاريات لمعرفة زمن التشغيل وجد

ΣX=15, ΣX= 48.26 نيل

يظل

المصنع مكتم بان الانحراف المعياري لعمر المنتج هو سنة واحدة عد مسترى معنوية

13.

5-المبغرض لن عينة من N=25 لخنت عينة من مجتمع فكانت تبلين العينة العينة 52 = 0.0384 هل يسكل رفض من الرمن النيل 0.1225 (من النيل 0.1225 (م

مستوى معتلية 0.05 = يد

وبرحمانا سببت عينة عشوانية بسيطة من مجتمع طبيعي حجمها ومغزنات وقبلين المتغير مَعْرُ لِمُنْ الْمُ فَعِنَةُ فَي عَلَيْهِ الْعُرُونُ الْمُتَثَّ بِالْ يَبِلِنَ الْمُجْمَعِ الْمُسعوب منة لمينة ينتلف عز 20 بنزجة نقة (9.05) ؛

د- 6 ما من المالحظ ال 40% من طالب كليه التربيه تنه يوتنون نظارة طنيه مومن عن المؤمنات وجد منهم 40 مناب يلسون نظارة فعد مستوى معوية اه-٥-٥ قيرُ تعدُّ أَنْ تَكُرُّ 0.40 مَنْ الْمُنْفِةُ جَمِيعُهِمْ الْجِسُونُ مَعْلُوا مَشْيِيةً ؟

ب الخرّض أن النيفا عينه من سخول 6 فتراد في المسلمة هي ملعسمة كما يلي: - المعلوب نفتيل ما انا كات هند العبنة مسعوية من مجتمع متوسط = 11 عند EX3=1218. EX=84 مستوى معنوية 0.05 .

ق- 7 مد يترقد بنت تراسه التشف التحاري المستنبات في عنينه قا مستنبا للك البنت عينه عشوانيه مكونه من بها إ صينفيه فوجد إن عتوسط ميعاتها 998 حنيها غلقًا كان الاتحراف السعياري مكل المستشيئة هو 20 حِيَّة فين يعني ملك ان متوسط منيعت كل المسينتين في قد هر 1000 جنية في الودونك عند معتوى اله-٥٥ > ٥ ب في المثال السابق اذا كان متوسط المبيعات في 144 صودلية هو 995 جنيها في اليوم – اليوم – اختير ما اذا كان متوسط مبيعات الصودليات في قنا هر اقل من 1000 جنية عند مستوى مستوى معذوية 50.05

5- الخنت عينة من 100 عامل من احد المصافع التلجية العامل لهذة العينة هو 80 رحدة يوميا في الكترساء

ثم اخنت عينة اخرى من 200 عامل من مصنع اخر "فوجد أن متوسط انتاجية العامل ليذة العينة هو 75 وحدة يوميا - فإذا كان الإنحراف المعياري للمصنع الاول 5 وحدات واثاني 4

والتاسي به . وحدات المطلوب اختبار الفرض القاتل بعدم وجود فرق حقيتي بين انتاجية العمال في . المصنعين

بستری مجویهٔ 0.01 و 0.05

5-9 في الاختيار إن اليومية للقياس جودة الوحدات المنتجة في احد المصانع لخنت عينة مكونة

من 400 وحدة وبنحص كل وحدة في العينة - وجد ان نسبة الوحدات غير المطابقة للمواصفات 0.15 - اختبر الفرض القاتل بان نسبة الوحدات غير الطابقة في الانتاج

اليومي المصتع اكبر من 0.20 وذلك بدرجة ثقة 98% باستخدام؟ (Z-TEST) 5من إاذا سحيت عينة عشوائية مكونة من 25 شخص فكات نسبة المدخنين في العيقة 0.65 د اختبر الفرض القاتل بان نسبة المدخنين في المجتمع المسحوية منة

العينة تختلف عن 0.5 وذلك عند مستوى معنوية 0.05 باستخدام (T-TEST)؟

5-7 1 -الجدول التالي يبين المشاهدات الملاحظة والمتوقعة لتكرار رمي زهرة نرد 120

اختبر الفرض القائل بتوازن الزهرة عند مستوى معنوية . 0.05 ؟

	يه .0.05 ع	مستوی معن	الرمرة عد	41	5	6
face	1	- 17	15	23	24	16
Observed(w)	25 1	20	20	20	20	20
Expected(E)	20	-20		3 2 3	West 178 Y	

كرم - الجدول التالى بة 250 خلة رقعة موزعين عثوانيا على 10 مواقع رقعية 9 و8 و7 و6 و5 و 5 و 1 و 0- هل التوزيع الماحظ بختلف عن التوزيع المتوقع عند مهند به 001

عالم عن	1000	-0			ويه 01.			8 9
digit 0 W 17 E 25	11	21	31	4	20	35	30	20-36
W 17	31	29	18	141	25	25	25	25 25
E 25	25	25	25 1	23 1				

5-13- في خلال فترة طريلة كانت الدرجات التي تمنح بواسطة مجموعة من المحاضرين في مقرر دراسي معين هي في المتوسط :مقبول 18% وجيد 40% وجيد جنا18% ومنتز 12% و ضعيف 12% واذا اعطى محاضر جنيد خلال فصلين دراسين وكانت النتائج المشاهدة هي كما في الجدول التالي :

4 3 1 4 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1	12.1	1:2:21	جيد	امتيول	اصعيف	
المجموع	استان	34	66	16	12	طلبة
150	22	34				مبه

باستخدام اختبار مربع كماى حدد بمستوى معنوية 0.01 و0.05 حسا اذا كمان المحاضر الجديد يتبع نمط التقديرات التي يعطيها الاخرين ؟