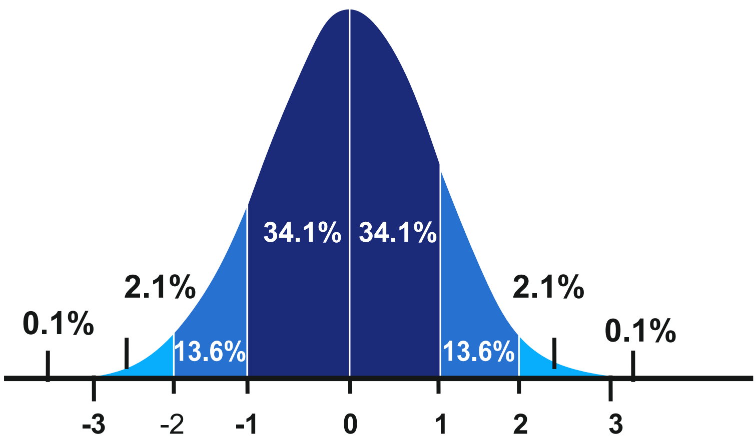
كلية الكوت الجامعة
مركز البحوث والدراسات والنشر

محاضرات في الإحصاء التربوي المتقدم



إعداد
أ. د. عبد الحسين غانم صخي
خبير استشاري
كلية الكوت الجامعة

٢٠٢٥م

منشورات

مركز البحوث والدراسات والنشر

كلية الكوت الجامعة

٣١٠ / ٧

ص ٤٩ صخي، عبد الحسين غانم.

محاضرات في الاحصاء التربوي المتقدم .- ط١- بغداد :

مطبعة كلية الكوت الجامعة،مركز البحوث

والدراسات،٢٠٢٥م

٩٨ ص؛ ٢٤سم .

١ – الاحصاء – دراسات أ – العنوان

رقم الايداع

٥٠٥ / ٢٠٢٥

المكتبة الوطنية/الفهرسة اثناء النشر

رقم الايداع في دار الكتب والوثائق ببغداد

٥٠٥ لسنة ٢٠٢٥ م

ISBN: 978-9922-726-16-8

ملاحظة

مركز البحوث والدراسات والنشر في كلية الكوت الجامعة
غير مسؤول عن الافكار والرؤى التي يتضمنها الكتاب
والمسؤول عن ذلك الكاتب او الباحث فقط.

المحتويات

الاحصاء

الاحصاء التطبيقي والاحصاء الرياضي وهما فروع الاحصاء الرئيسية / فرع من الرياضيات ويقسم الاحصاء التطبيقي الى:

الاحصاء Statistics:

١. الاحصاء الوصفي Description Statistics.

٢. الاحصاء الاستدلالي Inferential Statistics.

الاحصاء الوصفي:

يتناول الاحصاء الوصفي تنظيم وعرض ووصف البيانات سواء كانت كمية كالوزن أو الطول أو نوعية كالجنس أو أنماط الشخصية. وهو بذلك أداة نستعين بها لتلخيص أو تركيز مجموعة كبيرة من البيانات في صورة موضوعية سهلة الفهم والاستيعاب.

وتتضمن أساليب الاحصاء الوصفي:

١. مقاييس النزعة المركزية، المتوسط الحسابي – الوسيط – المنوال.

٢. مقاييس التشتت، الانحراف المعياري أو المدى.

٣. وصف العلاقة بين متغير أو أكثر من خلال معامل الارتباط.

الاحصاء الاستدلالي:

يقصد بالاحصاء الاستدلالي العملية المنطقية التي تؤدي الى استخلاص النتائج العامة من النتائج الجزئية وفقاً لقوانين احصائية معينة باعتماد أسلوب العينات.

والاحصاء الاستدلالي أداة مهمة في اختبار الفرضيات التي يضعها الباحث وذلك باستخدام أحد الاختبارات الاحصائية مثل الاختبارات التائية أو الزائية أو مربع كاي. وتحليل التباين.

المتغيرات Variables:

كل شيء يمكن ملاحظته ودراسته يسمى متغير.

١. المتغيرات تبعاً لمصدرها:

- سلوكية Behavioral
- تنبيهية Stimuli
- عضوية Organismic

٢. المتغيرات تبعاً لقيمها:

- متغيرات مستمرة Continuous
- متغيرات متقطعة Discrete

٣. المتغيرات حسب علاقتها السببية

- المستقل Independent
- التابع Dependent

القياس Measurement

موازين القياس Measurement Scales:

١. **القياس الأسمي Nominal Scale:** هوالقياس الذي يعتمد على التسمية مثل ذكور وإناث، ناجح وراسب، خفيف وثقيل.

٢. **القياس الرتبي Ordinal Scale:** هو القياس الذي يضع البيانات من الأعلى الى الأسفل وبالعكس. فيمكن أن تعرف الأول والثلاث الأوائل والعشر والربع الأول.

٣. **القياس الفاصل Interval Scale:** هو القياس الذي يعطي درجات متساوية فاصلة مثل درجات الطلبة من عشر او من مئة وكذلك الأوزان والأطوال.

٤. **القياس النسبي Ratio Scale:** هو القياس الذي يعطي درجات إلا أنه يحتوي على الصفر المطلق.

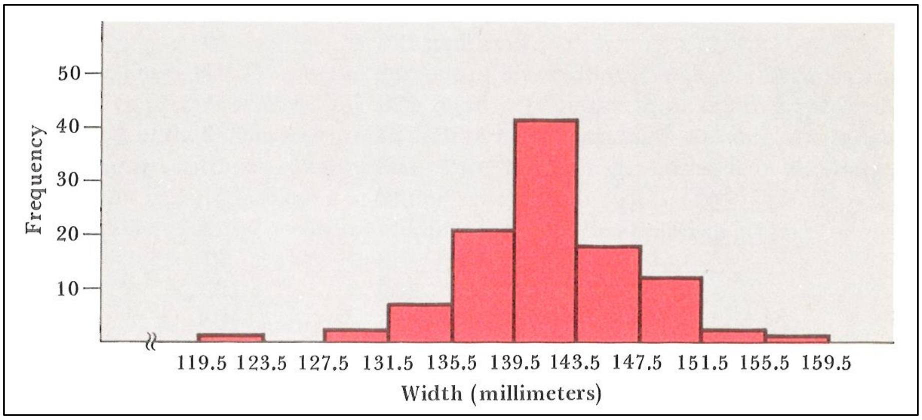
طريقة عرض وتنظيم البيانات:

١. الأشكال البيانية:

أ. الأشكال المصورة Pictogram.

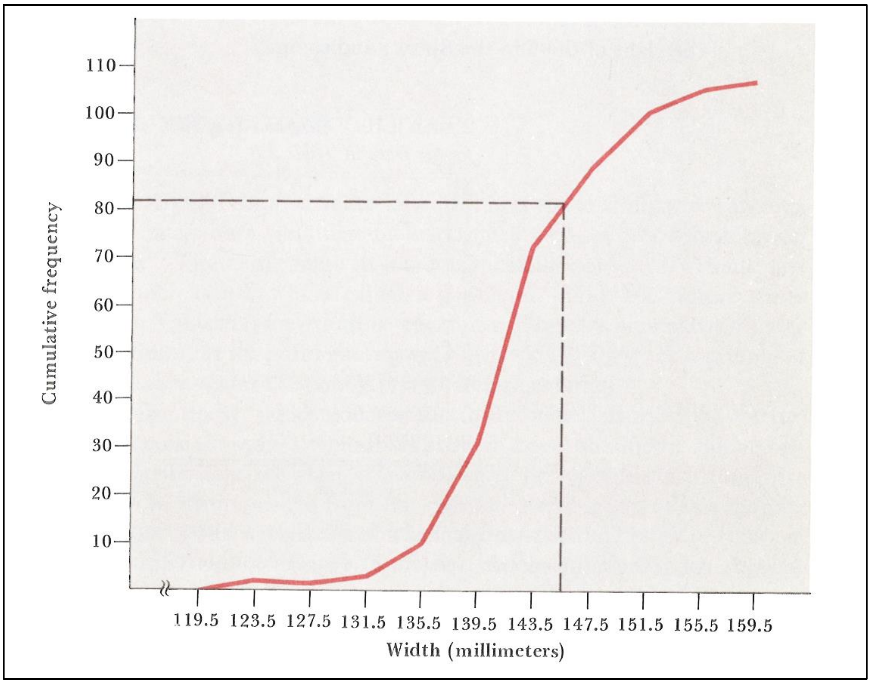
ب. المخططات الدائرية Pie charts.

جـ. الأعمدة البيانية Column Charts.



شكل رقم (١) يمثل الأعمدة البيانية

د. المنحنيات Curve Charts.



شكل رقم (٢) يمثل المنحنيات البيانية

٢. العرض الرتبي Rank Order من الأعلى الى الأدنى أو بالعكس ثم معرفة الرتب.

٣. التوزيعات التكرارية Frequency Distributions.

توزيع البيانات حسب الفئات Class وكذلك حسب التكرارات Frequency.

أ. المدرج التكراري Histogram.

ب. المضلع التكراري Polygon.

الرموز الاحصائية Statistical Notations

يرمز للمتغير بالرمز x او الرمز y أو أي حرف آخر. ولكل قيمة من قيم المتغير بالرمز x_i أو الرمز y_i.

فلو كانت أعمار طلبة 16 ,22 ,24 ,18 ,20 سنة فتكتب:

$y_i = 20, 18, 24, 22, 16$

أي أن $y_1 = 20$ و $y_2 = 18$ وهكذا حيث أن $y_n = 16$ ويرمز لمجموع قيم المتغير بالرمز $\sum_{i=1}^{n} y_i$

فالرمز Σ هو حرف أغريقي (Sigma) أي مجموع Summation of والرقمان 1 و n هما حد المجموع.

وعليه فالرمز $\sum_{i=1}^{n} y_i$ يقرأ كالآتي:

مجموع قيم y مبتدأ من المشاهدة الأولى وحتى الأخيرة أي:

$$\therefore \sum_{i=1}^{n} y_i = y_1 + y_2 + y_3 \ldots . + y_n$$

وهناك مجموع جزئي مثل $\sum_{i=3}^{5} y_i$ أي مجموع المشاهدات الثالثة والرابعة والخامسة

$$\sum_{i=3}^{5} y_i = y_3 + y_4 + y_5$$

ويرمز لمجموع مربعات جميع المشاهدات $\sum_{i=1}^{n} y_1^2$ Sum of squares

Squares of sum $\sum_{i=1}^{n} y_i^2 = y_1^2 + y_2^2 + y_3^2 \ldots + y_n^2 = (20)^2 + (18)^2 + (24)^2 + (16)^2$

$$\left(\sum_{i=1}^{n} y\right)^2 = (y_1 + y_2 + y_3 \ldots + y_n)^2$$

كما يرمز لمجموع حاصل ضرب قيم متغيرين x، y بالرمز $\Sigma y_i x_i$

$$\sum y_i x_i = y_1 x_1 + y_2 x_2 \ldots + y_n x_n$$

ويرمز لحاصل ضرب مجموعتين للقيم متغيرين بالرمز (Σy) (Σx).

سؤال: نفرض أن قيم المتغير y_i هي الآتي: $y_1 = 3,9,6,2$ وأن قيم المتغير x_i هي: $x_i = 4,2,3,7$، أوجد القيم التالية:

a: $\sum_{i=1}^{n} y_i$ b: $\sum_{i=2}^{3} y_i$ c: $\sum y_i^2$

d: $(\sum y)^2$ e: $\sum x_1 y_i = 4 * 3 + 2 * 9 \dots n$ f: $(\sum x_1)(\sum y_i)$=16*20

$y_i = 3$, $y_2 = 9$, $y_3 = 6$, $y_4 = 2$

$x_i = 4$, $x_2 = 2$, $x_3 = 3$, $x_4 = 7$

الجواب:

A: 20 b: 17 c: 130 d: 400 e: 62 f: 320

المجموع الجزئي: $\sum_{i=3}^{5} y_i$ أي اجمع الى الحد الخامس مبتدءاً من الثالث: أي اجمع الثالث والرابع والخامس

المجموع الكلي: $\sum_{i=1}^{n} y_i$ أي اجمع الى n من الحدود مبتدءاً من الأول.

بعض التعاريف

البيانات غير المبوبة Ungrouped data:

هي البيانات الأولية أو الأصلية (Raw Data) التي جمعت ولم تبوب.

البيانات المبوبة Grouped Data:

هي البيانات التي بوبت في جدول توزيع تكراري والجداول أما أن تكون بسيطة حاوية على صفة واحدة أو جداول مركبة تحوي على عدة صفات.

الفئات Classes

هي المجاميع التي قسمت إليها قيم المتغير، وكل فئة تأخذ مدى معين من قيم المتغير.

حدود الفئات Class Limits

لكل فئة حدان، حد أدنى Lower Class Limit وحد أعلى Upper Class limit وكذلك حدود حقيقية للفئات class boundaries او الحدود الحقيقية True class limit، lower class boundary.

طول الفئة class length or class width:

هو مقدار المدى بين حدي الفئة ويستحسن أن تكون أطوال الفئات متساوية لتسهيل عملية الحساب.

R = Range $\frac{R}{10} =$

مركز الفئة class mark or class mid-point

هو عبارة عن منتصف المدى بين حدي الفئة.

تكرار الفئة class-frequency

هو عدد المفردات أو القيم التي تقع في مدى تلك الفئة هذا وإن مجموع التكرارات يجب أن يكون دائماً مساوياً للعدد الكلي لقيم الظاهرة.

خصائص الوسط الحسابي:

١. المجموع الجبري لانحرافات مجموعة من الدرجات عن وسطها الحسابي يساوي صفر.

٢. يتأثر الوسط الحسابي بالقيم المتطرفة.

٣. يتأثر الوسيط بالقيمة الوسطية.

٤. يتأثر المنوال بالفئة المنوالية.

$$\text{الوسيط} = \text{أ} + \frac{\frac{\text{ن}}{٢} - \text{ك}_{١}}{\text{ك}_{٢}} \times \text{ل} \quad \text{أو} \quad \text{أ} + [(\frac{\text{ن}}{٢} - \text{ك}_{١}) \times \frac{\text{ل}}{\text{ك}_{٢}}].$$

أ = الحد الأدنى للفئة الوسيطية الحقيقي

ن = التكرار الكلي

$\text{ك}_{١}$ = التكرار المتجمع التصاعدي للفئة السابقة للفئة الوسيطية

$\text{ك}_{٢}$ = تكرار الفئة الوسيطية

ل = طول الفئة

المنوال: إنَّهُ الدرجة الأكثر شيوعاً أو الدرجة التي تتكرر أكثر من غيرها، أما في حالة البيانات المعروضة بشكل توزيع تكراري فإن مركز الفئة الخاص بأعلى تكرار يمكن عدَّه ممثلاً للمنوال.

$$\text{المنوال} = \text{أ} + \frac{\text{ق}_{١}}{\text{ق}_{١} + \text{ق}_{٢}} \times \text{ل}$$

حيث أن:

أ = الحد الأدنى للفئة المنوالية الحقيقي

ل = طول الفئة

$\text{ق}_{١}$ = الفرق بين تكرار الفئة المنوالية وتكرار الفئة قبل المنوالية

$\text{ق}_{٢}$ = الفرق بين تكرار الفئة المنوالية وتكرار الفئة بعد المنوالية.

مقاييس الوضع النسبي:

١. الربيعات ٢. العشيرات ٣. المئينات

حساب الوسيط للتوزيع التكراري لدرجات (٢٠٠) طالب

جدول رقم (١) التوزيعات التكرارية

الفئة	التكرار	التكرار المجمع التصاعدي
٢٤–٢٨	٨	٨
٢٩–٣٣	٦	١٤
٣٤–٣٨	٢٢	٣٦
٣٩–٤٣	٤٩	٨٥
٤٤–٤٨	١٧	١٠٢
٤٩–٥٣	٢٧	١٢٩
٥٤–٥٨	١١	١٤٠
٥٩–٦٣	١٦	١٥٦
٦٤–٦٨	١٦	١٧٢
٦٩–٧٣	١٨	١٩٠
٧٤–٧٨	١٠	٢٠٠

$$\frac{\text{ن}}{\text{٢}} = \frac{\text{٢٠٠}}{\text{٢}} = \text{١٠٠ رتبة الوسيط (فئة الوسيط)}$$

$\therefore$ أ = ٤٣,٥

$\text{ك}_{\text{١}}$ = ٨٥

$\text{ك}_{\text{٢}}$ = ١٧

ل = ٥

$$\text{الوسيط} = \text{أ} + \frac{\frac{\text{ن}}{\text{٢}} - \text{ك}_{\text{١}}}{\text{ك}_{\text{٢}}} \times \text{ل}$$

$$= \text{٤٣,٥} + \frac{\text{١٠٠}-\text{٨٥}}{\text{١٧}} \times \text{٥}$$

$$= \text{٤٣,٥} + \frac{\text{١٥}\times\text{٥}}{\text{١٧}}$$

$$\text{الوسيط} = \text{٤٣,٥} + \text{٤,٤١} = \text{٤٧,٩١}$$

المنوال

جدول رقم (٢) تحديد الفئة المنوالية

الفئة	التكرار	الفرق المطلق
١٣٨-١٤٢	٦	٢
١٤٣-١٤٧	٨	
١٤٨-١٥٢	٥	٣

$$\text{المنوال} = \text{أ} + \frac{\text{ف}_{١}}{\text{ف}_{١} + \text{ف}_{٢}} \times \text{ل}$$

$$= ١٤٢,٥ + \frac{٢}{٢ + ٣} \times ٥$$

$$= ١٤٢,٥ + \frac{٢}{٥} \times ٥$$

$$\text{المنوال} = ١٤٢,٥ + ٢ = ١٤٤,٥$$

أ = الحد الأدنى الحقيقي للفئة المنوالية

$\text{ف}_{١}$ = الفرق المطلق بين تكرار الفئة المنوالية والفئة السابقة لها

$\text{ف}_{٢}$ = الفرق المطلق بين تكرار الفئة المنوالية والفئة اللاحقة

ل = طول الفئة

مقاييس التشتت Measures of Variability:

التشتت: مدى انتشار الدرجات في التوزيع.

١. المدى Range

يعرف بأنه مقدار الفرق بين أعلى وأوطأ درجتين في التوزيع.

الانحراف المتوسط Mean Deviation:

يعرف الانحراف المتوسط لمجموعة من الدرجات بانه متوسط الانحرافات المطلقة لتلك الدرجات عن وسطها الحسابي.

العلاقة بين الانحراف المعياري والانحراف المتوسط:

$$M.D = \sum \frac{|x-\bar{x}|}{n}$$

$$\mathbf{M.D} = \frac{4}{5} s$$

الانحراف المتوسط M.D. = $\frac{4}{5}$ الانحراف المعياري.

التباين (Variance): يعرف بأنه متوسط مجموع مربعات انحرافات القيم عن وسطها الحسابي.

Populations:

Samples:

$\sigma^2 = \frac{\sum(x-\mu)^2}{n}$ ...... for population بالنسبة الى المجتمع الاحصائي

$s^2 = \frac{\sum(x-\bar{x})^2}{n-1}$ ..... for samples بالنسبة الى العينة

n-1 = degree of freedom درجة الحرية

$$\sigma^2 = \frac{\sum x^2 - \frac{(\sum x)^2}{n}}{n} = \sigma^2 = \frac{n\sum x^2 - (\sum x)^2}{n^2}$$

ع = الانحراف المعياري Standard Deviation:

يعرف الانحراف المعياري بأنه الجذر التربيعي الموجب للتباين

ع = $\sqrt{\frac{\text{ن مجـ س}^{٢}\text{ ك} - (\text{مجـ س ك})^{٢}}{\text{ن}^{٢}}}$ في حالة التكرارات

Sum of square (ss): The sum of squares of deviations from the sample mean:

ss = $\sum(x-\bar{x})^2$

sum of squares: $\sum x_i^2 = x_1^2 + x_2^2 + \cdots + x_n^2$ مجموع المربعات ...

square of sum: $(\sum x_i)^2 = (x_1 + x_2 + \cdots + x_n)^2$ مربع المجموع ...

mean deviation = $|x_i - \bar{x}|$ absolute value الإنحراف المتوسط ...

M. D. = $\sum \frac{|x_i - x|}{n}$

Machine formula

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

x	$\boldsymbol{x-\bar{x}}$	$\boldsymbol{\lvert x-\bar{x}\rvert}$	$\boldsymbol{(x-\bar{x})^2}$
3	-5	5	25
5	-3	3	9
6	-2	2	4
9	1	1	1
10	2	2	4
15	7	7	49
$\boldsymbol{\sum^{6} x_i = 48}$	0	20	92

$\bar{x} = \frac{48}{6} = 8$ $\quad$ $\text{M. D.} = \frac{20}{6} = 3.33$

n = 6 $\quad$ $\sigma^2 = \frac{92}{6} = 15.33 = \sqrt{15.33} = 3.91$

الوسيط:

إذا كانت البيانات مفردة: $\frac{ن + ١}{٢} = \frac{٧ + ١}{٢} = ٤$ موقع الوسيط ومقداره ٢١

إذا كانت البيانات زوجية: $\frac{ن}{٢}$ ، $\frac{ن}{٢} + ١ = \frac{٨}{٢}$ ، $\frac{٨}{٢} + ١ = ٤$، ٥ موقع الوسيط

٣، ٨، ١٨، $\boxed{٢١}$ ، ٢٥، ٢٩، ٣٢

٣، ٨، ١٨، $\boxed{٢١}$ ، $\boxed{٢٥}$، ٢٩، ٣٢، ٣٧ موقع الوسيط

$\frac{٢١+٢٥}{٢} = \frac{٤٦}{٢} = \boxed{٢٣}$ القيمة ٢٣ هي القيمة للوسيط

x	x^2
3	9
5	25
6	36
9	81
10	100
15	225
$\sum x = 48$	476

الانحراف المعياري $s^2 = \dfrac{\sum x^2 - \frac{(\sum x)^2}{n}}{n}$

$$s^2 = \frac{476 - 384}{n} = \frac{92}{6}$$

$$s = \sqrt{15.33} = 3.91$$

$$\bar{x} = \frac{\sum x}{n}$$

$$= \frac{48}{6} = 8$$

$$\sum x^2 = 476$$

$$(\sum x)^2 = 2304$$

$$\frac{(\sum x)^2}{n} = \frac{2304}{6} = 384$$

$$\sum (x - \bar{x})^2 = (-3)^2 + (-5)^2 + (-2)^2 + (1)^2 + (2)^2 + (7)^2$$

$$\frac{\sum (x-\bar{x})^2}{n} = 9 + 25 + 4 + 1 + 4 + 49 = \frac{92}{6} = 15.33$$

درجات (٢٠٠) طالب في احد الاختبارات التحصيلية:

جدول رقم (٣) التكرارات المتجمعة

الفئة	التكرار	التكرار المتجمع
١٠–١٤	٥	٥
١٥–١٩	١٢	١٧
٢٠–٢٤	١٣	٣٠
٢٥–٢٩	٤٥	٧٥
٣٠–٣٤	٥٧	١٣٢
٣٥–٣٩	٤٣	١٧٥
٤٠–٤٤	٢٥	٢٠٠

الربيع = أ + $\dfrac{\frac{ن}{٤} \times ١ - ك_١}{ك_٢} \times ل$

الوسيط = أ + $\dfrac{\frac{ن}{٢} - ك_١}{ك_٢} \times ل$

أ = الحد الأدنى للفئة الوسطية الحقيقي

$ك_١$ = التكرار المتجمع للفئة قبل الوسطية

$ك_٢$ = التكرار للفئة الوسيطة

ل = طول الفئة

المطلوب إيجاده:

الربيع الأول: ٢٤,٥ + $\frac{\frac{٢٠٠}{٤} - ٣٠}{٤٥}$ × ٥ = ٢٦,٧٢

لأن $\frac{٢٠٠}{٤}$ = ٥٠ وهي تقع بين ٣٠، ٧٥ أي أن الربيع الأول يقع في الفئة ٢٥–٢٩

الربيع الثالث: ٣٤,٥ + $\frac{٣\times\frac{٢٠٠}{٤} - ١٣٢}{٤٣}$ × ٥ = ٣٦,٥٩

العشير الثاني: ٢٤,٥ + $\frac{٢\times\frac{٢٠٠}{١٠} - ٣٠}{٤٥}$ × ٥ = ٢٥,٦١ لأنه يمثل ٤٠

العشير التاسع: ٣٩,٥ + $\frac{٩\times\frac{٢٠٠}{١٠} - ١٧٥}{٢٥}$ × ٥ = ٤٠,٥

المئين السابع: ١٤,٥ + $\frac{٧\times\frac{٢٠٠}{١٠٠} - ٥}{١٢}$ × ٥ = ١٨,٢٥

المئين العشرين: ٢٤,٥ + $\frac{٢٠\times\frac{٢٠٠}{١٠٠} - ٣٠}{٤٥}$ × ٥ = ٢٥,٦١

أ = الحد الأدنى لفئة المئين المطلوب

ن = رتبة المئيم المطلوب

ك١ = التكرار المتجمع التصاعدي قبل الفئة المئينة المطلوبة

ك٢ = تكرار فئة المئين

ل = طول الفئة

اذا كانت مجموعتان من القيم مؤلفة من n_1، n_2 من المشاهدات ولها تباين s_1^2، s_2^2 على التوالي فإن

التباين المتجمع لجميع المشاهدات

$$s_p^2 = \frac{(n_1 - 1)s_1^2 + (n_2 - 1)s_2^2}{(n_1 - 1) + (n_2 - 1)}$$

وهذا ما يسمى بالتباين الموزون أو المرجح ويمكن كتابته بالصيغة الآتية:

$$s_p^2 = \frac{ss_1 + ss_2}{n_1 + n_2 - 2}$$

مثال لحساب الوسيط:

جدول رقم (٤) حساب الوسيط في حالة التكرارات

الدرجة	التكرار	xf	التكرار المتجمع التصاعدي
٢٢	١	٢٢	١
٢٣	١	٢٣	٢
٢٤	٢	٤٨	٤
٢٥	٨	٢٠٠	١٢
٢٦	٩	٢٣٤	٢١
٢٧	١٥	٤٠٥	٣٦
٢٨	١٢	٣٣٦	٤٨
٢٩	١٠	٢٩٠	٥٨
٣٠	٤	١٢٠	٦٢
	٦٢	١٦٧٨	

$$\text{الوسيط} = \text{أ} + \frac{\frac{\text{ن}}{٢} - \text{ك}_١}{\text{ك}_٢} \times \text{ل}$$

أ = الحد الأدنى للفئة الوسيطية

ن = التكرار الكلي

ك١ = التكرار المتجمع التصاعدي للفئة السابقة للفئة الوسيطية

ك٢ = تكرار الفئة الوسيطية

ل = طول الفئة الوسيطية

$$\bar{x} = \frac{1678}{62} = 27.06$$

$$\text{الوسيط} = ٢٦,٥ + \frac{\frac{٦٢}{٢} - ٢١}{١٥} \times ١$$

$$= ٢٦,٥ + \frac{٣١ - ٢١}{١٥} \times ١$$

$$= ٢٦,٥ + ٠.٦٧ = ١٧ \text{ و } ٢٧$$

1. $s^2 = \frac{\sum(x_1-\bar{x})^2}{n-1}$ 2. $s^2 = \frac{\sum x^2 - \frac{(\sum x)^2}{n}}{n-1}$

3, 6, 2, 5, 3, 8, 6, 7, 5 $\Sigma_x = 45, n = 9$

$$\bar{x} = \frac{\sum x}{n} = \frac{45}{9} = 5$$

$x-\bar{x}$	-2	1	-3	0	-2	3	1	2	0	مجموع 0
$(x-\bar{x})^2$	4	1	9	0	4	9	1	4	0	32

الانحراف المعياري

التباين $s^2 = \frac{32}{8} = 4\ s = \sqrt{s^2} = \sqrt{4} = 2$

$$\sum x^2 = 9 + 36 + 4 + 25 + 9 + 64 + 36 + 49 + 25 = 257$$

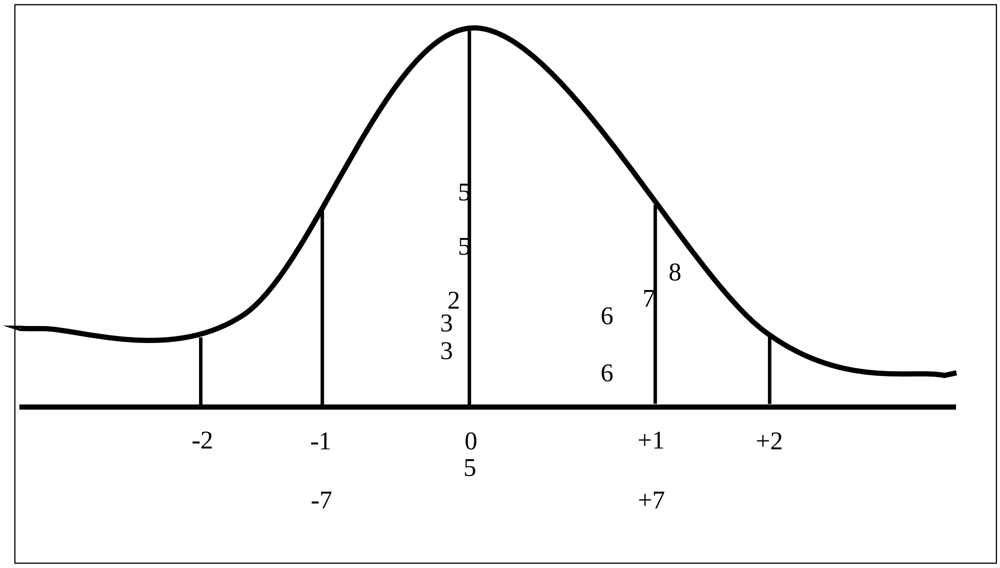
$$\sum x_i = 3 + 6 + 2 + 5 + 3 + 8 + 6 + 7 + 5 = 45$$

$s^2 = \frac{257 - \frac{(45)^2}{9}}{9-1}$ = 257-225=32

$$s^2 = \frac{32}{8} = 4$$

s = 2

$$\sum (x_i - \bar{x})^2 = \sum x^2 - \frac{(\sum x)^2}{n}$$



شكل رقم (٣) التوزيع الاعتدالي

بناء التوزيع التكراري Constructing Grouped Frequency Distribution

تلخص طريقة بناء التوزيع التكراري كما يأتي:

١. استخراج المدى وهو الفرق بين أعلى قيمة وأقل قيمة $R = X_L - X_S$.

٢. استخراج عدد الفئات عبر:

نقسم المدى على عشرة $10 = \#\text{ of class}$ $\text{Class width} = \frac{\text{Range}}{10}$

٣. توزيع القيم على الفئات.

حساب طول الفئة Class width:

يحسب طول الفئة بطرح الحد الأدنى للفئة من الحد الأعلى للفئة ويضاف إليها واحد (٦٩–٦٥)+١ = ٥

أفضل عدد لطول الفئة يتوقف على حجم وكمية البيانات أما عدد الفئات فيمكن القول بأن عدد الفئات يفضل أن يتراوح بين (١٢–١٥) فئة.

جدول رقم (٥) الحدود الحقيقية والتكرارات

الفئة	الحدود الحقيقية	مركز الفئة	س ك	التكرار	$\text{س}^2\,\text{ك}$	التكرار المتجمع
٦٥–٦٩	٦٤,٥ – ٦٩,٥	٦٧	٦٧	١	٤٤٨٩	١
٧٠–٧٤	٦٩,٥ – ٧٤,٥	٧٢	٢١٦	٣	١٥٥٥٢	٤
٧٥–٧٩	٧٤,٥ – ٧٩,٥	٧٧	٤٦٢	٦	٣٥٥٧٤	١٠
٨٠–٨٤	٧٩,٥ – ٨٤,٥	٨٢	١٢٣٠	١٥	١٠٠٨٦٠	٢٥
٨٥–٨٩	٨٤,٥ – ٨٩,٥	٨٧	٤٣٥	٥	٣٧٨٤٥	٣٠

$$\bar{\text{س}} = \frac{\text{مجـ س ك}}{\text{ن}}$$

$$\text{المنوال} = ٧٩,٥ + \frac{٩}{١٠+٩} \times ٥ = ٨١,٨$$

$$\text{الوسيط} = \text{أ} + \frac{\frac{\text{ن}}{٢} - \text{ك}_١}{\text{ك}_٢} \times \text{ل}$$

$$\text{أ} = \text{الحد الأدنى للفئة الوسيطية الحقيقي} = ٧٩,٥ + \frac{\frac{٣٠}{٢} - ١٠}{١٥} \times ٥ = ٨١,١٦$$

ن = التكرار الكلي ٣٠

ك١ = التكرار المتجمع التصاعدي للفئة السابقة للفئة الوسيطية ١٠

ك٢ = تكرار الفئة الوسيطية = ١٥

ل = طول الفئة = ٥

مثـــــال: حساب الإنحراف المعياري

$$s^2 = \frac{1}{n-1}\sum (x-\bar{x})^2 f$$

x	f_i	$x_i f_i$	$x-\bar{x}$	$(x-\bar{x})^2$	$(x-\bar{x})^2 f_i$
2	30	60	-5	25	750
7	51	357	0	0	0
12	10	120	5	25	250
17	10	170	10	100	1000
	101	707			2000

$$\bar{x} = \frac{1}{n}\sum x_i f_i = \frac{707}{101} = 7$$

$$s^2 = \frac{1}{n-1}\sum (x-\bar{x})^2 f = \frac{2000}{100} = 20 = \sqrt{20} = 4.47$$

2

x	x^2	f_i	$x_i f_i$	$x_i^2 f_i$
2	4	30	60	120
7	49	51	357	2499
12	144	10	120	1440
17	289	10	170	2890
		101	707	6949

$$s^2 = \frac{\sum x^2 f - \frac{(\sum x_i f_i)^2}{n}}{n-1} = \frac{6949-\frac{(707)^2}{101}}{101-1} = \frac{6949-4949}{100} = \frac{2000}{100} = 20$$

$$s = \sqrt{20} = 4.47$$

مقاييس الوضع النسبي:

لاحظنا سابقاً أن الوسيط يعد من مقاييس النزعة المركزية المهمة التي يمكن ان تستخدم في وصف البيانات واعطاء صورة واضحة عنها، والوسيط كما يتبين لنا عبارة عن نقطة في التوزيع يقع تحتها ٥٠٪ بالمئة من الحالات وفوقها ٥٠٪ بالمئة والمقاييس التي تحدد النقطة هي مثل:

١. الربيعات Quartiles

٢. العشيرات Deciles

٣. المئينات Percentiles

الوسط الحسابي:

على انه في التوزيع الاعتدالي يقع الوسط الحسابي في منتصف المسافة بين الربيعين الأول والثالث أي تكون قيمته هي الربيع الثاني (الوسيط) كما لاحظنا ذلك سابقاً.

أما قيمة الوسيط فكل ما يمكن أن نعرف عنها انها تكون بين قيمة الربيع الأول وقيمة الربيع الثالث ولكن لا يشترط أن تكون في منتصف المسافة.

مثـــــــال:

اذا كانت $y_1, y_2\text{-}y_n$ تمثل مراكز الفئات في جدول التوزيع التكراري وإن تكراراتها هي $f_1, f_2\text{-}f_n$ على التوالي فإن الانحراف المعياري لها هو:

$$s = \sqrt{\frac{\sum f_i (y_i - \bar{y})^2}{\sum f_i - 1}} = \sqrt{\frac{\sum f_i y_i^2 - \frac{(f_i y_i)^2}{\sum f_i}}{\sum f_i - 1}}$$

الفئات	f_i	y_i	$y_i - \bar{y}$	$(y-\bar{y})^2$	$f_i(y-\bar{y})^2$
60-62	5	61	-6.45	41.6025	208.0125
63-65	18	64	-3.45	11.9025	214.2450
66-68	42	67	-0.45	0.2025	8.5050
69-71	27	70	2.55	6.5025	175.5675
72-74	8	73	5.55	30.8025	246.4200
	100				852.7500

Ss = $\sum f_i (y-\bar{y})^2 = 852.7500,$

$s^2 = \frac{ss}{\sum f_i - 1} = \frac{852.7500}{99} = 8.6,$

$s = \sqrt{s^2} = \sqrt{8.6} = 2.9$

الفئات	f_i	y_i	$f_i \times y_i$	y_i^2	$f_i y^2$
60-62	5	61	305	3721	18605
63-65	18	64	1152	4096	73723
66-68	42	69	2814	4489	188538
69-71	27	70	1890	4900	32300
72-74	8	73	584	5329	42632
	100		6745		455803

$$\bar{x} = \frac{6745}{100} = 67.45$$

$$ss = \sum f_i y_i^2 - \frac{(\sum f_i y_i)^2}{\sum f_i} = 455803 - \frac{(6745)^2}{100} = 852.75$$

$$s^2 = \frac{ss}{\sum f_i - 1} = \frac{852.75}{99} = 8.6, \quad s = \sqrt{s^2} = \sqrt{8.6} = 2.9$$

$$\frac{(\sum f_i\, y)^2}{\sum f_i} = \sum f_i\, \bar{x}^2 \quad , n\bar{x}^2$$

س١: اذا كان $\sum f_i y_i^2$ يساوي 455803 والوسط الحسابي يساوي 67.45 و $\sum f_i$ يساوي 100 فماهو التباين؟

لدى اختبار الباحث للفرضية الصفرية قد يقع في الخطأ من النمط الأول (α) ألفا عندما يرفض الباحث الفرضية الصفرية وهي صحيحة. وعندما يقبل الباحث الفرضية الصفرية في الوقت الذي يفترض أن يرفضها فيه فإن الباحث يقع في الخطأ من النوع الثاني ويسمى (β) بيتا.

يستخدم الاختبار ذو النهايتين عندما يفترض الباحث في فرضيته البديلة عدم تساوي الأوساط الحسابية ويستخدم الاختبار ذو النهاية الواحدة عندما تكون الفرضية البديلة أكبر من أو أصغر من. كلما كان مستوى الدلالة صغيراً (منخفضاً) إزدادت القيمة الجدولية. ويقل معها احتمال الوقوع في الخطأ ويزداد احتمال الصواب.

ذي نهاية واحدة $\alpha_1 = de\ note\ to\ one\ tailed\ row\ entry\ table$

$$m_1 > m_2 \text{ or } m_1 < m_2$$

ذي نهايتين $\alpha_2 = two\ tailed\ row\ entries\ table$

$$m_1 \neq m_2$$

جدول رقم (٦) رفض وقبول الفرضيات

القرار / الفرضية	رفض H_O	قبول H_O
H_O صحيحة	قرار خاطئ α الخطأ من النمط الأول	قرار صحيح
H_O غير صحيحة	قرار صحيح	قرار خاطئ β الخطأ من النمط الثاني

α= rejecting H_O when H_O is true

β= accepting H_O when H_O is false

١. العينات: العينات يتم اختيارها على ضوء أهداف البحث والمهم لنا هو طريقة وكيفية اختيار العينات، وتوجد عدة طرق لاختيار عينات البحث وتتحدد كل طريقة على ضوء أهداف البحث كما أن حجم العينة يتحدد على ضوء المجتمع كما يحدد عدد أفراد العينة أيضاً طبيعة البحث نفسه (وصفي– تجريبي) ومن طرق اختيار العينات:

أ. الطريقة العشوائية البسيطة: وفيها يكون لكل فرد من أفراد المجتمع فرصة متساوية للظهور في العينة.

ب. العينة المقصودة: وتستخدم هذه العينة عندما يتطلب الأمر توفر شروط في أفراد معنيين لا تتوفر لدى الآخرين.

ج. العينة الطبقية العشوائية: ويتم اختيارها بطريقة عشوائية ولكنها على مستوى طبقات وتستخدم في البحوث التي يتطلب أن يكون فيها أفراد العينة فئات متباينة أو مستويات ومراحل دراسية مختلفة أو حسب الجنس.

د. العينة المنتظمة: وفيها يتم اختيار العينة وفق نظام رقمي معين (زوجي، فردي، مضاعفات).

هـ. الطريقة العشوائية العنقودية: وفيها يكون اختيار أفراد العينة وفق نظام عنقودي.

٢. اختبار الفرضيات:

الهدف الأساس من الفرضيات هو استنتاج خصائص المجتمع عبر ملاحظة العينة التي سحبت منه بهدف تعميم ما يتم التوصل إليه من نتائج في دراسة العينة على المجتمع الذي يمثله والفرضية الاحصائية هي عبارة عن توقع لمؤشر غير معروف للمجتمع والفرضية تكون على نوعين الأولى الفرضية الصفرية H_O *(null hypothesis)* والتي يتم اختبارها احصائياً والثاني فهي الفرضية البديلة وتكون عكس الفرضية الصفرية ونرمز لها H_A *(Alternative)*.

جدول رقم (٧) اختبار الفرضيات الصفرية

$\boldsymbol{H_O = 0}$	$\boldsymbol{\bar{x}_1 = \bar{x}_2}$	$\boldsymbol{\bar{x}_1 - \bar{x}_2 = 0}$	$\boldsymbol{\bar{x} = \mu}$
$\boldsymbol{H_A \neq 0}$	$\bar{x}_1 \neq \bar{x}_2$	$\bar{x}_1 - \bar{x}_2 \neq 0$	$\bar{x}_1 - \mu \neq 0$
$\boldsymbol{H_A > 0}$	$\bar{x}_1 > \mu$	$\bar{x}_1 > \bar{x}_2$	$\bar{x}_1 - \bar{x}_2 > 0$
$\boldsymbol{H_A < 0}$	$\bar{x}_1 < \mu$	$\bar{x}_1 < \bar{x}_2$	$\bar{x}_1 - \bar{x}_2 < 0$

$\boldsymbol{H_{O\mu} = 0}$	$\boldsymbol{\bar{x}_1 = \bar{x}_2}$	$\boldsymbol{\bar{x}_1 - \bar{x}_2 = 0}$	$\boldsymbol{\bar{x} = \mu}$
$\boldsymbol{H_{A\mu} \neq 0}$	$\bar{x}_1 \neq \bar{x}_2$	$\bar{x}_1 - \bar{x}_2 \neq 0$	$\bar{x}_1 - \mu \neq 0$
$\boldsymbol{H_{A\mu} > 0}$	$\bar{x}_1 > \bar{x}^2$	$\bar{x}_1 - \bar{x}_2 > 0$	$\bar{x}_1 > \mu$
$\boldsymbol{H_{A\mu} < 0}$	$\bar{x}_1 < \bar{x}^2$	$\bar{x}_1 - \bar{x}_2 < 0$	$\bar{x}_1 < \mu$

أكبر من $> \bar{x}$ ، $< \bar{x}$ أصغر من

مفهوم المجتمع في الاحصاء Population:

يعد الهدف الأساس للاحصاء هو جمع البيانات التي يتم الحصول عليها عن طريق المسح او التجارب وتصنيفها ووصفها وتفسيرها. على انه تجدر الإشارة الى أن الغرض الرئيس من إجراء هذه العمليات هو التوصل الى الاستنتاجات حول الخصائص الكمية للمجتمعات.

ولابد من توضيح المقصود بمفهوم المجتمع في الاحصاء او من الشائع ان المقصود بالمجتمع هو مجموعة من الأفراد ذوي خصائص معينة يقطنون في منطقة جغرافية معينة في وقت معين.

أما في الاحصاء فإن مفهوم المجتمع يستخدم في مجالات أوسع فهو لا يشمل مجتمعات الأفراد فحسب بل يشمل المجموعات المختلفة للموضوعات المختلفة من حيوان ونبات وإنسان وأدوات وأشياء مهما كانت أنواعها على أن تكون ذات خصائص مشتركة.

فيمكن للاحصائي أن يعرف المجتمع تبعاً لاغراض بحثه الخاصة بأنه مجموعة من الحيوانات أو النباتات أو الأشجار أو الأفراد... إلخ.

ويمكن تصنيف المجتمعات الى نوعين:

١. المجتمع المحدود وهو الذي يمكن حساب عدد أفراده كما في عدد التلاميذ في الصف.

٢. المجتمع غير المحدود Infinite كما في حالة عدد الملاحظات أو التجارب العلمية ولعل الشيء الذي يهم الاحصائي هو الخصائص الكمية العددية للمجتمعات (المتغيرات الكمية) التي يمكن التعبير عنها بالأرقام، وتسمى هذه الخصائص الكمية للمجتمع بالمؤشرات (Parameters). فالمؤشر هو أحد خصائص المجتمع.

وعند دراسة العينة يتم التعرف على خصائصها وتسمى هذه الخصائص بالتقديرات Estimates إذ تكون كل قيمة في العينة عبارة عن تقدير للمؤشر في المجتمع. إذ أن قيمة المؤشرات في المجتمعات تكون غير معلومة بسبب صعوبة أو استحالة قياسها.

بعض الطرق الاستدلالية في اختبار الفرضيات:

لقد تم استعراض الأسس النظرية وبعض المفاهيم الخاصة باختبار الفرضيات بصورة موجوزة جداً، لابد من التعرف على بعض الوسائل والطرق المستخدمة في اختبار الفرضيات وسنقتصر على دراسة بعض النماذج منها وكما يلي:

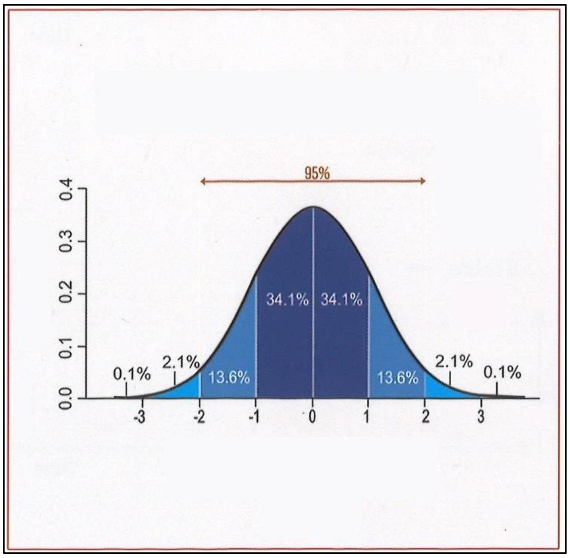
الدرجات الزائية:

اذا ما تم تحويل الدرجات الخاصة بأفراد المجتمع كافة الى درجات معيارية بواسطة القانون

$$د = \frac{س - \bar{س}}{ع} \qquad Z = \frac{x - \bar{x}}{s}$$

حيث تمثل د = الدرجة المعيارية (الزائية)، $\bar{س}$= الوسط الحسابي للمجتمع، ع = الانحراف المعياري للمجتمع، فإذا كان التوزيع اعتدالي تصبح توزيعات اعتدالية قياسية Standard normal ذات وسط حسابي

(م) = صفر، وانحراف معياري (ع) = ١ والمساحة تحت المنحنى الاعتدالي القياسي (المعياري) تصبح مساوية وحدة واحدة (١) كما في الشكل رقم (٤):



شكل رقم (٤) يمثل المساحة تحت التوزيع الاعتدالي

لأغراض وأهداف متعددة تظهر الحاجة الى التعرف على مقاطع أو أجزاء معينة من المساحة الواقعة تحت المنحنى الطبيعي بين الأحداثيات في نقاط متباينة على قاعدة التوزيع. فقد تكون هناك حاجة للتعرف على نسبة المساحة الواقعة بين نقطة الوسط الحسابي وأية نقطة أخرى على المحور الأفقي (القاعدة) سواء كانت قبل أو بعد الوسط الحسابي، أو على نسبة المساحة الكلية التي تقع قبل أو بعد الأحداثي في أي نقطة أخرى على القاعدة او المساحة الواقعة بين أي احداثين آخرين يقعان على أي نقطتين على القاعدة.

لنفرض أن اختباراً في الاحصاء الاستدلالي تم تطبيقه على درجات أفراد مجتمع طلابي معين فكان مقدار الوسط الحسابي سَ = ٢٢ والانحراف المعياري (ع = ٥) ونود التعرف على نسبة الطلاب الذين حصلوا على درجة مقدارها (٢٨) فأكثر في هذا الامتحان.

إن أول خطوة نقوم بها هو أن نعين النقطة التي تقع عندها الدرجة (٢٨) على التوزيع الاعتدالي القياسي ويكون ذلك بتحويلها الى درجة معيارية زائية كما يأتي:

$$د = \frac{٢٨ - ٢٢}{٥} = \frac{٦}{٥} = ١,٢٠$$

نحن نعرف أن في التوزيع الاعتدالي (٠.٥٠) تكون درجاتهم أكثر من الوسط الحسابي. ومن ملاحظة الجدول الخاص بالمساحة نجد أن (٠,٣٨٤٩) تكون درجاتهم تتراوح بين د = صفر ، د = ١,٢٠ إذن بإمكاننا الآن ان نتعرف على نسبة الذين حصلوا على درجة تزيد عن (٢٨) وذلك بإجراء العملية الآتية:

٠,٥٠ – ٠,٣٨٤٩ = ٠,١١٥١ أي أن ١١,٥٪ من الطلاب كانت درجات تزيد على (٢٨).

الاستدلال حول الوسط الحسابي للمجتمع:

عندما يجهل الباحث خصائص المجتمع الذي يقوم بدراسته والذي يفترض أن تتوزع خصائصه بصورة اعتدالية فإنه يختار عينة عشوائية من هذا المجتمع ويقوم بحساب الوسط الحسابي لها، ولكي يتوصل الى ما إذا كانت تلك العينة تمثل المجتمع في وسطها الحسابي فإنه يستخدم ما يسمى بالاختبارات التائي (ت) (t-test) ويبدأ الخطوات بحساب قيمة (ت) من القانون الآتي:

$$ت_{ن-١} = \frac{\bar{س} - م}{\frac{ع}{\sqrt{ن}}} \qquad t_{df} = \frac{\bar{x}-\mu}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}}$$

تمثل $\bar{س}$ الوسط الحسابي المحسوب من بيانات العينة.

م = القيمة التي يفترضها الباحث ممثلة للوسط الحسابي للمجتمع

ع = الانحراف المعياري المحسوب من بيانات العينة

ن = حجم العينة وإن (ن–١) = درجة الحرية degree of freedom

ويكون المطلوب هنا اختبار الفرضية الصفرية م = $\bar{س}$ أما الفرضية البديلة $\bar{س}$ ≠ م.

ولتحقيق هذا الهدف نستخدم القيمة التائية **المحسوبة** ونقارنها مع القيمة النظرية **الجدولية** مع درجة الحرية (ن–١) ونسبة دلالة معينة. فإذا كانت القيمة التائية التي نحصل عليها (قيمة ت المحسوبة) مساوية أو

أكبر من الجدولية فإنها تقع في منطقة الرفض فإننا نرفض الفرضية الصفرية ونقبل الفرضية البديلة والعكس بالعكس.

ومثال على استخدام الاختبارات التائية لنفرض أن باحثاً يقوم بتدريس (٢٥) طفلاً في مدرسة ما ويريد إجراء دراسة لمعرفة ما إذا كان مستوى ذكاء هؤلاء الأطفال مشابهاً لمستوى ذكاء الأطفال الاعتياديين الآخرين الذي يكون متوسط ذكائهم عادة (م = ١٠٠) على الباحث أن يقوم بتطبيق اختبار للذكاء على هؤلاء الاطفال فوجد أن متوسط ذكائهم كان ($\bar{س}$ = ١١٣,٦٤) والانحراف المعياري (ع = ١٢,١٤)، أراد الباحث ان يختبر الفرضية الصفرية م = ١٠٠ بمستوى دلالة (٠,٠٥) وكانت الفرضية البديلة م ≠ ١٠٠.

الحل: بما ان عدد الأطفال = ٢٥

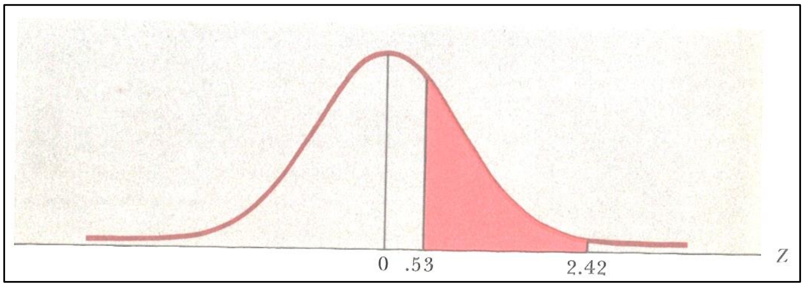
- عدد درجات الحرية = ٢٥-١ = ٢٤ أي أننا أحرار باختيار أي رقم من (٢٤) رقم ونحن ليس أحرار بالرقم الأخير (١).

بما ان $ت_{(ن-١)} = \dfrac{\bar{س} - م}{\dfrac{ع}{\sqrt{ن}}}$

- $ت = \dfrac{١١٣,٦٤ - ١٠٠}{\dfrac{١٢,١٤}{\sqrt{٢٥}}} = \dfrac{١٣,٦٤}{\dfrac{١٢,١٤}{٥}} = \dfrac{١٣,٦٤ \times ٥}{١٢,١٤} = ٥,٦١$

بما أن هذا الاختبار ذو النهايتين (لأن الفرضية البديلة هي م ≠ ١٠٠) ومستوى الدلالة (ألفا) = ٠,٠٥ ودرجة حرية = ٢٤، نجد أن القيمة التائية النظرية الجدولية تساوي ٢,٠٦٤.

ولما كانت المحسوبة أكبر من الجدولية فإنها تقع في منطقة الرفض.



شكل رقم (٥) يمثل قبول أو رفض الفرضية

❖ نرفض الفرضية الصفرية ونقبل البديلة

الاستنتاج: إن الأطفال يختلفون في ذكائهم عن الاطفال الاعتياديين.

٢. اختبار الفرضيات الخاصة بالفروق بين وسطين حسابيين:

قد يحتاج الباحث الى اتخاذ قرار بالنسبة للفرق بين وسطين حسابين وعما إذا كان هذان الوسطين الحسابين يعودان للمجتمع نفسه أم يمثلان مجتمعين مختلفين، في مثل هذه الحالة قد يكون اختيار العينة بإحدى طريقتين هما:

أ. اختيار كل عينة بصورة مستقلة عن الأخرى – أي أن تكون هناك عينتان من الأفراد كل عينة يتم اختيار أفرادها بصورة مستقلة عن اختيار أفراد العينة الثانية وكمثال على ذلك عندما يتم اختيار عينتين من التلاميذ تطبق على كل منهم طريقة تدريس معينة، وهنا يفترض أن يكون التباين متساوياً في كلا المجتمعين وهنا تسمى عينتين غير مترابطتين.

ب. أن يتم اختيار عينة من الأفراد ويقارن بين متغيرين لنفس العينة وهنا تسمى (عينتان مترابطتان). وكمثال على ذلك عندما تقارن بين الوسط السحابي لدرجات موضوع معين مع الوسط الحسابي لدرجات موضوع ثان لنفس المجموعة. إن الطرق الاحصائية المستخدمة لكل من الحالتين السابقتين تختلف تبعاً لنوع العينتين (فيما إذا كانتا مستقلتين أم مترابطتين).

ففي الحالة الأولى يستخدم الاختبار التائي (على افتراض أن التباين للمجتمع غير معروف) والقانون الذي نستخرج به القيمة التائية هو:

$$ت_{(ن_١+ن_٢-٢)} = \frac{\overline{س}_١ - \overline{س}_٢}{\sqrt{\frac{(ن_١-١)ع_١^٢ + (ن_٢-١)ع_٢^٢}{ن_١+ن_٢-٢}\left(\frac{١}{ن_١} + \frac{١}{ن_٢}\right)}}$$

حيث تمثل:

$\overline{س}_١$: الوسط الحسابي للعينة الأولى

$\bar{س}_٢$: الوسط الحسابي للعينة الثانية

$ن_١$: عدد أفراد العينة الأولى

$ن_٢$: عدد أفراد العينة الثانية

$ع_١^٢$: التباين للعينة الأولى

$ع_٢^٢$: التباين للعينة الثانية

نستخرج القيمة التائية بدرجة حرية ($ن_١ + ن_٢ - ٢$) حسب مستوى الدلالة.

مثـــــــال:

لنفترض أن باحثاً أراد إجراء تجربة يقوم فيها بتطبيق طريقتي تدريس فقام باختبار عينتين من التلاميذ بصورة عشوائية عدد كل منها (٢٥) تلميذاً. وبعد شهر من إجراء التجربة قام بتطبيق اختبار على المجموعتين فحصل على النتائج الآتية:

المجموعة الأولى	المجموعة الثانية
$\bar{س}_١ = ٧,٦٥$	$\bar{س}_٢ = ٦$
$ع_١^٢ = ٦,٥$	$ع_٢^٢ = ٥,٩$

الفرضية الصفرية $\bar{س}_١ = \bar{س}_٢$ الفرضية البديلة $\bar{س}_١ \neq \bar{س}_٢$ (على مستوى ٠,٠٥) ودرجة حرية (٤٨)

الحل:

أ. نقوم باستخراج القيمة التائية باستخدام القانون الآتي:

$$ت = \frac{٧,٦٥ - ٦}{\sqrt{\frac{(٢٥-١)(٦,٥) + (٢٥-١)(٥,٩)}{(٢٥+٢٥-٢)}\left(\frac{١}{٢٥} + \frac{١}{٢٥}\right)}}$$

$ت_{٤٨} = ٢,٣٤$

وبما أن القيمة التائية الجدولية عند مستوى (٠,٠٥) وبدرجة حرية (٤٨) باختبار ذي النهايتين هي ٢,٠١

يكون القرار كما يلي:

بما أن ٢,٣٤ > ٢,٠١

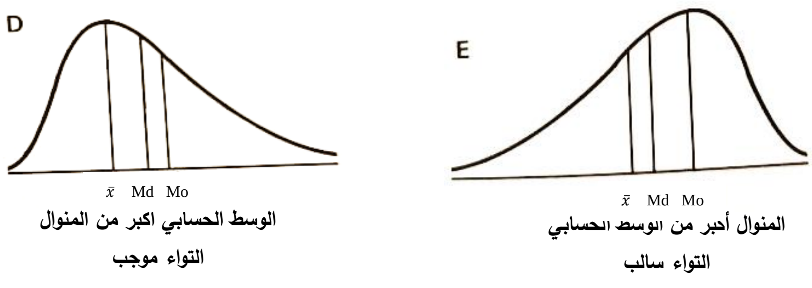
اذن نرفض الفرضية الصفرية ($\bar{س}_1 = \bar{س}_2$) ونقبل الفرضية البديلة $\bar{س}_1 \neq \bar{س}_2$ وهذا يعني أن الفرق بين الوسطين الحسابيين ذو دلالة احصائية (دال احصائياً) ولم يكن عن طريق الصدفة وهو لصالح العينة التجريبية.

الألتواء Skewness:

اذا كان لمنحني تكراري نهاية عظمى فإن قيمة المتغير المناظر تدعى بالمنوال Mode وهذه القيمة تنطبق على الوسط الحسابي إذا كان المنحنى متماثلاً أما إذا كان المنحنى غير متماثل وذو نهاية عظمى واحدة فإن هذا المنحنى يكون ملتوياً Skew إذ إنَّ الألتواء يؤثر على إزاحة المنوال عن الوسط الحسابي، إلا أن قيمة الإزاحة ينبغي التعبير عنها بدلالة الإنحراف المعياري إذ عرف بيرسون Person الإلتواء بموجب المعادلة الآتية:

الالتواء = $\frac{\text{الوسط الحسابي - المنوال}}{\text{الانحراف المعياري}}$	$Skew = \frac{Mean - Mode}{S}$

وبموجب هذا التعريف يكون الإلتواء إما موجباً أو سالباً وذلك حسب كون الوسط الحسابي أكبر أو أقل من المنوال وكما موضح بيانياً في أدناه:



شكل رقم (٦) يمثل الالتواء السالب والموجب

وإذ أن المنوال ينطبق على الوسط الحسابي في حالة المنحنى الطبيعي لذلك واستناداً الى التعريف أعلاه يكون التواء المنحنى الطبيعي يساوي صفراً.

مثال: جد الالتواء لجدول التوزيع التكراري الآتي الذي يمثل درجات خمسين طالباً كالآتي:

الفئات	x	f	xf	x^2f	$x-\bar{x}$
50-54	52	5	260	13520	-11.7
55-59	57	10	570	32490	-6.7
60-64	62	15	930	57660	-1.7
65-69	67	8	536	35912	+3.3
70-74	72	7	504	36288	+8.3
75-79	77	5	385	29645	+13.3
		50	3185	205515	

$$\bar{x} = \frac{\sum xf}{\sum f} = \frac{3185}{50} = 63.7$$

$$s = \sqrt{\frac{\sum x^2 f - \frac{(\sum xf)^2}{n}}{n}} = \frac{205515 - \frac{(3185)^2}{50}}{50}$$

S= 4110.30 - 4057.69 = $\sqrt{52.61}$ = 7.25

حساب المنوال:

الفئة المنوالية 60-64 وتكرارها 15 والحد الأدنى الحقيقي لها 59.5

A1 = 15-10 = 5

A2 = 15-8 = 7

$$M = 59.5 + \frac{5}{5+7} \times 5 = 59.5 + \frac{25}{12} = 59.5 + 2.08 = 61.58$$

$$sk = \frac{Mean-Mode}{s} = \frac{\bar{x}-M}{s} = \frac{63.7-61.58}{7.25} = 0.292$$ الألتواء موجب أي الى اليمين

ع = $\sqrt{\frac{\text{ن مجـ س}^2\text{ ك} - (\text{مجـ س ك})^2}{\text{ن}^2}}$

التفرطح Mesokurtic

اذا اخذنا بنظر الاعتبار دراسة المنحنيات ذات القيمة الواحدة ورغبنا في مقارنة بعضها ببعض فإننا نتوقع احتمال تساوي هذه المنحنيات بالنسبة لثلاثة مقاييس هي على التوالي الوسط الحسابي $(\bar{x})$ والانحراف المعياري s والإلتواء (sk) وفي الوقت نفسه يحتمل أن نراها مختلف فيما بينها بالنسبة لطبيعة شكل قمة المنحني إذ يجوز أن يكون حاد التدبب أو أكثر إنبساطاً وتفرطحاً ولتحديد المقارنة للإنبساط او التفرطح عندنا المقاييس التي تعتمد العزم $(Moment)$ (μ_r) بصورة عامة العزم الذي رتبته r حول الوسط الحسابي $\bar{x}$ ويرمز له بالرمز (μ_r) فإن مقياس التفرطح ويعرف كما يأتي:

$$k = \frac{\mu_4}{\mu_2^2}$$

لقد قسمنا على μ_2^2 لجعل المقياس مطلقاً أي خالٍ من الوحدات.

لقد وجد أن المنحنى الطبيعي أي المعتدل (Normal) يساوي (3) وبموجب ذلك نعدُه متوسط التفرطح (Mesokurtic). وللتعرف على تفرطح منحى معلوم فسوف نقارنه بالمنحنى الطبيعي لكونه أساساً لكل مقارنة. فإذا كان أكبر من (3) يكون منحى مفرطحاً Platykurtic أي متسع من الوسط وقمته أقل انخفاضاً من قيمة المنحنى الطبيعي، أما إذا كان أقل من (3) فإن المنحى يكون مدبباً جداً Leptokurtic وهذا يعني أنّهُ ضيق من الوسط وقمته مرتفعة بعبارة أخرى إن قياسات هذا المنحنى أشد تركيزاً.

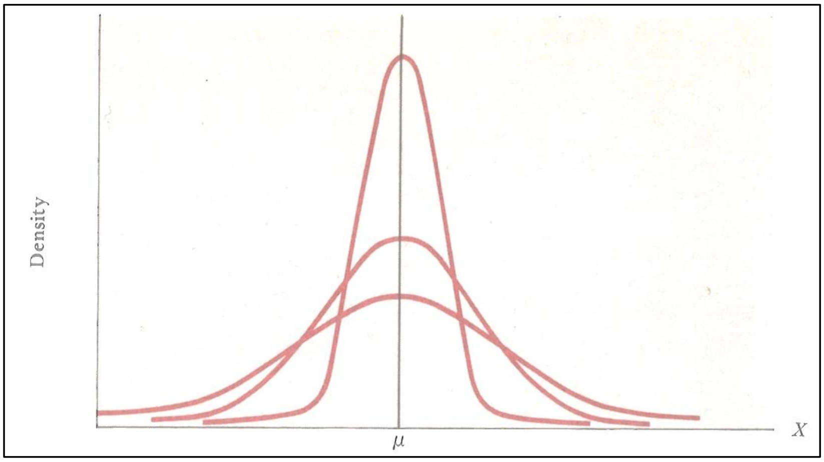
مثال: جد التفرطح لجدول التوزيع التكراري الآتي الذي يمثل درجات ٥٠ طالباً في أحد المواضيع المسجلة كالآتي:

x	f	xf	$x - \bar{x}$	$(x-\bar{x})^2$	$f(x-\bar{x})^2$	$(x-\bar{x})^4$	6x4
45	5	225	-25.8	655.36			
55	7	385	-15.8	344.36			
65	10	650	-5.8	31.36			
75	15	1125	4.2	19.36			
85	8	680	14.2	207.36			
95	2		24.2	595.36			
	50	3530	27	9260.8	$(9260.8)^2$	473101.6	013.6

$$\bar{x} = \frac{\sum fx}{\sum f} = \frac{3530}{50} = 70.6$$

$$k = \frac{\mu_4}{\mu_2^2} = \frac{473101.6}{85762416} = 0.055$$

بما أنه أقل من (3) فأنه مدبب:



شكل رقم (٧) توزيع اعتدالي وسط حسابي والتباين مختلف

x=1,3,4,6,6,9,13 $\bar{x} = \frac{\sum x}{n} = \frac{42}{7} = 6$

$\bar{x} = 6$

$M_e = 6$

$M_o = 6$

مقاييس العلاقة Measures of Relationship correlation:

لقد لاحظنا فيما سبق من مواضيع أن مقاييس النزعة المركزية والتشتت تعد مفيدة في وصف توزيع واحد بصورة منفصلة عن مدى علاقته بالتوزيعات الأخرى. فقد يتطلب دراسة علاقة التوزيع الواحد بواحد أو أكثر من التوزيعات الأخرى. ودراسة العلاقة بين متغيرين س، ص قد تأخذ أحد الأشكال الآتية:

١. عندما تكون القيم العالية (**القوة**) للمتغير (س) تقابلها القيم العاية للمتغير (ص) والقيم الواطئة للمتغير (س) تقابل القيم الواطئة للمتغير (ص) في هذه الحالة تكون العلاقة (**موجبة**).

٢. عندما تكون القيم العالية للمتغير (س) تقابلها القيم الواطئة للمتغير (س) او بالعكس فإن العلاقة في هذه الحالة تكون (سالبة).

٣. عندما لا يكون هناك اتجاه واضح للعلاقة بين قيم المتغيرين.

إن قيم معامل الارتباط **(الاتجاه)** لا يمكن أن تكون أقل من (−١) أو أكبر من (+١) فهي تتراوح بين هاتين القيمتين، وإذا كانت قيمة معامل الارتباط مساوية (−١) ، (+١) فإن النقاط كافة تقع على خط مستقيم وتسمى العلاقة تامة.

أولاً: معامل ارتباط بيرسون Pearson's coefficient J

يستعمل للتعرف على مدى العلاقة الموجودة بين قيم متغيرين مستمرين سواءً كان كلاهما من النوع النسبي أو الفاصل أو كان قياس أحدهما نسبياً والآخر فاصل أو بالعكس. كأن – على سبيل المثال – يود باحث معرفة ما إذا كان التلاميذ الذين يتفوقون في الرياضيات يتفوقون أيضاً في اللغة العربية.

$$ر = \frac{\text{ن مجـ س ص} - (\text{مجـ س})(\text{مجـ ص})}{\sqrt{[\text{ن مجـ س}^{٢} - (\text{مجـ س}^{٢})] [\text{ن مجـ ص}^{٢} - (\text{مجـ ص}^{٢})]}}$$

$$r = \frac{n\sum xy - (\sum x)(\sum y)}{\sqrt{[n\sum x^2 - (\sum x)^2][n\sum y^2 - (\sum y)^2]}}$$

درجات ١٢ تلميذاً في اختباري الرياضيات والعلوم

جدول رقم (٨) حساب معامل ارتباط بيرسون

ت	س (رياضيات)	ص (علوم)	$س^{٢}$	$ص^{٢}$	س ص
١	١٠	٦	١٠٠	٣٦	٦٠
٢	٧	٤	٤٩	١٦	٢٨
٣	١٢	٧	١٤٤	٤٩	٨٤
٤	١٢	٨	١٤٤	٦٤	٩٦
٥	٩	١٠	٨١	١٠٠	٩٠
٦	١٦	٧	٢٥٦	٤٩	١١٢
٧	١٢	١٠	١٤٤	١٠٠	١٢٠
٨	١٨	١٥	٣٢٤	٢٢٥	٢٧٠
٩	٨	٥	٦٤	٢٥	٤٠
١٠	١٢	٦	١٤٤	٣٦	٧٢
١١	١٤	١١	١٩٦	١٢١	١٥٤
١٢	١٦	١٣	٢٥٦	١٦٩	٢٠٨
مجـ ١٢	١٤٦	١٠٢	١٩٠٢	٩٩٠	١٣٣٤

$$ر = \frac{١٣٣٤ - \frac{(١٠٢)(١٤٦)}{١٢}}{\sqrt{[١٩٠٢ - \frac{(١٤٦)^{٢}}{١٢}]\,[٩٩٠ - \frac{(١٠٢)^{٢}}{١٢}]}}$$

ر = ٠,٧٤٨

جدول رقم (٩) معاملات الارتباط حسب المتغيرات

	متقطع أصيل	متقطع اصطناعي	رتبي	فاصل أو نسبي
متقطع أصيل	A Phi Θ فاي	B Phi فاي	C Rank Bi serial معامل ارتباط ثنائي الترتيب	D Point Bi serial معامل ارتباط ثنائي أصيل
متقطع اصطناعي	B Phi فاي	E Tetra Choric معامل الارتباط الرباعي	F لايوجد	G Bi Serial معامل ارتباط ثنائي
رتبي	C	F لايوجد	H Spearman T معامل ارتباط تاو	I لايوجد
فاصل أو نسبي	D	G	I لايوجد	J معامل ارتباط بيرسون

١. جد معامل الارتباط البسيط بين درجات مادتي الرياضيات والعلوم لعشرة طلاب في إحدى المدارس والمبين في الجدول أدناه كذلك اختبر هذا المعامل إذا كان يختلف جوهراً عن الصفر.

جدول رقم (١٠) حساب معامل الارتباط سبيرمن

<table>
<tr><th>0</th><th>x</th><th>y</th><th>x^2</th><th>y^2</th><th>xy</th><td rowspan="12">بيرسون
سبيرمان Spearman
$R=1-\frac{6\sum d}{n(n^2-1)}$</td></tr>
<tr><td>1</td><td>29</td><td>26</td><td>841</td><td>676</td><td>754</td></tr>
<tr><td>2</td><td>33</td><td>28</td><td>1089</td><td>784</td><td>924</td></tr>
<tr><td>3</td><td>13</td><td>28</td><td>169</td><td>784</td><td>364</td></tr>
<tr><td>4</td><td>19</td><td>18</td><td>361</td><td>324</td><td>342</td></tr>
<tr><td>5</td><td>28</td><td>26</td><td>784</td><td>676</td><td>728</td></tr>
<tr><td>6</td><td>44</td><td>36</td><td>1936</td><td>1296</td><td>1584</td></tr>
<tr><td>7</td><td>38</td><td>34</td><td>1444</td><td>1156</td><td>1292</td></tr>
<tr><td>8</td><td>25</td><td>28</td><td>625</td><td>784</td><td>700</td></tr>
<tr><td>9</td><td>31</td><td>34</td><td>961</td><td>1156</td><td>1054</td></tr>
<tr><td>10</td><td>25</td><td>21</td><td>625</td><td>441</td><td>525</td></tr>
<tr><td></td><td>285</td><td>279</td><td>8835</td><td>8077</td><td>8267</td></tr>
</table>

$$r=\frac{n\sum xy-(\sum x)(\sum y)}{\sqrt{[n\sum x^2-(\sum x)^2][n\sum y^2-(\sum y)^2]}}=\frac{10(8267)-(285)(279)}{\sqrt{[10(8835)-(285)^2][10(8077)-(279)^2]}}=0.69$$

ولاختبار هذا المعامل عن الصفر تطبق الصيغة الآتية:

$$t=\frac{r-0}{\sqrt{\frac{1-r^2}{n-2}}}=\frac{0.69}{\sqrt{\frac{1-(0.69)^2}{10-2}}}=2.65$$

ومن الجدول t نجد أن قيمة t لدرجة حرية (n-2) = 8 تساوي 2.31 إذاً نرفض H_0 القائلة بأن معامل الارتباط يساوي صفر ومن ذلك نستدل على وجود علاقة حقيقية وموجبة وقوية بين مادتي الرياضيات والعلوم.

معامل الارتباط الرباعي متقطع اصطناعي × متقطع اصطناعي **E**:

مثل استخراج العلاقة بين الوزن والطول فعندما يكون لدينا (١٠٠) شخص (٣٠) شخص منهم ثقيل و (٧٠) خفيف الوزن منهم (٦٩) طويل، (٣١) قصير فما هي العلاقة بين الوزن والطول؟

	طويل 1	5		ثقيلx	خفيفy
الوزن ثقيل 1			30	1	0
	قصير 0	25		0	1
	طويل 1	64		1	1
الوزن خفيف 0			70	1	0
	قصير 0	6		وهكذا	وهكذا

طويل ثقيل 1:1=5

طويل خفيف 1:0=64

قصير ثقيل 0:1=25

قصير خفيف 0:0 = 6

جدول رقم (١١) معامل الارتباط الرباعي

x

	الطول / الوزن	طويل 1	قصير 0	Σ
y	ثقيل 1	**a** 5	**b** 25	30
	خفيف 0	**c** 64	**d** 6	70
	Σ	69	31	100

$$r_t = \frac{bc}{ad} = \frac{64 \times 25}{6 \times 5} = 53.33$$

الناتج أكبر من واحد
العلاقة موجبة

من الجدول في معاملات الارتباط الرباعي (التراكوريك) ونلاحظ ما يقابل القيمة المستخرجة والجدول كما يأتي:

الفئة	قيمة معامل الارتباط
49.837 - 58.758	0.93

الفئة التي تحوي الرقم المحسوب ⟵

$r_t = 53.33$

الناتج أصغر من واحد (كسر) يقلب القانون وبهذه الحالة تكون العلاقة سالبة

عندما يكون الرقم المستخرج هو عدد صحيح فهذا يعني أن العلاقة موجبة وتكون العلاقة صفر وقد تكون أقل من واحد أو الصفر فإذا كانت القيمة أقل من الواحد (كسر) فيجب قلب القانون وحساب النتيجة بعدد صحيح ولكن العلاقة تكون سالبة.

41	10	31	
19	14	5	
50	24	36	

$$r_t = \frac{bc}{ad} = \frac{10\times5}{31\times14} = \frac{50}{434} = 0.11$$

لما كان الرقم أقل من الواحد (كسر) لذا يُقلَب القانون فيصبح $\frac{434}{50} = 8.68$

قيمة معامل الارتباط	الفئة
0.70	8.5-8.91

لذا فإن معامل الارتباط يساوي 0.7 - لأن القانون قد قُلِبَ.

One sample with population

مثـــــال (١):

في محاولة خاصة لتحديد مدى تأثير طريقة تعليم على زيادة قابلية الطلبة تم انتخاب ٢٥ طالب بطريقة عشوائية وفي نهاية البرنامج تم فحص أفراد العينة فوجد بأن المتوسط يساوي ١٠٣ فإذا كان متوسط أفراد المجتمع هو ١٠٠ والانحراف المعياري للعينة يساوي (٩) اختبر الفرضية الصفرية مع القرار.

$$t = \frac{\overline{x_\iota} - \mu}{s/\sqrt{n}} = \frac{103 - 100}{\frac{9}{\sqrt{25}}} = \frac{3}{\frac{9}{5}} = 1.667$$

تقبل الفرضية الصفرية (لا تأثير للطريقة على زيادة التحصيل) $t_{df24} = 1.711$

مثـــــال (٢):

قام أحد التدريسيين بتدريس مجموعتين أحداهما ضابطة والأخرى تجريبية إذ تدرس المجموعة التجريبية بأسلوب يختلف عن تدريس المجموعة الضابطة التي كانت تدرس بطريقة تقليدية، كان عدد أفراد كل مجموعة (١٢) تلميذاً اختبر الفرضية الصفرية بأن طريقة التدريسيين التي اعتمدها التدريسيين لا تأثير لها في تحصيل طلبة المجموعة التجريبية م١ = م٢ الفرضية الصفرية، الفرضية البديلة م١ ≠ م٢

التجريبية A	12.5	11.7	9.9	9.6	10.31	9.6
	9.4	11.3	8.7	11.5	10.6	9.7
الضابطة B	9.4	11.6	9.7	10.4	6.9	7.3
	8.4	7.2	7.0	8.2	12.7	9.2

A n=12 B

$$\sum x_1 = 124.8 \qquad \sum x_2 = 108$$

$$\bar{x}_1 = 10.4 \qquad \bar{x}_2 = 9.4$$

$$\sum x_1^2 = 1312.00 \qquad \sum x_2^2 = 1010.64$$

$$\frac{(\sum x)^2}{n_1} = 1297.92 \qquad \frac{(\sum x_2)^2}{n_2} = 972.0$$

$$\sum (x_1 - \bar{x}_1)^2 = 14.08 \qquad \sum (x_2 - \bar{x}_2)^2 = 38.64$$

The summary table			mean	Sum of squares
A	$\frac{n}{12}$	$\frac{df}{11}$	10.4	14.08
B	$\frac{12}{24}$	$\frac{11}{22}$	9.0	$\frac{38.64}{52.72}$

$$t = \frac{(\bar{x}_1 - \bar{x}_2) - (\mu_1 - \mu_2)}{\sqrt{\frac{(n_1 - 1)s_1^2 + (n_2 - 1)s_2^2}{n_1 + n_2 - 2}\left(\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}\right)}}$$

$$\sum (x_1 - \bar{x})^2 = \sum x^2 - \frac{(\sum x)^2}{n} = \sum x^2 - n\bar{x}^2$$

$$t = \frac{10.4 - 9.0}{\sqrt{\frac{14.08 + 38.64}{12 + 12 - 2}\left(\frac{1}{12} + \frac{1}{12}\right)}} = \frac{1.4}{0.63} = 2.222$$

The critical region ∝ of 0.05 is = 2.074 our calculated t falls into the upper tail of the critical region, therefore, we reject the null hypothesis and conclude that the means are not equal.

إذا كانت مجموعتان من القيم مؤلفة من n_1 و n_2 من المشاهدات ولها تباين s_2^2, s_1^2 على التوالي فأن التباين المتجمع لجميع المشاهدات pooled هو:

$$s_p^s = \frac{s_1^s + s_2^s}{n_1 + n_2 - 2} \qquad \text{Or} \qquad s_p^s = \frac{(n_1 - 1)s_1^2 + (n_2 - 1)s_2^2}{n_1 + n_2 - 2}$$

وهذا ما يسمى بالتباين الموزون أو المرجح ويمكن كتابته بالصيغة الآتية:

$$s_p^2 = \frac{s_1^2}{n_1} + \frac{s_2^2}{n_2} = \frac{(n_1 - 1)s_1^2 + (n_2 - 1)s_2^2}{n_1 + n_2 - 2}\left(\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}\right)$$

ولو أراد الباحث اختبار الفرضية بمستوى دلالة قدره (٠.٠١) فعند ذاك ستكون القيمة التائية الجدولية بدرجة حرية (٤٨) هي (٢,٦٨٦) ويكون القرار كما يأتي:

بما أن القيمة التائية المحسوبة ٢,٣٤ < الجدولية ٢,٦٨٦

❖ لايمكن رفض الفرضية الصفرية بمستوى دلالة (٠,٠١) لأنها واقعة في منطقة القبول ومن هنا يمكن ملاحظة أنه اذا رفضت الفرضية عند مستوى دلالة (٠,٠٥) فهذا لا يعني بالضرورة أنه يمكن رفضها بمستوى دلالة (٠,٠١). ولكن إذا رفضت الفرضية بمستوى (٠.٠١) يجب أن ترفض بمستوى (٠.٠٥).

الحالة الثانية عندما تكون العينتان مترابطتين فسيستخدم القانون الآتي:

$$ت_{(ن-١)} = \frac{\frac{\text{مجـ } (س - ص)}{ن}}{\frac{\text{ع الفرق}}{\sqrt{ن}}} \qquad \text{الانحراف المعياري للمجتمع} = \frac{s^2}{n} = \frac{s}{\sqrt{n}}$$

$$\frac{(س - ص)}{\sqrt{ن}}$$

حيث أن البسط في المعادلة أي $\frac{\text{مجـ } (س - ص)}{ن}$ = الوسط الحسابي للفروق.

للفرق بين المتغيرين و ع = الانحراف المعياري للفروق بين المتغيرين وتقارن النتيجة القيمة المحسوبة بالجدولية تحت درجة حرية (ن - ١).

مثـــــــال:

قام أحد الباحثين بإجراء تجربة على عينة من التلاميذ عدد أفرادها (١٠٠) ولأجل معرفة أثر المتغير المستقبل قام ذلك الباحث بتطبيق اختبارين أحدهما قبلي (أي قبل إجراء التجربة) والثاني بعدياً أي بعد إجراء التجربة ووجد النتائج الآتية:

١. إن مقدار متوسط ا لفروق = - ٧,٠٢

٢. إن مقدار الإنحراف المعياري للفروق = ٨,٠٢

والمطلوب اختيار الفرضية الصفرية م$_{١}$ − م$_{٢}$ = صفر مقابل البديلة م$_{١}$ − م$_{٢}$ $\neq$ صفر وذلك بمستوى دلالة (٠.٠١).

الحل: نستخرج القيمة التائية كما يأتي:

$$ت = \frac{-٧,٠٢}{\frac{٨,٠٢}{\sqrt{١٠٠}}} = \frac{-٧,٠٢}{\frac{٨,٠٢}{١٠}} = -٨,٧٥$$

نبحث عن القيمة التائية النظرية من الجدول بدرجة حرية مقدارها (١٠٠−١) = ٩٩ وبمستوى دلالة (٠.٠١) باستخدام اختبار ذي النهايتين لأن الفرضية البديلة هي م$_{١}$ $\neq$ م$_{٢}$ فنجد أن مقدارها هو ٢,٦٤.

بما أن − ٨,٧٥ < − ٢,٦٤

- نرفض الفرضية الصفرية ونقبل البديلة م$_{١}$ $\neq$ م$_{٢}$ إن القيمة المحسوبة تقع في منطقة الرفض في الجهة اليسرى السالبة، ولعل مايمكن أن تصل إليه من هذه النتيجة أن المتغير المستقل له تأثير على المتغير التابع.

$$t = \frac{\bar{x}}{\frac{s}{\sqrt{n}}}$$

$\bar{x}$ = الوسط الحسابي للفروق

S = الانحراف المعياري للفروق

$$\sqrt{\frac{s^2}{n}} = \frac{s}{\sqrt{n}}$$

معامل ارتباط تاو τ

يستخدم هذا القانون لمعرفة العلاقة بين أداء الطلبة في الامتحان مقاسة درجاتهم بمقياس رتبي ومستوى انجازهم الرياضي قيس بمقياس رتبي أيضاً مع وجود تكرارات في حالة وجود رتبي × رتبي مع وجود تكرارات نستعمل قانون تاو τ:

$$\tau = \frac{A - 1n}{\sqrt{\left[\frac{n(n-1)}{2}\right] - k_x}\sqrt{\left[\frac{n(n-1)}{2}\right] - k_y}}$$

جدول رقم (١٢) حساب معامل الارتباط تاو

	رتب السباقات x	رتب الامتحان y	A	1n
1	1	4	8	3
2	2	3	8	0
3	3	3	8	0
4	5	3	8	0
5	5	5	7	0
6	5	6	6	0
7	7	11.5	0	4
8	8	9	2	2
9	10	7	3	0
10	10	8	2	0
11	10	10	1	0
12	12	11.5	0	0
			53	9

اتفاقات = A

معكوسات = 1n

تكرارات الأفراد في المتغير x = k_x

تكرارات الأفراد في المتغير y = k_y

عدد الأفراد = n

ينظر الى المتغير y وليكون الرقم (4) كم عدد الأرقام التي هي أكبر منه عدداً جاء بعده ففي هذه الحالة هي (5، 6، 11.5، 9، 7، 8، 10، 11.5) وعددها (8) فنضع الرقم (8) في الاتفاقات. وكم عدد الأرقام التي هي أصغر منه جاءت بعده في (3، 3، 3) وعدد (3) فنضع في المعكوسات (inverse) (3) أما الرقم (3) فإن الأكبر منه هي (8) والأصغر منه عددها (0) صفر وهكذا يملأ الجدول.

اتفاقات = Agreed

Inverse = معكوسات

$$k_x = \frac{1}{2}\sum k_x\,(k_x - 1)$$

(5) تكرار الرقم (10) تكرار الرقم

لحساب قيمة k_y وقيمة k_x

نستعمل المعادلة

$$k_x = \frac{1}{2}[3(3-1) + 3(3-1)]$$

$$k_x = \frac{3(3-1) + 3(3-1)}{2} = \frac{6+6}{2} = 6$$

$$k_y = \frac{1}{2}\sum k_y\left(k_y - 1\right)$$

(11.5) تكرارات

(3) تكرارات

$$k_y = \frac{3(3-1) + 2(2-1)}{2} = \frac{6+2}{2} = 4$$

جاءت القيمة الرتبة (3) من $\frac{3+2+4}{3} = \frac{9}{3} = 3$ فتكون الثلاثة وتسهم 3

أما بالنسبة للخمسة فهي $\frac{6+5+4}{3} = \frac{15}{3} = 5$

أما الرتبة 11.5 فهي $\frac{12+11}{2} = \frac{23}{2} = 11.5$

أما الرتبة 10 فهي $\frac{11+10+9}{3} = \frac{30}{3} = 10$

$$\tau = \frac{53-9}{\sqrt{\left[\frac{12(12-1)}{2}\right] - 6}\,\sqrt{\left[\frac{12(12-1)}{2}\right] - 4}}$$

$$\tau = \frac{53-9}{\sqrt{\left[\frac{132}{2}\right] - 6}\,\sqrt{\left[\frac{132}{2}\right] - 4}} = \frac{44}{7.7\ \times 7.8} = \frac{44}{60.6} = 0.89$$

معامل ارتباط سبيرمن للرتب

مثـــــــال:

أدى مدربان تقييم عشرة لاعبين من لاعبي كرة السلة فأعطى كل منهما تقييماً للاعبين العشرة وكانت نتائج التقييم كما في الجدول رقم (١٣):

جدول رقم (١٣) معامل ارتباط سبيرمن للرتب

اللاعب	المدرب الأول	المدرب الثاني	الفرق	ق٢
أ	٣	١	٢	٤
ب	٢	٤	٢−	٤
جـ	٦	٢	٤	١٦
د	٧	١٠	٣−	٩
هـ	٩	٨	١	١
و	٤	٦	٢−	٤
ز	٨	٩	١−	١
ح	١	٣	٢−	٤
ط	٥	٥	٠	٠
ي	١٠	٧	٣	٩
				٥٢

إذا كانت الرتب أقل من (٥) فإن هذه الطريقة غير جيدة وإذا كانت أكثر من (٣٠) فتكون مطولة يمكن أخذ معدل الرتب

$$ر = ١ - \frac{٦ \text{ مجـ } ف^{٢}}{ن(ن^{٢} - ١)} = ١ - \frac{٦ \times ٥٢}{١٠(١٠٠-١)} = ١ - \frac{٣١٢}{٩٩٠} = + ٠,٦٨$$

يوجد تناسق بين آراء المدربين في تقييم اللاعبين.

جدول رقم (١٤) معامل ارتباط سبيرمن للرتب

الاشخاص	رتب ساعات التدريب	رتب النقاط	الفرق	ق٢
١	١	١	صفر	صفر
٢	٤	٦,٥	٢,٥ −	٦,٢٥
٣	١٠	١٠	صفر	صفر
٤	٢,٥	٣	٠,٥ −	٠,٢٥
٥	٢,٥	٢	٠,٥	٠,٢٥
٦	٩	٩	صفر	صفر
٧	٧,٥	٠,٨	٠,٥ −	٠,٢٥
٨	٥	٣	١	١
٩	٦	٦,٥	٠,٥ −	٠,٢٥
١٠	٧,٥	٥	٢,٥	٦,٢٥
				١٤,٥

$ر = ١ - \frac{٦ \times ١٤,٥}{١٠(١٠٠-١)} = \frac{٨٧}{٩٩٠} = ١ - ٠,٠٩٨ = ٠,٩٠٢$

معامل الارتباط بيرسون:

جدول رقم (١٥) حساب معامل الارتباط بيرسون

#	س	ص	$س^٢$	$ص^٢$	س ص
١	٤٠	٣٨	١٦٠٠	١٤٤٤	١٥٢٠
٢	٣٧	٢٧	١٣٦٩	٧٢٩	٩٩٩
٣	٣٢	٢٣			
٤	٣٨	٣٢			
٥	٣٨	٣٥			
٦	٢٨	٢٤			
٧	٣٠	٢٦			
٨	٣٤	٣٠			
٩	٣٣	٢٧			
١٠	٣٠	٢٨			
١٠	٣٣٠	٢٩٠	١١١٧٠	٨٦١٦	٩٧٧٤

العلاقة بين طول ووزن مجموعة من الرياضيين:

جدول رقم (١٦) حساب معامل الارتباط بيرسون

#	س (الطول) سم	الوزن (كغم) ص	$س^٢$	$ص^٢$	س ص
١	١,٦٤	٥٦	٢٦٩	٣١٣٦	٩١,٨
٢	١,٦٥	٥٧	٢٧٢	٣٢٤٩	٩٤,٠
٣	١,٦٦	٦١			
٤	١,٦٦	٦٣			
٥	١,٦٧	٦١			
٦	١,٦٧	٦٢			
٧	١,٦٨	٦٠			
٨	١,٦٨	٦٤			
٩	١,٦٩	٦٣			
١٠	١,٧٠	٦٥			
١١	١,٧١	٦٦			
١٢	١,٧٢	٦٣			
١٣	١,٧٣	٦٨			
١٤	١,٧٤	٦٩			
١٥	١,٧٤	٧٣			
	٢٥,٣٤	٩٥١	٤٢,٨٢	٦٢٥٦٩	١٦٠٨,٤

متقطع اصطناعي (توزيع اعتدالي) × فاصل أو نسبي Biserial ثنائي: G

في حالة المتقطع الاصطناعي مثل الغياب والحضور، كل من يغيب (٣) محاضرات يكون غائب ويعطى الرمز (0) والذين ليس لهم غياب يعطون الرمز (1) الحضور.

ففي صف فيه (١٨) طالب منهم (١١) حضور (٧) غياب المطلوب إيجاد العلاقة بين الدوام والتحصيل في إحدى المواد الدراسية:

جدول رقم (١٧) معامل الارتباط الثنائي

#	الدوام y	الدرجات x
1	1	16
2	0	12
3	0	11
4	1	7
5	1	15
6	1	14
7	0	10
8	0	11
9	1	15
10	0	9
11	1	13
12	0	7
13	1	13
14	1	11
15	0	10
16	1	11
17	1	10
18	1	11

$$r_b = \frac{\bar{x}_1 - \bar{x}_0}{\sigma_x} \times \frac{n_1 n_0}{a.n\sqrt{n^2 - n}}$$

حضور $n_1 = 11$

غياب $n_0 = 7$ σ_x = الانحراف المعياري لدرجات جميع الأفراد = 2.55

كلي $n = 18$

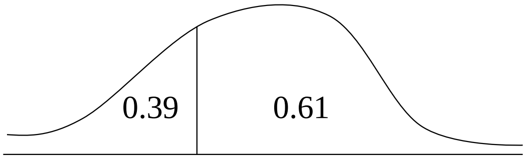
$$\bar{x}_1 = \frac{16 + 7 + 15 \dots 11}{11} = 12.36$$

$$\bar{x}_0 = \frac{12 + 11 + 10 \dots 10}{7} = 10$$

الارتفاع $a = \frac{\text{الحضور}}{\text{العدد الكلي}} = \frac{n_1}{n} = \frac{11}{18} = 0.61$

أو $= \frac{\text{الغياب}}{\text{العدد الكلي}} = \frac{n_0}{n} = \frac{7}{18} = 0.39$

ومن الجدول بعد حساب a نقرأ الارتفاع:



شكل رقم (٨) المساحة تحت المنحنى الطبيعي

$$r_b = \frac{12.36-10}{2.55} \times \frac{11 \times 7}{0.38.18\sqrt{(18)^2-18}} = 0.60$$

المساحة الكبرى (0.61)   المساحة الصغرى (0.39)   الارتفاع (ص) (0.38)

H معامل ارتباط سبيرمان (Spearman's coefficient of Rank correlation)

تواجه الباحثين التربويين كثير من الأحيان حالات لايمكن فيها قياس المتغيرات بصورة دقيقة باستخدام المقياس الفاصل أو النسبي. في مثل هذه الحالات يمكن القياس بمقاييس رتبي إذ يستطيع الباحث استطلاع آراء عدد من المختصين أو ممن لهم صلة بأفراد العينة لكي يصنفوا أفراد العينة رتبياً على المتغير. فإذا أراد الباحث التعرف على مدى العلاقة الموجودة بين س، ص وهما متغيرات رتبيان فإنه يمكن استخدام ما يسمى بطريقة سبيرمان لاستخراج معامل الارتباط والقانون الخاص باستخراج هذا المعامل هو:

ر = ١ − $\frac{\text{٦مجـ ق}^{٢}}{\text{ن(ن}^{٢}\text{ − ١)}}$ ، حيث تمثل ق الفرق بين رتبتي س، ص $\gamma_r = 1 - \frac{6\sum d^2}{n(n^2-1)}$

جدول رقم (١٨) معامل ارتباط سبيرمن

الأشخاص	رتبة س	رتبة ص	ف	ق^٢
أ	١	٦	−٥	٢٥
ب	٢	٣	−١	١
جـ	٣	٧	−٤	١٦
د	٤	٢	٢	٤
هـ	٥	١	٤	١٦
و	٦	٨	−٢	٤
ز	٧	٤	٣	٩
ح	٨	٩	−١	١
ط	٩	٥	٤	١٦
ي	١٠	١٠	صفر	صفر
				٩٢

$$ر_س = ١ - \frac{(٦)(٩٢)}{١٠(١٠٠-١)} = ١ - \frac{٥٥٢}{٩٩٠} = ٠,٤٤٢$$

$$\gamma_r = 1 - \frac{6\sum d^2}{n(n^2-1)}$$

معامل فاي Phi coefficient Θ   A

تستخدم هذه الطريقة عندما يكون المتغيران متقطعين ثنائيين فإذا أراد الباحث التعرف على العلاقة بين الجنس والنجاح والرسوب في الامتحانات العامة فأنه بإمكانه استخدام هذه الطريقة.

ولأجل استخدام هذه الطريقة تنظم البيانات في عمودين يحتويان على قيمتين (١) و (صفر) حيث تعطى القيمة (١) للذكور و (صفر) للإناث وكذلك بالنسبة للمتغير الثاني حيث يعطى (١) للطالب الناجح و (صفر) للطالب الراسب وبذلك تكون أربع مستويات:

(١) ، (١) ذكر ناجح	فلـــز ناجح
(١ ، صفر) ذكر راسب	فلـــز فاشل
(صفر، ١) أنثى ناجحة	سبيكة ناجح
(صفر، صفر) أنثى راسبة	سبيكة فاشل

مثـــــال:

جدول رقم (١٩) معامل ارتباط فاي

التلاميذ	الجنس س	نتيجة الامتحان ص
أ	صفر	صفر
ب	١	١
ج	صفر	١
د	صفر	صفر
هـ	١	١
و	١	صفر
ز	صفر	صفر
ح	١	١
ط	صفر	صفر
ي	صفر	١
ك	صفر	صفر
ل	١	١

١ ، ١ = 4

١ ، ٠ = 1

٠ ، ١ = 2

٠ ، ٠ = 5

$$\varphi = \frac{ad - bc}{\sqrt{(a+b)(c+d)(a+c)(b+d)}}$$

$$\varphi = \frac{4.5 - 2.1}{\sqrt{(4+1)(2+5)(4+1)(1+5)}}$$

$$\varphi = 0.57$$

	1	0
1	4 a	b 1
0	2 c	d 5

متقطع أصيل مع فاصل أو نسبي (ثنائي أصيل) Point Biserial   D

في صف يحتوي على (٨) ذكور و (٧) إناث المطلوب معرفة فيما إذا كانت هناك فروق أو علاقة بين الجنس والتحصيل في مادة الرياضيات.

جدول رقم (٢٠) معامل ارتباط الثنائي النقطي

#	الجنس y	التحصيلx
1	1	59
2	0	67
3	0	63
4	1	65
5	1	55
6	1	72
7	0	62
8	0	60
9	1	64
10	0	66
11	1	63
12	0	61
13	1	62
14	1	63
15	0	60

$$r_{p.b} = \frac{\bar{x}_1 - \bar{x}_0}{\sigma_x}\sqrt{\frac{n_1 \times n_0}{n(n-1)}}$$

$$\bar{x}_1 = \frac{59 + 65 + 55 + 72 \dots 62}{8} = 64.25$$

$$\bar{x}_0 = \frac{67 + 63 + 62 + 64 \dots 60}{7} = 61.14$$

الإنحراف المعياري لجميع الأفراد $\sigma_x = 3.91$

الذكور والإناث

$n_1 = M = 8$

$n_0 = F = 7$

$n = 8 + 7 = 15$

$$r_{p.b} = \frac{64.25 - 61.14}{3.91}\sqrt{\frac{8 \times 7}{15(15-1)}}$$

$$= \frac{3.11}{3.91}\sqrt{\frac{56}{210}} = 0.795 \times 0.52 = 0.41$$

لا تعطى n_1 أو n_0 إلا بعد أن يتم حساب الوسط الحسابي على ضوء ذلك تعطى الواحد أو الصفر وعادة يعطي الواحد للوسط الحسابي الأكبر .

هناك علاقة موجبة بين الجنس والتحصيل ولكونه العلاقة موجبة فهي لصالح المتغير الذي أعطي (١).

كما أن قوة العلاقة من حيث القيمة فهي غير تامة لأن الرقم قريب من النصف.

مثـــــــال:

امتحن عشرون تلميذاً في مادة الإحصاء كان منهم (١١) طالب و (٩) طالبات فإذا كانت درجاتهم كما يأتي، فما هي العلاقة بين الجنس والتحصيل في هذه المادة؟

التكرار	درجات الذكور $\overline{x}_1$	درجات الإناث $\overline{x}_0$
9	24	19
14	26	17
15	20	27
16	21	23
17 * 2	14	16
19 * 3	17	19
20 * 3		20
21 * 2		22
22		9
23	15	
24	21	
25	25	
26	19	
27	20	

$$\sigma_x = 4.49$$
$$\overline{x}_1 = 20.19$$
$$\overline{x}_0 = 19.11$$
$$\sum x_1^2 = 4630$$
$$\sum x_0^2 = 3490$$
$$\left(\sum x_0\right)^2 = \frac{29584}{9} = 3287$$
$$\sigma_{x_0^2} = 25.36$$
$$\left(\sum x_1\right)^2 = \frac{49284}{11} = 4480.36$$
$$\sigma_{x_1^2} = 15.05$$

$$r = \frac{20.19-19.11}{4.49}\sqrt{\frac{9\times 11}{20(20-1)}} = 0.125$$ معامل الارتباط

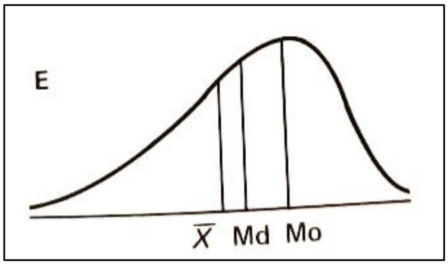
$$r = 0.24 \times 0.51 = 0.12$$

$$\overline{x}. = \frac{(20.19)11+(19.11)9}{20} = 19.7$$ .... الوسط الحسابي العام = 19.7

$$skew = \frac{Mean - Mode}{S}$$

$$\frac{19.7-20}{1.9} = -0.15$$ .... المنوال = 20

الإلتواء سالب



شكل رقم (٩) الألتواء السالب

$$S_p^2=\frac{(n_1-1)S_1^2+(n_2-1)S_2^2}{(n_1-1)+(n_2-1)} \quad S_p^2=\frac{SS_1+SS_2}{n_1+n_2-1}$$

$$(n_1-1)S^2=SS \quad SS=\sum x^2-\frac{(\sum x)^2}{n}=\sum x^2-n\bar{x}^2$$

الثنائي الرتبي Rank Biserial: (متقطع أصيل مع رتبي) C

لمعرفة العلاقة بين الجنس والترتيب في السياق اختير أربعة ذكور وست بنات في أحد سباقات العدو وكانت النتائج كما يلي:

$\gamma_{r.b}$ = رس = ثنائي رتبي

Agreement = Ag

Inversion = 1n

عدد الذكور = n_1

عدد الإناث = n_0

#	الجنس x	الترتيب y
1	0	1
2	1	10
3	0	2
4	1	9
5	0	5
6	0	8
7	1	4
8	1	7
9	0	3
10	0	6

جدول رقم (٢١) معامل الارتباط الثنائي الرتبي

ترتيب الذكور والإناث تنازلياً حسب الأرقام العالية

	ذكور x_1	إناث x_0	Ag	1n
10	10	-	6	-
9	9	-	6	-
8	-	8	-	2
7	7	-	5	-
6	-	6	-	1
5	-	5	-	1
4	4	-	3	-
3	-	3	-	0
2	-	2	-	0
1	-	1	-	0
			20	4

$$\gamma_{r.b}=\frac{Ag-1n}{n_1 \, . \, n_0}$$

$$=\frac{20-4}{4\times 6}=\frac{16}{24}=0.67$$

يعد ترتيب الأرقام في حقل الذكور والإناث حسب تسلسلهم في السباق نبدأ من التسلسل الأعلى ثم ننظر الى أعلى رقم وهو (10) ويمثل آخر طالب بالسباق وننظر الى خانته الإناث وتعد كم شخص هو أدنى

منه ففي هذه الحالة (6) أشخاص وهم 8، 6، 5، 3، 2، 1 وهكذا بالنسبة للرقم (9) اما الرقم (8) فهي في خانته الإناث ويكون تحته أثنان من الذكور في خانة المعكوسات 7، 4.

ملاحظة:

١. بعد الحصول على البيانات ترتب الدرجات من أكبر قيمة الى أصغر قيمة أي ترتب قيم y الرتبي تنازلياً بحيث توزع القيم على المتغير الجنس من التسلسل الأكبر الى الأصغر.

٢. تحسب الاتفاقات والمعكوسات في حقلين مجاورين بحيث يكون الاتفاقات أما القيم التي افترضنا مستواها واحد وتحسب الاتفاقات عن طريق معرفة عدد الأفراد الذين جاءوا بعد الفرد المعني والذي يرمز له (1) ولكن من أفراد المستوى الصفر. أما لحساب المعكوسات فإننا نضع قيم المعكوسات مقابل الأفراد في المستوى صفر ونحسب عدد المعكوسات عن طريق حساب الأفراد الذين يلون الفرد نأخذ الرقم 10 في حقل x_1 ثم ننظر الى حقل x_0 ونحسب عدد الأفراد الذين يأتون بعده وبهذه الحالة يكون عدد ست أشخاص يمثلهم الرقم 8، 6، 5، 3، 2، 1 ثم نأخذ عدده ويسجل في الحقل Ag الرقم (6).

ثم نأخذ الرقم (9) وننظر الى الحقل x_0 ونحسب عدد الأشخاص الذين جاءوا بعده وعدد بهذه (6) أيضاً.

بعد ذلك نرى أن الرقم (8) هو الرقم الثالث الذي ظهر في الجدول وننظر الى الجهة المقابلة له في الحقل x_1 ونرى أن عدد الأشخاص الذين جاءوا بعده هم شخصين 7، 4 ولذلك يسجل في حقل (1n) الرقم (2) وهكذا يكمل الجدول.

B

في حالة المتغيرات عندما يكون (متقطع اصطناعي × متقطع اصطناعي) مثل التسرب والنجاح نستعمل القانون الثاني فاي ϴ .

١. وجود متغيرين y، x وهما متغيران اصطناعيان متقطعان نقوم بعمل مربع توزيع النسب كما يأتي:

جدول رقم (٢٢) معامل ارتباط فاي

x

y	1	0	Σ
1	4	2	6
0	1	5	6
Σ	5	7	12

من المربع نستخرج النسب ثم نستعمل في القانون

القانون الثاني فاي φ

$n_{xy.1}$ نسبة الذين حصلوا على 1 في كلا المتغيرين x، y = $\frac{4}{12} = 0.3332$

$n_{x.1}$ نسبة الذين حصلوا على 1 في المتغير x = $\frac{5}{12} = 0.4167$

$n_{y.1}$ نسبة الذين حصلوا على 1 في المتغير y = $\frac{6}{12} = 0.5$

$n_{x.0}$ نسبة الذين حصلوا على 0 في المتغير x = $\frac{7}{12} = 0.583$

$n_{y.0}$ نسبة الذين حصلوا على 0 في المتغير y = $\frac{6}{12} = 0.5$

القانون:

$$\theta = \frac{n_{xy.1} - n_{x.1} \cdot n_{y.1}}{\sqrt{n_{x.1}\, n_{y.1}\, n_{x.0}\, n_{y.0}}}$$ r الرباعي

$$\theta = \frac{0.3332 - 0.41 \times 0.5}{\sqrt{0.41 \times 0.583 \times 0.5 \times 0.5}} = \frac{0.133}{0.22} = 0.59$$

مثـــــال:

أدخل مجموعة من الطلبة في دورة تدريبية إذ كان المطلوب معرفة هل أن الدورة التدريبية ذات تأثير على تحصيل الطلبة أم لا ولاجل معرفة ذلك تم انتخاب ١٢ طالب بطريقة عشوائية إذ أعطي لأفراد هذه العينة امتحان قبلي وامتحان بعدي، المطلوب تحديد هل هناك فرق معني في تحصيل الطلبة بعد دخولهم الدورة التدريبية. الفرضية الصفرية م١ = م٢ والفرضية البديلة م١ ≠ م٢

جدول رقم (٢٣) الاختبارات التائية لعينتين مترابطتين

Sample	Before x_1	After x_2	x_1 - x_2 D
1	0.98	6.95	0.03
2	7.08	6.94	0.14
3	8.34	7.17	1.17
4	5.30	5.15	0.15
5	6.26	6.28	- 0.02
6	6.77	6.81	- 0.04
7	7.03	6.59	0.44
8	5.56	5.34	0.22
9	5.97	5.98	- 0.01
10	6.64	6.51	0.13
11	7.03	6.84	0.19
12	7.69	6.99	0.70
			3.10

$\sum x = 3.10 \qquad \bar{x} = \frac{\sum d}{n} = \frac{3.10}{12} = 0.2581$

مجموع مربع الفروق $\qquad \sum x^2 = 2.1856 \qquad \frac{(\sum x)^2}{n} = \frac{(3.1)^2}{12} = 0.8008$

مجموع المربعات للفروقات ss $\sum (x_1 - \bar{x})^2 = 2.1856 - 0.8008 = 1.3848$

التباين $= \frac{1.3848}{11} = 0.12589$

$\frac{\bar{x}d}{\frac{sd}{\sqrt{n}}}$

$$\frac{\text{الانحراف المعياري}}{\sqrt{\text{ن}}} = \sqrt{\frac{\text{تباين الفراقات}}{\text{ن}}} = \sqrt{\frac{0.12589}{12}} = 0.102$$

$$t = \frac{\bar{x}d}{\frac{sd}{\sqrt{n}}} = \frac{0.258}{0.102} = 2.53$$

From table t 0.05, 11 equals 1.791; therefore, we reject null hypothesis at 5% level and conclude that.

الطريقة في التدريب لها تأثير ذات دلالة معنوية على تحصيل الطلبة.

القانون الأول: مقارنة عينة مأخوذة من مجتمع والعينة كبيرة بحيث يمكن الاستعاضة عن σ^2 بالتباين للعينة s^2

$$t = \frac{\bar{y} - \mu}{\frac{s}{\sqrt{n}}}$$

القانون الثاني: (Two Samples) لمقارنة عينتين مستقلتين غير مترابطتين مأخوذتين من مجتمع:

$$t = \frac{(\bar{y}_1 - \bar{y}_2)(\mu_1 - \mu_2)}{sp\sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}}$$

Poold ss $\qquad s_p^2 = \frac{(n_1 - 1)s_1^2 + (n_2 - 1)s_2^2}{n_1 + n_2 - 2} = \frac{ss_1 + ss_2}{n_1 + n_2 - 2}$

القانون الثالث Paired Comparisons

أفتراض بأن d_1 , d_2 , ... d_n هي فروقات لـ n من القياسات المزدوجة فإذا كانت هذه الفروقات تمثل عينة عشوائية ذات وسط حسابي $\bar{d}$

$$\bar{d} = \frac{\sum d_i}{n}$$

$$s_d^2 = \frac{\sum (d_i - \bar{d})^2}{n - 1}$$

$$t = \frac{\bar{d} - \mu}{\frac{sd}{\sqrt{n}}}$$

$$s^2 = \frac{\sum x^2 - \frac{(\sum x)^2}{n}}{n-1} = \sum x^2 - \frac{(\sum x)^2}{n} = s^2(n-1)$$

مثـــــال: الارتباط الجزئي

لنفترض أن النتائج التي تم الحصول عليها من حساب الارتباط البسيط بين الأوزان والأطوال والأعمار للرياضيين هي كالآتي:

معامل الارتباط بين الأوزان والأطوال ر ٢١ = ٠,٨٠

معامل الارتباط بين الأوزان والأعمار ر ٣١ = ٠,٦٠

معامل الارتباط بين الأطوال والأعمار ر ٣٢ = ٠,٥٠

فيكون معامل الارتباط الجزئي بين الأوزان والأطوال في حالة ثبوت أو تساوي الأعمار طبقاً للعلاقة السابقة وكالآتي:

$$ر_{٢١ . ٣} = \frac{٠,٨٠ - (٠,٦٠)\,(٠,٥٠)}{\sqrt{[١-(٠,٦٠)^٢]\,[١- (٠,٥٠)^٢]}} = \frac{(٠,٥٠)}{\sqrt{٠,٤٨}} = ٠,٧٢$$

وهذا أيضاً ارتباط جيد.

وبالأسلوب نفسه يمكن حساب معامل الأرتباط الجزئي بين الأوزان والأعمار في حالة تساوي الأطوال. كما يمكن حساب معامل الارتباط الجزئي بين الأطوال والأعمار في حالة تساوي الأوزان، يترك إجراء ذلك الى الباحث.

يتصف معامل الارتباط المتعدد والجزئي بنفس المواصفات للارتباط البسيط من ناحية كبره إذ تكون قيمته أصغر من الواحد وتقترب من الواحد كلما كان الأرتباط قوي.

معامل ارتباط كندال بين الرتب:

يستخدم هذا النوع من الارتباط في الحالات التي يمكن استخدام ارتباط الرتب الى سبيرمان فيها. ويسهل العمل بهذا الأسلوب من الارتباط عندما لا يكون هناك تشابه في الرتب. وسوف نجد أدناه مثال لكل من الحالتين:

إن الصيغة المستعملة لإيجاد معامل ارتباط كندال هي كما يأتي:

$$ر_ك = \frac{م - ل}{\frac{1}{2} ن (ن - 1)}$$

م = اتفاقات   ل = معكوسات

وللتوضيح نأخذ المثال (٢٠) ونرتب تصنيف أحد المدربين (الأول مثلاً) حسب تسلسل القيم من الأدنى الى الأعلى ويتبعه طبقاً تقييم المدرب الثاني ثم نبدأ بحساب كل الرتب التي هي أعلى من رتب كل شخص من الأشخاص والتي أدنى منه وذلك لجميع الأشخاص بعده، وتسجل القيم التي نحصل عليها في عمودين جديدين. فمثلاً بالنسبة للشخص الأول نجد أن هذا الشخص حصل على المرتبة السابعة معنى ذلك أن هناك سبع مراتب أعلى من هذا الشخص وأثنان دونه. وهكذا بالنسبة لبقية الأشخاص ثم نرمز الى مجموع الرتب التي هي أعلى بالحرف (م) والى مجموع المراتب التي هي أدنى بالحرف (ل) ثم نطبق القانون الآتي:

$$ر_ك = \frac{م - ل}{\frac{1}{2} ن (ن - 1)}$$

استخدام طريقة كندال لحساب معامل الارتباط

جدول رقم (٢٤) معامل ارتباط كندال

الشخص	المدرب الأول	المدرب الثاني	عدد المراتب الأعلى	عدد المراتب الأدنى
١	١	٣	٧	٢
٢	٢	٤	٦	٢
٣	٣	١	٧	٠
٤	٤	٦	٤	٢
٥	٥	٥	٤	١
٦	٦	٢	٤	٠
٧	٧	١٠	٠	٣
٨	٨	٩	٠	٢
٩	٩	٨	٠	١
١٠	١٠	٧	٠	٠
			م= ٣٢	ل = ٣

$$ر_ك = \frac{(٣٢ - ١٣)}{\frac{١}{٢} \times ١٠ \ (١٠-١)} = \frac{١٩}{٤٥} = ٠,٤٢$$

لاحظ أن اختلاف معامل الارتباط كندال عن سبيرمان.

أما في حالة وجود تشابه في المراتب عندئذ نفرض س هو عدد حالات التشابه لكل مرتبة فيها تشابه ومن ذلك نجد $\frac{س(س-١)}{٢}$ ثم نحسب المجموع لكل حالات التشابه وأن (س) تعني عدد حالات التشابه.

الانحدار

التنبؤ بقيمة ص بدلالة س Prediction and Regression:

بصورة عامة فإنه يمكن التنبؤ بقيمة المتغير (ص) على ضوء معرفة قيمة المتغير (س) باستخدام الانحدار، ويعتبر (س) هو المتغير المستقل و (ص) المتغير التابع ولأجل التنبؤ بمقدار القيم الخاصة بمتغير معين من معرفة قيم متغير آخر يستخدم عادة أبسط الصورة الرياضية وهي الصورة الخطية وتمثلها المعادلة للخط المستقيم وهي:

$$b = \frac{n\sum xy - (\sum x)(\sum y)}{n\sum x^2 - \ (\sum x)^2}$$

ص̂ = ب س + أ

$$\bar{y} = bx + c$$

$$c = \bar{y} - b.\bar{x}$$

وتعني هذه المعادلة أن قيمة (ص) المتوقعة (حيث تدل العلامة الموجودة فوق ص على أن القيمة متوقعة أو تقديرية) تساوي قيمة (س) مضروبة في ثابت معين (ب) ومضافاً إليها ثابت آخر (أ) وما هذه العلاقة العملية تحويل لقيمة (س) للحصول على قيمة (ص). كما هو ملاحظ من المعادلة نحتاج الى التعرف على ثلاث قيم هي (ب)، (أ)، (س) لكي نستطيع التنبؤ بقيمة (ص).

وبصورة أدق ينبغي التعرف على خط الإنحدار *(Regression Line)* ويمكن رسم خط الإنحدار بواسطة تحديد نقطتين على الأقل للتعرف على قيم النقطتين اللتين نريد تعيينهما ينبغي التعرف على قيم (ب)، (أ).

وتحسب قيمة (ب) بواسطة القانون الآتي:

ب = (ن مجـ س ص − (مجـ س) (مجـ ص)) / (ن مجـ س² − (مجـ س)²)

وتحسب قيمة (أ) كما يلي:

أ = صَ − ب سَ = أ = ٩٠/٧ − (٠,٣٢) (٧٦/٧) = ٩,٣٨

حيث أن (صَ) الوسط الحسابي لقيم المتغير ص

وتمثل (سَ) الوسط الحسابي لقيم المتغير س

مثـــــال:

جدول رقم (٢٥) حساب معامل خط الانحدار

ت	س	ص	س ص	$س^2$
١	١٢	١١	١٣٢	١٤٤
٢	١١	١٤	١٥٤	١٢١
٣	٥	١١	٥٥	٢٥
٤	١٠	١٣	١٣٠	١٠٠
٥	١٣	١٥	١٩٥	١٦٩
٦	١٣	١٤	١٨٢	١٦٩
٧	١٢	١٢	١٤٤	١٤٤
	٧٦	٩٠	٩٩٢	٨٧٢

$$ب = \frac{٧(٩٩٢) - (٧٦)(٩٠)}{(٧)(٨٧٢) - (٧٦)^2}$$

$$ب = \frac{١٠٤}{٣٢٨} = ٠,٣٢$$

$$أ = \frac{٩٠}{٧} - ٠,٣٢ \left(\frac{٧٦}{٧}\right)$$

أ = ٩,٣٨

صً = (٠,٣٢) س + ٩,٣٨ وهي معادلة خط الانحدار

فإذا كانت قيمة س = ١٠ فإن

صً = ب س + أ

صً = ٠,٣٢ × ١٠ + ٩,٣٨

صً = ٣,٢ + ٩,٣٨ = ١٢,٥٨ القيمة المتوقعة

صً = ٠,٣٢ × ٥ + ٩,٣٨
صً = ١,٦٠ + ٩,٣٨ = ١٠,٩٨

أي أن الطالب في الامتحان الوزاري عندما تكون درجة (١٠) فأنه متوقع أن يحصل على معدل في الكلية (١٢,٥٨).

أ. أن خط المستقيم يقطع المحور الصادي (ص) عند القيمة ٩,٣٨ وهي قيمة أ أي ان (أ) هي النقطة (صفر، ٩,٣٨) على ص.

ب. أن (ب) وهي تساوي في المثال (٠,٣٢) تعني أنه كلما ازدادت فيه (س) درجة واحدة فإن خط الإنحدار يرتفع بمقدار ٠,٣٢ على ص أي كلما تحركنا درجة واحدة على (س) تتحرك (٠,٣٢) من الدرجة على (ص).

جـ. يمكن ملاحظة أن خط الإنحدار أو امتداده يمر بالنقطة المتكونة من $\bar{س}$، $\bar{ص}$.

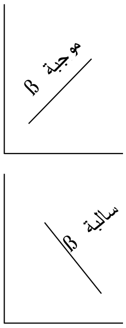
α : is the value of y when x = 0 or y intercept

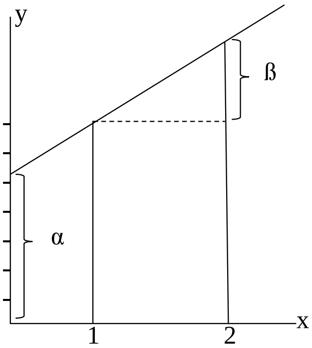
ß : is the slope of the line, or the change in y per one unit change in x.

يمكن رسم خط الانحدار من نقطتين س ، ص

س ٥، ص ١٠,٩٨ نقطة أولى

س ١٠، ص ١٢,٥٨





شكل رقم (١٠) رسم خط الانحدار

$$ß = \frac{n\sum xy-(\sum x)(\sum y)}{n\sum x^2-(\sum x)^2}$$

$$A = \bar{y} - \beta.\bar{x}$$

$$\hat{y} = (\beta)(x) + A$$

مثـــــال:

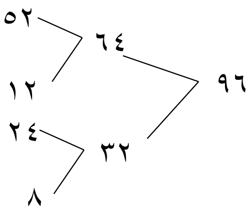
جد معامل الارتباط بين الجنس والتسرب لصف فيه ٩٦ طالب وطالبة ثلثهم طالبات. كان مجموع الطلبة المتسربين ١٢ ومجموع الطالبات المتسربات ٨.

$\frac{٩٦}{٣}$ = ٣٢ عدد الطالبات

٩٦ – ٣٢ = ٦٤ عدد الطلاب

٦٤ – ١٢ = ٥٢ عدد الطلبة غير متسربين

٣٢ – ٨ = ٢٤ عدد الطالبات غير متسربات



64 فلز: 52 فلز صلد، 12 فلز مطوع

32 لافلز: 24 لافلز صلد، 8 لافلز مطوع

نفرض أن: الذكور 1 و

الإناث 0

الغير متسرب 1

المتسرب 0

٥٢ = ١ ، ١ فلز – صلد

١٢ = ٠ ، ١ فلز – مطاوع

٢٤ = ١ ، ٠ لافلز – صلد

٨ = ٠ ، ٠ لافلز – مطاوع

جدول رقم (٢٦) معامل ارتباط فاي

التسرب / الجنس	صلد غير متسرب	مطاوع متسرب	
ذكر فلز	٥٢ أ	١٢ ب	٦٤
أنثى لافلز	٢٤ جـ	٨ د	٣٢
مجموع	٧٦	٢٠	٩٦

$$\Theta = \frac{\text{أد} - \text{ب جـ}}{\sqrt{(\text{أ+ب})(\text{جـ+د})(\text{أ+جـ})(\text{ب+د})}}$$

$$= \frac{\text{٤١٦} - \text{٢٨٨}}{\sqrt{(\text{٦٤})(\text{٣٢})(\text{٧٦})(\text{٢٠})}}$$

= ٠,٠٧ موجب وضعيف

مثـــــــال:

صف يحتوي على ٥٠ تلميذاً و ٢٠ تلميذة كان $(\frac{١}{٥})$ من الذكور من ذوي الاتجاه السلبي نحو مادة الرياضيات الحديثة في حين كان $(\frac{١}{٢})$ الإناث يحملون الإتجاه السلبي نفسه. جد العلاقة بين الجنس والإتجاه نحو الرياضيات؟

	S	A	
ذكور إيجابي	1	1	**40**
ذكور سلبي	1	0	**10**
أناث إيجابي	0	1	**10**
إناث سلبي	0	0	**10**

M 50 → 40, 10

F 20 → 10, 10

	الاتجاه / الجنس	1	0	
1	*M*	40 a	10 b	**50**
0	*F*	10 c	10 d	**20**
.	.	50	20	**70**

$$\emptyset = \frac{(ad) - (bc)}{\sqrt{(a+b)(c+d)(a+c)(b+d)}}$$

$$\emptyset = \frac{40 \times 10 - 10 \times 10}{50 \times 20 \times 50 \times 20} = \frac{300}{1000} = 0.33$$

جدول رقم (٢٧) مصفوفة أعداد الناجحين والراسبين من الذكور والإناث

الجنس / نتيجة الإمتحان	ناجح (١)	راسب (صفر)	المجموع
ذكر (١)	أ ٤	ب ١	أ+ب ٥
أنثى (صفر)	جـ ٢	د ٥	جـ+د ٧
المجموع	أ+جـ ٦	ب+د ٦	١٢

$$\text{معامل فاي} = \frac{\text{أد} - \text{ب جـ}}{\sqrt{(\text{أ} + \text{جـ})\,(\text{ب} + \text{د})\,(\text{أ} + \text{ب})\,(\text{جـ} + \text{د})}}$$

$$= \frac{(\text{٤})(\text{٥}) - (\text{١})(\text{٢})}{\sqrt{(\text{٦})(\text{٦})\,(\text{٥})(\text{٧})}}$$

$$= \frac{\text{٢٠} - \text{٢}}{\sqrt{(\text{٣٦})(\text{٣٥})}} = \frac{\text{١٨}}{\text{٦}\sqrt{\text{٣٥}}} = \text{٠,٥٧}$$

تحليل التباين (Analysis of Variance (ANOVA:

تحليل التباين لمتغير واحد:

يعد تحليل التباين من الوسائل التي تفيد في تصميم التجارب من جهة وفي اختبار الفرضيات من جهة أخرى. يستخدم تحليل التباين في أبسط صورة في اختبار الفرضيات المتعلقة بدلالة الفروق بين عدد من الأوساط الحسابية لعينات تزيد عن أثنتين (عينتين) فلو أراد باحث إجراء تجربة لدراسة تأثير ثلاث طرق تدريبية على تحصيل التلاميذ فإنه سيختار ثلاث عينات من التلاميذ ويطبق كل طريقة دراسية على العينات الثلاث والتي تم اختيار افرادها بطريقة عشوائية وبعد مرور فترة من الزمن حسب ما حدده الباحث مسبقاً كأن يكون ثلاثة أشهر فصل دراسي أو سنة دراسية، وبعد مرور الفترة المحددة يتم اختبار أفراد كل مجموعة باختبار تم إعداده مسبقاً.

وبعد أن يستخرج الباحث نتائج الاختبار يستخرج الوسط الحسابي لكل مجموعة على حدة وتكون فرضيته الصفرية.

$$H_0 : \mu_1 = \mu_2 = \mu_3$$

$$H_A : \mu_1 \neq \mu_2 \neq \mu_3$$

وهذا يعني أن هدف الباحث هو معرفة فيما إذا كانت نتائج تحصيل التلاميذ في أي عينة من العينات الثلاث تختلف عن تحصيل تلاميذ واحدة أو أكثر من العينات الأخرى.

وعلى ضوء نتيجة العمليات الإحصائية التي يجريها الباحث يمكن أن يقرر مدى تأثير أو فاعلية الطرق التدريسية. فإذا ظهر أن الفرق بين الأوساط الحسابية غير دال إحصائياً فإنه يستنتج عدم وجود أفضلية لأي من الطرق التدريسية الثلاث على غيرها. أما إذا ظهر أن هناك فرقاً واضحاً دالاً إحصائياً فعلى الباحث أن يبحث عن وجود أفضل الطرق التدريسية مقارنة بالطرق الأخرى أي أنه يقارن بين كل طريقتين على حدة باستخدام أحد الاختبارات التائية (اختبار) التائي لعينتين مستقلتين.

1. Note: that $F = t^2$ this is always true, when there are only two means.
2. The assumptions of ANOVA are identical to those of the t-test:
   A- Normality, homogeneity of variance, and normally distributed.
   B- Independent of observations in the populations.
   C-Have equal variance.

العينات المتساوية الحجم:

نفرض أن أحد الباحثين أراد إجراء دراسة لمعرفة أثر أربعة طرق تدريسية على تحصيل التلاميذ في موضوع دراسي معين أي أنه يهدف الى معرفة فيما إذا كانت هناك فروقات ذو دلالة إحصائية بين التلاميذ الذين يدرسون بالطرق التدريسية الأربع اختار الباحث أربعين تلميذاً وزعهم بطريقة عشوائية الى أربعة مجاميع، استخدم طريقة تدريس معينة واحدة مع كل مجموعة، وبعد تطبيق الاختبار التحصيل في نهاية التجربة حصل على النتائج الآتية:

جدول رقم (٢٨) الاختبارات التائية المتعددة

#	A	B	C	d	
1	26	51	52	41	
2	34	50	64	49	
3	46	33	39	56	
4	48	28	54	64	
5	42	47	58	72	
6	49	50	53	65	
7	74	48	77	63	
8	61	60	56	87	
9	51	71	63	77	
10	53	42	59	62	
10	**484**	**480**	**575**	**636**	Σ_x

$$\boldsymbol{df_B = J - 1}$$
$$\boldsymbol{df_w = N. - J}$$
J = 4
n = 10
N = 40
$$\boldsymbol{H_0 : \mu_1 = \mu_2 = \mu_3 = \mu_4}$$
$$\boldsymbol{H_A : \mu_1 \neq \mu_2 \neq \mu_3 \neq \mu_4}$$

$$\sum x^2 \; 25024 \; 24392 \quad 33925 \quad 42034$$

م ع ب متوسط المربعات بين المجموعات M_{S_B} $Mean\ square\ between = \frac{SS_B}{J-1}$

م ع د متوسط المربعات داخل المجموعات M_{S_W} $Mean\ square\ within = \frac{SS_W}{N.-J}$

ف = $\frac{\text{م ع ب}}{\text{م ع د}}$ = $\frac{\tau_B}{\tau_W}$ $F\ ratio\ of\ variance$ = $\frac{M_{S_B}}{M_{S_W}}$ = F النسبة التائية

ف = $\frac{\text{متوسط المربعات بين المجموعات}}{\text{متوسط المربعات داخل المجموعات}}$ = النسبة التائية F ration

أنوفا ANOVA:

جدول رقم (٢٩) تحليل التباين أنوفا

Subject	Group 1 No shock	Group 2 Low Shock	Group 3 Medium Shock	Group 4 High Shock
S_1	10	3	19	23
S_2	7	8	12	14
S_3	9	7	16	16
S_4	8	5	14	18
S_5	15	6	7	12
S_6	3	10	8	13
S_7	8	12	13	16
S_8	9	4	10	17
S_9	11	7	19	19
S_{10}	9	6	9	14
S_{11}	5	5	15	16
S_{12}	17	15	14	17
Σ 12	111	88	156	195

(Step 2) Add the scores in each group to get the sum of each group.

(Step 3) Squared each number in the table and add these squared values together.

(Step 4) Add all the group sums (step 2) together to obtain a grand total for the entire table.

111 + 88 + 156 + 195 = 550

(Step 5) $\frac{(550)^2}{48} = \frac{302500}{48} = 6302$

(Step 6) Subtract the correction term (step 5) from the sum of the squared values obtained in (Step 3). The resultant value is the sum of squares total or SS_{total}.

$SS_t = 7434 - 6302 = 1132$

(Step 7) Square the sum of each of the groups (Step 2) divided the number of measures in each of the group and then add these values:

$$\frac{(111)^2}{12} + \frac{(88)^2}{12} + \frac{(156)^2}{12} + \frac{(195)^2}{12} = \frac{82426}{12} = 6869$$

(Step 8) Subtract the correction term (step 5) from the value obtained in (Step 7) the resultant value in the sum of squares between groups SS_b.

6869 - 6302 = 567

(Step 9) Subtract the sum of squares between groups (step 5) from the sum total (step 6) this yield the sum of square within groups are SS_W, 1132-567=565.

d_f for SS_t = the number of total measures minus one 48 - 1= 47

d_f for SS_b = the number of experiment groups minus one 4 - 1 = 3

d_f for SS_W = the total d_f minus the between d_f 47 - 3 = 44

(Step 10) The mean squares are the computed as SS/d_f

$$M_{sb} = \frac{SS_b}{d_f} = \frac{567}{3} = 189$$

$$M_{sw} = \frac{SS_w}{d_f} = \frac{565}{44} = 12.84$$

$$F = \frac{M_{sb}}{M_{sw}} = \frac{189}{12.84} = 14.71$$

(Step 11) Table the final analysis as follows:

Source	SS	df	M_s	F
Between	567	3	189	14.71
Within	565	44	12.84	

Since the F value see table of 14.71 with d_f of 3 and 44 would occur by chance less than once in one thousand times it is concluded that level of shock intensity does affect the time required to solve these problems.

Reject H_0 hypothese. $F_{3,44}$ الجدولية = 8.585

المحسوبة = 14.71

مثـــــــال:

نفترض أن اختبارين أجريا على عشرة أشخاص وكانت نتائج الاختبار كما في (الجدول رقم ٣٠) علماً أن نتائج الاختبار قد ظهرت من الأعلى الى الأسفل حسب تدرجها. لاحظ أن الدرجة (٤٩) قد تشابهت مرتان والدرجة (٤٥) ثلاث مرات في الاختبار الأول وعليه يكون عدد حالات التشابه في الاختبار الأول:

$$\frac{(٣-١)٣ + (٢-١)٢}{٢} = ٤$$

وهذا العدد أطلق عليه كندال العقد ties أما عدد العقد بالنسبة للاختبار الثاني فهو:

$$\frac{(٢-١)٢}{٢} = ١$$

جدول رقم (٣٠) نتائج اختبارين لعشرة من الطلبة

الأشخاص	الاختبار الأول	الاختبار الثاني	رتب الاختبار الأول	رتب الاختبار الثاني	الرتب التي هي أعلى	الرتب التي هي أدنى
١	٦٠	٦٠	١	٢	٨	١
٢	٥٤	٦٨	٢	١	٨	٠
٣	٥٣	٤٠	٣	٧	٣	٤
٤	٤٩	٥٢	٤,٥	٣	٦	٠
٥	٤٩	٥١	٤,٥	٤,٥	٤	٠
٦	٤٧	٣٨	٦	٩	١	٣
٧	٤٦	٥١	٧	٤,٥	٣	٠
٨	٤٥	٣٢	٩	١٠	٠	٢
٩	٤٥	٣٩	٩	٨	٠	١
١٠	٤٥	٤١	٩	٦	٠	٠
					م = ٣٢	ل = ١١

العمود الأول يرتب من (١ الى ١٠) العمود الثاني حسب رتبته ثم نحسب العمود الثاني كم واحد أكبر منه يوضع في الرتب الأعلى أي رقم (٢) أعلى منه (٨) وأقل من (١) وكذلك الواحد (٨) أكبر صفر أصغر منه.

وقبل تطبيق القانون نحسب في هذه الحالة $\frac{ن(ن-١)}{٢}$ أيضاً $\frac{١٠(١٠-١)}{٢}$ = ٤٥ ثم نطرح كل من ٤، ١ (العقد) من العدد (٤٥) فيكون:

٤٥-١ = ٤٤

٤٥-٤ = ٤١ ثم نجد الجذر التربيعي لحاصل ضرب العددين ٤١، ٤٤

$\sqrt{٤١ \times ٤٤}$ = $\sqrt{١٨٠٤}$ = ٤٢,٥ وعليه يكون معامل ارتباط كندال كما يأتي:

$$ر_ك = \frac{ل - م}{٤٢,٥} = \frac{٣٢ - ١١}{٤٢,٥} = ٠,٥٢$$

يلاحظ أن معامل ارتباط كندال غالباً أصغر من سبيرمان.

$$كندال = \frac{A-1n}{\sqrt{\frac{(n-1)n}{2}-k_x}\sqrt{\frac{(n-1)n}{2}-k_y}}$$

معامل الارتباط المتعدد:

عند الحديث عن الارتباط يجب أن نفرق بين الارتباط البسيط من جهة والارتباط المتعدد والجزئي من جهة أخرى. فنقصد بالإرتباط البسيط عندما يكون لدينا صفتان متغيرتان مرتبط واحدة بالأخرى كصفة الوزن والطول. أو صفتا ساعات التدريب ونقاط أو درجة الاختبار.

أما اذا كانت هناك أكثر من صفتين تتطلب الحالة إيجاد ارتباط واحد من هذه الصفات ببقية الصفات، على سبيل المثال ارتباط تطور المستوى الرياضي بمجموعة من العناصر التدريب المهمة (كالبناء الجسمي، وعناصر اللياقة البدنية مثلاً) عندئذ يسمى هذا النوع من الارتباط بالارتباط المتعدد، ولكن إذا أردنا حساب ارتباط تطور المستوى الرياضي بواحد من العناصر المذكورة هذه فقط فعندئذ يتوجب اعتبار بقية العناصر ثابتة في جميع الظروف أو متساوية لجميع أفراد التجربة وهنا نحصل على ماهو معروف بالارتباط الجزئي ومن المعلوم أن لكل من الارتباط البسيط والمتعدد والجزئي قوانين معروفة في الاحصاء.

$$\text{الارتباط البسيط (Person) ر} = \frac{\text{مجـ س ص} - \frac{\text{مجـ س مجـ ص}}{ن}}{\sqrt{\left(\text{مجـ س}^٢ - \frac{(\text{مجـ س})^٢}{ن}\right)\left(\text{مجـ ص}^٢ - \frac{(\text{مجـ ص})^٢}{ن}\right)}}$$

الارتباط المتعدد:

لقد عرفنا في المبحث السابق معنى الارتباط المتعدد وقلنا أنه يبين ارتباط صفة بصفتين أو أكثر، ولو أن هذا النوع من الارتباط كثيراً ما نجده في الحياة العملية إلا أن أهميته الاحصائية أقل من الارتباط البسيط، إذ أن معالجة عدة متغيرات مرة واحدة عمل معقد بعض الشي، وسنحاول في هذا الكتاب معالجة نموذج بسيط يقاس فيه تأثير متغيرين على متغير واحد.

بحسب معامل الارتباط المتعدد بالاعتماد على الأرتباط البسيط طبقاً للعلاقة أدناه:

$$س_{٣٢.١} = \sqrt{\frac{س_{٢١} + س_{٣١} - ٢س_{٢١}\, س_{٣١}\, س_{٣٢}}{١ - س_{٣٢}}}$$

حيث يعني $س_{٣٢.١}$ معامل الارتباط بين الصفة الأولى من جهة والصفتين الثانية والثالثة من جهة أخرى. ويشير $س_{٢١}$ الى الارتباط البسيط بين الصفتين الأولى والثانية فقط وكذلك $س_{٣١}$ بين الصفتين الأولى والثالثة $س_{٣٢}$ بين الصفتين الثانية والثالثة ومن المعلوم أن الصيغة أعلاه يمكن تغيرها للحصول على ارتباط الصفة الثانية أو الثالثة بدلالة الأخرتين. ولكن نجد ضرورة لكتابة هذه الصيغة إذا ما علمنا بأنه في الإمكان اعطاء الرقم ١ أو ٢ أو ٣ الى الصفات حسب الرغبة للحصول على الترابط المطلوب.

اختبار الانحراف المعياري:

يستخدم اختبار F لاختبار الفورق بين الانحرافات المعيارية ولذلك توجد جداول معينة لهذا الغرض، فلو كانت لدينا عينتان انحرافاهما المعياريان هما $ع_{١}$ ، $ع_{٢}$ فإن قيمة F هي:

$$F = \frac{ع_{١}^{٢}}{ع_{٢}^{٢}}$$

علماً أن $ع_{١}$ تحدد بالقيمة الكبيرة و $ع_{٢}$ بالقيمة الصغيرة لذلك فإن F هي دائماً أكبر من الواحد.

مثـــــــال:

في تجربة حول قياس سعة الرئتين تم حساب الانحراف المعياري للطلبة فكان ٧١٢ ملم للرياضيين فقط و ٧٦٦ ملم للرياضيين المحترفين. فهل أن الفرق بين المجموعتين ذات دلالة إحصائية أم لا؟

$ع_1$ = ٧٦٦

$ع_2$ = ٧١٢

$ن_1$ = ١٧٢

$ن_2$ = ١١٣

كانت لدينا عينتان انحرافاهما المعياريان هما $ع_1$ ، $ع_2$ فإن قيمة F هي كما يأتي:

$$F = \frac{(٧٦٦)^2}{(٧١٢)^2} = ١,١٦$$ حسب المعادلة.

علماً أن $ع_1$ تحدد بالقيمة الكبيرة و $ع_2$ بالقيمة الأصغر لذلك فإن F هي دائماً أكبر من واحد.

ولحساب قيمة F في الجدول باعتبار أن $ن_1$ = ١٧٢، $ن_2$ = ١١٣ نجد أن القيمة الجدولية ١,٣١ ولما كانت القيمة المحسوبة أصغر من الجدولية فهي تقع في منطقة القبول أي قبول الفرضية الصفرية أي تساوي الفروقات أو عدم وجود فروقات ذات دلالة إحصائية.

م ع د = متوسط المربعات داخل

$$\frac{\text{مج ع د}}{\text{م (ن}-١)} = \frac{\text{مجموع المربعات داخل المجموعات}}{\text{عدد مجموعات (عدد أفراد العينة}-١)} = \text{م ع د}$$

يبدو من القانون أن استخراج قيمة متوسط المربعات داخل المجموعات يتطلب معرفة مجموعة المربعات داخل المجموعات أولاً ومعرفة عدد المجموعات م (العينات) وهو (٤) في هذا المثال ثم عدد أفراد العينة وهو (١٠) لأجل استخراج مجموعة المربعات داخل المجموعات (مج ع د). وكمثال على ذلك نعود الى الجدول (٢٨) لغرض حساب القيمة الفائية F وكما يأتي:

إن ناتج تربيع كل قيمة (درجة كل تلميذ) ثم جمع المربعات جميعاً لنحصل على مجموع مربعات الدرجات – مربع مجموع درجات كل عينة على حدة أي نجمع درجات العمود الأول ثم نقوم بتربيع المجموع وهكذا لجميع الأعمدة.

$$\underset{\text{متوسط المربعات داخل}}{\overset{M_{SW}}{\text{م ع د}}} = \frac{(٢٦)^{٢} + (٣٤)^{٢} \ldots (٧٧)^{٢} + (٦٢)^{٢} - \frac{(٤٨٤)^{٢} + (٤٨٠)^{٢} + (٥٧٥)^{٢} + (٦٣٦)^{٢}}{١٠}}{٤\ (١٠-١)}$$

$$\text{م ع د} = \frac{١٢٥٣٧٥ - \frac{١١٩٩٧٧٧}{١٠}}{٣٦} = \frac{١٢٥٣٧٥ - ١١٩٩٧٧,٧}{٣٦} = \frac{٥٣٩٧,٣}{٣٦} = ١٤٩,٩٣$$

$$\text{م ع ب} = \frac{\text{مجموع المربعات بين المجموعات}}{\text{عدد المجموعات} - ١} = \frac{\text{مج ع ب}}{\text{م} - ١}$$

$$\text{مج ع ب} = \frac{(٤٨٤)^{٢} + (٤٨٠)^{٢} + (٥٧٥)^{٢} + (٦٣٦)^{٢}}{١٠} - \frac{(٢٦ + ٣٤ + \ldots + ٧٧ + ٦٢)^{٢}}{١٠ \times ٤}$$

$$\text{م ع ب} = \frac{١١٩٩٧٧,٧ - \frac{(٢١٧٥)^{٢}}{٤٠}}{٤-١} = \frac{١٧١٢,٠٧}{٣} = ٥٧٠,٦٩$$

$$\text{ف} = \frac{\text{م ع ب}}{\text{م ع د}} = \frac{٥٧٠,٦٩}{١٤٩,٩٣} = ٣,٨١ \text{ القيمة الفائية المحسوبة}$$

من الجدول الفائية F توجد درجتين للحرية d_f الأول للمجموعات وهي تساوي (K-1) (٤−١)=٣ والتائية للعينات N(n-1) = ٤(١٠−١) = (٤٠−٤)=٣٦ من الجدول d_f أفقي (٣) وعمودي F(36) الجدولية تساوي ٢,٨٦ ولما كانت المحسوبة أكبر من الجدولية فهي تقع في منطقة الرفض وعليه فإن الفوارق ذات دلالة احصائية أي أن المتوسطات غير متساوية حيث ترفض الصفرية وتقبل البديلة التي تقول أن الإوساط الحسابية غير متساوية.

مثـــــــال:

1. Determine total sum of squares

   $SS_{total} = \sum x^2 - n.\bar{x}^2$

2. $SS_{total} = SS_B + SS_W$

3. $\frac{SS_B}{J-1} = M_{S_B}$

4. $\frac{SS_W}{n.-J} = M_{S_W}$

	معاملة مكثفة	معاملة الأهل	ضابطة	
	107	95	87	
	101	90	86	
	92	88	82	
$\sum x$	300	273	255	
$\bar{x}$	100	91	85	$\bar{x}. = 92$
d_J	$d_J = \bar{x}_1 - \bar{x}_. = 8$	$d_p = -1$	$d_c = -7$	$n_. = 9$
	100-92	91-92	85-92	

Step 1: calculate SS_t

$SS_t = \sum x^2 - n.\bar{x}.^2$

$SS_t = (107)^2 + (101)^2 \ldots (82)^2 - (9)(92)^2$

$SS_t = 76,672 - 76,176 = 496$

Step 2: Calculate SS_B

$SS_B = n\Sigma d_j^2$

$SS_B = n(d_1^2 + d_p^2 + d_c^2)$

$SS_B = 3[8^2 + (-1)^2 + (-7)^2]$

$SS_B = 3(114) = 342$

Step 3: Calculate SS_W

$SS_W = SS_t - SS_B$

$SS_W = 496 - 342 = 154$

Step 4: Obtain M_{S_B}, M_{S_W}

$$M_{S_B} = \frac{SS_B}{df_B} = \frac{SS_B}{J-1} = \frac{342}{3-1} - \frac{342}{2} = 171$$

$$M_{S_W} = \frac{SS_W}{df_W} = \frac{SS_W}{n.-J} = \frac{154}{9-3} - \frac{154}{6} = 25.67$$

$$F = \frac{M_{S_B}}{M_{S_W}} = \frac{171}{25.67} = 6.66$$

القرار لما كانت F المحسوبة أكبر من الجدولية وهي تساوي $F_{0.95}\ F_{2.6} = 5.99$ عليه نرفض الصفرية ونقبل البديلة هناك فوارق بين المعاملات والاختلافات تعود الى طريقة المعالجة.

الاستبانة

١. تحديد المشكلة

٢. اختيار الوسائل والاجراءات لحل المشكلة:

أ. تجريبية ب. مقارنة ج. تاريخية د. تنبؤية هـ. استطلاعية

اجراءات بناء الاستبانة

١. تحديد الفئة المستهدفة وحجمها وطريقة انتخاب العينة منها لتكون ممثلة للمجتمع.

٢. الاستبانة الاستطلاعية: توجيه سؤال مفتوح (ماهو برأيكم السبيل الأمثل للكشف عن السيارات المفخخة قبل دخولها الى العاصمة بغداد باعتباركم من الساكنين فيها).

٣. الاستبيان النهائي: عبر الخبرة السابقة وتفريغ الاستبيان الاستطلاعي.

٤. صدق الاستبيان: أن يعرض الاستبيان النهائي على لجنة متخصصة لقراءة الفقرات ووضع إشارة (☑) إن كانت الفقرة صالحة أو (☒)غير صالحة ( ) التعديل المطلوب

هذا يسمى الصدق الظاهري عدد أعضاء اللجنة عشرة

إذا كان الاتفاق على الفقرة ٨٠٪ تعد مقبولة وخلاف ذلك تعاد الصياغة ونتيجة استجابة اللجنة يتم حساب عدد الفقرات المتفق عليها والفقرات غير الصالحة وعدد الفقرات المعدلة ثم يتم اعداد فقرات الاستبيان بصيغته النهائية جاهزة للتطبيق في الفئة المستهدفة.

٥. الاسئلة الكشافة: هي الأسئلة التي تكرر في الاستبانة بصيغة مختلفة لغرض التأكد من أن إجابة أفراد العينة كانت موضوعية وصادقة وعن وعي.

الوسائل الاحصائية

١. النسبة المئوية $\frac{8}{10}$ × ١٠٠ = ٨٠٪ بالنسبة لفقرات الاستبيان في ضوء لجنة التحكيم

٢. الوسط المرجح

	ممتاز	جيد جداً	جيد	متوسط	مقبول
	٥	٤	٣	٢	١
١٠٠ استمارة	٤٠	٣٠	١٥	١٠	٥

الوسط المرجح للفقرة (١) = $\frac{٥+٢٠+٤٥+١٢٠+٢٠٠}{١٠٠}$ = $\frac{٣٩٠}{١٠٠}$ = ٣,٩

٣. النسبة المئوية = $\frac{\text{الوسط المرجح}}{\text{الدرجة القصوى}}$ × ١٠٠ = $\frac{٣,٩}{٥}$ × ١٠٠ = ٧٨٪

مقبولة ثلاثة فأكثر

$\frac{١+٢+٣+٤+٥}{٥}$ = $\frac{١٥}{٥}$ = ٣

٤. معامل الارتباط بيرسن يقسم الاختيار الى نصفين X و Y لمعرفة ثبات الاختيار أو الاستبيان:

ت	الفقرات	الوسط المرجح	النسبة المئوية
١.	منع دخول السيارات القادمة من المحافظات	٣,٩	٧٨
٢.	نصب سونار	٣,٣	٦٦
٣.	تكثيف العمل الاستخباراتي	٤	٨٠
٤.	نصب سيطرات	٢,٩	٥٨

ت	تسلسل الاستبيان	الوسط المرجح	النسبة المئوية
١.	٣	٤	٨٠
٢.	١	٣,٩	٧٨
٣.	٢	٣,٣	٦٦
٤.	٤	٢,٩	٥٨

الفقرة التي تحصل على أقل من (٣) تحذف لأنها ليست ذي دلالة.

	جيد جدا	جيـد	مقبول
المقياس الثلاثي	٣	٢	١

٣ + ٢ + ١ = $\frac{٦}{٣}$ = ٢ تكون مقبولة

التجزئة النصفية:

التسلسل قبل	التسلسل بعد	الفردية	الزوجية
١	١	١	٢
٢	٢	٣	٤
٣	٣	٥	٦
٤	٣	٧	٨
٥	٥	٩	١٠
٦	٦		
٧	٦		
٨	٦		
٩	٩		
١٠	١٠		

قيمة r المحسوبة (Pearson) معامل ارتباط $t = \frac{r-0}{\sqrt{\frac{1-r^2}{n-2}}}$

$$r = \frac{n(\sum xy) - (\sum x)(\sum y)}{\sqrt{[n\sum x^2 - (\sum x)^2][n\sum y^2 - (\sum y)^2]}}$$

#	x	y	x^2	y^2	xy
1	20	11	400	121	220
2	21	12	441	144	252
3	16	9	256	81	144
4	18	6	324	36	108
5	14	4	196	16	56
6	12	7	144	49	84
7	19	14	361	196	266
8	22	10	484	100	220
9	24	13	576	169	312
10	23	15	529	225	345
n = 10	189	101	3711	1137	2007

$$r = \frac{10(2007) - 189 \times 101}{\sqrt{[10(3711) - (189)^2][10(1137) - (101)^2]}} = 0.75$$

$$t = \frac{r-0}{\sqrt{\frac{1-r^2}{n-2}}} = \frac{0.75}{\sqrt{\frac{1-(0.75)^2}{10-2}}} = \frac{0.75}{\sqrt{\frac{1-0.5625}{8}}} = \frac{0.75}{\sqrt{\frac{0.4375}{8}}}$$

القيمة المحسوبة لمعامل الارتباط $t = \frac{0.75}{\sqrt{0.546}}$

$t = \frac{0.75}{0.2343} = 3.2$ المحسوبة

ومن الجدول t نجد أن قيمة t لدرجة حرية (n-2)=8 تساوي 2.31 فإن القيمة المحسوبة تقع في منطقة الرفض وترفض الفرضية H_0 التي تقول أن معامل الارباط يساوي صفر، وبذلك نستدل على وجود علاقة حقيقية وموجبة وقوية في استجابة عينة البحث، وهذا يدلل على ثبات الاستبيان.

* في حالة التجزئة النصفية لنتائج الاختيار او الاستبانة فإن قيمة معامل الارتباط ستكون لنصف الاختيار ولذلك لابد أن تصحح القيمة وفق المعادلة الآتية:

$(\text{Spearman - Brown})\ r = |*| = \frac{2[0.5* 0.5]}{1+[0.5*0.5]} = \frac{2[0.75* 0.75]}{1+[0.75*0.75]}$

معامل الارتباط على كل الاختيار $r = |*| = \frac{2[0.5625]}{1+0.5625} = \frac{1.125}{1.5625} = 0.72$

مربع كاي (كا٢) Chi Square X^2

وهو توزيع يستخدم في اختبار بعض الفرضيات عندما لا يحتاج الباحث الى أن يضع فرضيات معينة كاعتدالية التوزيع الأصلي للمجتمع ويدخل ضمن الطرق المسماة اللابارمترية Non-parametric.

يستخدم مربع كاي في الحالات التي تحتاج فيها الى مقارنة التكرارات الملاحظة Observed مع التكرارات المتوقعة Expected. والتكرارات الملاحظة هي تلك التي تحصل عليها عن طريق الملاحظة أو التجربة أو البحث. أما التكرارات المتوقعة فهي التكرارات التي تحسب على أساس نظري لا علاقة له بالملاحظة الخاصة بالبيانات التي تريد دراستها. والسؤال الذي يسعى الباحث للإجابة عليه في مثل هذه الحالات هو: هل أن الفرق الذي نلاحظه بين التكرارات الملاحظة والتكرارات المتوقعة هو فرق ذو دلال احصائية أم جاء عن طريق الصدفة؟

نفرض أن باحثاً اراد دراسة استطلاعية لمعرفة آراء تلاميذ الصف السادس الابتدائي عددهم (١٥٠) طالب عن امتحان البكالوريا فوجه إليهم السؤال الآتي:

هل تؤيد امتحان البكالوريا للصف السادس الابتدائي؟ الجواب $\boxed{\text{نعم}}$ $\boxed{\text{لا}}$

فأجاب (٩٠) منهم بـ (نعم) و (٦٠) منهم بـ (لا). وهذا هو التكرار الملاحظ أما التكرار المتوقع فهو (٧٥) نعم، (٧٥) لا. فإذا أراد الباحث أن يتعرف عما إذا كان هذا الفرق ذي دلالة إحصائية أم لا:

الإجابة	الملاحظ (ل)	المتوقع (ق)	الفرق (ل–ق)	مربع الفرق $(ل–ق)^{٢}$	كا^{٢} $\frac{(ل - ق)^2}{ق}$
نعم	٩٠	٧٥	١٥ +	٢٢٥	$3 = \frac{225}{75}$
لا	٦٠	٧٥	(–١٥)	٢٢٥	$3 = \frac{225}{75}$
					المجموع = 6

❖ مجـ $\frac{(ل - ق)^{٢}}{ق}$ = ٦ كا^{٢}

تقارن النتيجة المحسوبة مع الجدولية، حسب مستوى الدلالة ودرجة الحرية التي تستخرج بعدد احتمالات الإجابة ناقصاً واحد.

والقيمة الجدولية بدرجة حرية (٢–١) = ١ ومستوى دلالة (0.0.5) تساوي (٣,٨٤) ولما كانت قيمة كا^{٢} المحسوبة أكبر من الجدولية لذا ترفق الفرضية التي تقوم بعدم وجود فرق. أي أن الفرق بين التكرار الملاحظ والمتوقع ذو دلالة احصائية.

<u>مثال:</u> إذا علمنا أن نسب النجاح والرسوب والإكمال في الامتحانات النهائية العامة هي ٦٠٪، ١٥٪، ٢٥٪ على التوالي. وكان عدد الناجحين والراسبين والمكملين في إحدى المدارس هو (٢٠٠، ٧٠, ١٣٠) على التوالي فهل هناك فرق ذو دلالة احصائية بين نتائج هذه المدرسة والنتائج العامة؟

<u>**الحل:** بما أن عدد أفرد العينة (٤٠٠) وبما أن نسبة الناجحين في المجتمع الأصلي هي ٦٠٪ والراسبين ١٥٪ والإكمال ٢٥٪</u>

اذن يتوقع أن يكون:

عدد الناجحين: $\frac{٦٠ \times ٤٠٠}{١٠٠}$ = ٢٤٠

عدد الراسبين: $\frac{١٥ \times ٤٠٠}{١٠٠}$ = ٦٠

عدد المكملين: $\frac{٢٥ \times ٤٠٠}{١٠٠} = ١٠٠$

وهذا ما يسمى بالتكرار المتوقع.

	(ل)	(ق)	(ل–ق)	$(ل–ق)^2$	$\frac{(ل-ق)^2}{ق}$
الناجحون	200	240	-40	1600	$6,6 = \frac{1600}{240}$
الراسبون	70	60	10	100	$1,66 = \frac{100}{60}$
المكملون	130	100	30	900	$9 = \frac{900}{100}$
					المجموع = 17,26

❖ مجـ $\frac{(ل-ق)^2}{ق} = ٦,٦٠ + ١,٦٦ + ٩ = ١٧,٢٦$

قيمة كا^2 المحسوبة هي (١٧,٢٦) أما الجدولية تحت مستوى دلالة 0.05 ودرجة حرية (٣–١) = ٢ فنجد أنها تساوي ٥,٩٩: ترفض الفرضية الصفرية وتقبل البديلة أي أن أفراد العينة يختلفون عن أفراد المجتمع الأصلي.

الملاحق

جدول رقم (١) الدرجات الزائية

A(Z) Is the Area under the Curve between Zero and Z.

Z	A(Z)	Z	A(Z)	Z	A(Z)
.00	.00000	.30	.11791	.60	.22575
.01	.00399	.31	.12172	.61	.22907
.02	.00798	.32	.12552	.62	.23237
.03	.01197	.33	.12930	.63	.23565
.04	.01595	.34	.13307	.64	.23891
.05	.01994	.35	.13683	.65	.24215
.06	.02392	.36	.14058	.66	.24537
.07	.02790	.37	.14431	.67	.24857
.08	.03188	.38	.14803	.68	.25175
.09	.03586	.39	.15173	.69	.25490
.10	.03983	.40	.15542	.70	.25804
.11	.04380	.41	.15910	.71	.26115
.12	.04776	.42	.16276	.72	.26424
.13	.05172	.43	.16640	.73	.26730
.14	.05567	.44	.17003	.74	.27035
.15	.05962	.45	.17364	.75	.27337
.16	.06356	.46	.17724	.76	.27637
.17	.06750	.47	.18082	.77	.27935
.18	.07142	.48	.18439	.78	.28230
.19	.07535	.49	.18793	.79	.28524
.20	.07926	.50	.19146	.80	.28814
.21	.08317	.51	.19497	.81	.29103
.22	.08706	.52	.19847	.82	.29389
.23	.09095	.53	.20194	.83	.29673
.24	.09483	.54	.20540	.84	.29955
.25	.09871	.55	.20884	.85	.30234
.26	.10257	.56	.21226	.86	.30511
.27	.10642	.57	.21566	.87	.30785
.28	.11026	.58	.21904	.88	.31057
.29	.11409	.59	.22240	.89	.31327

(Continued)

[1] Abridged from *Table of Probability Functions*, V. II, of the Federal Works Agency, Work Project Administration for the City of New York, New York, 1942.

(*Continued*)

Z	$A(Z)$	Z	$A(Z)$	Z	$A(Z)$
.90	.31594	1.20	.38493	1.50	.43319
.91	.31859	1.21	.38686	1.51	.43448
.92	.32121	1.22	.38877	1.52	.43574
.93	.32381	1.23	.39065	1.53	.43699
.94	.32639	1.24	.39251	1.54	.43822
.95	.32894	1.25	.39435	1.55	.43943
.96	.33147	1.26	.39617	1.56	.44062
.97	.33398	1.27	.39796	1.57	.44179
.98	.33646	1.28	.39973	1.58	.44295
.99	.33891	1.29	.40147	1.59	.44408
1.00	.34134	1.30	.40320	1.60	.44520
1.01	.34375	1.31	.40490	1.61	.44630
1.02	.34614	1.32	.40658	1.62	.44738
1.03	.34849	1.33	.40824	1.63	.44845
1.04	.35083	1.34	.40988	1.64	.44950
				1.645	.45
1.05	.35314	1.35	.41149	1.65	.45053
1.06	.35543	1.36	.41309	1.66	.45154
1.07	.35769	1.37	.41466	1.67	.45254
1.08	.35993	1.38	.41621	1.68	.45352
1.09	.36214	1.39	.41774	1.69	.45449
1.10	.36433	1.40	.41924	1.70	.45543
1.11	.36650	1.41	.42073	1.71	.45637
1.12	.36864	1.42	.42220	1.72	.45728
1.13	.37076	1.43	.42364	1.73	.45818
1.14	.37286	1.44	.42507	1.74	.45907
1.15	.37493	1.45	.42647	1.75	.45994
1.16	.37698	1.46	.42785	1.76	.46080
1.17	.37900	1.47	.42922	1.77	.46164
1.18	.38100	1.48	.43056	1.78	.46246
1.19	.38298	1.49	.43189	1.79	.46327

(*Continued*)

(*Continued*)

Z	$A(Z)$	Z	$A(Z)$	Z	$A(Z)$
1.80	.46407	2.10	.48214	2.40	.49180
1.81	.46485	2.11	.48257	2.41	.49202
1.82	.46562	2.12	.48300	2.42	.49224
1.83	.46638	2.13	.48341	2.43	.49245
1.84	.46712	2.14	.48382	2.44	.49266
1.85	.46784	2.15	.48422	2.45	.49286
1.86	.46856	2.16	.48461	2.46	.49305
1.87	.46926	2.17	.48500	2.47	.49324
1.88	.46995	2.18	.48537	2.48	.49343
1.89	.47062	2.19	.48574	2.49	.49361
1.90	.47128	2.20	.48610	2.50	.49379
1.91	.47193	2.21	.48645	2.51	.49396
1.92	.47257	2.22	.48679	2.52	.49413
1.93	.47320	2.23	.48713	2.53	.49430
1.94	.47381	2.24	.48745	2.54	.49446
1.95	.47441	2.25	.48778	2.55	.49461
1.96	.47500	2.26	.48809	2.56	.49477
1.97	.47558	2.27	.48840	2.57	.49492
1.98	.47615	2.28	.48870	2.58	.49506
1.99	.47670	2.29	.48899	2.59	.49520
2.00	.47725	2.30	.48928	2.60	.49534
2.01	.47778	2.31	.48956	2.61	.49547
2.02	.47831	2.32	.48983	2.62	.49560
2.03	.47882	2.33	.49010	2.63	.49573
2.04	.47932	2.34	.49036	2.64	.49585
2.05	.47982	2.35	.49061	2.65	.49598
2.06	.48030	2.36	.49086	2.66	.49609
2.07	.48077	2.37	.49111	2.67	.49621
2.08	.48124	2.38	.49134	2.68	.49632
2.09	.48169	2.39	.49158	2.69	.49643

(*Continued*)

(*Continued*)

Z	A(Z)	Z	A(Z)	Z	A(Z)
2.70	.49653	3.00	.49865	3.30	.49952
2.71	.49664	3.01	.49869	3.31	.49953
2.72	.49674	3.02	.49874	3.32	.49955
2.73	.49683	3.03	.49878	3.33	.49957
2.74	.49693	3.04	.49882	3.34	.49958
2.75	.49702	3.05	.49886	3.35	.49960
2.76	.49711	3.06	.49889	3.36	.49961
2.77	.49720	3.07	.49893	3.37	.49962
2.78	.49728	3.08	.49896	3.38	.49964
2.79	.49736	3.09	.49900	3.39	.49965
2.80	.49744	3.10	.49903	3.40	.49966
2.81	.49752	3.11	.49906	3.41	.49968
2.82	.49760	3.12	.49910	3.42	.49969
2.83	.49767	3.13	.49913	3.43	.49970
2.84	.49774	3.14	.49916	3.44	.49971
2.85	.49781	3.15	.49918	3.45	.49972
2.86	.49788	3.16	.49921	3.46	.49973
2.87	.49795	3.17	.49924	3.47	.49974
2.88	.49801	3.18	.49926	3.48	.49975
2.89	.49807	3.19	.49929	3.49	.49976
2.90	.49813	3.20	.49931	3.50	.49977
2.91	.49819	3.21	.49934	3.51	.49978
2.92	.49825	3.22	.49936	3.52	.49978
2.93	.49831	3.23	.49938	3.53	.49979
2.94	.49836	3.24	.49940	3.54	.49980
2.95	.49841	3.25	.49942	3.55	.49981
2.96	.49846	3.26	.49944	3.56	.49981
2.97	.49851	3.27	.49946	3.57	.49982
2.98	.49856	3.28	.49948	3.58	.49983
2.99	.49861	3.29	.49950	3.59	.49983

(*Continued*)

(*Continued*)

Z	$A(Z)$	Z	$A(Z)$	Z	$A(Z)$
3.60	.49984	3.75	.49991	3.90	.49995
3.61	.49985	3.76	.49992	3.91	.49995
3.62	.49985	3.77	.49992	3.92	.49996
3.63	.49986	3.78	.49992	3.93	.49996
3.64	.49986	3.79	.49992	3.94	.49996
3.65	.49987	3.80	.49993	3.95	.49996
3.66	.49987	3.81	.49993	3.96	.49996
3.67	.49988	3.82	.49993	3.97	.49996
3.68	.49988	3.83	.49994	3.98	.49997
3.69	.49989	3.84	.49994	3.99	.49997
3.70	.49989	3.85	.49994	4.00	.49997
3.71	.49990	3.86	.49994		
3.72	.49990	3.87	.49995		
3.73	.49990	3.88	.49995		
3.74	.49991	3.89	.49995		

جدول رقم (٢) الدرجات التائية

Degrees of Freedom	Probability of a Larger Value				
	.1	.05	.025	.01	.005
1	3.078	6.314	12.706	31.821	63.657
2	1.886	2.920	4.303	6.965	9.925
3	1.638	2.353	3.182	4.541	5.841
4	1.533	2.132	2.776	3.747	4.604
5	1.476	2.015	2.571	3.365	4.032
6	1.440	1.943	2.447	3.143	3.707
7	1.415	1.895	2.365	2.998	3.499
8	1.397	1.860	2.306	2.896	3.355
9	1.383	1.833	2.262	2.821	3.250
10	1.372	1.812	2.228	2.764	3.169
11	1.363	1.796	2.201	2.718	3.106
12	1.356	1.782	2.179	2.681	3.055
13	1.350	1.771	2.160	2.650	3.012
14	1.345	1.761	2.145	2.624	2.977
15	1.341	1.753	2.131	2.602	2.947
16	1.337	1.746	2.120	2.583	2.921
17	1.333	1.740	2.110	2.567	2.898
18	1.330	1.734	2.101	2.552	2.878
19	1.328	1.729	2.093	2.539	2.861
20	1.325	1.725	2.086	2.528	2.845
21	1.323	1.721	2.080	2.518	2.831
22	1.321	1.717	2.074	2.508	2.819
23	1.319	1.714	2.069	2.500	2.807
24	1.318	1.711	2.064	2.492	2.797
25	1.316	1.708	2.060	2.485	2.787
26	1.315	1.706	2.056	2.479	2.779
27	1.314	1.703	2.052	2.473	2.771
28	1.313	1.701	2.048	2.467	2.763
29	1.311	1.699	2.045	2.462	2.756
30	1.310	1.697	2.042	2.457	2.750
40	1.303	1.684	2.021	2.423	2.704
60	1.296	1.671	2.000	2.390	2.660
120	1.290	1.661	1.984	2.358	2.626
∞	1.282	1.645	1.960	2.326	2.576

جدول رقم (٣) كاي

df	Probability of a Larger Value							
	.995	.990	.975	.950	.050	.025	.010	.005
1	---	---	---	.004	3.84	5.02	6.63	7.88
2	.01	.02	.05	.10	5.99	7.38	9.21	10.60
3	.07	.11	.22	.35	7.81	9.35	11.34	12.84
4	.21	.30	.48	.71	9.49	11.14	13.28	14.86
5	.41	.55	.83	1.15	11.07	12.83	15.09	16.75
6	.68	.87	1.24	1.64	12.59	14.45	16.81	18.55
7	.99	1.24	1.69	2.17	14.07	16.01	18.48	20.28
8	1.34	1.65	2.18	2.73	15.51	17.53	20.09	21.96
9	1.73	2.09	2.70	3.33	16.92	19.02	21.67	23.59
10	2.16	2.56	3.25	3.94	18.31	20.48	23.21	25.19
11	2.60	3.05	3.82	4.57	19.68	21.92	24.72	26.76
12	3.07	3.57	4.40	5.23	21.03	23.34	26.22	28.30
13	3.57	4.11	5.01	5.89	22.36	24.74	27.69	29.82
14	4.07	4.66	5.63	6.57	23.68	26.12	29.14	31.32
15	4.60	5.23	6.26	7.26	25.00	27.49	30.58	32.80
16	5.14	5.81	6.91	7.96	26.30	28.85	32.00	34.27
17	5.70	6.41	7.56	8.67	27.59	30.19	33.41	35.72
18	6.26	7.01	8.23	9.39	28.87	31.53	34.81	37.16
19	6.84	7.63	8.91	10.12	30.14	32.85	36.19	38.58
20	7.43	8.26	9.59	10.85	31.41	34.17	37.57	40.00
21	8.03	8.90	10.28	11.59	32.67	35.48	38.93	41.40
22	8.64	9.54	10.98	12.34	33.92	36.78	40.29	42.80
23	9.26	10.20	11.69	13.09	35.17	38.08	41.64	44.18
24	9.89	10.86	12.40	13.85	36.42	39.36	42.98	45.56
25	10.52	11.52	13.12	14.61	37.65	40.65	44.31	46.93
26	11.16	12.20	13.84	15.38	38.89	41.92	45.64	48.29
27	11.81	12.88	14.57	16.15	40.11	43.19	46.96	49.64
28	12.46	13.56	15.31	16.93	41.34	44.46	48.28	50.99
29	13.12	14.26	16.05	17.71	42.56	45.72	49.59	52.34
30	13.79	14.95	16.79	18.49	43.77	46.98	50.89	53.67
40	20.71	22.16	24.43	26.51	55.76	59.34	63.69	66.77
50	27.99	29.71	32.36	34.76	67.50	71.42	76.15	79.49
60	35.53	37.48	40.48	43.19	79.08	83.30	88.38	91.95
70	43.28	45.44	48.76	51.74	90.53	95.02	100.43	104.22
80	51.17	53.54	57.15	60.39	101.88	106.63	112.33	116.32
90	59.20	61.75	65.65	69.13	113.14	118.14	124.12	128.30
100	67.33	70.06	74.22	77.93	124.34	129.56	135.81	140.17

جدول رقم (٤) الدرجة الفائية

F-distribution: 5 percent points

ν_2 \ ν_1	1	2	3	4	5	6	7	8	9
1	161.45	199.50	215.71	224.58	230.16	233.99	236.77	238.88	240.54
2	18.513	19.000	19.164	19.247	19.296	19.330	19.353	19.371	19.385
3	10.128	9.5521	9.2766	9.1172	9.0135	8.9406	8.8868	8.8452	8.8123
4	7.7086	6.9443	6.5914	6.3883	6.2560	6.1631	6.0942	6.0410	5.9988
5	6.6079	5.7861	5.4095	5.1922	5.0503	4.9503	4.8759	4.8183	4.7725
6	5.9874	5.1433	4.7571	4.5337	4.3874	4.2839	4.2066	4.1468	4.0990
7	5.5914	4.7374	4.3468	4.1203	3.9715	3.8660	3.7870	3.7257	3.6767
8	5.3177	4.4590	4.0662	3.8378	3.6875	3.5806	3.5005	3.4381	3.3881
9	5.1174	4.2565	3.8626	3.6331	3.4817	3.3738	3.2927	3.2296	3.1789
10	4.9646	4.1028	3.7083	3.4780	3.3258	3.2172	3.1355	3.0717	3.0204
11	4.8443	3.9823	3.5874	3.3567	3.2039	3.0946	3.0123	2.9480	2.8962
12	4.7472	3.8853	3.4903	3.2592	3.1059	2.9961	2.9134	2.8486	2.7964
13	4.6672	3.8056	3.4105	3.1791	3.0254	2.9153	2.8321	2.7669	2.7144
14	4.6001	3.7389	3.3439	3.1122	2.9582	2.8477	2.7642	2.6987	2.6458
15	4.5431	3.6823	3.2874	3.0556	2.9013	2.7905	2.7066	2.6408	2.5876
16	4.4940	3.6337	3.2389	3.0069	2.8524	2.7413	2.6572	2.5911	2.5377
17	4.4513	3.5915	3.1968	2.9647	2.8100	2.6987	2.6143	2.5480	2.4943
18	4.4139	3.5546	3.1599	2.9277	2.7729	2.6613	2.5767	2.5102	2.4563
19	4.3808	3.5219	3.1274	2.8951	2.7401	2.6283	2.5435	2.4768	2.4227
20	4.3513	3.4928	3.0984	2.8661	2.7109	2.5990	2.5140	2.4471	2.3928
21	4.3248	3.4668	3.0725	2.8401	2.6848	2.5757	2.4876	2.4205	2.3661
22	4.3009	3.4434	3.0491	2.8167	2.6613	2.5491	2.4638	2.3965	2.3419
23	4.2793	3.4221	3.0280	2.7955	2.6400	2.5277	2.4422	2.3748	2.3201
24	4.2597	3.4028	3.0088	2.7763	2.6207	2.5082	2.4226	2.3551	2.3002
25	4.2417	3.3852	2.9912	2.7587	2.6030	2.4904	2.4047	2.3371	2.2821
26	4.2252	3.3690	2.9751	2.7426	2.5868	2.4741	2.3883	2.3205	2.2655
27	4.2100	3.3541	2.9604	2.7278	2.5719	2.4591	2.3732	2.3053	2.2501
28	4.1960	3.3404	2.9467	2.7141	2.5581	2.4453	2.3593	2.2913	2.2360
29	4.1830	3.3277	2.9340	2.7014	2.5454	2.4324	2.3463	2.2782	2.2229
30	4.1709	3.3158	2.9223	2.6896	2.5336	2.4205	2.3343	2.2662	2.2107
40	4.0848	3.2317	2.8387	2.6060	2.4495	2.3359	2.2490	2.1802	2.1240
60	4.0012	3.1504	2.7581	2.5252	2.3683	2.2540	2.1665	2.0970	2.0401
120	3.9201	3.0718	2.6802	2.4472	2.2900	2.1750	2.0867	2.0164	1.9588
∞	3.8415	2.9957	2.6049	2.3719	2.2141	2.0986	2.0096	1.9384	1.8799

(*Continued*)

(*Continued*)

F-distribution: 5 percent points

ν_2 \ ν_1	10	12	15	20	24	30	40	60	120	∞
1	241.88	243.91	245.95	248.01	249.05	250.09	251.14	252.20	253.25	254.32
2	19.396	19.413	19.429	19.446	19.454	19.462	19.471	19.479	19.487	19.496
3	8.7855	8.7446	8.7029	8.6602	8.6385	8.6166	8.5944	8.5720	8.5494	8.5265
4	5.9644	5.9117	5.8578	5.8025	5.7744	5.7459	5 7170	5.6878	5.6581	5.6281
5	4.7351	4.6777	4.6188	4.5581	4.5272	4.4957	4.4638	4.4314	4.3984	4.3650
6	4.0600	3.9999	3.9381	3.8742	3.8415	3.8082	3.7743	3.7398	3.7047	3.6688
7	3.6365	3.5747	3.5108	3.4445	3.4105	3.3758	3.3404	3.3043	3.2674	3.2298
8	3.3472	3.2840	3.2184	3.1503	3.1152	3.0794	3.0428	3.0053	2.9669	2.9276
9	3.1373	3.0729	3.0061	2.9365	2.9005	2.8637	2.8259	2.7872	2.7475	2.7067
10	2.9782	2.9130	2.8450	2.7740	2.7372	2.6996	2.6609	2.6211	2.5801	2.5379
11	2.8536	2.7876	2.7186	2.6464	2.6090	2.5705	2.5309	2.4901	2.4480	2.4045
12	2.7534	2.6866	2.6169	2.5436	2.5055	2.4663	2.4259	2.3842	2.3410	2.2962
13	2.6710	2.6037	2.5331	2.4589	2.4202	2.3803	2.3392	2.2966	2.2524	2.2064
14	2.6021	2.5342	2.4630	2.3879	2.3487	2.3082	2.2664	2.2230	2.1778	2.1307
15	2.5437	2.4753	2.4035	2.3275	2.2878	2.2468	2.2043	2.1601	2.1141	2.0658
16	2.4935	2.4247	2.3522	2.2756	2.2354	2.1938	2.1507	2.1058	2.0589	2.0096
17	2.4499	2.3807	2.3077	2.2304	2.1898	2.1477	2.1040	2.0584	2.0107	1.9604
18	2.4117	2.3421	2.2686	2.1906	2.1497	2.1071	2.0629	2.0166	1.9681	1.9168
19	2.3779	2.3080	2.2341	2.1555	2.1141	2.0712	2.0264	1.9796	1.9302	1.8780
20	2.3479	2.2776	2.2033	2.1242	2.0825	2.0391	1.9938	1.9464	1.8963	1.8432
21	2.3210	2.2504	2.1757	2.0960	2.0540	2.0102	1.9645	1.9165	1.8657	1.8117
22	2.2967	2.2258	2.1508	2.0707	2.0283	1.9842	1.9380	1.8895	1.8380	1.7831
23	2.2747	2.2036	2.1282	2.0476	2.0050	1.9605	1.9139	1.8649	1.8128	1.7570
24	2.2547	2.1834	2.1077	2.0267	1.9838	1.9390	1.8920	1.8424	1.7897	1.7331
25	2.2365	2.1649	2.0889	2.0075	1.9643	1.9192	1.8718	1.8217	1.7684	1.7110
26	2.2197	2.1479	2.0716	1.9898	1.9464	1.9010	1.8533	1.8027	1.7488	1.6906
27	2.2043	2.1323	2.0558	1.9736	1.9299	1.8842	1.8361	1.7851	1.7307	1.6717
28	2.1900	2.1179	2.0411	1.9586	1.9147	1.8687	1.8203	1.7689	1.7138	1.6541
29	2.1768	2.1045	2.0275	1.9446	1.9005	1.8543	1.8055	1.7537	1.6981	1.6377
30	2.1646	2.0921	2.0148	1.9317	1.8874	1.8409	1.7918	1.7396	1.6835	1.6223
40	2.0772	2.0035	1.9245	1.8389	1.7929	1.7444	1.6928	1.6373	1.5766	1.5089
60	1.9926	1.9174	1.8364	1.7480	1.7001	1.6491	1.5943	1.5343	1.4673	1.3893
120	1.9105	1.8337	1.7505	1.6587	1.6084	1.5543	1.4952	1.4290	1.3519	1.2539
∞	1.8307	1.7522	1.6664	1.5705	1.5173	1.4591	1.3940	1.3180	1.2214	1.0000

جدول رقم (٥) قيمة معامل الارتباط

n	α_1: .05 α_2: .10	.025 .05	.01 .02	.005 .01	.0005 .001
3	.988	.997	.9995	.9999	.99994
4	.900	.950	.980	.990	.999
5	.805	.878	.934	.959	.991
6	.729	.811	.882	.917	.974
7	.669	.754	.833	.874	.951
8	.622	.707	.789	.834	.925
9	.582	.666	.750	.798	.898
10	.549	.632	.716	.765	.872
11	.521	.602	.685	.735	.847
12	.497	.576	.658	.708	.823
13	.476	.553	.634	.684	.801
14	.458	.532	.612	.661	.780
15	.441	.514	.592	.641	.760
16	.426	.497	.574	.623	.742
17	.412	.482	.558	.606	.725
18	.400	.468	.542	.590	.708
19	.389	.456	.528	.575	.693
20	.378	.444	.516	.561	.679
21	.369	.433	.503	.549	.665
22	.360	.423	.492	.537	.652
23	.352	.413	.482	.526	.640
24	.344	.404	.472	.515	.629
25	.337	.396	.462	.505	.618
26	.330	.388	.453	.496	.607
27	.323	.381	.445	.487	.597
28	.317	.374	.437	.479	.588
29	.311	.367	.430	.471	.579
30	.306	.361	.423	.463	.570
35	.282	.333	.391	.428	.531
40	.264	.312	.366	.402	.501
45	.248	.296	.349	.381	.471
50	.235	.276	.328	.361	.451
60	.214	.254	.300	.330	.414
70	.198	.235	.277	.305	.385
80	.185	.220	.260	.286	.361
90	.174	.208	.245	.270	.342
100	.165	.196	.232	.256	.324
150	.135	.161	.190	.210	.267
200	.117	.139	.164	.182	.232
250	.104	.124	.147	.163	.207
300	.095	.113	.134	.148	.189
400	.082	.098	.115	.128	.169
500	.074	.088	.104	.115	.147
1,000	.052	.062	.074	.081	.104
5,000	.0233	.0278	.0329	.0364	.0465
10,000	.0164	.0196	.0233	.0258	.0393

جدول رقم (٦) كيفية تحديد حجم العينة

POPULATION SIZE	SAMPLE SIZE FOR PERMISSIBLE ERROR (PROPORTION)				
	.05	.04	.03	.02	.01
100	79	86	91	96	99
200	132	150	168	185	196
300	168	200	234	267	291
400	196	240	291	343	384
500	217	273	340	414	475
600	234	300	384	480	565
700	248	323	423	542	652
800	260	343	457	600	738
900	269	360	488	655	823
1,000	278	375	516	706	906
2,000	322	462	696	1,091	1,655
3,000	341	500	787	1,334	2,286
4,000	350	522	842	1,500	2,824
5,000	357	536	879	1,622	3,288
6,000	361	546	906	1,715	3,693
7,000	364	553	926	1,788	4,049
8,000	367	558	942	1,847	4,364
9,000	368	563	954	1,895	4,646
10,000	370	566	964	1,936	4,899
15,000	375	577	996	2,070	5,855
20,000	377	583	1,013	2,144	6,488
25,000	378	586	1,023	2,191	6,938
30,000	379	588	1,030	2,223	7,275
40,000	381	591	1,039	2,265	7,745
50,000	381	593	1,045	2,291	8,056
75,000	382	595	1,052	2,327	8,514
100,000	383	597	1,056	2,345	8,762
500,000	384	600	1,065	2,390	9,423
1,000,000	384	600	1,066	2,395	9,513
2,000,000	384	600	1,067	2,398	9,558

From: Appendix to sampling and statistics handbook for surveys in Education, Research division of the national education reproduced by permission.

المصادر:

1. Allen, Mary J. Assessing General Education programs, Anker publishing Company, INC., 2006.
2. Azzam A. Sabry Applied Statistics System spss. 2016; Amman, Jordan, Methodological House for Publishing.
3. Freund J. Modern Elementary Statistics 10th Edition 2001; Prentice Hall.
4 H., Billingsley, Patrick., Elements of Statistical Inference, Allyn and Bacon, Inc. Boston, 1977.
5. Keller G., Waracek B. Statistics for Management and Economics 6th Edition 2001, Duxbur.
6. Mahfouz. J. Basic statistical analysis using Publishing and Distribution spss.2009, Wael Publishing House for Printing.
7. Mahmoud E. Abu El-Nile Psychological, social and educational statistics 2014; Edition 8, Faculty of Arts Ain Shams University.
8. Mendenhall, William., Beaver, Robert J., Introduction to probability and statistics, PWS- kent publishing Company 1991.
9. Mahfouz J. Basic statistical analysis using Publishing and Distribution spss. 2009, Wael Publishing House for Printing.
10. Mahmoud E. Abu El-Nile Psychological, social and educational statistics. 2014; Edition 8, Faculty of Arts Ain Shams University.
11. Neeter J., Waserman, Whitmare. Applied Statistics 4th Edition. 1993; Louise Richardson.4. Huntsberger, David.
12. Popham, W. James. Education Evaluation, prentice-Hall, Inc. Englewood cliffs, New Jersey., 1975. 13.Tariq Al-Rawi. Explanation book for statistical analysis program spss. Arabic Books Magazine.