

# الإحصاء التربوي

تطبيقات باستخدام الرزم الإحصائية  
لعلوم الاجتماع

الدكتور

عايش موسى غرائبية

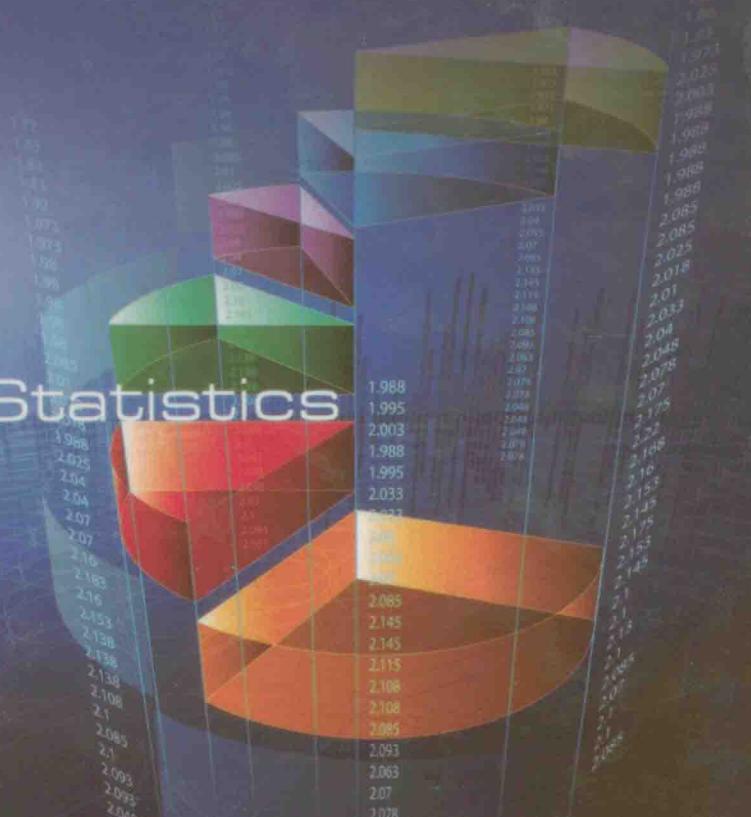
كلية العلوم التربوية - الجامعة الأردنية

الأستاذ الدكتور

عبدالله فلاح المنizzل

كلية العلوم التربوية - الجامعة الأردنية

Educational Statistics



## الفهرس

9	تقديم
11	الفصل الأول : مدخل الى دراسة الاحصاء
12	1 : 1 تمهيد
13	1 : 2 المتغيرات وانواعها
16	1 : 3 انواع المقاييس
18	1 : 4 العينات والمجتمع
19	1 : 4 : 1 العينات وانواعها
25	1 : 4 : 2 حجم العينة
27	اسئلة على الفصل الأول
29	الفصل الثاني: التمثيل البياني
30	2 : 1 مقدمة
30	2 : 1 : 1 التمثيل البياني للمتغيرات الكيفية بواسطة الاشكال
33	2 : 1 : 2 التمثيل البياني للمتغيرات الكمية
43	2 : 2 اشكال المحننات التكرارية
46	اسئلة على الفصل الثاني
49	الفصل الثالث : مقاييس النزعة المركزية
50	3 : 1 المقدمة
51	3 : 2 مقاييس النزعة المركزية
51	3 : 2 : 1 المنوال
52	3 : 2 : 2 الوسط الحسابي
55	3 : 2 : 2 : 1 الوسط الحسابي المرجع لاوساط حسابية
55	3 : 2 : 2 : 2 خصائص الوسط الحسابي
56	3 : 2 : 3 الوسيط
61	اسئلة على الفصل الثالث
63	الفصل الرابع : مقاييس التشتت

64 .....	1 : مقدمة.....
64 .....	2 : المدى.....
65 .....	3 : الانحراف المتوسط.....
65 .....	4 : نصف المدى الريعي.....
66 .....	5 : التباين.....
69 .....	6 : الانحراف المعياري.....
70 .....	7 : ملاحظات على الانحراف المعياري.....
71 .....	8 : الخطأ المعياري للقياس.....
71 .....	9 : معامل الاختلاف.....
73 .....	استئلة على الفصل الرابع.....
75 .....	<b>الفصل الخامس : مقاييس الموقع.....</b>
76 .....	1 : مقدمة.....
76 .....	2 : المئنات.....
77 .....	3 : كيفية حساب المئنات.....
79 .....	4 : الرتبة المئنية.....
81 .....	5 : الدرجة المعيارية.....
83 .....	6 : المنحنى السوي.....
84 .....	7 : خصائص المنحنى السوي.....
85 .....	8 : فوائد استخدام المنحنى السوي.....
92 .....	9 : ايجاد الدرجة الخام بدلاًلة الدرجة المعيارية.....
92 .....	10 : استخدام برنامج SPSS من خلال الحاسوب لمعالجة البيانات باستخدام اساليب الاحصاء الوصفي للفصول من الثاني وحتى الخامس.....
94 .....	11 : كيفية التعامل مع برنامج (SPSS) من خلال استخدام الحاسوب.....
113 .....	12 : استئلة الفصل الخامس.....
115 .....	<b>الفصل السادس: معامل الارتباط والانحدار.....</b>
116 .....	1 : مقدمة.....
119 .....	2 : تفسير معامل الارتباط.....
124 .....	3 : قياس الارتباط.....

128.....	6 : معامل ارتباط بيرسون
131.....	6 : معامل الارتباط النقطي
135.....	6 : 5 : فحص الدلالة الاحصائية لمعامل الارتباط النقطي
138.....	6 : معامل بايسيريا (معامل الارتباط الثنائي)
141.....	6 : معامل ارتباط سبيرمان
147.....	6 : معامل الاقتران (فاي)
152.....	6 : 9 مقياس التوافق
158.....	6 : 10 لامبادا
165.....	6 : 11 نسبة الارتباط (ایتا)
170.....	6 : 12 الارتباط والسببية
172.....	اسئلة على الفصل السادس
175.....	الفصل السابع : معامل الانحدار البسيط
176.....	1 : مقدمة
179.....	2 : معادلة خط الانحدار للتنبؤ بـ ص من خلال س
183.....	3 : تفسير الانحدار
187.....	4 : دقة التنبؤ
194.....	5 : العلاقة بين مربع معامل الارتباط ( $R^2$ ) والخطأ المعياري للتقدير
196.....	6 : افتراضات تحليل الارتباط والانحدار
199.....	7 : مربع معامل الارتباط كقياس للتغير او التباين المشترك به
204.....	اسئلة على الفصل السابع
207.....	الفصل الثامن : الفرضيات
208.....	1 : مقدمة
208.....	2 : انواع الفرضيات
209.....	3 : الأخطاء المتعلقة بأختبار الفرضيات
211.....	8 : 3 : 1 احتمال الوقوع في الخطأ من النوع الأول (مستوى الدلالة)
213.....	8 : 3 : 2 احتمال الوقوع في الخطأ من النوع الثاني ( $\beta$ )
215.....	8 : 3 : 3 لماذا لا نقبل بالفرضية الصفرية
216.....	8 : 3 : 4 مستوى الدلالة ( $\alpha$ ) مقابل القيمة الاحتمالية (P-value)

218.....	اسئلة على الفصل الثامن.....
221.....	الفصل التاسع : التوزيع العيني للمتوسطات واختبار الفرضيات.....
222.....	9 : 1 التوزيع العيني للمتوسطات.....
223.....	9 : 2 فحص الفرضيات المتعلقة بمتوسط واحد.....
224.....	9 : 2 : 1 اختبار (ز) لفحص الفرضيات المتعلقة بمتوسط واحد (عينه كبيرة).....
.....	9 : 2 : 2 اختبار (ت) لفحص الفرضيات المتعلقة بمتوسط واحد (عينه ذات حجم قليل).....
227.....	9 : 3 اختبار الفرضيات التي تحتوي على عينتين او مجموعتين.....
230.....	9 : 3 : 1 اختبار (ز) لفحص الفرضيات المتعلقة بعينتين.....
230.....	9 : 3 : 2 اختبار (ت) لفحص الفرضيات المتعلقة بعينتين.....
233.....	9 : 4 فحص الفرضيات المتعلقة بالعينات المترابطة او المجموعات المترابطة.....
238.....	9 : 5 استخدام الرزم الاحصائية للعلوم الاجتماعية (SPSS) لاختبار الفرضيات المتعلقة بعينة واحدة وعينتين.....
242.....	اسئلة على الفصل التاسع.....
247.....	المراجع.....
249.....	الملاحق.....
253.....	

## مقدمة

يعتبر الاحصاء في كثير من الاحيان اداة من الادوات التي يستخدمها معظم الناس في حياتهم وعملهم اليومي. فالمكتب الجوي والاقتصادي والطبيب والتاجر والمزارع والموظف والباحث....الخ يستخدمون الاحصاء. وفي مجال العلوم النفسية والتربوية فإن اكثراً من البحوث تقوم على عمليات التحليل الاحصائي، بل إن الابحاث الاولى في ميدان علم النفس التربوي اعتمدت على الاحصاء في الكشف عن العلاقات بين الظواهر النفسية والتربوية وهذه الابحاث التي استخدم فيها الاحصاء هي التي مهدت فيما بعد للابحاث التجريبية في ميدان علوم النفس والتربية. وكذلك فإن الباحث في مجال العلوم الانسانية والتربوية وغيرها من العلوم يطور أدواته أحياناً لقياس السمات أو الظواهر النفسية او التربوية. وهذه الادوات بحاجة إلى الاحصاء للتعرف على خصائصها السيكومترية كالصدق والثبات، فالاحصاء يقوم بهذه الوظيفة بالإضافة إلى ذلك فإن أي متخصص في أي مجال من مجالات العلوم لا بد وأن يكون ملماً بالاحصاء وقوانينه وقواعدده وذلك إذا اراد هذا الشخص أن يطلع على ما هو جديد في مجال تخصصه وعادة لا يستطيع أن يطلع على ما هو جديد. إلا إذا اطلع على الدوريات التي تنشر الابحاث الجديدة، وإذا نظرنا إلى هذه الدوريات نجد أنها مليئة بالجداول والرسوم البيانية والمعالجات والتحليلات الاحصائية، من هنا جاء قولنا بأن الاحصاء ضروري لكل فرد ولكل عالم وباحث.

وشعوراً من المؤلفين بالحاجة إلى كتاب يكون وسيلة مبسطة بأيدي الطلبة الجامعيين جاء هذا الكتاب وقد حاول المؤلفان أن يكتبوا المادة بالطريقة التي تدرس فيها في غرفة الصف، ليسهل تعلمها وفهمها، فلذا فقد أكثراً من الامثلة المحلوله وكيفية قراءتها وتحليلها وتفسيرها، وبالاضافة إلى ذلك فقد تلى كل فصل من فصول الكتاب مسائل محلولة باستخدام الرزمة الاحصائية في العلوم الانسانية (SPSS)، وقد تم توضيح الطرق التي تستخدم في ادخال البيانات وتحليلها وكيفية قراءتها وتفسيرها.

يتكون هذا الكتاب من تسعة فصول، عالج الفصل الاول موضوع مفهوم الاحصاء الوصفي والاحصاء التحليلي أو الاستدلالي وبعض المفاهيم المرتبطة بالاحصاء كالمجتمع والعينة والمتغيرات وانواعها والمقاييس وانواعها.

وتتناول الفصل الثاني كيفية تنظيم البيانات المجموعة عن ظاهرة ما بالاشكال والخطوط البيانية والجداول التكرارية .

كما تناول الفصل الثالث والرابع والخامس كيفية معالجة هذه البيانات احصائياً باستخدام مقاييس النزعة المركزية والتشتت ومقاييس الموقع كالمئينات والرتب المئينية والمنحنى الطبيعي ومفهومه واستخدامه.

واهتم الكتاب بالفصل السادس بالعلاقة بين المتغيرات فتم عرض الكثير من معاملات الارتباط وكيفية حسابها وتفسير نتائجها كما عالج الانحدار الخطى كأسلوب من الاساليب التي تستخدم في عمليات التنبؤ بالظواهر بناء على العلاقات التي توجد بينها.

وقد تناول الفصل السابع والثامن والتاسع مبادئ الاحصاء الاستدلالي او التحليلي فتناول مفهوم الفرضية وانواع الفرضيات وكيفية كتابة الفرضيات وكيفية فحص الفرضيات المتعلقة بمتوسط واحد ومتسطرين لعينتين مستقلتين ولعينتين مترابطتين او معتمدتين.

وإذا كان الاحصاء مفاهيم افتراضية وتقسييرية قبل ان يكون مجرد اساليب وعمليات رياضية، فإن من مزايا هذا الكتاب محاولته التركيز على المفهوم الاحصائي والمعنى المستخلص من نتائج التحليل بالدرجة الاولى. وتأتي الاساليب والعمليات الرياضية بعد ذلك كوسائل لتوضيح المعنى والمفهوم.

واننا نرجو الله أن يكون هذا الكتاب ذا فائدة لطلبتنا الاعزاء والباحثين في مساعهم لتحقيق مستويات كفاية عالية وبلغ ما يتطلعون اليه من اهداف. والله الموفق.

المؤلفان

# الفصل الأول

## مدخل الى دراسة الاحصاء

- 1 : 1 تمهيد
- 1 : 2 المتغيرات وانواعها
- 1 : 3 انواع المقاييس
- 1 : 4 العينات والمجتمع
- 1 : 4 : 1 العينات وانواعها
- 1 : 4 : 2 حجم العينة
- اسئلة على الفصل الأول

## مدخل الى دراسة الاحصاء

### 1 : تمهيد

أن كلمة الاحصاء (Statistic) تعني معاني مختلفة للأشخاص المختلفين. فالمتباً الجوي يستخدم الاحصاء، مثل ان درجة الحرارة لهذا اليوم اعلى من المتوسط العام للعام الماضي. او أن كمية الأمطار الهاطلة هذه السنة اقل من معدل المططل للاعوام الماضية، وكذلك الرياضي يستخدم الاحصاء، فيقدم تقريراً عن عدد الاهداف التي سجلها كل فريق وعدد ضربات الجزاء.. وغير ذلك كذلك فإن الرياضيين والباحثين يتكلمون عن الاحصاء بطرق مختلفة، فالرياضيون يعتبرونه فرعاً من الرياضيات، أما الباحثون فهم يناقشون الاحصاءات الملائمة لتحليل النتائج في بحث ما. فهل كل هؤلاء الناس يستخدمون كلمة الاحصاء بنفس الطريقة؟ إن الإجابة بالضبط لا، ولكن كل واحد من هؤلاء يستخدم الاحصاء في مجاله بطريقة صحيحة، فالمتباً الجوي والرياضي يستخدمان الاحصاء لوصف حالة الطقس او لوصف سير لعبة كرة القدم، واما الرياضيون فيستخدمون الاحصاء لتعريف نظرية ما والطرق التي تستخدم لتحليل البيانات ولكننا في هذا الكتاب نهتم بالاحصاء في العلوم التربوية والانسانية فما معنى الاحصاء؟ وما دوره في العلوم التربوية والانسانية؟

كلمة الاحصاء بالنسبة للباحثين في العلوم النفسية والتربوية تعني الطرق والاجراءات التي يستخدمها الباحث في محاولته لفهم بيانات عن ظاهرة ما. والبيانات (Data) تكون من معلومات (Information) وفي الغالب فان هذه البيانات كمية تمثل وصفاً للظاهرة بلغة الکم. فاذا اردنا ان نقيس مستوى القلق من الامتحان عند مجموعة من الافراد، فان البيانات يجب ان تكون عبارة عن درجات على مقياس القلق، ونحن نستخدم الاحصاء لوصف وفهم هذه الدرجات التي تعبّر عن مستوى القلق.

وقد كان للاحصاء الدور الاكبر في تقدم العلوم الاجتماعية والتربوية والنفسية، فهذه العلوم تستخدم الاحصاء لتفسير نتائج الابحاث والدراسات بعد تحليل هذه البيانات بالطرق الاحصائية المناسبة.

والاحصاء يقدم للمشتغلين في هذه العلوم احياناً أدلة تجريبية تستخدم لدعم او دحض النظريات، وعلى هذا فيمكن تعريف الاحصاء بأنه علم يبحث في جمع البيانات وتنظيمها وعرضها في جداول او تحليلها واستنتاج النتائج، ومن ثم اتخاذ القرارات المناسبة. وربما نعتبر الاحصاء بأنه طريقة منظمة تسير في خطوات متسلسلة بدءاً من جمع البيانات عن

الظاهرة، ثم وصف هذه الظاهرة، او تحليل البيانات المجتمعية وفق قواعد وقوانين احصائية خاصة، واتخاذ القرارات المناسبة، غالباً ما تكون هذه القرارات على شكل تعميمات، او تقديرات وذلك من اجل التنبأ او لرفض الفرضيات الاحصائية او عدم رفضها.

ويقسم الاحصائيون الاحصاء الى قسمين:

1 - الاحصاء الوصفي: وهو يهدف الى وصف مجموعة من البيانات عندما تتوفر، ويركز هذا النوع من الاحصاء على وصف الظاهرة وربما تصنيفها وذلك من خلال استخدام الرسوم والاشكال البيانية والتوزيعات التكرارية أو من خلال استخدام مقاييس النزعة المركزية والتشتت، أو من خلال استخدام معاملات الارتباط لدراسة العلاقة بين المتغيرات، وسيتم استعراض هذه الموضوعات في الفصول اللاحقة.

2 - الاحصاء الاستدلالي: يركز هذا النوع من الاحصاء على الوصول الى استنتاجات حول خصائص المجتمع من خلال استخدام المعلومات المتوفرة عن العينة المسحوبة من هذا المجتمع. اي انه يهدف الى التعميم من العينة الى المجتمع. ولهذا فان الاحصاء الاستدلالي يركز على اختبار الفرضيات المتعلقة بالفروق بين المتوسطات أو النسب المئوية المتعلقة بعينة واحدة او عينتين او اكثر او الفروق بين معاملات الارتباط كما سيتم استعراض هذا الموضوع في فصول لاحقة.

## 1 : المتغيرات وأنواعها

إن المعلومات التي تُجمع من الأفراد والمتعلقة بسمة او خاصية معينة تسمى بالبيانات (Data) وهي تمثل خصائص مجموعة من الأفراد قد تأخذ قياماً مختلفة بالنسبة للأفراد المختلفين قيد الدراسة. مثل هذه الخصائص تسمى بالمتغير (Variable) فالمتغير هي سمة او خاصية تأخذ قياماً متغيرة عند الأفراد المختلفين. فمثلاً مجموعة من طلبة الجامعة قد يختلفون في الجنس او الكلية او السنة الدراسية او الذكاء او التحصيل. مثل هذه الخصائص تسمى متغيرات.

ومن جهة ثانية اذا كانت هذه الخصائص او السمات نفس الشيء بالنسبة الى كل فرد من افراد المجموعة فإن هذه السمة تدعى بالثابت، (Constant) وفي المثال السابق جميع الافراد طلبة جامعيين وبالتالي يعتبر هذا ثابتاً. ان المتغيرات في العلوم النفسية والتربية يمكن تصنيفها بعدة طرق، ومن هذه التصنيفات.

## 1 - المتغيرات المستمرة او المتصلة او السيارة (Continuous Variables)

وهي عبارة عن المتغيرات التي تأخذ اي قيمة على مقياس السمة، مثل الطول والوزن وغير ذلك. وفي مثل هذا النوع من المتغيرات توجد قيم لا حصر لها بين اي قيمتين رقميتين.

## 2 - المتغيرات الوثابة او القفازة او المنفصلة (Discrete Variables)

وهي عبارة عن المتغيرات التي تأخذ قيمًا محددة بحيث لا توجد قيمًا كسرية او عشرية مثل ذلك عدد الطلاب في صف ما او عدد افراد الاسرة او عدد السيارات في كراج ما فلا يمكن ان تكون هذه الاعداد كسرية.

وفي مجال البحث بشكل عام والبحوث السلوكية والتربوية بشكل خاص يمكن تصنيف المتغيرات الى:-

### 1 - المتغير المستقل (Independent Variable)

وهو المتغير الذي يستطيع الباحث ان يعالجه ويفيده وفقاً لطبيعة البحث، فعلى سبيل المثال إذا كان الباحث مهتماً بتأثير عدد مرات التدريب على الاداء لبعض المهام فان الباحث يغير مستويات التدريب (عدد مرات التدريب) ومن ثم يلاحظ تأثير المستويات المختلفة على التعلم أو الاداء.

ومتغير المستقل في بعض الدراسات متغير تنصيفي يتم من خلاله تصنيف الافراد الواقعين تحت الدراسة، فعلى سبيل المثال اذا كان الباحث مهتماً بتأثير الطرق المختلفة في التدريس (طريقة المحاضرة وطريقة المناقشة على التحصيل في مادة اللغة العربية عند عينة من طلبة الصف السادس الابتدائي فإن طريقة التعليم تعتبر متغيراً مستقلأً واحداً وطريقتي المحاضرة والنقاش تعتبران مستويات المتغير المستقل (طريقة التعليم).

### 2 - المتغير التابع (Dependent Variable)

المتغير التابع هو الذي يتتأثر بالمتغير المستقل فكلما تغير او عدل المتغير المستقل فإن الباحث يلاحظ التغيرات التي تحدث للمتغير التابع وذلك للاحظة العلاقة بينهما ففي المثالين السابقيين فإن الاداء أو التعلم أو التحصيل عبارة عن المتغير التابع، والجدول (1:1) يبين العلاقة بين المتغير المستقل والمتغير التابع.

## الجدول (1:1) العلاقة بين المتغير المستقل والمتغير التابع

المتغير التابع	المتغير المستقل
النتيجة (Effect)	السبب (Cause)
الاستجابة (Response)	المثير (Stimulus)
المتبأ به (Predicted)	المتبغ (Predictor)

وفي الابحاث والدراسات يمكن ان يكون هناك اكثرا من متغير مستقل واحد واكثر من متغير تابع واحد مثال على ذلك اثر الجنس (ذكور، إناث) وطريقة التعليم (مبرمج ، عادي) على التحصيل في الرياضيات والاتجاهات نحوها . ففي هذه الدراسة يعتبر الجنس متغير مستقل وطريقة التعليم متغير مستقل اخر، والتحصيل في الرياضيات متغير تابع وكذلك الاتجاهات نحو الرياضيات متغير تابع اخر.

والمتغيرات المستقلة تدعى بالعوامل (Factors) وتبيناتها تسمى بالمستويات فالجنس متغير مستقل يتضمن فئتين (ذكور، إناث) وطريقة التعليم تتضمن فئتين هما طريقة التعليم المبرمج وطريقة التعليم العادية وهكذا .

## 3 - المتغير المعدل (Moderator Variable)

وهو نوع خاص من المتغيرات المستقلة اذ يعتبر متغير مستقل ثانوي يتم اختياره من قبل الباحث لعرفة اثره على العلاقة بين المتغير المستقل والمتغير التابع، ويختاره عادة الباحث ويقيسه لمعرفة فيما اذا كان هذا المتغير يعدل العلاقة بين المتغير المستقل والمتغير التابع. فعلى سبيل المثال اذا كان الباحث مهتم بدراسة العلاقة بين طرق التعليم والتحصيل، ولكن يشك با ان هذه العلاقة سوف تتعدل عن طريق عامل اخر من مثل الدافعية او قدرة الطالب فان الدافعية او قدرة الطالب تعتبر متغيرات معدلة. وهذا النوع من المتغيرات يمكن التعرف عليه عند دراسة التصاميم العاملية .

## 4 - المتغيرات الضابطة (Control Variable)

ان المتغيرات التي تؤثر على المتغير التابع من الصعب دراستها كلها في نفس الوقت، فلذلك قد يلجأ الباحث في بعض الاحيان الى تحديد اثارها او ضبطها حتى يضمن ان هذه المتغيرات ليس لها تأثير على المتغير التابع وهذه المتغيرات تدعى بالمتغيرات الضابطة والضبط يكون ام عن طريق العزل او خلق التكافؤ بين المجموعات من خلال التعيين

العشوائي للافراد الى المجموعات. فعندما نقوم بالمقارنة بين مجموعتين من الأفراد من صف معين، فإن الصف يعتبر متغيراً ضابطاً لأننا لا نريد ان ندرس اثراً، وبالتالي تم سحب العينة من نفس المستوى الصفي.

### 5 - المتغير الدخيل او الوسيط (Intervening Variable)

جميع المتغيرات السابقة سواء كانت مستقلة ام متعلقة ام ضابطة ام تابعة يمكن ملاحظتها، ولكن هناك متغيرات لا يمكن ملاحظتها مباشرة وانما نستدل عليها من ناحية نظرية ففي حالة المثال الآتي:

إذا منع الفرد من تحقيق هدف معين فإن ذلك قد يؤدي الى السلوك العدواني، ان المتغير الوسيط في المثال السابق قد يكون الاحباط، ولكن الاحباط لا نلاحظه مباشرة وانما نستدل عليه من ناحية نظرية، وحسب نظرية (الاحباط - العداون) اذا منع الفرد من تحقيق هدف معين فإن ذلك قد يؤدي الى الاحباط. والاحباط بدوره قد يؤدي الى السلوك العدواني.

ويمكن تصنيف المتغيرات من ناحية نظرية الى الآتي:

1 - المتغيرات الكمية Quantitative Variable : وهي المتغيرات التي يعبر عنها بمقادير او قيم معينة مثل الذكاء والتحصيل والوزن والطول وغير ذلك.

2 - المتغيرات التصنيفية Qualatative Variable : ان المتغيرات التصنيفية تستخدم لتصنيف قيم المتغير في فئات متعددة مثل تصنیف الذكاء الى عالي ومتوسط ومنخفض، او تصنیف الافراد الى ذكور واناث.

والمتغيرات الكيفية لا يوجد تداخل بين فئاتها ولكن يمكن ان تفيد او لا تفيد الترتيب.

### 1 : انواع المقاييس Scales of Measurement

يفترض ان كل ما يوجد فيوجد بمقدار وان ذلك المقدار يمكن قياسه. ويعرف القياس بأنه عملية منظمة نعين بواسطتها قيمة رقمية للخصائص او السمات وفقاً لقواعد او قوانين معينة. وبواسطة القياس نستطيع ان نحدد مقدار ما يمتلكه الفرد من السمة المقابلة.

مثال على ذلك: درجة ذكاء احمد تساوي 110 او طول محمد (160 سم) وهكذا.

ان المقاييس يمكن تصنیفها في اربعة انواع او مستويات وهي تختلف بامکانية معالجتها رياضياً وهذه الانواع هي:

## 2- المقياس الاسمي Nominal Scale

يعتبر هذا النوع من المقاييس ادنى انواعها من حيث السلم الهرمي، وهو مقياس تصنف فيه الظواهر او الموضوعات او الافراد الى مجموعات مختلفة او وثابه، اي تصنيف الافراد الى مجموعات منفصلة للتمييز بينها في سمة معينة، ويناسب هذا المقياس المتغيرات الكيفية او النوعية فالافراد يمكن ان يصنفوا الى ذكور واناث بحيث يعطى الرقم (1) للإناث والرقم (2) للذكور ولكن هذه الارقام لا تشير الى الأهمية النسبية للمجموعتين، وان المجموعات غير متداخلة ولا يوجد بينها علاقات كمية، ولكن لا يمكن لمجموعة ان تحل مكان مجموعة اخرى ولا يمكن ترتيبها . ومن امثلة هذا النوع من المقاييس ارقام لاعبي كرة القدم، او الحالة الاجتماعية وغيرها من المتغيرات ذات الطبيعة التصنيفية.

## 2- المقياس التراتيبي Ordinal Scale

ان المقياس السابق يفيد التصنيف، ولكن هذا المقياس يفيد التصنيف والترتيب، فالترتيب في هذا المقياس مهم مثل ترتيب المسابقين حسب وصولهم للهدف. الأول والثاني والثالث وهكذا. ان هذا النوع من المقاييس يعكس فقط الحجم ولا يتضمن مسافات متساوية، اي ان المسافة بين الأول والثاني ليس بالضرورة ان تكون متساوية للمسافة بين الثاني والثالث وهذا المقياس يفيد ترتيب الافراد حسب درجة امتلاكهم للسمة.

## 3- مقياس المسافات او الفترات Interval Scale

هذا المقياس يتضمن خصائص المقاييس السابقة بالإضافة الى انه يتضمن وحدات متساوية. فالفرق بين درجتي الحرارة 20 و 40 هو نفس الفرق بين درجتي الحرارة 40 ، 60 ولكن هذا المقياس لا يتضمن صفرأً حقيقياً فالصفر اعتباري او افتراضي. فعندما تقول ان درجة الحرارة صفرأً فإن ذلك لا يعني انعدام الحرارة.

إن هذا المستوى من القياس يستخدم كثيراً في القياس النفسي والتربوي فنحن لا نقيس الذكاء او الميل او الاتجاهات وانما نقيس الفرق الحقيقي بين ذكاء شخصين طبق عليهما نفس مقياس الذكاء . ومن الأمثلة على هذا النوع من المقاييس ايضاً التحصيل ، والقلق ، والاتجاهات وغير ذلك هذا ولا يوجد في هذا المقياس صفر مطلق او حقيقي فالسمات لا تتعذر عند الافراد .

## 4- مقياس النسبة Ratio Scale

يتتصف هذا المقياس بالإضافة لما يتضمنه من وحدات متساوية بوجود صفر حقيقي، يدل على انعدام القيمة و عدم وجودها او غيابها . وفي هذا المستوى من القياس نستطيع

ان نستخدم جميع العمليات الحسابية، فالفرد الذي وزنه (70 كغم) هو ضعف الفرد الذي وزنه (35 كغم) ومن الأمثلة على هذا النوع من المقابلات الطول والوزن والอายุ وغيرها ذلك.

ان معرفة نوع المقياس المستخدم يحدد نوع الاحصائي فعلى سبيل المثال اذا كان المتغير الذي نتعامل معه اسمي فاننا نستخرج فقط ما يسمى بالمنوال واذا كان المتغير يصنف ضمن مقاييس تراتبي فاننا نستطيع حساب المنوال والوسط، اما في حالة تصنيف المتغير ضمن مقاييس فترات او مقاييس نسبة فاننا نستطيع ان نحسب المنوال والوسط والوسط الحسابي، ان هذا الوضع يكون في حالة مقاييس النزعة المركزية وكذلك الحال عندما نستخدم بعض الامثليات الاحصائية، حتى الاحصاء المتقدم فلا نستطيع حساب تحليل التباين الا اذا كان المتغير التابع يصنف على الأقل ضمن مقاييس المسافات او الفترات وهكذا.

#### 1: العينات والمجتمع Samples and population

العينة هي المجموعة التي تجمع البيانات عنها في الدراسة. والمجتمع هو المجموعة الاكبر الذي يفترض ان نعمم نتائج الدراسة عليه. والعينة قد تكون مجموعة من الافراد او الكتب او المدارس او المساكن تقوم من خلال جمع البيانات منهم الوصول الى نتائج او تعميمات تتعلق بالمجموعة الاكبر (المجتمع) الذي ينتمون اليه، وتعتمد هذه التعميمات والاستنتاجات على مدى تمثيل العينة لذلك المجتمع. اي على مدى تشابه العينة مع مجتمع الدراسة مثل ذلك لو كان لدينا (300) طالب يدرسون تربية خاصة، ولو قلنا اننا اختربنا منهم (50) طالباً لاجراء الدراسة في هذه الحالة فان الى (300) طالب يمثلون المجتمع والـ (50) طالباً يمثلون العينة ويفضل الباحث عادة دراسة كل المجتمع اذا كان ذلك ممكناً ولكن في غالبية الأحيان يكون هذا الامر متعدراً وذلك لأن:

- انتشار مجتمع الدراسة في اماكن متفرقة يصعب الوصول اليها.
- دراسة او جمع البيانات عن افراد المجتمع كله فيه نوع من المشقة والتكلفة ويطلب زمناً اطول، فلهذا يعمد الباحث الى اختيار عينة ممثلة بخصائصها خصائص المجتمع الأصلي.

**تحديد المجتمع:** إن اولى الخطوات في اختيار العينة هو تحديد المجتمع موضوع الاهتمام، اي على اي مجموعة يريد الباحث ان يعمم نتائج الدراسة ومن الأمثلة على ذلك كل مدير المدارس في منطقة عمان اكبرى، كل طلبة الصف السادس الابتدائي في عمان

الغريبة وهكذا. نلاحظ من الامثلة السابقة ان حجم مجتمع الدراسة قد يكون متباين ولكنهم يشترون جميعاً في خاصية (واحياناً باكثر) فيما بينهم. ففي الابحاث التربوية غالباً ما يكون مجتمع الدراسة مكون من افراد (طلاب، مدرسين.. وغير ذلك) ممن لهم خصائص معينة. وفي حالات اخرى قد يكون مجتمع الدراسة مجموعة من الصنوف او المدارس او المرافق. وغير ذلك، ولكن يجب ان نلاحظ انه في بعض الحالات يكون مجتمع الدراسة الحقيقي المنشود والذي يود الباحث تعميم نتائجه عليه صعب المنال، لذلك يلجأ الباحث إلى ما يسمى بالمجتمع المتوفر فهناك إذن المجتمع المستهدف وهو الذي نرغب بتعظيم النتائج عليه والمجتمع المتوفر وهو المجتمع الذي نسحب منه العينة ويكون الباحث قادرًا على تعميم نتائجه عليه مثال على ذلك:

اثر استخدام الكمبيوتر التعليمي على التحصيل القرائي لدى طلبة الصفين الأول والثاني الابتدائي في الاردن.

إن مجتمع الدراسة المستهدف في المثال السابق هو جميع طلبة الصفين الأول والثاني الابتدائي في الاردن. ولكن الباحث لضيق الوقت وتوفيرًا للجهد وللنفقات قد يكتفي بدراسة كل طلبة الصفين الأول والثاني الابتدائي في مدينة عمان ومن المعروف انه كلما ضيق الباحث مجتمع الدراسة كلما وفر الوقت والجهد واحياناً المال، ولكن بنفس الوقت كلما ضيق العينة كلما قلت قابلية التعميم لديه.

#### ١ : ٤ : ١ العينات وانواعها:

يمكن تقسيم العينات الى نوعين هما العينات العشوائية او الاحتمالية والعينات الاعشوائية او اللاحتمالية.

فالعينات العشوائية هي التي يكون فيها لكل فرد من افراد المجتمع فرصة لأن يكون احد افراد العينة، اما العينات الاعشوائية فلا يوجد فرص متساوية لافراد المجتمع ليكونوا افراداً في العينات

مثال: لو اردنا ان نختار عينة عشوائية من طلبة كلية العلوم التربوية، فكل طالب يكون امامه فرصة لأن يكون احد افراد العينة.

اما بالنسبة للعينات الاعشوائية فيتم اختيارها وفقاً لهدف الدراسة كأن تكون المعلومات متوفرة عند فئة من افراد المجتمع وغير متوفرة عند الاخرين فهنا الباحث يأخذ

الفئة التي تتوفر لديها المعلومات او البيانات المطلوبة.

وهنالك العديد من الطرق المستخدمة لاختيار العينات العشوائية، ومن هذه الطرق الآتي:

1 - العينة العشوائية البسيطة Simple Random Sample وهي العينة التي اختيرت بطريقة يكون لكل عنصر وفرد في المجتمع نفس فرصة الاختيار، وإن اختيار اي فرد او عنصر لا يرتبط باختيار اي فرد او عنصر اخر. وللوصول الى العينة العشوائية يمكن استخدام الجداول العشوائية وبرامج في الحاسوب ومن فوائد العينة العشوائية انها في الغالب تكون ممثلاً للمجتمع.

2 - العينة العشوائية الطبقية Stratified Random Sample إذا كان المجتمع غير متباين في خصائصه كأن يكون ذكوراً واناثاً او طلبة سنة اولى وثانية وثالثة ورابعة في كلية ما، فلذما فإن العينة يجب ان تمثل فيها هذه المستويات كل حسب وجوده في المجتمع ويتم الاختيار من كل مستوى من هذه المستويات مجموعة تمثله بالطريقة العشوائية.

مثال:

إفرض اننا نريد ان نختار عينة من طلبة كلية العلوم التربوية مكونة من 140 فرداً وكان الطلبة يتوزعون على اربع مستويات هي:

السنة الأولى	السنة الثانية	السنة الثالثة	السنة الرابعة	المجموع الكلي
400	300	200	1400	500

فإذا أردنا ان نختار منهم عينة مكونة من (140) فرداً فما نصيب كل مستوى من المستويات الأربع؟

$$\text{الحل: حجم العينة من السنة الأولى} = \frac{500}{1400} \times 140 = 50 \text{ طالباً} \quad \text{ويتم اختيارهم عشوائياً}$$

$$\text{حجم العينة من السنة الثانية} = \frac{400}{1400} \times 140 = 40 \text{ طالبً} \quad \text{ويتم اختيارهم عشوائياً}$$

$$\text{حجم العينة من السنة الثالثة} = \frac{300}{1400} \times 140 = 30 \text{ طالباً} \quad \text{ويتم اختيارهم عشوائياً}$$

$$\text{حجم العينة من السنة الرابعة} = \frac{200}{1400} \times 140 = 20 \text{ طالباً} \quad \text{ويتم اختيارهم عشوائياً.}$$

أو يتم حساب نسبة العينة المطلوبة من حجم المجتمع الكلي وذلك على النحو الآتي:

$$0.1 = \frac{140}{1400}$$

اي ان النسبة المأخذوذه من كل مستوى تساوي 0.1 من حجم العينة الموجودة في ذلك المستوى وبتطبيق هذه النسبة فان حجم العينة المأخذوذه من كل مستوى هو على النحو الآتي:

$$\text{حجم العينة من السنة الاولى يساوي } 50 = 500 \times 0.1$$

$$\text{حجم العينة من السنة الثانية يساوي } 40 = 400 \times 0.1$$

$$\text{حجم العينة من السنة الثالثة يساوي } 30 = 300 \times 0.1$$

$$\text{حجم العينة من السنة الرابعة يساوي } 20 = 200 \times 0.1$$

وبالتالي اذ جمعنا هذه الاعداد فإن

$$\text{حجم العينة الكلي} = 20 + 30 + 40 + 50 = 140$$

وهو المطلوب

### 3 - العينة العشوائية العنقودية Cluster Random Sample

ان عنصر الاختيار في الطرق السابقة هو الفرد ولكن عنصر الاختيار في هذا النوع هو المجموعة او الصف، فقد يكون مجتمع الدراسة طلاب مرحلة دراسية معينة، وقد يكون من الصعب اختيار افراد بالطريقة العشوائية من المدارس أو الصفوف فلذا يلجأ الباحث إلى اختيار عدة صفوف عشوائياً من مجتمع الدراسة ومن الملاحظ هنا انه قد يتربت على تغيير وحدة الاختيار من الفرد الى المجموعة تغير وحدة التحليل. وهذه الطريقة مشابهة للعينة العشوائية البسيطة فبدلاً من اختيار افراد عشوائياً في العينة العشوائية نختار هنا صفوفاً بالطريقة العشوائية.

### 4 - العينة العشوائية ذات المراحلتين Two Stage Random Sample

قد يكون من المناسب والمفيد احياناً ان تدمج العينة العشوائية العنقودية (التجمادات) والعينة العشوائية البسيطة مع بعضها البعض لاختيار العينة فبدلاً من اختيار (100) طالب من مجتمع مكون من (3000) طالب متواجدين في (100) صنف فان الباحث قد يقرر اختيار (10) صفوف من (100) صنف بشكل عشوائي، ومن ثم يختار عشوائياً (10) افراد من كل صنف. مثل هذه الطريقة توفر الكثير من الوقت وتقلل من التكلفة فيما لو اخذنا افراداً من (100) صنف.

## 5 - العينة المنتظمة Systematic Sample

تستخدم هذه الطريقة في حالة توفر قائمة بافراد المجتمع، فاذا كانت هناك قائمة مؤلفة من (5000) فرداً وأردنا ان نختار عينة مؤلفة من (500) فرداً، فاننا قد نلجأ الى الاختيار على اساس المعادلة (1:1) الآتية:

Sample Size	حجم العينة	المعادلة 1 : 1
Population Size	حجم المجتمع	

$$\text{وباستخدام البيانات الواردة سابقاً فان النسبة} = \frac{500}{5000} = 10 : 1$$

اي انتا نختار فرداً واحداً من كل (10) افراد، على ان يتم اختيار الفرد الأول الذي يحمل الرقم من 1 - 10 وان لا يتجاوز هذه الرقم، فعلى سبيل المثال اذا تم اختيار الفرد رقم (4) عشوائياً فان الفرد الثاني هو الذي يحمل الرقم 14 والفرد الثالث الذي يحمل الرقم 24 والفرد الرابع الذي يحمل الرقم 34 وهكذا.

ان العينة المنتظمة احياناً توضع ضمن العينات العشوائية وهذا يمكن ان يكون اذا تأكدنا من ان الافراد لم يتم ترتيبهم في القاعدة بحيث يتم اختيار الافراد الذين يتصفون بصفات معينة، وبالتالي تعتبر طريقة الاختيار متحيزة.

اما بالنسبة للعينات غير العشوائية Nonrandom Sampling Method فتتضمن الآتي

### 1 - العينة المتيسرة Convenience Sample

قد يكون من الصعب احياناً اختيار عينة عشوائية او غير عشوائية منتظمة، وفي مثل هذه الحالة فان الباحث قد يختار ما يسمى بالعينة المتيسرة.

ان العينة المتيسرة عبارة عن مجموعة من الافراد متيسرين للدراسة فالباحث قد يقرر اختيار عينة من المدرسة القريبة من منزله. لأن مدير المدرسة قد طلب منه مساعدة لحل مشكلة تعاني منها المدرسة، او ان يقوم مرشد المدرسة بمقابلة جميع الطلبة الذين راجعواه لغایات الارشاد حول مستقبلهم المهني. وعلى الرغم من ان هذه الطريقة سهلة الا ان هناك سلبيات من استخدامها وهو ان العينة التي اختيرت قد لا تمثل المجتمع الهدف وبالتالي يفضل تجنبها.

### 2 - العينة الغرضية أو القصدية Purposive Sample

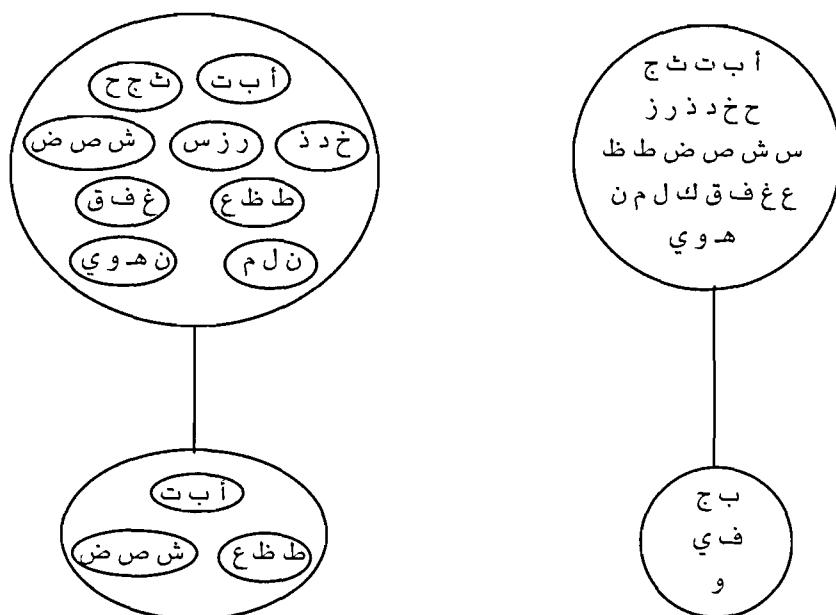
في بعض الاحيان واعتماداً على معرفة الباحث السابقة بالمجتمع وبالهدف الخاص من

البحث، فإن الباحث يستخدم الحكم الشخصي لاختيار العينة إذ ان الباحث يفترض انه يستطيع استخدام معرفته بالمجتمع للحكم فيما اذا كانت عينة معينة مماثلة للمجتمع ام لا .

على فرض ان الباحث يريد ان يدرس اوضاع المدارس في الفترة ما بين 1965 - 1970 فإنه قد يذهب الى الاشخاص الذين ما زالوا احياء وكانوا يعملون في تلك الفترة لاعتقاده بأنهم يمتلكون المعلومات الضرورية التي يحتاجها .

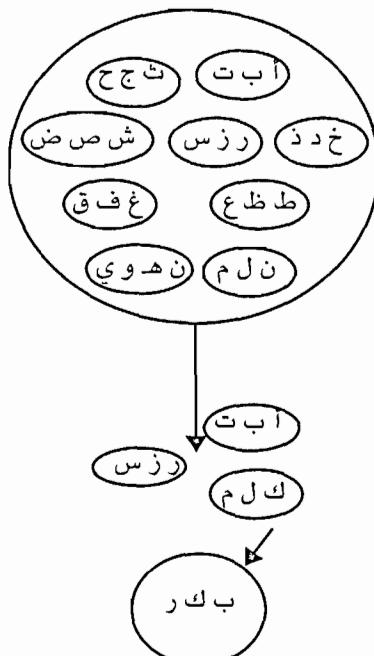
هذا وتوضح الأشكال التي تحمل الأرقام (1: 1 ، 1: 1 ب ، 1: 1 ج) طريقة الاختيار للعينات العشوائية .

والاشكال (1: 1 ، 1: 2 ب ، 1: 2 ج) طريقة الاختيار للعينات غير العشوائية .

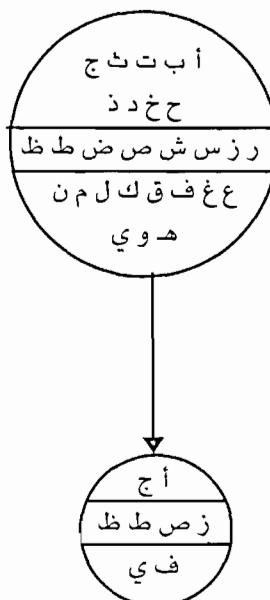


الشكل (1: 1 ب) العينة العشوائية  
العنقودية (الجمعيات)

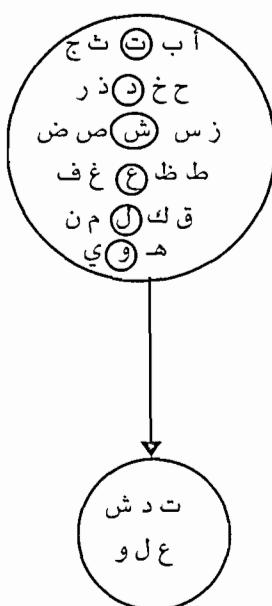
الشكل (1: 1) العينة  
العشوائية البسيطة



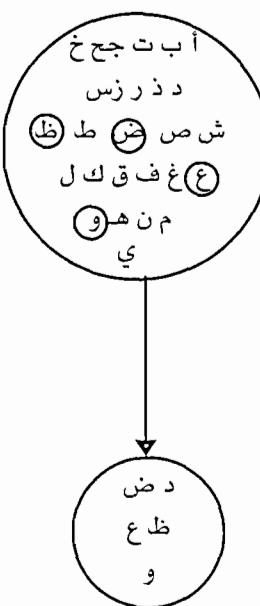
الشكل (1 : 1 د) العينة العشوائية ذات المراحلتين



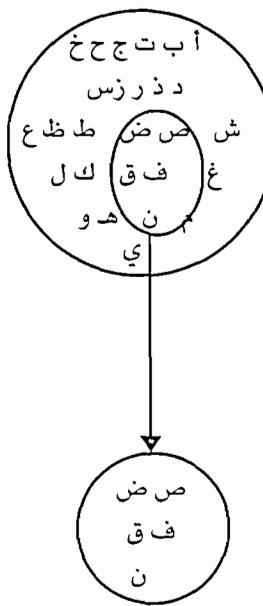
الشكل (1 : 1 ج) العينة العشوائية الطبقية



الشكل (1 : 2 ج) العينة المنظمة



الشكل (1 : 2 ب) العينة الغرضية .



الشكل (1 : 2 ج) العينة المتيسرة

## ١: حجم العينة Sample Size

هناك العديد من العوامل التي لا بد من اخذها بعين الاعتبار عند تحديد حجم العينة المطلوب ومن بين هذه العوامل الآتي:

- ١ - طبيعة مجتمع الدراسة: ويقصد به مدى التجانس او التباين بين افراد المجتمع وعليه:
  - أ - اذا كان المجتمع متتجانس في خصائصه فاننا قد نأخذ حجم عينة قليل.
  - ب - اذا كان المجتمع غير متتجانس في خصائصه (متباين) فلا بد من زيادة حجم العينة حتى نستطيع ان نمثل المجتمع.
- ٢ - اسلوب البحث ونوع التصميم البحثي للدراسة: ففي حالة الدراسات الوصفية الحد الأدنى المقبول لعدد الافراد (100) فرد، وبالنسبة للدراسات الارتباطية على الأقل (50) فرداً، وفي الدراسات التجريبية او العلية المقارنة (30) فرداً لكل مجموعة، وفي بعض الأحيان يمكن ان تتألف كل مجموعة من (15) فرداً اذا كانت التجربة تتطلب ضبطاً عالياً وهناك احتمال تكرارها.
- ٣ - درجة الدقة المطلوبة في البحث: وهنا نأخذ بعين الاعتبار الدقة العلمية والهدف من البحث. فعلى سبيل المثال اذا كان الهدف من الدراسة اخذ اراء استطلاعية او فكرة عامة فلا بأس ان نعتمد على حجم عينة أقل، أما اذا كان الهدف من الدراسة العلمية الاعتماد على نتائجها لنشرها في الدوريات المتخصصة فلا بد من زيادة حجم العينة حتى نستطيع ان نثق في النتائج ونقوم بعملية تعميم.
- ٤ - عندما توجد العديد من المتغيرات غير المضبوطة: ان زيادة عدد افراد العينة قد يكون ضرورياً خاصة عندما يكون هناك اكثراً من مجموعة وبجاجة الى تعين الافراد الى المجموعات بشكل عشوائي. فإذا كان عدد الافراد قليلاً فان ذلك قد يؤثر على عملية التكافؤ بين المجموعات وبالتالي ضبط المتغيرات والتي يمكن ان تؤثر على نتائج الدراسة.
- ٥ - عندما نتوقع ان يكون حجم الاختلاف قليلاً: في الدراسات التي نتوقع فيها الحصول على فروق قليلة بين المجموعات المختلفة على المتغير التابع او في الدراسات التي نتوقع فيها ان نحصل على معاملات ارتباط ضعيفة، فإنه يفضل زيادة حجم العينة، لأن عدم استخدام عينات كبيرة يؤدي الى زيادة الخطأ المعياري للمتوسط والذي بدوره يمنع الفروق المهمة من الظهور.

6 - في الحالات التي يجب ان تقسم فيها المجموعات الى مجموعات فرعية: إذا اراد باحث ان يجري دراسة حول تأثير المناهج الاضافية على اتجاهات الطلبة في المرحلة الثانوية نحو المدرسة، فقد تم اختيار خمسة مدارس من اصل عشرة مدارس من اجل تطوير هذا البرنامج، ومن ثم يتم قياس اتجاهات الطلبة قبل اعطائهم المنهج الاضافي وبعد سنة يتم اعطائهم اختباراً بعدياً لمعرفة التغير الذي حصل في اتجاهات الطلبة، وبعد ذلك تجري مقارنة في اتجاهات الطلبة في المدارس التي طبق فيها البرنامج واتجاهات الطلبة في المدارس التي لم يطبق فيها البرنامج.

بعد ذلك قد يرغب الباحث بإجراء مقارنات اخرى من مثل المقارنة بين الذكور والإناث في الاتجاهات وقد يفترض الباحث ايضاً ان الطلبة من طبقات اقتصادية واجتماعية يختلفون في استجاباتهم نحو البرنامج، فلذا يحتاج الى تقسيم العينة الاصلية الى ذكور واناث والى مستويات اقتصادية واجتماعية لغایات اجراء مقارنات اخرى.

ان الباحث لا يمكن ان ينفذ ذلك الا اذا كان حجم العينة الاصلي كبير حتى يتتوفر عنده العدد الكافي عندما يقوم بتقسيم الافراد حسب المتغيرات التي اشرنا اليها وبالتالي يستطيع ان يقوم بالتحليل الاحصائي الملائم.

#### 7 - عندما تتوقع حصول تسرب في افراد الدراسة

8 - عندما يتطلب الحصول على مستوى عالي من الدلالة الاحصائية او القوة الاحصائية او كليهما: إن مستوى الدلالة للاختبار الاحصائي مرتبط بحجم العينة، وكذلك حجم العينة المطلوب لرفض الفرضية الصفرية عند مستوى الدلالة ( $\alpha = 0.05$ ) اقل من حجم العينة المطلوب لرفض الفرضية الصفرية عند مستوى الدلالة ( $\alpha = 0.01$ )

9 - حجم مجتمع الدراسة : إذا كان المجتمع قليلاً نسبياً فإن ذلك يتطلب عينة اكبر حتى نتمكن من تمثيل جميع مفرداته خاصة اذا كان المجتمع غير متجانس، اما اذا كان المجتمع كبيراً في حجمه فان حجم العينة بنسبة 10% او اقل من ذلك يمكن ان يكون كافٍ.

10 - الامكانات المادية والفنية والادارية المتوفرة فهناك العديد من البحوث قد تتطلب وجود اجهزة وايضاً بحاجة الى امكانات مادية وتقليل حجم العينة قد يؤدي الى تخفيض التكلفة بالإضافة الى مناسبة عدد الاجهزة لعدد افراد العينة.

## اسئلة على الفصل الأول

- 1 - ماذا تعني المصطلحات التالية:  
احصاء ، متغير، ثابت ، بيانات
- 2 - ما الفرق بين الاحصاء الوصفي والاحصاء الاستدلالي.
- 3 - اعط مثلاً على متغير متصل ومتغير منفصل.
- 4 - اراد باحث ان يدرس اثر طريقة التدريس على التحصيل عند طلاب الصف الثالث الابتدائي. بالرجوع لهذه القضية اجب عن ما يلي:
- أ - ما المتغير المستغل      ب - ما المتغير التابع  
ج - الثابت                          د - ما المتغير المتصل      ه - ما المتغير النوعي.
- 5 - ماذا يقصد بالمتغير المعدل. اعط مثلاً يوضح ذلك
- 6 - ماذا يقصد بالمتغيرات الضابطة وكيف يتم الضبط.
- 7 - اعط مثلاً على كل نوع من انواع المقاييس.
- 8 - ماذا يقصد بمصطلح العينة والمجتمع؟
- 9 - متى يتم اختيار العينة بالطريقة العشوائية البسيطة
- 10 - مجتمع مؤلف من 300 موظف و 200 عامل و 100 مزارع فإذا اردنا ان نسحب من هذا المجتمع عينة مؤلفة من (60) فرداً فما نصيب كل فئة؟
- 11 - ما العوامل التي تحدد حجم العينة؟



## **الفصل الثاني**

### **التمثيل البياني**

**2 : 1 مقدمة**

**2 : 1 : 1 التمثيل البياني للمتغيرات الكيفية**

**بواسطة الاشكال**

**2 : 1 : 2 التمثيل البياني للمتغيرات الكمية.**

**2 : 2 اشكال المنحنيات التكرارية**

**اسئلة على الفصل الثاني**

## التمثيل البياني Graphing Data

### 1:2 مقدمة ،

عندما يتجمع لدى الباحث بيانات عن ظاهرة ما، فإن هذه البيانات تكون بطبعتها غير منظمة، فيعمد الباحث إلى تنظيمها بطريقة معينة بحيث يصبح المطلع عليها قادرًا على استنتاج نتائج منها. وتصبح أكثر وضوحاً وأسهل فهماً، ومن الطرق التي تستخدم في تمثيل البيانات:

- أ - التمثيل البياني للمتغيرات الكيفية (الرسوم الدائرية، الاعمدة البيانية).
  - ب - التمثيل البياني للمتغيرات الكمية (الجداؤل التكرارية، الخط البياني).
- 2 : 1 التمثيل البياني للمتغيرات الكيفية بواسطة الاشكال:

يمكن تمثيل البيانات بيانيًا بطريقتين هما :

- أ - الرسوم الدائرية Pic Graphs
  - ب - الاعمدة البيانية Bar Graphs
- وفيما يلي توضيح للتمثيلات السابقة:

#### أ - تمثيل البيانات بواسطة الدوائر:

يستخدم التمثيل البياني بواسطة الدوائر عندما يكون الباحث مهتماً بمقارنة الجزء بالكل أو بالجزء وتستخدم الدوائر في تمثيل البيانات عندما يكون عدد المقارنات قليل اربعة او خمسة وذلك لأن الهدف من التمثيل هو زيادة الوضوح والفهم فعندما نقسم الدائرة إلى أجزاء كثيرة يصعب علينا ادراك الأجزاء ومقارنتها ببعضها البعض، فلهذا يفضل ان لا تزيد عدد المقارنات عن اربعة او خمسة.

#### مثال 2 : 1

فيما يلي احصائية افتراضية باعداد طلبة البكالوريوس في كلية العلوم التربوية (الجامعة الأردنية) موزعين وفقاً للمستوى الدراسي للعام الدراسي 2004/2005

الجدول (2 : 1) اعداد طلبة البكالوريوس في كلية العلوم التربوية (الجامعة الأردنية) وفقاً لمتغير المستوى الدراسي للعام 2004 / 2005 .

العدد	المستوى الدراسي
1500	الأولى
1000	الثانية
700	الثالثة
400	الرابعة
3600	المجموع

لتمثيل البيانات السابقة بواسطة الدائرة نجد أن مجموع الطلبة يساوي 3600 وبم ان الزاوية المركزية للدائرة تساوي  $(360^{\circ})$  فلذا فاننا نوزع الزاوية حسب نسبة اعداد الطلبة وذلك على النحو الآتي:

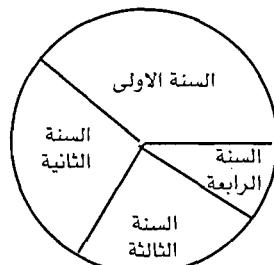
$$\text{السنة الأولى وتمثل مساحة من الدائرة} = ^0360 \times \frac{1500}{3600}$$

$$\text{السنة الثانية وتمثل مساحة من الدائرة} = ^0360 \times \frac{1000}{3600}$$

$$\text{السنة الثالثة وتمثل مساحة من الدائرة} = ^0360 \times \frac{700}{3600}$$

$$\text{السنة الرابعة وتمثل مساحة من الدائرة} = ^0360 \times \frac{400}{3600}$$

هذا ويبين الرسم التالي (الشكل 1:2) توزيع اعداد طلبة البكالوريوس في كلية العلوم التربوية وفقاً للمستوى الدراسي للعام الجامعي 2005/2004



الشكل (2:1) توزيع اعداد طلبة البكالوريوس في كلية العلوم التربوية وفقاً للمستوى الدراسي للعام الجامعي 2005/2004

ملاحظة: لكل شكل يجب ان يكون رقمأً وعنواناً وعادة يجب كتابة الرقم والعنون تحت الشكل.

#### ب - التمثيل البياني بواسطة الأعمدة:

تستخدم الأعمدة عندما نريد مقارنة الجزء بالجزء ودراسة تطور الظاهرة عبر الزمن مثل تطور اعداد طلبة الجامعة الأردنية عبر الزمن، او عندما تكون الأجزاء المراد اجراء المقارنة بينها كثيرة العدد نسبياً.

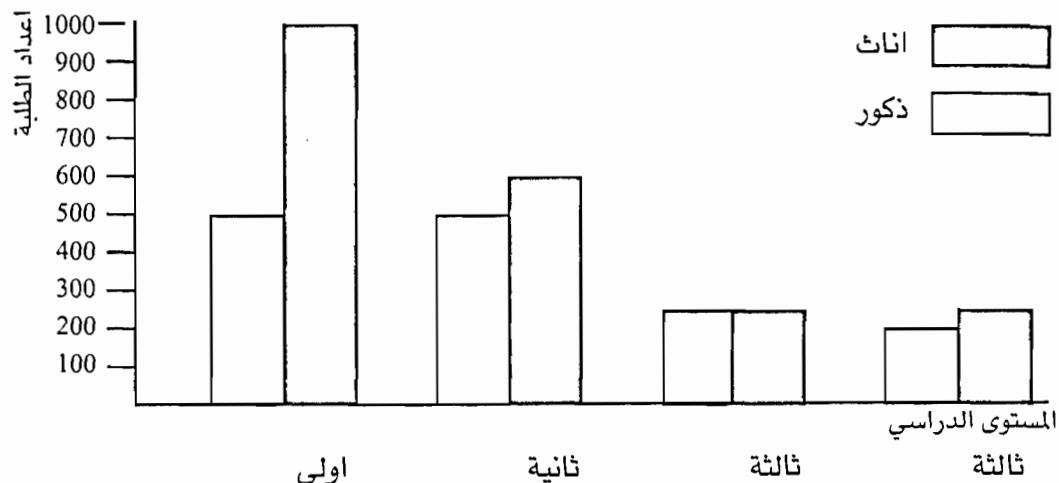
#### مثال 2:2

فيما يلي احصائية افتراضية باعداد طلبة البكالوريوس في كلية العلوم التربوية (الجامعة الأردنية) وفقاً لمتغير الجنس والمستوى الدراسي للعام الجامعي 2004 / 2005 كما هو وارد في الجدول (2:2).

الجدول (2:2) توزع طلبة البكالوريوس في كلية العلوم التربوية (الجامعة الأردنية) وفقاً لمتغير الجنس والمستوى الدراسي للعام الجامعي 2004 / 2005 .

المجموع	اناث	ذكور	الجنس	
			ال المستوى الدراسي	الجنس
1500	1000	500		اولى
1000	600	400		ثانية
700	350	350		ثالثة
400	250	150		رابعة

الحل: لتمثيل البيانات السابقة بواسطة الأعمدة فانتا نلجأ الى رسم محورين محور افقي ومحور عمودي ويمثل المحور الافقي في العادة المتغير المستقل وفي مثل هذه الحالة يمثل المستوى الدراسي والجنس ويمثل المحور العمودي المتغير التابع وفي مثل هذه الحالة اعداد الطلبة او التكرارات، وفي حالة التوزيع التكراري يمثل المحور الافقي الفئات والمحور العمودي التكرارات، والشكل (2:2) يبين توزع طلبة البكالوريوس في كلية العلوم التربوية (الجامعة الأردنية) وفقاً لمتغير الجنس والمستوى الدراسي للعام الجامعي 2004 / 2005 .



الشكل (2:2) توزع طلبة البكالوريوس في كلية العلوم التربوية (الجامعة الاردنية) وفقاً لمتغير الجنس والمستوى الدراسي للعام الجامعي 2004 / 2005 .

هذا ولا بد من الاشارة هنا الى ان عرض او قاعدة المستطيلات متساوية من مستطيل اخر، والاختلاف فقط هو في الاطوال، وذلك لاختلاف التكرارات، أو الاعداد كما ان نقطة التقائه المحور الافقى مع المحور العمودي تمثل الصفر.

ملاحظة: عند تمثيل البيانات بالاعمدة يفترض ان نسمى كل محور من المحاور كما في الشكل أعلاه.

## 2:1:2 التمثيل البياني للمتغيرات الكمية.

### أ. الجداول التكرارية :Frequency Tables

إن هدف وضع البيانات في جداول تكرارية هو تنظيمها و اختصارها وذلك لتسهيل فهمها وتفسيرها . إن البيانات التي نجمعها عن ظاهرة ما يصعب احياناً فهمها ما لم تنظم بطريقة معينة ومن هذه الطرق وضع البيانات في جداول تكرارية ذات فئات وتعتبر خطوة أولى في فهم وتحليل البيانات.

### مثال 2 : 3

لنفرض ان الجدول (2 : 3) التالي يمثل علامات (180) طالباً في امتحان مادة الاحصاء في التربية فإذا كنت انت احد الطلبة الذين تقدموا للامتحان وكانت علامتك تساوي (55) فربما تتسائل كم طالباً كانت علامته اعلى من علامتك. إن الجدول التكراري قد يوضح لنا ذلك.

الجدول (2): (3) علامات (180) طالباً في مادة الاحصاء في التربية (الامتحان النهائي)

56	55	57	54	35	44	36	43	51	69	52	68
56	48	57	47	47	32	48	33	53	54	54	55
55	52	56	53	48	50	56	51	49	64	57	65
56	52	55	53	25	49	24	50	48	41	49	42
41	49	40	50	46	53	45	54	64	63	63	64
56	50	46	49	47	62	55	63	55	44	54	45
49	64	48	65	45	67	46	68	37	55	38	56
63	59	62	60	59	56	58	57	47	58	46	59
41	52	40	53	46	42	45	43	50	55	49	56
46	39	45	40	33	55	32	56	34	41	33	42
45	56	46	57	57	53	56	54	44	37	43	38
55	38	56	39	54	46	55	47	39	49	40	50
50	36	44	35	45	36	49	37	30	36	29	37
46	63	48	62	49	51	47	52	42	41	43	42
56	38	48	37	47	48	55	49	61	52	60	53

الحل: لعمل جدول تكراري فاننا نلجمأ الى الخطوات الآتية:

- تحديد عدد الفئات (Classes) التي يتكون منها الجدول ويفضل في العادة ان يكون عدد الفئات بين (10 - 20) فئة، حتى يكون الجدول في صفحة واحدة. هذا مع الاخذ بعين الاعتبار ان تحديد عدد الفئات متترك للباحث، وذلك حسب الهدف الذي يريد الباحث ان يتحققه، وذلك من خلال وضع البيانات في فئات. فلذا فاننا في البداية نحدد من البيانات الواردة في الجدول (2 : 3) اعلى علامة وهي في المثال السابق (69) وأدنى علامة وهي (24) فيكون المدى الحقيقي لهذه البيانات هو  $(69 - 24) + 1 = 46$ .
- تحديد طول الفئة: للنفرض ان عدد الفئات المطلوبة او التي نرغب ان نضع البيانات ضمنها هي (10) فئات فإن

$$\text{طول الفئة} = \frac{\text{المدى}}{\text{عدد الفئات}}$$

$$\frac{46}{10} =$$

$$4.6 =$$

وبالتقرير فان طول الفئة يساوي (5) ويفضل ان يكون طول الفئة فردياً وذلك لسهولة الحسابات بالطرق اليدوية.

- نبدأ بالفئة الأولى مبتدئين من أقل قيمة في التوزيع او أعلى قيمة بحيث تكون هذه

القيمة في احدى الفئات، ويفضل ان يكون الحد الأدنى للفئة من تكرارات طول الفئة وعلى هذا الاساس فان الفئة الأولى هي (65 - 69) وفيها تقع العلامة 69 وهي اعلى قيمة في التوزيع ونبدأ بوضع الفئات مبتدئين من هذه الفئة ونستمر حتى تقع ادنى علامة في الفئة الاخيرة من التوزيع، والجدول (2 : 4) التالي يمثل توزيع علامات الامتحان النهائي في مادة الاحصاء في التربية لـ (180) طالباً والواردة في جدول(2 : 3).

الجدول (2 : 4) التوزيع التكراري لعلامات الامتحان النهائي في مادة الاحصاء في التربية لـ (180) طالباً.

الناظل	النازل	الحدود الفعلية للفئات	مركز الفئة	تكرار تراكمي	الفئة
صاعد					
6	180	67	65,5 - 64,5	06	69 - 65
21	174	62	64,5 - 59,5	15	64 - 60
58	159	57	59,5 - 54,5	37	59 - 55
88	122	52	54,5 - 49,5	30	54 - 50
130	92	47	49,5 - 44,5	42	49 - 45
152	50	42	44,5 - 39,5	22	44 - 40
170	28	37	39,5 - 34,5	18	39 - 35
177	10	32	34,5 - 29,5	07	34 - 30
179	3	27	29,5 - 24,5	02	29 - 25
180	1	22	24,5 - 19,5	01	24 - 20

4 - تحديد الحدود الفعلية للفئات على اعتبار أن المتغير هو تحصيل الطلبة في مادة الاحصاء متغير كمي متصل، فلذا فان الفئة الأولى (65 - 69) تكون حدودها الفعلية قبل التقريب هي 64.5 - 69.5 وتقراً على انها 64.5 الى أقل من 69.5 اي اننا نطرح 0.5 من الحد الأدنى للفئة. وبالتالي يمكن لنا تحديد الحدود الفعلية للفئات كما هو وارد في الجدول (2 : 4) السابق.

5 - تحديد مركز كل فئة من فئات التوزيع (Midpoint) وذلك من خلال جمع حدي الفئة وتقسيمه على (2) ففي المثال السابق (الجدول (2 : 4) فان:

$$\text{مركز الفئة} = \frac{69 + 65}{2}$$

$$67 = \text{ وهكذا بالنسبة لباقي الفئات}$$

وقد يكون من الأسهل ان نطرح طول الفئة من مركز الفئة الأولى لتحديد مركز الفئة الثانية، وبعد تحديد مركز الفئة الثانية نطرح طول الفئة منها ايضاً لتحديد مركز الفئة الثالثة وهكذا، وهذا ينطبق على البيانات الواردة في الجدول (2 : 4) لأننا بدأنا من أعلى

فئة الى أدنى فئة، وفي حالة البداية بأدنى فئة فاننا نحدد مركز الفئة الأولى وبعد ذلك نضيف طول الفئة لمركز الفئة الأولى لتحديد مركز الفئة الثاني وهكذا بالنسبة لباقي الفئات.

6 - يمكن الاستفادة من البيانات الواردة في الجدول (2) لغایات التمثيل البياني. ان وضع العلامات الخام في جدول تكراري يمكننا من ان نعرف عدد الطلبة الذين تزيد علاماتهم عن قيمة معينة او تقل علاماتهم عن قيمة معينة فمثلاً كم طالباً علاماتهم (55) و تزيد عن ذلك يمكن لنا من الجدول ان نحسب هذا العدد ويساوي  $58 = 6 + 15 + 37$

طالباً وهكذا او معرفة عدد الطلبة بين قيمتين معينتين في التوزيع وبالتالي يمكن ان نجد ما يسمى بالتكرار التراكمي المجتمع الصاعد والتكرار التراكمي المجتمع النازل، وهذا يساعدنا فيما بعد في حساب المئويات Percentile والرتب المئوية Rank

ويسمي التكرار تكرار متجمع صاعد عندما يكون المجموع الكلي للتكرارات مقابل اكبر فئة، ففي المثال السابق فان المجموع الكلي للتكرارات يساوي (180) وبالتالي يقابل هذا المجموع الفئة (65 - 69) ومن هنا نبدأ بعملية الجمع التراكمي من ادنى فئة وهي الفئة (20 - 24) ويرافقها تكرار (1) والالفئة الثانية (25-29) يقابلها تكرار (2) وهوهكذا وفي حالة تكرار مجتمع صاعد نبدأ بـ التكرار (1) للفئة الأولى، اما الفئة الثانية فتكرارها التراكمي يساوي (2 + 1) اي تكرارها بالإضافة الى تكرار الفئة التي دونها وهوهكذا تستمر العملية حتى نصل الى المجموع الكلي والذي يقابل اكبر فئة او علامة.

اما بالنسبة للتكرار المجتمع النازل فيسمى بذلك عندما يكون المجموع الكلي للتكرارات يقابل اقل فئة او علامة، ففي المثال السابق (جدول 2) المجموع الكلي للتكرارات يقابل الفئة (20 - 24) وبالتالي نبدأ بعملية الجمع التراكمي من فئة (65 - 69) .

ان الفئة (65 - 69) يقابلها التكرار (6) والالفئة (60 - 64) يقابلها التكرار (15) ويتطبق القاعدة السابقة فان الفئة (60 - 64) يقابلها التكرار التراكمي (21) والالفئة (55 - 59) يقابلها التكرار التراكمي النازل 58 اي  $6 + 15 + 37$  اي ان ادنى فئة يقابلها المجموع الكلي للتكرارات وكلما كبرت الفئة كلما زاد المجموع الكلي للتكرارات التي يقابلها.

#### ب - التمثيل البياني للجداول التكرارية بيانياً Graphic presentation

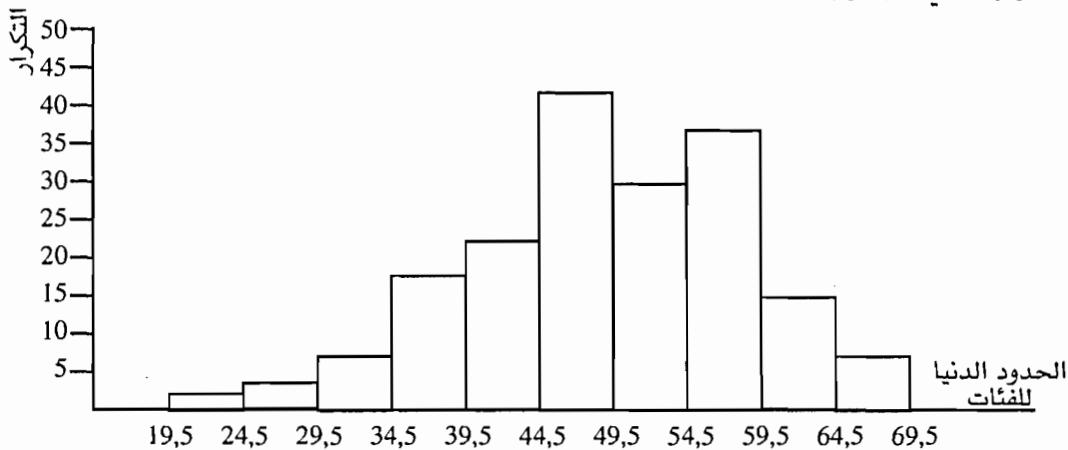
إن بعض الباحثين لا يكتفي بوضع البيانات في جداول تكرارية من أجل اختصارها وفهم

بياناتها واستنتاج نتائج منها، بل يعمد أحياناً إلى تمثيل هذه البيانات بيانياً وذلك بهدف تسهيل فهمها.

ومن الطرق التي تستخدم في تمثيل البيانات في الجدول التكرارية بيانيا الآتي:

## ١ - المدرج التكراري Frequency Histogram

إن تمثيل البيانات في مدرج تكراري يعني تمثيل تكرار كل فئة من فئات التوزيع التكراري بمستطيل تكون حدود قاعدته هي الحدود الفعلية للفئات وارتفاعه هو تكرار تلك الفئة، فلذا فإننا نرسم محوريين أحدهما المحور الأفقي ونضع عليه الحدود الفعلية للفئات والمحور العمودي ونضع عليه تكرار الفئات، وفيما يلي الشكل (2 : 3) يمثل مدرج تكراري للبيانات الواردة في الجدول (2 : 4) .

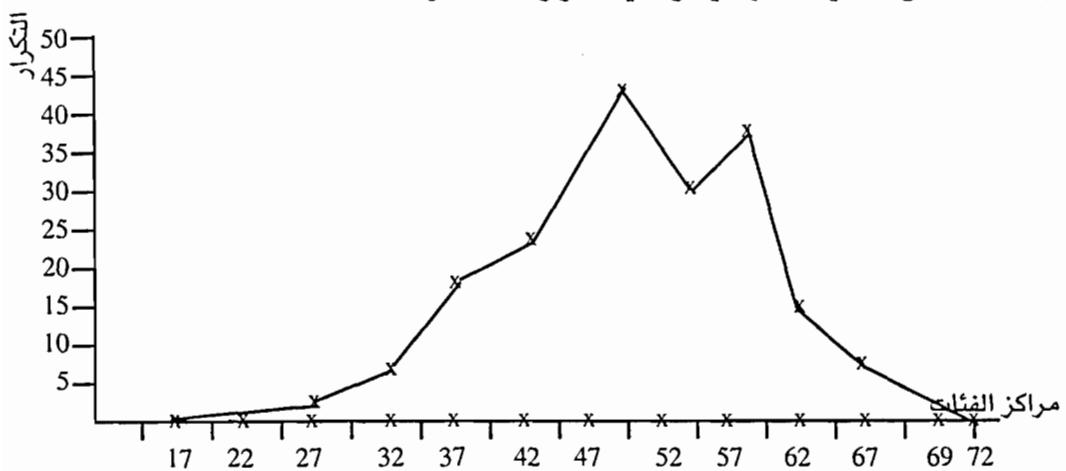


الشكل (2) : 4) مدرج تكراري لعلماء (180) طالباً في مادة الاحصاء في التربية (الامتحان النهائي)  
والواددة في الدول (2 : 4)

## 2 - المضلع التكراري Frequency Polygon

هو الطريقة الثانية لتمثيل بيانات الجداول التكرارية وهو شكل مغلق مساحته تساوي مساحة المدرج التكراري وحتى يكون الشكل مغلق لا بد من اضافة فئتين للتوزيع تكرار كل واحدة منها صفرأ. احدهما في ادنى التوزيع والآخر في أعلى التوزيع، وبالنسبة للبيانات الواردة في الجدول (2:4) فان الفئتين هي الفئة 70 - 74 وتكرارها صفر في أعلى التوزيع والفئة 15 - 19 في أدنى التوزيع وتكرارها صفر. اما الحدود الفعلية لها فهي 69,5 - 74,5 و 14,5 - 19,5 وبما اننا سنمثل كل فئة وتكرارها ب نقطة فان افضل ما يمكن

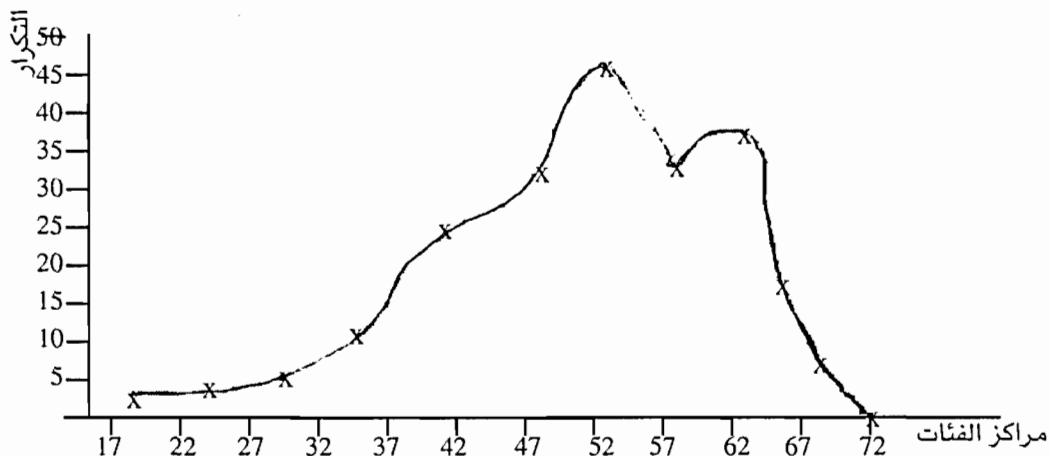
الفئة هو مركزها، فلذا فانتا بعد رسم المحور الافقى والعمودي فانتا نضع على المحور الافقى مراكز الفئات والتي تكون في منتصف الحدود الفعلية للفئات والمحور العمودي تكرار الفئات وبعد ذلك يتم ا يصل كل نقطتين متقاربتين بخط مستقيم ويكون الناتج مضلع تكراري، هذا ويمثل الشكل (2) : 4) مضلع تكراري للبيانات الواردة في الجدول (2:4) بالإضافة الى الفئتين الفارغتين واللتين تكرارهما صفر.



الشكل (2) : 4) مضلع تكراري يمثل توزيع علامات (180) طالباً في مادة الاحصاء في التربية (الامتحان النهائي) والواردة في الجدول (2 : 4) .

### 3 - المنحنى التكراري Frequency Curve

المنحنى التكراري هو الطريقة الثالثة لتمثيل البيانات في الجداول التكرارية بيانيًا ويتم ذلك بتمهيد المضلع التكراري وتحويل خطوطه المنكسرة إلى خطوط متصلة منحنية ويفضل رسم المنحنى التكراري للمتغيرات المتصلة. وإذا كانت البيانات كثيرة وعدد الفئات كبير، والشكل (2 : 5) يمثل منحنى تكراري لتوزيع علامات (180) طالباً والواردة في جدول (2 : 4).



الشكل (2 : 5) منحنى تكراري للتوزيع علامات 180 طالباً في مادة الاحصاء في التربية (الامتحان النهائي) والواردة في الجدول (2 : 4) .

ملاحظة: ان المساحة تحت المضلع التكراري ليس بالضرورة ان تساوي المساحة تحت المنحنى، لأن المضلع التكراري يمر بجميع النقاط والمنحنى التكراري ليس بالضرورة ان يمر من جميع النقاط وإنما في بعض الحالات قد يمر من اغلب النقاط. هذا ويتم الإيصال بين النقاط بخط مائل واملس.

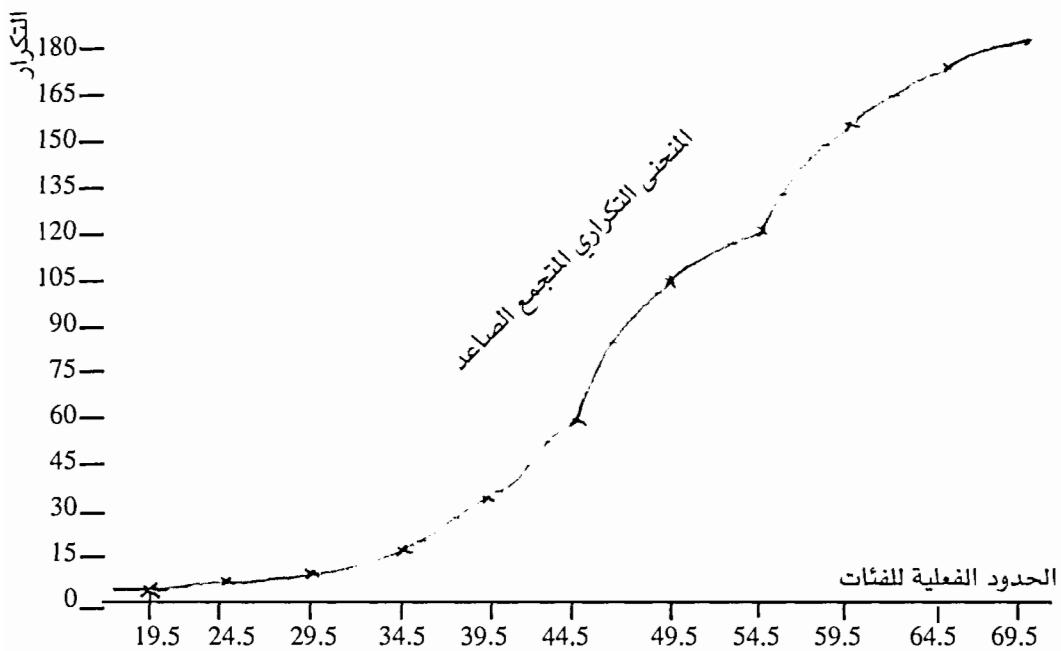
ومن اشكال المنحنيات التكرارية:

أ - المنحنى التكراري الصاعد. وهنا يتم رسم محورين، المحور الصادي ويوضع عليه الحدود الفعلية للفئات مبتدئين من الحد الأدنى الحقيقي للتوزيع ومتناهياً بالحد الأعلى الحقيقي للفئات، ونضع على المحور العمودي التكرار التراكمي الصاعد. هذا ونتعامل في حالة المنحنى التكراري المجتمع الصاعد من البيانات الواردة في الجدول (2 : 4) كما هو الحال في الجدول (2 : 5) أدناه.

الجدول (2 : 5) الحدود الفعلية للفئات والتكرار التراكمي الصاعد للبيانات الواردة في الجدول (2 : 4)

النكرار التراكمي الصاعد	الحدود الفعلية
صفر	19.5 او اقل
1	24.5 او اقل
2	29.5 او اقل
10	34.5 او اقل
28	39.5 او اقل
50	44.5 او اقل
92	49.5 او اقل
122	54.5 او اقل
159	59.5 او اقل
174	64.5 او اقل
180	69.5 او اقل

ويتم تمثيل البيانات الواردة في الجدول (2 : 5) كما هو في الشكل (2 : 6)



الشكل (2 : 6) منحنى تكراري متجمع صاعد للبيانات الواردة في جدول (2 : 4)

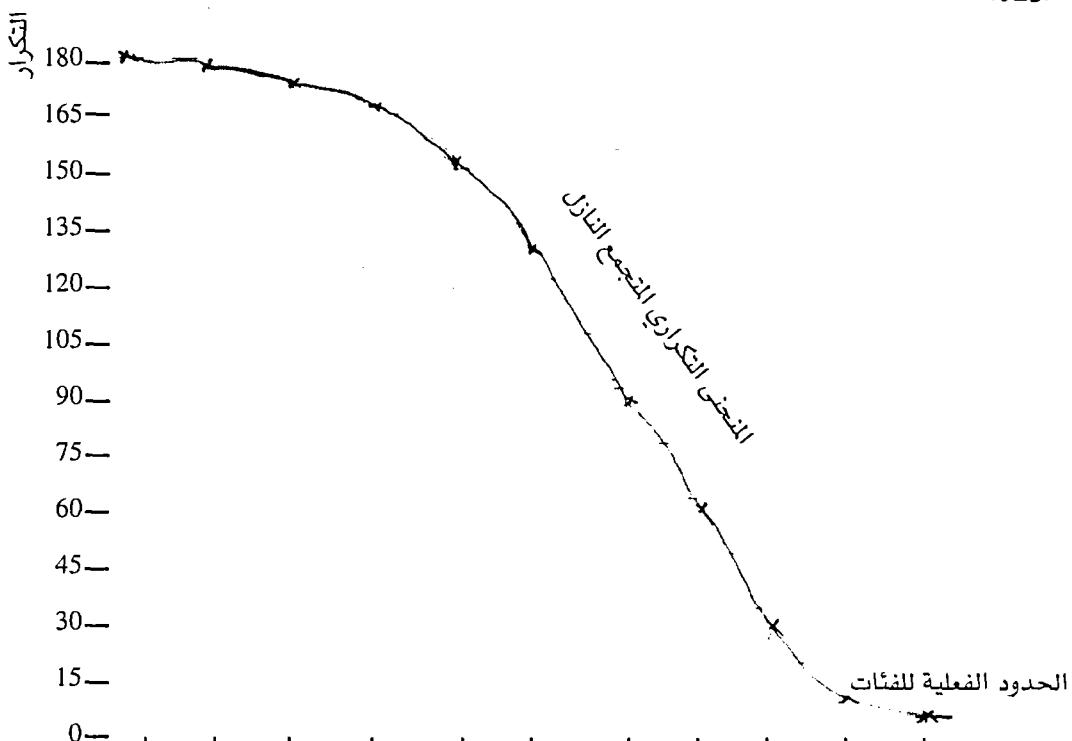
اما في حالة المنحنى التكراري المتجمع النازل فاننا نتعامل مع البيانات الواردة في الجدول (2 : 4) على النحو الوارد في (جدول 2 : 6) .

الجدول (2) : 6) الحدود الفعلية للفئات والتكرار التراكمي النازل للبيانات الواردة في الجدول (2 : 4)

التكرار التراكمي نازل	الحدود الفعلية للفئات
180	19.5 او اكثـر
179	24.5 او اكثـر
177	29.5 او اكثـر
170	34.5 او اكثـر
152	39.5 او اكثـر
130	44.5 او اكثـر
88	49.5 او اكثـر
85	54.5 او اكثـر
21	59.5 او اكثـر
6	64.5 او اكثـر
صفر	69.5 او اكثـر

ويتم تمثيل البيانات الواردة في الجدول (2 : 6) السابق على النحو الوارد في الشكل (2 : 7)

ادناه.



الشكل (2 : 7) منحنى تكراري متجمع نازل للبيانات الواردة في جدو (2 : 4)

## 4 - الخط البياني:

يفضل استخدام الخطوط البيانية عندما يكون المتغيرات التي تتعامل معها من النوع الكمي المتصل، فادا اردنا على سبيل المثال تمثيل العلاقة بين الذكاء والتحصيل ببياناً فاننا قد نلجأ الى الخط البياني، حيث نضع على المحور الافقى (السینات) علامات الذكاء وعلى المحور العمودي (الصادى) علامات التحصيل.

مثال 2 : 4

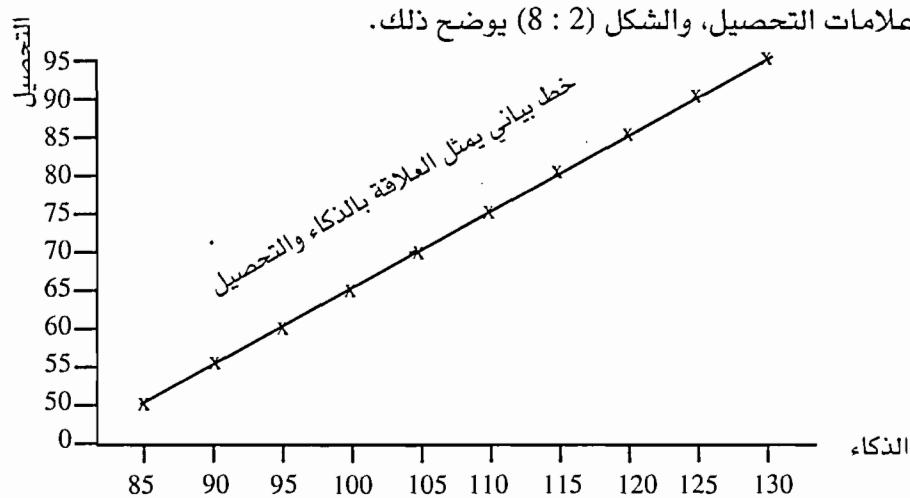
لنفرض انه يوجد لدينا البيانات التالية والواردة في الجدول (2 : 7) المتعلقة بمعامل الذكاء والتحصيل لـ (10 افراد).

الجدول (2:7) معاملات الذكاء والتحصيل لعينة من (10) افراد.

التحصيل	معامل الذكاء	الافراد
95	130	1
90	125	2
85	120	3
80	115	4
75	110	5
70	105	6
65	100	7
60	95	8
55	90	9
50	85	10

الحل :

لتمثيل العلاقة بين المتغيرين (الذكاء والتحصيل) فاننا نلجأ الى الخط البياني وفي مثل هذه الحالة نرسم محوريين، المحور السيني ويمثل عليه معاملات الذكاء والمحور الصادى ويمثل عليه علامات التحصيل، والشكل (2 : 8) يوضح ذلك.

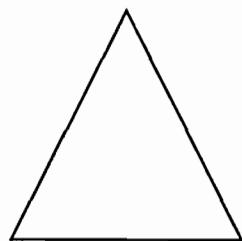


الشكل (2 : 8) خط بياني يمثل العلاقة بين الذكاء والتحصيل للبيانات الواردة في الجدول (2 : 7)

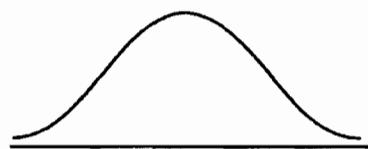
## 2 : اشكال المنحنيات التكرارية Forms of Frequency Curve

هناك العديد من الاشكال للتوزيعات التكرارية فهناك تقسمات للاشكال وذلك على النحو الآتي:

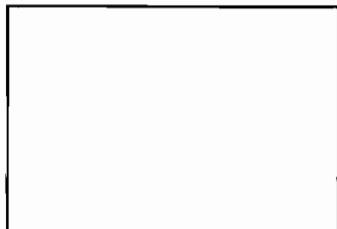
1 - التوزيعات المتماثلة وغير المتماثلة Symmetric and Asymmetric يعتبر التوزيع متماثلاً اذا كان بالامكان اقامة عمود على المحور الافقى ويقسم هذا العمود التوزيع الى قسمين متساوين، اي ينطبقان على بعضهما البعض والاشكال (2 : 8 ، 2 : 8 ج، 2:8 د) تمثل توزيعاً متماثلاً.



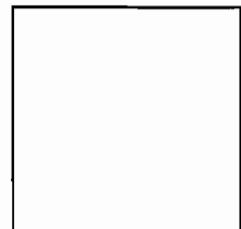
شكل (2 : 8 ب) المثلث



شكل (2 : 8) التوزيع السوي



شكل (2 : 8 د) المستطيل

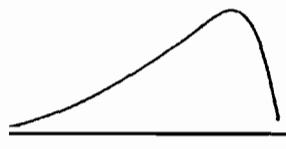


شكل (2 : 8 ج) المربع

اما بالنسبة للتوزيعات غير المتماثلة فتسمى بالتوزيعات الملتوية (Skewness) ويكون التوزيع ملتوياً إذا امتد احد طرفيه الى اليمين اكثر او الى اليسار اكثر، ويكون ايضاً ملتوياً اذا كانت القيمة العليا فيه بعيدة عن المركز، اي اذا كان عاليآً من جهة ومنخفضاً من جهة ثانية وفيما يلي الاشكال (شكل 2 : 9 ا وشكل 2 : 9 ب) التي تمثل التوزيعات الملتوية.



شكل (2 : 9 ب) ذو التواء موجب



شكل (2 : 9) ذو التواء سالب

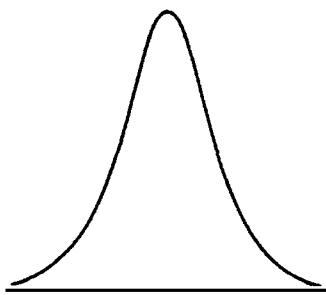
ان الطريقة الاسهل لقياس الالتواه هي في استخدام ما يسمى Pearsonian Coeffi- cent of Skewness وذلك من خلال المعادلة (2 : 1) الآتية:

$$\text{المعادلة (2 : 1)} \quad \text{الالتواه} = \frac{3(\bar{x} - \text{median})}{S} = \frac{3(\text{المتوسط} - \text{الوسيط})}{\text{الانحراف المعياري}}$$

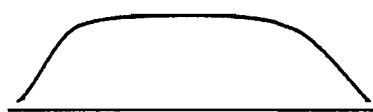
إن قيمة الالتواه تتراوح بين + 3 و - 3 فإذا كان التوزيع متماثل فإن الالتواه (SK) موجب لأن الوسط يكون اكبر من الوسيط، وبالتالي تكون البيانات متوجبة نحو اليمين وذلك لأن المتوسط يتأثر بالقيم الشادة فانا نتوقع ان ينحرف باتجاه اليمين، اما إذا كان الالتواه سالباً، فان البيانات تتجه نحو اليسار والوسط يكون أقل من الوسيط.

3 - التمييز الآخر على ما يسمى تفرطع التوزيع (Kurtosis) والذي يقيس مدى تفرطع التوزيع وتكون قيمته قليلة اذا كانت البيانات القريبة من الوسط الحسابي كثيرة والتوزيع التكراري للبيانات بعيدة عن الوسط الحسابي قليلة.

وهناك بعض التوزيعات كبيرة التفرطع كما هو في الشكل (2 : 10 أ) (Playkurtic) والبعض الاخر قليل التفرطع (Leptokurtic) كما هو في الشكل (2 : 10 ب).



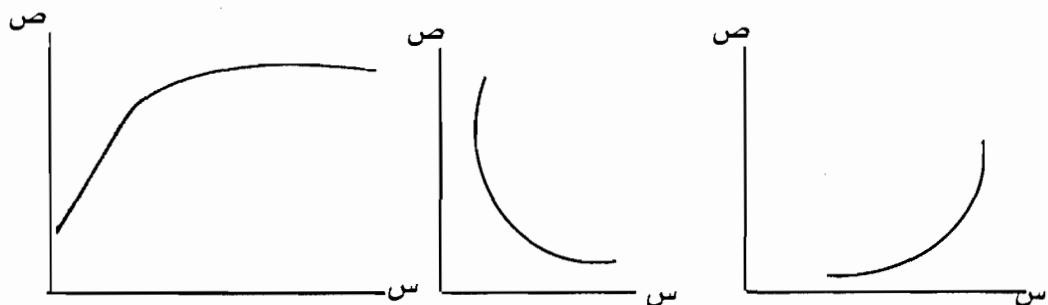
الشكل (2 : 10 ب) قليل التفرطع



الشكل (2 : 10 أ) كبير التفرطع

فعندما يكون التوزيع كبير التفرطع يعني ان البيانات متباعدة (التباین عالی) اما في حالة قليل التفرطع فإن البيانات متقاربة (التباین قليل)، اي ان هناك تجانساً اکثر بين الافراد من حيث الخصائص او الصفات إذا كنا نتحدث عن خصائص او صفات.

4 - هناك توزيعات اخرى كما هو الحال في التوزيعات الواردة في الاشكال (2 : 11 ، 11 : 2 ، 2 : 11 ج).



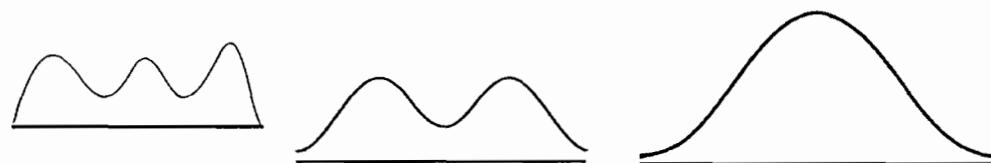
شكل (2 : 11 ج)

شكل (2 : 11 ب)

شكل (2 : 11 ج)

ان التوزيع الوارد في الشكل (2 : 11 أ) يمثل علاقة طردية بين المتغير (س) والمتغير (ص)، والتوزيع الثاني والوارد في الشكل (2 : 11ب) يمثل علاقة عكسية بين المتغير (س) والمتغير (ص)، اما التوزيع الاخير الوارد في الشكل (2 : 11 ج) فيشير الى ان العلاقة بين (س و ص) علاقة طردية ولكن هناك ثبات بعد فترة معينة، كما هو الحال في العلاقة بين عدد مرات التدريب والاداء، اي انه كلما زادت مرات التدريب كلما زاد الاداء الى حد ما ثم بعد الزيادة في عدد مرات التدريب لن يؤدي الى الزيادة في الاداء وهذا ما يسمى بالحد الأعلى في التعلم.

5 - التمييز بين التوزيعات حسب المنوال، فهناك توزيعات ذات منوال واحد (احادية المنوال) كما هو الحال في الشكل (2 : 12 أ)), وتوزيعات ثنائية المنوال كما هو الحال في الشكل (2 : 12 ب)، وتوزيعات متعددة المنوال (اكثر من منوالين) كما هو الحال في الشكل (2 : 12 ج).



الشكل (2 : 12 ج)  
توزيع متعدد المنوال

الشكل (2 : 12 ب)  
توزيع له منوالان

الشكل (2 : 112 )  
توزيع احادي المنوال

## اسئلة على الفصل الثاني

- 1 - عدد طرق تمثيل البيانات ومتى يفضل استخدام كل طريقة.
- 2 - فيما يلي احصائية باعداد طلبة كلية العلوم التربوية في احدى الجامعات.

السنة الدراسية	اعداد الطلبة
الأولى	1500
الثانية	900
الثالثة	800
الرابعة	400

مثل هذه البيانات بواسطة الدائرة وبواسطة الأعمدة.

3- فيما يلي علامات 52 طالباً في امتحان ما .

86 , 82 , 72 , 75 , 81 , 75 , 73 , 77

99 , 74 , 76 , 79 , 73 , 73 , 74 , 71

75 , 77 , 78 , 89 , 75 , 98 , 82 , 75

87 , 98 , 76 , 83 , 68 , 81 , 66 , 85

83 , 97 , 74 , 71 , 88 , 81 , 70 , 80

68 , 67 , 79 , 72 , 83 , 84 , 77 , 85

72 , 74 , 72 , 71

بالرجوع للبيانات أعلاه أجب عن الاسئلة التالية:

- أ - مثل البيانات في جدول تكراري بحيث تكون الفئة الدنيا 65 - 69 .
- ب - مثل البيانات بواسطة الأعمدة؟
- ج - مثل البيانات بواسطة مدرج تكراري، ومضلع تكراري؟
- د - مثل البيانات بواسطة خط بياني متجمع صاعد؟
- ه - مثل البيانات بواسطة خط بياني متجمع نازل؟

- و - 1- عند رسم مضلع تكراري ما هي احداثيات الفئة 60 - 64 .
- 2- عند رسم مدرج تكراري، ما هي احداثيات الفئة 75 - 79 .
- 3- عند رسم اعمدة بيانية، ما هي احداثيات الفئة 15 - 19 .
- 4- ما خصائص المنحنى السوي (الطبيعي)؟



## الفصل الثالث

### مقاييس النزعة المركزية

1 : مقدمة

2 : مقاييس النزعة المركزية

3 : المنوال

4 : الوسط الحسابي

5 : الوسط الحسابي المرجح لاوسيط حسابية

6 : خصائص الوسط الحسابي

7 : الوسيط

اسئلة على الفصل الثالث

## مقاييس النزعة المركزية

### Measures of Central Tendency

#### 1:3 مقدمة

لقد ذكرنا في الفصل الثاني عن كيفية تنظيم البيانات وتلخيصها في جداول تكرارية، ووصف التوزيعات التكرارية عن طريق الرسم بالأعمدة والمدرج التكراري والمطلع التكراري، ولكن الباحث يرغب أحياناً في إجراء مقارنات بين عدد من التوزيعات فلذا يعمد إلى وصف البيانات بطرق كمية رقمية للتوزيعات التكرارية. ويلزمنا لوصف البيانات أو التوزيعات التكرارية ومقارنتها مع بعضها البعض معرفة ثلاثة أنواع من المعلومات هي:

1. معرفة شكل البيانات Shape of the Data

2. موقعها على المقياس او أدوات القياس Location

3. وصف توزيع الفروق بين الدرجات لهذه البيانات Dispersion

هذا وقد تحدثنا في الفصل الثاني عن شكل البيانات من خلال التمثيل البياني للبيانات.

وفيما يتعلق بالنقطة الثانية فسوف نتحدث عن مقاييس النزعة المركزية (المنوال، الوسط الحسابي، الوسيط). وقبل البدء بإجراءات وطرق حساب مقاييس النزعة المركزية فمن الضروري أن نتعرّف على الإجراءات لوصف الدرجات الفردية، أي الدرجات الخام (Raw Scores) التي يحصل عليها الطالب في امتحان معين، فالدرجة الخام التي يحصل عليها الطالب في امتحان ما لا معنى لها منفردة، فلذا فإن المدرسين وغيرهم من المهتمين بالموضوع يقدمون تفسيرات معيارية لهذه الدرجات، مثال ذلك لو كانت عالمة طالب في امتحان ما تساوي (90) فالملحق يحاول أن يوضح للوالدين موقع هذا الطالب بالنسبة لآخرين فقد يقول أنه من المبرزين أو الأوائل أو أن رتبته تساوي 95% أو أعلى من متوسط الطلبة وهذا .

وباختصار فاتنا إذا أردنا أن نصف توزيع ما فيجب أن نبين شكل التوزيع ومتوسطه وتشتيته، فالرسم يبين شكل التوزيع بينما مقاييس النزعة المركزية تبين متوسط او وسيط التوزيع ومقاييس التشتيت تبين المدى الذي تتوزع فيه هذه البيانات او الدرجات.

## 2:3 مقاييس النزعة المركزية :Measures of Central Rendency

اذا كان مجتمع الدراسة كبيراً فان معظم السمات التي نقيسها عند افراد المجتمع تتجمع في وسط التوزيع وقليل منها يكون على طرفي التوزيع، ففي التوزيعات السوية او الطبيعية فان معظم اطوال الطلبة تقع حول وسط التوزيع وبالتالي فان مقاييس النزعة المركزية (المتوسط مثلاً) يقع تقربياً في مركز التوزيع. اما في التوزيعات المتوجة غير السوية فربما لا تقع مقاييس النزعة المركزية قرب المركز وقد اشرنا في الفصل الثاني الى بعض التوزيعات المتوجة. وهكذا فانه ليس المهم حساب مقاييس النزعة المركزية بل ايضاً تفسير البيانات بناءً على الشكل العام للتوزيع.

هناك ثلاثة مقاييس للنزعة المركزية هي المنوال والوسط الحسابي والوسيط وفيما يلي وصف وتوضيح لكل مقاييس من هذه المقاييس.

### 1:1 المنوال :Mode

هو ابسط مؤشرات مقاييس النزعة المركزية ويعرف بأنه القيمة الاكثر تكراراً في توزيع ما، فلو كان لدينا القيم التالية: 4 ، 6 ، 8 ، 4 ، 7 فالقيمة الاكثر تكراراً هنا هي (4)، فلذا فهي منوال التوزيع.

اما اذا كانت القيمة في جدول تكراري فان المنوال هو مركز الفئة الاكثر تكرار، فلو نظرنا الى البيانات الواردة في الجدول (1:3).

الجدول (1:3) توزع علامات (27) طالباً في امتحان ما

الفئة	التكرار
9-5	3
14-10	5
19-15	7
24-20	6
29-25	4
34-30	2

فان المنوال هو العلامة 17، اي مركز الفئة الاكثر تكراراً ويتم الحصول عليه باستخراج متوسط مجموع حدى الفئة والذي يساوي في هذه الحالة:

$$17 = \frac{19 + 15}{2}$$

ويسمى التوزيع احادي المنوال Unimodal اذا كان له منوال واحد واحيانا يكون هناك في توزيع ما منوالين bimodal كما هو الحال في البيانات الآتية:

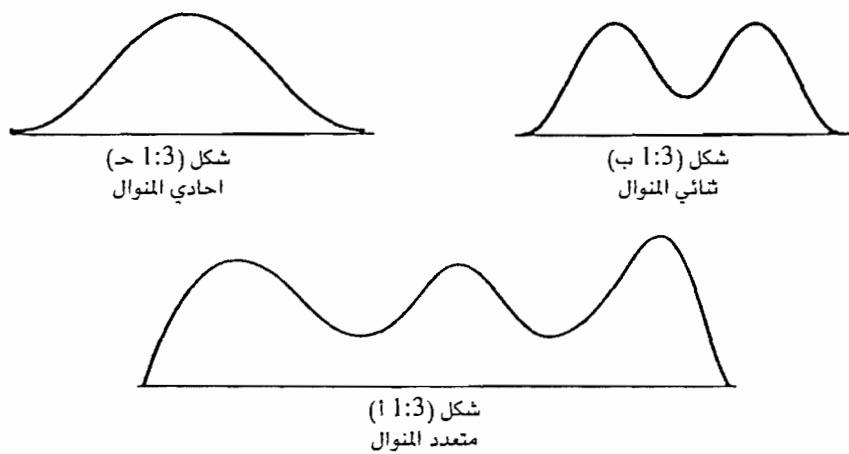
7 , 6 , 3 , 8 , 6 , 5 , 3

فالقيم الاكثر تكراراً في التوزيع هما العلامتين 3 ، 6، فلذا فان لهذا التوزيع منوالان هما العلامة (3) وتكرارها (2)، والعلامة 6 وتكرارها (2) ويسمى التوزيع في مثل هذه الحالة ثانوي المنوال.

اما اذا كان للتوزيع اكثر من منوالين فيسمى عندئذ متعدد المنوال Multimodal وذلك كما هو في البيانات التالية:

3 , 6 , 5 , 9 , 31 , 3 , 4 , 7 , 9 , 8 , 4

فالقيم الاكثر تكراراً في البيانات السابقة هي العلامات 3 ، 4 ، 9 اذ ان تكرار كل منها (2)، هذا وتوضح الاشكال (أ) 1:3 ب ، (ب) 1:3 ح ذلك.



### 2:2:3 الوسط الحسابي Mean

الوسط الحسابي هو اكثرب مقاييس النزعة المركزية استخداماً وهو المعدل الحسابي لمجموعة من القيم او الدرجات ويرمز له بالرمز ( $\bar{x}$ ) او ( $\bar{m}$ ) اذا كان لعينة، بينما يرمز له بالرمز ( $M$ ) او ( $\mu$ ) اذا كان لمجتمع. ويمكن حساب الوسط الحسابي باستخدام المعادلة الآتية:

المعادلة 1:3

$$\bar{X} = \frac{\sum x}{N} \quad \text{او} \quad \bar{x} = \frac{\sum s}{n}$$

مثال (1:3): ما الوسط الحسابي للقيم الآتية:

60 ، 65 ، 68 ، 69 ، 70

بالرجوع الى المعادلة السابقة فان:

$$\bar{x} = \frac{60 + 65 + 68 + 69 + 70}{5}$$

$$= 66.4$$

اما اذا كانت القيم مكررة فان المعادلة السابقة تصبح على النحو الآتي:

المعادلة 2:3

$$\bar{X} = \frac{\sum fx}{\sum f} \quad \text{او} \quad \bar{x} = \frac{\sum ts}{\sum t}$$

حيث ترمز:

$t$  = مجموع التكرارات

$\sum$  = مجموع

مثال (2:3): فيما يلي توزيع علامات (12) طالباً في امتحان علم النفس (العلامة من 10).

الجدول 2:3 توزيع علامات 12 طالباً في امتحان علم النفس

$t$	النكرار ( $t$ )	العلامة ( $s$ )
6	2	3
30	6	5
24	3	8
4	1	4
64	12	

وبتطبيق المعادلة (2:3) فان  $\sum t s = 64$  وبالتالي فان الوسط الحسابي لهذه القيم

$$\frac{64}{12} =$$

$$5.33 =$$

وبنفس الطريقة يمكن حساب الوسط الحسابي للبيانات الواردة في جدول تكراري.  
مثال (3:3): فيما يلي توزيع علامات الامتحان النهائي لـ (40) طالباً في مادة المدخل  
إلى علم الاجتماع (جدول 3:3).

جدول (3:3) توزيع علامات الامتحان النهائي لـ (40) طالباً  
مادة المدخل إلى علم الاجتماع

النوع	مركز الفئة (س)	التكرار	الفئات
21	7	3	9-5
60	12	5	14-10
119	17	7	19-15
198	22	9	24-20
189	27	7	29-25
160	32	5	34-30
111	37	3	39-35
42	42	1	44-40
900		40	

الحل:

لحساب الوسط الحسابي للتوزيع اعلاه فانتا نلجم إلى الخطوات الآتية:

1- نحدد مراكز الفئات لأن مركز الفئة يفترض أن يمثل علامات الطلبة الواقعين في هذه الفئة أحسن تمثيل وبهذا يتحول التوزيع إلى توزيع مشابه للتوزيع السابق، أي لدينا قيمًا متكررة.

2- للحصول على مجموع القيم نضرب التكرار بمركز الفئة ثم نجمعها ونضعها في عمود جديد . (نوع)

3- نقسم حاصل الخطوة الثانية على مجموع التكرارات فنحصل على الوسط الحسابي وذلك باستخدام المعادلة 3:2، وبالتالي: فإن

$$\text{الوسط الحسابي} = \frac{900}{40}$$

$$= 22.5$$

### 1:2:2:3 الوسط الحسابي المرجح او الموزون Weighted Mean

اذا كان لدينا مجموعات او صفوف ذات اعداد مختلفة وكنا نعرف الوسط الحسابي لكل مجموعة او صف فكيف نحصل على الوسط الحسابي لهذه المجموعات.

مثال (4:3): اذا كان متوسط الشعبة (أ) في امتحان اللغة العربية (66)، وكان عدد افراد الشعبة (40) طالباً، وكان متوسط الشعبة (ب) هو (70)، وعدد افرادها (30) فما متوسط الشعبتين معاً.

الحل:

لإيجاد الوسط الحسابي المرجح او الموزون فانتا نلجم الى المعادلة الآتية (المعادلة 3:3):

$$\text{المعادلة 3:3}$$

$$M = \frac{s_1 n_1 + s_2 n_2 + s_3 n_3 + \dots + s_k n_k}{n_1 + n_2 + n_3 + \dots + n_k}$$

$$M = \frac{\bar{x}_1 n_1 + \bar{x}_2 n_2 + \bar{x}_3 n_3 + \dots + \bar{x}_k n_k}{n_1 + n_2 + n_3 + \dots + n_k}$$

$M$  = متوسط المتosteatas او الوسط الحسابي المرجح

وبتطبيق المعادلة السابقة على البيانات الواردة في المثال فان:

$$M = \frac{30 \times 70 + 40 \times 65}{30 + 40} = 67.14$$

نلاحظ من الاجابة ان الوسط الحسابي المرجح او الموزون يقع بين الوسطين الحسابيين الذي حسب منهما.

### 2:2:2:3 خصائص الوسط الحسابي

هناك العديد من الخصائص التي يتمتع بها الوسط الحسابي وتمثل بالآتي:

- 1- يأخذ المتوسط بعين الاعتبار جميع القيم في حسابه.
- 2- مجموع انحرافات القيم عن المتوسط تساوي صفراء، فلو اخذنا على سبيل المثال القيم التالية:

$$\begin{array}{ccccccccc}
 & & & & 4 & 5 & 6 & 7 & 8 \\
 \text{س (العلامة)} & 4 & 3 & 2 & 1 & 0 & -1 & -2 & -3 \\
 & & & & \text{صفر} & + & 1+ & 2+ & 3+ \\
 & & & & & & & & \\
 & & & & & & & \text{مج (س - م)} = \text{صفر} &
 \end{array}$$

- 3- يتتأثر الوسط الحسابي بالعمليات الحسابية الاربعة.
- 4- يتتأثر الوسط الحسابي بالقيم الشاذة او المتطرفة وذلك لأن الوسط الحسابي يأخذ بعين الاعتبار جميع القيم في حسابه.
- 5- هناك صعوبة في حساب الوسط الحسابي في حالة الفئات المفتوحة لانه من الصعب تحديد مراكز الفئات، وهذه المشكلة يمكن ان تحل بتحديد مراكز للفئات بصورة تقريرية او حساب الوسيط.

### 3:2:3 الوسيط Median

يعتبر الوسيط المقياس الثالث من مقاييس النزعة المركزية ويسمى ايضا المئين.<sup>50th</sup> Percentile وهو نقطة في توزيع ما يقع تحتها 50% من الحالات او الدرجات، وعندما يكون عدد القيم معروض فانه يمكن حساب الوسيط وفقاً للخطوات الآتية:

- 1- ترتيب القيم او الدرجات ترتيباً تصاعدياً او تنازلياً.
- 2- اذا كان عدد القيم فردياً فان الوسيط هو القيمة التي تقع في منتصف التوزيع، ويتم ايجاد ترتيب الوسيط حسب المعادلة (4:3) الآتية:

المعادلة (4:3)

$$\text{Rank of Median} = \frac{N + 1}{2} \quad \text{ترتيب الوسيط} = \frac{n + 1}{2}$$

فإذا كان لدينا البيانات التالية: 3 ، 6 ، 12 ، 18 ، 19 ، 21 ، 23 فان القيم هنا عبارة

$$\frac{1 + 7}{2} = 4$$

اي ان ترتيب الوسيط هو الرابع وبالتالي فان الوسيط يساوي (18)، حيث يقع تحته (3) قيم وفوقه (3) قيم اي 50% من القيم فوقه و 50% من القيم تحته.

هذا مع الاخذ بعين الاعتبار ان القيم السابقة مرتبة تصاعدياً.

3- اذا كان عدد القيم زوجياً، فإن منتصف المسافة بين القيمتين الواقعتين في وسط التوزيع تكون الوسيط، أي ان هناك ترتيبان وذلك وفقاً للمعادلة (5:3) الآتية:

المعادلة (5:3)

$$\text{First Rank} = \frac{N}{2} \quad \text{الترتيب الأول} = \frac{N}{2}$$

$$\text{Second Rank} = \left\{ \frac{N}{2} \right\} + 1 \quad \text{الترتيب الثاني} = \left( \frac{N}{2} \right) + 1$$

وبتطبيق المعادلة (5:3) على البيانات التالية:

46 ، 44 ، 40 ، 29 ، 28 ، 27 ، 23 ، 18

$$\text{فإن ترتيب الوسيط الأول} = \frac{8}{2} = 4$$

$$\text{وترتيب الوسيط الثاني} = 1 + \left( \frac{8}{2} \right) = 5$$

وبالرجوع الى البيانات السابقة فإن الوسيط يقع بين القيمتين 28 ، 29 ، اي القيمتين

$$\text{اللتين ترتبيهما الرابع والخامس، وبالتالي فإن الوسيط} = \frac{29 + 28}{2}$$

$$28.5 =$$

ولكن عندما تكون القيم كثيرة ووضعت في جدول تكراري، فاننا نستخدم المعادلة (6:3) الآتية:

المعادلة 6:3

$$\text{الوسيط} = \text{الحد الأدنى للفئة الوسيطية} + \left( \frac{\text{عدد الحالات ضمن الفئة الوسيطية}}{\text{طول الفئة}} \times \frac{\text{عدد الحالات} - 0.50}{\text{الفئة الوسيطية}} \right)$$

$$Mdn = 11 + \frac{n(0.50) - cf}{fi}(w)$$

حيث ان: 11 : الحد الأدنى للفئة الوسيطية

$cf$  : مجموع التكرارات تحت الفئة الوسيطية

$fi$  : تكرار الفئة الوسيطية

w : طول الفئة

n : مجموع التكرارات

ولأيجاد قيمة الوسيط فاننا نلجمأ الى الخطوات الآتية:

1- ايجاد جدول تكراري متجمع صاعد.

2- نجد المجموع الكلي للتكرارات اي (مجـ.ن) ونضربه بـ 50% لمعرفة عدد القيم المطلوبة للحصول على الوسيط.

3- نجد الحدود الفعلية لفئات التوزيع.

4- نستخدم المعادلة (6:3) لحساب الوسيط.

مثال (5:3) فيما يلي توزع علامات 180 طالبا في امتحان ما (جدول 4:3)

الجدول (4:3) توزع علامات 180 طالبا في امتحان ما

الفئة	النكرار	نكرار متجمع صاعد
24-20	1	1
29-25	2	3
34-30	7	10
39-35	18	28
44-40	22	50
49-45	42	92
54-50	30	122
59-55	37	159
64-60	15	174
69-65	6	180

الحل:

لأيجاد الوسيط او المئيني 50 فاننا نلجمأ الى الآتي:

1- ايجاد جدول تكراري متجمع صاعد (انظر الجدول 4:3).

$$\text{ترتيب الوسيط} = \frac{50}{100} \times \text{مجموع التكرارات}$$

$$\frac{50}{100} \times 180 =$$

= 90 ، اي ان عدد التكرارات المطلوبة للوسيط تساوي 90

3- بالنظر الى التكرار المتجمع الصاعد فان الوسيط يقع بين التكرار المتجمع 50 والتكرار المتجمع الصاعد 92، وبالتالي يقع ضمن الفئة 45-49 . والتي تكرارها 42

4- وبتطبيق المعادلة (6:3) فان:

$$\text{الوسيط} = 5 \times \left[ \frac{50 - 0.50 \times 180}{42} \right] + 44,5 \\ = 49.26$$

اي ان العلامة 49.26 هي العلامة التي يقع ضمنها او تحتها 50% من الحالات ويعق فوقياً 50% من الحالات:

### 1:3:3 ملاحظات على الوسيط:

1- يستخدم الوسيط كمقاييس للنزعة المركزية بدلاً من الوسط الحسابي عندما تكون هناك قيمة شاذة في التوزيع.

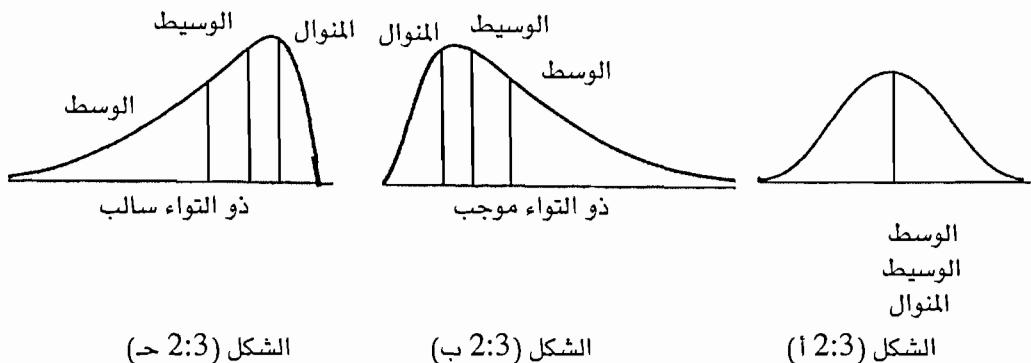
2- يستخدم في حالة الفئات المفتوحة.

3- الوسيط قليل الحساسية للتغيرات التي تحدث في قيم البيانات الاصيلية لانه يهتم بالقيم الواقعية في المنتصف ويهمل الاطراف على عكس المتوسط الذي يعتبر شديد الحساسية، لانه يأخذ بعين الاعتبار جميع القيم في حسابه.

4- يمكن استخدامه في حالة المتغيرات الكيفية او الوصفية التي لا نعبر عنها بالارقام كما هو الحال في ترتيب الافراد وفقاً لخصائصهم.

### 4:3 مقارنة بين المنوال والمتوسط والوسيط: وما هو افضل مقاييس النزعة المركزية؟

إن الإجابة على هذا السؤال تعتمد على نوع المتغير الذي نتعامل معه هل هو وصفي ام كمي وكذلك على نوع المقياس المستخدم. فاذا كانت البيانات مقاسة على مستوى المقياس الاسمي، فإن المنوال هو الملائم، اما اذا كانت البيانات مقاسة على مستوى التراتيب فان كلًا من الوسيط والمنوال ملائمان، اما اذا كانت البيانات مقاسة على مستوى الفترات (المسافات)، والنسبة فان جميع مقاييس النزعة المركزية (الوسط، والوسيط، والمنوال) تكون ملائمة. هذا وتبيّن الاشكال (2:2 ، 2:3 ب ، 2:3 ح) موقع كل من مقاييس النزعة المركزية:



ففي حالة الشكل (1:2:3) فإن الوسيط والوسيط والمنوال تقع على نقطة واحدة وهذه الحالة عندما يكون التوزيع سوي أو طبيعي Normal Distribution.

وفي حالة الشكل (2:3 بـ) فإن الوسيط يقع اول عند نهاية المنحنى وبعد ذلك يأتي وسيط ومن ثم المنوال وهذا في حالة التوزيع الملتوي التواه موجباً.

وفي حالة الشكل (2:3 حـ) فإن الوسيط يقع عند نهاية المنحنى من الجهة الأخرى ثم يليه وسيط وآخر المنوال، وهذه الحالة تكون عندما يكون التوزيع ملتو التواه سالباً.

إن اختيار أحد مقاييس النزعة المركزية يعتمد أيضاً على الغرض من استخدامه. فإذا كنا نريد أن نستخرج نتائج من العينة لعميمها على المجتمع الذي سُحب منه العينة فإن المتوسط عندئذ هو الملائم لأنّه يمكن معالجته رياضياً.

اما اذا كان الهدف وصف البيانات فيجب اختيار الأكثر ملائمة لذلك.

## اسئلة الفصل الثالث

س1: فيما يلي جدولأً تكرارياً لعلامات 120 طالباً

الفئة	التكرار
40-38	4
37-35	8
34-32	15
31-29	18
28-26	20
25-23	17
22-20	12
19-17	12
16-14	10
13-11	4
10-8	0

بالرجوع للبيانات في الجدول السابق اجب عن ما يلي:

- 1- احسب المتوسط والوسيط للبيانات السابقة؟
- 2- ما منوال التوزيع؟
- 3- اذا كان لديك بيانات عن ظاهرة ما وكان المتوسط يساوي الوسيط ويساوي المنوال فما شكل المنحنى الذي يمثل هذه البيانات؟



## **الفصل الرابع**

### **مقاييس التشتيت**

- 1 : مقدمة 4
  - 2 : المدى 4
  - 3 : الانحراف المتوسط 4
  - 4 : نصف المدى الربعي 4
  - 5 : التباين 4
  - 6 : الانحراف المعياري 4
  - 6 : ملاحظات على الانحراف المعياري 4
  - 7 : الخطأ المعياري للقياس 4
  - 8 : معامل الاختلاف 4
- اسئلة على الفصل الرابع

## مقاييس التشتت

### Measures of Variation

#### 1:4 مقدمة

إن شكل التوزيع ومقاييس النزعة المركزية هما خاصيتان من ثلاث خواص تستخدم في وصف توزيع ما. أما الخاصية الثالثة فهي مقاييس التشتت أو كيفية توزع بيانات ما.

وفي الحقيقة فأننا لا نستطيع أن نميز بين قيمتين إلا إذا عرفنا أحد مقاييس التشتت واحد مقاييس النزعة المركزية، فالبيانات التالية:

30 ، 40 ، 50 ، 60 ، 70 ، وسطها هو (50) وكذلك البيانات التالية 48 ، 49 ، 50 ، 51 ، 52 هي الأخرى وسطها (50)، ولكن هذين التوزيعين يختلفان عن بعضهما البعض.

فالتوزيع الأول مداء الحقيقى (41) بينما التوزيع الثاني مداء الحقيقى يساوى (5)، وبالتالي لا نستطيع ان نقول ان التوزيعين متماثلين بناءً على كون متوسطهما متساويا.

من هنا جاءت الحاجة الى مقاييس التشتت وذلك لغايات اجراء مقارنة بين توزيعين.

فلذا نستطيع ان نقارن بين توزيعين فأننا بحاجة الى أحد مقاييس النزعة المركزية واحد مقاييس التشتت والا فان المقارنة غير ذات معنى. ومن اهم مقاييس التشتت المدى والانحراف المتوسط ونصف المدى الرباعي والانحراف المعياري والتباين.

#### 2:4 المدى Range

وهو ابسط مقاييس التشتت ويمكن حساب المدى الحقيقي للبيانات عن طريق المعادلة الآتية:

المعادلة 1:4

$$\text{المدى} = (\text{أعلى قيمة} - \text{أدنى قيمة}) + 1$$

$$\text{Rang} = [\text{Largest Value Smallest value}] + 1$$

ان اضافة (1) للفرق بين أعلى قيمة وأدنى قيمة حتى نضع بالاعتبار القيمتان المتطرفتان في التوزيع. فالمدى يعتمد في حسابه على قيمتين في التوزيع هما أدنى قيمة وأعلى قيمة ولا يدخل في حسابه كل قيم التوزيع.

### 3: الانحراف المتوسط Mean Deviation

يعرف الانحراف المتوسط بأنه معدل مجموع انحرافات القيم المطلقة عن متوسطها. ومن المعروف أنه من خواص المتوسط كما ذكرنا أن مجموع انحرافات القيم عن متوسطها يساوي صفرًا. فلهذا قلنا في التعريف الانحرافات المطلقة، أي بعض النظر عن اشاراتها. فلذا فاننا عند حساب الانحراف المتوسط نغض الطرف عن اشارات انحرافات القيم . ونجمع القيم المطلقة حتى لا يكون مجموعها صفرًا.

فعلى سبيل المثال اذا اردنا ان نجد الانحراف المتوسط للقيم التالية:

9 ، 12 ، 7 ، 2 ، 3 ، 4 فاننا نجد اولاً المتوسط والذي يساوي في مثل هذه الحالة

$$(6) \text{ وبالتالي الانحراف المتوسط} = \frac{(6-9) + (6-7) + (6-12) + (6-5) + (6-3) + (6-4)}{7} = 2.29$$

ولكن يعاب على الانحراف المتوسط بأنه لا يوجد اي مبرر رياضي لجمع القيم دون النظر الى اشاراتها. لذا فقد لجأ الاصحائيون لتطوير طريقة اخرى لحساب تشتت قيم توزيع ما، هذه الطريقة تدعى نصف المدى الربعي.

### 4: نصف المدى الربعي Interquartile Range

بالاضافة الى ما ذكر سابقاً عن الانحراف المتوسط، فان نصف المدى الربعي يستخدم في حالة وجود قيم شاذة او متطرفة لانه في مثل هذه الحالة لا يمكن ان يعطينا المدى صورة صادقة عن الفروق بين الدرجات لأن المدى كما رأينا يعتمد على القيم الموجودة على الاطراف.

كذلك يستخدم نصف المدى الربعي في حالة وجود فئات مفتوحة والتي يصعب تحديد مراكز فئات لها.

ويعرف نصف المدى الربعي بأنه متوسط الفرق بين الربيع الثالث (يـ 75) والربيع الاول (يـ 25) ولحساب نصف المدى الربعي فاننا نلجأ الى الخطوات الآتية:

1- نحسب المئيني 75 كما مر معنا سابقاً وباستخدام المعادلة 6:3 ولكن بدلاً من ضرب

مجموع التكرارات في  $\frac{50}{100}$  فاننا نضرب مجموع التكرارات في  $\frac{75}{100}$ .

2- نحسب المئيني 25 وباستخدام ايضا المعادلة 6:3 ولكن نضرب مجموع التكرارات في

$$\frac{25}{100}$$

3- يتم قسمة الفرق بين المئيني 75 والمئيني 25 على 2 فيكون الناتج نصف المدى الربعي.

وبتطبيق ذلك على البيانات الواردة في الجدول (4:3)

$$\text{فإن المئيني } 75 = \frac{5 \times [122 - 0.75 \times 180]}{37} + 54.5$$

$$1.756 + 54.5 =$$

$$56.26 =$$

$$\text{اما المئيني } 25 = \frac{5 \times [28 - 0.25 \times 180]}{22} + 39.5$$

$$3.864 + 39.5 =$$

$$43.36 =$$

وباعتماد البيانات السابقة فإن:

$$\text{نصف المدى الربعي} = \frac{[43.36 - 56.26]}{2}$$

$$6.45 =$$

يمتاز نصف المدى الربعي على الانحراف المتوسط بأنه يقوم على اسس رياضية ولكن يعاب عليه اننا لا نعتمد في حسابه على كل قيم التوزيع بل على قيمتين هما المئيني 75 والمئيني 25 .

#### 5:4 التباين Variance

لقد بينا سابقاً أنه عند حساب الانحراف المتوسط بأننا نستخرج معدل انحرافات القيم المطلقة عن متوسطها وقلنا انه لا يوجد هناك مبرر رياضي لذلك. وتحاشياً لهذا جاء التباين ويعرف بأنه معدل مجموع مربعات انحرافات القيم عن متوسطها. والهدف من تربيع الانحرافات للقيم هو للتخلص من اشارات السالب ويمكن حساب التباين باستخدام المعادلة (4:2) التالية:

المعادلة 2:4

$$S^2 = \frac{\sum (x - \bar{x})^2}{n - 1} \quad \text{التبابن (ع²)} = \frac{\text{مج (س - س)}^2}{n - 1}$$

او يمكن حساب التبابن باستخدام المعادلة 3:4

المعادلة 3:4

$$S^2 = \frac{\sum x^2 - \frac{(\sum x)^2}{n}}{n - 1} \quad \text{التبابن (ع²)} = \frac{\text{مج س}^2 - \frac{(\text{مج س})^2}{n}}{n - 1}$$

اذ ان  $\bar{x}$  : متوسط القيم

س : ترمذ للقيم

مج : مجموع

وقد طرحنا (1) من عدد الافراد على اساس ان البيانات التي لدينا هي بيانات لعينة اختيرت من مجتمع ما ليتم دراستها وعمم نتائجها فيما بعد على المجتمع الذي اختيرت منه. لذلك فاننا عندما نريد ان نستخرج التبابن لبيانات مجتمع كامل فاننا نقسم على (ن)، اي جميع الافراد بدون ان تطرح منه القيمة (1).

مثال (1:4) احسب التبابن للقيم الآتية: 5 ، 7 ، 10 ، 6 ، 8 ، 4 ، 9

لإيجاد التبابن للبيانات الواردة في المثال (1:4) فاننا نلجأ الى الخطوات الآتية:

1- نقوم بحساب الوسط للقيم السابقة وفي مثل هذه الحالة فان:

$$\text{الوسط} = \frac{49}{7}$$

$= 7$

2- نطرح الوسط من كل قيمة من القيم ونربع الناتج وذلك كما هو وارد أدناه:

$$\text{مج (س - س)}^2 = 2(7-9) + 2(7-4) + 2(7-6) + 2(7-8) + 2(7-10) + 2(7-7) + 2(7-5)$$

$$= 4 + 9 + 1 + 1 + 9 + 4 + \text{صفر}$$

$$= 28$$

3- يقسم الناتج من الخطوة رقم (2) على (عدد الافراد - 1) وبالتالي يكون

$$\text{التبابن (ع²)} = \frac{28}{1-7} \\ 4.67 =$$

كما يمكن الوصول الى نفس النتيجة باستخدام المعادلة (3:4) وبتطبيق المعادلة 3:4 على البيانات الواردة في المثال (1:4) فان:

$$\text{مج. س} = 9 + 4 + 6 + 10 + 7 + 5$$

$$= 49$$

$$\text{مج. س}^2 = 81 + 16 + 36 + 64 + 100 + 49 + 25$$

$$= 371$$

$$\bar{x}^2 = \frac{\frac{49 \times 49}{7} - 371}{1 - 7}$$

$$= 4.67$$

اما اذا كانت القيم موضوعة في جدول تكراري فيمكن حساب التباين باستخدام المعادلة (4:4) الآتية:

المعادلة 4:4	
$S^2 = \frac{\sum fX^2 - \frac{(\sum fX)^2}{n}}{n - 1}$	$\bar{x}^2 = \frac{\text{مج. ت س}^2 - \frac{(\text{مج. ت س})^2}{n}}{n - 1}$

ن = مجموع التكرارات

مثال (2:4): فيما يلي توزع علامات (15) طالباً في مادة الاحصاء في التربية.

جدول 1:4 توزع علامات (15) طالباً في مادة الاحصاء في التربية

الفئة	النكرار (ت)	مركز الفئة (س)	ت س	س <sup>2</sup>	ت س <sup>2</sup>	مج. ت س <sup>2</sup>
14-10	1	12	12	144	144	144
19-15	3	17	51	289	867	867
24-20	5	22	110	484	2420	2420
29-25	4	27	108	729	2916	2916
34-30	2	32	64	1024	2048	2048
	15		345			8395

وبتطبيق المعادلة (4:4) على البيانات الواردة في الجدول (1:4) فان

$$\frac{\frac{345 \times 345}{15} - 8395}{14} = 2^2$$

$$\frac{7935 - 8395}{14} =$$

$$\frac{460}{14} =$$

$$32.86 =$$

#### 6:4 الانحراف المعياري Standard Deviation

الانحراف المعياري من اكثرب مقاييس التشتت استخداماً ويعرف بأنه الجذر التربيعي لعده مجموع مربعات انحرافات القيم عن متوسطها . اي ان الانحراف المعياري هو الجذر التربيعي للتباین، ويطلب حسابه اولاً حساب التباين للقيمة ثم استخراج الجذر التربيعي للتباین فيكون الناتج هو الانحراف المعياري .

فلو كان التباين لمجموعة من العلامات يساوي 64 فان الانحراف المعياري يساوي  $\sqrt{64}$   
(8).

ففي حالة البيانات بدون وجود تكرارات فان المعادلة 4:2 تصبح على النحو الآتي  
(المعادلة 5:4):

المعادلة 5:4

$$S = \sqrt{\frac{\sum (X - \bar{X})^2}{n - 1}} \quad \sigma = \sqrt{\frac{\text{مجم } (س - س) ^ 2}{n - 1}}$$

والمعادلة 4:3 تصبح على النحو الآتي (المعادلة 6:4)

المعادلة 6:4

$$S = \sqrt{\frac{\sum X^2 - \frac{(\Sigma X)^2}{n}}{n - 1}} \quad \sigma = \sqrt{\frac{\text{مجم } س} {n} ^ 2 - \frac{(\text{مجم } س) ^ 2}{n - 1}}$$

اما في حالة التكرارات، ولا يجاد الانحراف المعياري فان المعادلة 4:4 تصبح على النحو الآتي (المعادلة 7:4)

المعادلة 7:4

$$S = \sqrt{\frac{\sum fX^2 - \frac{(\sum fX)^2}{n}}{n-1}}$$

$$= \sqrt{\frac{n \cdot \text{مجمدة}^2 - (\text{مجموع} \cdot \text{ن})^2}{n-1}}$$

يستخدم التباين او الانحراف المعياري لوصف تشتت القيم عن متوسطها. اي لوصف بعد وقرب القيم عن المتوسط. فكلما كانت قيمة الانحراف المعياري كبيرة دل ذلك على تشتت وتبعاد القيم عن المركز. والقيمة القليلة للانحراف المعياري تدل على تجانس اكبر بين القيم، ولكن الانحراف المعياري يستخدم اكثر من التباين لأن التباين يعبر عنه بوحدات مريعة بينما الانحراف المعياري يعبر عنه بقيم مشابهة لقيم الاصلية. مثال ذلك في تفسيرنا لدرجة ذكاء(115)، فإذا كان المتوسط 100 والانحراف المعياري لمقياس الذكاء (15) فلذا فإن درجة الذكاء هذه تقع فوق المتوسط بانحراف معياري واحد وهو (15) بينما لو استخدمنا التباين يكون (15)<sup>2</sup> اي 225، فلا يكون هنا مفيداً في تفسير معامل الذكاء. وللانحراف المعياري استخدامات كثيرة فهو يستخدم عند تحويل الدرجات الخام الى درجات معيارية، وعند حساب الخطأ المعياري للقياس (Standard Error of Measurement) في التحويلات الاحصائية.

#### 1:6:4 ملاحظات على الانحراف المعياري

- 1- الانحراف المعياري حساس لبعد او قرب العلامات من المتوسط ولذلك كلما صفت قيمته دل ذلك على ان طبيعة البيانات متقاربة ومترافقه حول الوسط، وبالتالي التشتت قليل والعكس هو الصحيح.
- 2- يأخذ بعض الاعتبار جميع القيم في حسابه وبالتالي يستخدم عند المقارنة بين المجموعات والعينات الاحصائية والاستنتاجات الاحصائية المتعلقة بالفرضيات.
- 3- يتاثر الانحراف المعياري بالقيم الشاذة او المتطرفة.
- 4- يصعب ايجاد الانحراف المعياري في حالة الفئات المفتوحة وذلك لعدم امكانية تحديد مراكز الفئات، وبالتالي اما ان تهمل الفئات المفتوحة او يتم حساب نصف المدى الرباعي.
- 5- لا يتاثر الانحراف المعياري بعمليتي الجمع والطرح، فاضافة مقدار ثابت لقيم الاصلية او طرح مقدار ثابت منها لن يغير في قيمة الانحراف المعياري.
- 6- يتاثر الانحراف المعياري بعمليتي الضرب والقسمة.

## 7: الخطأ المعياري للقياس Standard Error of Measurement

يستخدم احيانا الخطأ المعياري للقياس للدلالة على التشتت او التباين او التجانس فكلما كان الخطأ المعياري قليلا كلما كان هناك تقارب او تجانس اكثرا بين القيم وكلما زاد الخطأ المعياري قلت دقة القياس ودل ذلك على تشتت القيم.

ويتم حساب الخطأ المعياري للقياس وذلك باستخدام المعادلة (8:4) الآتية:

المعادلة 8:4

$$S_{x-\bar{x}} = \frac{S}{\sqrt{n}}$$

$$\frac{\sigma}{\sqrt{n}} = \frac{\sigma}{n}$$

## 8: معامل الاختلاف The coefficient of Variation

للمقارنة بين المجموعات المختلفة او بين العينات فاننا لا نستطيع اجراء مقارنة بناء على الانحراف المعياري لكل مجموعة وذلك لأننا بحاجة الى توحيد القياس بالنسبة للمجموعتين. لذلك يتم استخدام ما يسمى معامل الاختلاف وذلك وفقا للمعادلة (9:4) الآتية:

المعادلة 9:4

$$CV = \frac{S}{\bar{x}} \times 100 \quad \text{معامل الاختلاف} = \frac{\text{انحراف المعياري}}{\text{المتوسط}} \times 100$$

مثال (3:4) فيما يلي علامات مجموعتين من الافراد (الجدول 2:4).

الجدول 2:4 توزع علامات مجموعتين من الافراد

المجموعة الثانية	المجموعة الاولى
2000	2
2000	2
4000	4
5000	5
12000	12

ومن خلال حساب الوسط الحسابي والانحراف المعياري لكل منها فإن الوسط الحسابي للمجموعة الاولى يساوي (5)، والانحراف المعياري 4.123، والوسط الحسابي

للمجموعة الثانية يساوي (5000)، والانحراف المعياري (4123.11) فهل نستطيع المقارنة بين المجموعتين بناء على الانحراف المعياري؟

كما اشرنا سابقاً لا نستطيع المقارنة وبالتالي لابد من استخدام ما يسمى بمعامل الاختلاف وفي مثل هذه الحالة فان:

$$\text{معامل الاختلاف للمجموعة الاولى} = \frac{4.123}{5}$$

$$= 82.46$$

$$\text{معامل الاختلاف للمجموعة الثانية} = \frac{4123.11}{5000}$$

$$= 82.46$$

بناء على النتيجة السابقة فاننا نستطيع القول بأن معامل الاختلاف واحد بالنسبة للمجموعتين او أن التباين متساوي.

## اسئلة الفصل الرابع

(1) فيما يلي أعمار عشرة اطفال مقدراً بالسنوات 6 ، 9 ، 7 ، 6 ، 9 ، 10 ، 3 ، 11 ، 8 ، 5 . بالرجوع لهذه البيانات أجب عن الاسئلة التالية حسب هذه البيانات.

أ- المدى الحقيقي.

ب- الانحراف المتوسط.

ج- نصف المدى الرباعي.

د- التباين.

هـ- الانحراف المعياري.

و- معامل الاختلاف.

(2) فيما يلي جدول تكراري لعلامات 48 طالباً في امتحان اللغة العربية

الفئة	النكرار
9-5	2
14-10	3
19-15	6
24-20	7
29-25	12
34-30	10
39-35	5
44-40	2
49-45	1

بالرجوع للبيانات السابقة احسب ما يلي

أ- المدى الحقيقي.

ب- الانحراف المتوسط.

ج- نصف المدى الرباعي.

د- التباين.

هـ- الانحراف المعياري.

و- معامل الاختلاف.

(3) بين أن مجموع انحرافات القيم التالية عن متوسطها يساوي صفرأ.

15 ، 14 ، 13 ، 12 ، 11

## الفصل الخامس

### مقاييس الموضع

- ٥ : ١ مقدمة
  - ٥ : ٢ المئينات
  - ٥ : ٣ كيفية حساب المئينات
  - ٥ : ٤ الرتبة المئينية
  - ٥ : ٥ المنحنى السوي
  - ٥ : ٦ خصائص المنحنى السوي
  - ٥ : ٧ فوائد استخدام المنحنى السوي
  - ٥ : ٨ ايجاد الدرجة الخام بدلاً عن الدرجة المعيارية
  - ٥ : ٩ استخدام برنامج SPSS من خلال الحاسوب لمعالجة البيانات باستخدام اساليب الاحصاء الوصفي للفصول من الثاني وحتى الخامس.
  - ٥ : ١٠ كيفية التعامل مع برنامج (SPSS) من خلال استخدام الحاسوب
- اسئلة الفصل الخامس

## مقاييس الموقع

### Measures of Location

#### 1:5 مقدمة

من أجل مقارنة موقع الفرد بالنسبة لباقي افراد المجموعة فانتا نلجأ الى ما يسمى بـ مقاييس الموقع وذلك لمقارنة موقع درجة الفرد من الدرجات الاخرى، فالدرجة الخام التي يحصل عليه الفرد هي درجة ليس لها معنى، اذ لا بد من تحويل هذه الدرجة الى درجة جديدة حتى تصبح ذات معنى. ومن هذه التحويلات:

1. المئينات Percentile

2. الرتب المئينية Percentile Rank

3. الدرجة المعيارية Standard Score

هذا وسوف نتحدث في هذا الفصل عن هذه التحويلات بالتفصيل، كما سيتم الحديث عن الدرجة المعيارية في اطار المنحى السوي او الطبيعي.

#### 2:5 المئينات Percentile

المئين هو نقطة في التوزيع يقع ضمنها وتحتها نسبة مئوية من الحالات، فإذا كان مئيني طالب في الثانوية العامة هو (75) فهذا يعني ان 75% من الطلاب ضمن علاماته وأقل منها، وعادة ما يرمز للمئين بالرمز (P<sub>i</sub>) فهذا يعني ما العلامة التي يقع ضمنها وتحتها (يقل عنها) 60% من العلامات او الافراد او القيم.

وكما أشرنا سابقاً فان  $P_50$  تقابل الوسيط.

ولاجاد المئين فانتا نستخدم المعادلة (1:5)

$$\text{المعادلة (1:5)} \\ \text{المئين} = \frac{\text{الحد الادنى الفعلى للفئة المئينية} + \left( \frac{\text{عدد الحالات} \times \text{النسبة المقابلة للمئيني المطلوب} - \text{التكرار التراكمي}}{\text{طول الفئة}} \right) \times \text{تكرار الفئة المئينية}}{\text{تكرار الفئة المئينية}}$$

$$P_x = n + \left( \frac{np - cf}{f_i} \right) (w)$$

حيث أن  $n = 11$  = الحد الادنى الفعلى للفئة المئينية

$n$  = عدد الافراد او مجموع عدد الدرجات

$p$  = النسبة المقابلة للمئيني المطلوب

$cf$  = التكرار التراكمي للفئة دون المئينية

$f_i$  = تكرار الفئة المئينية

$w$  = طول الفئة

### 1:2:5 كيفية حساب المئينات:

من اجل حساب المئينات فاننا نلجأ الى المثال التالي (مثال 1:5)  
مثال (1:5): اذا كانت علامات (7) طلاب في امتحان المدخل الى علم النفس على النحو الآتي:

[73 ، 72 ، 45 ، 60 ، 80 ، 85 ، 65 ، 70]

جد المئيني 75

الحل:

لحساب المئيني 75 فاننا نلجأ الى الخطوات الآتية:

1- ترتيب القيم السابقة تصاعدياً او تنازلياً

45 ، 60 ، 65 ، 70 ، 72 ، 80 ، 83 ، 85

2- إن السؤال المطروح ما (ى75) لهذا التوزيع، اي ما هي العلامة التي تقع تحتها 75% من الحالات او القيم.

3- بما أن عدد الحالات او القيم (8) حالات فان عدد القيم التي تقع تحتها 75% من الحالات هي:

$\frac{75}{100} \times 8$  ، وتساوي (6) حالات

اي ان عدد الحالات المطلوبة للوصول الى العلامة هي (6) حالات، وبالتالي فان العلامة التي تقابل المئيني 75 تساوي (80)، اي ان العلامة (80) هي العلامة التي يقع تحتها 75% من الحالات.

اما في حالة الجداول التكرارية فان حساب المئينات يسير وفق الخطوات الآتية:

1- تحديد الحدود الفعلية للفئات.

2- ايجاد جدول تكراري متجمع صاعد.

3- حساب ترتيب المئيني المطلوب.

4- ايجاد لفئة التي تحتوي على المئيني المطلوب.

5- ايجاد عدد الحالات التي تقع تحت المئيني المطلوب.

6- ايجاد عدد الحالات التي تقع ضمن المئيني المطلوب.

7- ايجاد طول الفئة.

مثال (2:5) : الجدول التالي (1:5) يمثل توزيع علامات (40) طالبا في مادة مدخل الى التربية.

الجدول 5: توزيع علامات (40) طالبا في مادة مدخل الى التربية

الفئة	النكرار	الحدود الفعلية للفئات	النكرار التراكمي الصاعد
9-5	3	9.5-4.5	3
14-10	5	14.5-9.5	8
19-15	7	19.5-14.5	15
24-20	9	24.5-19.5	24
29-25	7	29.5-24.5	31
34-30	5	34.2-9.5	36
39-35	3	39.5-34.5	39
44-40	1	44.5-39.5	40

المطلوب: ايجاد المئيني 70

الحل:

1- حساب ترتيب المئيني 70 :

$$\text{ترتيب المئيني } 70 = \frac{70}{100} \times 40$$

= 28 حالة

اي ان عدد الحالات المطلوبة للوصول الى المئيني 70 تساوي (28).

2- نحدد الفئة التي يقع فيها المئيني 70 ، وبالبحث في النكرار التراكمي الصاعد فاننا نجد

- ان عدد الحالات المطلوب تقع بين التكرار التراكمي 24 و 31، وبالتالي فالفئة التي تتضمن التكرار التراكمي (31) هي الفئة التي يقع ضمنها المئيني 70 اي تتجاوز الفئة 20-24 الى الفئة 25-29، وهي الفئة المطلوبة والتي حدودها الفعلية 24,5-29,5.
- 3- مجموع التكرارات التي تقع دون الفئة التي يقع ضمنها المئيني يساوي (24).
  - 4- عدد الحالات التي تقع ضمن المئيني 75 وفي الفئة 25-29 تساوي (7).
  - 5- طول الفئة يساوي (5).

وبتطبيق المعادلة (1:5) السابقة فان:

$$\text{المئيني } 70 \text{ يساوي} = 5 \times \left[ \frac{24 - (70 \times 40)}{7} \right] + 24.5$$

$$2.86 + 24.5 =$$

$$27.36 =$$

اي ان العلامة 27.36 هي العلامة التي يقع ضمنها وتحتها 70% من الحالات.

### 3:5 الرتبة المئينية Percentile Rank

نفرض ان طالباً كانت علامته في امتحان ما تساوي (28)، ونريد ان نعرف ما نسبة الطلبة الذين تقل علاماتهم عن (28)، اي اننا نريد ان نعرف رتبته المئينية والتي تعني نسبة الطلبة الذين حصلوا على علامته او دونها، من هنا لابد أن نسأل عن الرتبة المئينية للعلامة (28).

وحتى نعرف نسبة هؤلاء الطلبة في التوزيع والذين حصلوا على علامة (28) فما دون فاننا نسب هذا العدد الى العدد الكلي للطلاب مضروباً في 100%， لذلك العلامة 28 هي قيمة معينة في التوزيع يقع ضمنها او تحتها نسبة معينة من القيم ولحساب الرتبة المئينية لعلامة ما فاننا نلجأ الى المعادلة الآتية:

$$\begin{aligned}
 & \text{العادلة 2:5} \\
 & \text{الرتبة المئينية لعلامة ما} = \left\{ \frac{\text{مجموع التكرارات الادنى للفئة التي تكرار الفئة}}{\text{العادلة 2:5}} + \frac{\text{تفصيل المقادير}}{\text{العادلة 2:5}} \right\} \\
 & 100 \times \left\{ \frac{\text{العلامة - الحد الادنى للفئة التي تقع ضمنها العلامة}}{\text{طول الفئة}} \times \frac{\text{تفصيل المقادير}}{\text{طول الفئة}} \right\} \\
 & PR = \left\{ \frac{cf + \frac{x - 11}{w} \times fi}{n} \right\} \times 100
 \end{aligned}$$

حيث أن:

$PR$  = الرتبة المئينية

$cf$  = مجموع التكرار التراكمي قبل الفئة التي تقع فيها العلامة المراد استخراج رتبتها

$x$  = العلامة المراد استخراج رتبتها

$11$  = الحد الادنى للفئة التي تقع فيها العلامة

$w$  = طول الفئة

$fi$  = تكرار الفئة التي تقع فيها العلامة

$n$  = عدد افراد العينة

مثال (3:5): بالرجوع الى الجدول (1:5) احسب الرتبة المئينية للعلامة 38.

الحل:

لإيجاد الرتبة المئينية للعلامة 38 فانتا نلجأ الى الخطوات الآتية:

1- نحدد الفئة التي تقع ضمنها العلامة وفي مثل هذه الحالة فان الفئة هي (35-39)، وحدودها الفعلية 34.5-39.5.

2- مجموع التكرار التراكمي قبل الفئة التي تقع فيها العلامة المراد استخراج رتبتها وفي مثل هذه الحالة فان مجموع التكرارات تساوي 36.

3- تكرار الفئة التي تقع ضمنها العلامة وفي هذه الحالة فانها تساوي (3).

4- طول الفئة وفي هذه الحالة فان طول الفئة يساوي (5).

5- عدد افراد العينة ويساوي (40).

وبتطبيق المعادلة 2:5 فان:

$$\text{المرتبة المئانية للعلامة } 38 = 100 \times \left[ \frac{3 \times \frac{(34.5 - 38)}{5} + 36}{40} \right] = 95.25$$

#### ٤:٥ الدرجة المعيارية : Standard Score (z)

كما اشرنا سابقاً عند الحديث عن المئويات، فان المقارنة بين علامات الفرد بناءً على الدرجة الخام ليس ذا معنى، وبالتالي لابد من تحويل هذه العلامة الى درجة جديدة، واحدى هذه التحويلات ما يسمى بالدرجة المعيارية Standard Score او (z) Score.

والدرجة المعيارية لها خصائص ومن هذه الخصائص ان متوسطها صفر وانحرافها المعياري (1). والحجم الرقمي للدرجة المعيارية يشير الى عدد الانحرافات المعيارية التي تتحرف فيها الدرجة الخام Raw Score عن المتوسط، اي ان الدرجة المعيارية عبارة عن انحراف العلامات عن متوسطاتها الحسابية مقدرها بوحدات الانحراف المعياري، فهي درجات خام حولت الى درجات جديدة.

هناك استخدامات عديدة للدرجة المعيارية منها مقارنة اداء طالب معين في مواد مختلفة.

فعلى سبيل المثال اذا كان اداء طالب معين في الجامعة على الموضعين التاليين على النحو الآتي:

مثال (٤:٥) :

الاحداث	علم النفس	اللغة الانجليزية	المادة
70	60	75	العلامة
55	50	70	المتوسط الحسابي
15	05	10	انحراف المعياري

الحل:

اذا نظرنا الى العلامات السابقة فاننا قد نقول بان اداء الطالب في اللغة الانجليزية يأتي في المرتبة الاولى يليه الاحداث ثم علم النفس. ان مثل هذه المقارنة غير صحيحة وذلك لأنها تمت بناءً على الدرجة الخام، وكما اشرنا سابقاً فان الدرجة الخام درجة ليس لها معنى. وحتى تصبح ذات معنى لابد من تحويلها الى درجة جديدة من مثل الدرجة المعيارية، والتي لها متوسط (صفر) وانحراف معياري (1). ومن هنا فحتى تكون المقارنة صحيحة فاننا نحوال العلامات السابقة الى ما يسمى بالدرجة المعيارية. والدرجة المعيارية يمكن حسابها باستخدام المعادلة الآتية:

المعادلة (3:5)

$$Z = \frac{x - \mu}{\sigma}$$

$$z = \frac{x - \mu}{\sigma}$$

اذأن:

 $x$  = العلامة $\mu$  = الوسط الحسابي $\sigma$  = الانحراف المعياري

وبتطبيق المعادلة على البيانات السابقة فان:

$$\text{اللغة الانجليزية} = \frac{70 - 75}{10} \\ 0.5 =$$

$$\text{علم النفس} = \frac{50 - 60}{5} \\ 2+ =$$

$$\text{الاحصاء} = \frac{55 - 70}{15} \\ 1 =$$

هذا ولا بد من الافتراض ان العلامات موزعة توزيعاً طبيعياً (سوياً) حتى نستطيع استخدام مثل هذه المعادلة.

من النتائج السابقة يتبين لنا ان اداء الطالب افضل في مادة علم النفس بليه في ذلك الاحصاء، ثم اللغة الانجليزية والتي كانت في البداية في المرتبة الاولى بناء على المقارنة التي تمت على اساس الدرجات الخام.

وبالاضافة الى الدرجة المعيارية فهناك ايضا درجات محولة اخرى من مثل الدرجة التائية T-Score وهذه الدرجة لها متوسط (50) وانحراف معياري (10) والسبب في استخدام مثل هذه الدرجات هو للتخلص من الاشارات السالبة او الكسور العشرية

وبالاضافة الى وجود درجة معيارية تساوي صفر يصعب فهمها من قبل ولد الامر او الطالب. ومن هنا قادنا نحو الدرجة المعيارية الى درجة تائية وذلك حسب المعادلة الآتية:

المعادلة 4:5

$$T. Score = Z (10) + 50$$

$$\text{الدرجة التائية} = (z) 10 + 50$$

اذ أن:

$Z$  = الدرجة المعيارية للعلامة الخام

10 = الانحراف المعياري للدرجة التائية

50 = الوسط الحسابي للدرجة التائية

مثال (5:5): اذا حصل طالب في امتحان الاحصاء على علامة (60) وكان الوسط الحسابي لهذا الامتحان يساوي (80) والانحراف المعياري له يساوي 10 فما الدرجة التائية لهذا الطالب.

الحل:

اولاً نحو العلامة الى الدرجة المعيارية  $z$  (على افتراض ان توزيع العلامات سوي) وذلك من خلال استخدام المعادلة (3:5):

$$z = \frac{80 - 60}{10}$$

$$= 2$$

بعد ذلك يتم استخدام المعادلة 4:5 وذلك لايجاد الدرجة التائية وفي مثل هذه الحالة فان:

$$\text{الدرجة التائية} = 50 + 10 \times 2$$

$$= 30$$

اي ان الدرجة التائية للعلامة الخام 60 تساوي (30).

هذا ولا بد من الحديث عن الدرجة المعيارية في اطار المنحنى السوي او الطبيعي.

## 5: المنحنى السوي Normal Distribution

يعتبر المنحنى السوي من اهم التوزيعات وذلك للاسباب الآتية:

- 1- ان العديد من المتغيرات التابعية التي نتعامل معها يفترض انها تتوزع توزعا سويا في المجتمع.

- 2- اذا افترضنا بان المتغير يتوزع تقريباً توزعاً سرياً فانه يمكن ان نجري بعض الاستنتاجات التقريرية او المساوية بالضبط لقيم ذلك المتغير.
- 3- ان التوزيع النظري لمجموعة افتراضية من متوسطات العينة والتي تم الحصول عليها عن طريق سحب عينات غير محدودة من مجتمع محدد هو توزيع سوي تقريباً تحت مدى واسع ومتعدد من الشروط، مثل هذا التوزيع يسمى بالتوزيع العيني للمتوسط.
- 4- ان معظم الاحصائيات التي يمكن استخدامها وخاصة في حالة الاحصاء الاستدلالي تفترض ان المجتمع المضمن العديد من الحالات يتوزع توزعاً سرياً.
- ان المنحنى السوي هو عبارة عن توزيع نظري، اذ يتم تحديده بمعادلة رياضية والتوزيع العيني يكون قريباً من السواء اذا كان حجم العينة كبير، فاذا كان عدد افراد العينة المختارة من المجتمع اكثراً من (30) فان شكل التوزيع يكون سرياً وذلك وفقاً للنظرية الحدية المركزية (Central Limit Theorem).

وتشير هذه النظرية الى انه اذا كان حجم العينة الذي تم اختياره او سحبه من المجتمع اكبر من (30) فان التوزيع اقرب الى السواء وفي بعض الاراء تشير إلى (25) فرداً او اكثراً.

#### 1:5: خصائص المنحنى السوي:

يتتصف المنحنى السوي بالعديد من الخصائص تمثل بالآتي:

- 1- يشبه شكل المنحنى شكل الجرس المقلوب وبالتالي اذا حاولنا ان نطبق جزئي المنحنى على بعضهما فانهما سوف يتطابقان لأن المنحنى السوي يتتصف وكما اشرنا سابقاً بخاصية التمايز الطبيعي.
- 2- الوسط والوسيل والمتوال تقع جميعاً على نقطة واحدة.
- 3- له منوال واحد.
- 4- احتمال حدوث الحالات القريبة من الوسط أعلى من احتمال حدوث الحالات بعيدة عن الوسط.
- 5- نهايتي المنحنى لا يتلامسان مع المحور الافقى وذلك حتى يكون هناك مجال لتمثيل الحالات الشاذة او المتطرفة.
- 6- هناك منحنيات سوية لها نفس المتوسط الحسابي ولكنها تختلف في الانحرافات المعيارية. او لها نفس الانحرافات المعيارية ولكن تختلف من حيث الوسط الحسابي.

7- المساحة تحت المنحنى السوي واحد صحيح او 100% وهي تساوي اما عدد التكرارات اذا كان التوزيع تكاريأً أو المجموع الكلي للاحتمالات اذا كان التوزيع احتماليأً فعلى سبيل المثال المساحة بين المتوسط و + 1 تساوي 0.3413 وبين + 1 و + 2 تساوي 0.1359 والمساحة بعد + 2 تساوي 0.0228 وكذلك الحال المساحة بين الوسط و - 1 تساوي 0.3413 وبين - 1 و - 2 تساوي 0.1359 دون - 2 تساوي 0.0228، اي ان 50% من الحالات دون الوسط و 50% من الحالات فوق الوسط.

8- هناك جداول خاصة لاستخراج المساحات تحت المنحنى السوي ومشار الى ذلك في الملحق الموجودة في نهاية الكتاب. اذا ان هذا الجدول يعطينا قيمة (ز) والمساحة بين الوسط و (ز) والمساحة الكبرى والمساحة الصفرى. وادا ما جمعنا المساحة الكبرى والمساحة الصفرى فانهما يساويان 100%.

9- يمكن تحويل المنحنيات الطبيعية الى منحنيات معيارية متوسطها صفر وانحرافها المعياري (1)، وتبقى لها نفس الخصائص وينطبق ذلك على المنحنى السوي.

#### 2:5:5 فوائد استخدام المنحنى السوي:

ان استخدام المنحنى السوي يتربّع عليه فوائد عملية وخاصة في مجال التربية وعلم النفس، وهذه الفوائد تمثل الآتي:

1- تحديد نسبة الافراد الذين ينحصرون بين علامات او درجات خام معينة.

2- ايجاد الدرجة المعيارية التي تحصر بينها نسبة معينة من الافراد.

3- معرفة المئينات والرتب المئينية للافراد.

وفيمما يلي توضيح للنقاط السابقة:

1- تحديد نسبة الافراد الذين يقعون تحت قيمة معينة او فوق قيمة معينة او بين قيمتين.

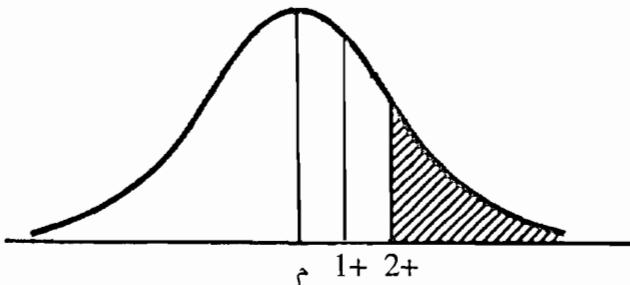
مثال (6:5): اذا كان متوسط علامات مجموعة من الطلاب (50) والانحراف المعياري يساوي (5) جد الآتي:

أ- نسبة الطلبة الذين تقل علاماتهم عن 60.

لإيجاد نسبة الطلبة الذين تزيد علاماتهم عن 60، فاننا نحسب قيمة (ز) وذلك وفقا للالمعادلة (3:5) وفي مثل هذه الحالة فان:

$$z = \frac{50 - 60}{5} = 2+$$

اي ان موقع العلامة ينحرف فوق الوسط بـ 2+ درجة معيارية وذلك كما هو موضح في الشكل الآتي:

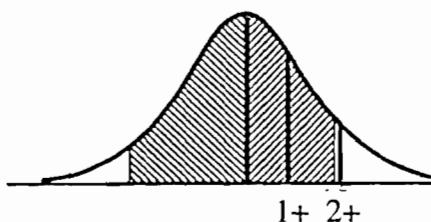


وبما ان المطلوب هي المساحة التي أعلى من 2+ (المنطقة المظللة) وهي المساحة الصغرى من الشكل فإذا رجعنا الى جدول المنحنى السوي (ملحق 2) وبالنظر الى هذه المساحة فاننا نجد انها تساوي 0.0228. وهي نسبة الطلبة الذين تزيد علاماتهم عن 60.

ب- نسبة الطلبة الذين تقل علاماتهم عن 60.

لإيجاد النسبة فاننا نجد ايضا قيمة (z) وقيمة (z) هنا تساوي 2+، وبما ان المطلوب المساحة التي تقل عن 2+ او تقل عن العلامة 60 فاننا ننظر الى ما يسمى بالمساحة الكبرى (المنطقة المظللة).

كما هو وارد في الشكل ادناه وذلك من جدول التوزيع السوي (الملحق 2).



وبالنظر الى هذه المساحة فاننا نجد انها تساوي 0.9772. وهي تمثل نسبة الطلبة الذين يحتمل ان تقل علاماتهم عن 60.

ح- نسبة الطلبة الذين تتحصر علاماتهم ما بين العلامة 55 والعلامة 45.

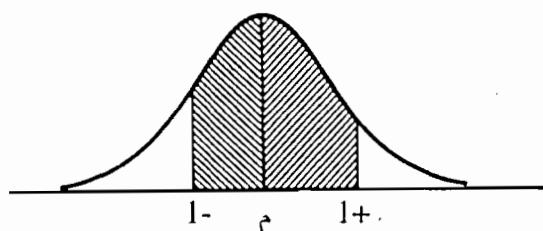
لإيجاد نسبة الطلبة الذين تتحصر علاماتهم ما بين العلامة 55 والعلامة 45، فاننا نجد

قيمة (ز) للعلامة 55 وقيمة (ز) للعلامة 45 وذلك على النحو الآتي:

$$z_{55} = \frac{50 - 55}{5} = \\ 1+ =$$

$$z_{45} = \frac{50 - 45}{5} = \\ 1- =$$

وبالنظر الى الشكل الوارد ادناه فان هذه المساحة محصورة بين 1+ و 1-، وبالرجوع الى جدول التوزيع السوي (الملحق 2) فاننا نجد اولا المساحة بين المتوسط و 1+ وهذه المساحة تساوي 0.3413 وكذلك بين المتوسط و 1- وهذه المساحة تساوي 0.3413.



وعن طريق جمع المساحتين فان هذه النسبة تساوي 0.6826. وهي تمثل نسبة الطلبة الذين تقع علاماتهم بين 55 و 45.

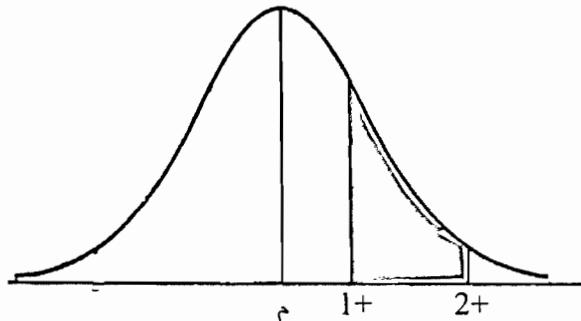
د- نسبة الطلبة الذين ينحصرون بين العلامة 55 والعلامة 60.

لإيجاد المساحة المحصورة بين العلامة 55 والعلامة 60، فاننا نجد قيمة (ز) لكل علامة وذلك على النحو الآتي:

$$z_{55} = \frac{50 - 55}{5} = \\ 1+ =$$

$$z_{60} = \frac{50 - 60}{5} = \\ 2+ =$$

اي ان المساحة المطلوبة هي بين ز (1+) و ز (2+) وذلك كما هو وارد في الشكل التالي (المنطقة المظللة).



وبالرجوع الى جدول التوزيع السوي (الملحق 2) فاننا نجد اولا المساحة المحسورة بين المتوسط و  $1+$  وهذه المساحة تساوي 0.3413 وكذلك المساحة بين المتوسط و  $2+$  والتي تساوي 0.4772 وبما ان المساحتين واقعتين في نفس الجهة من الوسط فان القيمة المطلوبة تساوي  $0.4772 - 0.3413 = 0.1359$ .

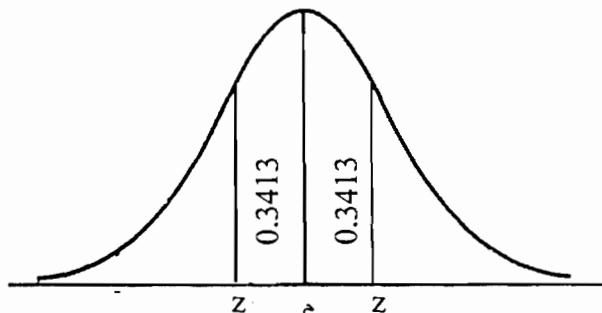
2- ايجاد الدرجات المعيارية التي تحصر بينها نسبة معينة من الافراد.

مثال (7:5): جد الدرجتين المعياريتين اللتين تحصران بينهما مساحة قدرها 6826 على جانبي خط التماثل.

الحل:

في مثل هذه الحالة يتم قسمة المنحنى الى نصفين متساوين وذلك على النحو الآتي:  

$$\frac{0.6826}{2} = 0.3413$$
 وهي المساحة المحسورة بين المتوسط والدرجة المعيارية وذلك كما هو واضح في الشكل الآتي:



نبحث عن هذه المساحة في الجدول الموجود في (الملحق 2)، وذلك في العمود الثاني Mean to z ونجد الدرجة المعيارية التي تقابلها وفي مثل هذه الحالة فان الدرجة المعيارية التي تقابلها تساوي (1)، وبما انها على جانبي الوسط فان  $z = 1+$  و  $z = -1-$  اي المساحة المحسورة بين  $z = 1+$  و  $z = -1-$

كما يمكننا من خلال ذلك ايجاد القيمتين الخام اللتين تحصران بينهما نسبة معينة من المساحة على جانبي الوسط.

مثال (8:5): بين اي قيمتين خام على جانبي خط التماثل تحصران بينهما 0.6826 من الحالات في توزيع طبيعي متوسطه 40 وانحرافه المعياري 5.

الحل:

لقد وجد من خلال المثال السابق (7:5) بأن المساحة المحصورة بين الوسط والدرجة المعيارية تقابل  $z = +1$ ، وكذلك المساحة بين الوسط والدرجة المعيارية في الاتجاه الآخر  $z = -1$ .

اذ المساحة محصورة بين  $z_1 = +1$  و  $z_2 = -1$  وبتطبيق المعادلة (3:5) فان:

$$z = \frac{s - \mu}{\sigma}$$

ولاجاد قيمة (س) فاننا نلجم الى اشتقاق قيمة (س) من المعادلة السابقة

$$s = z \times \sigma + \mu$$

وبتطبيق ذلك على النتائج السابقة فان

$$\text{العلامة او الدرجة الخام الاولى } (s_1) = 40 + 5 \times 1+ \\ = 45$$

$$\text{العلامة او الدرجة الخام الثانية } (s_2) = 40 + 5 \times 1- \\ = 35$$

اذن المساحة تتحصر بين العلامة 35 والعلامة 45.

كذلك يمكن ايجاد عدد الافراد الذين حصلوا على علامة معينة بما فوق أو دون أو بين قيمتين من خلال المعادلة الآتية:

المعادلة 5:5

$$\text{عدد الافراد} = \text{المساحة (او النسبة)} \times \text{ن الكلية}$$

مثال (9:5): تقدم 1000 طالب لامتحان في مادة المدخل الى علم النفس، وكانت نتائجهم موزعة توزيعاً طبيعياً بمتوسط مقداره (70) وانحراف معياري يساوي (5).

أ- جد عدد الطلبة الذين حصلوا على علامة 75 بما فوق.

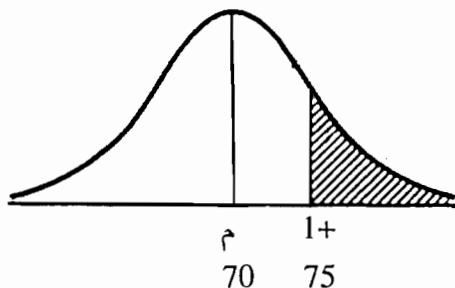
ب- جد عدد الطلبة الذين حصلوا على علامة 75 بما دون.

الحل:

1- ايجاد قيمة  $Z$  للعلامة 75 وذلك باستخدام المعادلة (3:5) وبنطبيق المعادلة فان:

$$\frac{70 - 75}{5} = \frac{-5}{5} = -1+$$

اي ان العلامة تتحرف عن الوسط بـ(1) درجة معيارية، ولكن المساحة المطلوب هي بعد  $Z + 1$  او  $Z - 1$  فما فوق وهذه المساحة من الجدول تمثل كما هو وارد في الشكل التالي المساحة الصغرى (المنطقة المظللة).



وبالنظر الى جدول المنحنى السوي فان هذه المساحة تساوى 0.1587 ولايجاد عدد الطلاب الذين حصلوا على علامة 75 وما فوق فاننا نطبق المعادلة (5:5) وبالتالي فان:

$$\text{عدد الافراد} = 1000 \times 0.1587$$

$$= 158.7$$

$= 159$  طالباً تقريباً

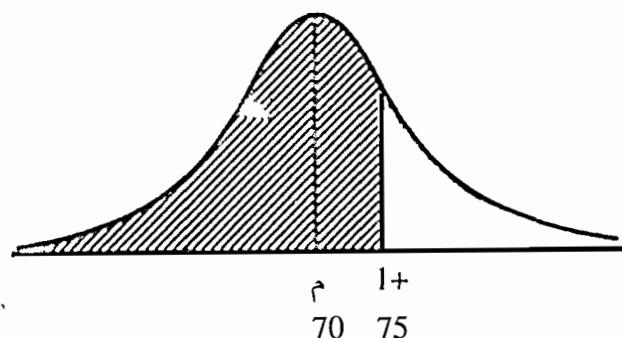
2- لايجاد المطلوب الثاني وهو عدد الافراد الذين حصلوا على علامة 75 وما دون فاننا نلجأ الى الآتي:

اما ان نقوم بطرح العدد المستخرج سابقاً من 1000 وبالتالي يكون العدد المطلوب وفي مثل هذه الحالة

$$= 159 - 1000$$

او:

نجد المساحة دون  $Z + 1$  اي المساحة الكبرى والواردة في الشكل التالي



وهذه المساحة من الجدول الموجودة في (الملحق 2) تساوي 0.8413

وبتطبيق المعادلة 5:5 فان

$$\text{عدد الافراد} = 0.8413 \times 1000$$

$$= 841 \text{ وهو المطلوب}$$

3- ايجاد المساحة او عدد الافراد بدلالة المئينات.

مثال (10:5): تقدم 500 طالب لامتحان في مادة الرياضيات وكانت نتائجهم موزعة توزيعاً سرياً بوسط قدره 80 وانحراف معياري 5، فاذا حصل طالب على علامة 82، اجب عن الآتي:

أ- ما الدرجة المعيارية لذلك الطالب؟

ب- نسبة الطلبة الذين يتفوقون عليه؟

ج- ما مئيني هذا الطالب؟

د- ما عدد الطلبة الذين يتفوقون عليهم؟

هـ- ما عدد الطلبة الذين يتفوقون عليه؟

الحل:

$$\text{أ- الدرجة المعيارية للعلامة } 82 = \frac{80 - 82}{5} = -0.4$$

$$0.4 =$$

ب- نسبة الطلبة الذين يتفوقون عليه: بالرجوع الى الجدول الموجود في (الملحق 2) فان نسبة الطلبة الذين يتفوقون عليه تساوي 0.3446 (المساحة الصغرى) والتي تقابل ز (0.4).

ح- مئيني هذا الطالب يساوي 0.6554 اي نسبة الطلبة الذين حصلوا على العلامة 82 فما دون، اذ نجد ذلك من خلال المساحة الكبرى والمقابلة لـ  $Z = 0.4$ .

د- لايجاد عدد الطلبة الذين يتتفوق عليهم فاننا نجد حاصل ضرب المساحة الكبرى بعدد الافراد جميعهم وفي مثل هذه الحالة فان:

$$\text{عدد الطلبة الذين يتتفوق عليهم} = 0.6554 \times 500$$

$$= 327.7, \text{ اي } 328 \text{ طالباً تقريباً.}$$

هـ- لايجاد عدد الطلبة الذين يتتفوقون عليه فاننا نجد حاصل ضرب المساحة الصغرى بعدد الافراد جميعهم.

وفي مثل هذه الحالة فان:

$$\text{عدد الطلبة الذين يتتفوقون عليه} = 500 \times 0.3446$$

$$= 172.3$$

$$= 172 \text{ طالباً تقريباً}$$

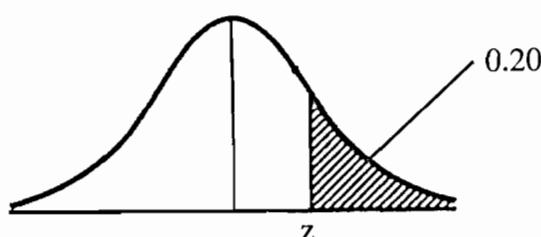
#### 5: ايجاد الدرجة الخام بدلالة الدرجة المعيارية

مثال (11:5): اذا كانت علامات طلبة تتوزع توزعاً سوياً بمتوسط (60) وانحراف معياري (10)، واردنا ان نقبل في الجامعة أعلى 20% من المتقدمين فجد العلامة الخام التي تعتبر حدأً ادنى للقبول في الجامعة؟

الحل:

لايجاد العلامة الخام فاننا نلجأ الى الخطوات الآتية:

1- ايجاد الدرجة المعيارية المقابلة للمساحة 0.20 (المساحة الصغرى) من جدول التوزيع السوي (الملحق 2) والتي تقع فوق المتوسط كما هو واضح في الشكل ادناه:



وبالرجوع الى جدول التوزيع السوي فان قيمة (ز) التي تفصل مساحة مقدارها 0.20 من المساحة تساوي 0.84 وبما انها واقعه في المنطقة الموجبة اذا قيمة ز تساوي +0.84 .  
2- لاجاد الدرجة الخام فاننا نستخدم المعادلة (5:3) وعن طريق التعويض في المعادلة فان:

$$س = ز \times ع + م$$

$$60 + 10 \times 0.84 =$$

$$68.4 =$$

اي ان الحد الادنى للقبول عبارة عن العلامة 68.4 فما فوق.

## 7: استخدام برنامج SPSS من خلال الحاسوب لمعالجة البيانات باستخدام اساليب الاحصاء الوصفي للفصول من الثاني وحتى الخامس

يتناول هذا الجزء كيفية استخدام الرزم الإحصائية للعلوم الاجتماعية (SPSS) من خلال الحاسوب لمعالجة البيانات المتعلقة بالظاهرة المراد دراستها.

إن معرفة الباحث للبرامج الأحصائية المختلفة وخاصة برنامج (SPSS) يساعد في معالجة بياناته من خلال استخدام الحاسوب بسهولة ويسر دون الحاجة إلى معالجة هذه البيانات يدوياً. ومن هنا فإن هذه المعرفة ضرورية لكل باحث.

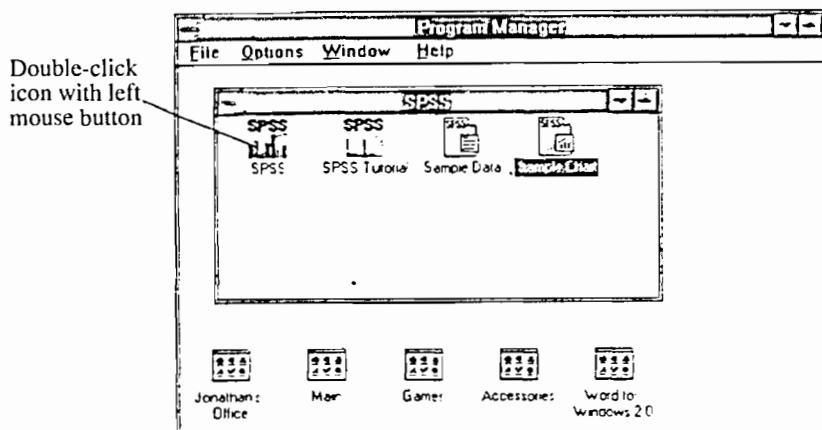
وسيتم في هذا الجزء التركيز على كيفية استخدام (SPSS) لحساب مقاييس النزعة المركزية ومقاييس التشتت والمؤينات والرتب المئينية، أما بالنسبة لمعاملات الارتباط والانحدار، وفحص الفرضيات المتعلقة بعينة واحدة وعيتين فسيتم الحديث عن هذه التطبيقات في الفصول الخاصة بذلك.

## 8: كيفية التعامل مع برنامج (SPSS) من خلال استخدام الحاسوب:

إن عملية تشغيل (SPSS) يتطلب إتباع الخطوات التالية:

أ - تشغيل الجهاز: عند تشغيل جهاز الحاسوب يظهر ما يلي:

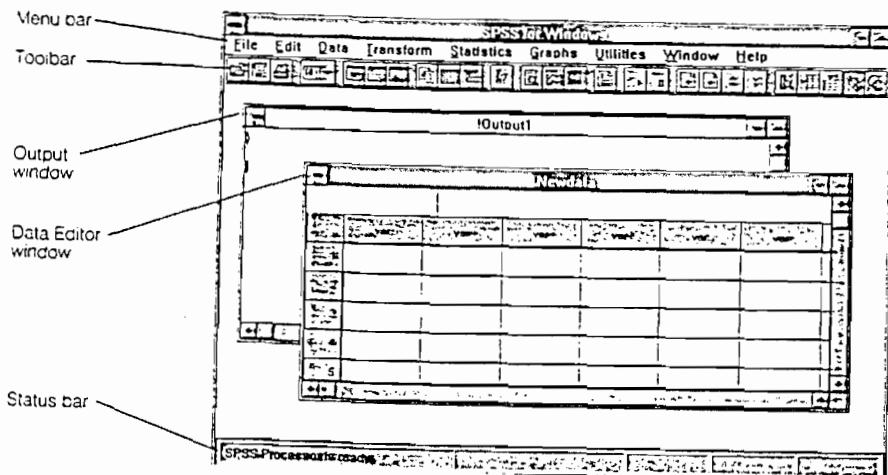
1 - أيقونة SPSS والتي تقرر عليها بالفأرة نقرًا مزدوجًا، انظر الشكل (1:5).



.الشكل (5 : 1 ) . أيقونة SPSS

وعند النقر على هذه الأيقونة يظهر ما يسمى بنافذة SPSS والتي تحتوي على العديد

من النوافذ منها نافذة محرر البيانات (Data Editor) ، ونافذة التطبيق (Application) ، ونافذة المخرجات (Output window)، وذلك كما هو موضح في الشكل (5 : 2).



الشكل (2:5) نافذة SPSS

2 - الطريقة الأخرى لتشغيل برنامج SPSS عندما لا تكون هناك أيقونة Icon تمثل بالنقر بالفأرة على كلمة (Start) والتي تظهر في أسفل الشاشة على اليسار وذلك بعد فتح الجهاز. وبالنقر على هذه الكلمة تظهر العديد من المحتويات، منها كلمة (program) نقر بالفأرة على كلمة (program) والذي يؤدي الى ظهور العديد من المحتويات ، ومن هذه المحتويات برنامج SPSS والذي يكون على الشكل التالي:

SPSS 8.1 \* for Windows

وبالنقر بالفأرة على هذه الجملة تفتح الشاشة الخاصة بالبيانات والمشار إليها سابقاً (انظر الشكل (5 : 2)). عند هذه النقطة، إما أن نقوم بعملية إدخال البيانات، أو فتح ملف موجود أصلاً مخزن فيه بيانات نريد التعامل معها.

إذا أردنا أن نختار ملف بيانات مخزن أصلاً لحل بياناته فأئنا نلجم إلى الخطوات التالية:

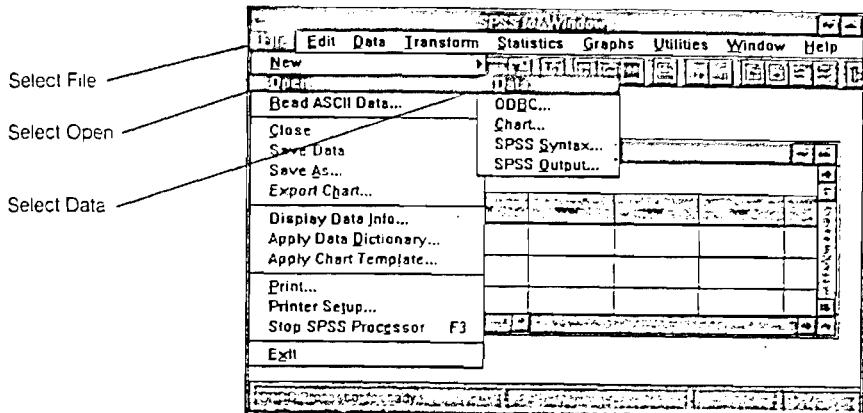
File

عند النقر على كلمة ملف تظهر العديد من المحتويات والتي تتيح لنا إما فتح ملف جديد

---

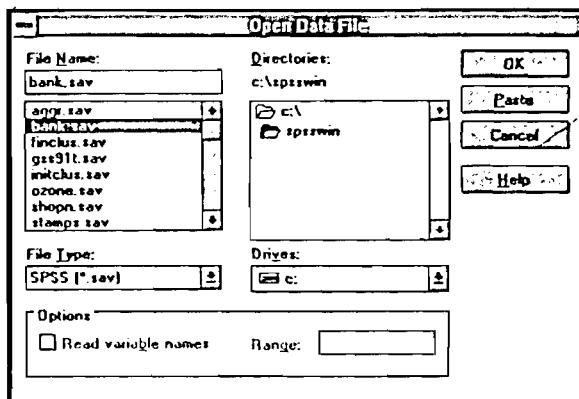
\* هناك عدة تعديلات لهذا الرقم فهناك نسخة 7.5 وهناك نسخة أخرى بعد النسخة المشار إليها بـ 8.1 والمشار إليها سابقاً .  
انظر الشكل 10 (2:2).

، أو فتح ملف موجود أصلاً (open) ، أو قراءة ملف (ASCII) ، أو تخزين (Save) أو طباعة (print) . والشكل (5 : 3) يوضح ذلك.



الشكل (5 : 3) مربع الحوار الخاص بكلمة File

2 - ننقر بالفأرة على الكلمة فتح (Open) إذا أردنا التعامل مع بيانات مخزنه أصلاً، وبالنقر على هذه الكلمة تظهر العديد من الملفات وذلك كما هو موضح في الشكل (5:4) تحت ما يسمى .File Name



الشكل (5:4) مربع الحوار الخاص بالأمر open

هذا ونحرك المستطيل المضاء باتجاه الملف الذي نريد التعامل معه، وننقر بالفأرة عليه، فتظهر البيانات الخاصة به في ملف آخر كما هو الشكل (5:5)

C:\spsswin\bank.sav										
File		Data								
	id	salbeg	sex	time	age	salnow	edlevel	work	jobcat	
1	628	8400	0	81	28.50	16080	16	25	4	
2	630	24000	0	73	40.33	41400	16	12.50	5	
3	632	10200	0	83	31.08	21960	15	4.08	5	
4	633	8700	0	93	31.17	19200	16	1.83	4	
5	635	17400	0	83	41.92	28350	19	13.00	5	
6	637	12996	0	80	29.50	27750	18	2.42	4	

(5: الشكل)

إن هذا الملف يتضمن متغيرات الدراسة والتي تظهر بشكل أفقي، والبيانات المرتبطة بكل متغير تظهر بشكل عمودي.

وإذا كان الملف الذي ظهر في المستطيل (File Name) ليس هو المطلوب، فأنتا نرجع مرة أخرى الى قائمة الملفات ونحرك المستطيل باتجاه الملف المطلوب، ثم نقر مرة أخرى بالفأرة عليه فيظهر الملف السابق، وهكذا تستمر العملية.

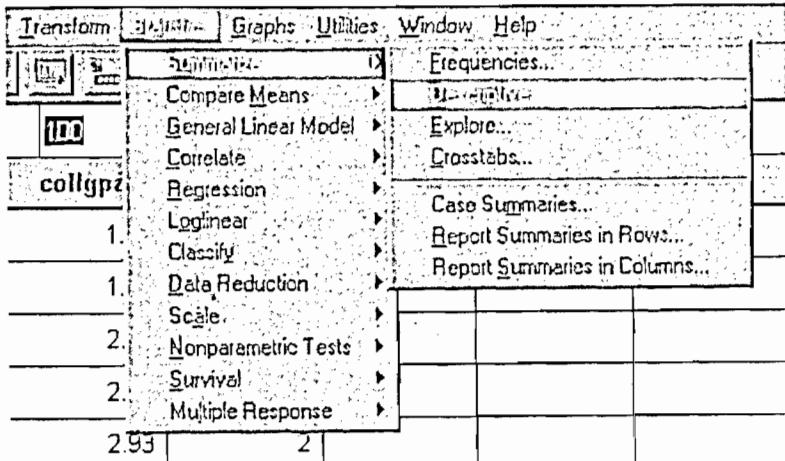
3 - إذا كانت البيانات ليست موجودة، أي بمعنى آخر لا يوجد ملف لهذه البيانات، فإنتا بحاجة الى أن تنشأ ملفاً جديداً، وهنا نحتاج الى أن نقر على كلمة ملف File، ثم بعد ذلك تظهر بعض الأوامر الفرعية من مثل جديد New كما هو مشار إليه في الشكل (3:10) فننقر بالفأرة عليه.

عند الضغط على كلمة جديد تظهر الشاشة الخاصة بالبيانات وتكون هنا جاهزة لإدخال المتغيرات والبيانات المتعلقة بها.

ولمزيد من المعلومات حول كيفية إدخال البيانات والتعامل معها، فإن هناك العديد من المراجع التي تبين لنا ذلك، اذكر منها على سبيل المثال لا الحصر :

- (1) التحليل الإحصائي باستخدام البرنامج SPSS ، تأليف صالح إرشيد العقيلي، وسامر محمد الشايب، الطبعة الأولى، 1998 ، دار الشروق للنشر والتوزيع، عمان ، الأردن.
- (2) النظام الإحصائي SPSS، فهم وتحليل البيانات الإحصائية، تأليف محمد بلال الزعبي، وعباس الطلافحة، الطبعة الأولى، 2000، دار وائل للطباعة والنشر، عمان: الأردن.

خطوات حساب مقاييس النزعة المركزية والتشتت والالتواء من خلال برنامج SPSS:  
بعد التأكد من ملف البيانات المطلوب ، فإننا ننقر بالفأرة على كلمة Statistics وذلك  
كما هو موضح في الشكل (5 : 6)



الشكل (5 : 6)

يتبيّن لنا من خلال هذا الشكل أن هناك العديد من الأوامر المرتبطة بأساليب إحصائية،  
ومن هذه الأوامر:

- 1: Summarize
- 2: Compare Means
- 3: General linear Model
- 4: Correlate
- 5: Regression
- 6: Log linear
- 7: Classify
- 8: Data Reduction
- 9: Scale
- 10: Nonparametric
- 11: Survival
- 12: Multiple response.

إن جميع هذه الأوامر ترتبط بها أساليب إحصائية سنتحدث عن بعض منها وليس  
جميعها وذلك اعتماداً على الغرض من هذا الكتاب.

إن ما يهمنا في هذا المجال هو عملية وصف البيانات من خلال حساب ما يسمى بمقاييس النزعة المركزية (المتوسط، الوسيط، المتوال)، ومقاييس التشتت (المدى، الانحراف المعياري ، التباين) ، بالإضافة إلى الخطأ المعياري للفياس.

١) حساب مقاييس التشتت والألتواء، والخطأ المعياري للمتوسط، وترتيب المتغيرات، والمتوسط:

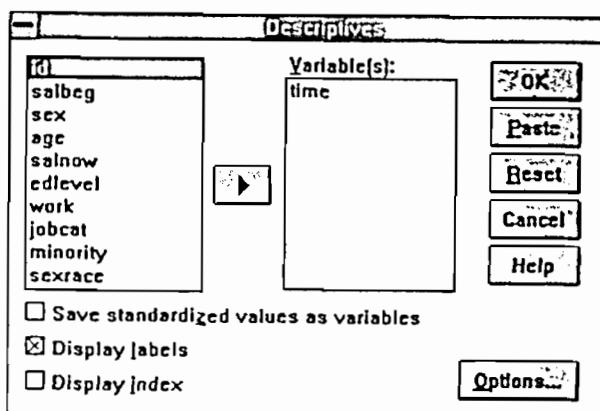
١ - النقر بالفأرة على الكلمة Summarize بعد أن تكون قد نقرنا على كلمة Statistics .

٢ - بعد النقر على الكلمة Summarize تظهر لنا بعض الأوامر الفرعية إلى اليسار من هذه الكلمة وذلك كما هو موضح في الشكل ( 5 : 6 )

ومن هذه الأوامر الفرعية ما يلي :

- a. Frequencies
- b. Descriptives
- c. Explore
- d. Crosstabs
- e. Case Summaries
- f. Report Summmaries in Raws.
- g. Report Summaries in Columns

وبما أننا بحاجة إلى وصف بيانات من خلال حساب ما يسمى بمقاييس النزعة المركزية والتشتت والألتواء فإننا ننقر بالفأرة على كلمة (Descriptives) . وبالنقر بالفأرة على هذه الكلمة يظهر عندنا مربع الحوار والموضح في الشكل ( 5 : 7 )

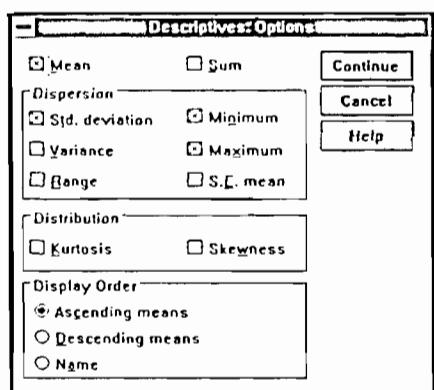


الشكل ( 5 : 7 ) مربع الحوار الخاص بالإجراء Descriptives

من خلال مربع الحوار المشار إليه في الشكل السابق فأنتا تختار متغير من المتغيرات الموجودة والذي تري أن تقوم بحساب مقاييس النزعة المركزية والتشتت والالتواء له. وظهور في هذه القائمة المتغيرات الرقمية فقط وذلك لأننا لا نستطيع حساب المقاييس السابقة للمتغيرات الكيفية. ومن أجل التعامل مع متغير من المتغيرات الموجودة في المستطيل اليسير، فأنتا أولاً تختار هذا المتغير من قائمة المتغيرات ثم تضغط بالفأرة على السهم الموجود بين المستطيلين وذلك لكي تتمكن من نقله إلى المستطيل الموجود إلى اليمين، وبالتالي يكون هذا المتغير جاهز للتعامل معه.

ذلك يمكن إنشاء متغير جديد يتضمن الدرجات المعيارية (z) المقابلة لكل علامة خام من علامات أفراد العينة وذلك بوضع إشارة (x) في المربع المشار إليه بـ save standard- ized values as variables بالفأرة على كلمة Options والتي ظهرت في الشكل (5 : 7) .

وبالنقر عليها يظهر الشكل (5 : 8)



الشكل (8:5) مربع الحوار الخاص بالأمر Descriptives

إن مربع الحوار المشار إليه في الشكل (8:5) يتضمن أوامر فرعية، وأمام كل أمر مربع صغير  نضع إشارة (x) في داخله وذلك لتنفيذ المطلوب ، ومن هذه الأوامر ما يلي:

1 - المتوسط Mean

2 - المجموع Sum

3 - مقاييس التشتت Dispersion: والتي تتضمن ما يلي:

أ) الإنحراف المعياري Std. Deviation

ب) التباين Variance

ج) المدى Range

د) أدنى علامة في التوزيع Minimum

هـ) أعلى علامة في التوزيع Maximum

و) الخطأ المعياري للمتوسط S.E mean

4 - طبيعة التوزيع Distribution : لمعرفة طبيعة التوزيع فأننا نضع إشارة (x) في المربع الخاص بالتفلطح Kurtosis والمربع الخاص بـ الالتواء Skewness .

فإذا كان التوزيع سوياً فإن قيمة الالتواء صفر، أما إذا كان التوزيع ملتو الالتواء سالباً فإن قيمة الالتواء تكون سالبة ، أي (-) قيمة معينة، وإذا كان الالتواء إيجابياً فإن قيمة تكون موجبة ، أي (+) قيمة معينة.

أما بالنسبة للتفلطح فإنه إذا كانت القيمة عالية يعني ذلك أن البيانات متشتته ومتباعدة عن بعضها البعض، وإذا كانت قيمته قليلة فإن البيانات قريبة من بعضها البعض ، ويعني أن التوزيع قائم وقادته ضيقة.

5 - ترتيب المتغيرات: كذلك يتضمن مربع الحوار المشار إليه في الشكل (5 : 8) الامر Dis-play order والذي يشير إلى عملية الترتيب وذلك على النحو التالي:

أ) ترتيب المتغيرات حسب ظهورها في ملف البيانات وبالتالي نقر بالفأرة على الدائرة ○ الموجودة بمحاذة Variable List .

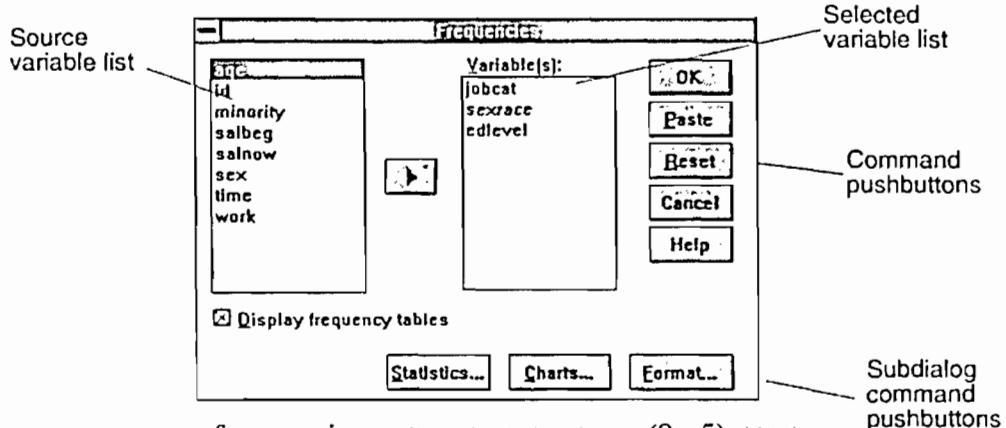
ب) ترتيب المتغيرات تصاعدياً حسب متوسطاتها، وبالتالي نقر بالفأرة على الدائرة ○ الموجودة بمحاذة Ascending Means .

ج) ترتيب المتغيرات تنازلياً حسب متوسطاتها، وبالتالي نقر بالفأرة على الدائرة ○ الموجودة أمام الجملة Descending Means .

ب - حساب المثنين ومقاييس النزعة المركزية والتشتت وطبيعة التوزيع.

هناك بعض الأوامر قد تكون أكثر شمولية من أوامر أخرى، ولكن مثل هذه الأوامر قد يتوفّر فيها بعض الأساليب الإحصائية قد لا تتوفّر في الأوامر الأخرى. هناك بعض الأساليب لم تتوفّر في مربع الحوار المشار إليه في الشكل (5:8)، من هنا نحن بحاجة إلى استخدام أوامر أخرى. من هذه الأوامر ما يسمى بـ Frequencies ، وهذا يتضمن بعض الأساليب الإحصائية التي لم تتوفّر في مربع الحوار المشار إليه في الشكل السابق.

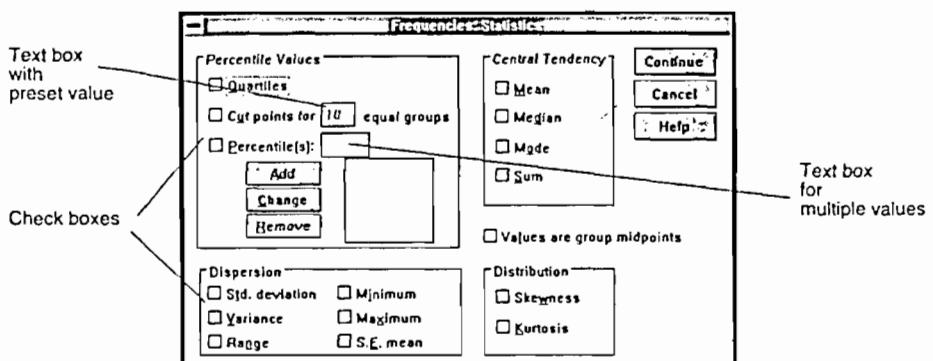
وللتوصل الى الأمر السابق فأننا نقر بالفأرة على كلمة Summarize بعد النقر على كلمة Statistics، فيظهر الشكل (5 : 6) مرة أخرى. ومن المستطيل الموجود على يسار كلمة Frequencies نختار الأمر Summarize ، فيظهر الشكل (5: 9).



الشكل (5 : 9) مربع الحوار الخاص بالأمر frequencies

من خلال مربع الحوار هذا نختار المتغير الذي نريد التعامل معه وذلك باتباع نفس الطريقة التي اتبعت عند اختيار المتغير لغاية تنفيذ الأمر Descriptives.

إن مربع الحوار الخاص بالأمر Frequencies والمشار إليه في الشكل (10:5) ، يمكننا من اجراء العمليات الاحصائية التالية:



الشكل (5 - 10)

1 . قيم المئينات Percentile والذي يتضمن:

- 1) أيجاد قيمة المئيني 25 (الربع الأول) والمئيني 50 (الربع الثاني) ، والمئيني 75 (الربع الثالث) وذلك بوضع إشارة (x) في المربع الموجود أمام الأمر Quartile .

ب) لايجاد المئينات من مثل المئيني 40 ، أو المئيني 60 ، وهكذا....، فإننا نضع إشارة (x) في المربع الذي يوجد أمام كلمة Percentile ، ثم نضع في المستطيل رقم 40 وننقر بالفأرة على كلمة Add ، فيظهر هذا الرقم في مستطيل . بعد ذلك ترجع الاشارة إلى المستطيل الموجود أمام Percentile ، ثم نضع الرقم الذي بعده 60 وننقر بالفأرة على كلمة Add ، وهكذا حسب عدد المئينات المطلوب حسابها.

ج) إذا إنتهت العملية فإننا ننقر بالفأرة على كل كلمة Continue والموجودة الى يمين مربع الحوار من الأعلى.

فيظهر الشكل (5 : 9)، فننقر بالفأرة على كلمة Ok، فتظهر النتائج الخاصة بهذه المئينات. هناك عمليات احصائية أخرى موجودة في مربع الحوار الخاص بالشكل (5 : 10) ومن هذه العمليات أيضاً :

أ) مقاييس التشتت Dispersion والتي توجد في اسفل مربع الحوار، ومن هذه المقاييس الانحراف المعياري، Std. Deviation، والتباين Variance، والمدى Range، وأدنى علامة خام Minimum وأعلى علامة خام Maximum، والخطأ المعياري للمتوسط S.E. mean.

وحتى ينفذ الحاسوب جميع هذه العمليات فإننا ننقر بالفأرة على كل مربع من المربعات الموجودة امام المقاييس المشار اليها في الشكل السابق، فتظهر إشارة (x) داخل هذه المربعات.

ب) مقاييس النزعة المركزية Central Tendency والتي توجد في نفس مربع الحوار ولكن في المستطيل الموجود على يمين Percentile Values، وضمن هذا المستطيل يمكن حساب المتوسط Mean، والوسيط Median، والمنوال Mode ، والمجموع Sum.

ج) طبيعة التوزيع: كذلك يمكن إيجاد طبيعة التوزيع من خلال مربع الحوار هذا وذلك بالنقر بألفاره على المربع الذي يوجد أمام كلمة Skewness وذلك لمعرفة فيما إذا كان التوزيع ملتوٍ، والنقر بالفأرة على المربع الموجود أمام كلمة Kurtosis وذلك لمعرفة فيما إذا كان التوزيع قليل التفلطح أو كبير التفلطح.

د) من خلال النظر إلى الشكل (5 : 9) فأنتا يمكن أيضاً حساب التكرارات لكل علامة خام وذلك بوضع إشارة (x) في المربع الموجود في أسفل الشكل وأمام جملة Display Frequency tables

مثال (12:5) : فيما يلي نتائج (50) طالباً في مادة الإحصاء في التربية:

27	47	45	44	40	35	15	20	35	30
40	39	38	36	36	34	31	30	29	28
38	37	36	45	41	44	40	38	37	35
33	32	30	25	23	19	18	19	20	37
27	28	29	26	22	37	36	33	35	40

المطلوب: إيجاد المتوسط، والإنحراف المعياري، والتباين، والانتواء. وباستخدام برنامج SPSS من خلال الحاسوب.

لإيجاد هذه النتائج من خلال استخدام برنامج SPSS والمخزن في الحاسوب، فإننا نلجأ إلى الخطوات التي أشرنا إليها سابقاً وذلك بفتح ملف جديد New وإدخال البيانات الخاصة بالتحصيل تحت عنوان Ach وهو رمز لـ Achievement وبالتالي تظهر عندنا البيانات وذلك كما هو مشار إليه في الصفحتين اللاتwo.

بعد ذلك نستخدم الأمر Statistics ونقوم بالنقر بالفأرة على هذه الكلمة، فيظهر لنا الأمر Summarize، وأوامر أخرى، وبالنقر على كلمة Summarize يظهر لنا الأمر De- scriptives، وهذا هو الأمر الذي يتم التعامل معه لأيجاد الاحصائيات المطلوبة وقد أشرنا إلى كيفية التعامل مع هذه الأوامر سابقاً.

	ach
1	30.00
2	35.00
3	20.00
4	15.00
5	35.00
6	40.00
7	44.00
8	45.00
9	47.00
10	27.00
11	28.00
12	29.00
13	30.00
14	31.00
15	34.00
16	36.00
17	36.00
18	38.00
19	39.00
20	40.00
21	35.00
22	37.00
23	38.00
24	40.00
25	44.00
26	41.00

	ach
27	45.00
28	36.00
29	37.00
30	38.00
31	37.00
32	20.00
33	19.00
34	18.00
35	19.00
36	23.00
37	25.00
38	30.00
39	32.00
40	33.00
41	40.00
42	35.00
43	33.00
44	36.00
45	37.00
46	22.00
47	26.00
48	29.00
49	28.00
50	27.00

وبالإجراء جميع العمليات الإحصائية المتعلقة بهذا الأمر فأننا نحصل على النتائج المشار إليها أدناه في الجدول.

### Descriptives

#### Descriptive Statistics

	N	Range	Minimum	Maximun	Mean	
	Statistic	Statistic	Statistic	Statistic	Statistic	Std. Error
ACH Valid N (listwise)	50 50	32.00	15.00	47.00	32.7800	1.1085

#### Descriptive Statistics

	Std	Variance	Skewness		Kurtosis	
	Statistic	Statistic	Statistic	Std. Error	Statistic	Std. Error
ACH Valid N (listwise)	7.8384	61.440	.417	.337	-.482	.662

يتبيّن لنا من الجدولين السابقيين القضايا التالية:

- 1- المتغير والذي عباره عن التحصيل والذي رمزنا له بالرمز ACH.
- 2- عدد أفراد العينة N والذي بلغ 50، ولا يوجد حالات مفقودة (Valid N (listwise)).
- 3- المدى Range حيث بلغت قيمة المدى 32 وهو الفرق بين أكبر علامة (47) وأقل علامة (15).
- 4- أقل علامة Minimum تساوي (15).
- 5- أعلى علامة Maximum تساوي (47).
- 6- المتوسط Mean ويظهر تحته ما يلي:
  - أ) الإحصائي Statistic وهو عبارة عن متوسط العينة ويساوي 32.7800.
  - ب) الخطأ المعياري للمتوسط Std. Error ويساوي 1.1085 وهو يدل على مقدار دقة المتوسط الحسابي كتقدير لمتوسط المجتمع.
  - 7- الانحراف المعياري Std. Error ويساوي 7.8384.
  - 8- التباين Variance ويساوي 61.44.
  - 9- الالتواء Skewness ويوجد تحته ما يلي:

أ) الإحصائي المتعلق بالالتواز ويساوي (-0.417) وهذا يعني أن التوزيع ملتوي التواز سالب.

ب) الخطأ المعياري للالتواز ويساوي 0.337

10 - التفلطح Kurtosis ويوجد تحته ما يلي:

أ) الأحصائي المتعلق بالتفلطح Statistic ويساوي (-0.482).

ب) الخطأ المعياري المتعلق بالالتواز Std. Error ويساوي 0.662.

مثال (13:5): على فرض أننا نريد من خلال البيانات الموجودة في المثال (12:5) ما

يلي:

1 - المئيني 25، والمئيني 50، والمئيني 75.

2 - إيجاد المئيني 60، والمئيني 80، والمئيني 90.

3 - المتوسط ، والوسيط، والمنوال.

4 - التكرارات لكل علامة من العلامات الخام.

لقد رأينا من خلال تطبيق الأمر Descriptive أن هناك بعض الأساليب الإحصائية لا تظهر كالمئينات والوسيط والمنوال، ومن هنا فإننا نلجم إلى ما يلي:

1 - نفتح ملف البيانات السابق.

2 - نقر بالفأر على كلمة Statistics .

3 - يظهر عند الأمر Summarize .

4 - نقر بالفأر على الأمر Summarize فتظهر العديد من الأوامر الفرعية منها Frequencies، ففيظهر مربع الحوار الخاص بالأمر Frequencies الذي أشرنا إليها سابقاً عند الحديث عن هذا الموضوع (انظر الشكل 9:5).

وبوضع إشارة (x) في المربعات المتعلقة بمربع الحوار الخاص بالأمر Frequencies، والمشار إليه في الشكل (10:5)، وإدخال المئينات المطلوبة كما أشرنا سابقاً عندما تحدثنا عن كيفية الأدخال. تظهر النتائج المشار إليها في الجدولين التاليين:

## Frequencies

## Statistics

achievement

N	Valid	50
	Missing	0
Mean		32.7800
Std. Error of Mean		1.1085
Median		35.0000
Mode		35.00 <sup>a</sup>
Std. Deviation		7.8384
Variance		61.4404
Skewness		-.417
Std. Error of Skewness		.337
Kurtosis		-.482
Std. Error of Kurtosis		.662
Range		32.00
Minimum		15.00
Maximum		47.00
Sum		1639.00
Percentiles		
	25	27.7500
	50	35.0000
	60	36.0000
	75	38.0000
	80	39.8000
	90	43.7000

a. Multiple modes exist. The smallest value is shown

## achievement

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	15.00	1	2.0	2.0	2.0
	18.00	1	2.0	2.0	4.0
	19.00	2	4.0	4.0	8.0
	20.00	2	4.0	4.0	12.0
	22.00	1	2.0	2.0	14.0
	23.00	1	2.0	2.0	16.0
	25.00	1	2.0	2.0	18.0
	26.00	1	2.0	2.0	20.0
	27.00	2	4.0	4.0	24.0
	28.00	2	4.0	4.0	28.0
	29.00	2	4.0	4.0	32.0
	30.00	3	6.0	6.0	38.0
	31.00	1	2.0	2.0	40.0
	32.00	1	2.0	2.0	42.0
	33.00	2	4.0	4.0	46.0
	34.00	1	2.0	2.0	48.0
	35.00	4	8.0	8.0	56.0
	36.00	4	8.0	8.0	64.0
	37.00	4	8.0	8.0	72.0
	38.00	3	6.0	8.0	78.0
	39.00	1	2.0	6.0	80.0
	40.00	4	8.0	8.0	88.0
	41.00	1	2.0	2.0	90.0
	44.00	2	4.0	4.0	94.0
	45.00	2	4.0	4.0	98.0
	47.00	1	2.0	2.0	100.0
	Total	50	100.0	100.0	

يتبع من الجدولين السابقين ما يلي:

أ. الجدول الأول: يتضمن هذا الجدول المحتويات التالية:

- 1- عدد الحالات التي عولجت احصائياً ورمز لها بالرمز N وعدد هذه الحالات (50).
- 2- عدد الحالات المفقودة Missing وقد بلغت عدد هذه الحالات (صفر).
- 3- المتوسط Mean والذي يساوي 32.78
- 4- الخطأ المعياري للمتوسط Std.Error of Mean وقد بلغ 1.1085 .
- 5- الوسيط Median ويساوي (35) .
- 6- المنوال Mode والذي يساوي (35) .
- 7- الانحراف المعياري Std. Deviation وقد بلغ 7.8384 .
- 8- التباين Variance وقد بلغ 61.4404 .
- 9- الالتواه Skewness وقد بلغ 0.417
- 10- الخطأ المعياري لالتواه Std. Error of skewness ، وقد بلغ 0.337 .
- 11- التفلطح Kurtosis وقد بلغ 0.482
- 12- الخطأ المعياري للتفلطح Std. Error of Kurtosis وقد بلغ 0.662 .
- 13- المدى Range وقد بلغ 32 .
- 14- ادنى علامة Minumum وقد بلغت 15 .
- 15- اعلى علامة Maximum وقد بلغت 47 .
- 16- مجموع العلامات Sum وقد بلغ 1639 .
- 17- الدرجات المقابلة للمئينات Percentiles وقد كانت على النحو التالي:
  - أ - الدرجة المقابلة للمئيني 25 هي 27 .
  - ب- الدرجة المقابلة للمئيني 50 هي 35 وهي نفس العلامة المشار اليها في الوسيط لأن الوسيط هو عبارة عن المئيني 50 .
  - ج- الدرجة المقابلة للمئيني 60 تساوي 38 .
  - د - الدرجة المقابلة للمئيني 80 تساوي 39.8 .

- و - الدرجة المقابلة للمئيني 90 تساوي 43 .
- ب - الجدول الثاني : يتضمن هذا الجدول ما يلي:
- 1 - العمود الأول ويتضمن العلامات.
  - 2 - العمود الثاني يشير الى ان العلامة 36 حصل عليها (4) طلاب ، والعلامة 38 حصل عليها (3) طلاب وهكذا.
  - 3 - العمود الثالث : نسبة الطلاب ضمن كل علامة من العلامات Percent .
  - 4 - العمود الرابع نفس ما ورد في النقطة الثالثة، وهذا العمود للدلالة على وجود أو عدم وجود حالات مفقودة ويشار إليه ب Valid Percent .
  - 5 - العمود الأخير والذي أشير إليه بالنسبة التراكمية Cumulative Percent فعلى سبيل المثال نسبة الحالات الواقعية ضمن العلامة 22 فما دون (14% ) ، ونسبة الحالات الواقعية ضمن العلامة 44 فما دون (94%) من الحالات.

### اسئلة الفصل الخامس

- س1: تقدم 200 طالب لامتحان ما وكانت علاماتهم موزعة توزيعاً سرياً بمتوسط (40) وانحراف معياري (8)، جد الآتي:
1. جد الرتبة المئينية للعلامة 45.
  2. جد نسبة وعدد الطلبة الذين حصلوا على علامة 45 فما فوق.
  3. جد نسبة وعدد الطلبة الذين حصلوا على علامة 45 فما دون.
  4. جد نسبة وعدد الطلبة الذين حصلوا على علامة ما بين 45 و 50.
  5. جد نسبة وعدد الطلبة الذين حصلوا على علامة ما بين 35 و 45.
6. اذا اردنا ان نقبل في الجامعة اعلى 20% من المتقدمين لامتحان فما هي العلامة التي تعتبر حدأ ادنى للقبول في الجامعة؟ وكم عدد الطلبة الذين يمكن قبولهم؟
- س2: اذا كانت علامات صف تتوزع توزعاً سرياً يمتوسط (60) وانحراف معياري (10)، جد الآتي.
- أ. الدرجة المعيارية لطالب حصل على علامة (70).
  - ب. الدرجة التائية لهذا الطالب.



## **الفصل السادس**

### **معامل الارتباط والانحدار**

- 6 : 1 مقدمة
- 6 : 2 تفسير معامل الارتباط
- 6 : 3 قياس الارتباط
- 6 : 4 معامل ارتباط بيرسون
- 6 : 5 معامل الارتباط النقطي
- 6 : 5 : 1 فحص الدلالة الاحصائية لمعامل الارتباط النقطي.
- 6 : 6 معامل بايسيريا (معامل الارتباط الثنائي)
- 6 : 7 معامل ارتباط سبيرمان
- 6 : 8 معامل الاقتران (فاي)
- 6 : 9 مقياس التوافق
- 6 : 10 لامبادا
- 6 : 11 نسبة الارتباط (إيتا)
- 6 : 12 الارتباط والسببية
- اسئلة على الفصل السادس

## معامل الارتباط والانحدار Correlation and Regression

### 1:6 مقدمة

إن معامل الارتباط (Correlation Coefficient) يقيس اتجاه وحجم العلاقة بين المتغيرات، أما بالنسبة لمعامل الانحدار (Regression Coefficient) فيزودنا بالعلاقة الوظيفية القائمة بين المتغيرات. هذا وسنتحدث في هذا الفصل عن معامل الارتباط، وفي الفصل السابع عن معامل الانحدار. كما سيتم التطرق في هذا المجال إلى فحص الفرضيات المتعلقة بالعلاقة بين المتغيرات. هذا ولا بد من الاشارة هنا إلى انه لا يوجد فرق كبير بين ما يسمى بالارتباطات او الفروق، فإذا كانت المعالجات تتضمن متوسطات مختلفة، فإنها اي المعالجة ترتبط بالاداء.

إن مثل هذا التمييز ذا فائدة، وذلك وفقاً لاهتمامات الباحث، او طبيعة التجربة. فعندما يهتم الباحث بالفرق بين المتوسطات فان التجربة تتألف من مستويات كيفية او كمية من المتغير المستقل، ويكون التركيز على اظهار أن المتغير التابع يختلف من مستوى الى آخر من مستويات المعالجة. أما عندما يهتم الباحث بالعلاقة او الارتباطات، فإن المتغير المستقل يحتوي على العديد من المستويات الكمية ويكون الباحث مهتماً في تبيان ان المتغير التابع دالة للمتغير المستقل.

وعندما يتم تحليل الارتباط فإننا نسأل عن وجود نوع من التغير او التباين المشترك (Covariate) بين المتغيرين، اي بمعنى آخر هل التغير في المتغير (ص) يعتمد على التغير في المتغير (س).

إن تحليل الارتباط يهدف الى اكتشاف العلاقة الخطية (Linear relationship) بين المتغيرات، وكذلك العلاقة غير الخطية (Non Linear relationship). فعلى سبيل المثال كيف لنا ان نصف بشكل افضل العلاقة بين متغير من مثل الدرجات على اختبار الاستعداد المدرسي والمعدل التراكمي في الجامعة. اننا في مثل هذه الحالة نلجأ الى ايجاد معامل الارتباط، فإذا كانت العلاقة موجودة بين المتغيرين، فاننا نستطيع من معرفة درجة الفرد على احد المتغيرات أن نتبأ بدرجته على المتغير الآخر، اذ ان العديد من الكلمات الجامعية عند قبول الطلبة في السنة الاولى تستخد علامات الطلبة على اختبار الاستعداد المدرسي للتتبؤ بمعدلاتهم التراكمية في السنة الجامعية الاولى.

إن القيمة التنبؤية لأي متغير من المتغيرات تعتمد على درجة العلاقة بين المتغيرين. وكلما كانت العلاقة اعلى كلما كان هناك دقة اكبر في عملية التنبؤ بشكل عام.

وبناءً على مل سبق اذا كان هدف الباحث التنبؤ بالمتغير التابع (ص) بناءً على معرفته او من خلال المعلومات المتوفرة من المتغير المستقل (س)، فاننا في مثل هذه الحالة نتحدث عن معامل الانحدار (Regression Coefficient)، ولكن اذا كان الباحث من جهة أخرى مهتم فقط في الحصول على تعبير احصائي عن درجة العلاقة بين المتغيرين، فإنه في مثل هذه الحالة يركز على ايجاد معامل الارتباط.

إن معامل الارتباط يأخذ قيمه بين (+1 و -1)، وان الاشارة الموجبة او السالبة تشير الى اتجاه العلاقة، والقيمة المطلقة لمعامل تشير الى حجم العلاقة.

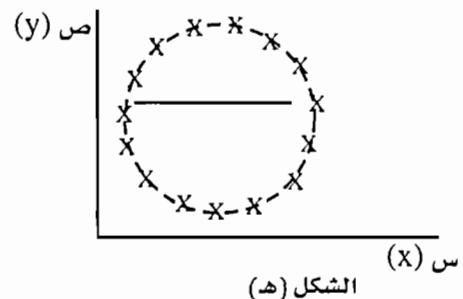
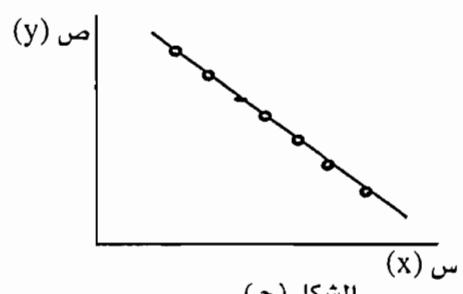
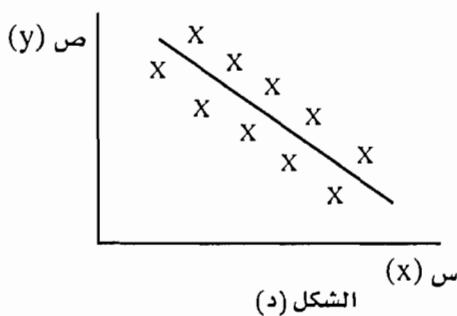
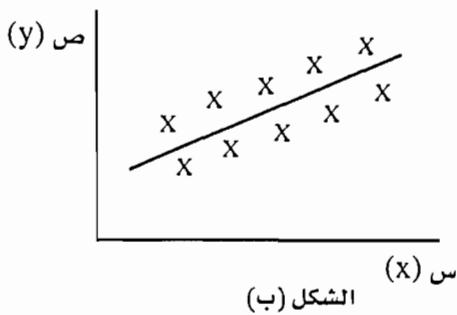
وفي بعض الاحيان يعتقد البعض وبشكل خاطئ الى أن معامل الارتباط الايجابي يشير الى علاقة اقوى من قيمة معامل الارتباط السالبة. فالاشارة السالبة ليست لها علاقة بقوة العلاقة وإنما تشير الى اتجاه العلاقة، اذ ان معامل الارتباط (-0.80) أعلى من معامل الارتباط (0.75+).

هناك العديد من الطرق لقياس معامل الارتباط بين المتغيرين، ولكن قبل الحديث عن هذه الطرق، فإن اكثر الاساليب استخداماً للوصول الى فكرة أو نوع من التبصر حول طبيعة هذه العلاقة هو في استخدام ما يسمى شكل الانتشار Scatterplot .

وعند رسم شكل الانتشار فإن كل فرد من افراد الدراسة يمثل بنقطة على بعدين احدهما يمثل المتغير (س) ، والآخر يمثل المتغير (ص).

ومن اجل رسم شكل الانتشار للبيانات فاننا نرسم محوريين، المحور السيني (X - axis) والمحور الصادي (Y) اذ يوضع على المحور السيني او الافقى المتغير الذي يستخدم للقيام بعملية التنبؤ (predictor) وعلى المحور الصادي او العمودى الظاهرة المراد التنبؤ بها او المحك (Criterion or predicted)، فإذا اردنا دراسة العلاقة بين التفكك الاسري وجنوح الاحداث، فإن التفكك الاسري يعتبر المتغير الذي نتنبأ من خلاله بجنوح الاحداث، وبالتالي يتم تمثيل متغير التفكك الاسري على المحور السيني، وجنوح الاحداث على المحور الصادي، وبمعنى آخر نضع المتغير المستقل على المحور السيني، بينما المتغير التابع على المحور الصادي.

هذا وتمثل الاشكال (10:1) التالية طبيعة بعض العلاقات القائمة بين المتغير المستقل والمتغير التابع او العلاقة بين (س و ص).



الاشكال (6:1) تمثل العلاقات او الارتباطات المختلفة القائمة بين المتغير (س) والمتغير (ص).

من الاشكال السابقة يمكن ان نستنتج ان معامل الارتباط او العلاقة بين س و ص تتراوح من العلاقة التامة الى عدم وجود علاقة.

فإذا نظرنا الى الشكل (ا)، فان العلاقة او الارتباط بين س و ص ارتبط تام و موجب، اي انه اذا زادت قيمة س بمقدار معين، فإن قيمة ص تزداد وبنفس المقدار، كذلك اذا نقصت قيمة (س) بمقدار معين، فإن قيمة (ص) تنقص بنفس المقدار، وبالتالي تكون جميع النقاط واقعة على الخط المستقيم.

وبالنسبة للشكل (ب)، فإنه يمثل ارتباط ايجابي ولكن ليس تام، اي ان الزيادة في (س)

تؤدي الى الزيادة في (ص) ولكن ليس بالضرورة بنفس المقدار، كذلك النقصان في (س) تؤدي الى النقصان في (ص) ولكن ليس بالضرورة بنفس المقدار.

وفيما يتعلق بالشكل ج، فإن الارتباط بين المتغير (س) والمتغير (ص) تام ولكن سالب (عكسى). وهذا يعني ان الزيادة في (س) بمقدار معين تؤدي الى نقصان في (ص) بنفس المقدار، والنقصان في (س) بمقدار معين يؤدي الى الزيادة في (ص) بنفس المقدار.

وبالنسبة للشكل (د) فإنه يشير الى وجود ارتباط سلبي بين س و ص، ولكن ليس تماماً. اي ان الزيادة في (س) بمقدار معين تؤدي الى النقصان في (ص) ولكن ليس بالضرورة بنفس المقدار، والنقصان في (س) بمقدار معين يؤدي الى زيادة في (ص) ولكن ليس بالضرورة بنفس المقدار.

واخيراً فيما يتعلق بالشكل (ه) فإنه يشير الى عدم وجود علاقة بين كل من س و ص. اي انه لا يوجد اتجاه نظامي لتغير (ص) مع تغير (س)، وبالتالي معرفة قيمة (س) لا تقدم لنا اي معلومات عن قيمة (ص).

## 2:6 تفسير معامل الارتباط

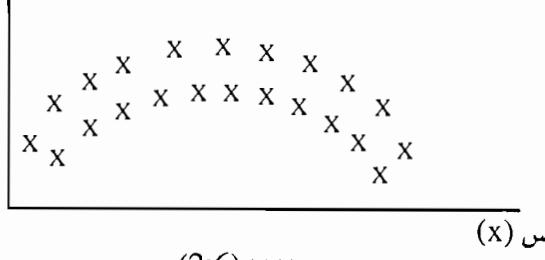
إن قيمة معامل الارتباط (ر) تعكس درجة العلاقة الخطية بين ازواج من الدرجات، ولكن هذه العلاقة معقدة. فالارتباط بين (س و ص) لا يعني ان التغایر في (س) يسبب التغایر في (ص) او العكس. واكثر من ذلك فان معامل الارتباط 0.60 لا يشير الى ان الارتباط 60%， فمعامل الارتباط ليس نسبة مئوية، كذلك هذا المعامل لا يعني انه ضعف معامل الارتباط الذي يساوي 0.30

وعندما تكون العلاقة بين المتغيرين ليست تامة، فان هناك بعض الاستثناءات . إن احدى الطرق لفهم حجم الفروق في معاملات الارتباط هو في فهم إلى اي مدى هذه الاستثناءات متوقعة بالنسبة للدرجات المختلفة من الارتباطات. ويمكن فهم ذلك عن طريق مقارنة نسبة الدرجات الواقعية فوق الوسيط على المتغير الاول مع نسبة الدرجات الواقعية فوق الوسيط على المتغير الثاني. فإذا كانت العلاقة تامة، فإن جميع الحالات فوق الوسيط بالنسبة للمتغير الاول هي ايضاً فوق الوسيط بالنسبة للمتغير الثاني. ولكن عندما تكون العلاقة للمتغير الاول هي ايضاً فوق الوسيط بالنسبة للمتغير الثاني. ولكن عندما تكون العلاقة صفر (اي لا يوجد ارتباط) فان 50% من الحالات تقع فوق الوسيط على المتغير الاول و 50% من الحالات تقع فوق الوسيط بالنسبة للمتغير الثاني. وهذا يعني ان نصف الافراد الذين يقعون فوق الوسيط على المتغير الاول ستقع علاماتهم دون الوسيط على المتغير الثاني.

بالاضافة الى الامور السابقة التي ذكرناها، فان هناك صعوبات اخرى يمكن ان تظاهر وتتمثل بما يلي:

- ان معامل ارتباط بيرسون والذي سوف نتحدث عنه فيما بعد مناسب فقط عندما تكون العلاقة خطية بين المتغيرين. ولذلك كلما كانت النقاط قريبة من الخط المستقيم او تقع على الخط المستقيم، كلما كان معامل الارتباط اعلى. ولكن عندما تكون العلاقة غير خطية كما هو الحال في الشكل (2:6) فان معامل ارتباط بيرسون سوف يؤدي الى تقييم متدني لدرجة العلاقة بين المتغيرين. ولذلك كلما كان هناك يباعد لل نقاط عن الخط لا يقدم لنا القيمة الحقيقية لقوة العلامة

ص (y)



الشكل(2:6)

- ان معامل الارتباط حساس لما يسمى بالمدى او التغاير الذي يميز المتغيرين. ولذلك كلما كان هناك ضيق مدى (Restriction of the range) في س و ص او كليهما فان ذلك سوف يؤدي الى انخفاض في القيمة المطلقة لحجم معامل الارتباط مع بقاء الامور الاخرى ثابتة او متساوية. فعلى سبيل المثال وجد ان معامل الارتباط بين اختبار الاستعداد المدرسي والمعدل التراكمي في الجامعة يساوي 0.40 ، وهذا بسبب ان الطلبة الذين حصلوا على علامات عالية هم الذين قبلوا في الجامعة. ولكن اذا تم حساب في الثانوية العامة في الجامعة فان معامل الارتباط سيكون اعلى. ولكن إذا تم حساب معامل الارتباط بين الاستعداد المدرسي والمعدل التراكمي عند الطلبة الذين حصلوا على علامات متميزة، فإن معامل الارتباط سيكون منخفضاً.

ان حجم معامل الارتباط ليس دالة لحجم الخطأ المعياري ( $S_{yx}$ ) او التباين في قيم (ص) حول خط الانحدار، ولكنه عبارة عن دالة لحجم الخطأ المعياري للتقدير ( $S_{yx}$ ). بالنسبة للانحراف المعياري لـ (ص) ( $s_y$ ) فاذا كان الخطأ المعياري للتقدير عصص يساوي صفراء، فإنه لا يوجد خطأ في التنبؤ. وبالتالي فإن معامل الارتباط يمكن حسابه باستخدام المعادلة التالية:

المعادلة (6:1)

$$r = \sqrt{1 - \frac{s_{yx}^2}{s_y^2}}$$

$$r = \sqrt{1 - \frac{\text{ع}^2_{ص}}{\text{ع}^2_{ص}}}$$

وفي الجانب الآخر اذا كانت قيمة الخطأ المعياري للتقدير ( $\text{ع}_{ص}$ ) نفس قيمة التباين لـ  $\text{ص}$  ( $\text{ع}^2_{ص}$ ), فان معامل الارتباط يساوي صفرأً سواء كان الخطأ المعياري للتقدير صغيراً ام كبيراً . ولتوضيح كيف يؤثر ضيق المدى على حجم معامل الارتباط، لنتصور موقفين، الموقف الاول المدى بالنسبة لقيم س غير ضيق (unrestricted) وفي الموقف الثاني تم حذف بعض الدرجات المتطرفة، بحيث أصبحت المجموعة متجانسة. من هنا فإن قيم ( $\text{ص}$ ) سوف تختلف بشكل ملحوظ في الموقف الاول عنه في الموقف الثاني. على فرض ان التباين ( $\text{ع}^2$ ) لدرجات ( $\text{ص}$ ) في الموقف الاول يساوي (8) والتباين ( $\text{ع}^2$ ) لدرجات ( $\text{ص}$ ) في الموقف الثاني (الذي يتضمن ضيق مدى)، يساوي (6) وعلى فرض ان قيمة  $\text{ع}^2_{ص} = 4$  لكل من الموقفين السابقين، واردنا حساب قيمة ( $r$ ) فان قيم ( $r$ ) هي على النحو التالي في الموقفين.

$$r \text{ الموقف الاول (عدم وجود ضيق مدى)} = \sqrt{\frac{4}{8} - 1}$$

$$0.71 =$$

$$r \text{ الموقف الثاني (وجود ضيق مدى)} = \sqrt{\frac{4}{6} - 1}$$

$$0.58 =$$

مما سبق يمكن القول ان الانتقال من عدم وجود ضيق مدى الى وجود ضيق مدى يؤدي إلى انخفاض في تباين ( $\text{ص}$ ) لأن ينخفض. ولكن الخطأ المعياري للتغير لا ينخفض وبالتالي فان نسبة  $\frac{\text{ع}^2_{ص}}{\text{ص}}$  تصبح أعلى، وعليه تنخفض قيمة ( $r$ ).

من هنا يمكن القول أن قيم معامل الارتباط تعتمد على درجة التغير التي تميز كل متغير بالإضافة الى العلاقة الموجودة. وباستثناء الوضع غير العادي جداً، فإن ضيق المدى سيؤدي الى ارتفاع قيمة ( $r$ ) فقط عندما يؤدي حذف بعض العلاقات غير الخطية. فعلى سبيل المثال اذا تم ايجاد معامل الارتباط بين القدرة القرائية والعمر بحيث يكون العمر من بداية الولادة حتى سن 70، فإن البيانات ستكون منحنية ومستوية عند سن 4 ثم ترتفع عند

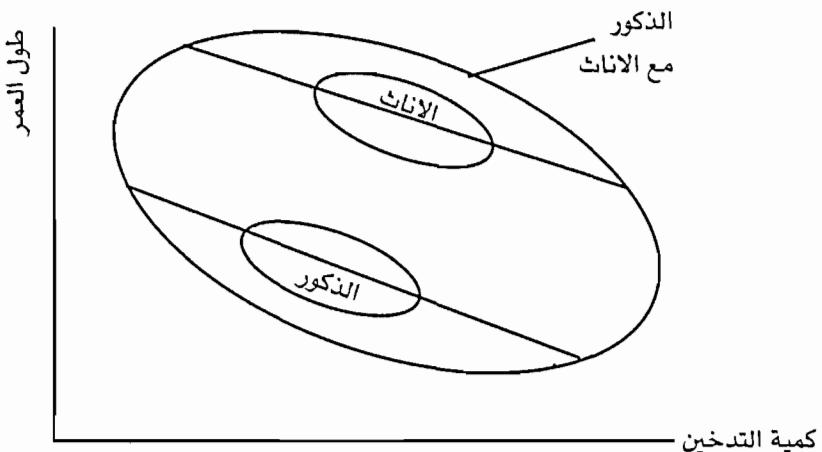
سن 17، ثم تستقر بعد ذلك عند حد يسمى بالحد الاعلى، وبالتالي فان معامل الارتباط الذي يقيس العلاقة الخطية سيكون منخفضاً نسبياً، ولكن اذا تم تضييق المدى بحيث يشمل الاعمار من 5 الى 14 فان معامل الارتباط سيكون عالياً، بما اننا قد حذفنا قيم المتغير (ص) والتي لا تتغير خطياً كدالة للمتغير س.

3- ان معامل الارتباط کاي نوع من انواع الاحصاء يخضع للتذبذب العيني-*(Sample Varia-tion)* وبالاعتماد على العينة، فان معامل الارتباط يمكن ان يكون عالياً او منخفضاً من عينة الى اخرى. وبالاعتماد على مبدأ التذبذب العيني العشوائي، فان معامل الارتباط يتذبذب اكثر من عينة الى اخرى عندما يكون حجم العينة قليل اكثراً منه في حالة حجم العينة كبير، إذ انه بالنسبة لكل عينة صغيرة الحجم، فان قيمة (ر) غير مستقرة تماماً من عينة الى عينة، ولذلك فلما تقترب من قيمة معامل الارتباط بالنسبة للمجتمع.

إن استخدام العينة لتقدير درجة العلاقة او الارتباط بين متغيرين بالنسبة للمجتمع كل يعتبر غير مقنع ما لم يكون حجم العينة كبير للحصول على نتائج مستقرة تقريباً. فعندما نقوم بحساب معامل الارتباط، فان السؤال الذي يمكن ان يسأله الباحث فيما اذا كانت هناك علاقة حقيقة بين المتغيرين، اي هل معامل الارتباط الذي تم الحصول عليه من خلال العينة يختلف عن معامل الارتباط الحقيقي للمجتمع والمساوي صفر فقط بسبب التذبذب العشوائي؟

والجواب هو انه حتى يكون معامل الارتباط للعينة يختلف بشكل دال عن صفر فإنه يجب ان يختلف بشكل كافٍ بحيث يكون هذا الاختلاف يحدث 0.05 أو 0.01 من المرات اذا كانت الفرضية المتعلقة بعدم وجود ارتباط في المجتمع صحيحة بشكل واقعي.

4- تأثير العينات الفرعية غير المتجانسة Heterogeneous Subsamples من العوامل التي تؤثر على حجم معامل الارتباط هو التعامل مع عينات فرعية غير متجانسة. فعلى سبيل المثال اذا اردنا دراسة العلاقة بين التدخين وطول العمر، بحيث نضع بيانات الاناث على حدة وبيانات الذكور على حدة وذلك بمعزل عن اي مؤثرات لها علاقة بطول العمر الذي يوجد له احياناً علاقة مع الجنس، بحيث تظهر هذه العملية كما هو وارد في الشكل (6:3)



الشكل (3:6) تأثير العينات الفرعية غير المتشابهة على العلاقة بين التدخين وطول العمر

إذا نظرنا الى الشكل (3:6) فإن القطع الاهليجية تمثل تجمع للعديد من البيانات. ويتبين من الشكل ان معامل الارتباط بين التدخين وطول العمر عاليٌ وإذا تم تجمع هذه البيانات في مجموعة واحدة، فإن معامل الارتباط يقل.

إن معامل الارتباط الأقل بالنسبة للمجموعة كلها ليس له صلة بالارتباط بين التدخين وطول العمر ولكن يعكس العلاقة بين ما يسمى بالجنس وتوقع طول العمر، إذ اشارت بعض الدراسات الى ان الفرق في طول العمر بين الذكور والإناث يمكن ان يعزى بشكل كبير الى الفروق في سلوك التدخين.

ان النقطة التي لا بد من الاشارة اليها هنا فيما يتعلق بعدم التجانس بين العينات الفرعية عند تجميع البيانات من مصادر عديدة فعلى الباحث ان يكون واعياً او متيقظاً في عدم وجود تباين يعزى الى متغيرات ليست ذات علاقة.

5- إن القيمة الحقيقية لمعامل الارتباط تعتمد على العديد من الامور، منها ما يتعلق بالعينة التي تم اختيارها، ومنها ما يتعلق بكيفية قياس المتغير. فإذا غيرنا من اختبار الاستعداد المدرسي الى اختبار آخر، فإن هناك احتمال ان تتغير العلاقة مع المعدل التراكمي في الجامعة. ومن العوامل الاخرى التي تؤثر على حجم معامل الارتباط ما له علاقة بالظروف الخاصة التي تعمل وفقها هذه المتغيرات.

لذلك عندما نشير الى قيمة معامل الارتباط فإنه من الضروري ان نضع وصفاً دقيقاً للادوات المستخدمة والظروف التي في ظلها تم الحصول على معاملات الارتباط، لأن تغير الظروف قد يؤدي الى احتمالات التغير في معاملات الارتباط.

### 3: قياس الارتباط

ان احدى الاعتبارات المهمة لاختيار معامل الارتباط الملائم معرفة مستوى او نمط قياس المتغيرات التي سيتم ايجاد العلاقة بينها.

هذا وقد تحدثنا في السابق عن انواع المقاييس المستخدمة (اسمي، وتراتبي، ومسافات، ونسبة)، وسنتحدث عن امثلة تبين الاصحائي الملائم حسب نوعية المتغيرات التي نتعامل معها، ولكن قبل الحديث عن ذلك فلا بد من الاشارة الى ما يسمى بالتفاير او التباين المشترك (Covariance). ومن الطرق الشائعة المستخدمة لايجاد درجة العلاقة بين Sample Covariance المتغير (س) والمتغير (ص) حساب ما يسمى التباين المشترك لعينته  $\text{Cov}(X, Y)$  والذي يعبر عن درجة تغير المتغيرين مع بعضهما البعض.

ان التباين المشترك مشابه للارتباط بين المتغيرين س و ص، ونتيجة لذلك اذا ارتبطت القيم العالية ل (س) مع القيمة العالية ل (ص)، فان كل من متغير التفاير او التباين المشترك والارتباط موجب، ويكون كل منهما سالب عندما ترتبط القيم العالية ل (س) مع القيم الصغرى ل (ص). هذا ويمكن حساب التفاير من خلال المعادلة التالية:

المعادلة (6:2)

$$\text{Cov}(s, c) = \frac{\sum_{i=1}^n (s_i - \bar{s})(c_i - \bar{c})}{n-1}$$

$$\text{Cov}(x, y) = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y}) \quad \text{أو}$$

$$\text{Cov}(s, c) = \frac{1}{n-1} (\text{مجموع مربع انحرافات س ص})$$

$$\text{Cov}(x, y) = \frac{1}{n-1} SS_{xy}$$

إذ ان  $n = \text{عدد الافراد}$

$s = \text{العلامات او الدرجات على المتغير س}$

$c = \text{العلامات او الدرجات على المتغير ص}$

هذا ولا بد من الاشارة هنا الى انه في حالة الارتباط السلبي القوي، فإن هناك احتمال اكبر لإن ترتبط القيم الموجبة والعالية للفرق بين (س) ومتوسط ( $\bar{x} - x$ ) بالقيم السلبية العالية للفرق بين ص ومتوسط (ص) ( $\bar{y} - y$ ) او العكس.

اما في حالة عدم وجود ارتباط بين س و ص، فان القيم الموجبة للفروق بين (س) ومتوسط س ( $\bar{x}$ ) ترتبط بعض الاحياناً بالقيم الموجبة وبعض الاحياناً بالقيم السالبة للفروق بين (ص) ومتوسط ص ( $\bar{y}$ ) .

وبالنسبة لایة بيانات معطاه، فإنه من الممكن ان يكون التباين المشترك بين س ص ( $Cov_{xy}$ ) موجب الى الحد الاقصى عندما يرتبط كل من س و ص مع بعضهما البعض بشكل تام ( $r = +1$ )، ويكون سالباً الى الحد الاقصى عندما يرتبطان مع بعضهما البعض بشكل سلبي تام ( $r = -1$ ). وعندما يكون الارتباط بين المتغيرين ( $r_{sc} = 0$ ) فان التباين المشترك يساوي صفرأ.

مثال(1:6)

لتوضيح كيفية حساب التباين المشترك لنأخذ على سبيل المثال العلاقة بين الدافعية والتحصيل عند عينة مؤلفة من (10) افراد، وقد تم الحصول على هذه البيانات والمبنية في الجدول (1:10) بعد تطبيق اختبارين في الذكاء والتحصيل عليهم.

الجدول (1:6) الدرجات على اختباري الدافعية والتحصيل عند عينة من (10) افراد

التحصيل (ص)	الدافعية (س)	الافراد
75	115	1
80	125	2
90	135	3
50	85	4
40	75	5
60	98	6
70	110	7
88	120	8
55	100	9
58	105	10

$$\text{مجس} = 1068 \quad \text{مج ص} = 666$$

$$\text{مجس}^2 = 117054 \quad \text{مج ص}^2 = 46858$$

$$\text{ع س} = 18.23 \quad \text{ع ص} = 16.67$$

$$\text{م س} = 106.8 \quad \text{م ص} = 66.6$$

$$\text{مجس ص} = 73755$$

وبتطبيق المعادلة (2:6) فإن:

$$\frac{666 - 1068}{10} = \frac{2}{س^2}$$

9

$$= 291.8$$

ان التباين المشترك قد نستخدمه لقياس درجة العلاقة بين المتغيرين، ولكن المشكلة هنا ان القيمة المطلقة للتباين المشترك دالة للانحراف المعياري لـ س و ص، وبالتالي فإن  $S^2$  س و ص والتي تساوي 291.8 يمكن ان تعكس درجة عالية من الارتباط عندما يكون الانحراف المعياري عالي. ولذلك من اجل حل هذه المشكلة، فانتا تلجم الى تقسيم التباين المشترك على حجم الانحرافات المعيارية وبالتالي تقدير معامل الارتباط من خلال استخدام المعادلة التالية.

المعادلة (3:6)

$$r = \frac{\text{Cov } xy}{S_x S_y} = \frac{س^2}{ع \times ع}$$

وبتطبيق هذه المعادلة على البيانات الواردة في الجدول (1:6) فإن:

$$\frac{291.8}{16.67 \times 18.23} = \text{معامل الارتباط (r)}$$

$$= \frac{291.8}{303.89}$$

$$= 0.96$$

و قبل الحديث عن بعض الاصالب الاحصائية التي تستخدم لايجاد معامل الارتباط بين المتغيرين، لا بد من التمييز بين متغير ثانئي وثاب ومتغير ثانئي مستمر، فعندما نتعامل مع المقياس الاسمي فإنه يمكن تقسيمه الى قسمين. الاول ويتضمن ما يسمى بالمتغير الثنائي والقفاز والذي يمثل غياب الصفة او وجودها. وعادة ما يتم تصنيف وجود الصفة بـ (1)، وعدم وجودها بـ (صفر). ومن الامثلة على المتغيرات الوثابية او القفازة الحالة الاجتماعية (متزوج = 1 ، غير متزوج = صفر)، واستجابات الافراد على فقرات الاختبار (صحيحة = 1 ، خاطئة = صفر)، والجنس (ذكور = 1 ، اناث = صفر)، والتصنيف 1 وصفر تصنيف اعتباطي.

اما التقسيم الثاني يقسم المتغير الى متغير ثانئي ومستمر (Nominal - Continuous) ففي هذا النوع من المقياسات فان البيانات تصف درجة الفرد ضمن Dichotomy

مجموععة من التصنيفات ولكن يفترض ان يكون المتغير سيار ويتصف بالسواء. فعلى سبيل المثال قد نحصل على درجات الافراد على اختبار الذكاء وبعد ذلك نصنف الافراد الى فئتين (الفئة التي معامل ذكاءها فوق 100 تعطى تصنيف 1 ، والفئة التي معامل ذكاءها اقل من 100 تعطى تصنيف 2 او صفر).

كذلك في حالة الاداء على الاختبارات النفسية وتصنيف الافراد بناءً عليها الى سوي abnormal وغير سوي Normal .

هذا وسوف نتحدث هنا عن انواع عديدة من معاملات الارتباط والموافق التي يمكن ان تستخدم فيها مثل هذه المعاملات من خلال الجدول (6:2)

جدول (6:2) انواع معاملات الارتباط والموافق التي يمكن ان يستخدم فيها

نوع معامل الارتباط	الرمز	المتغير الاول	المتغير الثاني	ملاحظات
1- معامل ارتباط بيرسون	ر (r)	مستمر	مستمر	اكثر المعاملات استقراراً، الخطأ المعياري قليل الحجم
2- معامل الرتب سبيرمان	ر سبيرمان (p)	رتب	رتب	حالة خاصة من معامل ارتباط بيرسون
3- معامل بوينت بايسيريال	(ارتباط النقطي) (rpβ)	مستمر	ثنائي حقيقي (اسمي)	يؤدي الى الحصول على معامل ارتباط اقل من معامل بايسيريال
4- معامل بايسيريال	(بايسيريال) (r <sub>o</sub> )	مستمر	ثنائي مصطنع (اسمي)	قيمه يمكن ان تتجاوز (1) ويتضمن خطأ معياري اكبر من (r) ويستخدم عادة في تحليل الفقرات
5- معامل الاقتران (فاي)	(فاي) $\Phi$	ثنائي حقيقي (اسمي)	ثنائي حقيقي (اسمي)	يستخدم لايجاد العلاقة بين الفقرات
6- معامل التوافق	ج (C)	مجموعتين او اكثر	مجموعتين او اكثر	له علاقة وثيقة بقيمة كاي <sup>2</sup>
7- نسبة الارتباط	ايتا (η)	مستمر	مستمر	يستخدم لايجاد العلاقة غير الخطية
8- كريمر (F)	ف (v)	مجموعتين او اكثر	مجموعتين او اكثر	نسخة معدلة لمعامل فاي

6: معامل ارتباط بيرسون او محامل حاصل ضرب العزوم للارتباط  $\rho$  بيرسون

## Pearson Product-moment Correlation Coefficient

هناك العديد من الافتراضات التي يجب التتحقق منها قبل استخدام معامل ارتباط بيرسون والتي تتلخص بما يلي:

- 1- يجب ان يتم قياس كل من المتغيرين على الاقل على مقياس مسافات.
- 2- ان التوزيع لكلا المتغيرين يتصرف بالسواء.
- 3- ان تكون العلاقة خطية بين المتغيرين.

ولاجاد معامل ارتباط بيرسون فاننا نستخدم المعادلة التالية:

المعادلة (4:6):

$$\rho = \frac{\text{مج س ص} - (\text{مج س})(\text{مج ص})}{\sqrt{\left\{ (\text{مج س}^2 - \frac{(\text{مج س})^2}{n}) \right\} \left\{ (\text{مج ص}^2 - \frac{(\text{مج ص})^2}{n}) \right\}}}$$

$$\rho = \frac{(\Sigma xy - \frac{(\Sigma x)(\Sigma y)}{n})}{\sqrt{\left\{ \sum x^2 - \frac{(\sum x)^2}{n} \right\} \left\{ \sum y^2 - \frac{(\sum y)^2}{n} \right\}}}.$$

هناك معادلات اخرى مكافئة للمعادلة (4:6) ولكننا نستخدم هذه المعادلة من أجل توحيد المصطلحات التي نستخدم في حالة تحليل الانحدار (Regression analysis). وخاصية الانحدار المتعدد (Multiple Regression) وتحليل التباين.

$$\text{فإذا كان مجموع مربع الانحرافات للمتغير س} (SS_x) = \text{مح} (س - م_s)^2 \\ = \frac{\text{مح س}^2 - (\text{مح س})^2}{n}$$

$$= \text{مح} (ص - م_ص)^2 \quad \text{ومجموع مربع الانحرافات للمتغير ص} (SS_y) = \frac{\text{مح} (ص - م_ص)^2}{n} \\ = \frac{\text{مح ص}^2 - (\text{مح ص})^2}{n}$$

$$\text{وإذا كان نتاج مجموع نتاجات ضرب (س) في ص (ع بـ مـ س) } SP_{xy} = \text{مج} (س - م_s)(ص - م_ص) \\ = \frac{\text{مح س ص} - (\text{مح س})(\text{مح ص})}{n}$$

فإن قيمة (r) يمكن حسابها من خلال المعادلة التالية:

المعادلة (5:6):

$$r = \frac{S_{xy}}{\sqrt{SS_x SS_y}}$$

مجموع مربع انحرافات المتغير س × مجموع مربع انحرافات من

$$r = \frac{S_{xy}}{\sqrt{SS_x SS_y}}$$

هذا ولا بد من الاشارة هنا الى ان كل من مجموع مربع الانحراف وما يسمى بالنتائج Products يقودان الى كل من التباين Variance والتغير Covariance.

$$S_x^2 = \frac{SS_x}{n-1} \quad \text{اذ ان } S^2 = \frac{\text{مجموع مربع انحرافات س}}{n-1}$$

$$Cov_{xy} = \frac{S_{xy}}{n-1} \quad \text{و } S^2_{\text{صر}} = \frac{\text{مجموع مربع انحرافات س ص}}{n-1}$$

وباستخدام البيانات الواردة في الجدول (1:6) فاننا نستطيع ان نجد قيمة (r) باستخدام المعادلة (3:6) وبناء على ذلك فان:

$$r = \frac{\text{مجموع مربع انحرافات س ص}}{S_x \times S_{\text{صر}}} \\ = \frac{291.8}{16.67 \times 18.23}$$

= 0.96 وهي نفس النتيجة التي اشرنا اليها سابقاً.

إن معامل الارتباط هذا يعبر عن معامل ارتباط العينة، وهذا المعامل قد يكون متحيز ولا يعبر عن معامل الارتباط في المجتمع والذي يرمز له بالرمز (p) او rho. فعندما نسحب ازواج من العينات من المجتمع، ونتوصل الى معامل ارتباط يساوي (1). او قريب منه، فان هذا لا يعني ان معامل الارتباط في المجتمع والذي تم سحب منه ازواج من العينات يساوي (1) او قريب منه.

والنقطة التي لا بد من الاشارة اليها هنا انه عندما تكون عدد الملاحظات او الافراد قليل، فان معامل الارتباط للعينة سيكون تقدير متحيز لمعامل الارتباط للمجتمع. ولذلك

فاننا بحاجة الى اجراء عملية تصحيح لهذا المعامل بحسب ما يسمى معامل الارتباط المعدل ( $r_{adjusted}$ )

وذلك من خلال المعادلة (6:6) التالية:

المعادلة (6:6)

$$r_{adjusted} = \sqrt{1 - \frac{(1 - r^2)(n-1)}{n-2}}$$

$$\text{المعدل} = \sqrt{\frac{1 - r^2(n-1)}{n-2}}$$

إن المعامل الناتج يدعى ايضاً بالتقدير غير المتحيز لمعامل ارتباط المجتمع. اما اذا كان حجم العينة كبير فاننا لا نتوقع وجود اختلافات بين معامل الارتباط ومعامل الارتباط المعدل.

في المثال (1:6) فان قيمة  $r = 0.96$  ، و  $n = 10$  وبالتالي فان قيمة:

$$\text{المعدل} = \sqrt{\frac{(1-10)(0.96^2 - 1)}{1-10}}$$

$$= 0.954$$

وهذه القيمة قريبة من القيمة الاصلية والمساوية لـ 0.96.

هذا وقد تم ادخال البيانات الواردة في الجدول (10:1) في الحاسوب وحسب معامل ارتباط بيرسون بين الدافعية والتحصيل باستخدام الرزم الاحصائية للعلوم (SPSS) وتشير نتائج الحاسوب أولاً الى المتosteats والانحرافات المعيارية للاداء على كل متغير من المتغيرات.

ذلك تشير النتائج الى أن معامل الارتباط يساوي 0.96 وهي نفس النتيجة التي اشرنا اليها سابقاً.

هذا وتبين نتائج الحاسوب الاحتمالي المرتبطة بالقيمة، اذ بلغ الاحتمال المرتبط بالقيمة 0,000 وبما ان الاحتمال هذا اقل من (0.05) او حتى (0.01)، اذا نستطيع القول ان هناك ارتباط ذو دلالة عند مستوى ( $\alpha = 0.05$ ) بين الدافعية والتحصيل.

**Correlations****Descriptive Statistics**

	Mean	Std. Deviation	N
MOTIV	106.8000	18.2318	10
ACH	66.6000	16.6747	10

**Correlations**

MOTIV	Pearson Correlation	MOTIV	ACH
		1.000	.960*
	Sig.(2-tailed)	.	.000
	N	10	10
ACH	Pearson Correlation	.960*	1.000
		.000	.
	Sig.(2-tailed)	10	10
	N		

\*\* Correlation is significant at the 0.01 level

**6: معامل ارتباط النقطي (بوينت بايسيريا)**

يعتبر معامل الارتباط النقطي حالة خاصة من معامل ارتباط بيرسون. ويستخدم هذا المعامل لايجاد العلاقة بين متغيرين احدهما مستمر وكمي ويقاس على الاقل على مقياس مسافات او نسبة، والمتغير الثاني ثانوي حقيقي وفاز وكيفي. مثال على ذلك العلاقة بين الجنس والتحصيل على اختبار الاستعداد الاكاديمي، او العلاقة بين الاداء على السؤال او الفقرة (صفر ، 1) والتحصيل. وبالتالي فان المعامل الذي يمكن الحصول عليه هو معامل ارتباط بين الاداء على الفقرة او السؤال والاداء على الاختبار ككل، او العلاقة بين الجنس والتحصيل.

ان معامل ارتباط النقطي يتم حسابه باستخدام المعادلة التالية:

$$\text{المعادلة (7:6)} \\ \text{ر بوينت بايسيريا} = \frac{1 - \rho \text{ صفر / ب ك}}{\sqrt{1 - \rho^2}} \\ r_{pb} = \frac{\mu_1 - \mu_0}{\sigma_y} \sqrt{pq}$$

اذ ان  $\mu_1$  = متوسط الدرجات على المتغير (ص) للافراد الذين علاماتهم او تصنيفهم على المتغير (س) يساوي (1).

$\bar{x}$  = متوسط الدرجات على المتغير (ص) للافراد الذين حصلوا على علامات على المتغير (س) يساوي صفر.

$s_x$  = الانحراف المعياري للعلامات الكلية على المتغير (ص) بغض النظر عن التصنيف على المتغير (س)

ب = نسبة الافراد ضمن التصنيف (1)

ك = نسبة الافراد ضمن التصنيف (صفر)

هذا ولا بد من التذكير هنا الى ان الانحراف المعياري يمكن ايجاده من خلال المعادلة التالية:

المعادلة (8:6)

$$\text{ع}^{\text{ص}} = \sqrt{\frac{\sum (\text{مح} \text{ ص})^2 - \frac{(\sum \text{ص})^2}{n}}{n - 1}}$$

$$\sigma \text{ or } S = \sqrt{\frac{\sum y^2 - \frac{(\sum y)^2}{n}}{n - 1}}$$

مثال (2:6): على فرض ان احد المعلمين اراد حساب معامل الارتباط بين الدرجة على السؤال الاول في اختبار الرياضيات لطلبة الصف السادس الابتدائي والمكون من (10) اسئلة والعلامة الكلية عند عينة من (10) طلاب. هذا مع العلم بان الدرجة على الفقرة اما ان تأخذ (1) اذا كانت الاجابة على السؤال صواب و صفر اذا كانت الاجابة على السؤال خطأ. وقد تم الحصول على البيانات الواردة في الجدول (3:6).

الجدول (3:6) الدرجة على السؤال الاول والدرجة الكلية لاختبار في الرياضيات عند عينة من طلبة الصف السادس الابتدائي

الدرجة الكلية على الاختبار (ص)	الدرجة على السؤال الاول (س)	الافراد
12	1	1
14	1	2
18	1	3
12	1	4
13	1	5
5	0	6
4	0	7
9	0	8
8	0	9
7	0	10

الحل:

لإيجاد معامل الارتباط بين الدرجة على الفقرة (السؤال) والدرجة الكلية على الاختبار فان الاحصائي الذي يستخدم في مثل هذه الحالة معامل الارتباط النقطي لأن المتغير الاول ثانوي (الاداء على الفقرة 1 او صفر) والمتغير الثاني مستمر (التحصيل).

وبتطبيق المعادلة (7:6) فاننا بحاجة الى ايجاد ما يلي:

أ- متوسط الذي نجحوا على السؤال او الذين تصنيفهم (1)

$$\frac{13 + 12 + 18 + 14 + 12}{5} = 13.8$$

ب- متوسط الذين فشلوا على السؤال او الذين تصنيفهم (صفر)

$$\frac{7 + 8 + 9 + 4 + 5}{5} = 6.6$$

جـ- الانحرافات المعياري للدرجة الكلية صن (ع ص) =

$$\sqrt{\frac{102 \times 102}{10} - 1212} =$$

$$\sqrt{\frac{171,6}{10}} =$$

$$4.14 =$$

$$د - ب = \frac{5}{10}$$

$$= 0.50 \text{ نسبة الافراد الذين نجحوا}$$

$$هـ - كـ = 1 - بـ$$

$$0.50 - 1 =$$

$$= 0.50 \text{ نسبة الافراد الذين فشلوا}$$

وبناء على ذلك فان:

$$\text{معامل الارتباط النقطي} = \frac{6.6 - 13.8}{4.14} / \frac{0.50 \times .50}{0.50 \times 1.60}$$

$$= 0.50 \times 1.60$$

$$= 0.869$$

اي ان معامل الارتباط بين الفقرة والاختبار ككل يساوي 0.869، وهذا يعني ان الفقرة تقيس ما يقيسه الاختبار ككل، لان معامل الارتباط بين الفقرة والاختبار ككل يجب ان يكون على الاقل 0.40 حتى نستطيع القول ان الفقرة تتسمى الى الاختبار او ان معامل التمييز للفقرة مقبول.

كذلك يمكن ايجاد معامل ارتباط بيرسون ولكن المعادلة الاولى اكثر بساطة واسهل استخداماً.

ان معادلة الارتباط النقطي مناسبة اكثراً من المعادلة العامة لبيرسون، ولكن ملائمة فقط عندما يكون احد المتغيرات ثبائي وقفاز والمتغير الآخر يتم قياسه على الاقل على مقياس مسافات.

هذا وبالنظر الى معادلة الارتباط النقطي اذا كان متوسط الذين اعطوا تصنيف (1) يساوي متوسط الذي اعطوا تصنيف صفر، او بمعنى اخر اذا كان متوسط الذين نجحوا على السؤال يساوي متوسط الذين فشلوا على السؤال، فإن معامل الارتباط النقطي يساوي صفر. ولذلك بالنسبة للانحراف المعياري، فإن القيمة المطلقة لمعامل الارتباط النقطي تزداد كلما زاد الفرق بين متوسطات المجموعة على المتغير الوثاب (القفاز). فاذا كان الفرق بين متوسط الذين نجحوا على الفقرة ومتوسط الذين فشلوا على الفقرة سالب، فإن ذلك يعني ان معامل الارتباط النقطي يساوي قيمة سالبة، اي ان الافراد الذين حصلوا على درجة عالية على الاختبار ككل يميلون لللجاجة بشكل خاطئ على الفقرة او السؤال. هذا ولا بد من الاشارة هنا الى ان الاشارة السالبة تعني شيء محدد بالنسبة لبعض المتغيرات، ففي حالة ايجاد العلاقة بين الجنس والتحصيل، فإن عملية تعين 1 او صفر تتم بشكل اعتباطي، والاشارة تعتمد على المعنى من وراء ذلك التعين. فعلى سبيل المثال اذ اعطي تصنيف للذكور 1 وتصنيف للإناث صفر. فاذا كانت قيمة معامل الارتباط النقطي موجبة للعلاقة بين الجنس والتحصيل، فإن ذلك يعني ان الذكور حصلوا على علامات اعلى على ذلك المتغير من الاناث.

## ٦:٥ فحص الدلالة الاحصائية لمعامل الارتباط النقطي

ان الفرضية الصفرية التي تتحقق في حالة معامل الارتباط النقطي تشير الى ان قيمة معامل الارتباط تساوي صفر  $0 : H_0$  ، اما بالنسبة للفرضية البديلة فتشير الى ان معامل الارتباط يختلف عن صفر  $0 : H_a : p \neq 0$ .

وبما ان معامل الارتباط النقطي حالة خاصة من معامل ارتباط بيرسون فانه يمكن حسابه بنفس الطريقة التي يحسب فيها معامل ارتباط بيرسون.

وفي مثل هذه الحالة نستخدم اختبار (ت) والذي يمكن حسابه من خلال استخدام المعادلة التالية:

المعادلة (9:6)

$$t = \frac{r_{pb} \sqrt{n - 2}}{\sqrt{1 - r_{pb}^2}}$$

$$C = \frac{r_{pb} \sqrt{n - 2}}{\sqrt{1 - r_{pb}^2}}$$

وبالنسبة لدرجات الحرية فانها تساوي  $n - 2$

وبتطبيق هذه المعادلة على النتائج المتعلقة بالجدول (3:6) فان:

$$t = \frac{2 - 10 / 869}{\sqrt{2(0.869) - 1}}$$

$$\frac{2.457}{0.4948} =$$

$$4.97 =$$

ولاتخاذ قرار فاننا بحاجة الى ايجاد قيمة ت الحرجية من جدول توزيع ت الموجود في قائمة الملحق .

ولايجاد قيمة ت الحرجية فاننا بحاجة الى ايجاد درجات الحرية والتي تساوي في مثل هذه الحالة  $2 - 2 = 8$  ، ومعرفة قيمة  $\alpha$  والتي قد تكون  $0.05$  او  $0.01$  .  
وبناءً على ذلك فان قيمة ت الحرجية بدرجات حرية 8 و ( $\alpha = 0.05$ ) (لان الاختبار في هذه الحالة هو اختبار ذو نهايتين) تساوي  $2.306 \pm$

وبما ان قيمة ت المحسوبة والمساوية لـ 4.97 اعلى من قيمة ت الحرجة والتي تساوي 2.306 فاننا نرفض الفرضية الصفرية ونقول ان معامل الارتباط بين السؤال (1) والاختبار كل ذا دلالة. اي ان هناك فرق ذا دلالة احصائية عند مستوى ( $\alpha = 0.05$ ) بين الذين حصلوا على علامات عالية والذين حصلوا على علامات متدنية بالنسبة للسؤال (1) وهذا الفرق لصالح الذين حصلوا على علامات عالية كذلك يمكن القول ان هناك علاقة بين معامل الارتباط النقطي واختبار (ت) وهذه العلاقة يمكن التعبير عنها من خلال المعادلة التالية:

المعادلة (10:6)

$$r^2_{pb} = \frac{t^2}{t^2 + df}$$

$$\text{اي ان } r^2_{بونيت بابسيرايل} = \sqrt{\frac{t^2}{t^2 + درجات الحرية}}$$

كذلك يمكن استخراج قيمة (ت) للبيانات الواردة في الجدول (3:6)، وذلك باستخدام المعادلة الخاصة باختبار (ت) للعينات المستقلة إذ ان هذه المعادلة تشير الى ان:

$$t = \frac{2^{\frac{n_1 - n_2}{2}}}{\sqrt{\frac{2}{n_1 - 1} + \frac{2}{n_2 - 1}}}$$

$$\text{اذ ان } t^2_{لبایان المیتین معا} = \frac{(n_1 - 1)u_1^2 + (n_2 - 1)u_2^2}{n_1 + n_2 - 2}$$

$n_1$  = عدد الافراد الذين نجحوا على السؤال

$n_2$  = عدد الافراد الذين فشلوا على السؤال

$u_1$  = الانحراف المعياري للعلامات الكلية للذين نجحوا على السؤال.

$u_2$  = الانحراف المعياري للعلامات الكلية للذين فشلوا على السؤال.

فإذا كانت  $u_1 = 6.2$  ، و  $u_2 = 4.3$  ، و  $n_1 = 5$  و  $n_2 = 5$  ، و  $M_1 = 13.8$  ، و  $M_2 = 6.6$  بالنسبة للبيانات الواردة في الجدول (3:6).

و قبل ايجاد قيمة ت فانتا بحاجة الى ايجاد ع<sup>2</sup>

$$\text{اذ ان } U^2 \text{ لبيان العينتين معاً} = \frac{4.3(1-5) + 6.2(1-5)}{2 - 5 + 5} = 5.25$$

وبناءً على ذلك فان:

$$T = \frac{6.6 - 13.8}{\left( \frac{1}{5} + \frac{1}{5} \right) (5.25)} = \frac{7.2}{1.449} =$$

= 4.97 وهي نفس القيمة التي توصلنا نتائج تطبيق المعادلة (6:9).

كذلك يمكن استخدام المعادلة (6:10) لايجاد معامل الارتباط النقطي وباستخدام البيانات الواردة في الجدول (3:10) بالإضافة الى قيمة (ت)، ودرجات الحرية، فان:

$$r_{\text{بوبنت بايسيريا}}^2 = \frac{8 + 2(4.97)}{0.7554} =$$

= 0.867 وهي ايضاً نفس النتيجة السابقة

إن عملية الربط بين مربع معامل الارتباط النقطي ( $r_{pb}^2$ ) وقيمة (ت) تظهر لنا انه لا يوجد فرق بين الارتباط وما يسمى بالفرق بين المتوسطات. ويمكن استخدام مربع معامل الارتباط النقطي وقيمة (ت) معاً للحصول على ما يسمى بالدلالة العملية بالإضافة الى الدلالة الاحصائية.

كذلك يشير هذا المعامل الى مدى مساهمة المتغير (ص) في المتغير (س)، وانه يمكن ايجاد قيمة (ر) بالرجوع الى الدراسات السابقة اذا عرفنا قيمة (ت) فقط.

## 6: معامل بایسیریال او معامل الارتباط الثنائی Biserial Correlation

إن معامل ارتباط بایسیریال مشابه لمعامل الارتباط النقطي من حيث انه يستخدم عندما يتم تصنیف احد المتغيرات ضمن مقياس اسمي والمتغير الآخر ضمن مقياس مسافات او نسبة.

ويفترض هذا المعامل ان المقياس الاسمي للمتغير الاول يتضمن متغير مستقل في الاصل وموزع توزيعاً سوياً، ولكن البيانات على هذا المتغير استخدمت على شكل ثانئي. فعلى سبيل المثال اذا اردنا ان نجد العلاقة بين مستوى القلق والاداء على اختبار في التحصيل، فان نوع المقياس بالنسبة للاختبار التحصيلي مقياس مسافات، ولكن البيانات المتعلقة بالقلق يتم تقسيمها الى مستويين، ذوي القلق العالى وذوى القلق المنخفض (اي ان التقسيم ثانئي مصطنع).

ولاجاد قيمة معامل ارتباط بایسیریال فانتا نستخدم المعادلة التالية:

المعادلة (11:6):

$$\text{بایسیریال (للمجتمع)} = \frac{\text{م} - \text{صفر}}{\text{عصر}} \times \frac{\text{ب ك}}{\text{ي}}$$

$$\text{او للعينة} = \frac{\text{م} - \text{صفر}}{\text{عصر}} \times \frac{\text{ب ك}}{\text{ي}}$$

$$r_b = \frac{\mu_1 - \mu_0}{\sigma_y} \cdot \frac{pq}{u} \quad \text{or} \quad r_b = \frac{\bar{x}_1 - \bar{x}_0}{S_y} \cdot \frac{pq}{u}$$

اذ ان:

$\mu_1$  = متوسط الاداء لافراد العينة الذين حصلوا على تصنیف 1 على المتغير س.

$\mu_0$  صفر = متوسط الاداء لافراد العينة الذين حصلوا على تصنیف صفر على المتغير س

$p$  = نسبة الافراد الذين حصلوا على تصنیف 1 على المتغير س

$q$  = نسبة الافراد الذين حصلوا على تصنیف صفر على المتغير س

$\sigma_y$  = طول الاحداثي الصادي الذي يفصل بين المجموعتين فيما لو كانت قيمة س تمثل مجتمعاً سوياً مساحته وحدة واحدة ويستخرج عادة من جدول الاحداثيات ص (y) للمنحنى الطبيعي المعياري (z) الموجود في الملحق .

ملاحظة: ان عملية التصنيف يمكن ان تكون 1 او 2 وليس فقط 1 او صفر، فاذا كانت عملية التصنيف 1 و 2 فاننا نستطيع الاستعاضة بـ 2 بدلاً من صفر في المعادلات السابقة، لان عملية التصنيف تعتمد على الباحث.

مثال (3:6): على فرض ان احد الباحثين اراد ان يجد العلاقة بين مستوى القلق والتحصيل في اللغة الانجليزية. فاختار عينة مؤلفة من (15) طالباً من طلبة الصف الاول الثانوي وبعد ان طبق عليهم اختباري القلق والتحصيل قام بتصنيف الطلاب الى ذوي قلق عالي واعطوا تصنيف 1 و ذوي قلق منخفض واعطوا تصنيف صفر.

فاذا كانت البيانات التي حصل عليها الباحث كما هي وارده في الجدول (4:6) ، جد معامل الارتباط بين القلق والتحصيل.

الجدول (4:6) الدرجات على اختبار التحصيل في اللغة الانجليزية  
حسب متغير مستوى القلق

مستوى القلق	التحصيل
53	1
38	1
36	1
51	1
52	1
55	1
61	0
68	0
58	0
66	0
70	0
80	0
50	0
85	0
63	0

الحل:

لإيجاد العلاقة بين مستوى القلق والتحصيل في اللغة الانجليزية فاننا نستخدم معامل بايسيريا لوجود متغيرين الاول شائي (مصنوع) والثاني متغير مستمر.

وبتطبيق المعادلة (10:11) فاننا بحاجة الى ايجاد القيم التالية:

$$\sigma_{\text{م}}^2 = \frac{55 + 52 + 51 + 38 + 53}{6} = 47.5$$

$$\frac{83 + 85 + 50 + 80 + 70 + 66 + 58 + 68 + 61}{9} = 69$$

ح. عز او الانحراف المعياري للدرجات على اختبار التحصيل

$$13.64 =$$

$$\frac{6}{15} = 0.40$$

$$\frac{9}{15} = 0.60$$

اما بالنسبة لـ ي، اي طول الاحادي الصادي الذي يتضمن 40% من المساحة للمنحنى في جهة و 60% من الجهة الاخرى.

وبما ان المنحنى يتصف بخاصية التماثل فانه يمكن ان نتعامل مع اي جهة من جهات المتوسط ولذلك نحن بحاجة الى 10% اما فوق المتوسط او دون المتوسط، اذ انه فوق المتوسط  $0.60 = 0.10 + 0.50$  ، دون المتوسط  $0.10 - 0.50 = 0.40$  ثم بعد ذلك نبحث عن المساحة 0.10 ونجد (ز) المقابلة لها. وبما انه لا توجد مساحة تساوي 0.10 بالضبط وانما هناك قيمتان هما 0.0987 و 0.1026 يقابلهما احدي الصادي 0.3867 و 0.3857 على التوالي، وبالتالي فانتا نأخذ متوسطهما والذي يساوي  $0.3857 + 0.3867 / 2 = 0.3864$  ، اي

وبتطبيق المعادلة (10:6) فان:

$$\text{معامل بايسيريا} = \frac{0.60 \times 0.40}{0.3864} \times \frac{69 - 47.5}{13.64}$$

$$0.621 \times 1.58 =$$

$$0.98 =$$

إن هناك علاقة بين معامل ارتباط بايسيريا ومعامل الارتباط النقطي وهذه العلاقة يمكن التعبير عنها من خلال المعادلة التالية:

المعادلة (12:6):

$$\text{بايسيريا} = \text{بوينت بايسيريا} \times \sqrt{\frac{ب}{أ}}$$

$$r_b = r_{pb} \sqrt{\frac{pq}{u}}$$

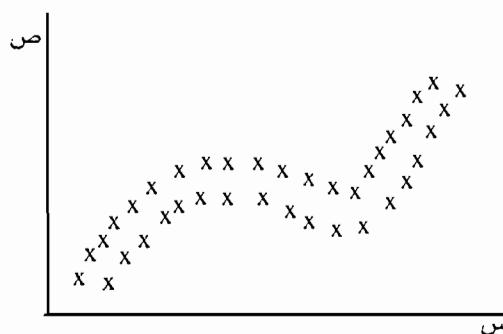
ونظرياً فان القيمة القصوى لمعامل بايسيرياال بين  $\pm 1$  ، ولكن اذا كان التوزيع للمتغير المستمر والذى تم تقسيمه الى متغير ثانى ابعد عن  $b = k = 0,50$  ، فان قيمة معامل بايسيرياال سوف تزداد عن  $\pm 1$ ، وهذا قلما يحدث، ويمكن تجنبه باستخدام المعامل الاكثر ملائمة.

وبما ان  $\frac{1}{|ab|k}$  دائمأ اكبر من 1 ، فان معامل بايسيرياال دائمأ اكبر من معامل الارتباط النقطي (بوينت بايسيرياال) ان القاعدة العامة لاستخدام معامل الارتباط النقطي هو ان تكون البيانات تتصف بالثنائية الحقيقية او عندما يكون هناك نوع من التأكيد بأن التوزيع للمتغير الثنائي لا يتصرف بالتساوء . ولذلك فاننا نستخدم معامل بايسيرياال عندما نتأكد بأن السواء قد تحقق بالنسبة للمتغير الثنائي.

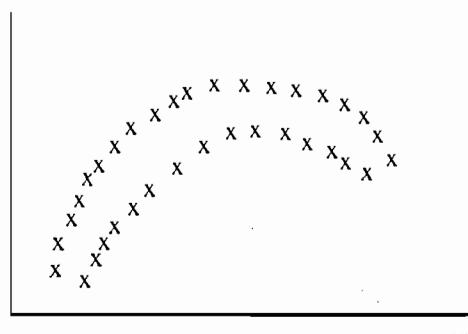
هذا ولا بد من ان نشير هنا الى ان معامل الارتباط النقطي يستخدم عند حساب مصفوفة معاملات الارتباط في حالة الانحدار المتعدد او في حالة التحليل العاملی. وفي الواقع العلمي فانه من النادر استخدام معامل بايسيرياال.

#### 7: معامل ارتباط الرتب لسبيرمان Spearman Rank Order Correlation Coefficient

إن معامل ارتباط بيرسون يستخدم لقياس العلاقة الخطية بين س و ص. ولكن هذه العلاقة ليست دائمأ موجودة في ميدان العلوم السلوكية، فالعلاقة او الارتباط بين معتقدات الافراد والتحصيل قد تكون علاقة غير خطية (Curvlinear). وهناك كثير من الحالات التي يمكن ان نميز من خلالها ما يسمى بالعلاقة الخطية. فلو اخذنا على سبيل المثال الاشكال (6:4، و 6:4) فاننا نلاحظ ان العلاقة بين المتغير س و ص علاقة غير خطية



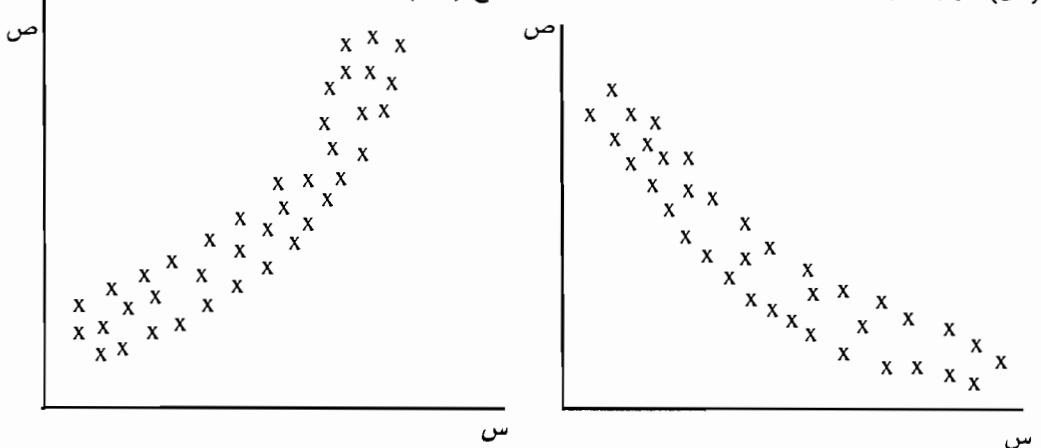
الشكل (6:4)



الشكل (6:4)

الاشكال (4:6): العلاقة بين س و ص

اما بالنسبة لشكل الانتشار في كل من الاشكال (6:أ) و (6:ب) فانها تشير الى ان (س) ترتبط بشكل مضطرب وعلى وتيرة واحدة مع (ص).



الشكل (6: ب)

الشكل (6: أ)

#### الاشكال (5:6) : العلاقة بين المتغيرين والمتغير ص

فالعلاقة المضطربة تعني ان الزيادة في احدى المتغيرات ترتبط دائمأً بزيادة في درجات المتغير الآخر (ازدياد مضطرب) او بالنقصان في هذه الدرجات.

ان العلاقة الاضطرادية هي العلاقة التي يكون فيها شكل الانتشار يزداد او ينقص. فعلى سبيل المثال في الشكل (6:أ) فان هناك تناقص بمعدل سريع بالنسبة لقيم س المنخفضة ومن ثم تستمر في التناقص حتى يصبح هذا التناقص ابطأ في المستويات العليا من س ، وفي مثل هذه الحالة فإن ص تتناقص بشكل مضطرب كدلالة للمتغير س.

وبالنسبة للشكل (6: ب) فان العكس هو الصحيح، اذ ان قيم (ص) تزداد بمعدلات بطئه لقيم س المنخفضة، ومن ثم تستمر في الزيادة بمعدل سريع بالنسبة لقيم (س) العليا. وفي مثل هذه الحالة فان (ص) توصف على انها تزداد بشكل مضطرب كدلالة لقيم (س).

إن معامل ارتباط سبيرمان يستخدم عندما تكون العلاقة غير خطية بين المتغيرين والازدياد المضطرب او النقصان المضطرب هو الذي يصف العلاقة بين س و ص، وابعد من ذلك فان معامل ارتباط سبيرمان يستخدم عندما تكون البيانات على شكل رتب. ولذلك عندما تكون هناك علاقة طردية بين (س و ص) فان الدرجات على المتغير المستمر تحول الى درجات تمثل رتبة كل شخص (الترتيب من الادنى الى الاعلى، ادنى = 1) ومن ثم الذي يليه، وهكذا حتى تنتهي من جميع الافراد).

وعندما يتم تحويل الدرجات على شكل رتب فإن شكل الانتشار للعلاقة الاضطرادية بين س و ص يتحول الى شكل انتشار للرتب والتي تعتبر خطية في مثل هذه الحالة. ومع وجود العلاقة الخطية بين الرتب، فإنه يمكن حساب معامل ارتباط سبيرمان للرتب. إن معامل ارتباط سبيرمان للرتب هو مثل معامل ارتباط بيرسون للرتب، انه يعكس الحجم واتجاه العلاقة بين س و ص.

مثال (4:6): اراد باحث ان يجد العلاقة بين الانبساطية والدعاية عند عينة مؤلفة من (9) افراد وطبق عليهم اختبار يقيس الانبساطية واختبار اخر يقيس الدعاية، وبعد ذلك حصل على البيانات المشار اليها في الجدول (5:6) التالي:

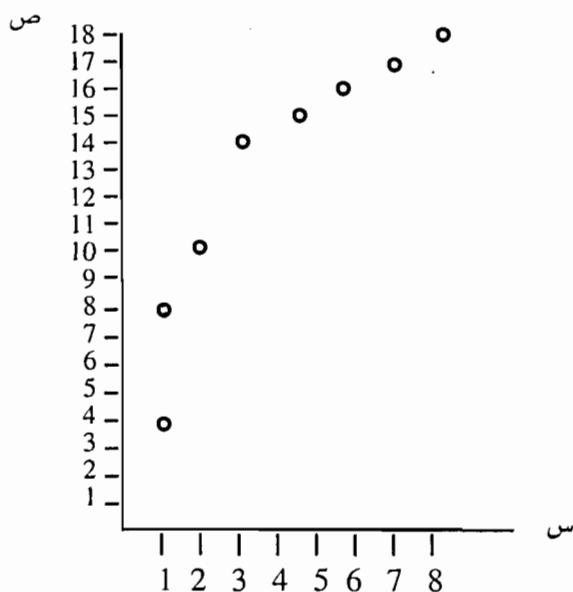
الجدول (5:6): الاداء على مقياس الانبساطية ومقياس الدعاية

الاداء على مقياس الانبساطية	الاداء على مقياس الدعاية
4	1
8	1
10	2
14	3
15	4
16	5
17	6
18	7
18	8

الحل:

لفحص الفرضية الصفرية التي تشير الى عدم وجود ارتباط بين المتغيرين فإنه بالامكان حساب معامل ارتباط بيرسون بعد تحويل العلاقة الاضطرادية بين س و ص الى علاقة خطية بين رتب كل من س و ص.

فلو اخذنا الدرجات الموجودة في الجدول (5:6) قبل تحويلها الى رتب فإن العلاقة بين الانبساطية والدعاية تظهر بأنها علاقة غير خطية وذلك كما هو مبين في الشكل (6:6).

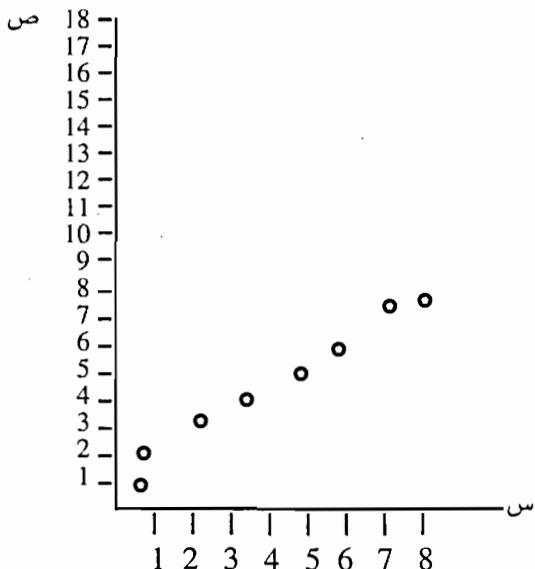


الشكل (6:6): العلاقة بين الانبساطية (س) والدعاية (ص)

وبتحويل العلاقات السابقة على شكل رتب وكما هو واضح في الجدول (6:6) ورسم شكل الانتشار لكل من س و ص، فإن العلاقة بين س و ص تصبح خطية وذلك كما هو مبين في الشكل (7:6)

الجدول (6:6): الدرجات والرتب على مقياس الانبساطية ومقياس الدعاية

الدرجة على مقياس الانبساطية (س)	الرتبة	الدرجة على مقياس الدعاية (ص)	الرتبة
1	1.5	4	1
2	1.5	8	1
3	3	10	2
4	4	14	3
5	5	15	4
6	6	16	5
7	7	17	6
8.5	8	18	7
8.5	9	18	8
45	45		المجموع



الشكل (7:6) العلاقة بين الانبساطية (س) والدعابة (ص)

ومن خلال البيانات الواردة في الجدول (6:6) فان:

مجموع الرتب للمتغير س = 45، ومجموع الرتب للمتغير ص = 45، ومجموع س ص = 284

ومجموع س<sup>2</sup> للرتب = 284.5 ، مجموع ص<sup>2</sup> للرتب = 284.5

وبتطبيق المعادلة (4:6) الخاصة بمعامل ارتباط بيرسون فان:

$$\text{معامل ارتباط بيرسون (ر)} = \frac{\frac{45 \times 45 - 284}{9}}{\sqrt{\left\{ \frac{45 \times 45 - 284.5}{9} \right\} \left\{ \frac{45 \times 45 - 284.5}{9} \right\}}} = 0.99$$

ان معامل الرتب لسبيرمان يعتبر ملائم للمتغيرات المقاسة على مقاييس تراتيبي او تلك التي مقاسة على مقاييس مسافات والتي تكون العلاقة بينها تزداد باضطراد او تتناقص باضطراد، وان معامل الارتباط يتم تفسيره كما هو الحال في معامل ارتباط بيرسون. هناك معادلة اخرى اكثراً سهولة لاجداد معامل الرتب لسبيرمان هذه المعادلة يمكن التعبير عنها رياضياً كما يلي:

المعادلة (6:13) :

$$r_s = \frac{6 \sum D^2}{n(n^2 - 1)}$$

$$r_s = 1 - \frac{6 \sum D^2}{N(N^2 - 1)}$$

اذ ان  $D = \text{مجموع الفروق بين رتب كل من س و ص}$

$n = \text{عدد الافراد}$

فلو اخذنا بعين الاعتبار الرتب الموجودة في الجدول (6:10) فان قيمة  $D^2$  (مجموع مربعات الفروق بين س و ص) تساوي 1 وذلك كما هو مبين في الجدول (7:6).

الجدول (7:6) الرتب للأداء على مقياس الانبساطية ومقياس الدعاية والفرق بين الرتب

$D^2$	$D$	الرتب للدعاية	الرتب ل الانبساطية
0.25	$0.5 = 1 - 1.5$	1	1.5
0.25	$0.5 = 2 - 1.5$	2	1.5
صفر	$= 3 - 3$	3	3
صفر	$= 4 - 4$	4	4
صفر	$= 5 - 5$	5	5
صفر	$= 6 - 6$	6	6
صفر	$= 7 - 7$	7	7
0.25	$0.5 = 8.5 - 8$	8,5	8
0.25	$0.5 = 8.5 - 9$	8,5	9
1			المجموع

وبتطبيق المعادلة (6:13) على النتائج الواردة في الجدول (6:7) فان:

$$r_s = \frac{1 \times 6}{(1 - 81) 9} - 1$$

$$\frac{6}{720} - 1 =$$

$$0.0083 - 1 =$$

= 0.992 وهذه النتيجة هي نفسها التي حصلنا عليها باستخدام معامل ارتباط بيرسون.

## 8:6 معامل الاقتران (فای) Phi Coefficient

ان معامل الاقتران فای ( $\phi$ ) حالة خاصة من معامل ارتباط بيرسون، ويستخدم هذا المعامل في حالة ايجاد العلاقة بين متغيرين الاول ثالثي حقيقي والثاني ثالثي حقيقي، ومن الامثلة على ذلك العلاقة بين الجنس (ذكور، اناث) والانتماء السياسي (ديمقراطي، جمهوري)، والعلاقة بين التدخين (يدخن، لا يدخن) والموت بسبب السرطان او اسباب اخرى.

مثال (5:6): على فرض ان احد الباحثين اراد ان يجد العلاقة بين الجنس والانتماء السياسي، فاختار عينة مؤلفة من (15) فرداً (8 ذكور، 7 اناث) وقد حصل الباحث على البيانات الواردة في الجدول (6:8) بعد سؤال افراد العينة عن انتماءهم السياسي.

الجدول (6:8): الجنس والانتماء السياسي

		الانتماء السياسي		الجنس
		ص <sup>2</sup>	ص <sup>2</sup> × ص	(ص)
1	1	1	1	1
1	1	1	1	1
2	4	2	1	1
1	1	1	1	1
2	4	2	1	1
1	1	1	1	1
1	1	1	1	1
1	1	1	1	1
4	4	2	4	2
4	4	2	4	2
4	4	2	4	2
2	1	1	4	2
4	4	2	4	2
2	1	1	4	2
2	1	1	4	2
32	33	21	36	22

المطلوب: حساب معامل الارتباط بين الجنس والانتماء السياسي باستخدام الاحصائي المناسب ( $\alpha = 0.05$ ).

الحل: لايجاد معامل الارتباط بين الجنس والانتماء السياسي فانه يمكن استخدام معامل ارتباط بيرسون. وبتطبيق المعادلة (6:4) الخاصة بمعامل ارتباط بيرسون على البيانات الواردة في الجدول (6:8) فان:

$$\begin{aligned}
 & \frac{\frac{21 \times 22}{15} - 32}{\left| \frac{\{21 \times 21\}}{15} - 33 \right\} \left\{ \frac{22 \times 22}{15} - 36 \right\}} \\
 & = \frac{1.2}{3.665} = 0.327
 \end{aligned}$$

اي ان العلاقة بين الجنس والانتماء السياسي تساوي - 0.327

كذلك توجد هناك امكانية لتنظيم البيانات الواردة في الجدول (10:8) في جدول 2x2 والذي يسمى بجدول الاقتران، اذ نقوم بتوزيع هذه البيانات على شكل تكرارات بحيث يتم استخدام التصنيف التالي للمتغيرين المشار إليها في الجدول (6:8).

أ. الجنس ذكور = 1

اناث = 2

ب. الانتماء السياسي

ديموقراطي = 1

جمهوري = 2

وبتطبيق هذه المطاعيات على الجدول (6:8) فاننا نحصل على الجدول (10:9) التالي:

الجدول (9:6) التكرارات حسب متغيري الجنس والانتماء السياسي

المجموع	جمهوري	ديموقراطي	الانتماء السياسي \ الجنس
ذكور	6 (ا)	2 (ب)	الجنس
اناث	3 (د)	4 (هـ)	الانتماء السياسي
المجموع	9	6	

هذا وتمثل الاحرف أ ، ب ، د ، هـ التكرارات في كل خلية من الخلايا، فعلى سبيل المثال تمثل البيانات الموجودة في الخلية أ ذكور ديمقراطيين. وبناءً على ذلك يمكن الاستعاضة عن معادلة بيرسون باستخدام معامل فاي ( $\phi$ ) وذلك كما هو مبين في المعادلة(6:14) التالية:

المعادلة (14:6):

$$\phi = \frac{\frac{ad - bc}{\sqrt{(a+b)(c+d)(a+c)(b+d)}}}{\sqrt{\frac{4 \times 6 - 3 \times 2}{6 \times 9 \times 7 \times 8}}}$$

وبتطبيق هذه المعادلة على البيانات الواردة في الجدول (9:6) فان:

$$\begin{aligned} \text{معامل فاي} &= \frac{4 \times 6 - 3 \times 2}{6 \times 9 \times 7 \times 8} \\ &= \frac{18 -}{54.99} \end{aligned}$$

$$0.327 - =$$

ولفحص فيما اذا كان معامل الاقتران ذا دلالة فاننا نستخدم كاي<sup>2</sup>. وبما ان توزيع  $\phi$  هو توزيع كاي<sup>2</sup> بدرجة حرية واحدة، فان كاي<sup>2</sup> يتم حسابه باستخدام المعادلة التالية:

المعادلة (15:6):

$$\text{كاي}^2 = n \times (\text{فاي})^2$$

$$X^2 = N(\phi)^2$$

وبتطبيق ذلك على البيانات المتعلقة بالمثال (5:6) فان:

$$\begin{aligned} \text{كاي}^2 &= 0.327 \times 15 \\ &= 1,61 \end{aligned}$$

وبمقارنة هذه القيمة مع قيمة كاي<sup>2</sup> الحرجة والتي تساوي من جدول كاي<sup>2</sup> الموجود في الملحق (4:4) بدرجات حرية 1 و  $\alpha = 0.05 = 3.84$  فاننا نستطيع القول انه لا يوجد ارتباط ذو دلالة عند مستوى ( $\alpha = 0.05$ ) بين الجنس والانتماء السياسي.

ان قيمة كاي<sup>2</sup> يمكن استخراجها مباشرة من جدول الاقتران وفحص الفرضية الصفرية التي تشير الى ان هناك استقلالية بين الجنس والانتماء السياسي.

$$\text{إن كاي}^2 = \frac{\text{الملاحظ} - \text{المتوقع}}{\text{المتوقع}}^2$$

وبناءً على ذلك فاننا بحاجة الى ايجاد المتوقع لكل خلية من الخلايا الواردة في الجدول (9:10) وذلك على النحو التالي:

$$\frac{8 \times 9}{15} = 4.8 \quad \text{أ. المتوقع بالنسبة للخلية الاولى (ذكور وديمقراطين)}$$

$$4.8 =$$

$$\frac{7 \times 9}{15} = 4.2 \quad \text{ب. المتوقع بالنسبة للخلية الثانية (إناث وديمقراطيات)}$$

$$4.2 =$$

$$\frac{8 \times 6}{15} = 3.2 \quad \text{ج. المتوقع بالنسبة للخلية الثالثة (ذكور وجمهوريين)}$$

$$3.2 =$$

$$\frac{7 \times 6}{15} = 2.8 \quad \text{د. المتوقع بالنسبة للخلية الرابعة (إناث وجمهوريات)}$$

$$2.8 =$$

وبتطبيق معادلة كاي<sup>2</sup> على هذه النتائج فان:

$$\text{كاي}^2 = \frac{2(2.8 - 4)}{2.8} + \frac{2(3.2 - 2)}{3.2} + \frac{2(4.2 - 3)}{4.2} + \frac{2(4.8 - 6)}{4.8}$$

$$0.514 + 0.45 + 0.343 + 0.3 =$$

$$= 1.61 \quad \text{وهي نفس النتيجة السابقة التي توصلنا اليها بتطبيق المعادلة (15:6)}$$

عند حساب معامل فاي فاننا نسأل عن وجود علاقة بين المتغيرات والمتغير ص وكذلك الحال بالنسبة لـ كاي<sup>2</sup>، ولكن يستخدم كاي<sup>2</sup> لفحص الدالة الاحصائية المتعلقة بالارتباط، بينما معامل فاي يقيس درجة او حجم العلاقة.

هذا ولا بد من الاشارة هنا الى ان هناك علاقة خطية بين معامل فاي وكاي<sup>2</sup>، وبناءً على الحقيقة التي تشير الى ان:

$$\text{كاي}^2 = n \times (\text{فاي}^2)$$

فان معامل فاي يمكن حسابه من خلال المعادلة (16:6) التالية:

المعادلة (16:6):

$$\text{معامل فاي } (\phi) = \sqrt{\frac{\text{كاي}^2}{N}}$$

وبالرجوع الى قيمة كاي 2 المتعلقة بالبيانات الواردة في الجدول (9:6)

فإن معامل فاي ( $\phi$ ) =  $\frac{1.61}{15} = 0.327$  وهي نفس النتيجة التي أشرنا إليها سابقاً.

هذا وقد تم ادخال البيانات المتعلقة بالجدول (8:6) في الحاسوب وقد تم معالجة البيانات باستخدام معامل فاي من خلال الرزم الاحصائية للعلوم الاجتماعية (SPSS).

وتبيّن لنا نتائج الحاسوب الواردة أدناه إلى أن قيمة فاي ( $\phi$ ) تساوي 0.327 وهي نفس النتيجة التي توصلنا إليها. كذلك تشير النتائج إلى الاحتمال المرتبط بقيمة فاي والتي تساوي 0.205، وبما أن هذا الاحتمال أعلى من 0.05 ، إذاً يمكن القول أن الباحث فشل في رفض الفرضية الصفرية. أي بمعنى آخر هناك استقلالية بين الجنس والانتماء السياسي أو لا يوجد ارتباط بين الجنس والانتماء السياسي.

### Crosstabs

#### Affl\*SEX Crosstabulation

Count

		SEX		Total
		Males	Females	
AFFL	Democratic	6	3	9
	Republic	2	4	6
Total		8	7	15

### Symmetric Measures

		Value	Approx.Sig.
Nominal by Nominal	Phi	.327	.205
	Cramer's V	.237	.205
N of Valid Cases		15	

- a. Not assuming the null hypothesis.
- b. Using the asymptotic error assuming the null hypothesis.

## 9: مقياس التوافق (ح) Contingency Coefficient

يستخدم مقياس التوافق عندما تكون المتغيرات المراد ايجاد معامل الارتباط بينها على شكل مجموعات. كذلك يستخدم عندما يتم تقسيم المتغيرات الى متغيرات تتصرف بالثنائية. إن معامل كاي وكما رأينا يستخدم فقط عندما يتم تصنيف المتغيرين الى مجموعتين، ولكن عندما يتم تصنيف المتغيرين او احداهما الى اكثر من مجموعتين فإنه معامل التوافق يستخدم لقياس درجة الارتباط.

ومعامل التوافق يرتبط مباشرة باختبار كاي<sup>2</sup> ويتم حسابه باستخدام جدول الاقتران. وفي المقابل فان كاي يحسب من معامل الاقتران. ان كاي<sup>2</sup> يزودنا بطريقة اكثر سهولة لحساب الدلالة الاحصائية لمعامل الاقتران.

إن معامل الاقتران يزودنا بمعاملات ارتباط قابلة للمقارنة مع معاملات ارتباط بيرسون اذا تم تقسيم كل متغير على الاقل الى خمسة مجموعات واذا كان حجم العينة كبير. ومعامل التوافق يجب ان لا يستخدم الا اذا كانت البيانات المتيسرة على شكل مجموعات، هذا ويمكن ايجاد معامل التوافق (ح) عن طريق المعادلة التالية:

$$C = \sqrt{\frac{X^2}{X^2 + N}}$$

المعادلة (17:6) :  

$$ح = \sqrt{\frac{كاي^2}{كاي^2 + ن}}$$

هناك العديد من الصعوبات المرتبطة بهذا النوع من المعاملات. ومن هذه الصعوبات ما له علاقة بحجم (ن)، وبما أن حجم (ن) دائمًا أكبر من صفر فان قيمة معامل التوافق لن تكون متساوية 1، واكثر من ذلك فان القيمة القصوى لهذا المعامل تعتمد على الابعاد المتضمنة في جدول التوافق والذي نحسب منه قيمة هذا المعامل. وبناءً على ذلك عندما يكون هناك جدول (2x2) فان القيمة القصوى لمعامل التوافق تساوي 0.707 ، وعندما يكون هناك جدول (3x3) فان القيمة القصوى لمعامل التوافق تساوي 0.816 وهكذا.

وبشكل عام فاننا نجد القيمة القصوى من خلال المعادلة (18:6) التالية:

المعادلة (18:6) :  

$$\text{القيمة القصوى لمعامل التوافق (ح)} = \sqrt{\frac{k - 1}{2}}$$

$$\text{Maximum value of } C = \sqrt{\frac{k - 1}{2}}$$

اذ ان  $k$  = عدد الاعمدة او عدد الصفوف ايهما اصغر.

(6:6) مثال

على فرض ان احد الباحثين اراد ان يجد العلاقة بين الحالة الاجتماعية والتفضيل كأن يكون لوحده، او في مجموعة صغيرة، ومجموعة كبيرة.

وقد حصل الباحث على بيانات (100) فرد على متغيري الحالة الاجتماعية والتفضيل والجدول (9:6) يوضح ذلك.

الجدول (9:6) التكرارات حسب متغيري الحالة الاجتماعية والتفضيل

		فرد	مجموعة صغيرة	مجموعة كبيرة	الفضيل الاجتماعية الحالة
3	4	18			اعزب
5	12	8			متزوج
8	7	10			مطلق
4	15	6			ارمل

المطلوب: فحص الفرضية الصفرية باستخدام الاحصائي المناسب ( $\alpha = 0.05$ ).

الحل:

1- الفرضية الصفرية: يوجد استقلالية بين الحالة الاجتماعية والتفضيل.

الفرضية البديلة: يوجد هناك ارتباط بين الحالة الاجتماعية والتفضيل.

2- الاختبار الاحصائي: لا يوجد العلاقة بين الحالة الاجتماعية والتفضيل فاننا نستخدم اختبار کای<sup>2</sup> ( $\chi^2$ ) وذلك باستخدام المعادلة والتي اشرنا اليها سابقاً عند الحديث عن کای<sup>2</sup> والتي تشير الى:

$$\text{کای}^2 (\chi^2) = \frac{\text{مج}(\text{الملاحظ} - \text{المتوقع})^2}{\text{المتوقع}}$$

ولا يجاد المتوقع لكل خلية من الخلايا فان ذلك يتطلب تنظيم البيانات الواردة في الجدول (9:10) على النحو التالي والمشار اليه في الجدول (6:10).

## الجدول (6:10) التكرارات الملاحظة والتكرارات المتوقعة وفقاً للتغيري الحالة الاجتماعية والتفضيل

		فرد	مجموعه صغيرة	مجموعه كبيرة	المجموع	الفضيل الحاله الاجتماعيه
25	3 (5)	4	18	(10.5)	اعزب	
25	5 (5)	12	8	(10.5)	متزوج	
25	8 (5)	7	10	(10.5)	مطلق	
25	4 (5)	15	6	(10.5)	ارمل	
100	20	38	42		المجموع	

هذا وتمثل القيم الواقعه بين قوسين التكرارات المتوقعة، ولإيجاد التكرارات المتوقعة لاي خلية من الخلايا فاننا نجد مجموع الصف الذي تتتمى اليه الخلية ومجموع العمود الذي تتتمى اليه الخلية ومن ثم المجموع الكلي لجميع الخلايا وبعد ذلك يتم ايجاد التكرارات المتوقعة باستخدام المعادلة (6:19) التالية:

المعادلة (6:19):

$$\text{التكرارات المتوقعة لاي خلية} = \frac{\text{مجموع الصف الذي تتتمى اليها الخلية} \times \text{مجموع العمود الذي تتتمى اليه الخلية}}{\text{المجموع الكلي للخلايا}}$$

وباستخدام البيانات الواردة في الجدول (6:10) فإن:

$$\begin{aligned} \text{كاي}^2 &= \frac{2(10-6)}{10.5} + \frac{2(10.5 - 10)}{10.5} + \frac{2(10.5 - 8)}{10.5} + \frac{2(10.5 - 18)}{10.5} = (X^2) \\ &\quad + \frac{2(9.5 - 7)}{9.5} + \frac{2(9.5 - 12)}{9.5} + \frac{2(9.5 - 4)}{9.5} \\ &\quad \frac{2(5-4)}{5} + \frac{2(5-8)}{5} + \frac{2(5-5)}{5} + \frac{2(5-3)}{5} + \frac{2(9.5-15)}{9.5} \end{aligned}$$

$$18.388 =$$

3- تحديد القيمة الحرجة: لايجاد القيم الحرجة لکای 2 فاننا بحاجة الى ايجاد درجات الحرية للاعمدة والتي تساوي (عدد الاعمدة - 1) ومن ثم درجات الحرية للصفوف (عدد الصفوف - 1) وبالتالي يتم الحصول على حاصل ضرب (عدد الصفوف - 1) (عدد الاعمدة - 1).

وبالنسبة للبيانات الواردة في الجدول (10:6) فان درجات الحرية = (3-1) = 6

وبالرجوع الى جدول کای<sup>2</sup> الموجود في الملاحق وباستخدام درجات حرية 6 و( $\alpha = 0.05$ ) فان قيمة کای<sup>2</sup> الحرجة تساوي 12.592.

4- القرار: بما ان قيمة کای<sup>2</sup> المحسوبة والتي تساوي 18.388 اكبر من قيمة کای<sup>2</sup> الحرجة والتي تساوي 12.592 فاننا نفشل في رفض الفرضية الصفرية ونقول ان هناك ارتباط ذو دلالة عند مستوى ( $\alpha = 0.05$ ), بين الحالة الاجتماعية والتفضيل.

ان اختبار کای<sup>2</sup> لا يخبرنا بحجم العلاقة فهو يزودنا بالمعلومات الضرورية لرفض الفرضية الصفرية المتعلقة بالاستقلالية بين المتغيرين، ولذلك من اجل تقرير قوة العلاقة الارتباطية فانه من الضروري حساب معامل الارتباط.

لقد اشرنا في السابق الى ان معامل فای يستخدم لايجاد معامل الارتباط للبيانات الخاصة بجدول توافق (2x2) ، ولكن بالنسبة للجدول الذي يحتوي على اكثر من (2x2) فاننا لا نستطيع ان نستخدم معامل فای، وبالتالي فإن معامل الارتباط الاكثر ملائمة هو معامل التوافق (ح) والذي يتم حسابه مباشرة من خلال قيمة کای<sup>2</sup>. وهذا المعامل كما اشرنا يمكن حسابه لاي حجم من الجداول وذلك باستخدام المعادلة (6:17) التي اشرنا اليها سابقاً.

وبتطبيق هذه المعادلة على النتائج المتعلقة بالمثال (6:6) فان:

$$\text{معامل التوافق (ح)} = \frac{18.388}{18.388 + 100} = 0.394$$

وللحكم على معامل الارتباط هذا فاننا بحاجة الى ايجاد القيمة القصوى لمعامل التوافق والتي يتم حسابها من خلال المعادلة (6:18).

وبتطبيق هذه المعادلة فان:

$$\frac{1-3}{3} \sqrt{ } = \text{القيمة القصوى لـ (ح)} = 0.816$$

وبمقارنة معامل التوافق والذي يساوي 0.394 مع هذه القيمة فإنه يمكن القول ان حجم العلاقة متوسط وليس متدني.

هناك اختبار اخر يستخدم لايجاد معامل الارتباط وهو عبارة عن نسخة معدلة لمعامل فاي عندما تكون البيانات مقاسة على مقياس اسمي والجدول المستخدم اكبر من  $2 \times 2$ ، هذا المعامل يدعى بمعامل كريمر (ف) Cramer's V، وهذا المعامل يتم حسابه باستخدام المعادلة التالية:

المعادلة (20:6):

$$\text{كريمر (ف)} = \sqrt{\frac{\text{كاي}^2}{n(k-1)}}$$

$$\text{Cramer's V} = \sqrt{\frac{X^2}{N(k-1)}}$$

اذ ان:  $k$  = عدد الصفوف او عدد الاعمدة ايهما اصغر .

وبتطبيق هذه المعادلة على قيمة كاي<sup>2</sup> بالنسبة للبيانات الواردة في الجدول (10:6) فان:

$$\text{كريمر (ف)} = \sqrt{\frac{18.388}{(1-3) 100}}$$

$$= 0.303$$

هذا وقد تم ادخال البيانات الواردة في الجدول (9:6) في الحاسوب، وتمت معالجة البيانات باستخدام معامل التوافق وكريمر (ف) وذلك من خلال الرزم الاحصائية للعلوم الاجتماعية (SPSS).

وتظهر لنا نتائج الحاسوب الواردة لاحقاً قيمة كاي<sup>2</sup> حيث بلغت هذه القيمة والمشار اليها في نتائج الحاسوب امام Pearson، 18.389 وهي نفس القيمة السابقة التي توصلنا اليها عند حساب كاي<sup>2</sup>.

كذلك تشير النتائج الى قيمة كريمر ف والتي بلغت 0.30322 ومن ثم الاحتمال المرتبط بالقيمة والذي يساوي 0.005، وايضاً قيمة معامل التوافق والتي بلغت 0.394 والاحتمال

المرتبط بالقيمة والذي يساوي 0.005.

ان هذه القيم جمبعها هي نفس القيم التي حصلنا عليها سابقاً عن طريق تطبيق المعادلات يدوياً.

### Crosstabs

**PREFER \* STATUS Crosstabulation**

		STATUS						
		Single	married	divorce	Widowed	Total		
PREFER	alone	Count	18	8	10	6	42	
		%within STATUS	72.0%	32.0%	40.0%	24.0%	42.0%	
	small group	Count	4	12	7	15	38	
		%within STATUS	16.0%	48.0%	28.0%	60.0%	38.0%	
	large group	Count	3	5	8	4	20	
		%within STATUS	12.0%	20.0%	32.0%	16.0%	20.0%	
Total		Count	25	25	25	25	100	
		%within STATUS	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%	

**Chi - Square Tests**

	Value	df	Asymp. Sig. (2-sided)
Pearson Chi-Square	18.389a	6	.005
Likelihood Ratio	18.146	6	.006
Linear-by-Linear Association	5.542	1	.019
N of Valid Cases	100		

a. 0 cells (.0%) have expected count less than 5. The minimum expected count is 5.00.

## Directional Measures

			Value	Asymp.Std. Error <sup>a</sup>	Approx.Tb	Approx.Sig.
Nominal by Nominal	Lambda	Symmetric	.218	.066	3.014	.003
		PREFER	.224	.097	2.073	.038
		STATUS	.213	.065	3.054	.002
	Goodman and Kruskal tau	PREFER	.106	.047		.002 <sup>a</sup>
		STATUS	.061	.029		.006 <sup>a</sup>

- a. Not assuming the null hypothesis.
- b. Using the asymptotic standard error assuming the null hypothesis.
- c. Based on chi-square approximation.

## Symmetric Measures

		Value	Approx.Sig.
Nominal by Nominal	Phi	.429	.005
	Cramer's V	.303	.005
	Contingency Coefficient	.394	.005
N of Valid Cases		100	

- a. Not assuming the null hypothesis.
- b. Using the asymptotic standard error assuming the null hypothesis.

## ١٠: Lambada ( $\lambda$ )

من المقاييس الاسمية لقياس قوة الارتباط بين المتغيرين الاحصائي لامبادا او ما يسمى بمقاييس قوة الترجيح، اذ يقوم على فكرة التقليل النسبي للخطأ. او قيمة الخطأ الذي تم تخفيضه عند استخدام قيمة (س) للتتبؤ بقيمة (ص).

ان هذا النوع من القياس يعتمد على كيفية التتبؤ بقيمة المتغير التابع عندما نعرف قيمة المتغير المستقل. انه يقارن الاخطاء في موقعين مختلفين: الاول عندما لا نستخدم المتغير المستقل لغایيات التتبؤ، والثاني عندما نستخدم المتغير المستقل لغايات التتبؤ.

على سبيل المثال اذا كان لدينا عينة من الاشخاص المتزوجين، والمتغير التابع عبارة عن النظرة الى الحياة (هل هي مثيرة أم روتينية، أم مملة). والمتغير المستقل عبارة عن السعادة التي يتمتع بها الفرد، فانه يوجد عندنا موقفين.

- الموقف الاول: اتنا نحاول ان نتباً كيف يشعر الفرد تجاه الحياة من خلال معرفة نسبة الافراد الذين يقعون في كل مجموعة او خلية من الخلايا التي تتعلق بان الحياة مثيرة.
- الموقف الثاني: هناك معلومة اضافية متوفرة تتعلق بسعادة الشخص المتزوج. ان هذه المعلومة تحسن من قدرة الفرد على التنبؤ بشكل صحيح اذا كان هناك ارتباط بين المتغيرين. فاذا كان الاشخاص المتزوجين والذين يشعرون بالسعادة يجدون الحياة مثيرة، والاشخاص الذين يتمتعون او يشعرون بسعادة متوسطة يجدون الحياة روتينية وجميع الاشخاص الذين لا يشعرون بالسعادة يجدون الحياة مملة، فإن معرفة ظروف الشخص المتزوج تساعد على التنبؤ بشكل تام فيما اذا كان يجد الحياة مثيرة او روتينية او مملة. اي انه اذا كان هناك ارتباط تام بين المتغيرين فان توفر معلومات حول متغير معين تساعد على التنبؤ بالمتغير الآخر. ولكن في الواقع قلما نحصل على العلاقة التامة.
- مثال (7:6): على فرض انه توفر عندنا البيانات التالية والواردة في الجدول (11:6) والتي تمثل عينة مؤلفة من (821) فرداً موزعين وفقاً لمتغيري الوضع الزواجي والشعور تجاه الحياة، والمطلوب ايجاد قيمة لامبادا.

(الجدول 11:6) توزيع الافراد حسب متغيري الوضع الزواجي والشعور تجاه الحياة

المجموع	لا يشعر بالسعادة	سعید	سعید جداً	الوضع الزواجي \ الشعور تجاه الحياة	
				مثيرة	روتينية
391	6	83	302		مملة
400	14	161	225		
30	5	14	11		
821	25	258	538	المجموع	

الحل:

اذا حاولنا ان نجد عدد الاشخاص الذين يمكن تصنيفهم بشكل خاطئ وذلك بالرجوع الى البيانات الموجودة في الجدول (11:6) اذا كان هناك تخمين بان كل الاشخاص سيجدون الحياة روتينية فإن عملية التنبؤ ستكون خاطئة لـ (391) فرداً والذين اشاروا الى ان الحياة مثيرة، بالإضافة الى (30) فرداً والذين اشاروا الى ان الحياة مملة. وبالتالي فإن عدد الافراد الذين صنفوا بشكل خاطيء هو مجموع الرقمين السابقين، اي  $391 + 30 = 421$ . هذا الخطأ بالنسبة للموقف الاول، اي عندما لا يكون عندنا معرفة لتوزيع المتغير التابع في

العينة. هذه النتيجة تسمى ايضاً بالخطأ الذي تم الوقوع فيه دون اعتبار للمتغير المستقل ويرمز له بالرمز ( $\chi_1$ ) ويمكن استخراج النتيجة السابقة باستخدام المعادلة (21:6) التالية:

المعادلة (21:6):

$$\chi_1 = N - \text{المجموع الأكبر لصف من الصفوف}$$

وبتطبيق هذه المعادلة فان:

$$\chi_1 = 400 - 821$$

$$= 421$$

اما بالنسبة للموقف الثاني فإن القاعدة المباشرة هو انه لكل مجموعة او فئة من الفئات المتعلقة بالمتغير المستقل، فاننا نتبأ بفئة المتغير التابع والتي تحدث بشكل متكرر.

فإذا عرفنا ان شخص ما سعيد بزواجه فان افضل تتبؤ هو ان الحياة مثيرة لانه هو الاختيار الاكثر تكراراً بالنسبة للأشخاص الذين يتمتعون بسعادة زوجية عالية. وباستخدام هذه القاعدة فانه قد تم تصنيف 236 بشكل خاطيء والذين اشاروا الى انهم يتمتعون بسعادة زوجية عالية. اي 225 فرداً من الذين يتمتعون بسعادة زوجية عالية اشاروا الى ان الحياة روتينية و 11 فرداً اشاروا الى ان الحياة مملة. وبالتالي  $225 + 11 = 236$ .

كذلك نطبق نفس القاعدة على الافراد الذين يتمتعون بسعادة زوجية. اذ انه من المتوقع ان يقعوا في الفئة التي تشير الى ان الحياة روتينية. وبالتالي فان عدد الافراد الذين صنفوا بشكل خاطيء (97) فرداً، اي  $83 + 14$ .

وفيما يتعلق بالفئة الاخيرة والتي تتضمن الافراد الذين لا يتمتعون بالسعادة، فإنه من المتوقع ايضاً ان يقعوا في الفئة التي تشير الى ان الحياة روتينية. وبالتالي فإن عدد الافراد الذين صنفوا بشكل خاطيء يساوي 11 ، اي  $5 + 6$ .

ومن هنا يمكن القول الى ان الخطأ الذي يرمز له بالرمز ( $\chi_2$ ) للمتغير المستقل يساوي 344 والذي هو عبارة عن حاصل جمع الاخطاء المشار اليها سابقاً ( $97 + 225 + 11$ ).

كذلك يمكن ايجاد  $\chi^2$  باستخدام المعادلة التالية:

المعادلة (22:6):

$\chi_2^2 = \text{مجموع العمود الاول} - \text{التكارات الاعلى الموجودة في خلية من الخلايا التي تنتمي الى العمود الاول} + \dots + \text{مجموع العمود الاخير} - \text{التكارات الاعلى الموجودة في خلية من الخلايا التي تنتمي الى العمود الاخير.}$

وبالرجوع الى البيانات الواردة في الجدول (6:11) فان

$$\lambda_2 = 348 - (302 + 14) = 258 - 161 = 97$$

$$= 236 + 11 = 247$$

$= 344$  وهي نفس النتيجة التي اشرنا اليها سابقاً.

مما سبق يتبيّن لنا بانه قد تم تصنیف 421 فرداً بشكل خاطيء في الموقف الاول، وفي الموقف الثاني فقد تم تصنیف 344 فرداً بشكل خاطيء.

إن الاحصائي لامبادا يقيس معدل الاخطاء التي يتم تخفيضها عند استخدام معلومات اضافية حول المتغير المستقل (في مثل هذه الحالة السعادة الزوجية للشخص).

هذا وتستخدم المعادلة التالية لحساب قيمة لامبادا ( $\lambda$ ).

المعادلة (6:23):

$$\text{لامبادا } (\lambda) = \frac{\bar{x}_1 - \bar{x}_2}{\bar{x}_1}$$

$$\lambda = \frac{\text{Misclassified in situation 1} - \text{Misclassified in situation 2}}{\text{Misclassified in situation 1}}$$

وبتطبيق هذه المعادلة على البيانات او قيم الخطأ التي تم التوصل اليها فان:

$$\text{لامبادا} = \frac{344 - 421}{321} = 0.183$$

اي اننا عن طريق معرفة الى اي مدى يتمتع الشخص بالسعادة الزوجية فانتا نقل الخطأ الى حوالي 18%. اي ان حساب قيمة لامبادا تعطينا النسبة والتي عن طريقها نقل الخطأ في التنبؤ بالمتغير التابع اذا عرفنا المتغير المستقل.

ان اكبر قيمة يمكن التوصل اليها في حالة لامبادا تساوي (1)، اذ انه بالنسبة لكل فئة من فئات المتغير المستقل فان هناك خلية واحدة تتضمن جميع الحالات. فاذا كان التخمين بيان تلك القيمة لكل الحالات فانه لا يوجد خطأ. إن ادخال اي تغيير اضافي يجعلنا قادرين على القيام بالتنبؤ بشكل تام، وان ذلك يؤدي الى تخفيض في معدل الخطأ 100%.

هذا ويوضح الجدول (6:12) التالي الحالة التي تكون فيها قيمة لامبادا تساوي (1).

الجدول (12:6): توزيع الافراد وفقاً لمتغيري الطبقة الاقتصادية - الاجتماعية والشعور تجاه الحياة

المجموع	دنيا	متوسطة	فوق المتوسط	عليا	الطبقة الاقتصادية الاجتماعية	الشعور تجاه الحياة
22	-	-	-	22		مثيرة
66	-	44	22	-		مقنعة
484	484	-	-	-		غير مقنعة
572	484	44	22	22		المجموع

وبتطبيق المعادلة (21:6) والمعادلة (22:6) على هذه البيانات فان:

$$\chi_1 = 484 - 572$$

$$= 88$$

$$\chi_2 = 484 - 484 + (44 - 44) + (22 - 22) + (22 - 22)$$

$$= صفر$$

وبتطبيق المعادلة (23:6) فان:

$$\text{لامبادا} = \frac{88 - صفر}{88}$$

$$1 =$$

اذا كانت قيمة لامبادا تساوي صفرأً فان هذا يعني ان المتغير المستقل لا يساعدنا على التنبؤ بالمتغير التابع.

هناك نوعان من لامبادا النوع الاول يشير الى ان لامبادا ليست قياس متماثل، فقيمة هذا الاحصائي تعتمد على أي من المتغيرات تم الاعتماد عليها لغایيات التنبؤ. فعلى سبيل المثال اذا اردنا ان نتبؤ بالسعادة الزوجية بالاعتماد على نظرية الشخص للحياة في المثال السابق فاننا سنحصل على قيمة مختلفة ل لامبادا . واذا لم يكن هناك سبب لاعتبار احد المتغيرات متغير التابع والآخر متغير مستقل، فإنه يمكن حساب معامل لامبادا المتماثل (النوع الثاني) (Symmetric lambada coefficient)، اي اننا نتبؤ بالمتغير الاول من المتغير الثاني والمتغير الثاني من المتغير الاول.

وبالرجوع الى البيانات الواردة في الجدول (11:6) والمتعلقة بالوضع الزواجي والشعور

تجاه الحياة، فاذا اردنا ان نتبأ بالوضع الزواجي من خلال الشعور تجاه الحياة، فان الاعمدة هنا تصبح الشعور تجاه الحياة والصفوف عبارة عن الوضع الزواجي. وبالتالي فان قيمة كل من  $X_1$  و  $X_2$  هي:

$$X_1 = N - \text{المجموع الاكبر لصف من الصفوف}$$

$$= 358 - 821$$

$$= 283$$

$$X_2 = (14 - 30) + (225 - 400) + (302 - 391)$$

$$= 16 + 175 + 89$$

$$= 280$$

ان الاحصائي لامبادا للتماثل يتم حسابه باستخدام المعادلة(6:24) التالية:

المعادلة (6:24):

$$\text{لامبادا للتماثل} = \frac{X_1 \text{ للتتبؤ بالمتغير الثاني من الاول} - X_2 \text{ للتتبؤ بالمتغير الثاني من الاول}}{X_1 \text{ للتتبؤ بالمتغير الثاني من الاول} + X_2 \text{ للتتبؤ بالمتغير الاول من الثاني}}$$

وبتطبيق ذلك على البيانات الواردة في الجدول (6:11) بالإضافة الى قيم  $X_1$  و  $X_2$  بالنسبة للتتبؤ بالمتغير الاول من المتغير الثاني و  $X_1$  و  $X_2$  للتتبؤ بالمتغير الثاني من المتغير الاول فان:

$$\text{لامبادا للتماثل} = \frac{(280 - 283) + (344 - 421)}{483 + 421}$$

$$= \frac{3 + 77}{704}$$

$$= 0.1136$$

هذا وقد تم ادخال البيانات الواردة في الجدول (6:11) في الحاسوب، وتمت معالجة هذه البيانات باستخدام لامبادا من خلال الرزم الاحصائية للعلوم الاجتماعية (SPSS). وتشير نتائج الحاسوب الواردة ادناه الى قيمة لامبادا للتماثل والتي بلغت 0.114 وهي نفس النتيجة السابقة. كذلك تشير نتائج الحاسوب الى قيمة لامبادا عندما يكون متغير من المتغيرات مستقل والآخرتابع والعكس.

**Crosstabs****LIFE\*MARITAL Crosstabulation**

Count

		MARITAL			Total
		very happy	happy	unhappy	
LIFE	existing	302	83	6	391
	routine	225	161	14	400
	dull	11	14	5	30
Total		538	25	25	821

**Directional Measures**

			Value	Asymp.Std. Error <sup>a</sup>	Approx.T <sup>b</sup>	Approx.Sig.
Nominal by Nominal	Lambda	Symmetric	.114	.031	3.429	.001
		LIFE Independent	.183	.049	3.377	.001
		MARITAL Dependent	.011	.018	.600	.548
	Goodman and Kruskal tau	LIFE Dependent	.045	.013	—	.000 <sup>c</sup>
		MARITAL Independent	.051	.014	—	.000 <sup>c</sup>
		—	—	—	—	—

a. Not assuming the null hypothesis.

b. Using the asymptotic standard error assuming the null hypothesis.

c. Based on chi-square approximation.

**Symmetric Measures**

		Value	Asymp.Std. Error <sup>a</sup>	Approx.T <sup>b</sup>	Approx.Sig.
Ordinal by Ordinal	Kendall's tau-b	.243	.033	7.276	.000
N of Valid Cases		821			

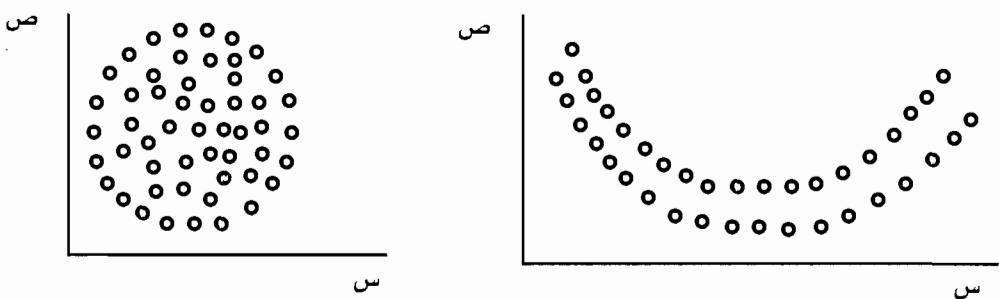
a. Not assuming the null hypothesis.

b. Using the asymptotic standard error assuming the null hypothesis.

**11:6 نسبة الارتباط (ایتا<sup>2</sup>) (Correlation Ratio (Eta<sup>2</sup>))**

عندما يكون معامل الارتباط بين المتغيرين يساوي صفرأً، فاننا نستنتج بأنه لا توجد علاقة بين المتغيرين. هذا ولا بد من ان نذكر الى ان معاملات الارتباط التي تمت الاشارة اليها لها معنى عندما تكون هناك علاقة خطية بين المتغيرين س و ص. ولذلك فان معامل الارتباط صفر يشير فقط الى انه لا توجد علاقة خطية بين المتغيرين. ولكن قد يرتبط المتغير (س) مع المتغير (ص) بشكل غير خططي وبالتالي تخفض قيمة معامل الارتباط.

فعلى سبيل المثال اذا نظرنا الى الشكل (١:٨:٦) والشكل (٦:٨:١)



الشكل (٦:٨:٦)

الشكل (١:٨:٦)

#### الاشكال (٦:٨:٦): العلاقة بين المتغيرس والمتغير ص

فإن معامل الارتباط بين المتغيرين يساوي صفرأً، فالشكل (٦:٨:٦) يفتقر الى العلاقة المتماثلة، ولكن بالنسبة للشكل (١:٨:٦) فإن هناك علاقة غير خطية بين س و ص، ولذلك من الأفضل أن يتم التعبير عن البيانات عن طريق رسم ما يسمى بشكل الانتشار قبل أن يتم حساب معامل الارتباط.

إن المعامل الذي يستخدم عندما تكون العلاقة غير خطية يدعى بمعامل ایتا (٢) والذي يسمى أحياناً بنسبة الارتباط. ويستخدم عندما تكون البيانات بالنسبة للمتغير التابع مصنفة ضمن مقياس مسافات على الأقل، والبيانات بالنسبة للمتغير المستقل مصنفة ضمن مقياس اسمي او تراتيبي. إن مربع ایتا يشير الى نسبة التباين الكلي في المتغير التابع والتي تعزى الى المتغير المستقل.

هذا ولا بد من الاشارة هنا الى ان استخدام ایتا او معامل ارتباط بيرسون عندما تكون العلاقة خطية يؤديان الى نفس النتيجة.

على سبيل المثال اذا اردنا دراسة العلاقة بين القلق والتحصيل، وقيس القلق ضمن مدى

واسع من الادنى الى الاعلى، فان علاقه القلق مع التحصيل لن تكون خطية. فالافراد الذين يعانون من قلق منخفض او قلق عالي سيكون تحصيلهم متدني، بينما اولئك الذين يعانون من قلق متوسط يمدون لأن يحصلوا بشكل عالي.

فلو اخذنا على سبيل المثال البيانات الواردة في الجدول (13:6) وال المتعلقة بمتغيري القلق والتحصيل في اللغة الانجليزية عند عينة مؤلفة من (16) طالباً، فان خطوات الحل لا يجاد قيمة ايها تتمثل بما يلي:

الجدول (13:6) الدرجات على مقاييس القلق ومقاييس التحصيل في اللغة الانجليزية عند عينة من (16) طالباً

الافراد	درجات القلق (س)	تصنيف القلق	التحصيل	$\Sigma$	(ص - $\bar{x}$ ) <sup>2</sup>	(ص - $\bar{x}$ )	2(ص - $\bar{x}$ )	(ص - $\bar{x}$ ) <sup>2</sup>	(ص - $\bar{x}$ )	(ص - $\bar{x}$ ) <sup>2</sup>
1	2	3-1	4	5	1-	1		5	1-	29.59
2	3	3-1	6	5	1	1		5	1	11.83
3	5	6-4	8	10	-2	4		10	-2	2.07
4	6	6-4	12	10	-2	4		10	-2	6.55
5	7	9-7	15	13.33	2.78	1.67		13.33	2.78	30.91
6	7	9-7	15	13.33	2.78	1.67		13.33	2.78	30.91
7	9	9-7	10	13.33	11.09	3.33-		13.33	3.33-	0.31
8	11	12-10	7	6.33	0.45	0.67		6.33	0.45	5.95
9	12	12-10	7	6.33	0.45	0.67		6.33	0.45	5.95
10	12	12-10	5	6.33	1.77	1.33-		6.33	1.77	19.71
11	14	15-13	6	7.67	2.78	1.67-		7.67	2.78	11.83
12	15	15-13	8	7.67	2.11	0.33		7.67	2.11	2.07
13	15	15-13	9	7.67	1.77	1.33		7.67	1.77	0.19
14	16	18-16	12	13	1	1-		13	1	6.55
15	17	18-16	14	13	1	1-		13	1	20.79
16	18	18-16	13	13	0	0		13	0	12.67
17	18	18-16	151		0	35.98				197.88
المجموع	169									

أ. الدرجات على احد المتغيرات يتم تصنيفها الى مسافات متساوية من حيث طول الفئة. وفي مثل هذه الحالة فاننا نصنف درجات القلق الى المجموعات او الفئات التالية: (3-1)، (6-4)، (9-7)، (12-10)، و (18-16).

ب. يتم تحديد متوسط الاداء ( $\bar{X}$ ) لكل فئة من الفئات المتعلقة بدرجات القلق، فعلى سبيل المثال درجات التحصيل (6.4) ينتميان الى نفس الفئة وبالتالي نلجأ الى ايجاد متوسطهما والذي يساوي في مثل هذه الحال  $\frac{6+4}{2} = 5$ ، وبالتالي يكون المتوسط يساوي 5 للفئة 1-3 والتي تقابل الدرجة 2 على مقياس القلق، وكذلك للفئة الاخرى (3-1) والتي تقابل الدرجة 3 على مقياس القلق، وهكذا.

بعد ذلك يتم ايجاد متوسط الدرجات للمجموعة ككل والذي يساوي في مثل هذه الحالة مجموع الدرجات على اختبار التحصيل على عدد الافراد والذي يساوي  $\frac{151}{16} = 9.44$ .

ح- ايجاد مربع انحراف درجة كل فرد على اختبار التحصيل عن المتوسط المقابل لكل فئة من الفئات. مثال: بالنسبة للدرجة على مقياس القلق والتي تساوي 2، فان مربع الانحراف يساوي  $(5-4)^2 = 1$ ، او  $(\bar{X} - \bar{X})^2$ .

د- ايجاد مربع انحراف درجة كل فرد على اختبار التحصيل عن المتوسط الكلي. فبالنسبة للفرد الاول على سبيل المثال فان مربع الانحراف عن المتوسط الكلي يساوي  $(9.4-4)^2 = 29.59$ .

بعد ذلك يتم ايجاد مجموع الانحرافات لجميع الدرجات الاخرى والذي يساوي كما هو مبين في الجدول (13:6).

هـ- ايجاد قيمة ايتا: لايجاد قيمة ايتا فاننا نلجأ الى المعادلة (25:6) التالية:

المعادلة (25:6):

$$\text{ايتا } (\eta) = \sqrt{1 - \frac{\text{مج}(\text{ص} - \bar{X})^2}{\text{مج}(\text{ص} - \bar{Y})^2}}$$

$$\eta = \sqrt{\frac{\sum (Y - \mu_c)^2}{\sum (Y - \mu_t)^2}}$$

اذ ان:  $\bar{X}$  = متوسط الاداء لكل فئة من الفئات المتعلقة بالدرجة على مقياس القلق (المتغير الاول او المستقل).

$\bar{Y}$  = المتوسط الكلي على اختبار التحصيل (المتغير الثاني او المتغير التابع).

وبتطبيق المعادلة (25:6) على البيانات الواردة في الجدول (13:6) فان:

$$\text{إيتا}^2 = \frac{35.98}{197.88} - 1$$

$$\frac{0.182 - 1}{0.182 - 1} / = 0.91 =$$

وبالتالي فإن إيتا<sup>2</sup> = 0.82 اي (0.91)<sup>2</sup>.

كذلك يمكن ايجاد قيمة إيتا<sup>2</sup> باستخدام المعادلة التالية:

المعادلة (26:6):

$$\text{إيتا}^2 = \frac{\text{محـ سـ صـ}}{\text{محـ سـ}^2 (\text{محـ صـ}^2)}$$

$$\text{Eta}^2 = \frac{SS_{\text{reg}}}{SS_{\text{Total}}}$$

وبتطبيق هذه المعادلة على البيانات المتعلقة بالجدول (13:6) فإن:

$$\text{إيتا}^2 = \frac{2(1662)}{1623 \times 2177}$$

$$\frac{2762244}{3533271} =$$

= 0.78 وهذه النتيجة قريبة من النتيجة السابقة المستخرجة باستخدام المعادلة .(25:6)

مما سبق يمكن القول ان هذا المعامل يشير الى وجود ارتباط قوي بين القلق والتحصيل، وبشكل اكثـر فـان هـنـاك اـرـتـبـاط غـير خـطـي قـوي بـين القـلـق وـالـتـحـصـيل.

وـاـذـا طـبـقـنـا مـعـادـلـة بـيرـسـونـ وـالمـشـارـ اليـهـ سـابـقاـ عـلـىـ هـذـهـ بـيـانـاتـ فـانـ:

$$\text{معامل ارتباط بيرسون (r)} = \frac{\frac{151 \times 169}{16} - 1662}{\sqrt{\left\{ \frac{2(151)}{16} - 1623 \right\} \left\{ \frac{2(169)}{16} - 2177 \right\}}} /$$

$$\frac{67.062}{278.53} = 0.24 =$$

وبالتالي يمكن القول ان استخدام معامل ارتباط بيرسون عندما تكون العلاقة غير خطية يؤدي الى الحصول على تقدير متدني لمعامل الارتباط بين المتغيرين وبالتالي يعطينا صورة غير صادقة عن طبيعة الارتباط القائم.

إن معامل ايتا يتراوح ما بين صفر الى +1 وهذا المعامل ليس سالباً.

ان طريقة تفسير ايتا<sup>2</sup> هي نفس طريقة معامل ارتباط بيرسون، اذ ان مربع معامل ايتا عبارة عن نسبة التباين في المتغير التابع (ص) والتي تعزى الى التباين في المتغير المستقل (س).

ولقد تم ادخال البيانات الواردة في الجدول (13:6) في الحاسوب

ومن خلال استخدام الرزم الاحصائية للعلوم الاجتماعية (SPSS) تم حساب قيمة ايتا، عندما يكون القلق متغير التابع والذي وجد انها تساوي 0.768، وعندما يكون التحصيل متغير التابع والذي وجد انها تساوي 0.994 كذلك تم حساب معامل ارتباط بيرسون بين القلق والتحصيل ووجد ان هذا المعامل يساوي 0.24 وهو اقل بكثير من معامل ايتا وهذا كما اشرنا سابقاً يعتبر تقدير متخيّز عندما تكون العلاقة غير خطية.

## Crosstabs

### Directional Measures

			Value
Nominal by Interval	Eta	ANXIETY Dependent	.768
		ACH Dependent	.994

### Symmetric Measures

		Value	Asymp.Std. Error <sup>a</sup>	Approx. T <sup>t</sup>	Approx. Sig.
Interval by Interval	Pearson's R	.241	.244	.928	.369 <sup>d</sup>
Ordinal by Ordinal	Spearman Correlation	.296	.273	1.159	.266 <sup>d</sup>
N of Valid Cases		16			

a. Not assuming the null hypothesis.

b. Using the asymptotic standard error assuming the null hypothesis.

c. Based on chi-square approximation.

## 12: الارتباط والسببية

إن معامل الارتباط البسيط هو قياس الاقتران أو الارتباط بين متغيرين. وفي غياب اية معلومات اضافية، فان معامل الارتباط لا يقدم لنا اية معلومات عن العلاقة السببية بين المتغيرين. وفي حالة التجربة، فان الباحث يقوم بالتعيين العشوائي الى مجموعة او اكثر من المجموعات التجريبية والى مجموعة او اكثر من المجموعات الضابطة.

إن الباحث يقوم بمعالجة واحد او اكثر من المتغيرات المستقلة للتوصيل الى استنتاج حول تأثير المتغير المستقل على المتغير التابع. ان التجربة تساعد الباحث على التأكيد ان المتغير المستقل سبب التغيرات التي حدثت بالنسبة للمتغير التابع. اما في الدراسات الارتباطية فان الباحث لا يقوم بمعالجة منظمة للمتغير المستقل للاحظة اثره على المتغير التابع، وانما يختار متغيرين ويحاول معرفة الى اي مدى يتغير احدهما بتغير الاخر. ان الافراد ايضا لا يتم تعبيئهم بشكل عشوائي الى المستويات المختلفة للمتغير. فعند دراسة العلاقة بين الجنس ومفهوم الذات، فان الباحث لا يستطيع ان يتدخل في موضوع الجنس، كذلك بالنسبة لمفهوم الذات فان الخبرة هي التي شكلت مفهوم الذات لدى الافراد، وبالتالي فان الباحث لا يستطيع ان يقوم بتعيين الافراد بشكل عشوائي الى المستويات المختلفة من المتغيرات، كذلك لا تتضمن الدراسات الارتباطية مجموعات ضابطة.

ان اجراءات الدراسة الارتباطية تجعل من غير الممكن التتحقق من ان معامل الارتباط قياس للسببية.

هناك ثلاثة فرضيات اساسية حول العلاقة السببية بين المتغيرين المترابطين (س و ص) تمثل بالآتي:

1- س تسبب ص

2- ص تسبب س

3- العلاقة بين س و ص تسبب بواسطة متغير ثالث ع.

عندما يكون هناك ثلاثة متغيرات في الدراسة، فإنه يوجد العديد من النماذج السببية:

- النموذج الاول:  $\text{س} \leftarrow \text{ص}$  ، في هذا النموذج فان س تسبب ص و ع تسبب ص ،

ولكن لا توجد علاقة سببية بين س و ع.

- النموذج الثاني:  $\text{س} \rightarrow \text{ص} \rightarrow \text{ع}$  ، في هذا النموذج فان س تسبب ص و س تسبب ع ،

ولكن لا توجد علاقة سببية بين ص و ع.

- النموذج الثالث:  $\text{س} \leftarrow \text{ص} \leftarrow \text{ع}$  ، في هذا النموذج فان العلاقة السببية بين س و ص

يتوسطها متغير ثالث ع ، وبالتالي فان المتغير س له تأثير غير مباشر على المتغير ص .  
- النموذج الرابع:  $\rightarrow_{س \rightarrow ص}$  ، وفي هذا النموذج فان العلاقة بين س و ص راجعة

من معرفة ان المتغير ع هو الذي يسبب حدوث س و ص .

وعند فحص الارتباطات السببية في حالة الدراسات الارتباطية، فإنه يتم الربط بين النظرية والبيانات. وبالاعتماد على النظرية، فإن هناك فرضيات ذات أهمية يمكن حذفها، والارتباطات السببية ضمن النموذج يمكن تبريرها .

ان البيانات التي تتتوفر للباحث عند اجراء دراسة يمكن أن تستخدمن لفحص اذا كان النموذج المقترن او بدائل اخرى تزودنا بتمثيل دقيق للعلاقة السببية .

### اسئلة الفصل السادس

س1: على فرض ان احد الباحثين اراد ان يجد العلاقة بين اختبار الاستعداد للدراسات العليا والمعدل التراكمي في الجامعة، فاختار عينة مؤلفة من (10) طلاب من طلبة الدراسات العليا وطبق عليهم اختبار الاستعداد، ثم حصل على معدلهم التراكمي فيما بعد.

فاذًا كانت البيانات التي حصل عليها الباحث هي على النحو التالي:

المعدل التراكمي في الجامعة	الدرجات على اختبار الاستعداد للدراسات العليا
89	580
66	500
83	670
73	480
95	710
81	550
89	640
76	540
79	620
90	690

أ- جد معامل الارتباط بين اختبار الاستعداد للدراسات العليا والمعدل التراكمي في الجامعة.

ب- افحص الفرضية الصفرية باستخدام الاحصائي المناسب ( $\alpha = 0.05$ ).

س2: اراد باحث ان يجد العلاقة بين مستوى الدافعية (عالي = 1، متدني = 2) والتحصيل في العلوم عند طلبة الصف الاول الاعدادي (السابع)، فاختار عينة مؤلفة من (10) طلاب، وطبقت عليهم مقياس في الدافعية واختبار في التحصيل وحصل على البيانات التالية:

التحصيل	مستوى الدافعية
70	1
80	1
75	1
65	1
85	1
40	2
55	2
60	2
50	2
35	2

جد العلاقة بين مستوى الدافعية والتحصيل باستخدام الاحصائي المناسب.

س3: على فرض انه طلب من اثنين من المحكمين ان يقدّروا (10) افراد بالنسبة لمسابقة في التزلج على مقياس من (50) نقطة، وقد تم الحصول على الدرجات التالية:

الحكم الثاني	الحكم الاول	الافراد
36	38	1
27	24	2
33	31	3
24	27	4
19	22	5
44	40	6
35	32	7
20	25	8
29	26	9
37	30	10

جد معامل الاتفاق او معامل الارتباط بين تقدير الحكم الاول وتقدير الحكم الثاني.

س4: اراد باحث ان يجد العلاقة بين التدخين والاصابة بامراض القلب، فدرس عينة مؤلفة من 20 (10 من المدخنين، و 10 من غير المدخنين) ثم تحقق فيما اذا اصيب اي منهم بامراض القلب وحصل على البيانات التالية:

الاصابة بامراض القلب من	التدخين س
1	1
2	1
1	1
1	1
2	1
1	1
1	1
1	1
2	1
2	1
1	2
2	2
2	2
2	2
1	2
2	2
2	2
2	2
1	2

1 = لا يدخن

2 = يدخن بالنسبة للمتغير س

1 = لم يصاب بامراض القلب

2 = مصاب بامراض القلب بالنسبة للمتغير ص.

جد معامل الارتباط بين التدخين والاصابة بامراض القلب.

س5: اراد احد علماء الاجتماع ان يدرس العلاقة بين الطبقة الاقتصادية - الاجتماعية والرضا عن الحياة، فاختار عينة مؤلفة من (120) فرداً من مستويات اقتصادية - اجتماعية عليا ومتوسطة ودنيا، ومن ثم سألهם عن مدى رضائهم عن الحياة بشكل عام، وحصل على النتائج التالية:

			المستوى الاقتصادي/ الاجتماعي
		الرضا عن الحياة	
		دنيا	عليا
30	30	40	راضي بشكل عالي
20	50	30	راضي
75	15	10	غير راضي

جد معامل التوافق وقيمة كريمر (ف)، وقيمة لامبادا.

## الفصل السابع

### معامل الانحدار البسيط

7 : 1 مقدمة

7 : 2 معادلة خط الانحدار للتتبؤ بـ ص من خلال س

7 : 3 تفسير الانحدار

7 : 4 دقة التتبؤ

7 : 5 العلاقة بين مربع معامل الارتباط ( $r^2$ ) والخطأ المعياري للتقدير

7 : 6 افتراضات تحليل الارتباط والانحدار

7 : 7 مربع معامل الارتباط كقياس للتغير او التباين المشترك المتبؤ به.

اسئلة الفصل السابع

## معامل الانحدار البسيط

### 1:7 مقدمة

إن هدف العلم القيام بعملية التنبؤ، إذ تم بناء النظريات للتنبؤ لغايات باحد المتغيرات من خلال المتغيرات الأخرى.

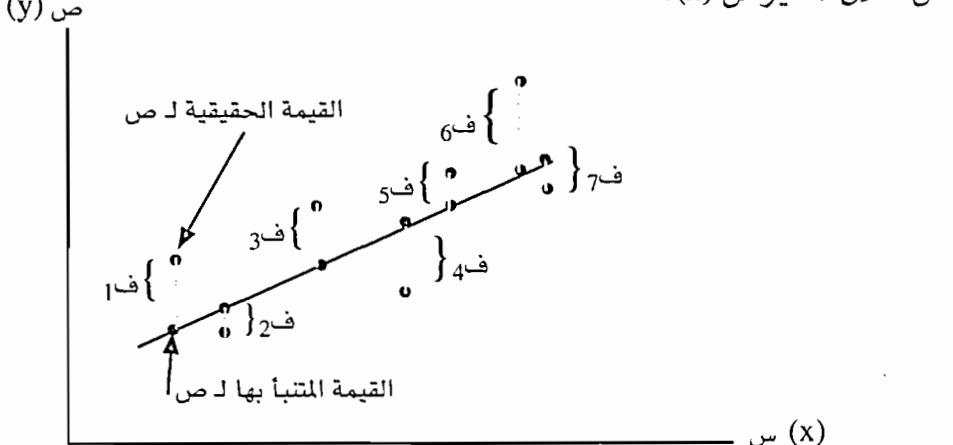
إن عملية التنبؤ هدف من الاهداف المهمة في ميدان العلوم السلوكية كما هو الحال في العلوم الأخرى. فعلى سبيل المثال المعدل التراكمي في الجامعة يمكن التنبؤ به من خلال الدرجات على اختبار الاستعداد المدرسي، ولكن ليس بشكل تام. ومثل هذه العلاقة وكما اشرنا لا تتضمن الى ان احد المتغيرات يسبب المتغيرات الاخرى. انها تشير فقط الى ان قيم احد المتغيرات يمكن التنبؤ بها من خلال معرفة قيم المتغيرات الاخرى. فعلى سبيل المثال العلاقة الدالة يمكن تحديدها بين اي متغيرين من مثل المعدل التراكمي في الجامعة ودرجات الافراد على اختبار الاستعداد المدرسي، بحيث يمكن التنبؤ بالمعدل التراكمي للطالب من خلال معرفة درجته على اختبار الاستعداد المدرسي. إن هذا الارتباط لا يشير الى ان الدرجة العالية على المعدل التراكمي تسبب الدرجة العالية على اختبار الاستعداد المدرسي.

إن معظم النظريات والدراسات في ميدان العلوم السلوكية تهدف ليس فقط الى اكتشاف العلاقة او الارتباط بين المتغيرين كما هو الحال في معاملات الارتباط الاخرى، ولكن لتحسين عملية التنبؤ عن طريق تحديد العلاقة الدالة بين المتغيرين.

إن العلاقة الدالة تعتمد على البيانات التي تجمع من الافراد على المتغير الذي يستخدم في التنبؤ والمتراد التنبؤ به، وبالتالي عند تحديد العلاقة الدالة فان الدرجة على المتغير الذي يستخدم للتنبؤ يمكن ان تستخدم للتنبؤ بالنتائج او الدرجات على المتغير المتتبأ به او ما يسمى بالمتغير التابع عند افراد مشابهين للافراد الذين تم استخدامهم للوصول الى العلاقة الدالة.

ومن هنا فإن هدف هذا الفصل التعرض للأساليب المستخدمة لتحديد العلاقة الدالة والتي يمكن استخدامها في عمليات التنبؤ او بمعنى آخر ما يسمى بمعامل الانحدار او الانحدار الخطى. وفي حالة الانحدار الخطى البسيط فإنه يمكن الحصول على الخط الأكثر ملائمة للبيانات والذي يلخص العلاقة النمطية بين قيم الافراد على متغيرين مقاسين على مقياس مسافات او مقياس نسبة.

وباستخدام ما يسمى بطريقة المربعات الصغرى Least Squares Method (والذي يقلل المسافة لكل الازواج المتعلقة بقيم  $x$  و  $y$ )، فإن الخط يلخص العلاقة او الارتباط بين المتغير التابع ( $y$ ) والمتغير المستقل ( $x$ ). هذا ويبين الشكل (7:1) عملية التنبؤ بالمتغير  $y$  من خلال المتغير  $x$ .

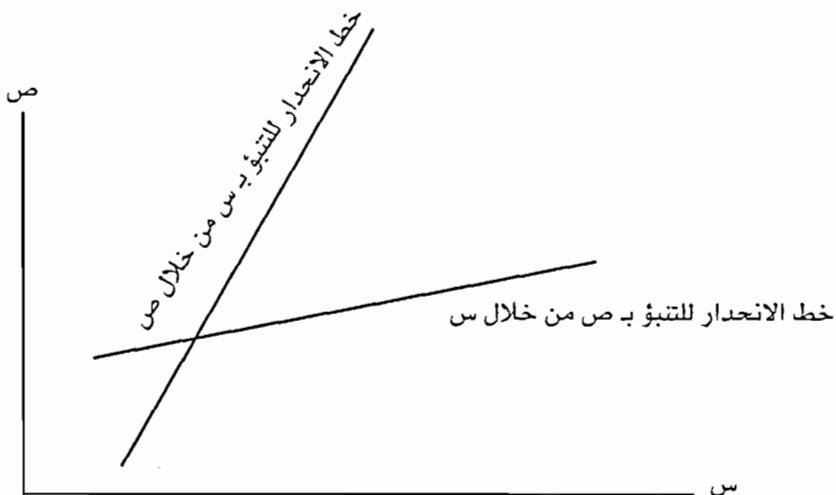


الشكل رقم (7:1) يبين لنا توزيع ثائي بالإضافة إلى معامل الانحدار الممكن. والسؤال الذي يطرح هنا هو «إلى أي مدى تعتبر عملية التنبؤ من هذا الخط جيدة؟». بالنسبة للمحاولات السبعة المماثلة عن طريق شكل الانتشار، فإن خطأ التنبؤ يظهر في الخطوط العمودية، حيث يصل كل خط من الخطوط القيمة الحقيقية لـ  $y$  مع القيمة المتوقعة لها لـ  $y$  والتي يرمز لها فيما بعد بالرمز  $\hat{Y}$ . وكلما كان الخط العمودي أطول كلما كان خطأ التنبؤ أعلى.

فإذا رمنا إلى الفرق بين الدرجة الحقيقية لـ  $y$  (ص) والقيم المتوقعة لها لـ  $y$  (ص)، فإن  $F_{ص} = ص - \hat{Y}$ ، وبالتالي فإن طريقة أقل المربعات بالنسبة لخط الانحدار هذا هو الخط الملائم أكثر والذي يقلل مجموع مربع الانحرافات. ومن هنا فإن الهدف يتمثل في جعل قيمة مجموع  $F^2$  قليلة قدر الامكان.

إن مثل هذه الحالة تستخدم إذا أردنا أن نتبأ بـ  $(y)$  من خلال  $(x)$ . ولكن إذا رغبنا في أن نتبأ بـ  $y$  من خلال  $x$  فإن محك أقل المربعات يتطلب منا أن نقلل مجموع مربع الانحرافات للمتغير  $x$ ، أي مج  $(x - \hat{x})^2$  وليس للمتغير  $(x)$ . وإذا لم تكن قيمة معامل الارتباط مساوية  $\pm 1$ ، فإن خطوط الانحدار سوف يختلفان عن بعضهما البعض، هذا ويبين

لنا الشكل (7:2) خط الانحدار للتباو بـ س من خلال ص والتباو بـ ص من خلال س.



مما سبق يتبيّن لنا انه لا بد من تحديد الخط المستقيم الذي يصف العلاقة بين ازواج من البيانات.

إن المعادلة الرياضية للخط المستقيم تعبّر عن العلاقة الدالة بين المتغيرين. فالمتغير ص يمكن ان يكون دالة للمتغير س او س دالة للمتغير ص. وعلى فرض ان ص دالة لـ س فإن معادلة خط الانحدار هي على النحو الآتي:

(المعادلة (7:1))

$$Y' = b x + a \quad \text{ص} = b س + a$$

فإذا كانت قيم كل من  $a$  و  $b$  معروفة، فإنه من السهل معرفة قيمة ص لاي قيمة من قيمة س المعطاة. فعلى فرض ان معادلة خط الانحدار هي :  $ص = 4س + 3$ ، فإذا كانت قيمة س تساوي 3، فان قيمة ص المتبأ بها تساوي 15، و اذا كانت قيمة س تساوي -1، فان قيمة ص المتبأ بها من س تساوي -1.

اذ ان  $ص =$  الدرجة المتبأ بها.

$b$  = انحدار الخط او معامل الانحدار.

النقطة  $a$  = التي يقطع فيها خط الانحدار المحور الصادي عندما تكون قيمة س تساوي صفر.

إن انحدار الخط يشير الى التغيير في ص عند التغيير وحدة واحدة في س ولذلك في

المعادلة السابقة والتي هي عبارة عن  $S = 3 + 4S$ ، فإن الزيادة في س وحدة واحدة تؤدي إلى الزيادة في ص (4) وحدات.

## 7: معادلة خط الانحدار للتنبؤ بـ ص من خلال س

لقد أشرنا في السابق إلى المعادلة العامة للخط المستقيم. ولكن ما الخط الأكثر ملائمة أو الذي يمكن أن يلائم أكثر لشكل الانتشار وذلك لاستخدامه كخط انحدار؟

على فرض أننا طورنا معادلة انحدار للتنبؤ بالتحصيل (ص) من خلال مفهوم الذات (س)، فإن ذلك يعني خط انحدار للتنبؤ بـ ص من خلال س. فإذا كانت العلاقة تامة بين مجموعتين من الدرجات، فإن جميع البيانات المماثلة بشكل الانتشار ستقع على الخط المستقيم، وبالتالي يمكن ايجاد معادلة خط الانحدار بسهولة، ولكن عندما تكون العلاقة بين س و ص أقل من تامة فإن ملائمة الخط للبيانات (أي تحديد قيمة أ و ب) يكون أكثر صعوبة.

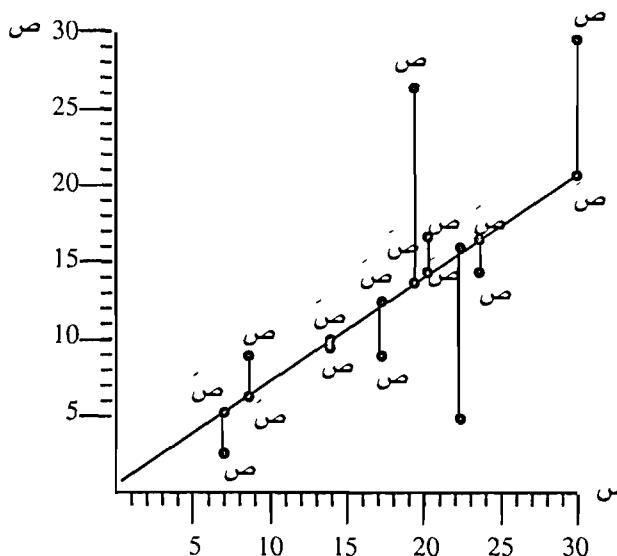
إن الخط الذي نرغب هو الخط الذي يصف الاتجاه في البيانات، بحيث التغير في س ينعكس على متوسط التغير في المتغير ص.

إن الخط وكما أشرنا سابقاً يتم ملائمتنا للبيانات بواسطة طريقة المربعات الصغرى *Method of Least Squares* فلو أخذنا على سبيل المثال البيانات الواردة في الجدول (1:7)،

الجدول (1:7) الدرجات الخام على اختباري مفهوم الذات والتحصيل عند عينة مؤلفة من (10) طلاب

الافراد	المجموع	الاكاديمي (س)	مفهوم الذات (س)	التحصيل (ص)	س ص
1		17	289	9	81
2		8	64	13	169
3		8	64	7	49
4		20	400	18	324
5		14	196	11	121
6		7	49	2	4
7		21	441	5	25
8		22	484	15	225
9		19	361	26	676
10		30	900	28	784
المجموع		166	3248	134	2458
2610					

فإن طريقة أقل المربعات تلائم البيانات بطريقة يكون فيها مجموع مربع الانحرافات للبيانات عن الخط أقل ما يمكن. ولذلك فإن الخط الأكثر ملائمة للبيانات الواردة في الجدول (3:7) باستخدام طريقة أقل المربعات موضحة في الشكل (3:7).



الشكل (3:7) الخط الأكثر ملائمة للبيانات المتعلقة بالتبؤ في التحصيل من خلال مفهوم الذات الأكاديمي هذا ويجب ان نذكر بأن خط الانحدار يستخدم للتبؤ بقيمة ص لا ي قيمة من قيم س. وبالنسبة لجميع قيم س، فإن القيم التنبؤية لـ ص والتي يرمز لها بـ (ص) مشار اليها على خط الانحدار في الشكل (3:7). وبناءً على ذلك فإن الطريقة الأخرى لتوضيح محك المربعات الصغرى ملائمة خط الانحدار هو الاخذ بعين الاعتبار الخطأ في التبؤ بـ ص من خلال س، اي الفرق بين قيمة ص الحقيقة وقيم ص.

هذا ويجب ملاحظة ان خط التبؤ (ص - ص) عبارة عن بعد البيانات عن خط الانحدار (الموازية للمحور الصادي). وهكذا فإن طريقة أقل المربعات يعبر عنها رمزاً لتقليل مجد (ص - ص)<sup>2</sup>. وبالنسبة لخط انحدار التبؤ بـ ص من خلال س فاننا بحاجة الى تحديد كل من ميل الخط (Slope) والذي يرمز له بالرمز (بـ ص س)<sup>2</sup> وain يقطع الخط المحور الصادي عندما تكون قيمة س تساوي صفرأ (Intercept) والذي يرمز له بالرمز أص س.

ولاجاد قيمة ما يسمى بمعامل انحدار ص بدلالة س فاننا نستخدم المعادلة (2:7) التالية:

المعادلة (2:7):

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

وبتطبيق هذه المعادلة على البيانات الموجودة في الجدول (1:7) فان:

$$b_{y,x} = \frac{\frac{134 \times 166}{10} - 2610}{\frac{166 \times 166}{10} - 3248}$$

$$= \frac{385.6}{492.4}$$

$$= 0.7831$$

ولا يجاد قيمة  $a_{y,x}$  او اين يقطع الخط المحور الصادي عندما تكون قيمة  $s$  صفر،  
فانتا نلجم الى المعادلة (3:7) التالية:

المعادلة (3:7):

$$a_{y,x} = \frac{مجـ صـ - بـ صـ صـ \times مجـ صـ}{أـ صـ صـ}$$

او

$$أـ صـ صـ = صـ - بـ صـ صـ سـ$$

$$a_{y,x} = \frac{\sum y - b_{y,x} \sum x}{n}$$

or

$$a_{y,x} = \bar{y} - b_{y,x} \bar{x}$$

اذ ان:  $\bar{x}$  = متوسط الاداء على المتغير ص

$\bar{s}$  = متوسط الاداء على المتغير س

وبتطبيق هذه المعادلة على البيانات الواردة في الجدول (1:7) فإن:

$$\text{أصل} = \frac{166 \times 0.7831 - 134}{10}$$

$$= 0.4054$$

وبناءً على ذلك فإن معادلة خط الانحدار للتتبؤ بالتحصيل من خلال مفهوم الذات الأكاديمي هي:

$$\text{ص} = 0.7831 + 0.40054 \text{ س}$$

وبناءً على ذلك إذا كانت درجة فرد على مقاييس مفهوم الذات الأكاديمي تساوي 10، فإنه من المتوقع أن تكون علامته التحصيلية تساوي  $0.7831 \times 10 + 0.4054$  ، أي  $8.2315$  بالإضافة إلى ما ذكر سابقاً، فإنه يمكن ايجاد معادلة خط انحدار للتتبؤ بـ س من خلال ص. فبالنسبة للبيانات الواردة في الجدول (1:7) فإننا نستطيع أن نتبؤ بمفهوم الذات الأكاديمي عند الطالب من خلال تحصيله.

ان خط الانحدار للتتبؤ بـ س من خلال ص يعبر عنه بالمعادلة التالية:

المعادلة (4:7):

$$Y^* = a_{x,y} + b_{x,y} S \quad S = \text{أصل} + بـ س$$

هذا ويمكن ايجاد بـ س او ما يسمى بمعامل انحدار س بدالة ص من خلال المعادلة (5:7) التالية:

المعادلة (5:7):

$$B_{S,S} = \frac{\frac{M_{S,S} - (M_S)(M_S)}{n}}{\frac{M_{S,S}^2 - (M_S)^2}{n}}$$

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

اما بالنسبة لقيمة أصل او اين يقطع الخط المحور السيني عندما تكون قيمة ص تساوي صفر فيمكن حسابها من خلال المعادلة (6:7) التالية:

المعادلة (6:7):

$$\text{أ.ص} = \frac{\text{مج.س} - \text{بس.ص}}{n}$$

$$\text{أ.ص} = \bar{s} - \text{بس.ص}$$

$$a_{x,y} = \frac{\sum x - b_{x,y} \sum y}{n}$$

$$\text{or } a_{x,y} = \bar{X} - b_{y,x} \bar{Y}$$

وبالرجوع الى البيانات الواردة في الجدول (1:7) فان:

$$b_{\text{بس.ص}} = \frac{\frac{134 \times 166}{10} - 2610}{\frac{134 \times 134}{10} - 2458}$$

$$= 0.58212$$

$$\text{أ.ص} = \frac{134 \times 0.58212 - 166}{10}$$

$$= 8.79951$$

وبناءً على ذلك فان معادلة خط الانحدار للتتبؤ بـ س من خلال ص (اي التتبؤ بمفهوم الذات الاكاديمي من التحصيل) هي على النحو التالي:

$$\text{س} = 0.58212 + 8.79951 \text{ ص}$$

فاما كانت قيمة ص تساوي 4 ، فان قيمة س المتبؤ بها تساوي  $4 \times 0.58212 + 8.79951$  وتساوي 11.13 .

### 3:7 تفسير الانحدار

يعتبر معامل الانحدار ذا اهمية في التتبؤ كما أشرنا سابقاً . فعلى سبيل المثال قد تكون عمادة القبول والتسجيل في الجامعة مهتمة في ايجاد معادلة للتتبؤ باداء الطالب في الجامعة وذلك بالاعتماد على معدله التراكمي في المدرسة. هذا ولا بد من الاشارة هنا الى ان الاهتمام ينصب على المبادئ العامة اكثر من الاعتماد على الحالات الفردية.

ان معادلة خط الانحدار تقدم لنا معلومات ذات فائدة حول المبادئ العامة، حتى وان لم نستخدمها لصنع تنبؤات لحالة محددة.

هناك بعض المفاهيم المستخدمة في معادلة خط الانحدار من مثل التقاطع (Intercept) ومعامل الانحدار (Slope).

بالنسبة للتقاطع فقد اشرنا في السابق الى ان التقاطع هو قيمة ص المتباينة بها (ص) عندما تكون قيمة س تساوي صفرأً. وهذه القيمة لها معنى في بعض المواقف وذلك بالاعتماد فيما اذا كانت قيمة س والتي تساوي صفر قريبة او ضمن المدى الواقع فيه قيمة س والذي يستخدم لاشتقاق تقدير التقاطع. هذا ولا يوجد تفسير ذا معنى للتقاطع اكثر من كونه ناحية رياضية فقط.

وفيما يتعلق بمعامل الانحدار فهو التغير في قيمة ص المتباينة بها نتيجة التغير وحدة واحدة في قيمة س. ومن خلال هذا التعريف يمكن الاشارة الى ان معامل الانحدار هو مقياس ذا معنى. فاذا اخذنا بعين الاعتبار العلاقة بين مستوى التعليم للطالب ومستوى تعليم الاب، ووجدنا العلاقة الخطية التالية:

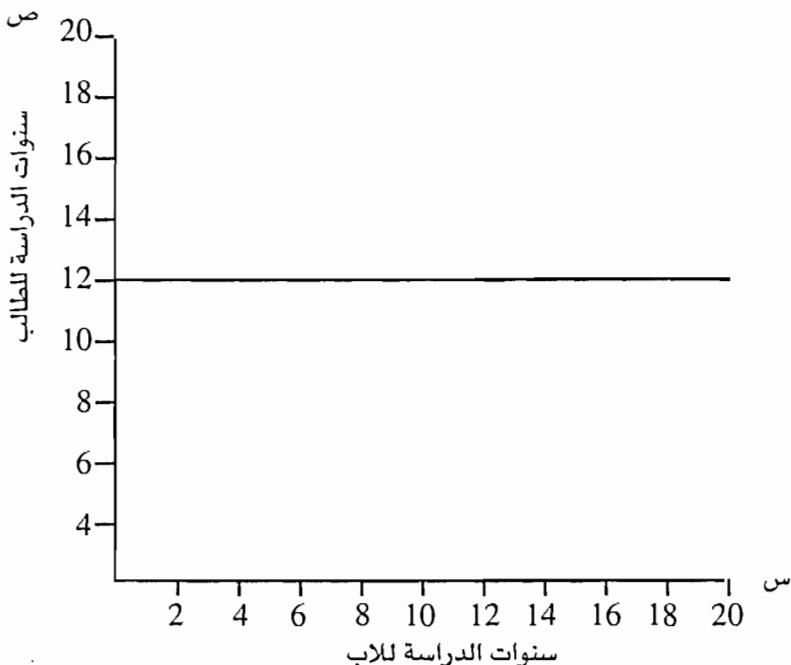
ص (مستوى التعليم للطالب) =  $10 + 0.30 \times$  مستوى تعليم الاب فان معامل الانحدار والذي يساوي 0.30 يشير الى مقدار الزيادة في مستوى تعليم الطالب لكل سنة من سنوات تعليم الاب. وفي مثل هذه الحالة فان الزيادة تساوي 0.30 فاذا كان عدد سنوات الدراسة للاب تساوي 10 سنوات، فان لكل سنة دراسية للاب هناك زيادة مقدارها 0.30 للطالب وبالتالي فان مستوى التعليم المتباين به للطالب يساوي 13، اي:

$$\text{ص} = 10 + 0.30 \times 10$$

$$= 13$$

واذا كانت قيمة معامل الانحدار موجبة، فان ذلك يعني انه اذا زادت قيمة احد المتغيرات فان المتغير الآخر يزداد، اما اذا كان معامل الانحدار سلبي، فان ذلك يعني انه اذا زادت قيمة احد المتغيرات فان المتغير الآخر ينقص، واذا كان معامل الانحدار عالي، فان هناك انحدار بشكل ملحوظ، اما اذا كان متدني، فان هناك ازيداد او نقصان تدريجي.

وفي حالة معامل الانحدار الذي يساوي صفر، فإنه لا يوجد اثر للتغير في المتغير س على المتغير ص. فاذا كانت العلاقة بين مستوى التعليم للاب والمستوى التعليمي للطالب صفرأً فان الخط الذي يمثل خط الانحدار يشبه الشكل (١١:٤) المبين ادناء.



الشكل (4:7) العلاقة بين سنوات الدراسة للاب وسنوات الدراسة للطالب

وفي حالة الانحدار الخطي فانه قلما نتعامل مع الدرجات المعيارية (اي الدرجات الخام المحولة الى درجة معيارية بمتوسط صفر وانحراف معياري يساوي 1 لكل متغير من المتغيرات). وفي مثل هذه الحالة فان الفرق وحدة واحدة في س او ص تؤدي الى احداث فرق انحراف معياري مقداره (1)، لذلك اذا كان معامل الانحدار يساوي 0.50 للدرجات المعيارية فانه يمكن القول الى ان الزيادة في س بمقدار انحراف معياري (1)، سوف يؤدي الى زيادة مقدارها 0.50 في الانحراف المعياري لقيمة ص المتبأ بها.

وعند الحديث عن معامل الانحدار للدرجات المعيارية فاننا نسمى هذا المعامل بمعامل الانحدار المعياري ويشار اليه بـ بيتا (Beta) وذلك لتمييزه عن معامل الانحدار الذي يعتمد على الدرجات الخام.

وباستخدام الدرجات المعيارية فان معادلة خط الانحدار للتنبؤ بـ ص من خلال س هي على النحو التالي:

المعادلة (7:7):

$$Z'_y = r z_x$$

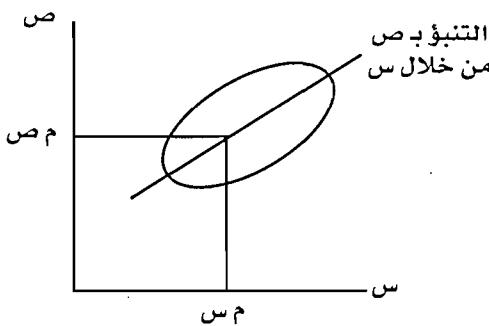
$$\text{نـص} = r \text{سـ}$$

اذ ان  $\bar{z}_s =$  قيمة ص المعيارية المتبأ بها.

$\bar{z}_s =$  الدرجات المعيارية لـ  $s$  والتي يمكن من خلالها التنبؤ بـ  $\bar{z}_s$  (الدرجة المعيارية المتبأ بها لـ  $s$ ).

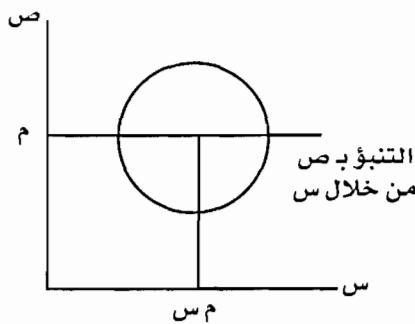
هذا ولا بد من الاشارة هنا الى انه من النادر استخدام معادلة خط الانحدار المعياري للتتبؤ الحقيقي، وذلك لأن الدرجات التي نبني التتبؤ على اساسها هي الدرجات الخام، ولكن هناك بعض الامور الهامة التي لابد من الاشارة اليها في هذا المجال والتي تتمثل بما يلي:

1- على فرض اننا نرغب في التنبؤ بقيمة ص من خلال حالة من الحالات عند متوسط  $s$ ، فان القيمة المتبأ بها ( $s$ ) تساوي دائماً صفر ( $\bar{z}_s = 0$ ) (صفر) = صفر = متوسط ( $s$ ) مهما كانت القيمة لمعامل الارتباط وذلك لأن متوسط مجموع الدرجات والتي يعبر عنها على شكل درجات معيارية يساوي دائماً صفر. وبناءً على ذلك فان معادلة خط الانحدار لجميع قيم معامل الارتباط والتي تتباين بتلك الحالة عند متوسط  $s$  ستكون عند متوسط  $s$  ومن هنا فان خط الانحدار سيمر دائماً من خلال النقطة التي تعبّر عن متوسط  $s$  ومتوسط  $z_s$  كما يتضح من الشكل (5:7).



الشكل (5:7): معادلة خط الانحدار  $z_s$  بدلالة  $s$  عندما تكون قيمة  $r = 0$  - 2 صفر

2- اذا كانت قيمة  $r = 0$  فان قيمة الدرجة المعيارية للمتغير  $s$  والمتبأ بها تساوي دائماً صفر ( $\bar{z}_s = 0$ ) (صفر) ( $\bar{z}_s = 0$ ) = صفر. وبلغة الدرجة الخام، اذا كان معامل الارتباط يساوي صفر فان القيمة التنبؤية لـ  $s$  هي متوسط  $s$  مهما كانت قيم  $s$  والمراد استخدامها للتبؤ بقيم  $s$ . فاذا كانت معرفة قيم  $s$  لا تقدم اية معلومات للتبؤ بقيم  $s$ ، فما قيمة ص المتبأ بها؟ هذا وبين الشكل (6:7) خط الانحدار للتبؤ بقيمة  $s$  من خلال  $s$  عندما تكون قيمة  $r$  تساوي صفر.



الشكل (6:7): معادلة خط انحدار ص بدلالة س عندما تكون قيمة ر = صفر

إن معامل الانحدار للدرجات المعيارية يطبق مباشرة على معامل الارتباط. ولقد اشرنا في السابق الى ان:

$$r = \frac{\text{Cov}_{xy}}{S_x S_y} = \frac{\text{التباین المشترک بین س و ص}}{عس \times عص}$$

$$b = \frac{\text{Cov } x \text{ y}}{S^2 x} = \frac{\text{التباین المشترک بین س و ص}}{ع^2 س}$$

وإذا كانت البيانات التي نتعامل معها عبارة عن درجات معيارية، فإن الانحراف المعياري للدرجات على المتغير س = الانحراف المعياري للدرجات على المتغير ص = تباين س = 1

$$S_x - S_y = S_x^2 = 1$$

ولذلك فإن أحد التفسيرات لمعامل الارتباط انه مساوٍ لما يجب ان يكون عليه معامل الانحدار اذا تم تحويل الدرجات الخام الى درجات معيارية. فإذا كان معامل الارتباط يساوي 0.50، فان هذا يعني ان كل فرق مقداره انحراف معياري في س يرتبط في المتوسط مع فرق مقداره نصف انحراف معياري في ص.

#### 4:7 دقة التنبؤ

ان ملائمة خط الانحدار للبيانات لا يعني ان المشكلة قد حلّت، اذ ان الاهتمام لا يتترك على عملية مرور الخط المستقيم من البيانات، ولكن على ملائمة الخط للبيانات بشكل معقول.

هذا وسوف نتحدث هنا عن الخط المعياري للتقدير والذي يعتمد بالدرجة الاولى على الانحراف المعياري، اذ يستخدم الانحراف كمقاييس للخطأ.

ان معادلة خط الانحدار تشير الى قيمة ص المتوقعة ( $\hat{y}$ ) عندما تأخذ س قيمة معينة.  
ان هناك احتمال اكبر لان تكون قيمة ص المتباينة لها مساوية لقيمة ص الحقيقية والتي تكون مقابلة لقيمة معينة للمتغير س.

اذا كان معامل الارتباط منخفض فانه من المتوقع ان يكون هناك فرق بين القيم الحقيقية والقيم المتباينة لها للمتغير ص، ولكن اذا كان معامل الارتباط عالي، فان القيمة الحقيقية سوف تقترب من القيمة المتباينة لها للمتغير ص. وعندما يكون معامل الارتباط يساوي (1)، فان القيمة الحقيقية سوف تكون مساوية لقيمة المتباينة لها بشكل دقيق ومنظم.

اذاً لابد من قياس الخطأ المتباينة به او بعد القيمة الحقيقية للمتغير ص من قيمة ص المتباينة بها ( $\hat{y}$ ).

على فرض انك اعطيت مهمة للتنبؤ بالتحصيل الاكاديمي في الجامعة ( $\hat{y}$ ) والذي يمكن ان يظهره طالب معين، ولكن لا توجد اية معلومات عن المعدل التراكمي للطالب في المدرسة. فان افضل شيء يمكن اللجوء اليه للتنبؤ عبارة عن متوسط اداء الافراد في الجامعة، والخطأ المرتبط بالتنبؤ والذي هو عبارة عن الانحراف المعياري للدرجات التي تعكس التحصيل في الجامعة ( $\sigma_{\hat{y}}$ ) وبما ان عملية التنبؤ تعتمد على المتوسط والانحراف المعياري للدرجات على المتغير ص وللذان يتمتعان بانحرافات حول المتوسط فاننا بحاجة الى ما يسمى بالانحراف المعياري للمتغير ص. والذي يتم استخراجه باللجوء الى المعادلة التالية والتي اشرنا اليها سابقاً:

$$\sigma_{\hat{y}} = \sqrt{\frac{\sum (y_i - \hat{y}_i)^2}{n-1}}$$

ولكن على فرض اننا نريد ان نتنبأ بالتحصيل الاكاديمي في الجامعة عند الطلبة الذين توجد عنهم معدلات تراكمية من المدرسة، فان التنبؤ بالتحصيل الاكاديمي في الجامعة في حالة كون العينة كبيرة جداً عبارة عن متوسط الدرجات على المتغير ص (التحصيل الاكاديمي في الجامعة) والذي تم الحصول عليه من قبل جميع الطلبة الذين يوجد عندهم معدلات تراكمية معينة. وبما انه لا توجد عينة ما لا نهاية، فاننا نستخدم معادلة خط الانحدار. واذا اخذنا بعين الاعتبار جميع القيم الواردة في العينة، فان القيم المتوقعة للدرجات ص المرتبطة بكل قيمة من قيم س سوف تقع ضمن خط الانحدار. وعندما

يكون هناك معرفة لقيم س ومعادلة خط الانحدار، فان التبؤ الافضل سيكون ص. وببناءً على ما سبق فان قياس الخطأ يعبر عنه بالمعادلة (7:7) التالية:

المعادلة (7:7):

$$\text{الخطأ المعياري للتقدير (عمر س)} = \sqrt{\frac{\text{مج}(\text{ص} - \text{ص})^2}{n - 2}}$$

$$\text{عمر س} = \sqrt{\frac{\text{مجموع مربع انحرافات الخطأ}}{\text{درجات الحرية}}} \quad \text{أو}$$

$$S_{y.x} = \sqrt{\frac{\sum (Y - \bar{Y})^2}{N - 2}}$$

or

$$S_{y.x} = \sqrt{\frac{SS_{\text{error}}}{df}}$$

هذا ولا بد من الاشارة الى ان المعادلة هذه تستخدم لتقدير المعلمة. ان الخطأ المعياري للتقدير يشير الى الانحراف المعياري لـ ص المتباين به من س. وعندما يتم ايجاد مربع خطأ التقدير ( $\text{ع}^2 \text{س}$ ) فانه يدعى بـ **تبایین الباقي Residual Variance** او **تبایین الخطأ Error**. ويمكن اعتباره تقدير غير متخيّل لـ **تبایین الخطأ المتعلق بمعلمة المجتمع ( $\epsilon^2 \text{س}$ )**. وبالنسبة لـ **درجات الحرية** فانها تساوي  $n - 2$ , لاننا نخسر في مثل هذه الحالة درجتين حريتين لـ **تقدير خط الانحدار** (اذا ان  $A$  و  $B$  يتم تقديرهما من خلال العينات).

ان الطريقة التي يمكن ان تستخدم لـ **ايجاد الخطأ المعياري للتقدير** هو في حساب ص المتباين بها لكل قيمة من قيم س ومن ثم ايجاد الانحراف المعياري للتبؤ بـ ص من خلال س مباشرة.

وبالرجوع الى البيانات الواردة في الجدول (1:7) فان معادلة خط الانحدار تساوي  $0.7831 + 0.40054 \text{س}$ .

وبتطبيق المعادلة (7:7) فاننا بحاجة اولاً الى ايجاد  $\text{مج}(\text{ص} - \text{ص})^2$  وذلك كما هو مبين في الجدول (2:7) ( هنا يتم حساب قيمة ص لكل قيمة من قيم س باستخدام معادلة خط الانحدار المشار اليها اعلاه).

وببناءً على ذلك فان:

الخطأ المعياري للتقدير وذلك للتتبؤ بالتحصيل من خلال مفهوم الذات

$$\sqrt{\frac{360.4477}{2 - 10}} =$$

$$\sqrt{45.0559} =$$

$$6.71 =$$

الجدول (7:2) الدرجات الخام على كل من س و ص، بالإضافة إلى القيم المتتبأ بها لكل من س و ص ،

$$\text{مجم } (\text{ص} - \text{ص})^2, \text{ و } (\text{مجس} - \text{س})^2$$

الافراد	مفهوم الذات	التحصيل	ص	ص	ص	س	س
1			9	13.713	22.212	14.039	8.768
2			13	6.665	40.132	16.367	70.007
3			7	6.665	0.1122	12.874	23.756
4			18	16.0635	3.752	19.278	0.521
5			11	11.364	.1325	15.203	1.447
6			2	5.882	15.0699	9.964	8.785
7			5	16.846	140.3277	11.71	86.304
8			15	17.629	6.912	17.53	19.981
9			26	15.279	114.939	23.93	24.305
10			28	23.894	16.859	25.99	24.019
				360.4477	267.893		

كذلك يمكن ايجاد الخطأ المعياري للتقدير وذلك للتتبؤ بمفهوم الذات من التحصيل، اذ تستخدم معادلة خط الانحدار للتتبؤ بقيمة س من خلال ص وذلك بتطبيق المعادلة (7:7) ولكن نستويض عن ص بـ س، اذ تصبح هذه المعادلة على النحو التالي:

$$\text{المجم } (\text{س} - \text{س})^2 = \sqrt{\frac{\text{مجم } (\text{س} - \text{س})^2}{n - 2}}$$

ولقد اشرنا سابقاً ان معادلة خط انحدار س بدلالة ص وباستخدام البيانات الواردة في الجدول (1:7) هي:

$$\text{س} = 0.58212 + 8.79951$$

وبتطبيق المعادلة السابقة فاننا بحاجة الى ايجاد موج ( $S - S^2$ ) وذلك كما هو مبين في الجدول (2:7)، اذ نقوم بحساب قيمة ص لكل قيمة من قيم ص باستخدام معادلة خط الانحدار لـ  $S$  بدلالة ص.

$$\text{الخطأ المعياري للتقدير للتبؤ بمفهوم الذات من خلال التحصيل} = \sqrt{\frac{\text{موج } (S - S^2)}{n - 2}}$$

$$= \sqrt{\frac{267.893}{2 - 10}} =$$

$$= 33.4867$$

$$= 5.786$$

هذا وقد تم حساب معامل الانحدار باستخدام مفهوم الذات كمتغير مستقل، وحساب معامل الانحدار باستخدامه مرة اخرى كمتغير تابع وذلك من خلال برنامج الرزم الاحصائية للعلوم الاجتماعية (SPSS). وتبين لنا نتائج الحاسوب الواردة لاحقاً قيمة ب (B) للتتبؤ بمفهوم الذات من خلال التحصيل، وبمعالجة مفهوم الذات كمتغير تابع وقد بلغت هذه القيمة والمشار اليها تحت العمود الذي يرمز له بالرمز (B) وامام متغير التحصيل والذي استخدمنا له الاختصار (Ach) 0.58 وهي نفس القيمة المشار اليها عند ايجاد معادلة خط انحدار س بدلالة ص. كذلك تظهر النتائج قيمة أـ ص، اذ بلغت هذه القيمة والمشار اليها تحت العمود B وامام ما يسمى بالثابت (Constant) 8.8 وهي ايضا نفس القيمة التي توصلنا اليها سابقاً.

مما سبق يمكن القول انه عندما يكون معامل الارتباط تام، فان كل قيمة لـ  $(S - S^2)$  تساوي صفر. وبالتالي فان الخطأ المعياري للتقدير ( $\text{عـ ص}$ ) يساوي صفر، وباختصار يمكن القول انه لا يوجد خطأ في التتبؤ. ولكن عندما يكون معامل الارتباط يساوي صفر، فان صـ تساوي متوسط صـ. وبناءً على ذلك فان الخطأ المعياري للتقدير يتراوح ما بين صفر عندما يكون معامل الارتباط تام الى انحراف معياري لـ  $S$  ( $\text{عـ ص}$ ) عندما لا يكون هناك اي ارتباط على الاطلاق.

ان الخطأ المعياري للتقدير ( $\text{عـ ص}$ ) هو انحراف معياري لدرجات ص الحقيقية عن درجات ص المتباـ بها، ولأن الخطأ المعياري للتقدير عبارة عن انحراف معياري فانه يتضمن خصائص الانحراف المعياري والتي تشير الى ان مجموع انحراف كل درجة من الدرجات عن المتوسط هو عند حده الادنى.

اما الخاصية الاخرى للانحراف المعياري هو ان انحرافات الدرجات عن المتوسط (Mوج  $S - S^2$ ) يساوي صفر.

**Regression****Descriptive Statistics**

	Mean	Std. Deviation	N
SELF	16.6000	7.3967	10
ACH	13.4000	8.5790	10

**Correlations**

		SELF	ACH
Pearson Correlation	SELF	1.000	.675
	ACH	.675	1.000
Sig. (1-tailed)	SELF	.	.016
	ACH	.016	.
N	SELF	10	10
	ACH	10	10

**Variables Entered/Removed<sup>b</sup>**

Model	Variables Entered	Variables Removed	Method
1	ACH <sup>a</sup>		Enter

a. All requested variables entered.

b. Dependent Variable: SELF

**Model Summary**

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	.675 <sup>a</sup>	.456	.388	5.7872

a. Predictors: (Constant), ACH

**ANOVA<sup>b</sup>**

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	224.468	1	224.468	6.702	.032 <sup>a</sup>
	Residual	267.932	8	33.492		
	Total	492.400	9			

a. Predictors: (Constant), ACH

b. Dependent Variable: SELF

Coefficients<sup>a</sup>

		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients		
Model		B	Std. Error	Beta	t	Sig.
1	(Constant)	8.800	3.525		2.496	.037
	ACH	.582	.225	.675	2.589	.032

a. Dependent Variable: SELF

ان الخطأ المعياري للتقدير يتم حسابه ايضاً من المعادلة (8:7) التالية:

المعادلة (8:7):

$$\text{الخطأ المعياري للتقدير للتبؤ بـ } S_{y.x} = S_y \sqrt{1 - r^2_{xy}}$$

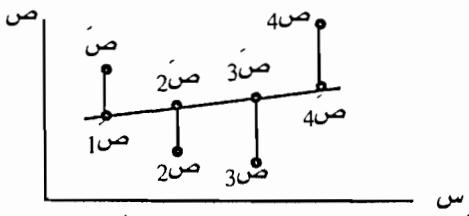
وهذه المعادلة مكافئة للمعادلات السابقة، فاذا اخذنا بعين الاعتبار معامل الارتباط بين مفهوم الذات والتحصيل بالنسبة للبيانات الواردة في الجدول (1:7) فان نتائج الحاسوب الواردة سابقاً (ص: 192) تشير الى انه يساوي 0.675 وبناءً على ذلك فان الخطأ المعياري للتقدير بتطبيق المعادلة (8:7) هو:

$$\text{الخطأ المعياري للتقدير (عـصـسـ)} = \sqrt{8.579 - 0.675^2} = 6.31$$

اما بالنسبة للخطأ المعياري لتقدير مفهوم الذات من التحصيل

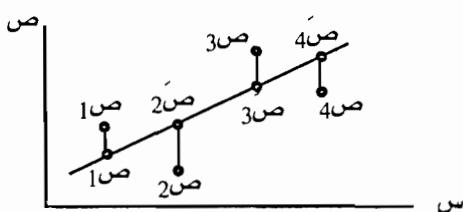
$$(عـصـسـ) = \sqrt{7.397 - 0.675^2} = 5.46$$

وهذه القيمة ايضاً تختلف قليلاً عن النتيجة الواردة في نتائج الحاسوب (ص: 192) والتي بلغت 5.787 . والسبب في هذا الاختلاف يرجع الى ان الخطأ المعياري تم ايجاده من خلال الحاسوب عن طريق قسمة مج (ص - ص)<sup>2</sup> و مج (س - س)<sup>2</sup> على ن - 2، بينما هنا اعتمد الخطأ المعياري على الانحراف المعياري المستخرج من خلال القسمة على ن. هذا وبين الشكل (7:7) تأثير الفرق بين (ص - ص) على انخفاض معامل الارتباط. اذ ان هذا الفرق يؤدي الى الحصول على قيمة كبيرة للخطأ المعياري للتقدير.



الشكل (7:7) قيم ص من الحقيقة وقيم ص المتنبأ بها من س

بالاضافة الى ذلك يبين الشكل (8:8) الى ان الفرق القليل بين ص و ص نتائج وجود معامل ارتباط عالي بين المتغيرين، وهذا وبالتالي يؤدي الى الحصول على خطأ معياري للتقدير متدني.



الشكل (8:8) قيم ص من الحقيقة وقيم ص المتنبأ بها من س

### 7:5 العلاقة بين مربع معامل الارتباط ( $r^2$ ) والخطأ المعياري للتقدير

لقد اشرنا في السابق الى ان تباين الخطأ =  $\frac{\text{مج}(\text{ص} - \text{ص})^2}{n - 2}$  ، وبما اننا نتحدث عن مجموع مربع الانحرافات، فإنه بالامكان ان نهمل المقام بحيث تصبح المعادلة على النحو التالي.

المعادلة (9:7) :

$$\text{مجموع مربع الانحرافات للخطأ} = \text{مج}(\text{ص} - \text{ص})^2$$

$$SS_{\text{error}} = S(y - y')^2$$

ويمكن التعبير عنها جبرياً من خلال المعادلة التالية:

المعادلة (10:7) :

$$\text{مجموع مربع انحرافات الخطأ} = \text{انحراف المعياري للمتغير ص} (1 - r^2)$$

$$SS_{\text{error}} = SS_y (1 - r^2)$$

وبناءً على ما سبق فان مجموع انحرافات الخطأ هو دالة لمجموع مربع انحرافات القيم

الاصلية للمتغير ص والارتباط بين س و ص. ومع بقاء الامور الاخرى ثابتة، فانه كلما زاد معامل الارتباط، فان مجموع مربع انحرافات الخطأ سيكون قليل. وهذا يعني انه كلما كانت العلاقة اعلى بين س و ص كلما كانت هناك احتمالية اكبر للتنبؤ بـ ص وبأقل خطأ.

وإذا قسمنا مجموع مربع الانحرافات للخطأ على  $n - 1$ ، فان المعادلات السابقة تصبح على النحو التالي:

المعادلة(11:7) :

$$\frac{\text{مجموع مربع انحرافات الخطأ}}{n - 1} = \text{ع}^2_{\text{ص}} (1 - r^2)$$

$$\frac{SS_{\text{error}}}{N - 1} = S^2 (1 - r^2)$$

وإذا قمنا بضرب ذلك بـ  $\frac{1}{n - 2}$  فإن مربع انحرافات الخطأ يصبح على النحو التالي:

المعادلة (12:7) :

$$\text{ع}^2_{\text{ص}} = \frac{\text{مجموع مربع انحرافات الخطأ}}{n - 2} = \text{ع}^2_{\text{ص}} (1 - r^2)$$

$$S^2_{y.x} = \frac{SS_{\text{error}}}{N - 2} = S^2_y (1 - r^2) \frac{N - 1}{N - 2}$$

وبالتالي تصبح المعادلة على النحو التالي:

المعادلة (13:7) :

$$\text{ع}^2_{\text{ص}} = \text{ع}^2_{\text{ص}} \sqrt{\frac{1}{n - 2} (1 - r^2)}$$

$$S_{y.x} = S_y \sqrt{(1 - r^2) \frac{N - 1}{N - 2}}$$

وبالنسبة للعينة ذات الحجم الكبير فان  $\frac{1}{n - 2} = 1$  وبالتالي تصبح المعادلة على النحو التالي:

$$\text{ع}^2_{\text{ص}} = \text{ع}^2_{\text{ص}} (1 - r^2)$$

$$\text{ع}^2_{\text{ص}} = \text{ع}^2_{\text{ص}} \sqrt{1 - r^2} \quad \text{وهي نفس المعادلة (10:7)}$$

هذا ويجب ان نأخذ بعين الاعتبار انه بالنسبة للعينات قليلة الحجم، فإن هذه المعادلة

تقريبية وتبالين الخطأ سوف يؤدي الى تقييم للخطأ بشكل اعلى مما هو متوقع وذلك عن طريق قسمة  $N - 1$  على  $N - 2$ . وبالنسبة للعينات من اي حجم فان:

$$\text{مجموع مربع انحرافات الخطأ} = \text{مجموع مربع انحرافات ص} (1 - \frac{r^2}{N}) \quad (11:7)$$

## 6:7 افتراضات تحليل الارتباط والانحدار

عندما نقوم بحساب خط الانحدار فاننا نهتم بالاسئلة التالية:

1- هل المتغيرات التي نريد ايجاد معامل الارتباط بينها مقاسة على مقياس نسبة او مقياس مسافات؟

2- هل العلاقة بين المتغيرين خطية؟

من اجل حساب معامل الانحدار فان المتغيرين يجب ان يصنفا ضمن مقياس مسافات او مقياس نسبة، ولكن مع تحقق ذلك، فان الارتباط بين المتغيرين يجب ان يكون خطياً، لأن عدم وجود علاقة خطية يجعل حساب خط الانحدار ليس له معنى. وبالتالي فاننا بحاجة الى استخدام معادلات رياضية اخرى بالإضافة الى الخط المستقيم. عندما نقوم بحساب معامل الارتباط فان هذا المعامل يعتبر تقدير لمعامل الارتباط في المجتمع وذلك اعتقاداً على نتائج العينة، فإذا كان بالامكان تضمين جميع الافراد في الدراسة، فاننا نستطيع حساب خط الانحدار والذي يصف الارتباط بين المتغيرين في المجتمع وهذا يسمى بخط انحدار المجتمع .Population regression

ان خط الانحدار الحقيقي لا يمكن معرفته اذا تم حساب معادلة خط الانحدار بالاعتماد على العينة، وكذلك اين يقطع الخط المحور الصادي حقيقة.

هناك افتراضات اخرى تتعلق بمعامل الانحدار هي:

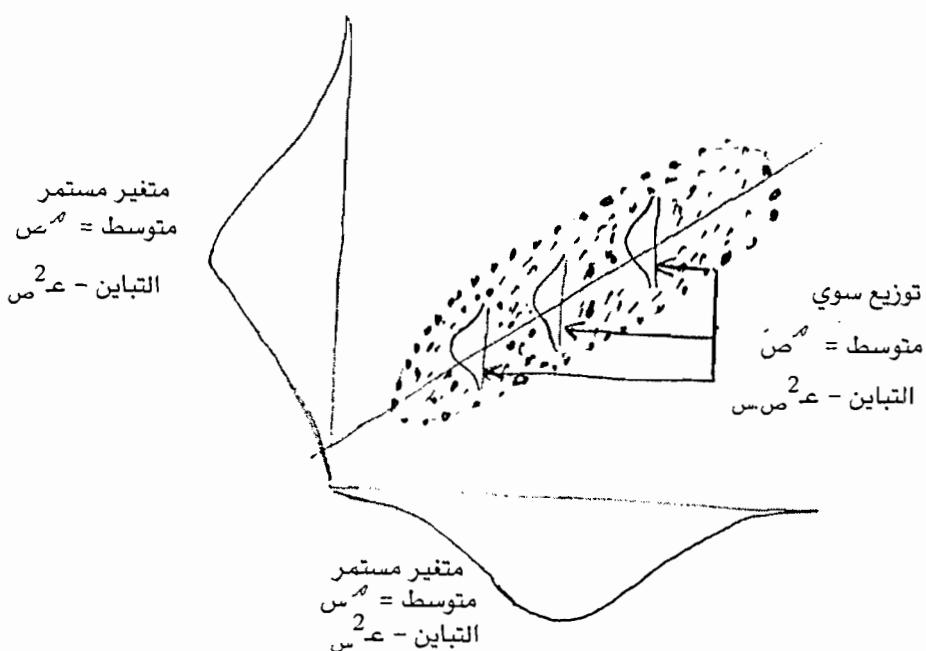
أ- ان الاخطاء موزعة توزيعاً سوياً بمتوسط يساوي صفر وتبالين يساوي  $\sigma^2$  من  $x.y$ .<sup>2</sup>). فلو اخذنا على سبيل المثال الذين حصلوا على علامة معينة على متغير مفهوم الذات، فهل نتوقع ان تكون قادرون على التبؤ بالضبط ما سيكون عليه تحصيل هؤلاء الافراد؟ ان الاحتمال ان لا تكون قادر على ذلك، حتى وان كان هناك ارتباط قوي بين المتغيرات، ولكن ليس تماماً. فإذا نظرنا الى الافراد الذين يتمتعون بمفهوم ذات عالي، فاننا قد نجد أن تحصيل بعض الافراد عالي والبعض الآخر تحصيلهم متدني والبعض الآخر

تحصيله متوسط. اي ان هناك توزيعات لعلامات الطلبة على متغير التحصيل لكل قيمة من قيم متغير مفهوم الذات. ولذلك من اجل فحص الفرضيات فاننا بحاجة الى الافتراضات التي تشير الى ان لكل درجة من درجات متغير مفهوم الذات(س)، فان التوزيع للعلامات او الدرجات التي تعكس تحصيل الطلبة (ص) يتصف بالسواء، وأن جميع هذه التوزيعات تتضمن نفس التباين. اي ان التباين نفس الشيء للافراد الذين يتمتعون بمفهوم ذات عالي ومفهوم ذات متوسط ومفهوم ذات منخفض.

وبمعنى آخر ان التباين بالنسبة لخطاً التنبؤ هو نفس الشيء بالنسبة لكل قيمة من قيم س، مثل هذا الافتراض يشير الى ما يسمى بتكافؤ الاختلاف Homoscedasticity، اي ان لكل قيمة من قيم س، قيمة تنبؤية التنبؤية لـ ص تقع على خط الانحدار.

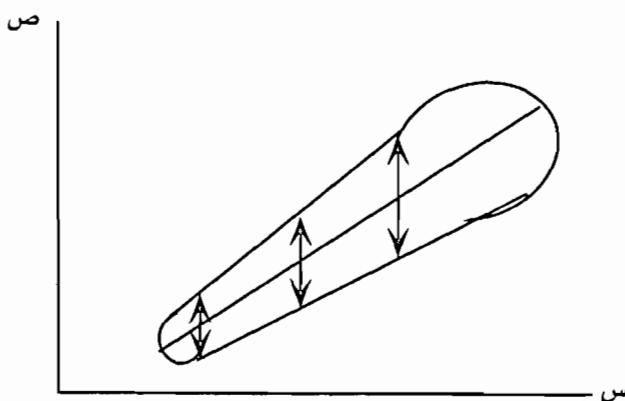
فاما افترضنا ان هناك عدد كبير من ازواج الملاحظات (ص ، س)، وان جميع الافراد يمتلكون نفس القيمة على المتغير س ولكن قيم مختلفة على المتغير ص، فان هناك توزيع لدرجات الخطأ حول القيمة المتتبأ بها.

إن توزيع الاطفاء لقيمة س المحددة وكذلك توزيع الاطفاء لكل قيمة من قيم س يفترض انه يتصف بالسواء. وتوزيع هذه الاطفاء موضح في الشكل (9:7).

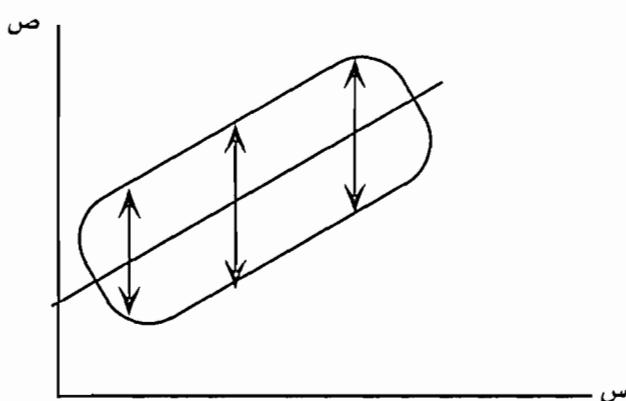


الشكل (9:7) توزيع الاطفاء لكل قيمة من قيم س

كذلك يبين الشكل (10:7) والشكل (11:7) توزيع الاخطاء لكل قيمة من قيم س. اذ ان الشكل (10:7) يشير الى ان التباين بالنسبة لخطأ التنبؤ ليس متساوي بالنسبة لكل قيمة من قيم س.



الشكل (7:10) توزيع الاخطاء لكل قيمة من قيم س بينما في الشكل (11:7) فإن التباين بالنسبة لخطأ التنبؤ متساوي أو نفس الشيء لكل قيمة من قيم س.



**7:7 مربع معامل الارتباط كقياس للتغاير والتباين المشترك المتنبأ به**

إن التباين في قيم ص حول خط الانحدار والذي يدعى بخطا التنبؤ يقاس بواسطة الخطأ المعياري للتقدير والذي يعبر عنه بالمعادلة التالية والتي اشرنا إليها سابقاً.

$$\text{ع}_\text{صص} = \text{ع}_\text{ص} / \sqrt{1 - r^2}$$

إن الحد الأقصى لخطا التنبؤ يكون موجود عند ما تكون قيمة  $r = \text{صفر}$  والذي يكون فيه قيمة  $\text{ع}_\text{صص} = \text{ع}_\text{ص}$ .

إن خطأ التنبؤ يعتمد على قيمة  $r$ . هذا وبين الجدول (3:7) حجم خطأ التنبؤ لقيم ( $r$ ) المختلفة.

**الجدول (3:7) التفسيرات المختلفة لقيم  $r$   
عند المستويات المختلفة لمعاملات الارتباط**

$\text{ع}_\text{صص}$	$\text{د}_\text{صص}$
صفر	1
0.31	0.95
0.44	0.90
0.53	0.85
0.60	0.80
0.66	0.75
0.71	0.70
0.76	0.65
0.80	0.60
0.84	0.55
0.87	0.50
0.89	0.45
0.92	0.40
0.94	0.35
0.95	0.30
0.97	0.25
0.98	0.20
0.99-	0.15
0.99+	0.10
1-	0.05
1+	صفر

يتضح من الجدول (3:7) ان حجم خطأ التباؤ ينخفض بشكل بطيء عندما يتعد حجم معامل الارتباط عن الصفر. فعلى سبيل المثال عندما يصل معامل الارتباط الى 0.50 فان الخطأ المعياري للتقدير يساوي 87% من الحجم الذي يجب ان يكون عليه اذا كان معامل الارتباط يساوي صفر. اي ان حجم خطأ التباؤ انخفض فقط 13% عندما اصبح معامل الارتباط يساوي 0.50.

هذا ويجب ملاحظة ان تغيير حجم معامل الارتباط من 0.20 الى 0.30 ادى الى تخفيض في خطأ التباؤ 0.03 فقط (اي من 0.98 الى 0.95)، بينما عندما تغير حجم معامل الارتباط من 0.80 الى 0.90 فان عملية التخفيض في خطأ التباؤ بقيت 16% (اي من 0.60 الى 0.44). وهذا يعني ان التغير في حجم معامل الارتباط له تأثير كبير عندما يكون معامل الارتباط عالي بالمقارنة عندما يكون معامل الارتباط منخفض. ان النسبة  $\text{عمر}_s = \sqrt{1 - r^2}$ ، اي ان هذه النسبة تشير الى التغير في ص والذى لا يعزى الى التغير في س.

وعند الحديث عن نسبة التباين في (ص) والمرتبطة بالتباين في (س)، فاتنا نتحدث عن التغير في ص والذى يمكن ان يعزى الى التغير في (س). هذا وفترض ان تكون هناك درجة معينة من العلاقة بين (س) و (ص)، وإن ص تأخذ قيمًا مختلفة وذلك بالاعتماد فيما اذا كانت القيمة س المرتبطة بها عالية او متدينة.

إن التباين الكلي في ص يتضمن مصدراً من مصادر التباين هما.

الاول: التباين في (ص) والذي يرتبط او يعزى الى الفروق في (س) { (مجموع مربع انحرافات ص) ( $r^2$ ) }.

الثاني: التباين في (ص) والذي هو موجود في الاساس في (ص)، وبالتالي فانه مستقل عن التغير في (س).

إن انحرافات العلامات (ص) عن متوسطها = (ص -  $\bar{c}$ ) +  $c - \bar{c}$

إن ( $c - \bar{c}$ ) يقيس التباين الكلي بين الدرجات على المتغير (ص)، وعندما يتم تربيع هذه الانحرافات وجمعها وتقسيمها على عددها فاننا نحصل على المعادلة (14:7) التالية:

$$\text{المعادلة (14:7)} \\ S_y^2 = \frac{\sum (y - \bar{y})^2}{N} \quad \text{عصر} = \frac{\text{مج} (ص - \bar{c})^2}{N}$$

اما بالنسبة لـ (ص - ص̄) فهي عبارة عن الانحرافات لدرجات (ص) حول قيم (ص) المتبأ بها. اي التباين في (ص) والمستقل عن الفروق في قيم (س). وعندما يتم تربيع هذه الانحرافات وجمعها وتقسيمها على (ن) فاننا نحصل على ما يسمى بالتباین المشترك (التفاير) والذي يعبر عنه بالمعادلة (15:7) التالية:

المعادلة (15:7):

$$S^2_{y.x} = \frac{\sum (Y - Y')^2}{N}$$

$$\text{ع}^2_{\text{ص}} = \frac{\text{مج} (\text{ص} - \text{ص}̄)^2}{n}$$

ان التباين المشار اليه في هذه المعادلة عبارة عن التباين في ص والمستقل عن الفروق في س، وهذه القيمة هي مربع الخطأ المعياري للتقدير.

وفيما يتعلق بـ (ص - ص̄) فإنه يقيس التباين في قيمة ص المتبأ بها حول متوسط (ص) او التفاير في (ص) والمرتبط في الفروق في (س)، وعندما يتم ايجاد مربع هذه الانحرافات وجمعها وتقسيمها على ن فاننا نحصل على المعادلة (16:7) التالية:

المعادلة (16:7):

$$\text{ع}^2_{\text{ص}} = \frac{\text{مج} (\text{ص} - \text{ص}̄)^2}{n}$$

هذا ولا بد من الاشارة هنا الى انه اذا كان معامل الارتباط يساوي صفر، فإن القيمة التنبؤية للمتغير (ص) تساوي متوسط ص بغض النظر عن قيم (س) والتي من خلالها تقوم بعملية التنبؤ. اي انه لا توجد اي قيمة من قيم ص ترتبط بالتباین في س.

في الجانب الآخر اذا كانت قيمة (ر) تساوي (1) فإن قيمة (ص) المتبأ بها (ص) تساوي القيمة الحقيقية (ص)، وبالتالي فإن كل قيمة من قيم (ص - ص̄) سوف تصبح (ص - ص̄)، وان  $\text{ع}^2_{\text{ص}}$  تصبح  $\text{ر}^2$ : وهذا يعني ان جميع التباينات في (ص) ترتبط في التفاير في (س). ولذلك  $(r^2)$  تدعى بمعامل الاتحاد Coefficient of determination والتي هو عبارة عن نسبة التباين في (ص) والتي تعزى الى التفاير في (س)، لذلك اذا كانت قيمة  $r = 0.60$ , فان  $r^2 = 0.36$ . وهذا يعني ان 0.36 من التباين يرتبط بالاختلافات او الفروق بقيم س ، و 0.64 يرجع الى عوامل أخرى.

وعند الحديث عن تحليل التباين الاحادي، فاننا نستخدم مجموع الانحرافات الكلي ( $SS_T$ ) والذي هو عبارة عن  $\text{مج} (\text{ص} - \text{ص}̄)^2$  وذلك لقياس ميل البيانات الى التجمع حول المتوسط. فإذا كانت هذه القيمة عالية، فان البيانات تتضمن تباين كبير ولا تتجتمع حول المتوسط.

وفي حالة نموذج الانحدار الخطى البسيط، فان مجموع مربع الانحرافات للمتغير (ص) يساوى مجموع  $(\bar{Y} - \bar{Y})^2$  ويتم حسابه بنفس الطريقة التي يحسب فيها التباين الكلى في قيم المتغير التابع. ولذلك فان مجموع مربع الانحرافات للمتغير ص = التباين الكلى للبيانات المتعلقة بالمتغير التابع.

وعند مقارنة مجموع مربع انحرافات الخطأ ( $SS_E$ ) بالتباين الكلى ( $SS_{yT}$ ) فاننا نستخدم النسبة التالية:

$$\frac{SS_E}{SS_Y} = \frac{\text{مجموع مربع الانحرافات الخطأ}}{\text{مجموع مربع الانحرافات الكلى}}$$

والسؤال الذي يطرح هنا ماذا يحدث اذا كانت قيم (ص) الحقيقية مساوية لقيم (ص) المتباعدة عنها (ص)؟ اذا كان ذلك قد تحقق، فإن مجموع مربع انحرافات الخطأ يساوى صفر ومعامل الارتباط يساوى +1 او -1، وبالتالي النموذج يفسر 100% من التباين الكلى. اي ان التباين غير المفسر يساوى صفر.

ان مجموع مربع انحرافات الخطأ يعبر عنه من خلال المعادلة (17:7) التالية:

المعادلة (17:7):

$$\text{مجموع مربع انحرافات الخطأ} = \text{مجموع مربع انحرافات ص} - \frac{(\text{مجموع مربع انحرافات س ص})^2}{\text{مجموع مربع انحرافات س}}$$

$$SS_E = SS_Y - \frac{(SS_{XY})^2}{SS_X}$$

وان قيمة  $r^2$  يعبر عنها من خلال المعادلة (18:7) التالية:

المعادلة (18:7):

$$r^2 = \frac{\text{مربع مجموع انحرافات س ص}}{\text{مجموع مربع انحرافات س} \times \text{مجموع مربع انحرافات ص}}$$

$$r^2 = \frac{SS_{xy}^2}{SS_X SS_Y}$$

$$r^2 = \frac{\text{مجموع مربع انحرافات ص الكلى} - \text{مجموع مربع انحرافات الخطأ}}{\text{مجموع مربع انحرافات ص الكلى}}$$

$$r^2 = \frac{SS_y - SS_E}{SS_Y}$$

و كنتيجة لذلك فإن  $(r^2)$  تفسر كقياس للتباين المفسر في المتغير التابع باستخدام النموذج الخطي البسيط.

## اسئلة الفصل السابع

س1: على فرض ان احد الباحثين اراد ان يبرهن على انه هناك ارتباط ايجابي بين الاتجاه عند الطلبة نحو الرياضيات والتحصيل وذلك عند عينة مؤلفة من (8) طلاب من طلبة الصف السابع. وقد قام الباحث بتطبيق مقياس يقيس الاتجاهات نحو الرياضيات واختبار آخر يقيس التحصيل في الرياضيات على العينة وحصل على البيانات التالية:

الافراد	الدرجة على مقياس الاتجاهات	الدرجة على اختبار التحصيل في الرياضيات
1	70	80
2	75	85
3	60	55
4	40	45
5	80	79
6	88	90
7	55	57
8	90	92

المطلوب:

- أ- جد معامل الارتباط بين الاتجاه نحو الرياضيات والتحصيل في الرياضيات.
- ب - هل هناك ارتباط ايجابي ذا دلالة بين الاتجاه نحو الرياضيات والتحصيل؟
- ج- افحص الفرضية الصفرية التي تشير الى ان معامل الانحدار بالنسبة للمجتمع يساوي صفر.
- د- جد فترة الثقة.

س2: على فرض ان احد الباحثين طبق اختبار في المفردات واختبار اخر في التعبير الشفوي على عينة من (40) طالباً من طلبة الصف السادس الاساسي، ثم طبق عليهم بعد خمسة شهور اختبار في التحصيل القرائي، وحصل على معاملات الارتباط التالية:

التحصيل في المفردات	التحصيل القرائي	التحصيل القرائي
0.70	0.75	التحصيل القرائي
0.80		التحصيل في المفردات

التحصيل في التعبير الشفوي

المطلوب: فحص الفرضية الصفرية التي تشير الى ان التحصيل في المفردات والتعبير الشفوي يتساوىان من حيث قدرتهما على التنبؤ في التحصيل القرائي ( $\alpha = 0.05$ ).  
 س3: اراد باحث ان يجد العلاقة بين التوتر عند عينة من طلبة الجامعة. فاختار عينة من طلبة الجامعة مؤلفة من (7) افراد، وطبق عليهم اختبار يقيس التوتر، ثم حصل على معدلاتهم التراكمية. فادا كانت البيانات على النحو التالي:

الافراد	الاداء على مقياس التوتر (س)	المعدل التراكمي (ص)
1	50	80
2	40	85
3	70	60
4	80	55
5	60	75
6	90	55
7	40	90

المطلوب:

- أ- جد معامل الارتباط بين التوتر والتحصيل
- ب - جد معادلة خط انحدار ص بدلالة س
- ج - جد معادلة خط انحدار س بدلالة ص
- د - جد خطأ التنبؤ او الخطأ المعياري للتقدير وذلك للتنبؤ ب ص من خلال س.
- ه- ارسم خط انحدار ص بدلالة س
- و- ارسم خط انحدار س بدلالة ص

س4: يعتقد احد الباحثين ان العلاقة بين الدافعية والتحصيل في العلوم تختلف باختلاف الجنس، فاختار عينة مؤلفة من (50) ذكراً و (50) انثى، ثم طبق على كل مجموعة

اختباراً يقيس الدافعية واختباراً يقيس التحصيل في العلوم. ووُجد أن معامل الارتباط بين الدافعية والتحصيل عند الذكور يساوي 0.75 بينما عند الإناث يساوي 0.80.

المطلوب: فحص الفرضية الصفرية التي تشير إلى عدم وجود فرق بين معامل الارتباط بين الدافعية والتحصيل عند الذكور ومعامل الارتباط بين الدافعية والتحصيل عند الإناث.

## الفصل الثامن

### الفرضيات

- 8 : 1 مقدمة
- 8 : 2 انواع الفرضيات
- 8 : 3 الأخطاء المتعلقة باختبار الفرضيات
- 8 : 3 : 1 احتمال الوقوع في الخطأ من النوع الأول (مستوى الدلالة)
- 8 : 3 : 2 احتمال الوقوع في الخطأ من النوع الثاني ( $\beta$ )
- 8 : 3 : 3 لماذا لا نقبل بالفرضية الصفرية
- 8 : 3 : 4 مستوى الدلالة ( $\alpha$ ) مقابل قيمة الاحتمالية (P-value)
- اسئلة على الفصل الثامن

## الفرضيات

### Hypotheses

#### 1:8 مقدمة

إن الباحث في الدراسات المسحية والوصفية يحاول وصف ظاهرة ما للتعرف على خصائص المجتمع الذي تناولته دراسته. وأحياناً يحاول الباحث عقد مقارنات مثل اداء مجموعتين من الأفراد لمعرفة ما اذا كانت هناك فروق جوهرية بين المجموعتين نتيجة لعرض أحدهما لمعالجة ما والآخر لم يتعرض مثل هذه المعالجة، فعلى سبيل المثال اذا كان لطريقة التدريس اثر على التحصيل لدى طلبة الصف الاول الابتدائي فان عينة الافراد الذين درسوا بالطريقة الجديدة يجب ان يظهروا اداء افضل من اداء المجتمع الذي لم يدرس بالطريقة الجديدة، والفرق بين اداء العينة واداء المجتمع يشير الى ان طريقة التدريس الجديدة فعالة ولها تأثير على تحصيل طلبة الصف الاول الابتدائي، ولكن اذا كان اداء افراد العينة متدني بالمقارنة مع اداء المجتمع فانتا قد تقترب ان لا نستخدم هذه الطريقة في التدريس. وعدم وجود فرق بين العينة التي درست بالطريقة الجديدة والمجتمع قد يزودنا بمعلومات متنوعة. فقد تكون الطريقة ليس لها تأثير او ربما لها تأثير لكنه لم يظهر في هذه الدراسة.

ان البحث عادة ما يكون مصمم للإجابة عن سؤال محدد وذلك كما في مثالنا السابق هل استخدام طريقة المناقشة في التدريس تؤدي الى زيادة في التحصيل المدرسي؟ ان الإجابة على هذا السؤال يدعى بالفرضية. وهناك فرضيات متعلقة بمتوسط او متواطئين او اكثر، وفرضيات متعلقة بنسبة مئوية او عاملات ارتباط بين متغيرين او اكثر، ولكننا في هذا الكتاب سنكتفي بفحص الفرضيات المتعلقة بمتوسط ومتواطئين فقط.

#### 2:8 انواع الفرضيات

يمكن تقسيم الفرضيات الى قسمين هما:

##### 1- الفرضيات الصفرية Null Hypothesis

وهي الفرضية التي تشير الى عدم وجود فروق بين المجموعات اذا ان متوسط مجتمع ما على ظاهرة يساوي قيمة محددة، كأن تقول بأن متوسط المقبولين في الجامعة الاردنية في امتحان الثانوية العامة يساوي (85) او ان متوسط تحصيل الذكور يساوي متوسط تحصيل الاناث وعادة تصاغ الفرضية الصفرية على النحو الآتي. مثال ذلك:

لا يوجد فروق ذات دلالة احصائية ( $\alpha = 0,05$ ), بين متوسط تحصيل الطلبة الذين درسوا بطريقة المناقشة والذين درسوا بالطريقة العادلة ويمكن التعبير عن هذه الفرضية بالرموز على النحو التالي:

$$H_0: \mu_1 = \mu_2 \quad \text{أو} \quad \mu_1 - \mu_2 = 0$$

$$\mu_1 - \mu_2 = \text{zero} \quad \text{أو} \quad \mu_1 - \mu_2 = \text{صفر}$$

حيث:  $\mu_1$  : تشير الى متوسط المجموعة الاولى

$\mu_2$  : تشير الى متوسط المجموعة الثانية

مثال آخر: ان متوسط المعدل التراكمي لخريجي كلية العلوم التربوية للعام الدراسي (2005) = (3.4 نقطة) وبالرموز

$$H_0: \mu_1 = 3.4 \quad \text{أو} \quad \mu_1 - 3.4 = 0$$

$$\mu_1 - 3.4 = \text{zero} \quad \text{أو} \quad \mu_1 - 3.4 = \text{صفر}$$

## 2- الفرضية البديلة او البحثية

يشير هذا النوع من الفرضيات الى التبؤ بالنتائج. اذ يفترض الباحث ان هناك فروقاً بين المجموعات الداخلة في المقارنة. وتقسم الفرضيات البديلة الى قسمين:

### 1- الفرضية البديلة عديمة الاتجاه: Non-Directional Hypothesis

يشير الباحث في هذا النوع من الفرضيات الى وجود فروق بين مجموعتين او اكثر ولكن لا يحدد اتجاه هذه الفروق اي لصالح من. مثال ذلك: يوجد فروق ذات دلالة احصائية في متوسط المهارات الحركية بين الذكور والاناث ويمكن التعبير عنها بالرموز على النحو التالي:

$$H_a: \mu_1 \neq \mu_2 \quad \mu_1 - \mu_2 \neq 0$$

$$\mu_1 - \mu_2 \neq \text{zero} \quad \mu_1 - \mu_2 \neq \text{صفر}$$

مثال آخر على فرضية متعلقة بمتوسط واحد: ان متوسط المعدل التراكمي لخريجي كلية العلوم التربوية لا يساوي 3.4 نقطة وبالرموز:

$$H_a: \mu \neq 3.4 \quad \mu - 3.4 \neq 0$$

$$\mu - 3.4 \neq \text{zero} \quad \mu - 3.4 \neq \text{صفر}$$

### بــ الفرضية البديلة المتجهة: Directional Hypothesis

يشير الباحث في هذه الفرضية الى وجود فروق مثلاً بين المجموعات لصالح مجموعة دون مجموعة اخرى مثال ذلك:

ان متوسط تحصيل الطلبة الذين يدرسون بطريقة المناقشة أعلى من متوسط الطلبة الذين يدرسون بالطريقة العادلة او ان متوسط تحصيل الطلبة الذين درسوا بالطريقة (أ) اقل من متوسط الطلبة الذين درسوا بالطريقة (ب).

ويمكن التعبير عن هذه الفرضية بالرموز على النحو الآتي:

$$\text{فرضية بديلة متجهة} \quad H_a: \mu_1 > \mu_2 \quad H_0: \mu_1 = \mu_2 > \text{zero}$$

$$\text{Or} \quad H_a: \mu_1 - \mu_2 > \text{zero} \quad H_0: \mu_1 - \mu_2 = \text{zero}$$

ومن الامثلة الاخرى على الفرضية المتعلقة بمتوسط واحد الفرضية التالية:

ان متوسط تحصيل الطلبة الذين درسوا بالطريقة (أ) اعلى من 75.

او ان متوسط تحصيل الطلبة الذين درسوا بالطريقة (س) اقل من (80)، ويمكن التعبير عن هذه الفرضيات بالرموز على النحو الآتي:

$$\text{فرضية بديلة متجهة} \quad H_a: \mu > 75 \quad H_0: \mu = 75$$

$$\text{Or} \quad H_a: \mu - 75 > \text{zero} \quad H_0: \mu - 75 = \text{zero}$$

ان الباحث يختبر الفرضية الصفرية وليس الفرضية البديلة او البحثية ولهذا تسمى الفرضية الصفرية بالفرضية الاحصائية. فاذا كانت الفروق بين المجموعات كبيرة اي جوهرية، فان الباحث يرفض الفرضية الصفرية، واذا رفضت الفرضية الصفرية فتكون قد دعمنا الفرضية البديلة اي البحثية بطريقة غير مباشرة اما اذا كانت الفروق بين المجموعات الدالة في المقارنة قليلة وليس جوهرية يمكن ان تكون قد حدثت نتيجة للصدفة، فانتا نفشل في رفض الفرضية الصفرية وبالتالي لا تدعم الفرضية البديلة.

### 3:8 الاخطاء المتعلقة باختبار الفرضيات

إن البحث يصمم للاجابة عن سؤال الدراسة، وذلك عن طريق اما دعم او الفشل في دعم الفرضية البديلة، ولأنه من الصعب التأكد من صحة التحليل الاحصائي، فإن الباحث احياناً يرفض الفرضية الصفرية على الرغم من انها في الواقع صحيحة وهذا يحدث عندما يجد الباحث بيانات في الدراسة تقتصر بأن هناك فروقاً بين المجموعات في الوقت

الذى لا توجد فيه فروق حقيقية. واحيانا اخرى نفشل في ايجاد فروق في الوقت الذى تكون هناك فروقاً حقيقية بين المجموعات .

وبناء على ذلك فاننا عندما نتخذ قراراً برفض او عدم رفض الفرضية الصفرية فان هناك اربع احتمالات لهذا القرار.

1- احتمال رفض الفرضية الصفرية وهي في واقع الامر صحيحة اي انه لا يوجد فروق بين المجموعات ويسمى هذا بالخطأ من النوع الاول (Type I error) ويرمز له بالفأ (α).

2- احتمال قبول الفرضية الصفرية وهي خطأ اي ان الباحث فشل في اكتشاف فروقاً بين المجموعات عندما يكون هناك فروقاً موجودة في الواقع. وهذا يسمى بالخطأ من النوع الثاني (Type II error) ويرمز له بـ بيتا (β).

3- احتمال قبول الفرضية الصفرية وهي صحيحة، ففي هذه الحالة فان الباحث لم يكتشف وجود فرق بين المجموعات والتي في الواقع لا توجد بينها فروق وهذا ما يدعى بمستوى الثقة ويساوي ( $1 - \alpha$ ).

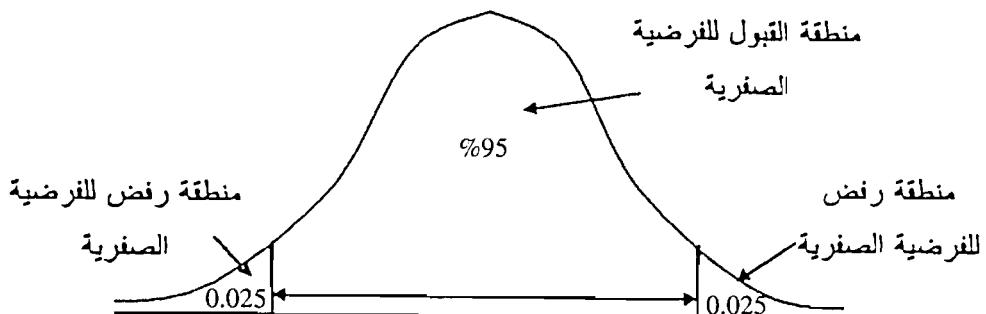
4- احتمال رفض الفرضية الصفرية وهي في الواقع خطأ، اي ان الباحث توصل الى وجود فرق ذا دلالة احصائية و حقيقي بين المجموعات الداخلة في المقارنة ويسمى هذا بقوة الاختبار الاحصائي (Power of the Test) ويساوي ( $1 - \beta$ ).

فتتحن عندما نتخذ قراراً برفض او قبول الفرضية الصفرية يتحمل ان نكون قد وقعنا في نوعين من الخطأ: الخطأ من النوع الاول ( $\alpha$ ) او الخطأ من النوع الثاني ( $\beta$ ) وينظر عادة للخطأ من النوع الثاني على أنه اقل خطورة من الخطأ من النوع الاول. لأنه اذا كانت الفروق موجودة حقيقة ولكن لم يتم التعرف عليها في مشروع البحث فإن الاستمرارية في البحث سوف تؤدي الى اكتشاف الاختلاف مثال ذلك اتهام شخص غير مذنب بأنه مذنب أخطر من الوصول الى قرار بأن الشخص غير مذنب مع انه في الواقع مذنب.

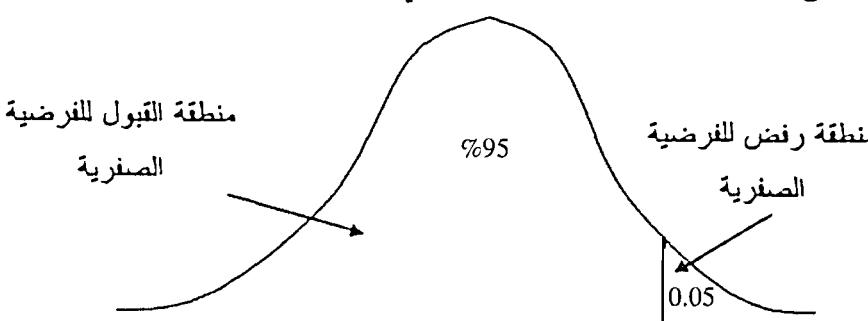
### 8:3:1 احتمال الوقوع في الخطأ من النوع الأول (مستوى الدلالة $\alpha$ ):

ان احتمال الوقوع في الخطأ من النوع الأول يدعى ألفا ( $\alpha$ ) ومستوى ألفا عادة ما يكون محدد. وفي العلوم السلوكية والاجتماعية، فإن الاحتمال المقبول للوقوع في الخطأ من النوع الاول هو عند مستوى ( $\alpha = 0.05$ ) أو ( $0.01 = \alpha$ )، أي ان الفرق بين المجموعات بالصدفة (5 في كل 100)، وان الفرق بهذا المدى يشار اليه على انه ذا دلالة.

ان تحديد المنطقة التي على أساسها نقبل او نرفض الفرضية الصفرية كما هو واضح في الشكل (8):

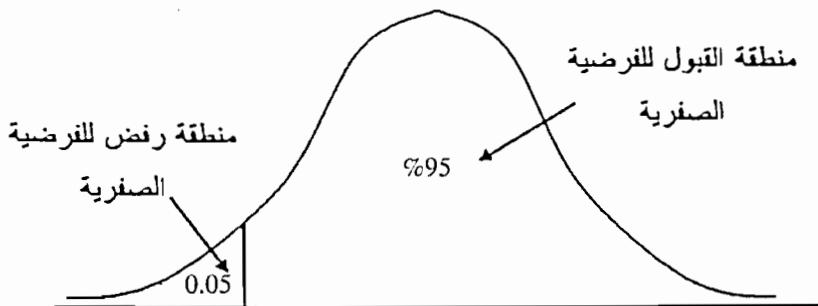


شكل (8): منطقة الرفض للفرضية الصفرية عندما تكون الفرضية البديلة عديمة الاتجاه وبالتالي اذا كانت القيمة المستخرجة من المعادلة تقع في المنطقة الحرجية، فاننا نرفض الفرضية الصفرية. ويسمى الاختيار ذو نهايتيين (two - tailed test) اما اذا كانت الفرضية البديلة ذات اتجاه واحد ويشير هذا الاتجاه الى اعلى من. فان منطقة الرفض تقع على اليمين وذلك كما هو مبين في الشكل (2):



شكل (2): منطقة الرفض للفرضية الصفرية عندما تكون الفرضية البديلة (اعلى من) وبناً على ذلك فان ( $\alpha$ ) لا تقسم على 2 ، ويسمى الاختبار في مثل هذه الحالة اختبار ذو نهاية واحدة (One-tailed test).

ونرفض الفرضية الصفرية اذا كانت قيمة الاختبار الاحصائي تقع في منطقة الرفض او بمعنى اخر اذا كانت القيمة الاحتمالية المرتبطة بقيمة الاختبار الاحصائي اقل من 0.05. اما اذا اشارت الفرضية البديلة الى اقل من. فان منطقة الرفض تكون على اليسار وذلك كما هو موضح في الشكل (3):

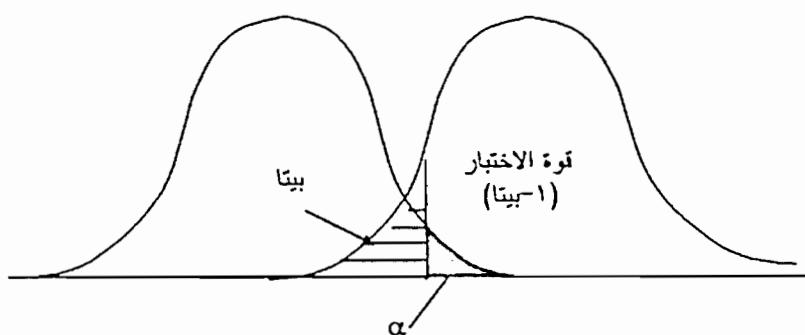


شكل (3:8): منطقة الرفض للفرضية الصفرية عندما تكون الفرضية البديلة (أقل من)

٢:٣:٨ احتمال الوقوع في الخطأ من النوع الثاني :

ان احتمال الوقوع في الخطأ من النوع الثاني يسمى بيتا ( $\beta$ ) ، إن عكس بيتا يدعى بقوة الاختبار ويتم حسابه عن طريق  $(1-\beta)$ . وبشكل عام فإن الباحث يرغب في تصميم دراسة بدرجة عالية من القوة وتتضمن قيمة منخفضة لـ  $\beta$ ). وهناك ارتباط بين  $\alpha$  و  $\beta$  من جهة وقوة الاختبار الاحصائي من جهة أخرى. فإذا زاد احدهما فإن الآخر ينقص. وبين الشكال، (4:8) العلاقة بين كلا من:  $\alpha$  و  $\beta$  و قوّة الاختبار الاحصائي ..

الشكل (4:8) العلاقة بين كل من ( $\beta$ ) و ( $\alpha$ ) وقوة الاختبار الاحصائي.



شكل (8:4): العلاقة بين كل من ( $\beta$ ) و ( $\alpha$ ) وقوة الاختبار الاحصائي

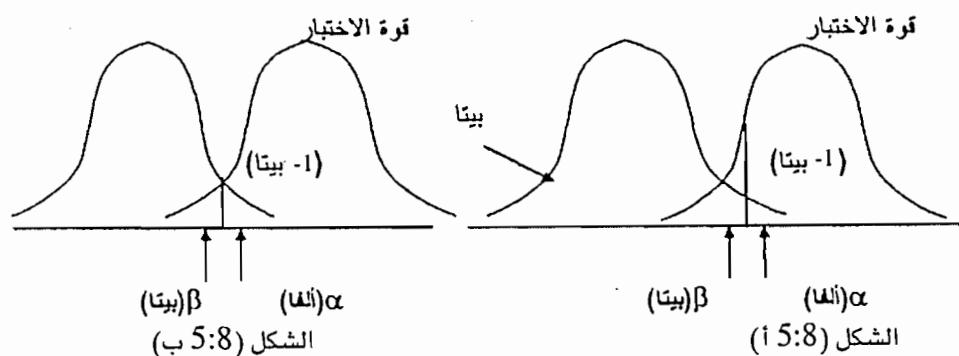
ان التوزيع الموجود على اليسار بالنسبة للشكل (4:8) يمثل توزيع الدرجات عندما تكون الفرضية الصفرية صحيحة، بينما التوزيع الموجود على اليمين يمثل توزيع الدرجات عندما تكون الفرضية البديلة صحيحة. فإذا أخذنا بالنسبة لعامل الذكاء للعينة والتيأخذ معامل ذكاءها في فترة معينة نظراً لتوفر عدد معين من الطلاب في الجامعة، فإن التوزيع الموجود على اليسار يمثل توزيع درجات معامل الذكاء بالنسبة للمجتمع العام. وهذا التوزيع يتضمن الطلبة الذين درسوا في الفصل الصيفي إذا كانوا لا يختلفون عن المجتمع العام (مجتمع الطلبة جميعهم).

اما بالنسبة للتوزيع الموجود على اليمين، فإنه يمثل درجات معامل الذكاء للذين درسوا في الفصل الصيفي، ففترضين ان درجات معامل الذكاء لهؤلاء الطلبة اعلى من متوسط معاملات الذكاء للمجتمع ككل.

اما بالنسبة للمنطقة المظللة فانها تمثل قيمة  $\alpha$  والتي تمثل اعلى 5% من التوزيع للفرضية الصفرية، فاذا كان متوسط العينة كبير جداً بحيث يقع في اعلى 5% بالنسبة للتوزيع الفرضية الصفرية، فانتنا نقول ان متوسط العينة لا ينتمي الى ذلك التوزيع وبالتالي نرفض الفرضية الصفرية.

اما بالنسبة للمنطقة المخططة من توزيع الفرضية البديلة والواقعة الى يسار  $\alpha$  فانها تمثل بيتا ( $\beta$ ). وهذا هو احتمال الوقوع في الخطأ من النوع الثاني. فاذا كان المتوسط صغير جداً بحيث يقع في منطقة الرفض، ولكن حقيقة لا ينتمي الى مجتمع آخر، فإنه سيقع في منطقة ( $\beta$ )، ولذلك فان الباحث سوف يفشل في رفض الفرضية الصفرية حتى لو كان ذلك خطأ، وبالتالي يقع في الخطأ من النوع الثاني.

اذا نظرنا الى الشكل (4:8) فان القوة تزداد بنقصان قيمة بيتا، وقيمة بيتا تقل عن طريق زيادة قيمة  $\alpha$ . ولكن زيادة قيمة ( $\alpha$ ) ليس بديل واقعي. وللتعامل مع هذه المشكلة فان الباحث قد يتعامل مع التوزيع العيني للمتوسطات. هذا ولا بد من ان نشير هنا الى ان قوة الاختبار لها علاقة بحجم العينة. فاذا زادت حجم العينة (اي انه اذا كان حجم العينة كبيراً) فان القوة سوف تزداد والعكس هو الصحيح وذلك كما هو موضح في الشكل رقم (5:8 أ) و (5:8 ب).



العلاقة بين كل من  $\alpha$  و  $\beta$  من جهة والقوة عندما يكون التباين مختلف

اذا افترضنا ان حجم العينة قليل وقيمة ( $\alpha$ ) قليلة كما هو ملاحظ في الشكل (8:5)،

فإن قيمة بيتا ( $\beta$ ) سوف تكون كبيرة، وذلك لأن التباين كبير بين العينة والمجتمع، وبالتالي القوة منخفضة. ولكن إذا زدنا حجم العينة وقيمة ( $\alpha$ ) فاننا نلاحظ من خلال الشكل (5:8) أن قيمة بيتا تقل وبالتالي يؤدي ذلك إلى زيادة قوة الاختبار (1- بيتا). وهذا له علاقة بالتباین بين العينة والمجتمع، فكلما زاد حجم العينة كلما كان هناك احتمال أقل لأن يقترب تباین العينة من تباین المجتمع، وبالتالي القرار المتعلق برفض الفرضية الصفرية عندما تكون خطأ يكون أقوى إذا كانت الفرضية الصفرية خطأ في الواقع.

### 3:3:8 لماذا لا نقل بالفرضية الصفرية؟

قد يتساءل البعض لماذا نقول إننا فشلنا في رفض الفرضية الصفرية بدلاً من القول إننا قبلنا بالفرضية الصفرية. إن النتائج التي حصلنا عليها لم تحدث بالصدفة، ولكن إذا رفضنا الفرضية الصفرية فماذا يعني ذلك؟

إن الفرضية الصفرية تشير إلى أنه لا يوجد فرق ذات دلالة بين متوسط العينة ومتوسط المجتمع إذا كنا مهتمين بالفرق بين متوسط العينة ومتوسط المجتمع، فإذا لم نرفض الفرضية الصفرية فهل هذا يعني أن متوسط العينة يساوي متوسط المجتمع؟ الإجابة على ذلك ليس بالضرورة. فعندما نفشل في رفض الفرضية الصفرية فإنك فشلت في الحصول على فرق ذا دلالة احصائية، ولكن لا يعني أنك وجدت أن هناك تساوي.

هناك العديد من الأسباب التي قد تؤدي إلى الفشل في إيجاد فرق (اي الفشل في رفض الفرضية الصفرية)، فقد يكون هذا راجع إلى أن الباحث قد وقع في الخطأ من النوع الثاني، او ان طريقة جمع البيانات او الادوات المستخدمة لم تكن حساسة بدرجة كافية نستطيع من خلالها ان نكتشف الفرق، او ان العينة قد قصد من اختيارها ان لا تختلف عن متوسط المجتمع، او ان هناك متغيرات اخرى قد اثرت على الدراسة (متغيرات دخلية) وادت الى اختلاف النتائج عن التوقع الذي حددته الباحث.

ان اي سبب من الأسباب السابقة قد يؤدي بالباحث إلى الوقوع في الخطأ من النوع الثاني، وبالتالي الفشل في رفض الفرضية الصفرية بينما هي في الواقع خاطئة. وبالطبع هناك احتمال اخر للفشل في رفض الفرضية الصفرية وذلك لأن الفرضية الصفرية في الواقع صحيحة.

كيف يمكن ان نعرف فيما اذا كانت الفرضية الصفرية صحيحة.

اننا لا نستطيع الاجابة، وبالتالي فان هناك خطر في قبول الفرضية الصفرية على انها صحيحة في الوقت الذي لا نكتشف وجود فروق حقيقية. ونفس الشيء فإن هناك خطورة في التتبؤ بأنه لا توجد فروق بين العينة والمجتمع.

اذا توصلنا من نتائج الدراسة الى عدم وجود فرق، فإننا لا نستطيع ان نعرف من خلال دراسة واحدة هل هذا راجع الى ان تتبؤ الباحث ليس دقيقاً، او لانه وقع في الخطأ من النوع الثاني. وبالتالي قد تكون هناك حاجة لإجراء بحوث اخرى.

اذا وجد الباحث اثباتات تؤدي به الى رفض الفرضية الصفرية ودعم الفرضية البديلة، فكم هذا الدعم؟ ان الدعم للفرضية البديلة يشير الى ان الفرق كبير جداً، بحيث انه لم يحدث بالصدفة. واذا لم يحدث الفرق بالصادفة، فلماذا حدث؟ ان عملية توضيح الفرق من مسؤولية الباحث، فقد يجري باحثان نفس الدراسة ويتوصلا الى وجود فرق ولكن كل منهما قد يعطي تفسيراً مختلفاً، ولا يوجد عند اي منهما ثقة كبيرة بأن تفسير النتائج صحيح.

إن رفض الفرضية الصفرية ودعم الفرضية البديلة يؤدي الى زيادة الثقة بالنتائج التي تم التوصل اليها، ولكن ليس في التفسير الذي قدم. فالتفسير يمكن ان يكون صحيحاً ويمكن ان يكون غير صحيحاً. ان التفسير الصحيح ينبع فقط بعد ان يقوم الباحثين الآخرين بتصميم بحوث باهتمام اكثر.

#### 4:3:8 مستوى الدلالة ( $\alpha$ ) مقابل قيمة الاحتمالية ( $P - value$ )

كما اشرنا سابقاً فان الفا ( $\alpha$ ) عبارة عن احتمال رفض الفرضية الصفرية وهي صحيحة. واننا نرفض الفرضية الصفرية اذا كان المتوسط يقع في منطقة الرفض وذلك اعتقاداً على مستوى الدلالة. كذلك على الباحث ان يختار القرار المتعلق بالمحكمة قبل اجراء الاختبار الاحصائي (وذلك عن طريق الاخذ بعين الاعتبار الخطأ الذي يرغب ان يقع فيه عند سحب العينة).

ان معظم الباحثين قد لا يشاركون الى مستوى الدلالة الذي يرغبون في استخدامه مسبقاً، اذ ان بعضهم قد لا يملك في ذهنه مستوى دلالة محدد ودقيق قبل فحص النتائج. وفي مثل هذه الحالة فإنه يمكن الافتراض ان مستوى الدلالة ليس اكبر من 0.05، وهو المستوى المقبول على الاقل من قبل الدوريات التربوية والنفسية.

كذلك هناك العديد من الباحثين لا يشاركون الى مستوى الدلالة الذي اختاروه، وانما يشاركون الى قيمة الاحتمالية ( $P-Value$ )، فإذا كانت قيمة الاحتمال ( $P-Value$ ) مساوية او

اقل من مستوى الدلالة ( $\alpha$ ) فان نتائج العينة منحرفة بشكل كبير، مما يستدعي رفض الفرضية الصفرية.

ان الباحثين لا يشيرون دائمأ الى قيمة الاحتمالية، وانما يشيرون فيما اذا كانت هذه الاحتمالية تقع عند مستوى الدلالة، ولكن اذا كانت النتائج ليست ذات دلالة، فان الباحث يشير الى ان الاحتمال يقع فوق النقطة الفاصلة (مستوى الدلالة).

ان الباحث قد يشير الى ان بعض النتائج ذات دلالة عند مستوى ( $\alpha = 0.001$ )، والبعض عند مستوى ( $\alpha = 0.01$ )، والبعض الاخر عند مستوى ( $\alpha = 0.05$ )، فهل يعني ان مستويات الدلالة 0.001 ، و 0.01 و 0.05 ، قد استخدمت لتقييم ثلاثة نتائج؟ بالطبع لا، ولكن هذه طريقة لتقدير النتائج، فهناك احتمال ان يكون مستوى الدلالة في ذهن الباحث والذي يشار اليه بشكل ظاهري هو نفس الشيء بالنسبة للنتائج الثلاثة، على سبيل المثال 0.05 .

## اسئلة الفصل الثامن

س1: عدد انواع الفرضيات البديلة؟

س2: اكتب فرضية صفرية. وفرضية بديلة متوجهة وفرضية بديلة غير متوجهة.

س3: يعتقد عميد كلية بأن متوسط خريجي كليته لهذا العام أعلى من 83 أكتب فرضية صفرية وفرضية بديلة لهذه القضية.

س4: ما معنى الخطأ من النوع الاول والخطأ من النوع الثاني وايهما أهم ولماذا؟

س5: اعط امثلة على ما يلي:

أ- فرضية صفرية.    ب- فرضية بديلة متوجهة.    ج- فرضية بديلة غير متوجهة.

س6: بين منطقة الرفض ما اذا كانت على اليمين او اليسار في كل حال مما يلي:

أ- ان متوسط درجة ذكاء طلبة كلية ما اعلى من 110 .

ب- إن معدل دخل الموظف الجامعي السنوي اكثر من 3600 دينار.

ج- ان متوسط معدلات الخريجين للعام الجامعي 2005 اقل من (3.1) نقطة.

د- ان متوسط اوزان الاطفال المولودين في شهر أيار اقل من 3 كغم.

س7: اوجد القيمة الحرجية لرفض الفرضية الصفرية عند استخدام اختبار (ت) تحت الشروط التالية:

نوع الفرضية البديلة	قيمة $\alpha$	درجات الحرية
غير متوجهة	0,01	4
متوجهة	0,05	9
غير متوجهة	0,10	17
غير متوجهة	0,10	22
متوجهة	0,005	28
متوجهة	0,05	50

س8: اذا اعطيت اي توزيع الى (ت). فلماذا تكون القيمة الحرجية لرفض الفرضية الصفرية مقابل البديلة المتوجهة ( $\alpha = 0,05$ ). مساوية لقيمة الحرجية لرفض الفرضية الصفرية مقابل البديلة غير المتوجهة عندما تكون ( $\alpha = 0,10$ ).

س9: اي مما يلي يمكن ان يؤدي الى رفض الفرضية الصفرية؟

أ- اختبار ذو اتجاه واحد او ذو اتجاهين.

ب-  $\alpha = 0.05$  او  $\alpha = 0.01$ .

ج- عدد افراد العينة 144 ام عدد افراد العينة 444.

س10: أ- إذا كانت  $(\alpha = 0.05)$  فما مستوى الثقة؟

ب- إذا كانت  $(\beta = 0.10)$  فما قوة الاختبار؟



## الفصل التاسع

### التوزيع العيني للمتوسطات واختبار الفرضيات

- 9 : 1 التوزيع العيني للمتوسطات
  - 9 : 2 فحص الفرضيات المتعلقة بمتوسط واحد
  - 9 : 2 : 1 اختبار (ز) لفحص الفرضيات المتعلقة بمتوسط واحد (عينه كبيرة)
  - 9 : 2 : 2 اختبار (ت) لفحص الفرضيات المتعلقة بمتوسط واحد (عينه ذات حجم قليل)
  - 9 : 3 اختبار الفرضيات التي تحتوي على عينتين او مجموعتين
  - 9 : 3 : 1 اختيار (ز) لفحص الفرضيات المتعلقة بعينتين
  - 9 : 3 : 2 اختبار (ت) لفحص الفرضيات المتعلقة بعينتين.
  - 9 : 4 فحص الفرضيات المتعلقة بالعينات المترابطة او المجموعات المترابطة
  - 9 : 5 استخدام الرمز الاحصائي للعلوم الاجتماعية (SPSS) لاختبار الفرضيات المتعلقة بعينة واحدة وعينتين.
- اسئلة على الفصل التاسع

## التوزيع العيني للمتوسطات واختبار الفرضيات

### Sample Distribution of the Mean and Testing Hypotheses

#### ٩: التوزيع العيني للمتوسطات:

يمكن التأكيد من التوزيع العيني للمتوسطات نظرياً وتجريبياً، ويتم التأكيد نظرياً من التوزيع العيني باستخدام ما يسمى نظرية النهاية المركبة او النظرية الحدية المركزية . Central Limit Theorem

اذ تشير هذه النظرية الى انه اذا كان حجم العينة المسحوبة من المجتمع يساوي او اقل من (30) فان التوزيع العيني يقترب من السواء. اما من الناحية التجريبية فانه يمكن تحديد التوزيع العيني للمتوسطات عن طريق سحب عينات مختلفة من المجتمع. فلو كان لدينا مجتمعاً مكوناً من خمسة افراد وكانت علامات هؤلاء الافراد كما يلي:

٥ ، ٤ ، ٣ ، ٢ ، ١

وسبينا عينة من هذا المجتمع ذات حجم (2)، فان عدد العينات التي يمكن سحبها من هذا المجتمع وحجمها (2) تساوي (25) عينة. واذا ما حسبنا متوسط هذه العينات فان توزيع متوسط العينات يتصرف بالسواء، وان شكل التوزيع العيني يعتمد على شكل توزيع المجتمع. ولو حسبنا متوسط متوسطات العينات فان هذا المتوسط يساوي متوسط المجتمع.  
وبالرجوع الى البيانات السابقة فان العينات والمكونة من (2) والتي تم سحبها من المجتمع ستكون على النحو الآتي:

العينات	المتوسط								
3.0	15	2.5	14	2.0	13	1.5	12	1.0	11
3.5	25	3.0	24	2.5	23	2.0	22	1.5	21
4.0	35	3.5	34	3.0	33	2.5	32	2.0	31
4.5	45	4.0	44	3.5	43	3.0	42	2.5	41
5.0	55	4.5	54	4.0	53	3.5	52	3.0	51

واذا ما جمعنا المتوسطات السابقة فان:

$$\text{متوسط المتوسطات} = \frac{5 + \dots + 2.5 + 2 + 1.5 + 1}{25}$$

$$3 =$$

اما بالنسبة لمتوسط المجتمع بالنسبة للبيانات السابقة فانه يساوي

$$\text{متوسط المجتمع} = \frac{5 + 4 + 3 + 2 + 1}{5}$$

$$3 =$$

اي انه اذا سحبنا جميع العينات الممكنة من المجتمع فان متوسط متوسطات العينات يساوي متوسط المجتمع، وكذلك فان التباين لمتوسطات العينات يساوي تباين المجتمع.

ان العوامل التي تؤثر على شكل التوزيع العيني للمتوسطات تمثل بالآتي:

1- شكل التوزيع بالنسبة للمجتمع.

2- حجم العينة.

فإذا كان التوزيع بالنسبة للدرجات الخام للمجتمع موزعاً سرياً، فإن التوزيع العيني للمتوسطات سوف يكون سرياً بغض النظر عن حجم العينة، ولكن إذا كانت الدرجات الخام بالنسبة للمجتمع ليست موزعة توزيعاً سرياً، فإن شكل التوزيع العيني سوف يعتمد على حجم العينة، لذلك فإن النظرية الحدية المركزية تشير إلى أنه مهما كان توزيع الدرجات الخام بالنسبة للمجتمع فإن التوزيع العيني للمتوسطات سوف يقترب من السواء كلما زاد حجم العينة، فإذا كان حجم العينة يساوي أو أكثر من (30) فإن التوزيع العيني للمتوسطات سوف يقترب من السواء.

## 9: فحص الفرضيات المتعلقة بمتوسط واحد:

إن فحص الفرضيات يتضمن القيام باستدلال حول طبيعة المجتمع المدروس من خلال دراسة عينة مختارة عشوائياً من هذا المجتمع.

لنفرض أن مدير تربية وتعليم في مدينة ما يدعى بأن متوسط معدلات خريجي الثانوية العامة الناجحين في منطقته يساوي  $85 (\bar{M} = 85)$ . هذا الافتراض يعني أن نبرهن على صحته أو خطأه، فلذا للتأكد من صحة أو بطلان هذا الافتراض لابد لنا من دراسة عينة مختارة عشوائياً من هذا المجتمع ونفحص الفرق بين متوسط العينة ( $M$ ) ومتوسط المجتمع ( $\bar{M}$ ). فإذا كان الفرق بين متوسط العينة ومتوسط المجتمع كبير نرفض الفرضية الصفرية وفي هذا تدعيم للفرضية البحثية أو البديلة، أما إذا كان الفرق قليلاً فأننا لا نرفض الفرضية الصفرية وبالتالي فأننا نفشل في تدعيم الفرضية البحثية أو البديلة.

ولنفرض أن باحثاً أراد أن يختبر الفرضية الصفرية السابقة فاختار عشوائياً عينة مكونة من (50) خريجاً، فوجد أن متوسط معدلاتهم في الثانوية العامة ( $M = 83$ ) بانحراف معياري يساوي (6) فهل الفرق بين المتوسط المفترض ( $\bar{M} = 85$ ) والمتوسط الملاحظ او المحسوب ( $M = 83$ ) فرق كبير يؤدي الى رفض الفرضية الصفرية وتدعيم الفرضية

البحثية او البديلة ام انه قليل يؤدي الى قبول الفرضية الصفرية والفشل في تدعيم الفرضية البديلة.

ان فحص الفرضيات يتضمن فحص الفروق بين ما هو مفترض وبين ما هو ملاحظ او محسوب من العينة وسيتم اتباع الخطوات التالية في فحص الفرضيات في هذا الفصل، اذ ان هناك اربع خطوات لفحص الفرضيات الصفرية هي الآتي:

1- وضع الفرضيات.

2- وضع معيار رفض الفرضية الصفرية. (cv) Critical Value

3- حساب الاختبار الاحصائي الملائم.

4- اتخاذ القرار بالنسبة للفرضية الصفرية.

٩:١٢ اختبار (ز) لفحص الفرضيات المتعلقة بمتوسط واحد (عينة كبيرة)

هناك العديد من الافتراضات التي لا بد من تتحققها قبل استخدام هذا الاختبار وهذه الافتراضات تمثل بالآتي:

1- ان يكون الانحراف المعياري للمجتمع معروفاً.

2- ان يكون المجتمع الاصلي يتصرف بالسواء.

3- اذا كان الانحراف المعياري للمجتمع معروف وكان المجتمع لا يتصرف بالسواء فان حجم العينة يجب ان يكون (30) او اكبر.

4- اذا لم يكن الانحراف المعياري للمجتمع معروف فان حجم العينة يجب ان يكون اكبر من (120)، وبالتالي يستخدم الانحراف المعياري للعينة بدلاً من الانحراف المعياري للمجتمع في المعادلة التي ستأتي فيما بعد.

ان معادلة (ز) في هذه الحالة هي على النحو الآتي:

المعادلة (٩:١):

$$Z = \frac{\bar{X} - \mu_0}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}}$$

$$z = \frac{\bar{x} - \mu}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}}$$

مثال (٩:١) قرأ باحث في دليل احد الاختبارات ان متوسط اداء طلبة الثانوية العامة في الفرع العلمي يساوي 85 بانحراف معياري يساوي (6)، فاذا أراد هذا الباحث ان يرى

فيما اذا كان اداء الطلبة في مدینته يختلف عن متوسط الاداء العام، فاختار عينة عشوائية مؤلفة من (50) طالباً، واستخرج متوسط ادائهم في الثانوية العامة فوجد انه يساوي (83)، افحص الفرضية الصفرية مقابل البديلة مستخدماً ( $\alpha = 0.05$ ).

الحل:

1- وضع الفرضيات:

ان مصطلح فرضية له معنى محدد في الاحصاء الاستدلالي فالفرضية التي تختبر احصائياً تسمى بالفرضية الصفرية Null Hypothesis وهي تعني انه لا توجد فروق ذات دلالة احصائية بين متوسطات مجموعات الدراسة. وبالرجوع الى المثال السابق والذي افترض فيه الباحث بان متوسط معدلات خريجي الثانوية العامة في منطقته يساوي 85 وهذا افتراض لابد من اقامته الدليل على صحته او بطلانه، وبالتالي فان الفرضية الصفرية تكتب على النحو الآتي:

الفرضية الصفرية:

$$H_0: \mu = 85 \quad \text{او} \\ \mu - 85 = \text{zero} \quad \text{او} - 85 = \text{صفر}$$

ونحن في العادة نفحص الفرضية الصفرية مقابل الفرضية البديلة غير المتجهة في هذا السؤال (عديمة الاتجاه)، وهذه الفرضية تكتب على النحو الآتي:

فرضية بديلة عديمة الاتجاه:

$$H_a: \mu \neq 85 \quad \text{او} \\ \mu - 85 \neq \text{zero} \quad \text{او} - 85 \neq \text{صفر}$$

اما اذا كانت الفرضية البديلة متجهة اي اتنا اذا اشرنا في السؤال السابق الى ان متوسط العينة اقل او اكثرا من متوسط المجتمع فان الفرضية البديلة تكتب على النحو الآتي:

$$H_a: \mu < 85 \quad \text{او} \\ \mu - 85 < \text{zero} \quad \text{او} - 85 > \text{صفر} \\ H_a: \mu > 85 \quad \text{او} \\ \mu - 85 > 85 \quad \text{او} 85 < 85 - \text{او}$$

وإذا عدنا إلى المثال السابق فإن الفرضية الصفرية والفرضية البديلة تكتب على النحو الآتي:

$$H_0: \mu = 85$$

$$\sigma = 85$$

$$H_a: \mu \neq 85$$

$$\sigma \neq 85$$

## 2- وضع محك رفض الفرضية الصفرية:

بعد أن يضع الباحث الفرضية الصفرية والفرضية البديلة عليه أن يحدد مستوى الدلالة ( $\alpha$ ) والتي تعرف بانها احتمال الوقوع في الخطأ من النوع الاول، وعادة ما يقوم الباحث بتحديد مستوى الدلالة قبل ان يقوم بجمع البيانات، وأكثر مستويات الدلالة استداماً في العلوم الانسانية ( $\alpha = 0.05$ ) او ( $\alpha = 0.01$ ) ثم لا بد من تحديد نوع الفرضية البديلة والاختبار الاحصائي. وإذا ما رجعنا الى المثال السابق، فاذا كانت ( $\alpha = 0.05$ ) والفرضية البديلة غير متوجهة، وبما ان التباين للمجتمع معروف فإن الاختبار الذي يستخدم هو اختبار (ز)، وبالرجوع الى جدول التوزيع السوي الموجود في الملحق (2) فإن قيمة (ز) عند  $\alpha / 2 = 0.025$  تساوي  $\pm 1.96$  اي ان منطقة الرفض تقع على جانبى المنحنى (ز) =  $1.96+$  ،  $z = -1.96$  بمعنى ان قيمة (ز) المحسوبة اذا كانت موجبة تقارن مع  $z = +1.96$  فاذا كانت مساوية او اعلى نرفض الفرضية الصفرية وهذا تدعيم للفرضية البديلة أما اذا كانت اقل من  $-1.96$  فإننا نرفض الفرضية الصفرية اي نفشل في تدعيم الفرضية البديلة. اذا كانت ز المحسوبة تساوي (-) قيمة معينة فاننا نقارنها مع  $z = -1.96$  فاذا كانت قيمة (ز) المحسوبة تساوي او اقل من  $-1.96$  فاننا نرفض الفرضية الصفرية وهذا تدعيم للفرضية البديلة أما اذا كانت اكبر من  $+1.96$  فإننا لا نرفض الفرضية الصفرية أي نفشل في تدعيم الفرضية البديلة. ان الاختبار الاحصائي (ز) في مثل هذه الحالة يسمى اختبار (ز) ذو نهايتين (two - tailed test) وبالتالي قسمت  $\alpha$  على 2.

## 3- حساب قيمة الاختبار الاحصائي:

بعد وضع الفرضيات وتحديد الاختبار الاحصائي والقيمة الحرجة فاننا نأتي الى الخطوة الثالثة والمتعلقة بتحليل البيانات وفي مثل هذه الحالة فاننا نستخدم اختبار (ز) وبالتالي نطبق المعادلة (9:1) وذلك على النحو الآتي:

$$z = \frac{85 - 83}{\sqrt{\frac{6}{50}}}$$

$$2.353 =$$

4- القراء:

بما ان (ز) المحسوبة والتي تساوي (2.353) اقل من (ز) الحرجة المستخرجة من الجدول والتي تساوي 1.96، فاننا نرفض الفرضية الصفرية ونقول ان هناك فرقاً ذي دلالة بين متوسط العينة ومتوسط المجتمع وهذا الفرق لصالح متوسط المجتمع لانه أعلى. والسؤال المطروح ماذا لو اردنا ان نقدر متوسط المجتمع ضمن فترة. وحتى نقدر متوسط المجتمع ضمن ما يسمى فترة الثقة فاننا نستخدم المعادلة الآتية:

المعادلة (2:9):

$$CI = \bar{X} \pm Z_{\alpha/2} \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$$

$$\text{فترة الثقة} = \bar{X} \pm Z_{\alpha/2} \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$$

وبالرجوع الى البيانات السابقة الواردة في المثال وبنطبيق المعادلة (2:9) فإن:

$$\text{فترة الثقة} = 0.85 \pm 1.96 \times 83$$

$$= 1.666 \pm 83$$

$$= 84.666 - 81.334$$

اي انا واثقين 95% بان متوسط المجتمع سوف يقع بين 81.334 و 84.666 . وبما ان متوسط المجتمع والذي يساوي 85 لم يقع بين هاتين القيمتين، فاننا نرفض الفرضية الصفرية وهذا يتوقف مع ما تمت الاشارة اليه في القرار السابق.

## 2:9 اختبار (ت) لفحص الفرضيات المتعلقة بمتوسط واحد (عينة ذات حجم قليل)

لقد اشرنا سابقاً الى الشروط او الافتراضات الواجب تتحققها قبل استخدام اختبار (ز) اما اذا لم تتوفر الشروط السابقة فان الاختبار الذي يستخدم وخاصة عندما يكون حجم العينة اقل من (30) فهو اختبار (Student's t).

اما بالنسبة للحالات التي يستخدم فيها اختبار (ت) فتتمثل بالآتي:

- 1- عندما يكون الانحراف المعياري للمجتمع غير معروف، و
- 2- حجم العينة اقل من 120 و
- 3- افتراض ان المجتمع يتصرف بالتساوء.

اما بالنسبة للمعادلة التي تستخدم في مثل هذه الحالة فهي على النحو الآتي:

(3:9) المعادلة

$$t = \frac{X - \mu}{\frac{s}{\sqrt{N}}}$$

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

اذ  $\bar{x}$  = الانحراف المعياري للعينة.

ان توزيع ( $t$ ) ليس كالتوزيع السوي من حيث ان التوزيع السوي هو توزيع واحد اما بالنسبة لتوزيع ( $t$ ) فهو عبارة عن عدة توزيعات. وشكل اي توزيع من هذه التوزيعات يعتمد على حجم العينة او بدرجة ادق على درجات الحرية والتي هي عبارة عن  $(n - 1)$  في حالة العينة الواحدة، وعندما تكون درجات الحرية ما لا نهاية فان توزيع ( $t$ ) هو نفسه توزيع ( $Z$ ).

ان درجات الحرية تشير الى حرية البيانات لان تختلف او تتغير، اي ان درجات الحرية مساوٍ لعدد المشاهدات التي لها حرية التغيير.

مثال (9:2): على فرض ان المتوسط العام لاداء طلبة الجامعة في مهارات الحاسوب يساوي (75) ويعتقد احد مدرسي الحاسوب ان اداء طلبة شعبته يختلف عن المتوسط العام لاداء طلبة الجامعة في هذه المادة، لذلك اختار عينة من طلبة شعبته تساوي (25) وحسب متوسط اداء العينة المكونة من (25)، فوجد ان متوسط ادائهم يساوي (80) بانحراف معياري يساوي (10). افحص الفرضية الصفرية مستخدماً ( $\alpha = 0.05$ ).

الحل:

1- وضع الفرضيات:

ان الفرضية الصفرية في المثال السابق هي:

H<sub>0</sub>:  $\mu = 75$

$\mu = 75$

والفرضية البديلة هي:

H<sub>a</sub>:  $\mu \neq 75$

$\mu \neq 75$

2- محك رفض الفرضية الصفرية:

قبل تحديد المحك لرفض الفرضية الصفرية فانه لا بد من تقدير الاحصائي المستخدم، ان الاحصائي المستخدم في مثل هذه الحالة هو اختبار ( $t$ ) لعينة واحدة وذلك لان:

- 1- الانحراف المعياري للمجتمع غير معروف.
- 2- حجم العينة اقل من (120).

وعلى فرض ان المجتمع الذي سحبت منه العينة يتصرف بالتساوي فان الاختبار (ت) هو الذي يستخدم.

ان ايجاد قيمة (ت) الحرجية يتطلب معرفة ما يلي:

- 1- درجات الحرية وفي المثال السابق فان درجات الحرية تساوي ( $n - 1$ ) وتساوي (25-1)، وتساوي (24).

2- قيمة ( $\alpha$ ), وفي المثال السابق فان قيمة ( $\alpha$ ) المطلوبة تساوي (0.05)، وبما ان الفرضية البديلة عديمة الاتجاه او غير متوجهة فإننا نذهب للملحق (3) ونقرأ القيمة المقابلة لدرجات حرية (24) و  $\alpha = 0.05$  عند اختبار ذو النهايتين (two-tailed test) وبالرجوع الى المثال السابق فان قيمة (ت) الحرجية بدرجات حرية 24 و  $\alpha = 0.05$  من جدول توزيع (ت) الموجود في الملحق (3) تساوي  $2.064 \pm$ .

### 3- حساب قيمة الاحصائي:

لإيجاد قيمة (ت) المحسوبة فاننا نلجأ الى المعادلة (3:9) وبالتالي فان قيمة (ت) هي

على النحو الآتي:

$$t = \frac{75 - 80}{\sqrt{\frac{10}{25}}}$$

$$= \frac{5}{\sqrt{\frac{10}{5}}}$$

$$= 2.5$$

### 4- القرار:

بما ان قيمة (ت) المحسوبة والمساوية لـ (2.5) اكبر من قيمة (ت) الحرجية والتي تساوي 2.064. فاننا نرفض الفرضية الصفرية، ونقول ان هناك فرقا ذا دلالة عند مستوى ( $\alpha = 0.05$ ) بين متوسط اداء طلبة شعبة مهارات الحاسوب ومتوسط اداء طلبة الجامعة في المادة نفسها وهذا الفرق لصالح طلبة الشعبة.

والسؤال المطروح هنا ايضاً ماذا لو اردنا ان نقدر متوسط المجتمع ضمن فترة تقدير او متوسط المجتمع ضمن ما يسمى فترة الثقة في حالة استخدام اختبار (ت) فاننا نستخدم المعادلة الآتية:

المعادلة (4:9)

$$\text{فترة الثقة} = M \pm \frac{t_{\alpha/2}}{2} \cdot \frac{S}{\sqrt{N}}$$

$$CI = X_{\alpha/2} \pm t_{df} \cdot \frac{S}{\sqrt{N}}$$

وبتطبيق المعادلة (4:9) على البيانات الواردة في المثال السابق، فان فترة الثقة تساوي:

$$\text{فترة الثقة} = 2.064 \pm \frac{10}{\sqrt{25}}$$

$$2 \times 2.064 \pm 80 =$$

$$84.128 - 75.872 =$$

اي اثنتين 95% بان متوسط المجتمع يقع ما بين 75.872 و 84.128.

وبما ان متوسط المجتمع لا يقع ضمن هذه الفترة اذاً نرفض الفرضية الصفرية.

### 9: اختبار الفرضيات التي تحتوي على عينتين او مجموعتين

اذا اراد الباحث ان يقارن بين متوسط التحصيل في الرياضيات عند المجموعة التي تعرضت لطريقة التعليم المبرمج ومتوسط التحصيل في الرياضيات عند المجموعة التي تعرضت لطريقة المحاضرة، فان الباحث هنا قد يستخدم اختبارات احصائية تتعلق بايجاد الفرق بين متوسطي مجموعتين.

ان الاختبارات التي قد تستخدم في مثل هذه الحالة على سبيل المثال لا الحصر وخاصة في حالة الاختبارات العلمية هي الآتي:

1- اختبار (ز) لفحص الفرضيات المتعلقة بعينتين.

2- اختبار (ت) لفحص الفرضيات المتعلقة بعينتين.

### 9:3: اختبار (ز) لفحص الفرضيات المتعلقة بعينتين

ان استخدام اختبار (ز) يتطلب تحقيق العديد من الافتراضات وذلك كما هو الحال في حالة العينة الواحدة وكما اشرنا سابقاً.

ان الافتراضات التي يجب تحقيقها في حالة اختبار (ز) لعينتين هي على النحو الآتي:

1- الانحراف المعياري للمجتمع الاول والمجتمع الثاني معروف، و

2- ان المجتمعين يتصنفان بالسواء.

3- اذا كان الانحراف المعياري للمجتمعين معروف ولكن لا يتصنف المجتمعان بالسواء فان حجم العينة الاولى يجب ان يكون اكبر من 30 وحجم العينة الثاني اكبر من 30 أيضاً.

4- اذا كان الانحراف المعياري للمجتمعين غير معروف وكان حجم العينة الاولى اكثراً من 120 وحجم العينة الثانية اكثراً من 120.

واذا تم تحقيق الافتراضات السابقة فان المعادلة التي تستخدم في مثل هذه الحالة

هي:

المعادلة (5:9)

$$Z = \frac{\bar{X}_1 - \bar{X}_2}{\sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}}} = \frac{\bar{X}_1 - \bar{X}_2}{\sqrt{\frac{\sigma^2}{n_1 + n_2}}}$$

مثال (3:9): اراد باحث ان يقارن بين طريقة التعليم البرمج وطريقة المحاضرة من حيث تأثيرهما على تحصيل الطلبة في الرياضيات فاختار عينة ملوفة من 72 طالباً قام بتوزيعهم بشكل عشوائي وبالتساوي الى مجموعتين وبعد ان عرض احداهما لطريقة التعليم البرمج والمجموعة الاخرى لطريقة المحاضرة، طبق عليهما اختباراً تحصيليًّا في الرياضيات، وحصل على البيانات الآتية (هذا مع العلم بأن الانحراف المعياري للمجتمعين يساوي 10).

$$\bar{X}_1 = 80 \quad \bar{X}_2 = 85$$

افحص الفرضية الصفرية مستخدماً ( $\alpha = 0.05$ )

الحل:

1- وضع الفرضيات:

ان الفرضية الصفرية في المثال السابق هي:

$$H_0: \mu_1 = \mu_2$$

$$\bar{X}_1 = 80$$

والفرضية البديلة هي:

$$H_a: \mu_1 \neq \mu_2$$

$$\bar{X}_2 = 85$$

## 2- محك رفض الفرضية الصفرية:

كما اشرنا سابقاً فان تحديد المحك لرفض الفرضية الصفرية يتطلب معرفة الاحصائي المستخدم. والاحصائي المستخدم في مثل هذه الحالة هو اختبار (ز) لعينتين وذلك لأن:

1- الانحراف المعياري للمجتمعين معروف.

2- افتراض ان المجتمعين والذين تم سحب العينات منهما يتصفان بالسواء.

وبما ان اختبار (ز) هو الذي سوف يستخدم فاننا نجد قيمة (ز) الحرجة من جدول التوزيع السوي الموجود في الملحق (1:2) وعند مستوى ( $\alpha = 0.025 = 0.05 / 2$ ).

والسبب في قسمة ( $\alpha$ ) على (2) لأن الفرضية البديلة عديمة الاتجاه. فقيمة (ز) الحرجة من الجدول تساوي  $\pm 1.96$  في هذه الحالة.

3- حساب قيمة الاختبار الاحصائي:

بعد وضع الفرضيات وتحديد الاختبار الاحصائي والقيمة الحرجة فاننا نأتي الى الخطوة الثالثة المتعلقة بتحليل البيانات وفي مثل هذه الحالة وكما اشرنا نستخدم اختبار (ز) وبالتالي تطبق المعادلة (9:5) على النحو الآتي:

$$\begin{aligned} z &= \frac{80 - 85}{\sqrt{\frac{100}{36} + \frac{100}{36}}} \\ &= \frac{5}{\sqrt{2.36}} \\ &= 2.12 \end{aligned}$$

4- القرار: بما ان قيمة (ز) المحسوبة تساوي (2.12+) وهي اكبر من قيمة (ز) الحرجة (1.96+). فاننا نرفض الفرضية الصفرية وتقول ان هناك فرقاً ذا دلالة احصائية عند مستوى ( $\alpha = 0.05$ ) بين متوسط اداء الطلبة الذين تعرضوا لطريقة التعليم المبرمج ومتوسط اداء الطلبة الذين تعرضوا لطريقة الحاضرة.

والسؤال المطروح ماذا لو اردنا ان نقدر متوسط الفرق بين مجتمعين ضمن فترة.

لتقدير فترة الثقة بالنسبة لعينتين باستخدام اختبار (ز) فاننا نستخدم المعادلة التالية:

المعادلة (9:6)	$X_1 - X_2 \pm Z_{\alpha/2} \sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}}$
----------------	---

وبالرجوع الى البيانات السابقة والواردة في المثال (3:9) فان:

$$\begin{aligned} \frac{100}{36} + \frac{100}{36} & \left| \begin{array}{l} 1.96 \pm 80 - 85 \\ 2.36 - 1.96 \pm 5 \\ 4.63 \pm 5 \\ 9.63 - 0.37 = \end{array} \right. \\ & 1.96 \pm 5 \\ & 4.63 \pm 5 \\ & 9.63 - 0.37 = \end{aligned}$$

اي اننا واثقين 95% من ان فترة الثقة والتي تتراوح ما بين 0.37 و 9.63 سوف تحتوي على القيمة الحقيقية لفرق بين م1 و م2 (متوسطي المجتمعين).

### 3:9 اختبار (ت) لفحص الفرضيات المتعلقة بعينتين

هناك العديد من الاسئلة التي بحاجة الى اجابة قبل استخدام اختبار (ت)، وهذه الاسئلة تتمثل بالآتي:

1- هل تباين المجتمع الاول وتباين المجتمع الثاني معروف؟ اذا كانت الاجابة لا، فان السؤال الثاني الذي يطرح هو:

2- هل حجم العينة الاولى اكبر من 120 وحجم العينة الثانية اكبر من 6120 اذا كانت الاجابة لا، يطرح السؤال الثالث.

3- هل تباين المجتمع الاول والمقدر من العينة الاولى مساوٍ لتباين المجتمع الثاني والمقدر من العينة الثانية؟ اذا كانت الاجابة نعم يتم استخدام اختبار (ت) للتجانس في التباين، اما اذا كانت الاجابة لا فانه يستخدم اختبار (ت) لعدم التجانس في التباين.

هناك العديد من الافتراضات التي يقوم عليها استخدام اختبار (ت) للعينات المستقلة منها:

1- ان العينتين تم اختيارهما بشكل عشوائي من المجتمع الخاص بكل عينة.

2- ان المجتمعين يتصفان بالسواء.

3- الملاحظات او البيانات ضمن كل عينة مستقلة عن بعضها البعض.

4- العينات تم توزيعها بشكل عشوائي الى المجموعتين.

5- تباين المجتمع الاول يساوي تباين المجتمع الثاني.

ان الافتراضات السابقة ما عدا الافتراض رقم (5) يمكن التأكد من تحققتها من خلال

الاجراءات التي يقوم بها الباحث، اما الافتراض الخامس فيمكن التأكيد منه من خلال استخدام اختبارات فحص التجانس وهي عديدة وسنكتفي هنا بالاشارة الى اختبار  $F_{max}$  لفحص التجانس في التباین.

ان فحص التجانس في التباین يمكن ان يتم من خلال استخدام المعادلة الآتية:

المعادلة (5:9)

$$F_{max} = \frac{\sigma^2_{largest}}{\sigma^2_{smallest}}$$

التباین الاصغر	= $_{max}$
التباین الاكبر	= $_{max}$

فإذا كان تباین المجتمع الاول يساوي 100 وتباين المجتمع الثاني يساوي 64 وعدد افراد العينة الاولى يساوي 26 وعدد افراد العينة الثانية يساوي 25 فان:

$$\frac{100}{64} = \frac{max}{max}$$

$$1.56 =$$

ان قيمة  $F_{max}$  المحسوبة يتم مقارنتها مع  $F_{max}$  الحرجية من جدول  $F_{max}$  الموجودة في (الملحق) وذلك باستخدام درجات حرية البسط وفي مثل هذه الحالة تساوي (1-26) اي 25، ودرجات حرية المقام وفي مثل هذه الحالة تساوي (1-25) اي 24، كذلك يتطلب استخدام الجدول لمعرفة  $\alpha$ ، وعلى فرض ان ( $\alpha = 0.01$ ) فان قيمة  $F_{max}$  الحرجية تساوي 5.05 من الجدول ، وبما ان قيمة  $F_{max}$  المحسوبة والمساوية (1.56) اقل من  $F_{max}$  الحرجية فانتا نفشل في رفض الفرضية الصفرية ونقول ان تباین المجتمع الاول يساوي تباین المجتمع الثاني اي ان  $\sigma^2_1 = \sigma^2_2$

وهنا نستطيع ان نستخدم (ت) للتجانس في التباین.

ان اختبارات (ت) الذي يستخدم في حالة كون العينتين مستقلتين يمكن حسابه من خلال استخدام المعادلة الآتية:

المعادلة (6:9)

$$t = \frac{X_1 - X_2}{\sqrt{\sigma^2_{pooled} \left( \frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2} \right)}}$$

$$t = \frac{2^{\bar{x}} - 1^{\bar{x}}}{\sqrt{\left( \frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2} \right)^2 \text{لتباین العینتين}}}$$

ان  $\sigma^2_{\text{متباين العينتين}}$  هو عبارة عن المتوسط الموزون لمتباين العينتين (pooled Variance Es-<sup>estimated</sup>) وهذا المتباين يتم حسابه باستخدام المعادلة (7:9).

المعادلة (7:9)

$$\sigma^2_{\text{للمتباين العينتين}} = \frac{(n_1 - 1) \sigma^2_1 + (n_2 - 1) \sigma^2_2}{(n_1 - 1) + (n_2 - 1)}$$

$$\delta^2_{\text{spooled}} = \frac{(n_1 - 1) \delta_1^2 + (n_2 - 1) \delta_2^2}{(n_1 - 1) + (n_2 - 1)}$$

حيث ان  $\sigma^2_1$  = متباين المجتمع الاول والمقدر من العينة الاولى.

$\sigma^2_2$  = متباين المجتمع الثاني والمقدر من العينة الثانية.

$n_1$  = عدد افراد العينة الاولى.

$n_2$  = عدد افراد العينة الثانية.

مثال (4:9): على فرض ان احد الباحثين اراد ان يدرس اثر طريقة الحاسوب وطريقة النقاش على التحصيل في اللغة الانجليزية عند عينة من طلبة الصف الثامن فاختار عينة عشوائية من (50) طالباً قام بتوزيعهم عشوائياً الى الطريقتين بالتساوي، اي بمعدل (25) طالباً لكل مجموعة، وبعد ان تم تعريض كل مجموعة لطريقة من الطرق، طبق عليهم اختباراً تحصيليًّا في اللغة الانجليزية، وحصل على البيانات الآتية:

$$\bar{x}_1 = 70 \quad \bar{x}_2 = 75$$

$$s^2_1 = 6 \quad s^2_2 = 8$$

المطلوب: افحص الفرضية الصفرية عند مستوى ( $\alpha = 0.05$ ). مقابل الفرضية البديلة

الحل:

1- وضع الفرضيات:

ان الفرضية الصفرية في المثال السابق هي على النحو الآتي:

$$H_0: \mu_1 = \mu_2 \quad H_1: \mu_1 \neq \mu_2$$

والفرضية البديلة هي: غير متوجهه في هذا المثال

$$H_0: \mu_1 = \mu_2 \quad H_1: \mu_1 \neq \mu_2$$

## 2- محك رفض الفرضية الصفرية أو القيمة الحرجه: (Critical Value)

ان تحديد محك رفض الفرضية الصفرية يتطلب معرفة الاحصائي المستخدم، والاحصائي المستخدم في مثل هذه الحالة هو اختبار (ت) لعينتين مستقلتين وذلك لأن البيانات للمجتمعين غير معروف وحجم العينة الاول اقل من 120 وكذلك حجم العينة الثاني وللإجابة عن السؤال هل تباين المجتمع الاول والمقدر من العينة الاولى يساوي تباين المجتمع الثاني والمقدر من العينة الثانية، فاننا بحاجة الى استخدام المعادلة (9:5) لفحص التجانس في التباين، وبالرجوع الى البيانات الواردة في المثال فان:

$$F_{\max} = \frac{64}{36}$$

$$1.77 =$$

وباستخدام جدول  $F_{\max}$  الوارد في (الملحق 24) ومقام (24) وعند درجات حرية بسط (24) ومقام  $\alpha = 0.01$  فان  $F_{\max}$  الحرجة تساوي 5.05 . وبما ان قيمة  $F_{\max}$  المحسوبة تساوي 1.77 اقل من  $F_{\max}$  الحرجة فاننا نفشل في رفض الفرضية الصفرية ونقول ان هناك تجانس في التباين. وبالتالي نستخدم (ت) للتجانس في التباين، بعد ذلك نجد قيمة (ت) الحرجة من جدول (ت) وبدرجات حرية  $(n_1 - 1) + (n_2 - 1)$ ، وفي هذا السؤال فان درجات الحرية تساوي (48) وباستخدام  $\alpha = 0.05$ ، عند اختيار ذو النهايتين two-tailed لأن الفرضية البديلة غير متجهة، ان هذه القيمة تساوي  $(\pm 2.015)$ . اي ان اذا كانت قيمة (ت) المحسوبة من المعادلة تساوي او اكبر من  $(= 2.015)$  او تساوي او اقل من  $-2.015$  فاننا نرفض الفرضية الصفرية ونقول ان هناك فرقاً ذا دلالة احصائية عن مستوى  $(\alpha = 0.05)$  بين متواسطي العينتين.

## 3- حساب قيمة الاختبار الاحصائي:

كما اشرنا سابقاً فان الاختبار الاحصائي الذي يستخدم هو اختبار (ت) لعينتين مستقلتين، وبنطبيق المعادلة (9:6) على البيانات الواردة في المثال (9:4) فان:

$$t = \frac{70 - 75}{\sqrt{\left(\frac{1}{25} + \frac{1}{25}\right)p^2}}$$

$$p = \frac{36(1 - 25) + 64(1 - 25)}{(1 - 25) + (1 - 25)}$$

$$\frac{864 + 1536}{48} =$$

$$\frac{2400}{48} =$$

$$50 =$$

$$\text{اذا } t = \frac{5}{\left( \frac{1}{25} + \frac{1}{25} \right) 50}$$

$$t = \frac{5}{2}$$

$$2.5 =$$

- القرار: بما ان قيمة (ت) المحسوبة والمساوية لـ 2.5+ اكبر من قيمة (ت) الحرجة والمساوية لـ 2.015 فاننا نرفض الفرضية الصفرية ونقول ان هناك فرقاً ذا دلالة احصائية بين متوسط التحصيل في اللغة الانجليزية عند الطلبة الذين تعرضوا لطريقة الحاسوب ومتوسط التحصيل في اللغة الانجليزية عند الطلبة الذين تعرضوا لطريقة المناقشة وهذا الفرق لصالح الذين تعرضوا لطريقة الحاسوب لأن متوسط تحصيلهم اعلى. والسؤال المطروح ماذا لو اردنا ان نقدر متوسط الفرق بين المجتمعين ضمن فترة. لتقدير فترة الثقة بالنسبة لعينتين باستخدام اختبار (ت) فاننا نستخدم المعادلة الآتية:

المعادلة (8:9)

$$\text{فترة الثقة} = \bar{x}_1 - \bar{x}_2 \pm t_{\alpha/2} \text{ درجات الحرية} \left( \frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2} \right)^{-1/2}$$

$$CI = \bar{X}_1 - \bar{X}_2 \pm t_{\alpha/2} df. \sqrt{S^2_{\text{pooled}} \left( \frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2} \right)}$$

وبالرجوع الى البيانات الواردة في المثال (4:9) فان:

$$\text{فترة الثقة} = 75 - 70 \pm 2.015 \left( \frac{1}{25} + \frac{1}{25} \right) 50$$

$$2 \times 2.015 \pm 5 =$$

$$4.03 \pm 5 =$$

$$9.03 \quad 0.97 =$$

اي اننا واثقين 95% بان فترة الثقة والتي تتراوح ما بين 0.97 و 9.03 سوف تحتوي على القيمة الحقيقية لفرق بين متوسطي المجتمعين.

ان اختبار (ت) السابق يستخدم عندما يكون هناك تجانس في التباين اما اذا لم يكن هناك تجانس في التباين فاننا سنستخدم اختبار (ت) لعدم التجانس وذلك باستخدام المعادلة الآتية:

المعادلة (8:9):

$$t' = \frac{x_1 - x_2}{\sqrt{\frac{s_1^2}{n_1} + \frac{s_2^2}{n_2}}} \quad t = \frac{2m - 1}{\sqrt{\frac{2^2}{n_1} + \frac{2^2}{n_2}}}$$

اما بالنسبة لدرجات الحرية فاننا نستخرج درجات الحرية من خلال استخدام المعادلة الآتية:

المعادلة (9:9):

$$df' = \frac{\left( \frac{s_1^2}{n_1} + \frac{s_2^2}{n_2} \right)^2}{\frac{\left( \frac{s_1^2}{n_1} \right)^2}{n_1 - 1} + \frac{\left( \frac{s_2^2}{n_2} \right)^2}{n_2 - 1}} \quad \text{درجات الحرية} = \frac{2^2 \left[ \frac{2^2}{n_1} + \frac{2^2}{n_2} \right]}{\frac{2^2 \left( \frac{2^2}{n_1} \right)^2}{n_1 - 1} + \frac{2^2 \left( \frac{2^2}{n_2} \right)^2}{n_2 - 1}}$$

#### 4: فحص الفرضيات المتعلقة بالعينات المترابطة او المجموعات المترابطة

لقد اشرنا سابقا الى اختبار (ت) للعينات المستقلة، وتسمى العينات عينات مستقلة اذا كان اختيار الفرد في المجموعة الاولى لن يؤثر على اختيار الفرد في المجموعة المقابلة، اي ان اختيار الفرد في المجموعة الثانية لا يعتمد على اختيار الفرد في المجموعة الاولى، ولكن هناك حالات تتطلب استخدام عينات مترابطة وخاصة عندما نريد ضبط تأثير العوامل الخارجية، وبالتالي فانه يتم اختيار الافراد على شكل ازواج متاظرة حتى نستطيع ان نعزى الفرق بين المجموعتين الى المتغير المستقل وليس الى اي شيء اخر.

ان توفر العينات المعتمدة (Correlated Groups) يكون في الحالات الآتية:

1- ملاحظة كل فرد في الطرف التجاري والضابط، اي الحصول على ما يسمى بالقياسات المكررة (Repeated Measures).

## التوزيع العيني للمتوسطات و اختيار الفرضيات

- 2- مزاوجة كل فرد في الظرف التجاري مع كل فرد بالظرف الضابط- Subject Match- (Subject matching) تبعاً لأحد المتغيرات.
- 3- الحصول على مجموعات من التوائم المتطابقة والعمل على تحصيص أحدهما بشكل عشوائي إلى المجموعة التجريبية والأخرى إلى المجموعة الضابطة.
- 4- الحصول على ازواج من المفحوصين متكافئين من مثل ازواج وزوجات او شركاء في مهنة ما. ان اختبار (ت) للعينات المعتمدة او المترابطة يمكن حسابه من خلال استخدام المعادلة الآتية:

$$t = \frac{\bar{D}}{\frac{Sd}{\sqrt{n}}} \quad \text{المعادلة (9:9)}$$

اذ ان  $\bar{D}$  = متوسط الفرق بين الاختبار القبلي والاختبار البعدي  
 $Sd$  = الانحراف المعياري للفرق  
 $n$  = حجم العينة

اما بالنسبة لدرجات الحرية في حالة المجموعات المترابطة فانها تساوي (عدد الازواج -1).  
 مثال (9:5): اراد باحث ان يدرس تأثير معالجة معينة على تحسين الاداء عند مجموعة من الافراد يعانون من ضعف في مهارات الحاسوب. فاختار عينة مؤلفة من (10) افراد وطبق عليهم اختباراً قبلياً قبل تعریضهم للبرنامج (المعالجة)، ثم طبق عليهم اختبار بعدياً بعد المعالجة، وقد حصل الباحث على البيانات الآتية:

الافراد	علامات الاختبار القبلي	علامات الاختبار البعدي	$D^2$	$D$
1	5	8	9	3+
2	4	6	4	2+
3	6	8	4	2+
4	3	5	4	2+
5	5	7	4	2+
6	6	6	0	0
7	2	4	4	2+
8	5	6	1	1+
9	6	8	4	2+
10	7	7	0	0
16	34			

الحل:

### 1- وضع الفرضية:

ان الفرضية الصفرية في حالة المثال السابق هي على النحو الآتي:

$$H_0: \mu_1 = \mu_2 = \text{zero}$$

اما الفرضية البديلة فهي على النحو الآتي: لأنها بديله عديمة الاتجاه

$$H_a: \mu_1 - \mu_2 \neq \text{zero}$$

### 2- تحديد محك رفض الفرضية الصفرية:

قبل ان نحدد محك رفض الفرضية الصفرية. لا بد من تقرير الاحصائي المستخدم، ان الاحصائي المستخدم هو عبارة عن اختبار (ت) للعينات المترابطة وذلك لأن الباحث تعامل مع مجموعة واحدة طبق عليها اختباراً قبلياً ثم طبق عليها بعد المعالجة اختبار بعدياً اي ان المجموعة هي نفسها.

اما بالنسبة لقيمة (ت) الحرجية فاننا نجد هذه القيمة باستخدام درجات حرية (10-1) اي ( $\alpha = 0.05$ ) ، والفرضية البديلة غير متوجهة.

وبالرجوع الى جدول توزيع (ت) فان قيمة (ت) الحرجية بدرجات حرية (9) و ( $\alpha = 0.05$ ) تساوي  $\pm 2.262$ ، اي اننا نرفض الفرضية الصفرية اذ كانت قيمة (ت) المحسوبة تساوي او اكبر من  $2.262$  او تساوي او اقل من  $-2.262$ .

### 3- ايجاد قيمة الاختبار الاحصائي:

من اجل ايجاد قيمة (ت) للعينات المترابطة والبيانات الواردة في المثال (9:5) فاننا بحاجة اولاً لايجاد الآتي:

$$\begin{aligned} & \left| \frac{\frac{\sum d^2 - (\sum d)^2}{n}}{n-1} \right| = \text{ا - الانحراف المعياري (عد)} \\ & \left| \frac{\frac{16 \times 16}{10} - 34}{9} \right| = \end{aligned}$$

$$\overline{0.933} =$$

$$0.966 =$$

$$ب - د = \frac{مجد}{ن}$$

$$\frac{16}{10} =$$

$$1.6 =$$

وبتطبيق المعادلة (9:9) إن:

$$ت = \frac{1.6}{\sqrt{\frac{0.966}{10}}} =$$

$$5.16 =$$

4- القرار: وبما ان قيمة (ت) المحسوبة والمساوية لـ 5.16 اعلى من قيمة (ت) الحرجة والمساوية لـ 2.262، فاننا نرفض الفرضية الصفرية. ونقول ان هناك اثراً ذا دلالة عند مستوى ( $\alpha = 0.5$ ) للمعالجة ولا يجاد فترة الثقة بالنسبة للعينات المعتمدة فاننا نلجأ الى المعادلة الآتية:

المعادلة (10:9)

$$\text{فترة الثقة} = د \pm (ت_{\alpha/2} \text{ درجات الحرية}) \times \frac{س_D}{\sqrt{n}}$$

$$CI = D \pm t_{\alpha/2} df. \frac{S_D}{\sqrt{n}}$$

وبتطبيق هذه المعادلة على البيانات الواردة في المثال (5:9) فان:

$$\text{فترة الثقة} = \frac{0.966}{\sqrt{10}} \times 2.262 \pm 1.6$$

$$0.31 \times 2.262 \pm 1.6 =$$

$$0.70 \pm 1.6 =$$

$$2.3 - 1.29 =$$

اي اني واثقين 95% بأن فترة الثقة والتي تتراوح ما بين 1.29 و 2.3 سوف تحتوي على القيمة الحقيقية لفرق بين متوسطي الاختبار القبلي والاختبار البعدي في المجتمع.

## 5: استخدام برنامج الرزم الاحصائية للعلوم الاجتماعية (SPSS) لفحص الفرضيات المتعلقة بالعينات

1- فحص الفرضيات المتعلقة بعينتين باستخدام اختبار (ت) لعدم التجانس في التباين: مثال: على فرض ان احد الباحثين اراد ان يدرس اثر طريقتين (أ ، ب) في التعليم على التحصيل عند عينة من الطلبة الذين يعانون من مشكلات تحصيلية في القراءة، فاختار الباحث عينة مؤلفة من (20) طالباً قام بتوزيعهم بشكل عشوائي الى مجموعتين (بمعدل 10 افراد لكل مجموعة) ثم عرّض المجموعة الاولى للطريقة (أ)، وعرّض المجموعة الثانية للطريقة (ب)، وبعد ذلك طبق عليهما اختباراً تحصيليًّا في القراءة، وحصل على البيانات الآتية (العلامة القصوى من 30).

المجموعة الاولى (طريقة (أ)	المجموعة الثالثة (طريقة (ب)
12	06
13	05
05	06
10	04
18	04
23	07
06	04
04	05
28	05
30	07

- باستخدام برنامج الرزم الاحصائية للعلوم الاجتماعية اختيار الفرضية الصفرية المتعلقة بالقضية السابقة عند مستوى دلالة ( $\alpha = 0.05$ ). ان الاختبار الاحصائي الذي يستخدم في مثل هذه الحالة هو اختبار (ت) وذلك بعد ان يتم ادخال البيانات الواردة في المثال، وبالرجوع الى برنامج (SPSS) وتحليل البيانات تظهر النتائج الواردة في الجداول .

### T. Test

#### Group Statistics

GROUP		N	Mean	Std. Deviation	Std. Error Mean
ACH	method1	10	5.3000	1.15955	.3667
	method2	10	14.9000	2.9943	2.9943

### Independent Samples Test

	Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means						
					Sig.	Mean	Std.Error	95% Confidence Interval of the Difference	
	F	Sig.	t	df	(2-tailed)	Difference	Difference	Lower	Upper
ACH Equal variances assumed	22.822	.000	-3.182	18	-3.182	-9.6000	-9.6000	-15.9377	-3.2623
Equal variances not as sumed			-3.182	9.270	-3.182	-9.6000	-9.6000	-16.3939	-28061

وبالنظر الى الجدول السابق فاننا نجد الآتي:

- 1- يشير اختبار ليفين لفحص التجانس في التباين ان قيمة F تساوي 22.822 وهذه القيمة ذات دلالة عند مستوى ( $\alpha = 0.00$ ) ، وهذا يعني ان هناك عدم تجانس في التباين لذلك فان اختبار (ت) الذي يستخدم هو اختبار (ت) لعدم التجانس.
- 2- بالنظر الى نتائج الاختبار فان قيمة ت تساوي - 3.182 بدرجات حرية (df) تساوي 9.27 ، وقيمة (ت) ذات دلالة عند مستوى ( $\alpha = 0.01$ ) اي ان هناك فروقاً ذات دلالة احصائية عند مستوى ( $\alpha = 0.05$ ) بين المجموعتين.
- 3- بالنظر الى المتوسطات الواردة في الجدول فان متوسط المجموعة الاولى يساوي 5.30 بينما متوسط المجموعة الثانية يساوي 14.9، اي ان الفرق لصالح المجموعة الثانية التي اخذت الطريقة (ب).
- 4- فحص الفرضيات المتعلقة بعينتين باستخدام اختبار(ت) للتجانس في التباين مثال: يعتقد احد الباحثين ان هناك فروقاً بين الجنسين في القدرة الرياضية، لذلك اختار الباحث عينة من الذكور مؤلفة من (10)، وعينة من الاناث مؤلفة من (10)، وطبق عليهما اختبار في القدرة الرياضية، وحصل على البيانات الآتية:

## نتائج اختبار القدرة الرياضية وفقاً لمتغيرات الجنس

ذكور	إناث
97	95
92	94
90	86
73	78
94	88
86	82
85	77
96	90
93	94
70	68

- باستخدام الرمز الاحصائية للعلوم الاجتماعية (SPSS)، اختبر الفرضية الصفرية المتعلقة بالقصبة السابقة عند مستوى الدلالة ( $\alpha = 0.05$ ).

ان الاختبار الاحصائي الذي يستخدم في مثل هذه الحالة هو اختبار (ت) وذلك بعد ان يتم ادخال البيانات الواردة في المثال، وبالرجوع الى برنامج (SPSS) وتحليل البيانات تظهر النتائج الواردة في الجداول المبين ادناه.

## T. Test

## Group Statistics

GENDER		N	Mean	Std. Deviation	Std. Error Mean
ACH	male	10	85.2000	8.8669	2.8040
	female	10	87.6000	9.3476	2.9560

## Independent Samples Test

		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means							
						Sig.		Mean		Std.Error	
		F	Sig.	t	df	(2-tailed)	Difference	Difference	Lower	Upper	
ACH	Equal variances assumed	.003	.958	-.589	18	.563	-2.4000	4.0743	-10.9598	6.1598	
	Equal variances not as sumed			-.589	17.950	.563	-2.4000	4.0743	-10.9615	6.1615	

وبالنظر الى الجداول السابق فاننا نجد الآتي:

- 1- يشير اختبار ليفين لفحص التجانس في التباين ان قيمة F تساوي 0.003 وهذه القيمة ليست ذات دلالة عند مستوى ( $\alpha = 0.05$ ) ، وهذا يعني ان هناك تجانس في التباين لذلك فان اختبار (t) الذي يستخدم هو اختبار (t) للتجانس.
- 2- بالنظر الى نتائج الاختبار فان قيمة (t) تساوي - 0.985 بدرجات حرية (df) تساوي 18، وقيمة (t) هذه ليست ذات دلالة عند مستوى ( $\alpha = 0.05$ ) اذ بلغ الاحتمال المرتبط بقيمة t 0.563 . اي انه لا يوجد فرق ذا دلالة عند مستوى ( $\alpha = 0.05$ ) بين الذكور والإناث في القدرة الرياضية.

### 3- فحص الفرضيات المتعلقة بالعينات المترابطة

مثال: على فرض ان المتوسط العام لاداء طلبة الصف الخامس في مادة مهارات الحاسوب في منطقة ما يساوي (70)، يعتقد احد مدرسيي مادة مهارات الحاسوب ان اداء الطلبة في مدرسته يختلف عن المتوسط العام لاداء الطلبة في المنطقة، لذلك اختار عينة عشوائية مؤلفة من (20) طالباً وطبق عليهم اختباراً في مهارات الحاسوب والذي طبق على طلاب تلك المنطقة، وحصل على البيانات الآتية:

الافراد	العلامة على الاختبار
80	1
70	2
80	3
85	4
79	5
76	6
77	7
80	8
90	9
85	10
82	11
83	12
75	13
72	14
70	15
65	16
66	17
67	18
72	19
73	

- باستخدام برنامج الرزم الاحصائية للعلوم الاجتماعية (SPSS)، اختبر الفرضية الصفرية المتعلقة بالقصبة السابقة عند مستوى الدلالة ( $\alpha = 0.05$ ).

ان الاختبار الاحصائي الذي يستخدم في مثل هذه الحالة هو اختبار للعينات المترابطة والمعتمدة، وبالرجوع الى برنامج (SPSS) وتحليل البيانات تظهر النتائج الواردة في الجداول المبين ادناه.

### T. Test

#### One-Sample Statistics

	N	Mean	Std. Deviation	Std. Error Mean
ACH	20	75.3500	7.7750	1.7385

#### One- Sample Test

	Test Value = 70					
	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	95% Confidence Interval of the Difference	
					Lower	Upper
ACH	3.077	19	.006	5.3500	1.7112	8.9888

وبالنظر الى الجداول فاننا نجد الآتي:

1- قيمة (ت) تساوي 3.077 بدرجات حرية 19 وهذه القيمة اي قيمة ت ذات دلالة عند مستوى ( $\alpha = 0.05$ ) ، لأن الاحتمال المرتبط بقيمة الاحصائي (ت) تساوي(0.006) ويبلغ الفرق بين متوسط اداء طلابه واداء الطلاب في المنطقة (5.350).

2- يظهر في الجدول ايضا فترة الثقة عند مستوى 95% وهذه الفترة تتراوح ما بين 1.7112 و 8.9881.

### اسئلة الفصل التاسع

س1: يهتم مدرس مدخل الى علم النفس ما اذا كان هناك فروق في متوسط درجات الطلبة الذين درسوا المادة في الفصل الاول والذين درسوا المادة في الفصل الثاني. وفيما يلي ملخص للبيانات التي حصل عليها هذا المدرس.

طلبة الفصل الاول	طلبة الفصل الثاني	المتوسط
84.2	84.4	
150	150	عدد الافراد
11.44	11.56	التباین

أ- افحص الفرضية الصفرية مقابل الفرضية البديلة مستخدماً ( $\alpha = 0.10$ ).

س2: يريد مدرس ان يعرف ما اذا كان الاطفال يتعلمون المفاهيم احسن مع الامثلة الايجابية لوحدها ام مع الامثلة الايجابية والسلبية. وقد تم اختيار (20) طفلاً عشوائياً وزعوا على مجموعتين. وبعد اجراء التجربة تم اختيار المجموعتين. فهل هناك فروقاً ذات دلالة احصائية بين المجموعتين استخدم ( $\alpha = 0.01$ ).

مجموعـة الـامـثلـة الـاـيجـابـية والـسـلـبـية	مجموعـة الـامـثلـة الـاـيجـابـية
8	14
10	8
7	7
12	10
6	12
9	6
10	15
11	11
6	9
13	8

أ- افحص الفرضية الصفرية مقابل الفرضية البديلة.

ب- احسب فترة الثقة للفروق بين متوسطات المجتمع (مستوى الثقة 99%).

س3: تم اجراء دراسة مسحية لاتجاهات ثمانية متزوجين نحو التدخين. وبعد استجابة الزوجات والزوجات للاستبانة كانت علاماتهم على النحو التالي:

الزوجات	الازواج
15	16
18	20
13	10
10	15
12	8
16	19
11	14
12	15

- أ- افحص الفرضية الصفرية مقابل الفرضية البديلة مستخدماً ( $\alpha = 0,05$ ).
- ب- احسب فترة الثقة للفرق بين متوسطات الزوجات والزوجات (مستوى الثقة 95%).
- ج- اكتب العبارة الاحتمالية للنتيجة في أ و ب.

## المراجع

### المراجع العربية

- ابو زينة فريد، لطفي لطفي، والخليلي خليل (1984) *الطرق الاحصائية في التربية والعلوم الانسانية، نهج حديث*، (الطبعة الثانية). عمان: دار الفرقان.
- ابو صالح، محمد صبحي، وعوض، عدنان محمد (2004) *مقدمة في الاحصاء، مبادئ وتحليل باستخدام SPSS*، الطبعة الاولى. عمان: دار المسيرة للنشر والتوزيع والطباعة .
- الزراد، فيصل محمد خير، ويحيى، علي محمد (1988) *الاحصاء النفسي والتربوي*، دبي، دار القلم.
- الزعبي، محمد بلال، وطلافحة، عباس (2000) *النظام الاحصائي SPSS، فهم وتحليل البيانات الاحصائية* (الطبعة الاولى)، عمان: دار وائل للنشر والتوزيع.
- زغلول، يحيى سعد (1988) *مقدمة في الاحصاء، التطبيقي*، بيروت، الدار الجامعية.
- زيتون، عايش محمود (2004) *اساسيات الاحصاء الوصفي*، عمان، دار عمار للنشر والتوزيع.
- عدس، عبد الرحمن، والمنizzل، عبدالله (2002) *مقدمة في الاحصاء التربوي* عمان: دار الفكر للطباعة والنشر والتوزيع. (الطبعة الاولى).
- عدس، عبد الرحمن عبد الرحيم (1985) *مبادئ الاحصاء التحليلي*، (الطبعة الثالثة). عمان: مكتبة الاقصى.
- علام، صلاح الدين محمود (1985) *تحليل البيانات في مجال البحوث النفسية والتربوية*، القاهرة، دار الفكر العربي.
- عودة، احمد سليمان، والخليل، خليل يوسف (1985) *الاحصاء في التربية والعلوم الانسانية*، عمان: دار الفكر.
- الكيلاني، عبدالله زيد، والشريفيين، نضال كمال (2005) *مدخل الى البحث في العلوم التربوية والاجتماعية، اساسياته - مناهجه - تصاميمه - اساليبه الاحصائية*، الطبعة الاولى. عمان: دار المسيرة للنشر والتوزيع والطباعة.
- المنizzل، عبدالله (2000) *الاحصاء الاستدلالي وتطبيقاته في الحاسوب باستخدام الرزم الاحصائية SPSS*، الطبعة الاولى. عمان: دار وائل للطباعة والنشر .
- الهاني، مختار محمود (1984) *مقدمة في طرق التحليل الاحصائي*، بيروت: دار النهضة العربية للطباعة والنشر.

المراجع الانجليزية

- Edwards, A.L. (1985). **Multiple Regression and the Analysis of Variance and Covariance** (2nd ed.). New Yourk: W.H. Freeman and Company.
- Ferguson, G.A. (1981). **Statistical Analysis in Psychology and Education**. New Yourk: McGraw-Hill.
- Frude, N. (1990). **A Guide to SPSS/PCT**. London: Macmillan Education LD.
- Gibbons, J.D. (1976). **Nonparametric Methods for Quantitative Analysis**. Columbus, Ohio: American Sciences Press, Inc.
- Grimm, J.W., & Wozniak, P.R. (1990). **Basic Social Statistics and Quantitative Research Methods: A Computer-Assisted Introduction**. Belmont, California: Wadsworth Publishing Company.
- Guilford, J.P., & Fruchter, B. (1978). **Fundemental Statistics in Psychology and Education**. New Yourk: McGraw-Hill Book Company.
- Hays, W.L. (1988). **Statistics** (4nd ed.). New Yourk: Rinehart and Winston, Inc.
- Hinkle, D. E., & Wiersma, W., & Jurs, S.G. (2000). **Statistics for the Behavioral Sciences**. Boston: Houghton Mifflin Company.
- Howell, D.C. (1992). **Statistical Methods for Psychology**. Belmont, California: Duxbury Press.
- Iverson, G.R., & Norpoth, H. (1976). **Analysis of Variance** Bevery Hill: Sage Publications.
- Kaplan, R. M. (1987). **Basic Statistics for the Behavioral Sciences**. Boston: Allyn and Bacon, Inc.
- Kennedy, J.J. (1978). **An Introduction to the Design and Analysis of Experiments in Education and Psychology**. Lanham: University of American, Inc.
- Kirk, R.E. (1990). **Statistics: An Introduction**. Fort Work: Holt, Rinehart & Winston.
- Kvanli, A. H. (1988). **Statistics: A Computer Integrated Approach**. New York: West Publishing Company.

- Levine, G. (1991). **A Guide to SPSS for Analysis of Variance.** New Jersey, Lawrence Erlbaum Associates, Inc.
- Minimum, E. W., King, B. M., & Beer, G. (1993). **Statistical Reasoning in Psychology in Psychology and Education.** New York: John Wiley & Sons, Inc.
- Misanin, J. R., & Hinderliter, C.F. (1991). **Fundamentals of Statistics for Psychology Students.** New York: Harpercollins Publishers Inc.
- Norusis, M. J. (1986). **The SPSS Guide to Data Analysis.** Chicage, IL: SPSS, Inc.
- Norusis, M. J. (1988). **SPSS/PC+ Advanced Statistics V2.0.** Chicage, IL: SPSS, Inc.
- Norusis, M. J. (1988). **SPSS/PC+ Base Manual.** Chicago, IL: SPSS, Inc.
- Ott, Lyman, R. & Longnecker, Michael, (2001). **Statistical Methods and Data Analysis,** fifth Edition, Australia, Duxbury.
- Schweigert, W. A. (1994). **Research Methods and Statistics for Psychology.** Pacific Grove, California: Brooks/Cole Publishing Company.
- Shavelson, R.J. (1988). **Statistical Reasoning for the Behavioral Sciences.** (2nd ed.). Boston: Allyn and Bacon.
- Winer, B.J., Brown, D. R., & Michels, K.M. (1991). **SPSS Statistical Principles in Experimental Design.** (3rd ed.). New York: McGraw-Hill.



# الملاحم

## الملحق (١:١) جدول الأرقام العشوائية

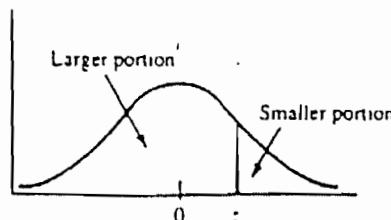
11339	-19233	50911	-11209	39594	68368	97712	36252	27671	55091
96971	19968	31709	40197	16313	80020	01588	21654	50328	.04577
07779	47712	33846	84716	49870	59670	46946	71716	50623	38681
71675	95993	08790	13211	71260	16558	83316	68182	10294	45137
32804	72742	16237	72550	10570	31470	92612	91917	48822	.79794
14835	56263	53062	71513	67632	30337	28739	17582	40924	32134
15544	11327	07580	18813	30161	10746	96470	60680	63507	14435
92230	41243	90765	08867	08038	05038	10908	00633	21740	55450
33561	93563	10770	10595	71323	84243	09402	62877	49762	56151
81161	55618	40570	72906	30794	19141	65239	21788	38288	29180
91645	42451	83776	99246	45548	02457	71804	19536	89815	74285
78305	63797	26995	23146	56071	97081	22376	09819	56855	97424
97888	55122	65545	02904	40042	70653	21483	31258	96475	.77668
67286	09001	09718	67231	54033	21185	52097	78713	95910	84400
53610	59459	89945	72102	66595	02198	26968	88167	16939	52318
52965	76189	68892	64541	02225	09603	59304	38179	75920	80486
25336	39735	25594	50557	96257	59700	27715	42432	27652	88151
73078	44371	77616	49296	55882	71507	30168	31876	28283	53424
31797	52244	38354	47800	48154	13304	14256	74281	82279	28882
47772	22798	36910	39986	34033	39868	21009	97123	59151	27583
51153	70832	37575	31898	39212	63993	05119	77565	73150	98537
93745	99871	37129	55032	91444	17884	27082	23502	06136	89476
81676	51330	58828	74199	87214	13727	80539	95037	73536	16862
79788	02193	33250	05865	53018	62394	56997	41534	01953	13763
92112	61235	68760	61201	02189	09424	21156	10368	26527	89107
87542	28171	45150	75523	66790	63963	13903	68498	02981	25219
37535	48342	18943	07719	20407	33748	93650	39356	01011	22099
95957	96668	69380	19091	90182	13205	71802	35482	27973	46814
34642	85350	53361	63940	79546	89956	96836	81313	80712	73572
50113	31008	09231	46516	61672	79954	01291	72278	55658	84893
53312	73768	59931	55182	43761	59424	79775	17772	41552	45236
16302	64092	76045	28958	21182	30050	96256	85737	86962	27067
96357	98654	01909	58799	87374	53184	87233	55275	59572	56476
38529	89095	89538	15600	33687	86353	61917	63876	52367	79032
15939	05014	06099	76041	57638	55342	41269	96173	94872	35605
02300	23739	68485	98567	77035	91533	62500	31548	09511	80252
59750	14131	24973	05962	83215	25950	13867	75213	21500	17758
21285	53607	82657	22053	29996	04729	10917	72091	57336	18476
93703	60164	19090	63030	88931	84439	94747	77982	61932	21928
15576	76654	19775	77518	43259	82790	08193	63007	68824	75315
12752	33321	69796	03625	37328	75200	77262	99004	96705	15440
89038	53455	93322	25069	88186	15026	31020	52540	10838	72490
62411	56968	08379	40159	27419	12024	99694	68668	73039	87682
15853	68103	38927	77105	65241	70387	01634	59665	30512	66161
84558	24272	84355	00116	68344	92805	52618	51581	75964	53021

45272	58388	69131	61075	80192	45959	76992	19210	27126	45525
68015	99001	11832	39832	80462	70468	89929	55695	77524	20675
13263	92240	89559	66545	06433	38634	36645	22350	81169	97417
66309	31466	97705	46996	69059	33771	95004	89037	38054	80853
56348	05291	38713	82303	26293	61319	45285	75784	50043	44438
93108	77033	68325	10160	38667	62441	87023	94372	06164	30700
28271	08589	83279	48838	60935	70541	53814	95588	05832	80235
21841	35545	11148	34775	17308	88034	97765	35959	52843	44895
22025	79554	19698	25255	50283	94037	57463	92925	12042	91414
09210	20779	02994	02258	86978	85092	54052	18354	20914	28460
90552	71129	03621	20517	16908	06668	29916	51537	93658	29525
01130	06995	20258	10351	99248	51660	38861	49668	74742	47181
22604	56719	21784	68788	38358	59827	19270	99287	81193	43366
06690	01800	34272	65497	94891	14537	91358	21587	95765	72605
59809	69982	71809	64984	48709	43991	24987	69246	86400	29559
56475	02726	58511	95405	70293	84971	06676	44075	32338	31980
02730	34870	83209	03138	07715	31557	55242	61308	26507	06186
74482	33990	13509	92588	10462	76546	46097	01825	20153	36271
19793	22487	94238	81054	95488	23617	15539	94335	73822	93481
19020	27856	60526	24144	98021	60564	46373	86928	52135	74919
69565	60635	65709	77887	42766	86698	14004	94577	27936	47220
69274	23208	61035	84263	15034	28717	76146	22021	23779	98562
83658	14204	09445	41081	49630	34215	89806	40930	97194	21747
78612	51102	66826	40430	54072	62164	68977	95583	11765	81072
14980	74158	78216	38985	60838	82836	42777	85321	90463	11813
63172	28010	29405	91554	75195	51183	65805	87525	35952	83204
71167	37984	52737	06869	38122	95322	41356	19391	96787	64410
78530	56410	19195	34434	83712	50397	80920	15464	81350	18673
98324	03774	07573	67864	06497	20758	83454	22756	83959	96347
55793	30055	08373	32652	02654	75980	02095	87545	88815	80086
05674	34471	61967	91266	38814	44728	32455	17057	08339	93997
15643	22245	07592	22078	73628	60902	41561	54608	41023	98345
66750	19609	70358	03622	64898	82220	69304	46235	97332	64539
42320	74314	50222	82339	51564	42885	50482	98501	02245	88990
73752	73818	15470	04914	24936	65514	56633	72030	30856	85183
97546	02188	46373	21486	28221	08155	23486	66134	88799	49496
32569	52162	38444	42004	78011	16909	94194	79732	47114	23919
36048	93973	82596	28739	86985	58144	65007	08786	14826	04896
40455	36702	38965	56042	80023	28169	04174	65533	52718	55255
33597	47071	55618	51796	71027	46690	08002	45066	02870	60012
22828	96380	35883	15910	17211	42358	14056	55438	98148	35384
00631	95925	19324	31497	88118	06283	84596	72091	53987	01477
75722	36478	07634	63114	27164	15467	03983	09141	60562	65725
80577	01771	61510	17099	28731	41426	18853	41523	14914	76661
10524	20900	65463	83680	05005	11611.	64426	59065	06758	02892
93815	69446	75253	51915	97839	75427	90685	60352	96288	34248
81867	97119	93446	20862	46591	97677	42704	13718	44975	67145
64649	07689	16711	12169	15238	74106	60655	56289	74166	78561

## تابع الملحق (١:١)

55768	09210	52439	33355	57884	36791	00853	49969	74814	09270
38080	49160	48137	61589	42742	92035	21766	19435	92579	27683
22360	16332	05343	34613	24013	98831	17157	44089	07366	66196
40521	09057	00239	51284	71556	22605	41293	54854	39736	05113
19292	69862	59951	49644	53486	28244	20714	56030	39292	45166
79504	40078	06838	05509	68581	39400	85615	52314	83202	40313
64138	27983	84048	42631	58658	62243	82572	45211	37060	15017

## الملاحق (٢:١) جدول التوزيع السوي



$z$	Mean to $z$	Larger Portion	Smaller Portion	$y$	$z$	Mean to $z$	Larger Portion	Smaller Portion	$y$
.00	.0000	.5000	.5000	.3989	.36	.1406	.6406	.3594	.3739
.01	.0040	.5040	.4960	.3989	.37	.1443	.6443	.3557	.3725
.02	.0080	.5080	.4920	.3989	.38	.1480	.6480	.3520	.3712
.03	.0120	.5120	.4880	.3988	.39	.1517	.6517	.3483	.3697
.04	.0160	.5160	.4840	.3986	.40	.1554	.6554	.3446	.3683
.05	.0199	.5199	.4801	.3984	.41	.1591	.6591	.3409	.3668
.06	.0239	.5239	.4761	.3982	.42	.1628	.6628	.3372	.3653
.07	.0279	.5279	.4721	.3980	.43	.1664	.6664	.3336	.3637
.08	.0319	.5319	.4681	.3977	.44	.1700	.6700	.3300	.3621
.09	.0359	.5359	.4641	.3973	.45	.1736	.6736	.3264	.3605
.10	.0398	.5398	.4602	.3970	.46	.1772	.6772	.3228	.3589
.11	.0438	.5438	.4562	.3965	.47	.1808	.6808	.3192	.3572
.12	.0478	.5478	.4522	.3961	.48	.1844	.6844	.3156	.3555
.13	.0517	.5517	.4483	.3956	.49	.1879	.6879	.3121	.3538
.14	.0557	.5557	.4443	.3951	.50	.1915	.6915	.3085	.3521
.15	.0596	.5596	.4404	.3945	.51	.1950	.6950	.3050	.3503
.16	.0636	.5636	.4364	.3939	.52	.1985	.6985	.3015	.3485
.17	.0675	.5675	.4325	.3932	.53	.2019	.7019	.2981	.3467
.18	.0714	.5714	.4286	.3925	.54	.2054	.7054	.2946	.3448
.19	.0753	.5753	.4247	.3918	.55	.2088	.7088	.2912	.3429
.20	.0793	.5793	.4207	.3910	.56	.2123	.7123	.2877	.3410
.21	.0832	.5832	.4168	.3902	.57	.2157	.7157	.2843	.3391
.22	.0871	.5871	.4129	.3894	.58	.2190	.7190	.2810	.3372
.23	.0910	.5910	.4090	.3885	.59	.2224	.7224	.2776	.3352
.24	.0948	.5948	.4052	.3876	.60	.2257	.7257	.2743	.3332
.25	.0987	.5987	.4013	.3867	.61	.2291	.7291	.2709	.3312
.26	.1026	.6026	.3974	.3857	.62	.2324	.7324	.2676	.3292
.27	.1064	.6064	.3936	.3847	.63	.2357	.7357	.2643	.3271
.28	.1103	.6103	.3897	.3836	.64	.2389	.7389	.2611	.3251
.29	.1141	.6141	.3859	.3825	.65	.2422	.7422	.2578	.3230
.30	.1179	.6179	.3821	.3814	.66	.2454	.7454	.2546	.3209
.31	.1217	.6217	.3783	.3802	.67	.2486	.7486	.2514	.3187
.32	.1255	.6255	.3745	.3790	.68	.2517	.7517	.2483	.3166
.33	.1293	.6293	.3707	.3778	.69	.2549	.7549	.2451	.3144
.34	.1331	.6331	.3669	.3765	.70	.2580	.7580	.2420	.3123
.35	.1368	.6368	.3632	.3752	.71	.2611	.7611	.2389	.3101

## تابع الملحق (٢:١)

<i>z</i>	Mean to <i>z</i>	Larger Portion	Smaller Portion	<i>y</i>	<i>z</i>	Mean to <i>z</i>	Larger Portion	Smaller Portion	<i>y</i>
.72	.2642	.7642	.2358	.3079	1.17	.3790	.8790	.1210	.2012
.73	.2673	.7673	.2327	.3056	1.18	.3810	.8810	.1190	.1989
.74	.2704	.7704	.2296	.3034	1.19	.3830	.8830	.1170	.1965
.75	.2734	.7734	.2266	.3011	1.20	.3849	.8849	.1151	.1942
.76	.2764	.7764	.2236	.2989	1.21	.3869	.8869	.1131	.1919
.77	.2794	.7794	.2206	.2966	1.22	.3888	.8888	.1112	.1895
.78	.2823	.7823	.2177	.2943	1.23	.3907	.8907	.1093	.1872
.79	.2852	.7852	.2148	.2920	1.24	.3925	.8925	.1075	.1849
.80	.2881	.7881	.2119	.2897	1.25	.3944	.8944	.1056	.1826
.81	.2910	.7910	.2090	.2874	1.26	.3962	.8962	.1038	.1804
.82	.2939	.7939	.2061	.2850	1.27	.3980	.8980	.1020	.1781
.83	.2967	.7967	.2033	.2827	1.28	.3997	.8997	.1003	.1758
.84	.2995	.7995	.2005	.2803	1.29	.4015	.9015	.0985	.1736
.85	.3023	.8023	.1977	.2780	1.30	.4032	.9032	.0968	.1714
.86	.3051	.8051	.1949	.2756	1.31	.4049	.9049	.0951	.1691
.87	.3078	.8078	.1922	.2732	1.32	.4066	.9066	.0934	.1669
.88	.3106	.8106	.1894	.2709	1.33	.4082	.9082	.0918	.1647
.89	.3133	.8133	.1867	.2685	1.34	.4099	.9099	.0901	.1626
.90	.3159	.8159	.1841	.2661	1.35	.4115	.9115	.0885	.1604
.91	.3186	.8186	.1814	.2637	1.36	.4131	.9131	.0869	.1582
.92	.3212	.8212	.1788	.2613	1.37	.4147	.9147	.0853	.1561
.93	.3238	.8238	.1762	.2589	1.38	.4162	.9162	.0838	.1539
.94	.3264	.8264	.1736	.2565	1.39	.4177	.9177	.0823	.1518
.95	.3289	.8289	.1711	.2541	1.40	.4192	.9192	.0808	.1497
.96	.3315	.8315	.1685	.2516	1.41	.4207	.9207	.0793	.1476
.97	.3340	.8340	.1660	.2492	1.42	.4222	.9222	.0778	.1456
.98	.3365	.8365	.1635	.2468	1.43	.4236	.9236	.0764	.1435
.99	.3389	.8389	.1611	.2444	1.44	.4251	.9251	.0749	.1415
1.00	.3413	.8413	.1587	.2420	1.45	.4265	.9265	.0735	.1394
1.01	.3438	.8438	.1562	.2396	1.46	.4279	.9279	.0721	.1374
1.02	.3461	.8461	.1539	.2371	1.47	.4292	.9292	.0708	.1354
1.03	.3485	.8485	.1515	.2347	1.48	.4306	.9306	.0694	.1334
1.04	.3508	.8508	.1492	.2323	1.49	.4319	.9319	.0681	.1315
1.05	.3531	.8531	.1469	.2299	1.50	.4332	.9332	.0668	.1295
1.06	.3554	.8554	.1446	.2275	1.51	.4345	.9345	.0655	.1276
1.07	.3577	.8577	.1423	.2251	1.52	.4357	.9357	.0643	.1257
1.08	.3599	.8599	.1401	.2227	1.53	.4370	.9370	.0630	.1238
1.09	.3621	.8621	.1379	.2203	1.54	.4382	.9382	.0618	.1219
1.10	.3643	.8643	.1357	.2179	1.55	.4394	.9394	.0606	.1200
1.11	.3665	.8665	.1335	.2155	1.56	.4406	.9406	.0594	.1182
1.12	.3686	.8686	.1314	.2131	1.57	.4418	.9418	.0582	.1163
1.13	.3708	.8708	.1292	.2107	1.58	.4429	.9429	.0571	.1145
1.14	.3729	.8729	.1271	.2083	1.59	.4441	.9441	.0559	.1127
1.15	.3749	.8749	.1251	.2059	1.60	.4452	.9452	.0548	.1109
1.16	.3770	.8770	.1230	.2036	1.61	.4463	.9463	.0537	.1092

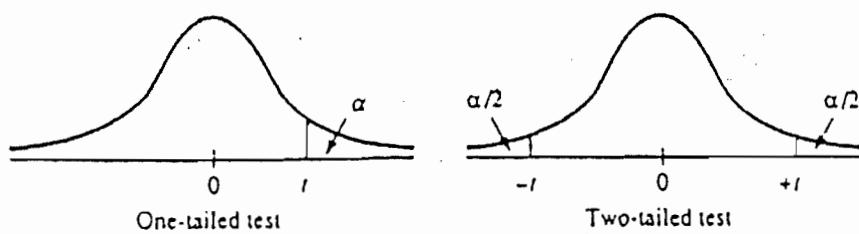
## (٢:١) تابع الملحق

<i>z</i>	Mean to <i>z</i>	Larger Portion	Smaller Portion	<i>y</i>	<i>z</i>	Mean to <i>z</i>	Larger Portion	Smaller Portion	<i>y</i>
1.62	.4474	.9474	.0526	.1074	2.07	.4808	.9808	.0192	.0468
1.63	.4484	.9484	.0516	.1057	2.08	.4812	.9812	.0188	.0459
1.64	.4495	.9495	.0505	.1040	2.09	.4817	.9817	.0183	.0449
1.65	.4505	.9505	.0495	.1023	2.10	.4821	.9821	.0179	.0440
1.66	.4515	.9515	.0485	.1006	2.11	.4826	.9826	.0174	.0431
1.67	.4525	.9525	.0475	.0989	2.12	.4830	.9830	.0170	.0422
1.68	.4535	.9535	.0465	.0973	2.13	.4834	.9834	.0166	.0413
1.69	.4545	.9545	.0455	.0957	2.14	.4838	.9838	.0162	.0404
1.70	.4554	.9554	.0446	.0940	2.15	.4842	.9842	.0158	.0396
1.71	.4564	.9564	.0436	.0925	2.16	.4846	.9846	.0154	.0387
1.72	.4573	.9573	.0427	.0909	2.17	.4850	.9850	.0150	.0379
1.73	.4582	.9582	.0418	.0893	2.18	.4854	.9854	.0146	.0371
1.74	.4591	.9591	.0409	.0878	2.19	.4857	.9857	.0143	.0363
1.75	.4599	.9599	.0401	.0863	2.20	.4861	.9861	.0139	.0355
1.76	.4608	.9608	.0392	.0848	2.21	.4864	.9864	.0136	.0347
1.77	.4616	.9616	.0384	.0833	2.22	.4868	.9868	.0132	.0339
1.78	.4625	.9625	.0375	.0818	2.23	.4871	.9871	.0129	.0332
1.79	.4633	.9633	.0367	.0804	2.24	.4875	.9875	.0125	.0325
1.80	.4641	.9641	.0359	.0790	2.25	.4878	.9878	.0122	.0317
1.81	.4649	.9649	.0351	.0775	2.26	.4881	.9881	.0119	.0310
1.82	.4656	.9656	.0344	.0761	2.27	.4884	.9884	.0116	.0303
1.83	.4664	.9664	.0336	.0748	2.28	.4887	.9887	.0113	.0297
1.84	.4671	.9671	.0329	.0734	2.29	.4890	.9890	.0110	.0290
1.85	.4678	.9678	.0322	.0721	2.30	.4893	.9893	.0107	.0283
1.86	.4686	.9686	.0314	.0707	2.31	.4896	.9896	.0104	.0277
1.87	.4693	.9693	.0307	.0694	2.32	.4898	.9898	.0102	.0270
1.88	.4699	.9699	.0301	.0681	2.33	.4901	.9901	.0099	.0264
1.89	.4706	.9706	.0294	.0669	2.34	.4904	.9904	.0096	.0258
1.90	.4713	.9713	.0287	.0656	2.35	.4906	.9906	.0094	.0252
1.91	.4719	.9719	.0281	.0644	2.36	.4909	.9909	.0091	.0246
1.92	.4726	.9726	.0274	.0632	2.37	.4911	.9911	.0089	.0241
1.93	.4732	.9732	.0268	.0620	2.38	.4913	.9913	.0087	.0235
1.94	.4738	.9738	.0262	.0608	2.39	.4916	.9916	.0084	.0229
1.95	.4744	.9744	.0256	.0596	2.40	.4918	.9918	.0082	.0224
1.96	.4750	.9750	.0250	.0584	2.41	.4920	.9920	.0080	.0219
1.97	.4756	.9756	.0244	.0573	2.42	.4922	.9922	.0078	.0213
1.98	.4761	.9761	.0239	.0562	2.43	.4925	.9925	.0075	.0208
1.99	.4767	.9767	.0233	.0551	2.44	.4927	.9927	.0073	.0203
2.00	.4772	.9772	.0228	.0540	2.45	.4929	.9929	.0071	.0198
2.01	.4778	.9778	.0222	.0529	2.46	.4931	.9931	.0069	.0194
2.02	.4783	.9783	.0217	.0519	2.47	.4932	.9932	.0068	.0189
2.03	.4788	.9788	.0212	.0508	2.48	.4934	.9934	.0066	.0184
2.04	.4793	.9793	.0207	.0498	2.49	.4936	.9936	.0064	.0180
2.05	.4798	.9798	.0202	.0488	2.50	.4938	.9938	.0062	.0175
2.06	.4803	.9803	.0197	.0478	2.51	.4940	.9940	.0060	.0171

## تابع الملحق (٢:١)

<i>x</i>	Mean to <i>z</i>	Larger Portion	Smaller Portion	<i>y</i>	<i>z</i>	Mean to <i>z</i>	Larger Portion	Smaller Portion	<i>y</i>
2.52	.4941	.9941	.0059	.0167	2.81	.4975	.9975	.0025	.0077
2.53	.4943	.9943	.0057	.0163	2.82	.4976	.9976	.0024	.0075
2.54	.4945	.9945	.0055	.0158	2.83	.4977	.9977	.0023	.0073
2.55	.4946	.9946	.0054	.0154	2.84	.4977	.9977	.0023	.0071
2.56	.4948	.9948	.0052	.0151	2.85	.4978	.9978	.0022	.0069
2.57	.4949	.9949	.0051	.0147	2.86	.4979	.9979	.0021	.0067
2.58	.4951	.9951	.0049	.0143	2.87	.4979	.9979	.0021	.0065
2.59	.4952	.9952	.0048	.0139	2.88	.4980	.9980	.0020	.0063
2.60	.4953	.9953	.0047	.0136	2.89	.4981	.9981	.0019	.0061
2.61	.4955	.9955	.0045	.0132	2.90	.4981	.9981	.0019	.0060
2.62	.4956	.9956	.0044	.0129	2.91	.4982	.9982	.0018	.0058
2.63	.4957	.9957	.0043	.0126	2.92	.4982	.9982	.0018	.0056
2.64	.4959	.9959	.0041	.0122	2.93	.4983	.9983	.0017	.0055
2.65	.4960	.9960	.0040	.0119	2.94	.4984	.9984	.0016	.0053
2.66	.4961	.9961	.0039	.0116	2.95	.4984	.9984	.0016	.0051
2.67	.4962	.9962	.0038	.0113	2.96	.4985	.9985	.0015	.0050
2.68	.4963	.9963	.0037	.0110	2.97	.4985	.9985	.0015	.0048
2.69	.4964	.9964	.0036	.0107	2.98	.4986	.9986	.0014	.0047
2.70	.4965	.9965	.0035	.0104	2.99	.4986	.9986	.0014	.0046
2.71	.4966	.9966	.0034	.0101	3.00	.4987	.9987	.0013	.0044
2.72	.4967	.9967	.0033	.0099	...	...	...	...	...
2.73	.4968	.9968	.0032	.0096	3.25	.4994	.9994	.0006	.0020
2.74	.4969	.9969	.0031	.0093	...	...	...	...	...
2.75	.4970	.9970	.0030	.0091	3.50	.4998	.9998	.0002	.0009
2.76	.4971	.9971	.0029	.0088	...	...	...	...	...
2.77	.4972	.9972	.0028	.0086	3.75	.4999	.9999	.0001	.0004
2.78	.4973	.9973	.0027	.0084	...	...	...	...	...
2.79	.4974	.9974	.0026	.0081	4.00	.5000	1.0000	.0000	.0001
2.80	.4974	.9974	.0026	.0079					

## الملحق (٢:٢) جدول توزيع ت



Level of Significance for One-Tailed Test										
	.25	.20	.15	.10	.05	.025	.01	.005	.0005	
df	.50	.40	.30	.20	.10	.05	.02	.01	.001	
1	1.000	1.376	1.963	3.078	6.314	12.706	31.821	63.657	636.620	
2	0.816	1.061	1.386	1.886	2.920	4.303	6.965	9.925	31.599	
3	0.765	0.978	1.250	1.638	2.353	3.182	4.541	5.841	12.924	
4	0.741	0.941	1.190	1.533	2.132	2.776	3.747	4.604	8.610	
5	0.727	0.920	1.156	1.476	2.015	2.571	3.365	4.032	6.869	
6	0.718	0.906	1.134	1.440	1.943	2.447	3.143	3.707	5.959	
7	0.711	0.896	1.119	1.415	1.895	2.365	2.998	3.499	5.408	
8	0.706	0.889	1.108	1.397	1.860	2.306	2.896	3.355	5.041	
9	0.703	0.883	1.100	1.383	1.833	2.262	2.821	3.250	4.781	
10	0.700	0.879	1.093	1.372	1.812	2.228	2.764	3.169	4.587	
11	0.697	0.876	1.088	1.363	1.796	2.201	2.718	3.106	4.437	
12	0.695	0.873	1.081	1.356	1.782	2.179	2.681	3.055	4.318	
13	0.694	0.870	1.079	1.350	1.771	2.160	2.650	3.012	4.221	
14	0.692	0.868	1.076	1.345	1.761	2.145	2.624	2.977	4.140	
15	0.691	0.866	1.074	1.341	1.753	2.131	2.602	2.947	4.073	
16	0.690	0.865	1.071	1.337	1.746	2.120	2.583	2.921	4.015	
17	0.689	0.863	1.069	1.333	1.740	2.110	2.567	2.898	3.965	
18	0.688	0.862	1.067	1.330	1.734	2.101	2.552	2.878	3.922	
19	0.688	0.861	1.066	1.328	1.729	2.093	2.539	2.861	3.883	
20	0.687	0.860	1.064	1.325	1.725	2.086	2.528	2.845	3.850	
21	0.686	0.859	1.063	1.323	1.721	2.080	2.518	2.831	3.819	
22	0.686	0.858	1.061	1.321	1.717	2.074	2.508	2.819	3.792	
23	0.685	0.858	1.060	1.319	1.714	2.069	2.500	2.807	3.768	
24	0.685	0.857	1.059	1.318	1.711	2.064	2.492	2.797	3.745	
25	0.684	0.856	1.058	1.316	1.708	2.060	2.485	2.787	3.725	
26	0.684	0.856	1.058	1.315	1.706	2.056	2.479	2.779	3.707	
27	0.684	0.855	1.057	1.314	1.703	2.052	2.473	2.771	3.690	
28	0.683	0.855	1.056	1.313	1.701	2.048	2.467	2.763	3.674	
29	0.683	0.854	1.055	1.311	1.699	2.045	2.462	2.756	3.659	
30	0.683	0.854	1.055	1.310	1.697	2.042	2.457	2.750	3.646	
40	0.681	0.851	1.050	1.303	1.684	2.021	2.423	2.704	3.551	
50	0.679	0.849	1.047	1.299	1.676	2.009	2.403	2.678	3.496	
100	0.677	0.845	1.042	1.290	1.660	1.984	2.364	2.626	3.390	
$\infty$	0.674	0.842	1.036	1.282	1.645	1.960	2.326	2.576	3.291	

الملاحق (١:٢) جدول توزيع فـ $\text{mAX}$ UPPER PERCENTAGE POINTS OF THE  $F_{\text{max}}$  STATISTIC

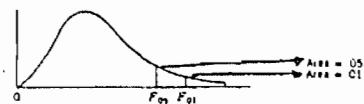
$$F_{\text{max}} = (\sigma^2_{\text{largest}}) / (\sigma^2_{\text{smallest}})$$

df for $\sigma^2_j$	x	$k = \text{number of variances}$											
		2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	
4	.05	9.60	15.5	20.6	25.2	29.5	33.6	37.5	41.4	44.6	48.0	51.4	
	.01	23.2	37.	49.	59.	69.	79.	89.	97.	106.	113.	120.	
5	.05	7.15	10.8	13.7	16.3	18.7	20.8	22.9	24.7	26.5	28.2	29.9	
	.01	14.9	22.	28.	33.	38.	42.	46.	50.	54.	57.	60.	
6	.05	5.82	8.38	10.4	12.1	13.7	15.0	16.3	17.5	18.6	19.7	20.7	
	.01	11.1	15.5	19.1	22.	25.	27.	30.	32.	34.	36.	37.	
7	.05	4.99	6.94	8.44	9.70	10.8	11.8	12.7	13.5	14.3	15.1	15.8	
	.01	8.89	12.1	14.5	16.5	18.4	20.	22.	23.	24.	26.	27.	
8	.05	4.43	6.00	7.18	8.12	9.03	9.78	10.5	11.1	11.7	12.2	12.7	
	.01	7.50	9.9	11.7	13.2	14.5	15.8	16.9	17.9	18.9	19.8	21.	
9	.05	4.03	5.34	6.31	7.11	7.80	8.41	8.95	9.45	9.91	10.3	10.7	
	.01	6.54	8.5	9.9	11.1	12.1	13.1	13.9	14.7	15.3	16.0	16.6	
10	.05	3.72	4.85	5.67	6.34	6.92	7.42	7.87	8.28	8.66	9.01	9.34	
	.01	5.85	7.4	8.6	9.6	10.4	11.1	11.8	12.4	12.9	13.4	13.9	
12	.05	3.28	4.16	4.79	5.30	5.72	6.09	6.42	6.72	7.00	7.25	7.48	
	.01	4.91	6.1	6.9	7.6	8.2	8	9.1	9.5	9.9	10.2	10.6	
15	.05	2.86	3.54	4.01	4.37	4.68	4.95	5.19	5.40	5.59	5.77	5.93	
	.01	4.07	4.9	5.5	6.0	6.4	6.7	7.1	7.3	7.5	7.8	8.0	
20	.05	2.46	2.95	3.29	3.54	3.76	3.94	4.10	4.24	4.37	4.49	4.59	
	.01	3.32	3.8	4.3	4.6	4.9	5.1	5.3	5.5	5.6	5.8	5.9	
30	.05	2.07	2.40	2.61	2.78	2.91	3.02	3.12	3.21	3.29	3.36	3.39	
	.01	2.63	3.0	3.3	3.4	3.6	3.7	3.8	3.9	4.0	4.1	4.2	
60	.05	1.67	1.85	1.96	2.04	2.11	2.17	2.22	2.26	2.30	2.33	2.36	
	.01	1.96	2.2	2.3	2.4	2.4	2.5	2.5	2.6	2.6	2.7	2.7	
∞	.05	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	
	.01	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	

## الملحق (٢:٢) جدول توزيع ف

Table F: F DISTRIBUTION

The specific  $F$  distribution must be identified by the number of degrees of freedom characterizing the numerator and the denominator of  $F$ . The values of  $F$  corresponding to 5% of the areas in the upper tail are shown in roman type. Those corresponding to 1% in bold face type.



DEGREES OF FREEDOM DENOMINATOR	DEGREES OF FREEDOM NUMERATOR																									
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	20	24	30	40	50	75	100	200	300	400
1	161	200	216	225	230	234	237	239	241	242	243	246	248	249	250	241	252	253	255	254	251	254	251	254	251	
	6032	4999	5103	5625	5764	5859	5918	5981	6022	6056	6106	6142	6169	6208	6234	6259	6286	6302	6323	6334	6332	6354	6364	6366		
2	18.51	19.00	19.16	19.25	19.32	19.33	19.36	19.37	19.38	19.39	19.40	19.41	19.42	19.43	19.44	19.45	19.46	19.47	19.47	19.49	19.49	19.49	19.50	19.50		
	98.49	99.00	99.17	99.25	99.30	99.33	99.34	99.36	99.38	99.40	99.41	99.42	99.43	99.44	99.45	99.46	99.47	99.48	99.48	99.49	99.49	99.49	99.50	99.50		
3	10.13	9.55	9.28	9.12	9.01	8.91	8.81	8.71	8.70	8.74	8.74	8.71	8.69	8.66	8.64	8.62	8.60	8.58	8.57	8.56	8.55	8.54	8.52			
	34.12	30.62	29.46	28.71	28.24	27.51	27.49	27.34	27.23	27.13	27.05	26.92	26.83	26.69	26.60	26.50	26.41	26.35	26.27	26.23	26.18	26.14	26.12			
4	7.71	6.94	6.59	6.39	6.20	6.16	6.09	6.01	6.00	5.96	5.93	5.91	5.87	5.81	5.80	5.77	5.74	5.71	5.70	5.68	5.66	5.65	5.64	5.63		
	21.20	18.00	16.69	15.98	15.32	15.21	14.94	14.80	14.66	14.51	14.45	14.37	14.21	14.15	14.02	13.93	13.83	13.74	13.69	13.61	13.57	13.52	13.48	13.46		
5	6.61	5.79	5.41	5.19	5.05	4.95	4.88	4.82	4.78	4.74	4.70	4.68	4.61	4.56	4.56	4.50	4.46	4.44	4.40	4.38	4.37	4.36	4.36	4.36		
	16.26	13.27	12.06	11.39	10.97	10.67	10.45	10.27	10.13	10.05	9.96	9.89	9.77	9.68	9.55	9.47	9.38	9.29	9.24	9.17	9.13	9.07	9.04	9.02		
6	5.99	5.14	4.76	4.53	4.39	4.28	4.21	4.15	4.10	4.06	4.03	4.00	3.96	3.92	3.87	3.84	3.81	3.77	3.73	3.72	3.71	3.69	3.68	3.67		
	13.74	10.92	9.78	9.15	8.75	8.47	8.26	8.10	7.98	7.87	7.79	7.72	7.66	7.59	7.52	7.39	7.31	7.23	7.16	7.09	7.03	6.99	6.94	6.90	6.88	
7	5.39	4.47	4.35	4.12	3.97	3.87	3.79	3.73	3.68	3.63	3.60	3.57	3.52	3.49	3.44	3.41	3.38	3.34	3.32	3.29	3.28	3.25	3.23	3.23		
	12.23	9.55	8.45	7.85	7.46	7.19	7.00	6.81	6.71	6.62	6.54	6.47	6.35	6.27	6.15	6.07	5.98	5.90	5.85	5.78	5.73	5.70	5.67	5.65		
8	5.32	4.46	4.07	3.81	3.69	3.58	3.50	3.44	3.39	3.31	3.21	3.20	3.15	3.12	3.08	3.05	3.03	3.00	2.98	2.96	2.91	2.89	2.85			
	11.26	8.63	7.59	7.01	6.63	6.37	6.19	6.03	5.93	5.82	5.74	5.67	5.56	5.48	5.36	5.28	5.20	5.11	5.06	5.00	4.95	4.91	4.88	4.86		
9	5.12	4.26	3.86	3.65	3.48	3.37	3.29	3.23	3.18	3.13	3.10	3.07	3.01	2.98	2.93	2.90	2.86	2.81	2.80	2.77	2.76	2.73	2.72	2.71		
	10.56	8.02	6.99	6.42	6.06	5.80	5.62	5.47	5.35	5.26	5.18	5.11	5.00	4.92	4.80	4.73	4.64	4.56	4.51	4.45	4.41	4.36	4.33	4.31		
10	4.96	4.10	3.71	3.48	3.33	3.22	3.14	3.07	3.01	2.97	2.94	2.91	2.86	2.82	2.77	2.74	2.70	2.67	2.64	2.61	2.59	2.56	2.55	2.54		
	10.04	7.36	6.55	5.93	5.44	5.39	5.21	5.06	4.95	4.85	4.78	4.71	4.64	4.52	4.41	4.33	4.25	4.17	4.12	4.05	4.01	3.95	3.93	3.91		
11	4.84	3.98	3.39	3.16	3.20	3.09	3.01	2.93	2.90	2.86	2.82	2.79	2.74	2.70	2.65	2.61	2.57	2.53	2.50	2.47	2.43	2.42	2.41	2.40		
	9.49	7.30	6.22	5.67	5.32	5.07	4.80	4.74	4.63	4.54	4.46	4.40	4.29	4.21	4.10	4.02	3.94	3.86	3.80	3.77	3.70	3.66	3.62	3.60		
12	4.73	3.85	3.49	3.26	3.11	3.00	2.92	2.85	2.80	2.76	2.72	2.69	2.64	2.60	2.54	2.50	2.46	2.42	2.40	2.36	2.35	2.32	2.31	2.30		
	9.33	6.93	5.95	5.41	5.06	4.82	4.65	4.50	4.39	4.30	4.22	4.16	4.05	3.98	3.86	3.78	3.70	3.61	3.56	3.49	3.46	3.41	3.38	3.36		
13	4.67	3.80	3.41	3.18	3.02	2.92	2.84	2.77	2.72	2.67	2.63	2.60	2.55	2.51	2.46	2.42	2.38	2.34	2.32	2.28	2.20	2.21	2.22	2.21		
	9.97	6.70	5.74	5.20	4.86	4.62	4.34	4.30	4.19	4.10	4.02	3.96	3.85	3.78	3.67	3.59	3.51	3.42	3.37	3.30	3.27	3.21	3.18	3.16		
14	4.60	3.74	3.34	3.11	2.95	2.85	2.77	2.70	2.65	2.60	2.56	2.51	2.46	2.41	2.39	2.35	2.31	2.27	2.24	2.21	2.19	2.16	2.14	2.13		
	8.86	6.51	5.36	5.03	4.69	4.46	4.28	4.14	4.03	3.94	3.86	3.80	3.70	3.62	3.51	3.45	3.34	3.26	3.21	3.14	3.11	3.06	3.02	3.00		
15	4.54	3.68	3.29	3.06	2.90	2.79	2.70	2.64	2.59	2.55	2.51	2.48	2.43	2.39	2.35	2.30	2.23	2.21	2.18	2.13	2.12	2.10	2.08	2.07		
	8.68	6.36	5.42	4.89	4.56	4.32	4.14	4.00	3.89	3.80	3.73	3.67	3.56	3.48	3.36	3.29	3.20	3.12	3.07	3.00	2.97	2.92	2.89	2.87		
16	4.49	3.63	3.24	3.01	2.85	2.74	2.66	2.59	2.51	2.49	2.42	2.37	2.35	2.28	2.24	2.20	2.16	2.13	2.09	2.07	2.04	2.02	2.01	2.01		
	8.53	6.25	5.29	4.77	4.44	4.20	4.03	3.93	3.78	3.69	3.61	3.55	3.45	3.37	3.25	3.18	3.10	3.01	2.96	2.89	2.86	2.80	2.77	2.73		
17	4.45	3.59	3.20	2.96	2.81	2.70	2.62	2.55	2.50	2.45	2.41	2.38	2.33	2.29	2.23	2.19	2.15	2.11	2.08	2.01	2.02	1.99	1.97	1.96		
	8.40	6.11	5.18	4.67	4.34	4.10	3.93	3.79	3.68	3.59	3.52	3.45	3.35	3.27	3.16	3.08	3.00	2.92	2.86	2.79	2.76	2.70	2.67	2.65		

تابع الملحق (٢:٢)

18	4.41	3.55	3.16	2.93	2.77	2.66	2.58	2.51	2.48	2.41	2.37	2.31	2.19	2.15	2.11	2.07	2.04	2.00	2.98	2.93	2.95	1.92		
19	8.28	6.01	5.09	4.38	4.25	4.01	3.85	3.71	3.60	3.51	3.44	3.37	3.19	3.10	2.97	2.90	2.81	2.78	2.71	2.68	2.64	2.59	2.57	
19	4.38	3.51	3.15	2.90	2.77	2.63	2.55	2.46	2.43	2.38	2.31	2.25	2.16	2.11	2.07	2.02	2.00	1.96	1.94	1.91	1.90	1.89	1.88	
19	8.10	5.93	5.81	4.50	4.17	3.94	3.77	3.63	3.52	3.43	3.36	3.30	3.19	3.12	3.00	2.92	2.84	2.76	2.70	2.65	2.60	2.56	2.51	2.49
20	4.35	3.39	3.10	2.87	2.71	2.60	2.51	2.45	2.40	2.35	2.31	2.27	2.23	2.18	2.12	2.08	2.04	2.01	1.94	1.92	1.90	1.87	1.85	1.83
20	9.10	5.85	4.94	4.19	4.10	3.87	3.71	3.66	3.63	3.57	3.50	3.23	3.13	3.03	2.94	2.86	2.77	2.69	2.63	2.56	2.53	2.47	2.44	2.42
21	4.52	3.67	3.07	2.84	2.68	2.57	2.19	2.42	2.37	2.32	2.26	2.25	2.20	2.15	2.09	2.04	2.00	1.96	1.93	1.89	1.87	1.85	1.82	1.81
21	8.02	5.74	4.87	4.37	4.04	3.81	3.63	3.51	3.40	3.31	3.24	3.17	3.07	2.99	2.88	2.80	2.73	2.63	2.58	2.51	2.47	2.42	2.38	2.34
21	4.30	3.45	3.05	2.84	2.66	2.55	2.37	2.10	2.01	2.20	2.16	2.23	2.18	2.13	2.07	2.03	1.98	1.93	1.91	1.87	1.81	1.80	1.76	1.74
21	7.81	5.73	4.83	4.31	3.89	3.76	3.59	3.42	3.35	3.25	3.18	3.12	3.02	2.94	2.85	2.75	2.67	2.58	2.53	2.46	2.42	2.37	2.33	2.30
22	4.28	3.42	3.03	2.80	2.61	2.53	2.45	2.34	2.30	2.23	2.28	2.24	2.20	2.14	2.10	2.04	2.00	1.96	1.91	1.88	1.84	1.82	1.79	1.77
22	7.98	5.65	4.74	4.24	3.94	3.71	3.54	3.41	3.20	3.11	3.14	3.07	2.97	2.89	2.78	2.70	2.62	2.53	2.48	2.41	2.37	2.32	2.28	2.24
24	4.26	3.40	3.07	2.78	2.62	2.51	2.43	2.36	2.30	2.26	2.22	2.19	2.13	2.09	2.03	1.99	1.94	1.90	1.86	1.82	1.80	1.76	1.75	1.73
24	7.82	5.61	4.72	4.22	3.90	3.67	3.50	3.36	3.25	3.17	3.09	3.03	2.93	2.83	2.74	2.66	2.58	2.49	2.44	2.36	2.33	2.27	2.25	2.21
25	4.24	3.38	2.99	2.76	2.60	2.49	2.41	2.34	2.21	2.10	2.16	2.11	2.06	2.00	1.96	1.92	1.87	1.81	1.80	1.77	1.71	1.71	1.71	1.71
25	7.77	5.57	4.68	4.18	3.84	3.63	3.46	3.32	3.21	3.15	3.05	2.99	2.89	2.81	2.70	2.62	2.55	2.43	2.30	2.32	2.39	2.22	2.19	2.17
25	4.22	3.37	2.98	2.74	2.59	2.47	2.39	2.32	2.27	2.21	2.15	2.10	2.05	1.99	1.95	1.90	1.85	1.82	1.78	1.76	1.72	1.70	1.69	1.68
25	7.72	5.52	4.64	4.14	3.82	3.59	3.41	3.29	3.17	3.09	3.02	2.95	2.86	2.77	2.66	2.59	2.50	2.41	2.30	2.26	2.25	2.19	2.17	2.15
27	4.21	3.35	2.95	2.73	2.52	2.46	2.37	2.29	2.25	2.20	2.16	2.13	2.08	2.01	1.97	1.93	1.88	1.84	1.80	1.76	1.72	1.71	1.69	1.67
27	7.68	5.49	4.60	4.11	3.79	3.56	3.39	3.24	3.14	3.06	2.95	2.93	2.82	2.74	2.63	2.55	2.47	2.34	2.33	2.25	2.21	2.16	2.12	2.10
27	4.20	3.31	2.95	2.71	2.56	2.46	2.38	2.29	2.24	2.19	2.15	2.12	2.04	2.01	1.96	1.91	1.87	1.81	1.78	1.73	1.71	1.69	1.67	1.65
27	7.64	5.45	4.57	4.07	3.76	3.53	3.36	3.25	3.11	3.03	2.93	2.90	2.89	2.71	2.60	2.52	2.44	2.35	2.30	2.22	2.18	2.13	2.09	2.05
29	4.18	3.35	2.93	2.70	2.54	2.43	2.35	2.28	2.21	2.16	2.10	2.05	2.00	1.96	1.92	1.87	1.81	1.80	1.77	1.73	1.71	1.69	1.67	1.65
29	7.60	5.42	4.54	4.04	3.75	3.50	3.33	3.20	3.08	3.00	2.92	2.87	2.77	2.68	2.59	2.49	2.41	2.33	2.37	2.19	2.15	2.10	2.06	2.03
30	4.17	3.32	2.92	2.69	2.53	2.42	2.31	2.22	2.16	2.12	2.09	2.04	1.99	1.95	1.89	1.84	1.79	1.74	1.72	1.69	1.66	1.64	1.62	1.60
30	7.56	5.39	4.51	4.02	3.70	3.47	3.30	3.17	3.06	2.94	2.90	2.84	2.74	2.66	2.55	2.47	2.38	2.29	2.24	2.16	2.15	2.13	2.07	2.01
32	4.15	3.30	2.90	2.67	2.51	2.40	2.32	2.25	2.19	2.14	2.10	2.07	2.02	1.97	1.91	1.86	1.82	1.76	1.74	1.69	1.67	1.64	1.62	1.60
32	7.50	5.29	4.44	3.97	3.66	3.43	3.25	3.12	3.01	2.94	2.84	2.80	2.70	2.62	2.51	2.44	2.34	2.25	2.20	2.12	2.06	2.02	1.98	1.96
34	4.15	3.28	2.88	2.65	2.49	2.38	2.30	2.23	2.17	2.12	2.08	2.05	2.00	1.95	1.89	1.84	1.80	1.77	1.71	1.67	1.64	1.61	1.59	1.57
34	7.44	5.29	4.42	3.93	3.61	3.38	3.21	3.08	2.97	2.89	2.82	2.74	2.64	2.58	2.47	2.38	2.30	2.21	2.15	2.08	2.04	1.98	1.95	1.91
36	4.11	3.26	2.86	2.63	2.46	2.36	2.28	2.21	2.15	2.10	2.05	2.03	1.99	1.93	1.87	1.82	1.78	1.72	1.69	1.65	1.62	1.59	1.56	1.55
36	7.39	5.23	4.38	3.89	3.58	3.35	3.16	3.04	2.94	2.86	2.78	2.70	2.62	2.54	2.43	2.33	2.26	2.17	2.12	2.04	1.96	1.94	1.90	1.87
38	4.10	3.25	2.85	2.62	2.46	2.35	2.26	2.17	2.14	2.09	2.05	2.02	1.96	1.92	1.85	1.81	1.76	1.71	1.67	1.63	1.60	1.57	1.54	1.52
38	7.35	5.23	4.34	3.86	3.54	3.33	3.13	3.02	2.91	2.82	2.79	2.67	2.59	2.51	2.40	2.33	2.22	2.14	2.09	2.00	1.97	1.95	1.86	1.84
40	4.08	3.23	2.84	2.61	2.45	2.35	2.25	2.16	2.12	2.07	2.04	2.00	1.93	1.89	1.84	1.79	1.74	1.69	1.65	1.61	1.59	1.55	1.53	1.51
40	7.31	5.18	4.51	3.85	3.51	3.19	3.11	2.95	2.88	2.80	2.75	2.66	2.56	2.49	2.37	2.29	2.20	2.11	2.01	1.97	1.93	1.88	1.84	1.81
42	4.07	3.22	2.83	2.59	2.44	2.33	2.21	2.17	2.11	2.05	2.03	1.99	1.94	1.87	1.82	1.77	1.73	1.68	1.64	1.60	1.57	1.54	1.51	1.49
42	7.27	5.15	4.39	3.80	3.49	3.26	3.18	3.06	2.96	2.88	2.77	2.70	2.64	2.54	2.45	2.35	2.26	2.17	2.08	2.02	1.96	1.93	1.88	1.86
44	4.06	3.21	2.82	2.58	2.43	2.31	2.23	2.16	2.10	2.05	2.01	1.92	1.88	1.84	1.76	1.72	1.66	1.63	1.58	1.52	1.48	1.44	1.41	1.39
44	7.24	5.13	4.34	3.78	3.46	3.24	3.07	2.91	2.84	2.75	2.64	2.61	2.53	2.44	2.32	2.24	2.15	2.04	1.99	1.92	1.88	1.82	1.78	1.75
46	4.05	3.20	2.81	2.57	2.42	2.30	2.22	2.14	2.09	2.04	2.00	1.97	1.91	1.87	1.80	1.75	1.71	1.65	1.61	1.57	1.54	1.51	1.48	1.46
46	7.21	5.10	4.24	3.76	3.44	3.22	3.05	2.93	2.83	2.75	2.66	2.60	2.50	2.43	2.30	2.23	2.13	2.04	1.99	1.92	1.86	1.80	1.76	1.74
48	4.04	3.19	2.80	2.56	2.41	2.30	2.21	2.11	2.06	2.03	1.99	1.96	1.90	1.86	1.79	1.75	1.70	1.64	1.61	1.56	1.53	1.50	1.47	1.45
48	7.19	5.06	4.32	3.74	3.42	3.20	3.04	2.90	2.80	2.71	2.64	2.54	2.44	2.36	2.26	2.16	2.08	2.01	1.96	1.89	1.84	1.78	1.73	1.70

DEGREES OF FREEDOM: DENOMINATOR	DEGREES OF FREEDOM: NUMERATOR																						
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	14	16	20	24	30	40	50	75	100	200	500
50	4.03	3.18	2.79	2.56	2.40	2.29	2.20	2.13	1.97	2.02	1.98	1.95	1.90	1.85	1.78	1.74	1.69	1.63	1.60	1.55	1.52	1.48	
	7.17	5.06	4.29	3.72	3.41	3.18	3.02	2.88	2.79	2.70	2.62	2.56	2.46	2.39	2.26	2.18	2.10	2.00	1.94	1.86	1.82	1.76	1.71
55	4.02	3.17	2.78	2.54	2.38	2.27	2.18	2.11	2.05	2.00	1.97	1.93	1.88	1.83	1.76	1.72	1.67	1.61	1.58	1.52	1.50	1.46	1.43
	7.12	5.01	4.16	3.68	3.37	3.15	2.98	2.85	2.75	2.66	2.59	2.53	2.43	2.35	2.23	2.13	2.06	1.96	1.90	1.82	1.74	1.71	1.66
60	4.00	3.15	2.76	2.52	2.37	2.25	2.17	2.10	2.04	1.99	1.95	1.92	1.86	1.81	1.75	1.70	1.65	1.59	1.56	1.50	1.48	1.44	1.41
	7.08	4.98	4.13	3.65	3.34	3.12	2.95	2.82	2.72	2.63	2.56	2.50	2.40	2.32	2.20	2.12	2.03	1.93	1.87	1.79	1.74	1.68	1.63
65	3.99	3.14	2.75	2.51	2.36	2.24	2.15	2.08	2.02	1.98	1.94	1.90	1.85	1.80	1.73	1.68	1.63	1.57	1.54	1.49	1.46	1.42	1.39
	7.04	4.93	4.10	3.63	3.31	3.09	2.93	2.79	2.70	2.61	2.54	2.47	2.37	2.30	2.18	2.09	2.00	1.90	1.84	1.76	1.73	1.64	1.60
70	3.98	3.13	2.74	2.50	2.35	2.23	2.14	2.07	2.01	1.97	1.93	1.89	1.84	1.79	1.73	1.67	1.62	1.56	1.53	1.47	1.45	1.40	1.37
	7.01	4.93	4.08	3.60	3.39	3.07	2.91	2.77	2.67	2.59	2.51	2.49	2.35	2.28	2.19	2.07	1.98	1.88	1.82	1.74	1.69	1.62	1.56
80	3.96	3.11	2.72	2.49	2.33	2.21	2.12	2.05	1.99	1.95	1.91	1.88	1.82	1.77	1.70	1.65	1.60	1.54	1.51	1.45	1.42	1.38	1.35
	6.96	4.86	4.04	3.56	3.25	3.04	2.87	2.74	2.64	2.55	2.48	2.41	2.32	2.24	2.11	2.03	1.94	1.84	1.78	1.70	1.65	1.57	1.52
100	3.94	3.09	2.70	2.46	2.30	2.19	2.10	2.03	1.97	1.92	1.88	1.85	1.79	1.73	1.68	1.63	1.57	1.51	1.48	1.42	1.39	1.31	1.30
	6.90	4.82	3.98	3.53	3.20	2.99	2.82	2.69	2.59	2.51	2.43	2.36	2.26	2.19	2.06	1.98	1.89	1.79	1.73	1.64	1.59	1.51	1.46
125	3.92	3.07	2.68	2.44	2.29	2.17	2.08	2.01	1.95	1.90	1.86	1.83	1.77	1.73	1.65	1.60	1.55	1.49	1.45	1.39	1.36	1.31	1.27
	6.84	4.78	3.94	3.47	3.17	2.95	2.79	2.65	2.56	2.47	2.40	2.33	2.23	2.15	2.03	1.94	1.83	1.75	1.68	1.55	1.54	1.46	1.40
150	3.91	3.06	2.67	2.43	2.27	2.16	2.07	2.00	1.94	1.89	1.85	1.82	1.76	1.71	1.64	1.59	1.54	1.47	1.44	1.37	1.34	1.29	1.25
	6.81	4.75	3.91	3.44	3.14	2.93	2.76	2.62	2.53	2.44	2.37	2.30	2.20	2.12	2.00	1.91	1.83	1.73	1.66	1.51	1.43	1.37	
200	3.89	3.04	2.63	2.41	2.26	2.14	2.05	1.98	1.92	1.87	1.83	1.80	1.74	1.69	1.62	1.57	1.52	1.45	1.42	1.31	1.32	1.26	1.22
	6.76	4.71	3.88	3.41	3.12	2.90	2.73	2.63	2.50	2.41	2.34	2.28	2.17	2.09	1.97	1.88	1.79	1.69	1.62	1.53	1.48	1.39	1.33
400	3.86	3.02	2.62	2.39	2.23	2.12	2.03	1.96	1.90	1.85	1.81	1.78	1.72	1.67	1.60	1.54	1.49	1.42	1.38	1.32	1.28	1.21	1.16
	6.70	4.66	3.83	3.36	3.06	2.85	2.69	2.55	2.46	2.37	2.19	2.13	2.12	2.04	1.92	1.84	1.74	1.64	1.57	1.47	1.42	1.34	1.24
1000	3.85	3.00	2.61	2.38	2.22	2.10	2.02	1.95	1.89	1.84	1.80	1.76	1.70	1.65	1.58	1.53	1.47	1.41	1.36	1.30	1.26	1.19	1.13
	6.66	4.62	3.80	3.34	3.04	2.82	2.66	2.53	2.45	2.34	2.26	2.20	2.09	2.01	1.89	1.81	1.71	1.61	1.54	1.44	1.38	1.28	1.19
#	3.84	2.99	2.60	2.37	2.21	2.09	2.01	1.94	1.88	1.83	1.79	1.75	1.69	1.64	1.57	1.52	1.46	1.40	1.35	1.28	1.24	1.17	1.11
	6.64	4.60	3.78	3.32	3.02	2.80	2.64	2.51	2.41	2.32	2.24	2.18	2.07	1.99	1.87	1.79	1.69	1.59	1.52	1.41	1.36	1.33	1.19

## الملحق (٤ : ١)

جدول توزيع ولوكوسون للعينات المستقلة.

CRITICAL LOWER-TAIL VALUES OF  $W_5$  FOR RANK-SUM TEST  
FOR TWO INDEPENDENT SAMPLES ( $N_1 \leq N_2$ )

$N_1$	$N_1 = 1$							$N_1 = 2$							$2\bar{W} N_1$
	.001	.005	.010	.025	.05	.10	$2\bar{W}$	.001	.005	.010	.025	.05	.10	$2\bar{W}$	
2							4							—	10 2
3							5							3	12 3
4							6							3	14 4
5							7							3	16 5
6							8							3	18 6
7							9							3	20 7
8							—	10						3	22 5
9							1	11						3	24 9
10							1	12						3	26 10
11							1	13						3	28 11
12							1	14						4	30 12
13							1	15						3	32 13
14							1	16						3	34 14
15							1	17						3	36 15
16							1	18						3	38 16
17							1	19						3	40 17
18							—	20						3	42 18
19							1	21						3	44 19
20							1	22						4	46 20
21							1	23						3	48 21
22							1	24						3	50 22
23							1	25						3	52 23
24							1	26						3	54 24
25	—	—	—	—	—	1	2	27	—	3	4	6	9	12	56 25
$N_1$	$N_1 = 3$							$N_1 = 4$							$2\bar{W} N_1$
	.001	.005	.010	.025	.05	.10	$2\bar{W}$	.001	.005	.010	.025	.05	.10	$2\bar{W}$	
3							6	7	21						
4							—	6	7	24				—	10 11 13 36 4
5							6	7	8	27				10	11 12 14 40 5
6							—	7	8	9	30			10	11 12 13 15 44 6
7							6	7	8	10	33			10	11 13 14 16 48 7
8							—	6	8	9	11	36		11	12 14 15 17 52 8
9							6	7	8	10	39	—		11	13 14 16 19 56 9
10							6	7	9	10	42	10	12	13	15 17 20 60 10
11							6	7	9	11	45	10	12	14	16 18 21 64 11
12							7	8	10	11	48	10	13	15	17 19 22 68 12
13							7	8	10	12	51	11	13	15	18 20 23 72 13
14							7	8	11	13	54	11	14	16	19 21 25 76 14
15							8	9	11	13	57	11	15	17	20 22 26 80 15

## تابع الملحق (٤ : ١)

$N_1$	$N_1 = 3$							$N_1 = 4$							$N_1$
	.001	.005	.010	.025	.05	.10	$2\bar{W}$	.001	.005	.010	.025	.05	.10	$2\bar{W}$	
10	—	8	9	12	14	17	60	12	15	17	21	24	27	84	16
17	6	8	10	12	15	18	63	12	16	18	21	25	28	88	17
18	6	8	10	13	15	19	66	13	16	19	22	26	30	92	18
19	6	9	10	13	16	20	69	13	17	19	23	27	31	96	19
20	6	9	11	14	17	21	72	13	18	20	24	28	32	100	20
21	7	9	11	14	17	21	75	14	18	21	25	29	33	104	21
22	7	10	12	15	18	22	78	14	19	21	26	30	35	108	22
23	7	10	12	15	19	23	81	14	19	22	27	31	36	112	23
24	7	10	12	16	19	24	84	15	20	23	27	32	38	116	24
25	7	11	13	16	20	25	87	15	20	23	28	33	38	120	25
$N_2$	$N_1 = 3$							$N_1 = 6$							$N_2$
	.001	.005	.010	.025	.05	.10	$2\bar{W}$	.001	.005	.010	.025	.05	.10	$2\bar{W}$	
3	15	16	17	19	20	25	55	—	23	24	26	28	30	78	6
6	16	17	18	20	22	26	60	21	24	25	27	29	32	84	7
7	—	16	18	20	21	23	65	22	25	27	29	31	34	90	8
8	15	17	19	21	23	25	70	23	26	28	31	33	36	96	9
9	16	18	20	22	24	27	75	24	27	29	32	35	38	102	10
10	16	19	21	23	26	28	80	25	28	30	34	37	40	108	11
11	17	20	22	24	27	30	85	25	28	30	34	37	40	114	12
12	17	21	23	26	28	32	90	26	30	32	35	38	42	120	13
13	18	22	24	27	30	33	95	27	31	33	37	40	44	126	14
14	18	22	25	28	31	35	100	27	32	34	38	42	46	132	15
15	19	23	26	29	33	37	105	28	33	36	40	44	48	138	16
16	20	24	27	30	34	38	110	29	34	37	42	46	50	144	17
17	20	25	28	32	35	40	115	30	36	39	43	47	52	150	18
18	21	26	29	33	37	42	120	31	37	40	45	49	55	156	19
19	22	27	30	34	38	43	125	32	38	41	46	51	57	162	20
20	22	28	31	35	40	45	130	33	39	43	48	53	59	168	21
21	23	29	32	37	41	47	135	33	40	44	50	55	61	174	22
22	23	29	33	38	43	48	140	34	42	45	51	57	63	180	23
23	24	30	34	39	44	50	145	35	43	47	53	58	65	186	24
24	25	31	35	40	45	51	150	36	44	48	54	60	67	192	25
25	25	32	36	42	47	53	155	37	45	50	56	62	69	192	25

## تابع الملحق (٤: ١)

$N_1$	$N_1 = 7$							$N_1 = 8$							$N_1$
	.001	.005	.010	.025	.05	.10	$2\bar{W}$	.001	.005	.010	.025	.05	.10	$2\bar{W}$	
7	29	32	34	36	39	41	105	40	43	45	49	51	55	136	8
8	30	34	35	38	41	44	112	41	45	47	51	54	58	144	9
9	31	35	37	40	41	46	119	42	47	49	53	56	60	152	10
10	33	37	39	42	45	49	126	44	49	51	55	59	63	160	11
11	34	38	40	42	45	51	133	45	51	53	58	62	66	168	12
12	35	40	42	46	49	54	140	45	51	53	58	62	66	176	13
13	36	41	44	48	52	56	147	47	53	56	60	64	69	184	14
14	37	43	45	50	54	59	154	48	54	58	62	67	72	192	15
15	38	44	47	52	56	61	161	50	56	60	65	69	75	200	16
16	39	46	49	54	58	64	168	51	58	62	67	72	78	208	17
17	41	47	51	56	61	66	175	53	60	64	70	75	81	216	18
18	42	49	52	58	63	69	182	54	62	66	72	77	84	224	19
19	43	50	54	60	65	71	189	56	64	68	74	80	87	232	20
20	44	52	56	62	67	74	196	57	66	70	77	83	90	240	21
21	46	53	58	64	69	76	203	59	68	72	79	85	92	248	22
22	47	55	59	66	72	79	210	60	70	74	81	88	95	256	23
23	48	57	61	68	74	81	217	62	71	76	84	90	98	264	24
24	49	58	63	70	75	84	224	64	73	78	86	93	101	272	25
25	50	60	64	72	78	86	231	65	75	81	89	96	104	280	25
$N_1$	$N_1 = 9$							$N_1 = 10$							$N_1$
	.001	.005	.010	.025	.05	.10	$2\bar{W}$	.001	.005	.010	.025	.05	.10	$2\bar{W}$	
9	52	56	59	62	66	70	171	65	71	74	78	82	87	210	10
10	53	58	61	65	69	73	180	67	73	77	81	86	91	220	11
11	55	61	63	68	72	76	189	69	76	79	84	89	94	230	12
12	57	63	66	71	75	80	198	72	79	82	88	92	98	240	13
13	59	65	68	73	78	83	207	74	81	85	91	96	102	250	14
14	60	67	71	76	81	86	216	74	81	85	91	96	102	260	15
15	62	69	73	79	84	90	225	76	84	88	94	99	106	266	15
16	64	72	76	82	87	93	234	78	86	91	97	103	109	270	16
17	66	74	78	84	90	97	243	80	89	93	100	106	113	280	17
18	68	76	81	87	93	100	252	82	92	96	103	110	117	290	18
19	70	78	83	90	96	103	261	84	94	99	107	113	121	300	19
20	71	81	85	93	99	107	270	87	97	102	110	117	125	310	20
21	73	83	88	95	102	110	279	89	99	105	113	120	128	320	21
22	75	85	90	98	105	113	288	91	102	108	116	123	132	330	22
23	77	88	93	101	108	117	297	93	105	110	119	127	136	340	23
24	79	90	95	104	111	120	306	95	107	113	122	130	140	350	24
25	81	92	98	107	114	123	315	98	110	116	126	134	144	360	25

## تابع الملحق (٤ : ١)

$N_1$	$N_1 = 11$							$N_1 = 12$							$N_1$
	.001	.005	.010	.025	.05	.10	$2\bar{W}$	.001	.005	.010	.025	.05	.10	$2\bar{W}$	
11	81	87	91	96	100	106	253	98	105	109	115	120	127	300	12
12	83	90	94	99	104	110	264	101	109	113	119	125	131	312	13
13	86	93	97	103	108	114	275	103	112	116	123	129	136	324	14
14	88	96	100	106	112	118	286	106	115	120	127	133	141	336	15
15	90	99	103	110	116	123	297	109	119	124	131	138	145	348	16
16	93	102	107	113	120	127	308	112	122	127	135	142	150	360	17
17	95	105	110	117	123	131	319	115	125	131	139	146	155	372	18
18	98	108	113	121	127	135	330	118	129	134	143	150	159	384	19
19	100	111	116	124	131	139	341	120	132	138	147	155	164	396	20
20	103	114	119	128	135	144	352	123	136	142	151	159	169	408	21
21	106	117	123	131	139	148	363	126	139	145	155	163	173	420	22
22	108	120	126	135	143	152	374	129	142	149	159	168	178	432	23
23	111	123	129	139	147	156	385	132	146	153	163	172	183	444	24
24	113	126	132	142	151	161	396	135	149	156	167	176	187	456	25
$N_1$	$N_1 = 13$							$N_1 = 14$							$N_1$
	.001	.005	.010	.025	.05	.10	$2\bar{W}$	.001	.005	.010	.025	.05	.10	$2\bar{W}$	
13	117	125	130	136	142	149	351	137	147	152	160	166	174	406	14
14	120	129	134	141	147	154	364	141	151	156	164	171	179	420	15
15	123	133	138	145	152	159	377	144	155	161	169	176	185	434	16
16	126	136	142	150	156	165	390	148	159	165	174	182	190	448	17
17	129	140	146	154	161	170	403	151	163	170	179	187	196	462	18
18	133	144	150	158	166	175	416	155	168	174	183	192	202	476	19
19	136	148	154	163	171	180	429	159	172	178	188	197	207	490	20
20	139	151	158	167	175	185	442	162	176	183	193	202	213	504	21
21	142	155	162	171	180	190	455	166	180	187	198	207	218	518	22
22	145	159	166	176	185	195	468	169	184	192	203	212	224	532	23
23	149	163	170	180	189	200	481	173	188	196	207	218	229	546	24
24	152	166	174	185	194	205	494	177	192	200	212	223	235	560	25
$N_1$	$N_1 = 15$							$N_1 = 16$							$N_1$
	.001	.005	.010	.025	.05	.10	$2\bar{W}$	.001	.005	.010	.025	.05	.10	$2\bar{W}$	
15	160	171	176	184	192	200	465	184	196	202	211	219	229	528	16
16	163	175	181	190	197	206	480	188	201	207	217	225	235	544	17
17	167	180	186	195	203	212	495	192	206	212	222	231	242	560	18
18	171	184	190	200	208	218	510	196	210	218	228	237	248	576	19
19	175	189	195	205	214	224	525	201	215	223	234	243	255	592	20
20	179	193	200	210	220	230	540	205	220	228	239	249	261	608	21
21	183	198	205	216	225	236	555	209	225	233	245	255	267	624	22
22	187	202	210	221	231	242	570	214	230	238	251	261	274	640	23
23	191	207	214	226	236	248	585	218	235	244	256	267	280	656	24
24	195	211	219	231	242	254	600	222	240	249	262	273	287	672	25

## تابع الملحق (٤:١)

$N_1$	$N_1 = 17$							$N_1 = 18$							
	.001	.005	.010	.025	.05	.10	$2\bar{W}$	.001	.005	.010	.025	.05	.10	$2\bar{W}$	$N_2$
17	210	223	230	240	249	259	595								
18	214	228	235	246	255	266	612	237	252	259	270	280	291	666	18
19	219	234	241	252	262	273	629	242	258	265	277	287	299	684	19
20	223	239	246	258	268	280	646	247	263	271	283	294	306	702	20
21	228	244	252	264	274	287	663	252	269	277	290	301	313	720	21
22	233	249	258	270	281	294	680	257	275	283	296	307	321	738	22
23	238	255	263	276	287	300	697	262	280	289	303	314	328	756	23
24	242	260	269	282	294	307	714	267	286	295	309	321	335	774	24
25	247	265	275	288	300	314	731	273	292	301	316	328	343	792	25
	$N_1 = 19$							$N_1 = 20$							
$N_1$	.001	.005	.010	.025	.05	.10	$2\bar{W}$	.001	.005	.010	.025	.05	.10	$2\bar{W}$	$N_2$
19	267	283	291	303	313	325	741								
20	272	289	297	309	320	333	760	298	315	324	337	348	361	820	20
21	277	295	303	316	328	341	779	304	322	331	344	356	370	840	21
22	283	301	310	323	335	349	798	309	328	337	351	364	378	860	22
23	288	307	316	330	342	357	817	315	335	344	359	371	386	880	23
24	294	313	323	337	350	364	836	321	341	351	366	379	394	900	24
25	299	319	329	344	357	372	855	327	348	358	371	387	403	920	25
	$N_1 = 21$							$N_1 = 22$							
$N_1$	.001	.005	.010	.025	.05	.10	$2\bar{W}$	.001	.005	.010	.025	.05	.10	$2\bar{W}$	$N_2$
21	331	349	359	373	385	399	903								
22	337	356	366	381	393	408	924	363	386	396	411	424	439	990	22
23	343	363	373	388	401	417	945	372	393	403	419	432	448	1012	23
24	349	370	381	396	410	425	966	379	400	411	427	441	457	1034	24
25	356	377	388	404	418	434	987	385	408	419	435	450	467	1056	25
	$N_1 = 23$							$N_1 = 24$							
$N_1$	.001	.005	.010	.025	.05	.10	$2\bar{W}$	.001	.005	.010	.025	.05	.10	$2\bar{W}$	$N_2$
23	402	424	434	451	465	481	1081								
24	409	431	443	459	474	491	1104	440	464	475	492	507	525	1176	24
25	416	439	451	468	483	500	1127	448	472	484	501	517	535	1200	25
	$N_1 = 25$														
$N_1$	.001	.005	.010	.025	.05	.10	$2\bar{W}$								
25	480	505	517	536	552	570	1275								

الملحق (٤) : جدول توزيع مان و وتنى .

tical Values of the Mann-Whitney  $U$ -Statistic. If  $U_{\text{calc}} \leq U_{\text{table}}$ , reject  $H_0$ . An asterisk (\*) indicates that decision about  $H_0$  can be made at the given level of significance.  $p = 0.05$   $p = 0.01$

$n_2$	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14
4	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13
5	*	1	2	3	5	6	7	8	9	11	12	13	14	15
6	*	0	1	1	2	3	4	5	6	7	7	8	9	10
7	2	3	5	6	8	10	11	13	14	16	17	19	21	22
8	0	1	2	3	4	5	6	7	9	10	11	12	13	15
9	3	5	6	8	10	12	14	16	18	20	22	24	26	28
10	0	1	3	4	6	7	9	10	12	13	15	16	18	19
11	4	6	8	10	13	15	17	19	22	24	26	29	31	34
12	1	2	4	6	7	9	11	13	15	17	18	20	22	24
13	*	7	10	12	15	17	20	23	26	28	31	34	37	39
14	1	3	5	7	9	11	13	16	18	20	22	24	27	29
15	5	8	11	14	17	20	23	26	29	33	36	39	42	45
16	2	4	6	9	11	13	16	18	21	24	26	29	31	37
17	6	9	13	16	19	23	26	30	33	37	40	44	47	51
18	2	5	7	10	13	16	18	21	24	27	30	33	36	39
19	7	11	14	18	22	26	29	33	37	41	45	49	53	57
20	3	6	9	12	15	18	21	24	27	31	34	38	42	47
21	8	12	16	20	24	28	33	37	41	45	50	54	59	63
22	5	8	13	17	21	26	31	36	41	45	50	54	59	67
23	10	14	19	24	29	34	39	44	49	54	59	64	70	75
24	5	8	12	16	20	24	29	33	37	42	46	51	55	60
25	11	15	21	26	31	37	42	47	53	59	64	70	75	81
26	5	9	13	18	22	27	31	36	41	45	50	55	60	65
27	11	17	22	28	34	39	45	51	57	63	67	75	81	87
28	6	10	15	19	24	29	34	39	44	49	54	60	65	70
29	12	18	24	30	36	42	48	55	61	67	74	80	86	93
30	6	11	16	21	26	31	37	42	47	53	58	64	70	75
31	13	19	25	32	38	45	52	58	65	72	78	85	92	99
32	7	12	17	22	28	33	39	45	51	56	63	69	74	81
33	13	20	27	34	41	48	55	62	69	76	83	90	98	105
34	8	13	18	24	30	36	42	48	54	60	67	73	79	86

## الملحق (٤ : جدول توزيع ولوكوسون للعينات المترابطة أو المعتمدة

CRITICAL LOWER-TAIL VALUES OF  $T$  (AND THEIR  
ASSOCIATED PROBABILITIES) FOR WILCOXON'S MATCHED-PAIRS;  
SIGNED-RANKS TEST

N	Nominal $\alpha$ (One-Tailed)							
	.05		.025		.01		.005	
	T	$\alpha$	T	$\alpha$	T	$\alpha$	T	$\alpha$
5	0	.0313						
	1	.0625						
6	2	.0469	0	.0156				
	3	.0781	1	.0313				
7	3	.0391	2	.0234	0	.0078		
	4	.0547	3	.0391	1	.0156		
8	5	.0391	3	.0195	1	.0078	0	.0039
	6	.0547	4	.0273	2	.0117	1	.0078
9	8	.0488	5	.0195	3	.0098	1	.0039
	9	.0645	6	.0273	4	.0137	2	.0059
10	10	.0420	8	.0244	5	.0098	3	.0049
	11	.0527	9	.0322	6	.0137	4	.0068
11	13	.0415	10	.0210	7	.0093	5	.0049
	14	.0508	11	.0269	8	.0122	6	.0068
12	17	.0461	13	.0212	9	.0081	7	.0046
	18	.0549	14	.0261	10	.0105	8	.0061
13	21	.0471	17	.0239	12	.0085	9	.0040
	22	.0549	18	.0287	13	.0107	10	.0052
14	25	.0453	21	.0247	15	.0083	12	.0043
	26	.0520	22	.0290	16	.0101	13	.0054
15	30	.0473	25	.0240	19	.0090	15	.0042
	31	.0535	26	.0277	20	.0108	16	.0051
16	35	.0467	29	.0222	23	.0091	19	.0046
	36	.0523	30	.0253	24	.0107	20	.0055
17	41	.0492	34	.0224	27	.0087	23	.0047
	42	.0544	35	.0253	28	.0101	24	.0055
18	47	.0494	40	.0241	32	.0091	27	.0045
	48	.0542	41	.0269	33	.0104	28	.0052
19	53	.0478	46	.0247	37	.0090	32	.0047
	54	.0521	47	.0273	38	.0102	33	.0054
20	60	.0487	52	.0242	43	.0096	37	.0047
	61	.0527	53	.0266	44	.0107	38	.0053
21	67	.0479	58	.0230	49	.0097	42	.0045
	68	.0516	59	.0251	50	.0108	43	.0051

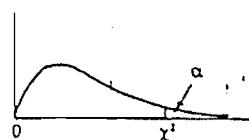
## تابع الملحق (٤ : ٣)

N	Nominal $\alpha$ (One-Tailed)							
	.05		.025		.01		.005	
	T	$\alpha$	T	$\alpha$	T	$\alpha$	T	$\alpha$
22	75	.0492	65	.0231	55	.0095	48	.0046
	76	.0527	66	.0250	56	.0104	49	.0052
23	83	.0490	73	.0242	62	.0098	54	.0046
	84	.0523	74	.0261	63	.0107	55	.0051
24	91	.0475	81	.0245	69	.0097	61	.0048
	92	.0505	82	.0263	70	.0106	62	.0053
25	100	.0479	89	.0241	76	.0094	68	.0048
	101	.0507	90	.0258	77	.0101	69	.0053
26	110	.0497	98	.0247	84	.0095	75	.0047
	111	.0524	99	.0263	85	.0102	76	.0051
27	119	.0477	107	.0246	92	.0093	83	.0048
	120	.0502	108	.0260	93	.0100	84	.0052
28	130	.0496	116	.0239	101	.0096	91	.0048
	131	.0521	117	.0252	102	.0102	92	.0051
29	140	.0482	126	.0240	110	.0095	100	.0049
	141	.0504	127	.0253	111	.0101	101	.0053
30	151	.0481	137	.0249	120	.0098	109	.0050
	152	.0502	138	.0261	121	.0104	110	.0053
31	163	.0491	147	.0239	130	.0099	118	.0049
	164	.0512	148	.0251	131	.0105	119	.0052
32	175	.0492	159	.0249	140	.0097	128	.0050
	176	.0512	160	.0260	141	.0103	129	.0053
33	187	.0485	170	.0242	151	.0099	138	.0049
	188	.0503	171	.0253	152	.0104	139	.0052
34	200	.0488	182	.0242	162	.0098	148	.0048
	201	.0506	183	.0252	163	.0103	149	.0051
35	213	.0484	195	.0247	173	.0096	159	.0048
	214	.0501	196	.0257	174	.0100	160	.0051
36	227	.0489	208	.0248	185	.0096	171	.0050
	228	.0505	209	.0258	186	.0100	172	.0052
37	241	.0487	221	.0245	198	.0099	182	.0048
	242	.0503	222	.0254	199	.0103	183	.0050

## تابع الملحق (٤ : ٣)

N	Nominal $\alpha$ (One-Tailed)							
	.05		.025		.01		.005	
	T	$\alpha$	T	$\alpha$	T	$\alpha$	T	$\alpha$
38	256	.0493	235	.0247	211	.0099	194	.0048
	257	.0509	236	.0256	212	.0104	195	.0050
39	271	.0492	249	.0246	224	.0099	207	.0049
	272	.0507	250	.0254	225	.0103	208	.0051
40	286	.0486	264	.0249	238	.0100	220	.0049
	287	.0500	265	.0257	239	.0104	221	.0051
41	302	.0488	279	.0248	252	.0100	233	.0048
	303	.0501	280	.0256	253	.0103	234	.0050
42	319	.0496	294	.0245	266	.0098	247	.0049
	320	.0509	295	.0252	267	.0102	248	.0051
43	336	.0498	310	.0245	281	.0098	261	.0048
	337	.0511	311	.0252	282	.0102	262	.0050
44	353	.0495	327	.0250	296	.0097	276	.0049
	354	.0507	328	.0257	297	.0101	277	.0051
45	371	.0498	343	.0244	312	.0098	291	.0049
	372	.0510	344	.0251	313	.0101	292	.0051
46	389	.0497	361	.0249	328	.0098	307	.0050
	390	.0508	362	.0256	329	.0101	308	.0052
47	407	.0490	378	.0245	345	.0099	322	.0048
	408	.0501	379	.0251	346	.0102	323	.0050
48	426	.0490	396	.0244	362	.0099	339	.0050
	427	.0500	397	.0251	363	.0102	340	.0051
49	446	.0495	415	.0247	379	.0098	355	.0049
	447	.0505	416	.0253	380	.0100	356	.0050
50	466	.0495	434	.0247	397	.0098	373	.0050
	467	.0506	435	.0253	398	.0101	374	.0051

## الملحق (٤) جدول توزيع كاي٢.



<i>df</i>	.995	.990	.975	.950	.900	.750	.500	.250	.100	.050	.025	.010	.005
1	0.00	0.00	0.00	0.00	0.02	0.10	0.45	1.32	2.71	3.84	5.02	6.63	7.88
2	0.01	0.02	0.05	0.10	0.21	0.58	1.39	2.77	4.61	5.99	7.38	9.21	10.60
3	0.07	0.11	0.22	0.35	0.53	1.21	2.37	4.11	6.25	7.82	9.35	11.35	12.84
4	0.21	0.30	0.48	0.71	1.06	1.92	3.36	5.39	7.78	9.49	11.14	13.28	14.86
5	0.41	0.55	0.83	1.15	1.61	2.67	4.35	6.63	9.24	11.07	12.83	15.09	16.75
6	0.68	0.87	1.24	1.64	2.29	3.45	5.35	7.84	10.64	12.59	14.45	16.81	18.55
7	0.99	1.24	1.69	2.17	2.83	4.25	6.35	9.04	12.02	14.07	16.01	18.48	20.28
8	1.34	1.65	2.18	2.73	3.49	5.07	7.34	10.22	13.36	15.51	17.54	20.09	21.96
9	1.73	2.09	2.70	3.33	4.17	5.90	8.34	11.39	14.68	16.92	19.02	21.66	23.59
10	2.15	2.56	3.25	3.94	4.87	6.74	9.34	12.55	15.99	18.31	20.48	23.21	25.19
11	2.60	3.05	3.82	4.57	5.58	7.58	10.34	13.70	17.28	19.68	21.92	24.72	26.75
12	3.07	3.57	4.40	5.23	6.30	8.44	11.34	14.85	18.55	21.03	23.34	26.21	28.30
13	3.56	4.11	5.01	5.89	7.04	9.30	12.34	15.98	19.81	22.36	24.74	27.69	29.82
14	4.07	4.66	5.63	6.57	7.79	10.17	13.34	17.12	21.06	23.69	26.12	29.14	31.31
15	4.60	5.23	6.26	7.26	8.55	11.04	14.34	18.25	22.31	25.00	27.49	30.58	32.80
16	5.14	5.81	6.91	7.96	9.31	11.91	15.34	19.37	23.54	26.30	28.85	32.00	34.27
17	5.70	6.41	7.56	8.67	10.09	12.79	16.34	20.49	24.77	27.59	30.19	33.41	35.72
18	6.26	7.01	8.23	9.39	10.86	13.68	17.34	21.60	25.99	28.87	31.53	34.81	37.15
19	6.84	7.63	8.91	10.12	11.65	14.56	18.34	22.72	27.20	30.14	32.85	36.19	38.58
20	7.43	8.26	9.59	10.85	12.44	15.45	19.34	23.83	28.41	31.41	34.17	37.56	40.00
21	8.03	8.90	10.28	11.59	13.24	16.34	20.34	24.93	29.62	32.67	35.48	38.93	41.40
22	8.64	9.54	10.98	12.34	14.04	17.24	21.34	26.04	30.81	33.93	36.78	40.29	42.80
23	9.26	10.19	11.69	13.09	14.85	18.14	22.34	27.14	32.01	35.17	38.08	41.64	44.18
24	9.88	10.86	12.40	13.85	15.66	19.04	23.34	28.24	33.20	36.42	39.37	42.98	45.36
25	10.52	11.52	13.12	14.61	16.47	19.94	24.34	29.34	34.38	37.65	40.65	44.32	46.93
26	11.16	12.20	13.84	15.38	17.29	20.84	25.34	30.43	35.56	38.89	41.92	45.64	48.29
27	11.80	12.88	14.57	16.15	18.11	21.75	26.34	31.53	36.74	40.11	43.20	46.96	49.64
28	12.46	13.56	15.31	16.93	18.94	22.66	27.34	32.62	37.92	41.34	44.46	48.28	50.99
29	13.12	14.26	16.05	17.71	19.77	23.57	28.34	33.71	39.09	42.56	45.72	49.59	52.34
30	13.78	14.95	16.79	18.49	20.60	24.48	29.34	34.80	40.26	43.77	46.98	50.89	53.67
40	20.67	22.14	24.42	26.51	29.06	33.67	39.34	45.61	51.80	55.75	59.34	63.71	66.80
50	27.96	29.68	32.35	34.76	37.69	42.95	49.34	56.33	63.16	67.50	71.42	76.17	79.52
60	35.50	37.46	40.47	43.19	46.46	52.30	59.34	66.98	74.39	79.08	83.30	88.40	91.98
70	43.25	45.42	48.75	51.74	55.33	61.70	69.34	77.57	85.52	90.53	95.03	100.44	104.24
50	51.14	53.52	57.15	60.39	64.28	71.15	79.34	88.13	96.57	101.88	106.63	112.34	116.35
90	59.17	61.74	65.64	69.13	73.29	80.63	89.33	98.65	107.56	113.14	118.14	124.13	128.32
100	67.30	70.05	74.22	77.93	82.36	90.14	99.33	109.14	118.49	124.34	129.56	135.82	140.19

الملحق (٦) القيم الحرجة لاختبار المقارنات المتعددة لبونفروني

$\alpha = .05$

<i>df</i>	Number of Comparisons									
	2	3	4	5	6	7	8	9	10	
5	3.16	3.53	3.81	4.03	4.22	4.38	4.53	4.66	4.77	
6	2.97	3.29	3.52	3.71	3.86	4.00	4.12	4.22	4.32	
7	2.84	3.13	3.34	3.50	3.64	3.75	3.86	3.95	4.03	
8	2.75	3.02	3.21	3.36	3.48	3.58	3.68	3.76	3.83	
9	2.69	2.93	3.11	3.25	3.36	3.46	3.55	3.62	3.69	
10	2.63	2.87	3.04	3.17	3.28	3.37	3.45	3.52	3.58	
11	2.59	2.82	2.98	3.11	3.21	3.29	3.37	3.44	3.50	
12	2.56	2.78	2.93	3.05	3.15	3.24	3.31	3.37	3.43	
13	2.53	2.75	2.90	3.01	3.11	3.19	3.26	3.32	3.37	
14	2.51	2.72	2.86	2.98	3.07	3.15	3.21	3.27	3.33	
15	2.49	2.69	2.84	2.95	3.04	3.11	3.18	3.23	3.29	
16	2.47	2.67	2.81	2.92	3.01	3.08	3.15	3.20	3.25	
17	2.46	2.65	2.79	2.90	2.98	3.06	3.12	3.17	3.22	
18	2.45	2.64	2.77	2.88	2.96	3.03	3.09	3.15	3.20	
19	2.43	2.63	2.76	2.86	2.94	3.01	3.07	3.13	3.17	
20	2.42	2.61	2.74	2.85	2.93	3.00	3.06	3.11	3.15	
21	2.41	2.60	2.73	2.83	2.91	2.98	3.04	3.09	3.14	
22	2.41	2.59	2.72	2.82	2.90	2.97	3.02	3.07	3.12	
23	2.40	2.58	2.71	2.81	2.89	2.95	3.01	3.06	3.10	
24	2.39	2.57	2.70	2.80	2.88	2.94	3.00	3.05	3.09	
25	2.38	2.57	2.69	2.79	2.86	2.93	2.99	3.03	3.08	
30	2.36	2.54	2.66	2.75	2.82	2.89	2.94	2.99	3.03	
40	2.33	2.50	2.62	2.70	2.78	2.84	2.89	2.93	2.97	
50	2.31	2.48	2.59	2.68	2.75	2.81	2.85	2.90	2.94	
75	2.29	2.45	2.56	2.64	2.71	2.77	2.81	2.86	2.89	
100	2.28	2.43	2.54	2.63	2.69	2.75	2.79	2.83	2.87	
∞	2.24	2.39	2.50	2.58	2.64	2.69	2.73	2.77	2.81	

df	Number of Comparisons								
	15	20	25	30	35	40	45	50	55
5	5.25	5.60	5.89	6.14	6.35	6.54	6.71	6.87	7.01
6	4.70	4.98	5.21	5.40	5.56	5.71	5.84	5.96	6.07
7	4.36	4.59	4.79	4.94	5.08	5.20	5.31	5.41	5.50
8	4.12	4.33	4.50	4.64	4.76	4.86	4.96	5.04	5.12
9	3.95	4.15	4.30	4.42	4.53	4.62	4.71	4.78	4.85
10	3.83	4.00	4.14	4.26	4.36	4.44	4.52	4.59	4.65
11	3.73	3.89	4.02	4.13	4.22	4.30	4.37	4.44	4.49
12	3.65	3.81	3.93	4.03	4.12	4.19	4.26	4.32	4.37
13	3.58	3.73	3.85	3.95	4.03	4.10	4.16	4.22	4.27
14	3.53	3.67	3.79	3.88	3.96	4.03	4.09	4.14	4.19
15	3.48	3.62	3.73	3.82	3.90	3.96	4.02	4.07	4.12
16	3.44	3.58	3.69	3.77	3.85	3.91	3.96	4.01	4.06
17	3.41	3.54	3.65	3.73	3.80	3.86	3.92	3.97	4.01
18	3.38	3.51	3.61	3.69	3.76	3.82	3.87	3.92	3.96
19	3.35	3.48	3.58	3.66	3.73	3.79	3.84	3.88	3.93
20	3.33	3.46	3.55	3.63	3.70	3.75	3.80	3.85	3.89
21	3.31	3.43	3.53	3.60	3.67	3.73	3.78	3.82	3.86
22	3.29	3.41	3.50	3.58	3.64	3.70	3.75	3.79	3.83
23	3.27	3.39	3.48	3.56	3.62	3.68	3.72	3.77	3.81
24	3.26	3.38	3.47	3.54	3.60	3.66	3.70	3.75	3.78
25	3.24	3.36	3.45	3.52	3.58	3.64	3.68	3.73	3.76
30	3.19	3.30	3.39	3.45	3.51	3.56	3.61	3.65	3.68
40	3.12	3.23	3.31	3.37	3.43	3.47	3.51	3.55	3.58
50	3.08	3.18	3.26	3.32	3.38	3.42	3.46	3.50	3.53
75	3.03	3.13	3.20	3.26	3.31	3.35	3.39	3.43	3.45
100	3.01	3.10	3.17	3.23	3.28	3.32	3.36	3.39	3.42
$\infty$	2.94	3.02	3.09	3.14	3.19	3.23	3.26	3.29	3.32

## تابع الملحق (٦:١)

 $\alpha =$ 

df	Number of Comparisons									
	2	3	4	5	6	7	8	9	10	
5	4.77	5.25	5.60	5.89	6.14	6.35	6.54	6.71	6.87	
6	4.32	4.70	4.98	5.21	5.40	5.56	5.71	5.84	5.96	
7	4.03	4.36	4.59	4.79	4.94	5.08	5.20	5.31	5.41	
8	3.83	4.12	4.33	4.50	4.64	4.76	4.86	4.96	5.04	
9	3.69	3.95	4.15	4.30	4.42	4.53	4.62	4.71	4.78	
10	3.58	3.83	4.00	4.14	4.26	4.36	4.44	4.52	4.59	
11	3.50	3.73	3.89	4.02	4.13	4.22	4.30	4.37	4.44	
12	3.43	3.65	3.81	3.93	4.03	4.12	4.19	4.26	4.32	
13	3.37	3.58	3.73	3.85	3.95	4.03	4.10	4.16	4.22	
14	3.33	3.53	3.67	3.79	3.88	3.96	4.03	4.09	4.14	
15	3.29	3.48	3.62	3.73	3.82	3.90	3.96	4.02	4.07	
16	3.25	3.44	3.58	3.69	3.77	3.85	3.91	3.96	4.01	
17	3.22	3.41	3.54	3.65	3.73	3.80	3.86	3.92	3.97	
18	3.20	3.38	3.51	3.61	3.69	3.76	3.82	3.87	3.92	
19	3.17	3.35	3.48	3.58	3.66	3.73	3.79	3.84	3.88	
20	3.15	3.33	3.46	3.55	3.63	3.70	3.75	3.80	3.85	
21	3.14	3.31	3.43	3.53	3.60	3.67	3.73	3.78	3.82	
22	3.12	3.29	3.41	3.50	3.58	3.64	3.70	3.75	3.79	
23	3.10	3.27	3.39	3.48	3.56	3.62	3.68	3.72	3.77	
24	3.09	3.26	3.38	3.47	3.54	3.60	3.66	3.70	3.75	
25	3.08	3.24	3.36	3.45	3.52	3.58	3.64	3.68	3.73	
30	3.03	3.19	3.30	3.39	3.45	3.51	3.56	3.61	3.65	
40	2.97	3.12	3.23	3.31	3.37	3.43	3.47	3.51	3.55	
50	2.94	3.08	3.18	3.26	3.32	3.38	3.42	3.46	3.50	
75	2.89	3.03	3.13	3.20	3.26	3.31	3.35	3.39	3.43	
100	2.87	3.01	3.10	3.17	3.23	3.28	3.32	3.36	3.39	
$\infty$	2.81	2.94	3.02	3.09	3.14	3.19	3.23	3.26	3.29	

df	Number of Comparisons								
	15	20	25	30	35	40	45	50	55
5	7.50	7.98	8.36	8.69	8.98	9.24	9.47	9.68	9.87
6	6.43	6.79	7.07	7.31	7.52	7.71	7.87	8.02	8.16
7	5.80	6.08	6.31	6.50	6.67	6.81	6.94	7.06	7.17
8	5.37	5.62	5.81	5.97	6.11	6.23	6.34	6.44	6.53
9	5.08	5.29	5.46	5.60	5.72	5.83	5.92	6.01	6.09
10	4.85	5.05	5.20	5.33	5.44	5.53	5.62	5.69	5.76
11	4.68	4.86	5.00	5.12	5.22	5.31	5.38	5.45	5.52
12	4.55	4.72	4.85	4.96	5.05	5.13	5.20	5.26	5.32
13	4.44	4.60	4.72	4.82	4.91	4.98	5.05	5.11	5.17
14	4.35	4.50	4.62	4.71	4.79	4.87	4.93	4.99	5.04
15	4.27	4.42	4.53	4.62	4.70	4.77	4.83	4.88	4.93
16	4.21	4.35	4.45	4.54	4.62	4.68	4.74	4.79	4.84
17	4.15	4.29	4.39	4.47	4.55	4.61	4.66	4.71	4.76
18	4.10	4.23	4.33	4.42	4.49	4.55	4.60	4.65	4.69
19	4.06	4.19	4.28	4.36	4.43	4.49	4.54	4.59	4.63
20	4.02	4.15	4.24	4.32	4.39	4.44	4.49	4.54	4.58
21	3.99	4.11	4.20	4.28	4.34	4.40	4.45	4.49	4.53
22	3.96	4.08	4.17	4.24	4.31	4.36	4.41	4.45	4.49
23	3.93	4.05	4.14	4.21	4.27	4.33	4.37	4.42	4.45
24	3.91	4.02	4.11	4.18	4.24	4.29	4.34	4.38	4.42
25	3.88	4.00	4.08	4.15	4.21	4.27	4.31	4.35	4.39
30	3.80	3.90	3.98	4.05	4.11	4.15	4.20	4.23	4.27
40	3.69	3.79	3.86	3.92	3.98	4.02	4.06	4.09	4.13
50	3.63	3.72	3.79	3.85	3.90	3.94	3.98	4.01	4.04
75	3.55	3.64	3.71	3.76	3.81	3.85	3.88	3.91	3.94
100	3.51	3.60	3.66	3.72	3.76	3.80	3.83	3.86	3.89
$\infty$	3.40	3.48	3.54	3.59	3.63	3.66	3.69	3.72	3.74

## الملحق (٢:٦) جدول توزيع مدى احصاءة ( $\eta$ )

CRITICAL VALUES OF THE STUDENTIZED RANGE STATISTIC ( $\eta$ )

$\alpha = .05$

Error df	$r = \text{Number of Steps Between Ordered Means}$													
	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15
1	17.97	26.98	32.82	37.08	40.41	43.12	45.40	47.36	49.07	50.59	51.56	53.20	54.33	55.16
2	6.08	8.33	9.30	10.88	11.74	12.44	13.03	13.54	13.99	14.39	14.75	15.08	15.38	15.65
3	4.50	5.91	6.82	7.50	8.04	8.48	8.85	9.18	9.46	9.72	9.95	10.15	10.35	10.53
4	3.93	5.04	5.76	6.29	6.71	7.05	7.35	7.60	7.73	8.03	8.21	8.37	8.52	8.66
5	3.64	4.60	5.22	5.67	6.01	6.33	6.58	6.80	7.00	7.17	7.32	7.47	7.60	7.72
6	3.46	4.34	4.90	5.31	5.63	5.90	6.12	6.32	6.49	6.65	6.79	6.92	7.03	7.14
7	3.34	4.16	4.68	5.06	5.36	5.61	5.82	6.00	6.16	6.30	6.43	6.55	6.66	6.76
8	3.26	4.04	4.53	4.89	5.17	5.40	5.60	5.77	5.92	6.05	6.18	6.29	6.39	6.48
9	3.20	3.95	4.42	4.76	5.02	5.24	5.43	5.60	5.74	5.87	5.98	6.09	6.19	6.28
10	3.15	3.88	4.33	4.65	4.91	5.12	5.30	5.46	5.60	5.72	5.83	5.94	6.03	6.11
11	3.11	3.82	4.26	4.57	4.82	5.03	5.20	5.35	5.49	5.60	5.71	5.81	5.90	5.98
12	3.08	3.77	4.20	4.51	4.75	4.95	5.12	5.26	5.40	5.51	5.62	5.71	5.79	5.88
13	3.06	3.74	4.15	4.45	4.69	4.88	5.05	5.19	5.32	5.43	5.53	5.63	5.71	5.79
14	3.03	3.70	4.11	4.41	4.64	4.83	4.99	5.13	5.25	5.36	5.46	5.55	5.64	5.71
15	3.01	3.67	4.08	4.37	4.60	4.78	4.94	5.08	5.20	5.31	5.40	5.49	5.57	5.63
16	3.00	3.65	4.05	4.33	4.56	4.74	4.90	5.03	5.15	5.26	5.35	5.44	5.52	5.59
17	2.98	3.63	4.02	4.30	4.52	4.70	4.86	4.99	5.11	5.21	5.31	5.39	5.47	5.54
18	2.97	3.61	4.00	4.28	4.50	4.67	4.82	4.96	5.07	5.17	5.27	5.35	5.43	5.50
19	2.96	3.59	3.98	4.25	4.47	4.64	4.79	4.92	5.04	5.14	5.23	5.32	5.39	5.45
20	2.95	3.58	3.96	4.23	4.44	4.62	4.77	4.90	5.01	5.11	5.20	5.28	5.36	5.43
24	2.92	3.53	3.90	4.17	4.37	4.54	4.68	4.81	4.92	5.01	5.10	5.18	5.25	5.32
30	2.89	3.49	3.84	4.10	4.30	4.46	4.60	4.72	4.82	4.92	5.00	5.08	5.15	5.21
40	2.86	3.44	3.79	4.04	4.23	4.39	4.52	4.64	4.74	4.82	4.90	4.98	5.04	5.11
60	2.83	3.40	3.74	3.98	4.16	4.31	4.44	4.55	4.65	4.73	4.81	4.88	4.94	5.00
120	2.80	3.36	3.69	3.92	4.10	4.24	4.36	4.47	4.56	4.64	4.71	4.78	4.84	4.90
$\infty$	2.77	3.31	3.63	3.86	4.03	4.17	4.29	4.39	4.47	4.55	4.62	4.68	4.74	4.80

$\alpha =$ 

Error df	r = Number of Steps Between Ordered Means													n	
	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	
1	90.03	135.0	164.3	185.6	202.2	215.8	227.2	237.0	245.6	253.2	260.0	266.2	271.8	277.0	
2	14.04	19.02	22.29	24.72	26.63	28.20	29.53	30.68	31.69	32.59	33.40	34.13	34.81	35.43	
3	8.26	10.62	12.17	13.33	14.24	15.00	15.64	16.20	16.69	17.13	17.53	17.89	18.22	18.52	
4	6.51	8.12	9.17	9.96	10.58	11.10	11.55	11.93	12.27	12.57	12.84	13.09	13.32	13.53	
5	5.70	6.98	7.80	8.42	8.91	9.32	9.67	9.97	10.24	10.48	10.70	10.89	11.08	11.24	
6	5.24	6.33	7.03	7.56	7.97	8.32	8.62	8.87	9.10	9.30	9.48	9.65	9.81	9.95	
7	4.95	5.92	6.54	7.00	7.37	7.68	7.94	8.17	8.37	8.55	8.71	8.86	9.00	9.12	
8	4.75	5.64	6.20	6.62	6.96	7.24	7.47	7.68	7.86	8.03	8.18	8.31	8.44	8.55	
9	4.60	5.43	5.96	6.35	6.66	6.92	7.13	7.32	7.50	7.65	7.78	7.91	8.02	8.13	
10	4.48	5.27	5.77	6.14	6.43	6.67	6.88	7.06	7.21	7.36	7.48	7.60	7.71	7.81	
11	4.39	5.15	5.62	5.97	6.25	6.48	6.67	6.84	6.99	7.13	7.25	7.36	7.46	7.56	
12	4.32	5.05	5.30	5.84	6.10	6.32	6.51	6.67	6.81	6.94	7.06	7.17	7.26	7.36	
13	4.26	4.96	5.40	5.73	5.98	6.19	6.37	6.53	6.67	6.79	6.90	7.01	7.10	7.19	
14	4.21	4.90	5.32	5.63	5.88	6.08	6.26	6.41	6.54	6.66	6.77	6.87	6.96	7.05	
15	4.17	4.84	5.25	5.56	5.80	5.99	6.15	6.31	6.44	6.56	6.66	6.76	6.84	6.93	
16	4.13	4.79	5.19	5.49	5.72	5.92	6.08	6.22	6.35	6.46	6.56	6.66	6.74	6.82	
17	4.10	4.74	5.14	5.43	5.66	5.85	6.01	6.15	6.27	6.38	6.48	6.57	6.66	6.73	
18	4.07	4.70	5.09	5.38	5.60	5.79	5.94	6.08	6.20	6.31	6.41	6.50	6.58	6.66	
19	4.05	4.67	5.05	5.33	5.55	5.74	5.89	6.02	6.14	6.25	6.34	6.43	6.51	6.58	
20	4.02	4.64	5.02	5.29	5.51	5.69	5.84	5.97	6.09	6.19	6.28	6.37	6.45	6.52	
24	3.96	4.55	4.91	5.17	5.37	5.54	5.69	5.81	5.92	6.02	6.11	6.19	6.26	6.33	
30	3.89	4.46	4.80	5.05	5.24	5.40	5.54	5.65	5.76	5.85	5.93	6.01	6.08	6.14	
40	3.82	4.37	4.70	4.93	5.11	5.26	5.39	5.50	5.60	5.69	5.76	5.84	5.90	5.96	
60	3.76	4.28	4.60	4.82	4.99	5.13	5.25	5.36	5.45	5.53	5.60	5.67	5.73	5.78	
120	3.70	4.20	4.50	4.71	4.87	5.0	5.12	5.21	5.30	5.38	5.44	5.51	5.56	5.61	
∞	3.64	4.12	4.40	4.60	4.76	4.88	4.99	5.08	5.16	5.23	5.29	5.35	5.40	5.45	

## الملحق (٦ : ٣)

## جدول توزيع دونت .

Dunnett's Test: Distribution of  $t$  Statistic in Comparing Several Treatment Means with One Control.

$df$ for $S_w^2$	$1 - \alpha$	$k$ - NUMBER OF MEANS (INCLUDING CONTROL)									
		2	3	4	5	6	7	8	9	10	
5	.95	2.02	2.44	2.68	2.85	2.98	3.08	3.16	3.24	3.03	
	.975	2.57	3.03	3.29	3.48	3.62	3.73	3.82	3.90	3.97	
	.99	3.36	3.90	4.21	4.43	4.60	4.73	4.85	4.94	5.03	
	.995	4.03	4.63	4.98	5.22	5.41	5.56	5.69	5.80	5.89	
6	.95	1.94	2.34	2.56	2.71	2.83	2.92	3.00	3.07	3.12	
	.975	2.45	2.86	3.10	3.26	3.39	3.49	3.57	3.64	3.71	
	.99	3.14	3.61	3.88	4.07	4.21	4.33	4.43	4.51	4.59	
	.995	3.71	4.21	4.51	4.71	4.87	5.00	5.10	5.20	5.28	
7	.95	1.89	2.27	2.48	2.62	2.73	2.82	2.89	2.95	3.01	
	.975	2.36	2.75	2.97	3.12	3.24	3.33	3.41	3.47	3.53	
	.99	3.00	3.42	3.66	3.83	3.96	4.07	4.15	4.23	4.30	
	.995	3.50	3.95	4.21	4.39	4.53	4.64	4.74	4.82	4.89	
8	.95	1.86	2.22	2.42	2.55	2.66	2.74	2.81	2.87	2.92	
	.975	2.31	2.67	2.88	3.02	3.13	3.22	3.29	3.35	3.41	
	.99	2.90	3.29	3.51	3.67	3.79	3.88	3.96	4.03	4.09	
	.995	3.36	3.77	4.00	4.17	4.29	4.40	4.48	4.56	4.62	
9	.95	1.83	2.18	2.37	2.50	2.60	2.68	2.75	2.81	2.86	
	.975	2.26	2.61	2.81	2.95	3.05	3.14	3.20	3.26	3.32	
	.99	2.28	3.19	3.40	3.55	3.66	3.75	3.82	3.89	3.94	
	.995	3.25	3.63	3.85	4.01	4.12	4.22	4.30	4.37	4.43	
10	.95	1.81	2.15	2.34	2.47	2.56	2.64	2.70	2.76	2.81	
	.975	2.23	2.57	2.76	2.89	2.99	3.07	3.14	3.19	3.24	
	.99	2.76	3.11	3.31	3.45	3.56	3.64	3.71	3.78	3.83	
	.995	3.17	3.53	3.74	3.88	3.99	4.08	4.16	4.22	4.28	
11	.95	1.80	2.13	2.31	2.44	2.53	2.60	2.67	2.72	2.77	
	.975	2.20	2.53	2.72	2.84	2.94	3.02	3.08	3.14	3.19	
	.99	2.72	3.06	3.25	3.38	3.48	3.56	3.63	3.69	3.74	
	.995	3.11	3.45	3.65	3.79	3.89	3.98	4.05	4.11	4.16	
12	.95	1.78	2.11	2.29	2.41	2.50	2.58	2.64	2.69	2.74	
	.975	2.18	2.50	2.68	2.81	2.90	2.98	3.04	3.09	3.14	
	.99	2.68	3.01	3.19	3.32	3.42	3.50	3.56	3.62	3.67	
	.995	3.05	3.39	3.58	3.71	3.81	3.89	3.96	4.02	4.07	
13	.95	1.77	2.09	2.27	2.39	2.48	2.55	2.61	2.66	2.71	
	.975	2.16	2.48	2.65	2.78	2.87	2.94	3.00	3.06	3.10	
	.99	2.65	2.97	3.15	3.27	3.37	3.44	3.51	3.56	3.61	
	.995	3.01	3.33	3.52	3.65	3.74	3.82	3.89	3.94	3.99	
14	.95	1.76	2.08	2.25	2.37	2.46	2.53	2.59	2.64	2.69	
	.975	2.14	2.46	2.63	2.75	2.84	2.91	2.97	3.02	3.07	
	.99	2.62	2.94	3.11	3.23	3.32	3.40	3.46	3.51	3.56	
	.995	2.98	3.29	3.47	3.59	3.69	3.76	3.83	3.88	3.93	

d/f or $S^2$	$1 - \alpha$	k = NUMBER OF MEANS (INCLUDING CONTROL)								
		2	3	4	5	6	7	8	9	10
16	.95	1.75	2.06	2.23	2.34	2.43	2.50	2.56	2.61	2.65
	.975	2.12	2.42	2.59	2.71	2.80	2.87	2.92	2.97	3.02
	.99	2.58	2.88	3.05	3.17	3.26	3.33	3.39	3.44	3.48
	.995	2.92	3.22	3.39	3.51	3.60	3.67	3.73	3.78	3.83
18	.95	1.73	2.04	2.21	2.32	2.41	2.48	2.53	2.58	2.62
	.975	2.10	2.40	2.56	2.68	2.76	2.83	2.89	2.94	2.98
	.99	2.55	2.84	3.01	3.12	3.21	3.27	3.33	3.38	3.42
	.995	2.88	3.17	3.33	3.44	3.53	3.60	3.66	3.71	3.75
20	.95	1.72	2.03	2.19	2.30	2.39	2.46	2.51	2.56	2.60
	.975	2.09	2.38	2.54	2.65	2.73	2.80	2.86	2.90	2.95
	.99	2.53	2.81	2.97	3.08	3.17	3.23	3.29	3.34	3.38
	.995	2.85	3.13	3.29	3.40	3.48	3.55	3.60	3.65	3.69
24	.95	1.71	2.01	2.17	2.28	2.36	2.43	2.48	2.53	2.57
	.975	2.06	2.35	2.51	2.61	2.70	2.76	2.81	2.86	2.90
	.99	2.49	2.77	2.92	3.03	3.11	3.17	3.22	3.27	3.31
	.995	2.80	3.07	3.22	3.32	3.40	3.47	3.52	3.57	3.61
30	.95	1.70	1.99	2.15	2.25	2.33	2.40	2.45	2.50	2.54
	.975	2.04	2.32	2.47	2.58	2.66	2.72	2.77	2.82	2.86
	.99	2.46	2.72	2.87	2.97	3.05	3.11	3.16	3.21	3.24
	.995	2.75	3.01	3.15	3.25	3.33	3.39	3.44	3.49	3.52
40	.95	1.68	1.97	2.13	2.23	2.31	2.37	2.42	2.47	2.51
	.975	2.02	2.29	2.44	2.54	2.62	2.68	2.73	2.77	2.81
	.99	2.42	2.68	2.82	2.92	2.99	3.05	3.10	3.14	3.18
	.995	2.70	2.95	3.09	3.19	3.26	3.32	3.37	3.41	3.44
60	.95	1.67	1.95	2.10	2.21	2.28	2.35	2.39	2.44	2.48
	.975	2.00	2.27	2.41	2.51	2.58	2.64	2.69	2.73	2.77
	.99	2.39	2.64	2.78	2.87	2.94	3.00	3.04	3.08	3.12
	.995	2.66	2.90	3.03	3.12	3.19	3.25	3.29	3.33	3.37
120	.95	1.66	1.93	2.08	2.18	2.26	2.32	2.37	2.41	2.45
	.975	1.98	2.24	2.38	2.47	2.55	2.60	2.65	2.69	2.73
	.99	2.36	2.60	2.73	2.82	2.89	2.94	2.99	3.03	3.06
	.995	2.62	2.85	2.97	3.06	3.12	3.18	3.22	3.26	3.29
∞	.95	1.64	1.92	2.06	2.16	2.23	2.29	2.34	2.38	2.42
	.975	1.96	2.21	2.35	2.44	2.51	2.57	2.61	2.65	2.69
	.99	2.33	2.56	2.68	2.77	2.84	2.89	2.93	2.97	3.00
	.995	2.58	2.79	2.92	3.00	3.06	3.11	3.15	3.19	3.22

## الملحق (٦ : ٤) المعاملات أو الأوزان للمتارنات المستقلة متعدد الجواب

No. of Groups a	Polynomial	$j=1$	$2$	$3$	$4$	$5$	$6$	$7$	$8$	$9$	$10$
3	Linear Quadratic	-1 $1/2$	0 -1	1 $1/2$							
4	Linear Quadratic Cubic	-1 $1$ $-1/3$	-1/3 -1 1	1/3 -1 -1	1 $1/3$						
5	Linear Quadratic Cubic Quartic	-1 $1$ $-1/6$ $1/6$	-1/2 $-1/2$ $1$ $-4/6$	0 -1 0 1	1/2 $-1/2$ $-1$ $-4/6$	1 $1/2$ $1/6$					
6	Linear Quadratic Cubic Quartic	-1 $1$ $-5/7$ $1/3$	-3/5 $-1/5$ $1$ $-1$	-1/5 $-4/5$ $4/7$ $2/3$	1/5 $-4/5$ $-4/7$ $2/3$	3/5 $-1/5$ $-1$ $-1$	1 $1/2$ $5/7$ $1/3$				
7	Linear Quadratic Cubic Quartic	-1 $1$ $-1$ $3/7$	-2/3 $0$ $1$ $-1$	-1/3 $-3/5$ $1$ $1/2$	0 $-4/5$ $0$ $4/7$	1/3 $-3/5$ $-1$ $1/7$	1/3 $0$ $-1$ $-1$	1 $1/2$ $1$ $3/7$			
8	Linear Quadratic Cubic Quartic	-1 $1$ $-1$ $1/13$	-5/7 $1/7$ $5/7$ $-1$	-3/7 $-3/7$ $1$ $-3/13$	-1/7 $-5/7$ $5/7$ $9/13$	1/7 $-5/7$ $-3/7$ $9/13$	3/7 $-3/7$ $-1$ $-3/13$	5/7 $1/7$ $1$ $7/13$	1 $1/2$ $1$ $7/13$		
9	Linear Quadratic Cubic Quartic	-1 $1$ $-1$ $11/21$	-3/4 $7/21$ $11/21$ $-1$	-1/4 $-1/21$ $13/21$ $-11/21$	-1/4 $-11/21$ $9/21$ $9/21$	0 $-11/21$ $0$ $11/21$	1/4 $-11/21$ $-9/21$ $9/21$	2/4 $-11/21$ $-13/21$ $-11/21$	3/4 $1/21$ $-7/21$ $-1$	1 $1/2$ $1$ $11/21$	
10	Linear Quadratic Cubic Quartic	-1 $1$ $-1$ $11/21$	-7/9 $2/6$ $1/6$ $-1$	-5/9 $-3/6$ $-3/6$ $-1$	-3/9 $-4/6$ $-4/6$ $1$	1/9 $-4/6$ $-3/6$ $11/21$	3/9 $-3/6$ $-3/6$ $11/21$	5/9 $-1/6$ $-1/6$ $3/21$	7/9 $2/6$ $-7/21$ $-1$	1 $1/2$ $1$ $11/21$	

Educational Statistics

# الاحصاء التربوي

تطبيقات باستخدام الرزنم الاحصائية  
للغات الاجتماعية



دار  
**المسيّرة**

للنشر والتوزيع والطباعة

[www.massira.jo](http://www.massira.jo)



9 78957 062842