جامعة زيان عاشور – الجلفة –

معهد علوم وتقنيات النشاطات البدنية و الرياضية

قسم النشاط البدني التربوي

<u>الأستاذ</u>: بن العربي يحـي

محاضرات مقياس السنة الثانية ليسانس

<u>مقياس</u>: الاحصاء الاستدلالي

تمهيـــد:

يعتبر الاستنتاج او الاستدلال الاحصائي محور علم الإحصاء بمفهومه الحديث. وعند دراسة مجتمع ما، قلما نستطيع جمع بيانات عن كل مفرداته، وذلك لاعتبارات منها: طبيعة المجتمع، التكلفة، الجهد والوقت. عندئذ نقوم بدراسة عينة من هذا المجتمع،

والمعلومات التي نحصل عليها من العينة نستنتج منها خصائص ومعالم المجتمع ككل. وتسمى عملية التعميم من العينة الى المجتمع او من الجزء الى الكل بالاستنتاج الاحصائي. ويوجد نوعان من الاستنتاج الاحصائي وهما التقدير، واختبارات الفروض ويعتمد الاستنتاج الاحصائي اعتمادا كبيرا على نظرية الاحتمالات، فباستخدامها يستطيع الباحث او متخذ القرار تحديد احتمال الخطأ الممكن الوقوع فيه نتيجة دراسة الجزء بدلا من الكل.

2/تعاريف ومصطلحات

2-1/ الإحصاء الاستدلالي:

هو فرع من فروع الإحصاء يشمل كل الأساليب الإحصائية والنظريات القائمة عليها وتطبيقاتها العملية المستخدمة تحليل البيانات (المعلومات) التي نحصل عليها من العينة، وذلك للاستنتاج او الاستدلال عن معالم وخواص المجتمع التي سحبت منه العينة وتكون هذه الاستنتاجات على شكل تقديرات او اختبارا فروض واتخاذ قرارات. (نجاة رشيد الكيخيا، 2007).

2-2/ المجتمع:

<< **يعرف المجتمع الاحصائي بانه مجموعة كل البيانات (القيم) الخاصة بالظاهرة محل الدراسة والمجمعة من كل المفردات المقصودة بهذه الدراسة** >> (نجاة رشيد الكيخيا، 2007، صفحة 19).

والمفردات في أي دراسة إحصائية، قد تكون أشخاصا او حيوانات او أشياء جامدة، او سنوات، او أشياء اعتبارية كنشاطات او جمعيات. وقد يكون المجتمع محدودا، أي نستطيع تحديد العدد الكلي لقيمه، أي العدد الكلي لمفرداته (عدد القيم هو نفسه عدد المفردات). وقد يكون غير محدود (لا نهائي)، أي ان العدد الكلي لمفرداته كبير جدا لا يمكن تحديده او حصره. ويرمز له N

3-2/ المعلمـة:

<< **هي أي مقياس احصائي تحسب قيمته من بيانات المجتمع ككل بدون استثناء، ونستخدمه لوصف المجتمع محل الدراسة وتحديد معالمه، وبالتالي يطلق عليه معلمة**>> (نجاة رشيد الكيخيا، 2007، صفحة 24).

ومن المعالم أي المقاييس التي تصف لنا المجتمع، هي مقاييس النزعة المركزية (الوسط الحسابي، الوسيط، المنوال،)، او مقاييس التشتت (التباين، الانحراف المعياري،) او مقاييس الالتواء والتفلطح او أكبر قيمة او أصغر قيمة او أي مقاييس إحصائية أخرى تحسب من المجتمع. **والمعلمة عبارة عن قيمة ثابتة لا تتغير**، لأنها تحسب من المجتمع محل الدراسة، والمجتمع ثابت لا يتغير اثناء اجراء الدراسة، ولذلك يطلق على المعالم أحيانا الثوابت الإحصائية. وعادة تستخدم الحروف اليونانية للتعبير عن المعالم، فيرمز للوسط الحسابي للمجتمع μ (ميو) و لتباين المجتمع بالرمز σ^2 (سيجما تربيع) وللانحراف المعياري للمجتمع بالرمز σ وهكذا ...

2-4/ العينــــة:

<< هي جزء من يسحب من المجتمع محل الدراسة، وذلك لغرض دراسة المجتمع من خلالها، لان دراسة المجتمع ككل غير ممكنة او غير مرغوب فيها>> (نجاة رشيد الكيخيا، 2007، صفحة 25).

في أي دراسة إحصائية، يجب ان يكون الهدف هو دراسة المجتمع ككل وليس دراسة العينة، ولكن نستخدم العينة لأننا في اغلب الدراسات لا نستطيع ان نجمع بيانات كل مفردات المجتمع محل الدراسة، وذلك للأسباب التالية:

1/ إذا كان حجم المجتمع محل الدراسة كبير جدا، وكانت امكانات البحث المادية محدودة ولا تسمح له بجمع البيانات عن كل مفردة من مفردات المجتمع.

2/ إذا كان حجم المجتمع لا نهائي أي من المستحيل دراسته ككل، وذلك كمجتمع الأسماك التي تعيش في البحر المتوسط، فمن المستحيل ان ندرس كل سمكة في هذا البحر.

3/ إذا كانت دراسة المجتمع ككل تؤدي الى تلف المجتمع بأكمله، وذلك مثل دراسة الخاصة بصلاحية البيض، فالمجتمع في هذه الدراسة هو البيض، والمفردة عي البيضة ودراسة المجتمع ككل تعني فحص كل بيضة، أي كسر البيض جميعه وهذا يؤدي الى للقضاء على البيض كله، أي اتلاف المجتمع كله.

4/ إذا كان المجتمع محل الدراسة متجانسا، أي ان جميع مفرداته تتمتع بنفس الخواص، ففي هذه الحالة نجد ان دراسة المجتمع ككل، هي مضيعة للجهد والمال والوقت، فمثلا اختبار قطعة من قماش متجانس تكفي لاختبار القماش كله.

2-4-1/ العينة العشوائية البسيطة:

<< العينة (x_1 , x_2, x_3, ...x_n) التي تحتوي على n من المفردات و المسحوبة من مجتمع ما، تكون عين عشوائية بسيطة اذا كانت كل العينات ذات الحجم n الممكن سحبها من هذا المجتمع لها نفس فرضية الاختبار>> (نجاة رشيد الكيخيا، 2007، صفحة 27).

والعينة يمكن سحبها مع الارجاع او مع عدم الارجاع وتوجد أساليب رياضية تساعدنا في تحديد العدد الكلي للعينات ذات الحجم n التي يمكن سحبها من مجتمع محدود حجمه N وهذه الأساليب موضحة فيما يلي:

2-5/ تحديد العدد الكلي للعينات الممكن سحبها من مجتمع محدود:

* اذا كان لدينا مجتمع محدود حجمه N و سحبنا منه كل العينات الممكنة ذات الحجم n فان عدد هذه العينات يمكن تحديده كما يلي:

2-5-1/ اذا كان سحب العينات تم مع الارجاع: فعند ذلك يكون عدد العينات التي يمكن سحبها هوN^n مثلا: اذا كان حجم المجتمع $N = 6$ و حجم العينة $n= 3$ و عملية السحب تمت مع الارجاع، فعدد العينات الممكن سحبها من المجتمع في هذه الحالة يحدد كما يلي: $N^n= 6^3 = 216$

أي يمكن سحب مع الارجاع 216 عينة حجمها 3 من مجتمع يحتوي 6 مفردات.

2-5-2/ اذا كان سحب العينات تم مع عدم الارجاع: في هذه الحالة توجد طريقتان لتحديد العينات الممكنة سحبها و هما:

الطريقة الاولى: تعطى أهمية لترتيب المفردات داخل العينة فمثلا العينة(a,b,c) عينة مختلفة عن العينة (b,a,c) و في هذه الحالة تكون عملية السحب كما يلي:

$${}_{N}P_n = \frac{N!}{(N-n)!}$$

فمثلا عدد العينات ذات الحجم 3 الممكن سحبها من مجتمع يحتوي على 6 مفردات مع عدم الارجاع وعدم اهمال الترتيب هو:

$${}_{N}P_n = {}_{6}P_3 = \frac{6!}{(6-3)!} = \frac{6*5*4*3*2*1}{3*2*1} = 120$$

أي يمكن سحب مع عدم الارجاع مع الحفاظ على الترتيب 120 عينة من حجم 3 من مجتمع يحتوي على 6 مفردات.

الطريقة الثانية: وهي لا تعطي أهمية لترتيب المفردات داخل العينة، أي نعتبر ان العينة (a,b,c) لا تختلف عن العينة(a,c,b). في هذه الحالة نحدد عدد العينات بحساب التوافيق كالتالي:

$$C_n^N = \frac{N!}{n!(N-n)!}$$

وفي هذه الحالة نجد ان عدد العينات الممكنة ذات الحجم 3 الممكن سحبها من مجتمع 6 مفردات مع اهمال الترتيب هو:

$$C_n^N = C_3^6 = \frac{6!}{3!(6-3)!} = \frac{6*5*4*3*2*1}{(3*2*1)(3*2*1)} = 20$$

ومن تعريف العينة العشوائية البسيطة نستطيع القول:

- ان العينة المسحوبة بطريقة السحب مع الارجاع تكون عينة عشوائية بسيطة، اذا كان احتمال سحبها من المجتمع يساوي $1/N^n$.
- ان العينة المسحوبة بطريقة السحب مع عدم الارجاع مع مراعاة الترتيب تكون عينة عشوائية بسيطة، اذا كان احتمال سحبها من المجتمع يساوي $1/{}_NP_n$.
- ان العينة المسحوبة بطريقة السحب مع عدم الارجاع واهمال الترتيب تكون عينة عشوائية بسيطة إذا كان احتمال سحبها يساوي $1/C_n^N$.

وبصفة عامة مبدا العشوائية إذا سحبنا المفردات من المجتمع بحيث يكون لكل مفردة من مفردات المجتمع نفس فرصة الظهور في العينة، أي ان احتمال ظهور أي مفردة من مفردات المجتمع في العينة يكون متساويا. ولاختيار العينة بطريقة تضمن إعطاء نفس الفرصة للجميع مفردات المجتمع يجب ان يكون الاختبار خاضعا لعامل الصدفة المطلقة دون تدخل العامل البشري فيه.

2-6/ الاحصـــاءة:

<< هي أي مقياس احصائي تحسب قيمته من العينة المسحوبة من المجتمع محل الدراسة >>.

فمثلا الوسط الحسابي للعينة عبارة عن احصاءة ويرمز له $\bar{x}$ وتباين العينة عبارة عن احصاءة ويرمز له s^2 وهكذا ... حيث ان قيمة الاحصاءة تعتمد على العينة المسحوبة، و بما اننا نستطيع ان نسحب اكثر من عينة من المجتمع فنجد ان قيمة الاحصاءة ستتغير من عينة الى أخرى و بالتالي فان ان الاحصاءة عبارة عن متغير، وهذا هو الفرق الجوهري بين المعلمة و الاحصاءة، فالمعلمة **ثابتة** بينما الاحصاءة عبارة عن **متغير**.

2-7/ القيمة الحرجة: وهي القيمة التي تفصل بين منطقة الرفض ومنطقة القبول.

جدول رقم() يمثل بعض الرموز المستخدمة في الإحصاء (سالم عيسى بدر، 2009، صفحة 14)

	الوسط الحسابي	**الانحراف المعياري**	**معامل الارتباط**	**النسبة**	**التباين**
معلمة المجتمع	$\bar{x}$	s	r	p	S^2
احصائي العينة	μ	σ	ρ	π	σ^2

3/ الإستنتاج الاحصائـي:

يوجد نوعان للاستنتاج الاحصائي هما:

3-1/ التقديـر:

في هذا النوع نستدل على او نستنتج معلمة من معالم المجتمع عن طريق تقديرها بإحصائية محسوبة من المعلومات التي توفرها العينة، ونستخدم قيمة هذه الإحصائية في تقدير المعلمة مباشرة، ويسمى هذا النوع من التقدير تقدير قيمة او تقدير نقطة، او نستخدم الإحصائية لإنشاء فترة نعتقد وقوع المعلمة المجهولة بداخلها بدرجة ثقة معينة، ويسمى هذا النوع بتقدير الفترة.

3-2/ اختبار الفروض:

في هذا النوع من الاستنتاج نستخدم إحصائية يطلق عليها إحصائية اختبار، لاختبار صحة فرض معين نضعه حول معلمة من معالم المجتمع محل الدراسة. ويجب الانتباه الى اننا لا نحتاج للاستنتاج الاحصائي الا إذا كانت بيانات المجتمع مجهولة، وبالتالي نستنتج معالم المجتمع باستخدام بيانات العينة، اما إذا كانت كل بيانات المجتمع متوافرة فنستطيع حساب القيم الحقيقية لمعالمه باستخدام الإحصاء الوصفي، ولا نحتاج لتطبيق أي طريقة إحصائية خاصة بالاستنتاج الاحصائي. وتنقسم اختبارات الفروض الإحصائية الى قسمين:

3-2-1/ اختبار الفروض اللامعلمية (اللابارامترية):

الإحصاء اللابارامتري هو أحد أنواع الأساليب الإحصائية الاستدلالية التي لا تتقيد بالشروط التي يجب توافرها لاستخدام الإحصاء البارامتري فهو يتحرر من التوزيع الاعتدالي للمجتمع الأصلي الذي سحبت منه العينة كما يتحرر من حجم العينة فهو يصلح للعينات الصغيرة والصغيرة جدا لان حجم العينة يؤثر على خصائص التوزيع التكراري لهذه العينة. ومن مميزاته سهولة وسرعة تطبيقه و لا يتطلب الا المستويات الدنيا للقياس(**الاسمي و الرتبي**) ويؤخذ على عليها بانها اقل كفاءة ودقة من نظيرتها الاختبارات البارامترية. (عبد المنعم احمد، 2005، الصفحات 36-37)

3-2-1-1/ المستوى الاسمي:

يعبر فيه عن المتغير بصفات فهو بالتالي نوعي ويساعد على التمييز فقط كالجنس ولون العينين...الخ. في هذا المستوى يمكن أن تعطي للصفات أرقاما غير أن هذه الارقام لا تسمح بإجراء عمليات حسابية عليها مثل أرقام الولايات او قاعات التدريس ...الخ. (عبد الكريم بوحفص، 2011، صفحة 17)

3-2-1-2/ المستوى الرتبي:

يعبر فيه عن المتغير برتب بحيث ترتب القياسات تصاعديا او تنازليا، في هذا المستوى تؤدي الأرقام دور التمييز لكنها أكثر دقة من المستوى الاسمي فهي تعطي فكرة عن موقع الفرد بالنسبة لباقي الافراد. (عبد الكريم بوحفص، 2011) مثل ترتيب عدائين في سباق 100م فنحصل على ترتيب العدائين. المرتبة الأولى المرتبة الثانية ...المرتبة الأخيرة.

3-2-2/ اختبار الفروض المعلمية (البارامترية):

هو أحد انواع الأساليب الإحصائية الاستدلالية التي تهتم بالكشف والاستدلال عن المجتمع اعتمادا على ما توفر من بيانات لدى الباحث خاصة بالعينة المأخوذة من المجتمع، كما تتناول اساليب اتخاذ القرارات الاحصائية، ويستخدم في العينات الكبيرة التي يشترط فيها توفر معلومات عن مجتمعاتها (معلمات الاصل) مثل: التوزيع الاعتدالي، تجانس التباين، العينات العشوائية، استقلال العينات وغيرها. ويستخدم مع بيانات **النسبة** او **المسافة**. ويعد الإحصاء البارامتري ادق وأكثر كفاءة من الإحصاء اللا-بارامتري. (عبد المنعم احمد، 2005، الصفحات 35-36)

-وهي البيانات التي تفترض بمعرفتها بخصائص وصفات المجتمع بحيث يمكن للباحث من الاستدلال بشكل أفضل. هذه

-البيانات غالبا ما يمكن قياسها مثلا (الحجم، الطول والوزن) ويتم الحصول عليها من التجارب والاختبارات.

3-2-2-1/ مستوى المسافة:

يعبر فيه عن المتغير بقيمة عددية ويفترض ان المسافة بين القيمة والقيمة التي تليها متساوية. اغلب المتغيرات تقاس عند هذا المستوى. كما أن الصفر فيه قيمة غير حقيقي بل هو افتراضي. أي انه لا يعبر عن غياب الظاهرة فمثلا الطالب الذي يتحصل

على درجة الصفر في مقياس الإحصاء لا يعني ان هذا الطالب ليست له معلومات عن وحدة الإحصاء المدرسة. (عبد الكريم بوحفص، 2011).

2-2-2-3/ مستوى النسبة:

ينطلق القياس في هذا المستوى من الصفر الحقيقي الذي يشير الى انعدام الظاهرة المدروسة. كغياب النيكوتين في دم الرياضي. تستخدم في هذا المستوى والمستوى الذي سبقه كل العمليات الحسابية ويمكن ان تستخدم النسبة كذلك. فهو أدق مستويات القياس. (عبد الكريم بوحفص، 2011).

4/ الفرق بين الإحصاء البارامتري اللابارامتري: (عبد الرحمن عيسوي، 1998، صفحة 72)

يمكن أن نفرق بينهم وفقاً للأسس التالية:

1 . طبيعة البيانات المستخدمة عند القياس.

2 . عدد المتغيرات التابعة والمستقلة.

3 . طرق المعاينة.

4 . طبيعة المجتمع الأصلي.

5 . عامل الوقت.

6 . الكفاءة الإحصائية.

5/ فحص الاختبار الاحصائي:

* **ويتم فحص الاختبار الاحصائي من خلال أربع خطوات:**

5-1/ جمع البيانات الإحصائية:

قبل الشروع في اختبار الفروض يجب على الباحث ان يتبين طبيعة البيانات هل هي كيفية (اسمية، رتبية) كمية (فترية، نسبية) ثم نراعي حجم العينة وذلك لتحديد نوع الاختبارات (معلمية، لامعلمية).

5-2/ صياغة الفرضيات:

5-2-1/ الفرضية الصفرية H_0 :

وتشير الى عدم وجود فروق من متوسطات مجموعتين او عدم وجود ارتباط بين مجموعتين.

5-2-2/ الفرضية البديلة H_1 :

إجابة وحل للفرضية الصفرية H_0 حيث يتوقع الباحث وجود فروق بين مجموعتين في حالة الاختبار بمخرجين ولصالح مجموعة معينة في حالة الاختبار بمخرج واحد.

* كل فرضية صفرية تقابلها فرضية بديلة واحدة والفرضيات البديلة الممكنة ثلاث:

$H_1 : \mu_1 \neq \mu_2$: فرضية بديلة بمخرجين او حدين(one-tailed test)

$H_1 : \mu_1 > \mu_2$: فرضية بديلة بمخرج واحد لصالح المجموعة الأولى(two-tailed test)

$H_1 : \mu_1 < \mu_2$: فرضية بديلة بمخرج واحد لصالح المجموعة الثانية(two-tailed test)

5-3/ دلالة الاختبار:

هي دلالة إحصائية تساعد الباحث على الخروج بنتائج واتخاذ قرار بقبولH_0 و رفض H_1 و رفض H_0 و قبولH_1 بمستوى خطا مقبول هو عادة 5 أخطاء في المائة 0.05 او خطا في المائة 0.01 او خطا في الالف 0.001 و هو المستوى الأكثر دقة في القياس.

5-4/ القرار الاحصائي:

يقسم مجال متغير دلالة الاختبار الى مجالين (منطقتين) تسمى احداهما بمنطقة الرفض والمنطقة الثانية منطقة القبول. وبناءًا على ذلك يكون القرار الاحصائي برفض الفرض الصفري إذا وقعت قيمة دلالة الاختبار في منطقة الرفض ويكون عدم رفض الفرض الصفري اذا وقعت في منطقة القبول.

- أنواع الأخطاء : الخطأ من النوع α

الخطأ من النوع β

أي قرار احصائي يمكن ينتج عنه نوعان من الخطأ:

القرار	H_0 صحيح	H_0 غير صحيح
قبول H_0	قرار سليم	خطا من النوع β
رفض H_0	خطا من النوع α	قرار سليم

6/ تحديد القيمة الحرجة:

في اختبار الفرضيات الإحصائية لابد من تحديد معيار نقبل او نرفض على أساسه الفرضية الصفرية ويتحدد ذلك بمعرفة ما إذاكانت القيمة الحرجة تقع في منطقة القبول (مجال الثقة) او في منطقة الرفض.

7/ تنبيـــــه:

في اختبار المتوسطات نستخدم التوزيع المعياري الطبيعي وتحديد القيمة الحرجة على أساس درجة الحرية وعدد مخارج الاختبار و مستوى الثقة α. ويتم تقسيم مجال الثقة الى منطقتين:

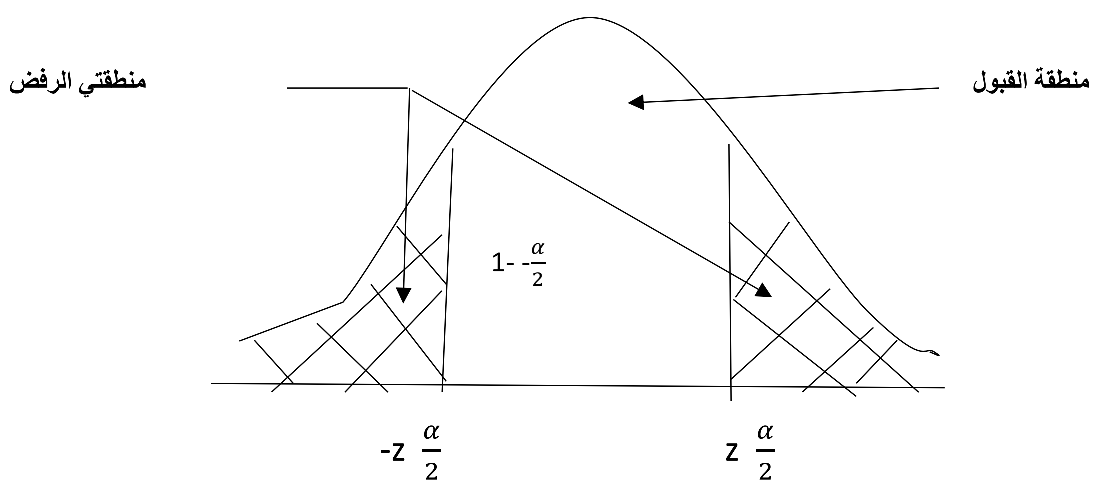
7–1/ منطقة القبول: حيث يتم قبول الفرض الصفري و يكون احتمال حدوث قيم الاحصاءة $(1-\alpha)$ كبير 95% (1-0.05) **أو** 99% (1-0.01).

7–2 / منطقة الرفض: حيث يتم رفض فرض العدم و قبول الفرض البديل و يكون احتمال حدوث قيم الاحصاءة (α) صغير و الاشكال التالية يمكن من خلالها توضيح مناطق الرفض و القبول و ذلك حسب نوع الفرض البديل وسوف نوضح ذلك باستخدام متوسط المجتمع μ كالتالي:

7–2–1/ أ/ الاختبار ذو حدين:

$H_0 : \mu_1=\mu_2$

$H_1 : \mu_1 \neq \mu_2$



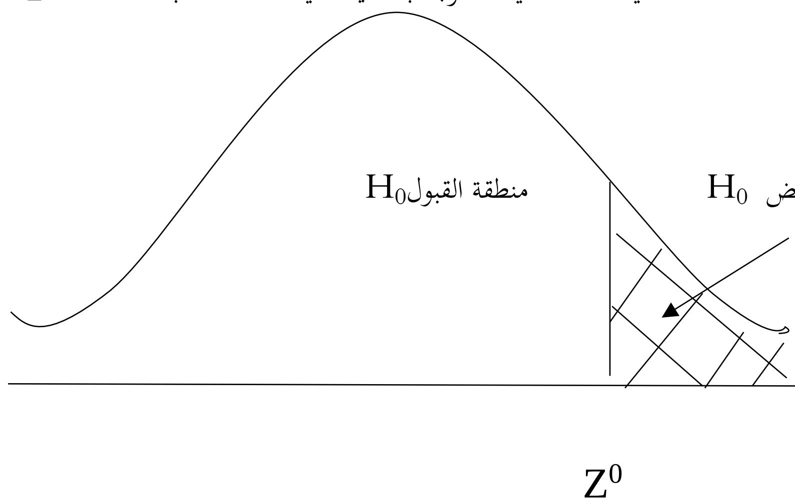
7–2–2/ ب/ الاختبار ذو حد واحد (مخرج واحد):

7–3/ في حالة الفرضية البديلة ذات الحد الأعلى:

$$\left.\begin{array}{l} H_0 : \mu_1 = \mu_2 \\ H_1 : \mu_1 > \mu_2 \end{array}\right\}$$

منطقة واحدة الى يمين المنحنى

نرفض H_0 إذا كان $Z > Z^0$ حيث تحدد القيمة الحرجة بتحديد القيمة Z^0 المقابلة للمساحة $1-\alpha$



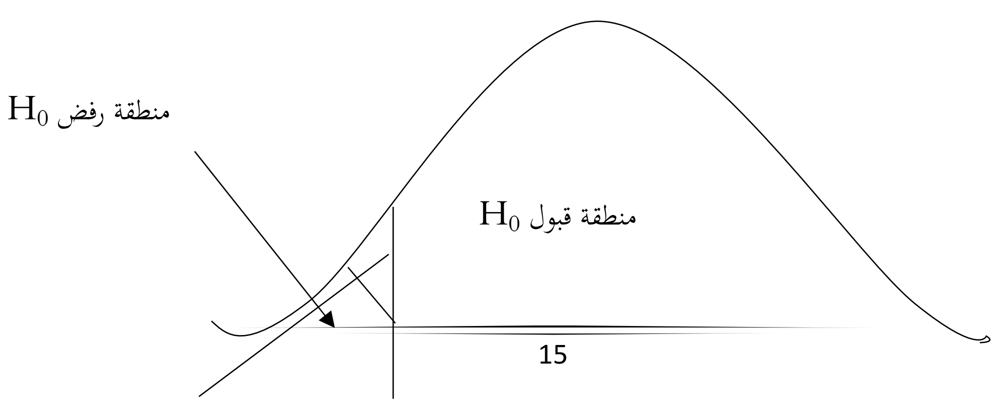
4-7/ في حالة الفرضية البديلة ذات الحد الأدنى:

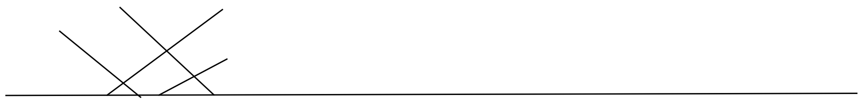
منطقة واحدة لرفض الى يسار المنحنى

$$\left.\begin{array}{l} H_0 : \mu_1 = \mu_2 \\ H_1 : \mu_1 < \mu_2 \end{array}\right\}$$

نرفض H_0 إذا كان $Z < Z^0$ حيث تحدد القيمة الحرجة وهي نفس المساحة للفرضية ذات الحد الأعلى ولكن بإشارة سالبة

$Z^0 = -(1-\alpha)$





Z^0

8/ <u>خطوات الاختبار الاحصائي</u>: (احمد عودة و منصور بن عبد الرحمن، 2006)

يمكن تلخيص خطوات الاختبار الاحصائي فيما يلي:

1/ تحديد فرض العدم H_0 والذي يأخذ عادة شكل معادلة او مساواة (وهو ما يتعلق بمعلمات المجتمع).

2/ وضع او تحديد الفرض البديل والذي يأخذ أحد اشكال ثلاثة: ام لا يساوي، أكبر من او اقل من وهو الذي يحدد نوع الاختبار المستخدم اما اختبار ذو طرفي ن او اختبار ذو طرفي ايمن او اختبار ذو طرف أيسر على التوالي.

3/ حساب احصاءة الاختبار: مثل اختبار Z او اختبار T او غيرها.

4/ تحديد مستوى المعنوية α.

5/ تحديد المنطقي الحرجة (منطقة الرفض والمتبقي هو منطقة القبول) وذلك بتحديد قيم Z او t المعيارية او الجدولية التي بناءا عليها نحدد المنطقة الحرجة منطقة الرفض، زكما ذكرنا سابقا فان الفرض البديل هو الذي يحدد موقع منطقة الرفض طرفين او طرف ايمن او طرف أيسر.

6/ اتخاذ القرار الاحصائي وذلك بمقارنة قيم Z او قيم T الحسابية بقيمهما الجدولية فاذا وقعت Z او Tفي منطقة الرفض فان القرار هو رفض فرض العدم و قبول الفرض البديل اما اذا وقعت Z او T الحسابية في منطقة القبول فان القرار هو قبول فرض العدم و رفض الفرض البديل.

اختبار الفروض حول متوسط المجتمع

1/ اختبار الفرضية حول متوسط مجتمع واحد معلوم التباين (استخدام اختبار z)

نستخدم في هذه الحالة الاختبار الاحصائي z الذي يعطى بالعلاقة:

$$\boxed{Z = \frac{\bar{x}-\mu}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}}}$$

مثـــــال:

ترغب احدى المدارس بفحص فيما اذا كان معدل الكوليسترول لدى طلبتها يختلف عن المعدل الوطني الذي يبلغ 190 و انحرافه المعياري 15 =σ فقامت باختبار عينة عشوائية حجمها 100 طالب ووجدت ان معدل الكوليسترول $\bar{x}$ لديهم يساوي 198 فهل يختلف معدل الكوليسترول في هذه المدرسة عن المستوى الوطني عند مستوى دلالة $\alpha = 0.05$.

الحـــــــــل:

1/ صياغة الفرضيات:

- الفرضية الصفرية: $H_0 : \mu=190$
- الفرضية البديلة: $H_1 : \mu\neq 190$

2/ حساب قيمة Z

$$z = \frac{\bar{x}-\mu}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}} = \frac{198-190}{\frac{15}{\sqrt{100}}} = 5.33$$

3/ **حساب القيمة الحرجة:** بما ان الفرضية غير موجهة فهي ذات مخرجين فان المساحة المحددة للقيمة الحرجة تكون كالتالي:

$$Z^0 = 1 - \frac{\alpha}{2} = \mathbf{0.975}$$

وبما ان التوزيع الطبيعي المعياري متناظر حول المتوسط فننا نطرح من القيمة الأخيرة 0.5 فتكون النتيجة كالآتي:

$0.975 - 0.5 = 0.475$

من الجدول نلاحظ ان هذه المساحة تقابل الدرجة المعيارية $Z^0 = 1.96$

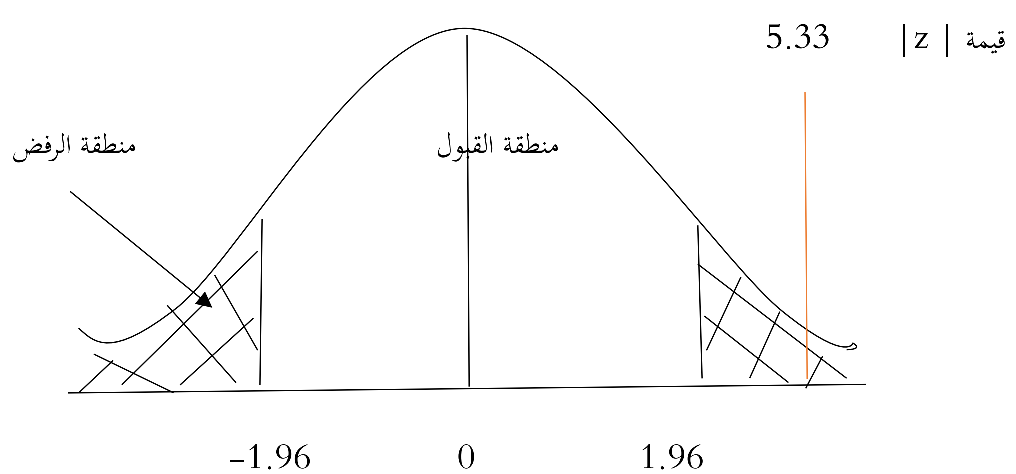
4/ القرار الاحصائي:

* نرفض الفرضية الصفرية H_0 اذا تحقق شرط $|Z| > Z^0$

* نلاحظ في هذه الحالة ان القيمة المطلقة لـ : Z اكبر من الدرجة الحرجة و بالتالي فالفرضية تقع في منطقة الرفض

$$|Z| > Z^0 \iff |5.33| > 1.96$$

ومنه نرفض الفرض الصفري H_0 وبالتالي نقول ان معدل الكوليسترول في هذه المدرسة يختلف عن المستوى الوطني عند مستوى دلالة $\alpha = 0.05$.



تذكير:

- الفرضية غير موجهة (ذات مخرجين) فان المساحة المحددة للقيمة الحرجة تكون كالتالي: $Z^0 = 1 - \frac{\alpha}{2}$
- الفرضية الموجهة (ذات الحد الاعلى) فان المساحة المحددة للقيمة الحرجة تكون كالتالي: $Z^0 = 1 - \alpha$
- الفرضية الموجهة (ذات الحد الادنى) فان المساحة المحددة للقيمة الحرجة تكون كالتالي $Z^0 = -(1 - \alpha)$

2/ اختبار الفرضية حول متوسط مجتمع واحد مجهول التباين (استخدام اختبار t)

نستخدم في هذه الحالة الاختبار الاحصائي t الذي يعطى بالعلاقة:

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

* حيث s هي الانحراف المعياري للعينة.

3/ الافتراضات الأساسية التي يقوم عليها اختبار z: (سالم عيسى بدر، 2009)

1/ العشوائية في اختيار العينة (لضمان تمثيلها للمجتمع الذي سحبت منه).

2/ التوزيع الاعتدالي – توزيع المتغير التابع (الخاصية المدروسة) في المجتمع وهو توزيع طبيعي، او ان حجم العينة $n \leq 30$.

3/ ان يكون تباين الخاصية المدروسة في المجتمع الذي سحبت منه العينة معلوما.

4/ تجانس التباين والذي يعني ان قيمة الانحراف المعياري للمجتمع بعد المعالجة هي نفسها للمجتمع قبل المعالجة.

5/ استقلالية المشاهدات (البيانات غير مترابطة بمعنى ان حدوث أي مشاهدة لا يؤثر باي شكل على المشاهدات الأخرى.)

4/ تمـــــارين:

تمـــرين1:

اخذت عينة من طلبة التربية البدنية والرياضية وتتكون من 36 طالبا حيث $\sum xi = 360$ وتخضع هذه القيمة الى التوزيع الطبيعي متوسطه μ وتباينه $s^2 = 9$

- اختبر الفرضية الصفرية $H_0 = 8$ مقابل الفرضية البديلة $H_1 \neq 8$ عند مستوى دلالة $\alpha = 0.001$

تمــرين 2:

مصنع للمعدات الرياضية ادعى انه استطاع صناعة مضرب للتنس بمقاومة متوسطها $\mu = 6.5$ وبانحراف معياري مقداره

$s = 0.45$ kg

المطلوب: اختبار ادعاء المصنع مع نتائج عينة عشوائية حجمها $n = 40$ فوجد ان معدل المقاومة $\bar{x} = 6.5$ وعند مستوى دلالة $\alpha = 0.001$

معاملات الارتباط

1/ خصائص معاملات الارتباط:

- يستخدم معامل الارتباط للتعرف على طبيعة العلاقة بين متغيرين او أكثر (طردي/عكسي)، فعندما يلاحظ تغير في المتغير X يتبعه تغير في المتغير Y
- يستخدم في اختبار صحة الفروض الارتباطية (العلائقية) سواء كانت فرضيات صفرية او فوض بديلة موجهة او غير موجهة.
- قيمة معامل الارتباط الى درجة العلاقة بين المتغيرات المستقلة والمتغيرات التابعة وليس تفسير هذه الظاهرة.
- عندما يكون معامل الارتباط مرتفع بين متغيرين $(X.Y)$ لا يعني ان المتغير (X) سبب وجود (Y) او العكس.

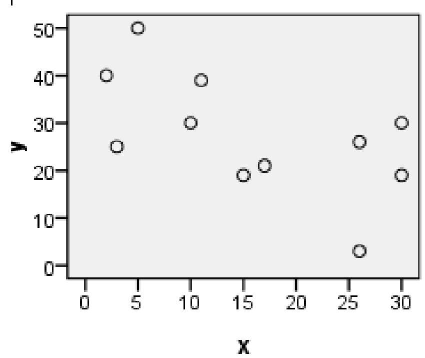
2/ مـلاحظة:

الخطأ الشائع الذي يقع فيه الباحثون هو تفسير معاملات الارتباط على علاقات سببية (علاقة العلة بالمعلول).

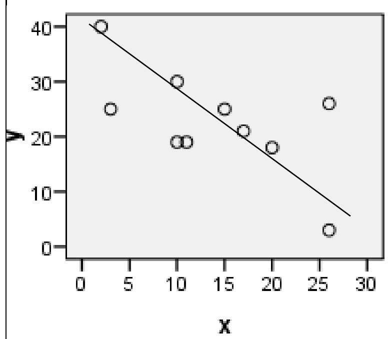
* يجب ان تكون العلاقة منطقية فمن الممكن ان تكون فناك علاقة بين الطول والوزن، المسافة والزمن، القوة والسرعة، المراجعة والتحصيل الدراسي، القلق والثبات الانفعالي، ولكن هل من المعقول ان تكون هناك علاقة بين طول أصابع القدمين والذكاء؟ او هل هناك علاقة بين الطول والتحصيل النظري في التربية البدنية؟ ان مثل هذه العلاقة غير منطقية لأنه لا يمكن تفسير مثل هذا النوع من العلاقات واغلبها منعدم الارتباط.

* يشترط في تطبيق معامل الارتباط البسيط بين متغيرين ان تكون العلاقة بين $(X.Y)$ خطية أي ان كل زيادة في (X) تصحبها زيادة في (Y) أو أن كل تناقص في (X) يصاحبه تناقص في (Y) ان الزيادة في(X) تتبعها نقص في (Y) أو العكس.

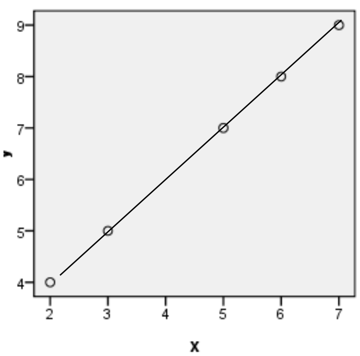
3/ لوحة الانتشار: للتأكد من العلاقة بين متغيرين خطية يمكن رسم لوحة الانتشار Scatter Diagramme، تمثل هذه اللوحة المسافة الموجودة بين المحورين الممثلين لدرجة المتغيرين سحابة من النقاط فاذا حصلنا على سحابة تشكل خطا مستقيما ذا اتجاه واحد نقول ان العلاقة بين المتغيرين علاقة خطية.



عدم وجود ارتباط



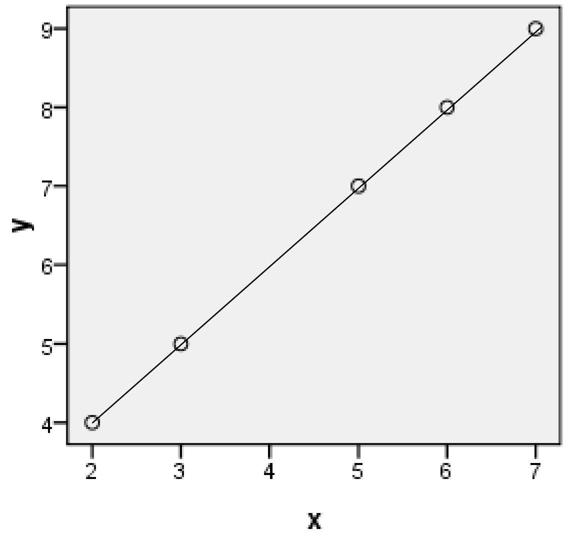
سالبة قوية (يوجد ارتباط خطي)



موجبة قوية (يوجد ارتباط)

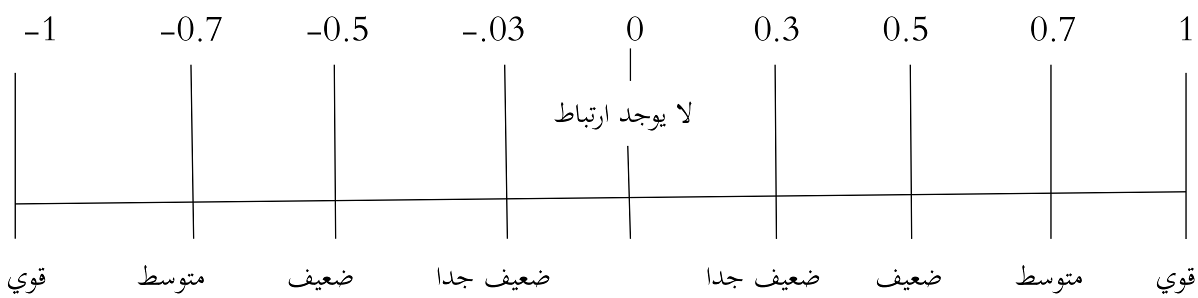
مثال: تحديد طبيعة وقوة الارتباط بين القلق والتحصيل الدراسي افتراض ان لدينا البيانات التالية لـ 5 افراد:

n	القلق x	التحصيل y
1	3	5
2	2	4
3	7	9
4	5	7
5	6	8



3/ تقدير القوة بين متغيرين بفضل لوحة الانتشار:

تتراوح قيمة معامل الارتباط بين 1 و –1 مرورا بالصفر.



أولا: حساب معاملات الارتباط:

1/ معامل الارتباط البسيط بيرسون Pearson يرمز له R_p :

- يستخدم في البيانات الكمية.
- هو معامل يوجد ضمن مستوى المسافات المتساوية والنسبية
- هو اختبار بارامتري(معلمي) يعطى وفق المعادلة التالية:
-

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

حيث:

معامل الارتباط: R_p

حجم العينــة: n

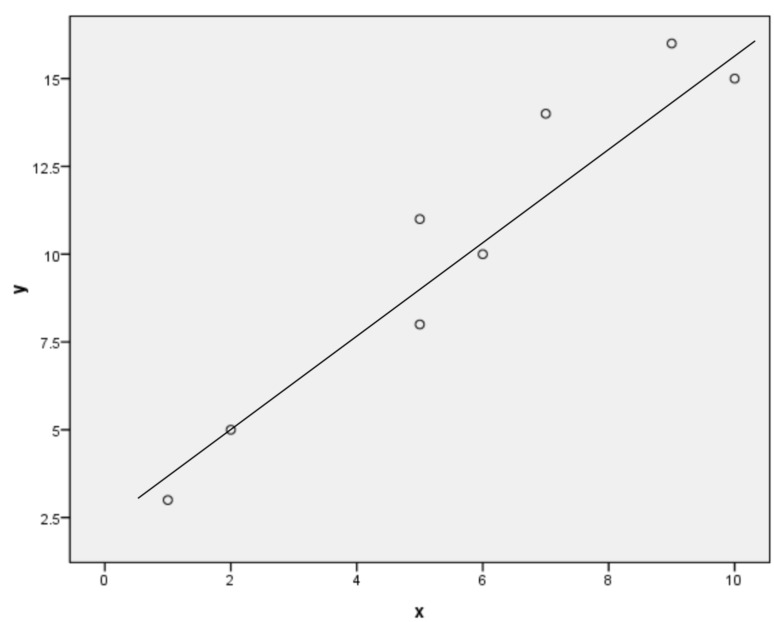
متغيـــران: $x.y$

مثال: طبق اختبار الشد الأعلى و الانبطاح المائل بثني الذراعين على 08 لاعبين و كانت درجاتهم كالآتي:

الانبطاح(y)	الشد(x)
15	10
5	2
11	5
10	6
14	7
3	1
16	9
8	5
82	$\sum$ 45

الحـــل:

الشد(x)	الانبطاح(y)	x.y	x^2	y^2
10	15	150	100	225
2	5	10	4	25
5	11	55	25	121
6	10	60	36	100
7	14	98	49	196
1	3	3	1	9
9	16	144	81	256
5	8	40	25	64
$\sum$ 45	82	560	321	996



1/ لا يوجد ارتباط بين X و Y : H_0

يوجد ارتباط بين X و Y : H_1

2/ نوع البيانات كمية

3/ تحديد اختبار بيرسون

4/ العلاقة طردية موجبة قوية جدا

5/ حساب R_p

$$R_p = \frac{n\sum(x.y)-(\sum x)(\sum y)}{\sqrt{[n(\sum x^2)-(\sum x)^2\ ][n(\sum y^2)-(\sum y)^2]}} = \frac{8.560-45.82}{\sqrt{[8.321-2025][8.996-6724]}} = 0.96$$

6/ $df : 8\text{-}2 = 6$

7/ α **: 0.05**

8/ $R_t = 0.70$

9/ بما ان $R_c > R_t$ نرفض الفرض الصفري

خطوات اختبار الفرضيات الارتباطية:

1/ صياغة الفرض الصفري مقابل الفرض البديل.

2/ معرفة نوعية البيانات (كمية. كيفية)

3/ تحديد نوع الاختبار (بيرسون، سبيرمان).

4/ رسم لوحة الانتشار بناءا على البيانات المعطاة.

5/ حساب معامل الارتباط (بيرسون، سبيرمان) بناءا على علاقة الارتباط.

6/ حساب درجة الحرية **df**:

- اختبار بيرسون $df = n-2$

- اختبار سبيرمان $df = n-1$

7/ تحديد مستوى الدلالة.

8/ تحديد قيمة معامل الارتباط (R) مع الجدولية (R_t) و فق جدول الارتباط المختار وهذا بتحديد نقطة تقاطع df مع α

9/ اتخاذ القرار بقبول او رفض H_0 :

- إذا كانت $R_c > R_t$ نرفض الفرض الصفري التي تقول بعدم وجود ارتباط.
- إذا كانت $R_c < R_t$ نقبل الفرض الصفري التي قول بوجود ارتباط.

2/ تمــارين:

ثانيا: معامل الارتباط سبيرمان **Spearman** الرتبي:

أحيانا تكون بيانات الظاهرتين او احداهما بيانات غير كمية لكنها ذات طبيعة ترتيبية مثل تقديرات الطلاب في اختبار معين (A.B.C...) او تكون البيانات كمية لا تتوفر فيها بعض الخصائص المطلوبة فنلجأ حينئذ لاستبدال قيم البيانات بتراتيبها ونستخدم ما يسمى بمعامل ارتباط الرتب سبيرمان **Spearman** حيث يرمز له R_s ويكون حسابه من خلال الخطوات التالية:

1/ نرتب بيانات الظاهرتين في موقعيهما حسب الترتيب التصاعدي ونسمي هذه رتب القيم

EX : $A^8.A^7.B^6.B^5.B^4.C^3.C^2.F^1$

2/ نحسب فروق الرتب ومجموع مربعاتها فيكون معامل ارتباط الرتب:

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

حيث: R_s : معامل ارتباط الرتب

d^2 : مربع الفروق بين رتب نفس الفرد على المتغيرين X.Y

n : عدد افراد العينة

1 و 6 : ثابتان لا يتغيران

ملاحظة:

- تعطى الرتبة 1 الى أضعف قيمة.
- إذا وجدت مفردتان او أكثر لهما نفس القيمة فإننا رتبتهم تكون متوسط الرتب التي سيأخذونها لو لم تكن لهم نفس القيمة.
- لمعامل سبيرمان نفس الخواص السابقة لمعامل بيرسون.
- درجة الحرية: $df = n-1$

مثال:

البيانات التالية توضح تقدير عينة من 08 رياضيين فيما يخص رتبة الرياضي وتقدير الذات:

x	y
A	80
F	90
B	60
B	60
C	80
C	70
A	90
B	60
8	

الحل:

x	y	رتبة x	رتبةy	d	d^2
A	80	7.5	5.5	2	4
F	90	1	7.5	-6.5	42.25
B	60	5	2	3	9
B	60	5	2	3	9
C	80	2.5	5.5	-3	9
C	70	2.5	4	1.5	2.25
A	90	7.5	7.5	0	0
B	60	5	2	3	9
8				0	84.5

$$R_S = 1-\frac{6\sum d^2}{n(n^2-1)} = 1-\frac{6.84.5}{8(8^2-1)} = -0.006$$

ومنه الارتباط عكسي ضعيف جدا

1/ تحويل البيانات الكمية الى رتب: سبق وذكرنا ان من شروط استخدام معامل ارتباط سبيرمان ان لا توجد تكرارات كثيرة في الرتب. من هذه الملاحظة تعترضنا حالتين:

1-1/ ان لا توجد تكرارات في الرتب: في تحويل البيانات الكمية الى رتب تعطى الرتبة 01 الى أضعف القيم الكمية ونتصاعد في ترتيب القيم الكمية حتى نصل الى اعلى درجة كمية في الترتيب.

البيانات الكمية للمتغير x : 16— 14—12—8—10—19

ترتيب قيم المتغير x : **5 —4 —3—1 — 2— 6**

2-1/ حالة البيانات المتكررة: في حالة تكرار مجموعة من القيم فإننا نحسب المتوسط الحسابي لرتب هذه القيم

البيانات الكمية x : 20—19—12—12—8—8—8—4

رتب x : 8—7 —5.5—5.5 —3—3—3 —1

$$\frac{2+3+4}{3}=3 \qquad \frac{5+6}{2}=5.5$$

2/ الانحدار (التنبؤ)

2–1/ تعريف: يتمثل التنبؤ في تقدير قيمة متغير(x) اعتمادا على نتائج متغير ثاني (y) له علاقة بالمتغير الأول.

- يتم التنبؤ على أساس وجود ارتباط بين المتغير المتنبا به والمتغير الآخر.
- ترتفع قيمة التنبؤ كلما رادت قوة الارتباط بين المتغيرين.
- يتم التنبؤ من خلال معادلة رياضية تربط بين متغيرين تعرف باسم معادلة الانحدار معللة بالخطأ المعياري للتنبؤ.

2–2/ معادلة خط الانحدار:

مثل التنبؤ للمتغير (y) $\mathbf{y = A+B(x)}$

حيث A, B تسمى ثوابت التنبؤ

A : هي نقطة تقاطع الخط الموجود في سحابة الانتشار و الذي يمر بجميع النقاط مع محور التراتيب (Y)

الجزء المقطوع من محور(Y) ويحسب من المعادلة $\mathbf{A = \bar{y} - B(\bar{x})}$

B مدى ارتفاع الخط البياني (ميل خط الانحدار) في كل مرة تزيد فيها وحدة للمتغيرين x,y ويحسب بالمعادلة : $B = \frac{sy}{sx}.r$

لحل معادلة الانحدار نحسب أولا الثابت B ولحساب هذا المعامل نحتاج الى حساب الانحراف المعياري للمتغير X او SX و كذلك الانحراف المعياري Y اي SY و R معامل الارتباط . ثم نحسب معادلة التنبؤ بالخطأ المعياري للتنبؤ لان المعادلة مبنية على انحراف النقاط على الخطأ الموجود في وسط سحابة الانتشار.

يعطى الخطأ المعياري للتنبؤ بالمعادلة: $sxy = sy-\sqrt{1-r^2}$

حيث sxy : الخطأ المعياري للتنبؤ

sy : الانحراف المعياري لـ : y

r : معامل الارتباط

حيث يمثل الخطأ المحتمل ارتكابه في التنبؤ في التقدير

مثال: تحصل محمد على العلامة 14 في مقياس الإحصاء الاستدلالي ولم يجر امتحان مادة spss كم تكون علامته في هذا المقياس

علما ان : $r = 0.90$ / $\bar{y} = 12$ / $\bar{x} = 10$ / $sy = 2$ / $sx = 2$

الحل:

أولا: نكتب معادلة التنبؤ بالخطأ المعياري $y^* = y \pm syx$

ثانيا: نحسب الثابت B $B = \frac{sy}{sx} .r = \frac{2}{2}.\mathbf{0.90} = 0.90$

ثالثا: نحسب الثابت A $A = \bar{y} - B(\bar{x}) = 12 - 0.90(10) = 3$

و بالتعويض في معادلة الانحدار نجد: $Y = A+B(x) = 3+0.90(14) = 15.6$

ومنه يأخذ الطالب في مقياس spss علامة 15.6

رابعا: حساب الخطأ المعياري للتنبؤ حيث يمثل الخطأ المحتمل الذي يمكن ارتكابه في تقدير علامة الطالب ويحسب-2 =

$sxy = sy-\sqrt{1-r^2}\ \sqrt{1-0.9^2} = 0.86$

ومن معادلة التنبؤ مصححة بالخطأ المعياري : $\underbrace{y^*}_{\text{معادلة التنبؤ } y} = 15.6 \pm \underbrace{0.86}_{\text{الخطأ المعياري } syx}$

اختبار (ت) (T) لدراسة الفروق بين المتوسطات

1- تعريف:

اكتشف العالم البريطاني ويليام غوست التوزيع الاحتمالي (T) سنة 1908 ولم يشأ ان يذكر اسمه ونشره بإمضاء طالب (Student) كبديل مستعار لاسمه واعطى الحرف الأخير (T) كاسم للاختبار.

2- شروط استخدامه:

1/ ان تكون البيانات كمية (اختبار معلمي (بارامتري)).

2/ ان تختار العينة بطريقة عشوائية.

3/ ان تكون العينيتين مستقلتين (لا تتكون من نفس الافراد) ولا توجد عناصر مشتركة بينهما الا في الحالة 03.

3/ استخداماته:

- يستخدم في اختبار المتوسطات في حالة إذا لم يذكر تباين المجتمع معلوم والذي يستبدل بتباين العبنة اختبار Z يشترط توافر تباين المجتمع الأصلي اما T فلا يشترط ذلك.
- يستخدم في التصميم التجريبي لأنه يبين أثر متغير مستقل على متغير تابع.
- يستخدم لدراسة الفروق بين العينة الضابطة والعينة التجريبية.
- إذا كان الفرق ذو دلالة إحصائية في هذه الحالة يمكن تعميمه على العينتين محل الدراسة.
- يستخدم اختبار T لاختبار الفرضية الصفرية القائلة بان نتائج العينيتين متجانسة (عدم وجود فروق) مقابل الفرضية البديلة القائلة بان نتائج العينيتين غبر متجانسة (يوجد فرق بين نتائج العينيتين).

ملاحظة: في اختبار T للفروق يفضل استعمال مستوى الدلالة

في الاختبار بمخرجين: 0.05/ 0.01/ 0.001

في الاختبار بمخرج واحد: 0.025/ 0.005/ 0.0005

- باعتبار ان هذه المستويات شبه متعارف عليها من طرف العلماء.

أولا: اختبار T في حالة العينيتين المتساويتين(مستقليتين)

$$T = \frac{\bar{x}_1 - \bar{x}_2}{\sqrt{\frac{S_1^2 + s_2^2}{n}}}$$

$$df = n_1 + n_2 - 2$$

حيث:

$\bar{x}_1 - \bar{x}_2$: نطرح اصغر متوسط من اكبر متوسط

S_1 : تباين المجموعة الأولى

S_2 : تباين المجموعة الثانية

N : حجم عينة واحدة فقط

مثال:

طلب منك اختبار الفروق بين متوسطي درجات عينيتين من اللاعبين في مقياس الانتباه من البيانات التالية عند مستوى الدلالة 0.05

Groupe 2	**Groupe**
n = 33	n = 33
$\bar{x}_2 = 23.23$	$\bar{x}_1 = 15.81$
$s_2^2 = 6.86$	$s_1^2 = 13.10$

الحل:

1/ **تحديد المشكل**: هل توجد فروق دالة احصائيا بين العينيتين في مقياس تركيز الانتباه؟

2/ **صياغة الفرضيات**: $H_0 : \bar{x}_1 = \bar{x}_2$

$H_1 : \bar{x}_1 \neq \bar{x}_2$

3/ **تحديد نوع الاختبار**: هو اختبار T لعينيتين متساويتين عشوائيتين.

4/ **حساب T** :

$$T = \frac{\bar{x}_1 - \bar{x}_2}{\sqrt{\frac{S_1^2+s_2^2}{n}}} = \frac{23.23 - 15.81}{\sqrt{\frac{6.86+13.10}{33}}}$$

$T = 9.36$

5/ **حساب df**: $df = n_1+n_2 - 2 = 33+33-2 = 64$

6/ **تحديد قيمة T الجدولية**: بناءًا على α و df $T_t = 2$

7/ **اتخاذ القرار**: وجدنا ان $T_t < T_c$

ومنه نرفض الفرض الصفري: $H_0 : \bar{x}_1 = \bar{x}_2$

ونقبل الفرض البديل: $H_1 : \bar{x}_1 \neq \bar{x}_2$

ونقول انه توجد فروق بين متوسطي العينيتين في مقياس تركيز الانتباه.

تطبيق:

قام استاذ التربية البدنية والرياضية بمقارنة طريقتي تدريس: 1/ الطريقة الجزئية 2/ الطريقة الكلية. واختار لذلك بطريقة عشوائية عينيتين مستقلتين وتحصل على النتائج التالية:

Groupe	**Groupe 2**
n = 5	n = 5
$\bar{x}_1 = 6$	$\bar{x}_2 = 8$
$s_1^2 = 6.25$	$s_2^2 = 12.25$
$S_1 = 2.5$	$S_2 = 3.5$

السؤال:

بناءا على هذه المعطيات بين: هل وجد الأستاذ فروق دالة احصائيا بين طريقتي التدريس (الكلية والجزئية)؟

- اجب وفق الخطوات المنهجية الملائمة عند مستوى دلالة 0.05

الحل:

1/ **تحديد المشكل**: هل توجد فروق دالة احصائيا بين طريقتي التدريس (الكلية والجزئية) على عينتي الدراسة؟

2/ **صياغة الفرضيات**: $H_0: \quad \bar{x}_1 = \bar{x}_2$

$H_1: \quad \bar{x}_1 \neq \bar{x}_2$

3/ **تحديد نوع الاختبار**: هو اختبار T لعينيتين متساويتين عشوائيتين.

4/ **حساب T** :

$$T = \frac{\bar{x}_1 - \bar{x}_2}{\sqrt{\frac{S_1^2 + s_2^2}{n}}} = \frac{8 - 6}{\sqrt{\frac{6.25+12.25}{5}}}$$

$$T = 1.04$$

5/ **حساب df**: $df = n_1 + n_2 - 2 = 5 + 5 - 2 = 8$

6/ **تحديد قيمة T الجدولية**: بناءًا على α و df $\quad T_t = 2.30$

7/ **اتخاذ القرار**: وجدنا ان $T_t > T_c$

ومنه نقبل الفرض الصفري: $H_0: \quad \bar{x}_1 = \bar{x}_2$

ونرفض الفرض البديل: $H_1: \quad \bar{x}_1 \neq \bar{x}_2$

ونقول انه لا توجد فروق بين طريقتي التدريس (الكلية و الجزئية) على عينتي الدراسة.

اختبار T لعينيتين غير متساويتين(مستقلتين)

في حالة عدم تساوي وحدات العينيتين نحسب T بالمعادلة التالية:

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

$$df = n_1 + n_2 - 2$$

تطبيق:

خلال قيامك بدراسة لظاهرة قلق قبل المنافسة قمت بتطبيق مقياس كحالة على عينيتين من الذكور والاناث في رياضة كرة اليد فوجدت النتائج التالية:

الاناث	الذكور
n = 81	n = 101
$\bar{x}_2$ = 53.20	$\bar{x}_1$ = 55.02
s_2^2 = 14.67	s_1^2 =16.33

- بناءا على هذه المعطيات هل هناك فروق دالة احصائيا بين عينة الذكور وعينة الاناث على مقياس القلق؟

أجب وفق الخطوات الملائمة عند مستوى دلالة 0.01

الحل:

1/ **تحديد المشكل**: هل توجد فروق دالة احصائيا بين الذكور والاناث على مقياس القلق عند مستوى دلالة 0.01؟

2/ **صياغة الفرضيات**: $H_0: \quad \bar{x}_1 = \bar{x}_2$

$H_1: \quad \bar{x}_1 \neq \bar{x}_2$

3/ **تحديد نوع الاختبار**: هو اختبار T لعينيتين غير متساويتين عشوائيتين.

4/ **حساب T** :

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

$$T = \frac{55.02 - 53.20}{\sqrt{\frac{(101-1).16.33+(81-1).14.67}{101+81-2}\left(\frac{1}{81}+\frac{1}{101}\right)}}$$

$$T = 0.31$$

5/ **حساب df**: $df = n_1+n_2 - 2 = 101 + 81 - 2 = 180$

6/ **تحديد قيمة T الجدولية**: بناءًا على α و df $T_t = 2.575$

7/ **اتخاذ القرار**: وجدنا ان $T_t > T_c$

ومنه نقبل الفرض الصفري: $H_0: \bar{x}_1 = \bar{x}_2$

ونرفض الفرض البديل: $H_1: \bar{x}_1 \neq \bar{x}_2$

وبالتالي نقول انه لا توجد فروق دالة احصائيا بين الذكور والاناث على مقياس القلق عند مستوى دلالة 0.01.

اختبار T لعينيتين مرتبطتين او لعينة واحدة

توجد حالتين يمكن ان تكون فيهما عينيتين متشابهتين او مرتبطتين (غير مستقلتين)

الحالة الأولى:

وهي عندما نلاحظ فيها افراد نفس العينة تحت حالتين مختلفتين وفي هذه الحالة يتم اخضاع العينة الى موقفين تجريبيين مختلفين لملاحظة تأثير الحالتين على نتائج افراد العينة.

مثال: عينة تلاميذ ← الفصل الأول: درست بالمقاربة بالكفاءات

← الفصل الثاني: درست بالمقاربة بالأهداف

الحالة الثانية:

عند القيام باختبار قبلي واختبار بعدي على نفس العينة

اختبار قبلي ← تجربـة ← اختبار بعدي

و في هاتين الحالتين نستعمل المعادلة التالية

$$T = \frac{\bar{D}}{S\bar{D}}$$

حيث ان $\bar{D}$ متوسط الفروق ويحسب كما يلي: **اولا**

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

ثم نحسب الانحراف المعياري لتوزيع الفروق كما يلي: **ثانيا**

$$SD = \sqrt{\frac{(\sum n.D^2)-\sum(D)^2}{n(n-1)}}$$

ثالثا:

$$S\bar{D} = \frac{SD}{\sqrt{n}}$$

$$df = n-1$$

تطبيق:

اثناء قيامك بدراسة حالة القلق خلال المنافسة على عينة من 08 رياضيين و استعملت القياس القبلي و القياس البعدي فتحصلت على النتائج التالية: (مستوى الدلالة 0.01)

n	قبلي	بعدي	D	D^2
1	8	12	-4	16
2	17	31	-14	196
3	12	17	-5	25
4	19	17	2	4
5	5	8	-3	9
6	6	14	-8	64
7	20	25	-5	25
8	3	4	-1	1
$\sum$			-38	340

1/ **تحديد المشكل**: هل هناك فروق دالة احصائيا بين تأثير القياسين القبلي والبعدي عند مستوى دلالة 0.01؟

2/ **صياغة الفرضيات**: لا توجد فروق $H_0: \quad \bar{x}_1 = \bar{x}_2$

$H_1: \quad \bar{x}_1 \neq \bar{x}_2$

3/ **تحديد نوع الاختبار**: هو اختبار T لعينة واحدة.

4/ **حساب T** :

$$\bar{D} = \frac{-38}{8} = \mathbf{-4.75}$$

$$SD = \sqrt{\frac{(\sum n.D^2)-\sum(D)^2}{n(n-1)}} = \sqrt{\frac{(8.340)-(-38)^2}{8(8-1)}} = \mathbf{4.77}$$

$$S\bar{D} = \frac{SD}{\sqrt{n}} = \frac{4.77}{\sqrt{8}} = \mathbf{1.96}$$

$$T = \frac{\bar{D}}{S\bar{D}} = \frac{-4.75}{1.96} = -\mathbf{2.81}$$

5/ **حساب df**: $df = n-1 = 8-1 = 7$

6/ **تحديد قيمة T الجدولية**: بناءًا على α و df $T_t = 3.49$

7/ **اتخاذ القرار**: وجدنا ان $T_t > T_c$

ومنه نقبل الفرض الصفري: $H_0: \bar{x}_1 = \bar{x}_2$

ونرفض الفرض البديل: $H_1: \bar{x}_1 \neq \bar{x}_2$

وبالتالي نقول انه لا توجد فرق دال احصائيا بين القياسين القبلي والبعدي على مقياس القلق اثناء المنافسة عند مستوى دلالة 0.01

5/ تمــارين:

1/ اختبار T يعتمد على معطيات كمية او كيفية

2/ اختبار T و اختبار Z ايهما اقوى احصائيا؟

تمرين1:

اليك درجات مادة الإحصاء لمجموعة من الطلبة حيث افراد المجموعة الأولى قاموا بحل كل التمارين التحضيرية التي طلبت منهم قبل الاختبار في حين لم يقم افراد المجموعة الثانية بحل هذه التمارين

م1: 14.17.20.15.16.12.14.18.11.13

م2: 19.12.14.10.09.11.7.15.10.13.20.12

- هل يوجد فرق بين متوسطي المجموعتين في درجات الامتحان عند مستوى دلالة 0.01؟

تمرين2:

اليك مجموعة من التسديدات للاعبي كرة القدم

الأفراد	**1**	**2**	**3**	**4**	**5**	**6**	**7**	**8**	**9**	**10**
القياس القبلي	8	7	9	6	7	5	4	8	3	2

القياس البعدي	16	15	14	13	13	16	12	17	11	10

- هل الاختلاف الملاحظ بين القياسين دال احصائيا عند 0.05؟

اختبار ويلكوكسن لإشارة الرتب:

نعلم ان الاحصائي الذي يستخدم لاختبار الفرضية حول الفرق بين متوسطي مجتمعين مترابطين (غير متصلين) هو الاحصائي t ضمن شرط محددة لاستخدامه منها:

1/ مستوى القياس للمتغيرين تحت الدراسة لا تقل عن المستوى الفتري.

2/ فرق ازواج المتغيرات تخضع لنفس التوزيعات للبيانات الاصلية كما ان الفروق هو التوزيع الطبيعي.

ولكن في حالة عدم تحقيق هذه الشروط فيتم اللجوء الى استخدام احصائي لا معلمي في حالة العينات المترابطة (القياسات المتكررة او الأزواج المتماثلة) هو اختبار ويلكوكسن لإشارة الرتب والذي يمكن توضيح خطواته من المثال التالي:

مثال:

يرغب باحث فيما إذا كان البرنامج التدريبي الذي أعده لتعزيز قدرات الطلبة في حل المشكلات فاختار عينة من 5 طلبة وأجرى لهم اختبارا قبليا في حل المشكلات وعرضهم للبرنامج لمدة شهرين وأجرى لهم اختبارا بعديا وسجل النتائج على النحو التالي:

رقم الطالب	**1**	**2**	**3**	**4**	**5**
الاختبار القبلي	20	22	15	17	20
الاختبار البعدي	24	21	13	20	23

- اختبر الفرضية التي تقول ان البرنامج لا يؤدي الى احداث فروق في قدرات الطلبة في مهارات حل المشكلة عند مستوى دلالة 0.05.

الحل:

1/ صياغة الفرضيات:

الفرضية الصفرية: البرنامج لا يؤدي الى احداث فروق في قدرات الطلبة في مهارات حل المشكلة.

الفرضية البديلة: البرنامج يؤدي الى احداث فروق في قدرات الطلبة في مهارات حل المشكلة.

2/ إيجاد الرتب المطلوبة:

الطالب	Xi	Yi	الفروق |Di|	|Di|	رتب |Di|	رتب الفروق السالبة	رتب الفروق الموجبة
1	20	24	4	4	5		5
2	22	21	1-	1	1	1	
3	15	13	2-	2	2	2	
4	17	20	3	3	3.5		3.5
5	20	23	3	3	3.5		3.5
المجموع						$W_1= 3$	$W_2= 12$

وكذلك مجموع الرتب المناظرة للفروق السالبة ($W_1= 3$) وبمجموع الرتب المناظرة للفروق الموجبة ونرمز لها ($W_2= 12$).

3/ نجد قيمة احصائي ويلكوكسن المحسوبة وهي القيمة الأصغر بين قيمتي w_1 وw_2 و التي تساوي هنا 3.

4/ نبحث عن القيمة الحرجة للإحصائي (من جدول ويلكوكسن) عند $n = 5$ ومستوى الدلالة 0.05

وبما ان الفرضية غير متجهة بمخرجين لذلك فان w الحرجة تساوي 2

5/ القرار الاحصائي: نظرا لكون w المحسوبة أكبر من قيمتها الحرجة فإننا لا نستطيع رفض H_0 ونستنتج ان البرنامج لا يؤدي الى فروق في مهارات الطلبة في حل المشكلات.

اختبار كاي تربيع χ^2

تستخدم إختبارات كاي تربيع لاختبار الفروض والمعنوية للبيانات الاسمية , وهي أنواع منها:

1/ اختبار المعنوية للعينة الواحدة (كاي تربيع- لجودة التوفيق)

2/ اختبار المعنوية لأكثر من عينة (كاي تربيع – للاستقلال)

اولاً:اختبار المعنوية للعينة الواحدة (كاي تربيع- لجودة التوفيق)

يستخدم اختبار كاي لجودة التوفيق إلى اختبار هل النتائج المشاهدة تختلف عن النتائج المتوقعة .

شروط إجراء اختبار كاي تربيع χ^2 لجودة التوفيق :

1-عدد مشاهدات العينة أكبر من 50 ($n > 50$)

2- التكرار المتوقع المناظر لكل فئة لا يقل عن5 (f_e >5)

خطوات اختبار كاي لجودة التوفيق :

1-صياغة فرض العدم والفرض البديل:

H_0: لا يوجد اختلاف بين النتائج المشاهدة والنتائج المتوقعة

H_1: يوجد اختلاف بين النتائج المشاهدة والنتائج المتوقعة

2- قيمة إحصاء الاختبار كاي تربيع بعد تكوين جدول يساعدنا في حسابه على النحو التالي

الفئات	التكرارات المشاهدة f_o	التكرارات المتوقعة f_e	$f_o - f_e$	$(f_o - f_e)^2$	$\frac{(f_o - f_e)^2}{f_e}$
المجموع					$\sum\frac{(f_o - f_e)^2}{f_e}$

: χ^2 إحصاء الاختبار $\chi^2 = \sum\frac{(f_o - f_e)^2}{f_e}$

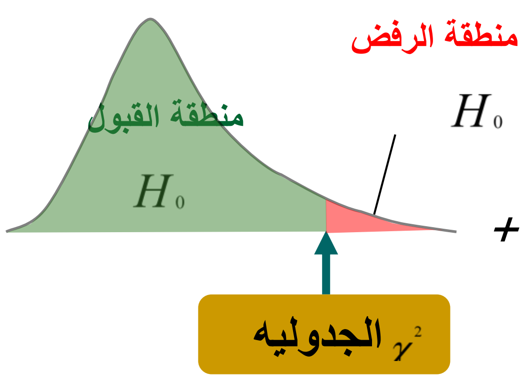
3–القيمة الجدوليه لكاي تربيع:

ودرجة الحرية من(عدد الفئات –1) α نحدد مستوى المعنوية

نستخرج قيمة كاي تربيع الجدوليه $\chi^2(n-1,\alpha)$

4–اتخاذ القرار:

نتخذ القرار بناءً على قيمة إحصاء الاختبار كاي تربيع (نحدد منطقة الرفض و منطقة القبول على الرسم التالي):



ونقبل الفرض البديل H_0 إذا وقعت قيمة إحصاء الاختبار في منطقة الرفض فإننا نرفض فرض العدم H_1

, أما إذا وقعت قيمة إحصاء الاختبار في منطقة القبول فإننا نقبل فرض العدم H_0

مثال :في دراسات سابقة عن المرضى النفسيين تم سؤالهم عن مستواهم الدراسي فكانت النتائج كالتالي

5% في المرحلة الجامعية

15% في المرحلة الثانوية

30% في المرحلة المتوسطة

50% في المرحلة الابتدائية

ولكن حاليا كانت النتائج ل 60 شخص كالتالي :

المرحلة الثانوية	عدد المرضى
جامعي	6
ثانوي	20
متوسط	10
ابتدائي	24
المجموع	60

هل يمكن إن نقرر إن نتائج برنامج هذا العام الفعلية تختلف عن البرامج السابقة؟ $(\alpha = 0.05)$

الحل:

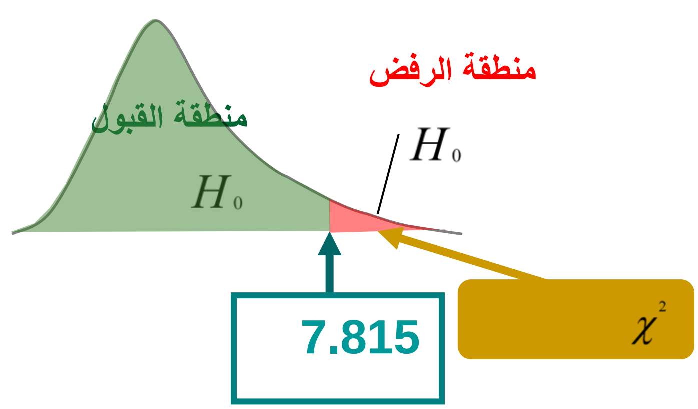
لا يوجد اختلاف بين النتائج المشاهدة والنتائج المتوقعة: H_0

يوجد اختلاف بين النتائج المشاهدة والنتائج المتوقعة: H_1

نمط التغير	التكرارات المشاهدة f_o	النسبة	التكرارات المتوقعة f_e	$f_o - f_e$	$(f_o - f_e)^2$	$\frac{(f_o - f_e)^2}{f_e}$
جامعي	**6**	**5%**	**0.05*60=3**	**3**	**9**	**3**
ثانوي	**20**	**15 %**	**0.15*60=11**	**9**	**81**	**7.36**
متوسط	**10**	**30 %**	**0.30*60=18**	**-8**	**64**	**3.55**
ابتدائي	**24**	**50 %**	**0.50*60=30**	**-6**	**36**	**1.2**
المجموع	**60**					**10.72**

قيمة إحصاء الاختبار χ^2 =10.72

3- الجدولية = χ^2 قيمة 7.815



4–وقع إحصاء الاختبار في منطقة الرفض

فإننا نرفض فرض العدم ونقبل الفرض البديل أي أن هناك اختلافا بين النتائج المشاهدة والنتائج المتوقعة

مثال 2:

قامت وحدة محو الأمية بوزارة التعليم بتصميم برنامج دعائي يستهدف تحفيز ودفع غير المتعلمين الى تغيير اتجاهاتهم بحيث يصبحون أكثر إيمانا بفائدة التعليم و كانت نتائج البرامج السابقة في هذا المجال كالآتي :

23% يصبحون أكثر إيمانا بأهمية التعليم (تغيير إيجابي).

65% لا تتغير اتجاهاتهم (لا تغيير).

12% تتغير اتجاهاتهم بحيث يصبحون أكثر نفورا من التعليم (تغيير سلبي)

بالنسبة لهذا العام كانت نتائج البرنامج الذي اجري على 90 شخصا غير متعلم على النحو التالي:

عدد الأفراد	نمط التغيير
52	تغيير ايجابي
34	لا تغيير
4	تغيير سلبي
المجموع = 90	

هل يمكن إن نقرر إن نتائج برنامج هذا العام الفعلية تختلف عن البرامج السابقة؟ $\alpha = 0.05$

الحل:

لا يوجد اختلاف بين النتائج المشاهدة والنتائج المتوقعة: H_0:

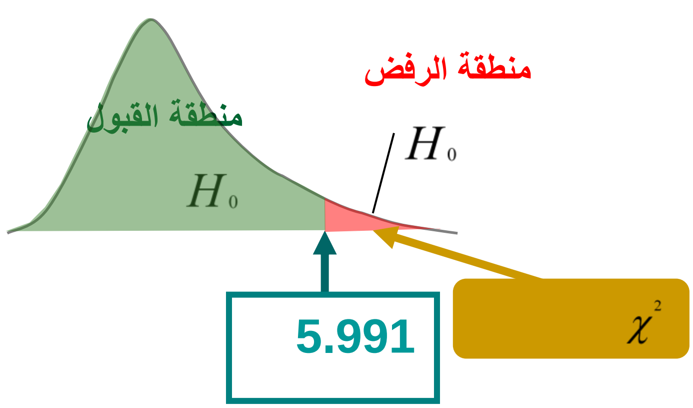
يوجد اختلاف بين النتائج المشاهدة والنتائج المتوقعة: H_1:

2-

نمط التغير	التكرارات المشاهدة f_o	النسبة	التكرارات f_e المتوقعة	$f_o - f_e$	$(f_o - f_e)^2$	$\frac{(f_o - f_e)^2}{f_e}$
تغير ايجابي	52	23 %	**× 0.23 20.7=90**	**31.3**	**979.69**	**47.32**
لاتغير	34	65 %	**× 0.65 58.5=90**	**24.5-**	**600.25**	**10.26**
تغير سلبي	4	12 %	**× 0.12 10.8=90**	**6.8-**	**46.24**	**4.28**
المجموع	90					**61.86**

قيمة إحصاء الاختبار χ^2 =61.86

3- الجدوليه = χ^2 قيمة $\chi^2(2,0.05)$ =5.991



4-وقع إحصاء الاختبار في منطقة الرفض

فإننا نرفض فرض العدم ونقبل الفرض البديل أي أن هناك اختلافا بين النتائج المشاهدة والنتائج المتوقعة

ثانياً:اختبار المعنوية لأكثر من عينة (كاي تربيع– للاستقلال)

نحتاج في حالات كثيرة إلى التعرف عما إذا كانت هناك علاقة بين صفيتين من صفات مجتمع ما. مثلاً قد نحتاج لمعرفة هل توجد علاقة بين مستوى الدخل والمستوى التعليمي؟ أو هل توجد علاقة بين لون العينين ولون الشعر في مجتمع ما؟ أو هل توجد علاقة بين المستوى التحصيلي ودخل الأسرة؟

يستخدم اختبار كاي تربيع للإستقلال للإجابة على مثل هذه الأسئلة (هل توجد علاقة بين متغيرين إسميين أو متغير إسمي والآخر ترتيبي) ويعتمد على مقارنة القيم المشاهدة مع القيم المتوقعة. لذلك يجب أن نختار عينة عشوائية من المجتمع محل الدراسة ثم تصنف مشاهدات هذه العينة حسب مستويات كل صفة من الصفتين ووضعها في جدول يسمى جدول التوافق.

خطوات اختبار مربع كاي للاستقلال :

1- صياغة فرض العدم والفرض البديل:

H_0: لا يوجد علاقة بين الصفتين أو لا يوجد ارتباط بين الصفتين

H_1: يوجد علاقة بين الصفتين أو لا يوجد ارتباط بين الصفتين

2- قيمة إحصاء الاختبار كاي تربيع:

إذا كان لكل من الصفتين A,B مستويان إثنان فقط , وكانت التكرارت المشاهدة هي a,b,c,d وذلك كما يلي :

	B1	B2
A1	a	B
A2	c	D

ففي هذه الحالة يكون إحصاء الاختبار

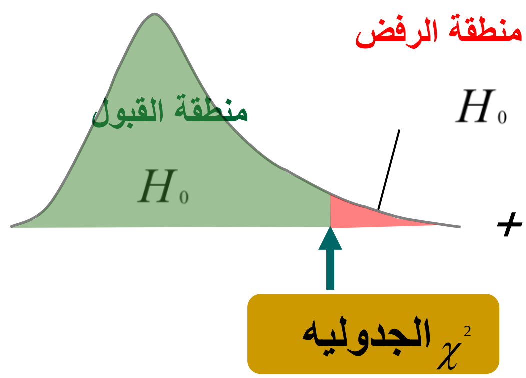
$$\chi^2 = \frac{n(ad-bc)^2}{(a+b)(c+d)(a+c)(b+d)}$$

3– القيمة الجدوليه لكاي تربيع:

له تقريباً توزيع كاي تربيع بدرجة حرية واحدة. $\chi^2(1,\alpha)$

4– اتخاذ القرار:

نتخذ القرار بناءً على قيمة إحصاء الاختبار



ونقبل الفرض البديل H_0 إذا وقعت قيمة إحصاء الاختبار في منطقة الرفض فإننا نرفض فرض العدم H_1

, أما إذا وقعت قيمة إحصاء الاختبار في منطقة القبول فإننا نقبل فرض العدم H_0

مثال:

في بحث لدراسة العلاقة بين شرب الشاي والنوع تم اختيار عينة حجمها 88 من المقيمين في إحدى المدن وتم تصنيفهم في الجدول الآتي . هل تدل هذه البيانات على وجود علاقة بين شرب الشاي نوع الجنس؟

استخدم مستوى معنوية $\alpha=0.05$

	ذكور	إناث	المجموع
يشربون الشاي	40	33	73
لا يشربون الشاي	3	12	15
المجموع	43	45	88

الحــل:

H_0 : لاتوجد علاقة بين شرب الشاي ونوع الجنس.

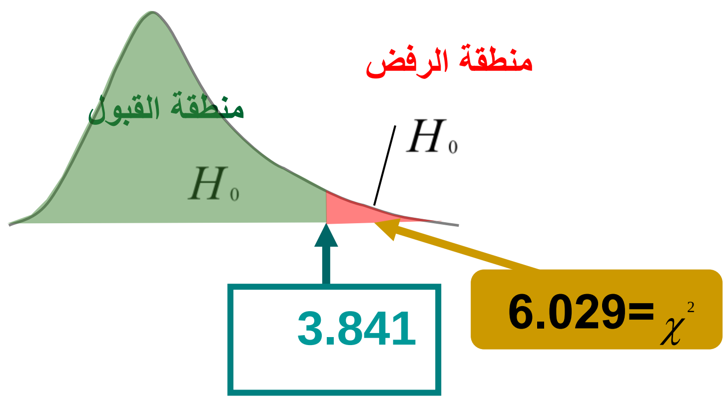
H_1 : توجد علاقة بين شرب الشاي ونوع الجنس.

وتكون قيمة إحصاء الاختبار هي :

$$\chi^2 = \frac{n(ad-bc)^2}{(a+b)(c+d)(a+c)(b+d)} = \frac{88(480-99)^2}{73\times15\times43\times45} = 6.029$$

ونحصل على القيمة الحرجة من جدول توزيع كاي تربيع فنجدها :

$$\chi^2(1{,}0.05) = 3.841$$



وقيمة إحصاء الاختبار أكبر من القيمة الجدوليه , أي أنها تقع في منطقة الرفض وبالتالي فإننا نرفض H_0 ونقبل H_1 وهو أن هناك علاقة بين شرب الشاي والنوع.

مثال:

أجري بحث اجتماعي لدراسة العلاقة بين الجنس والاتجاه للزواج من الاقارب أخذت عينة من 57 فردا وكانت النتائج على النحو التالي

الجنس الاتجاه للزواج من الاقارب	ذكر	أنثى	المجموع
مؤيد	**10**	**15**	**25**
غير مؤيد	**20**	**12**	**32**
المجموع	**30**	**27**	**57**

هل هناك ارتباط أو علاقة بين الجنس والاتجاه للزواج من الاقارب أم أن الصفتين مستقلة عن بعضها البعض أي لا علاقة بين الجنس والاتجاه للزواج من الاقارب بمستوى معنوية 0.05 ؟

الحل:

H_0 : لا توجد علاقة بين الاتجاه للزواج من الأقارب ونوع الجنس.

H_1 : توجد علاقة بين الاتجاه للزواج من الأقارب ونوع الجنس.

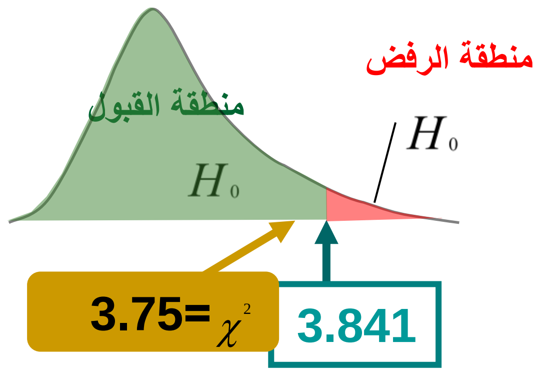
وتكون قيمة إحصاء الاختبار هي :

$$\chi^2 = \frac{n(ad-bc)^2}{(a+b)(c+d)(a+c)(b+d)} = \frac{75(120-300)^2}{25\times 32\times 30\times 27} = \frac{75\times(-180)^2}{648000}$$

$$= \frac{75\times 32400}{648000} = \frac{2430000}{648000} = 3.75$$

ونحصل على القيمة الحرجة من جدول توزيع كاي تربيع فنجدها :

$$\chi^2(1,0.05) = 3.841$$



وقيمة إحصاء الاختبار أصغر من القيمة الجدوليه , أي أنها تقع في منطقة القبول وبالتالي فإننا نقبل H_0 وهو أنه ليس هناك علاقة بين الاتجاه للزواج من الأقارب والجنس

تحليل التبـايـن(Analysis of Variance)

يستخدم أسلوب تحليل التباين للتغلب على بعض الصعوبات الناتجة عن استخدام اختبار T لدراسة الفروق بين متوسطين اثنين لعينيتين سواءا كانتا مستقلتين ام مترابطتين. اذ ان كثيرا من الباحثين يستخدمون في دراساتهم أكثر من عينيتين للتحقق من أثر متغير مستقل او أكثر في متغير تابع. وعدد العينات يتحدد تبعا لعدد المتغيرات المستقلة وعدد مستوياتها.

ان الاختبار الاحصائي المستخدم في هذه الحالات، أي لاختبار فيما إذا كانت هناك فروق دالة احصائيا عند مستوى دلالة معين هو أسلوب تحليل التباين الذي ينتج عنه الحصول على قيمة F الذي يمكننا من المقارنة بين المتوسطات مجتمعة في آن واحد والذي له عدة أنواع منها:

1/ تحليل التباين الأحادي: (One-Anova) الذي يهتم بدراسة الفروق بين ثلاث متوسطات او أكثر لمستويات المتغير المستقل (مستويات المعالجة) والذي يستخدم عندما يراد معرفة أثر متغير مستقل واحد بــ (ثلاث مستويات او أكثر) على متغير تابع.

2/ تحليل التباين الثنائي: (Two-Way Analys of Varianves) والذي يستخدم عندما يراد معرفة أثر متغيرين مستقلين اثنين (لكل منهما عدة مستويات) على متغير تابع.

3/ تحليل التباين الثلاثي: والذي يستخدم لمعرفة أثر ثلاث متغيرات مستقلة (كل منها بعدة مستويات) على متغير تابع وهكذا. (سالم عيسى بدر، 2009، صفحة 45)

الأساس المنطقي في تحليل التباين:

يقوم تحليل التباين على أساس تجزئة التباين الكلي للمشاهدات الى جزئين:

الجزء الأول: التباين بين المجموعات (Between Sum of Squares) SSB والذي يعزى الى المعالجات (Treatments)والفروق الفردية والأخطاء التجريبية.

الجزء الثاني: التباين داخل المجموعات (Within Sum of Squares) SSW والذي يعزى الى الفروق الفردية والأخطاء التجريبية.

*كما في حالة الاختبار Z او اختبار T يتم مقارنة قيمة F المحسوبة بقيمة F الجدولية. (سالم عيسى بدر، 2009، صفحة 46)

تحليل التباين الأحادي: (One-Anova)

* يلخص الجدول التالي الحسابات المطلوبة اجراؤها لتحليل التباين الأحادي (كيفية حساب قيمة الاختبار الاحصائي F)

مصدر التباين	**مجموع المربعات** SS	**درجات الحرية** df	**متوسطات المربعات** $MS = \frac{ss}{df}$	**قيمة** F **المحسوبة**
بين مجموعات المعالجة	SSB	K-1	$MSB = \frac{SSB}{K-1}$	$F = \frac{MSB}{MSW}$
داخل مجموعات المعالجة	SSW	N-K	$MSW = \frac{SSW}{N-K}$	
المجموع	SST	N-1		

حيث:

مثال:

يمثل الجدول التالي علامات مجموعة من الدارسين تم تدريسهم بثلاث طرق مختلفة:

طريقة 1 (T_1)	4	4	5	6	8	9
طريقة 2 (T_2)	5	6	6	7	8	
طريقة 3 (T_3)	6	7	9	9	8	

- اختبر الفرضية التالية: لا توجد فروق في متوسطات تحصيل الطلبة تعزى لطريقة التدريس عند مستوى دلالة 0.05.

الحـــــل:

1/صياغة الفرضية:

- الفرضية الصفرية: لا توجد فروق بين متوسطات تحصيل الطلبة تبعا لطريقة التدريس المستخدمة ($H_0 : \mu_1 = \mu_2 = \mu_3$)

- الفرضية البديلة: توجد فروق بين متوسطات تحصيل الطلبة تبعا لطريقة التدريس المستخدمة ($H_0 : \mu_1 \neq \mu_2 \neq \mu_3$)

2/ لإيجاد قيمة F_c نكون جدول تحليل التباين التالي:

لدينا: $n_1 = 6$ / $n_2 = 5$ / $n_3 = 5$ و $k = 3$ وعليه فان $\sum n= 16$ وكذلك مجموع $T_1 =36$ / $T_2 =32$ / $T_3 =39$ ومربعات هذه المجاميع هي على التوالي: 1296/1024 / 1521.

$$\bar{x} = \frac{36 + 32 + 39}{16} = 6.96 \rightarrow \bar{x}^2 = 44.76 \rightarrow n\bar{x}^2 = 16(44.76) = \mathbf{715.562}$$

SST = $4^2+4^2+5^2+6^2+8^2+9^2+5^2+6^2+6^2+7^2+8^2+6^2+7^2+9^2+9^2+8^2$ = 759 →759-715.56 = **43.438**

SSB = $(\frac{1296}{6} + \frac{1024}{5} + \frac{1521}{5})$-715.56 =**9.734**

SSW = SST− SSB =43.438 − 9.437 = **34**

وبناءا على ذلك فان جدول تحليل التباين يكون على النحو التالي:

مصدر التباين	مجموع المربعات	درجات الحرية	معدل المربعات	قيمة F
بين مجموعات المعالجة	9.437	2	4.719	1.804
داخل مجموعات المعالجة	34	13	2.615	
المجموع	43.438	15		

قيمة $F_{0.05}[2 ;13]$ الجدولية هي 3.81

3/ القرار الاحصائي:

نلاحظ ان F_c المحسوبة أصغر من F_t الجدولية مما يعني اننا نقبل بالفرض البديل وبالتالي نقول انه لا توجد فروق في متوسطات تحصيل الطلبة تعزى لطريقة التدريس عند مستوى دلالة 0.05.

تحليل التباين الثنائي (Two–Way Analysis of Variances)

جدول تحليل التباين ذو الاتجاهين:

مصدر التباين	مجموع المربعات	درجة الحرية	متوسط المربعات	قيمة F المحسوبة
عامل الصفوف	SSR	r-1	MSR	F_1
عامل الاعمدة	SSC	c-1	MSC	F_2
الخطأ	SSW	(r-1)(c-1)	MSW	
المجموع	SST	rc-1		

حيث:

r : عدد الصفوف

c : عدد الاعمدة

* حساب القيمة الحرجة: بالنسبة لـ:F_1 (الصفوف)

$$F_1 \geq F_\alpha[r-1 ; (r-1)(c-1)]$$

– إذا كانت القيمة المشاهدة (المحسوبة) أكبر من القينة الحرجة (المجدولة) فإننا نرفض الفرض الصفري ونقبل الفرض البديل والعكس.

* حساب القيمة الحرجة: بالنسبة لـ:F_2 (الاعمدة)

$$F_2 \geq F_\alpha[c-1 ; (r-1)(c-1)]$$

– إذا كانت القيمة المشاهدة (المحسوبة) أكبر من القينة الحرجة (المجدولة) فإننا نرفض الفرض الصفري ونقبل الفرض البديل والعكس.

تمــرين:

تمت زراعة اربع أنواع من الذرة باستخدام ثلاث أنواع من السماد. وكانت الإنتاجية بالأطنان كما يلي:

		أنواع الذرة			
		A	**B**	**C**	**D**
أنواع السماد	**S_1**	27	25	21	23
	S_2	26	26	22	22
	S_3	28	27	29	24

* اختبر إذا كان هناك تأثير لنوع السماد على الإنتاجية وما إذا كان هناك تأثير لنوعية الذرة على الإنتاجية عند مستوى دلالة 0.01.

الحــل:

1/ صياغة الفرضيات:

الفرضية الأولى:

الفرض الصفري: لا يوجد تأثير لنوع السماد على انتاجية المحصول $H_0: \alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3 = 0$

الفرض البديل: واحدة على الأقل من قيم α لا تساوي 0 :H_1

الفرضية الثانية:

الفرض الصفري: لا يوجد تأثير لنوع الذرة على انتاجية المحصول $H_0: \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 0$

الفرض البديل: واحدة على الأقل من قيم β لا تساوي 0 :H_1

2/ * نحسب المتوسطات الحسابية للصفوف:

$$\bar{x} = \frac{27+25+21+23}{4} = 24$$

$$\bar{x} = \frac{26+26+22+22}{4} = 24$$

$$\bar{x} = \frac{28+27+29+24}{4} = 27$$

* نحسب المتوسطات الحسابية للأعمدة:

$$\bar{x} = \frac{27+26+29}{3} = 27$$

$$\bar{x} = \frac{25+26+27}{3} = 26$$

$$\bar{x} = \frac{21+22+29}{3} = 24$$

$$\bar{x} = \frac{23+22+24}{3} = 23$$

* نحسب المتوسط العام:

$$\bar{x} = \frac{\sum(x)}{rc} = \frac{300}{12} = 25$$

3/ * نحسب مربعات الصفوفSSR:

$$SSR = c\sum(\bar{x}_i - \bar{x})^2 = 4[(24-25)^2+(24-25)^2+(27-25)^2] = 24$$

* نحسب مربعات الصفوفSSC:

$$SSC = r\sum(\bar{x}_i - \bar{x})^2 = 3[(27-25)^2+(26-25)^2+(24-25)^2+ (23-25)^2] = 30$$

مجموع مربعات الأخطاء SSE حيث: $SSE = SST - SSR - SSC$

* نحسب أولا SST حيث: $SST=\sum (x^2) -(rc)(\bar{x})^2$

$$SST=(27^2+25^2+21^2+23^2+26^2+26^2+22^2+22^2+28^2+27^2+29^2+24^2)-(12)(25^2)=74$$

بالتالي فإن:

$$SSE = 74-24-30 = 20$$

* نحسبMSE: حيث $MSE= \frac{SSE}{(r-1)(c-1)} = \frac{20}{6} = 3.33$

* نحسبMSR: حيث $MSR= \frac{SSR}{r-1} = \frac{24}{2} = 12$

* نحسبMSC: حيث $MSC= \frac{SSC}{c-1} = \frac{30}{10} = 3$

* نحسب: F_1 حيث $F_1= \frac{MSR}{MSE} = 3.60$

* نحسب: F_2 حيث $F_2= \frac{MSC}{MSE} = 3.00$

نكوّن جدول تحليل التباين: وذلك كما هو واضح:

مصدر التباين	مجموع المربعات	درجة الحرية	متوسط المربعات	قيمة F المحسوبة
عامل الصفوف	SSR= 24	r-1=2	MSR=12	F_1=3.60
عامل الاعمدة	SSC= 30	c-1=3	MSC=10	F_2=3.00
الخطأ	SSE= 20	(r-1)(c-1)=6	MSE=3.33	
المجموع	SST=74	rc-1=11		

القرار الاحصائي:

1/ فيما يخص الفرضية الأولى:

من جدول تحليل التباين نحصل على القيمة الحرجة لهذا الاختبار: $F_{0.01}[2;6]=10.92$

وبما ان القيمة المشاهدة F_1 (3.60) اقل من القيمة الحرجة $F_{0.01}$ (10.92) فإننا نقبل الفرض الصفري وبالتالي نقول انه لا يوجد فرق دال احصائيا بين متوسطي المحاصيل يعزى لنوع السماد عند مستوى دلالة 0.01.

2/ فيما يخص الفرضية الثانية:

من جدول تحليل التباين نحصل على القيمة الحرجة لهذا الاختبار: $F_{0.01}[3;6]=9.78$

وبما ان القيمة المشاهدة F_2 (3.00) اقل من القيمة الحرجة $F_{0.01}$ (9.78) فإننا نقبل الفرض الصفري وبالتالي نقول انه لا يوجد فرق دال احصائيا بين متوسطي المحاصيل يعزى لنوع الذرة عند مستوى دلالة 0.01.

- على العموم نقول انه لا يوجد تأثير لنوع السماد ونوع الذرة تواليا على إنتاجية المحصول عند مستوى دلالة0.01.

قائمـــــة المــراجــع

المراجع باللغة العربية:

1-احمد عودة، و منصور بن عبد الرحمن. (2006). *الاحصاء الوصفي والاستدلالي* (الإصدار الطبعة الاولى). السعودية: مكتبة الفلاح للنشر و التوزيع.

2- سالم عيسى بدر. (2009). *دليل الباحث في اختبار الفرضيات*. عمان، الاردن: دار الفكر.

3- عبد الرحمن عيسوي. (1998). *الاحصاء*. الاسكندرية، مصر: دار المعرفة الجامعية.

4- عبد الكريم بوحفص. (2011). *الاحصاء المطبق في العلوم الاجتماعية والانسانية* (الإصدار الطبعة الثالثة). الجزائر: ديوان المطبوعات الجامعية.

5- عبد المنعم احمد. (2005). *الاحصاء البارامتري و اللابارامتري*. مصر: عالم الكتاب.

6- نجاة رشيد الكيخيا. (2007). *اساسيات الاستنتاج الاحصائي*. ليبيا: دار المريخ للنشر.