الجمهوريــة الجزائريــة الديمقراطيــة الشعبيــة
République Algérienne Démocratique et Populaire

وزارة التعليم العالي و البحث العلمي
جامعة أكلي محند أولحاج
- البويــرة -
كلية العلوم الإنسانيّة و الاجتماعية
قسم علــم النّفس وعلوم التّربيّة

Ministère de L'Enseignement Supérieur
Et de la Recherche Scientifique
Université Akli Mohand Oulhadj - Bouira -
Tasdawit Akli Muhend Ulhag - Tubirett-

جامعة البويرة

رئيس المجلس العلمي
د. جاب الله طيب
2018-06-20

المجلس العلمي

مطبوعة بيداغوجيّة لمجموعة دروس في :

مــــادة الإحصــاء و تحليـــل المعطيــات

موجّهــة لطلبة السّنة الأولى ماستر تخصص علم النّفس العيّادي

- السّـداسـي الأوّل -

إعداد : د. ساعد وردية

السّنـــة الجـامعيّــة 2017 / 2018

فهــرس المحتــويـــات

الـــدّرس (1) : مراجعة أنواع الإحصاء و الأساليب الإحصائيّة البارامتريّة (المعلميّة) والأساليب اللابارامتريّة (اللامعلميّة) .

1- الإحصاء الوصفي 1

2- الإحصاء الاستدلالي و وظائفه 1

- التّقدير 1
- التّنبؤ 1
- اختبار الفرضيّات 2

3 – الفرق بين الأساليب البارامتريّة و الأساليب اللابارامتريّة 2

الـــدّرس (2) : مراجعة مقاييس النّزعة المركزيّة

1- تعريف مقاييس النّزعة المركزيّة 3

2- المتوسط الحسابي $\overline{X}$ 3

3- الوسيط **Md** 5

4- المنوال **MO** 7

5- العلاقة بين مقاييس النّزعة المركزيّة 7

الـــدّرس (3) : مراجعة مقاييس التّشتت .

1- تعريف التّشتت 8

2- أنواع مقاييس التّشتت 8

3- المدى 8

4- الانحراف المعياري 9

5- التّباين 10

الـــدّرس (4) : معــاملات الارتبـــاط

1- تعريف معامل الارتباط 11

2- معامل الارتباط و العلاقة الخطّيّة 12

3- أنـواع الارتباطات 14

الـــدّرس (5) : معــاملات الارتبــاط **pearson**

1- تعريف معامل الارتباط **pearson** 15

2- شــروط تطبيـقـه 15

3- طـرق حســاب معامل **pearson** 15

4- حساب الدّلالة الإحصائيّة لمعامل الارتباط **pearson** 19

الـــدّرس (6) : معامل الارتباط **Spearman**

1- تعريـف معامـل الارتباط **Spearman** 20

2- حسـاب معامل **Spearman** في حالة عدم وجود تكرارات في الرّتب 21

3- حسـاب معامل **Spearman** في حالة وجود تكرارات في الرّتب 21

4- حسـاب معامل **Spearman** في حالة بيانات كيفيّة 23

الـدّرس (7) : معامل الارتباط ثنائي الأصيــل rpb
1- تعريف معامل الارتباط ثنائي الأصيل rpb 24
2- شروط تطبيقه 24
3- خصـائصـــه 24
4- حسـاب معـامـل الارتبـــاط rpb 24
الـدّرس (8) : معـامـل الاقتـران فـاي phi
1- تعـريف معامــل الاقتـران فــاي phi 26
2- خصائص معامـل الاقتـران فـاي phi 26
3- حســاب معامـــل الاقتران فاي phi بدلالة كاي مربع x^2 27
الـدّرس (9) : معـــامـــل كـــرامــــر
1- تعريف معامل كرامر 29
2- خصائصه 29
3- حساب معامل كرامر 29
4- حساب الدّلالة الإحصائيّة لمعامل كرامر 31
الـدّرس (10) : معـــامـل التّـــوافــق C
1- تعريف معامـل التّوافـق C 32
2- حسـاب معامـل التّوافــق C 32
3- خصـائص معامـل التّوافـق C 33
4- حسـاب معامـل التّوافـق C بدلالة اختبار كاف مربع x^2 33
الـدّرس (11) : معامل الانحدار البسيط (التّنبؤ) .
1- تعريف التّنبؤ 36
2- شروط التّنبؤ 36
3- معادلة الانحدار البسيط 37
4- الخطأ المعياري للتّنبـؤ 41
الـدّرس (12) : الأساليب الإحصائيّة لدراسة الفروق بين مجموعتين .
1- أهم خطوات اختيار فرضيّات البحث 42
الـدّرس (13) : اختبار t لعيّنتين مستقلتين ومتجانستين .
1- تعريف اختبــار t 45
2- شروط تطبيق اختبــار t 45
3- تعريف اختبار t لعيّنتين مستقلتين ومتجانستين 45
4- حســاب التّجـانس في حالة عيّنتيــن مستقلتيــن 46
5- استنتاج اختبار t لعيّنتين مستقلتين متجانستين و متساويتين 50

الـدّرس (14) : اختبار t لعيّنتين مترابطتين .

1- تعـريـف اختبار t لعيّنتين مترابطتين 51

2- شـروط تطبيقـه........ 51

3- حساب التّجانس 51

4- تطبيق اختبار t لعينتين مترابطتين 52

الـدّرس (15) : اختبار كاف مربع x^2 (كاي مربع) .

1- تعريف الاختبار اللابارامتري كاي مربع 55

2- اختبار حسن التطـابـق 55

3- اختبار x^2 للاستقلاليّة 57

4- علاقة اختبار x^2 بمعامل كرامر V 59

الـدّرس (16) : اختبار Fisher تحليل التّباين الأحادي (ANOVA) .

1- تعريـف اختبـار فيـشـر Fisher 60

2- شروط تطبيقــه 60

3- حساب التّجانس 60

4- تطبيـق اختبــار Fisher (تحليل التّبـايـن الأحـــادي) 60

ملاحظة........ 65

قائمة المراجع 66

الـدّرس رقـم (01) : مراجعة أنواع الإحصاء والأساليب الإحصائيّة البارامتريّة (المعلميّة) والأساليب اللاّبارامتريّة

<u>الهدف من الدّرس</u> : أن يفرّق الطّالب بين الأساليب الإحصائيّة البارامتريّة و اللاّبارامتريّة

<u>الكفاءة المستهدفة</u>: أن يوظّف الطّالب الأساليب الإحصائيّة البارامتريّة واللاّبارامتريّة في بناء اختبار فرضيّات البحث

إنّ الإحصاء الرّكيزة الأساسيّة في مجال البحث العلمي لأنّه يهتمّ بوصف وتلخيص الظّواهر الطبيعيّة والاجتماعيّة والنّفسيّة والتّربويّة وتحويلها من الحالة الكيفيّة إلى لغة الدّقة و الأرقام .

إضافة إلى ذلك يقدّم الإحصاء أساليب محدّدة و منظّمة لجمع البيانات وتبويبها و تلخيصها في جداول تكراريّة أو في رسومات بيانيّة التّي تساعد على وصف البيانات ومعالجتها وتحليليها للوصول إلى استقراء النّتائج و اتخاذ قرارات حول الظّاهرة المدروسة أو بخصوص الفرضيّات .

وعليه يمكن تقسيم الإحصـاء إلـى نوعين:

1- الإحصــاء الوصفـــي : الّذي يتمّ فيه جمع البيانات ثمّ تنظيمها في جداول تكراريّة و عرضها بيانيّا ، خلال الإحصاء الوصفي يمكن الحصول على معلومات حول الظّاهرة المدروسة (وصف الظّاهرة) .

2- الإحصاء الاستدلالي و وظائفه : يدرس العيّنات لاتخاذ قرارات حول المجتمع الّذي سحبت منه العيّنات ويهدف إلى الوصول إلى إجابة دقيقة (كميّة) عن تساؤلات إشكاليّات البحوث ، و اختبار الفرضيّات الّتي يضعها الباحث كحلّ مؤقت للمشكلة المدروسة ، سواء تعلّق الأمر بالعلاقات بين المتغيّرات أو الفروق الموجودة بين العيّنات .

يعتبر الإحصاء الاستدلالي من أهم الوسائل المستخدمة في مجال البحث العلمي ، و يقوم على مبدأ اختيار جزء من المجتمع يسمّى عيّنة بطريقة علميّة مناسبة (عشوائيّة ، قصديّة) بغرض استخدام بيانات هذه العيّنة للتّوصل إلى نتائج يمكن تعميمها على مجتمع الدّراسة ، ومن ثمّ يهدف الإحصاء الاستدلالي إلى :

- **التّقديـر** : و فيه يتمّ حساب مؤشّرات من بيانات العيّنة و تسمّى إحصاءات STATISTIQUES
- **التّنبـؤ** : يتمّ من خلال عمليّة توقع نتائج معيّنة في الحاضر ، بناء على نتائج الاستدلال الإحصائي حول الظّاهرة و نرمز لها بحروف لاتينيّة مثل : Md , Mo ,$\bar{X}$ تستخدم هذه الإحصائيّات كتقدير لمؤشّرات المجتمع وتسمّى Paramètre معلمات و تستخدم لوصف المجتمع و يرمز لها بحروف إغريقيّة مثل α أو β و يطلق على المقاييس المحسوبة من بيانات لعيّنة بالتّقدير بنقطة (بوحفص ، 2006) .

- **اختبار الفرضيّات** : و فيه يتمّ استخدام بيانات العيّنة للوصل إلى قرار علمي سليم بخصوص الفرضيّات المحدّدة حول معالم المجتمع ، و يتمّ التّوصل إلى هذا القرار باستعمال إحصائيّة معيّنة و تسمّى الأساليب البارامتريّة و الأساليب اللاّبارامتريّة ، و تطلق صفة البارامتريّة (المعلميّة) على الأساليب الّتي تتطلّب اختبار افتراضات حول المجتمع الّذي تسحب منه العيّنة كالتّوزيع الاعتدالي و تجانس العيّنات...، أمّا صفة اللاّبارامتريّة (اللاّمعلميّة) فتطلق على الأساليب الّتي تكوّن المجتمع الّذي سحبت منه العيّنة معروفا و هي تستعمل كبدائل عن الإحصاء البارامتري عندما لا يستطيع الباحث توفير شروط الإحصاء البارامتري في بحثه.

3 – الفرق بيـن الأساليب البارامتريّة و الأساليب اللابارامتريّة :

و يمكـن تلخيص الفـرق بين الأساليـب الإحصائيّة البارمتريّة و الأساليب الإحصائيّة اللاّبارامتريّة على النّحو الآتــي : (بوعلاق ، 2009) .

الأســاليـب البــارامتــريّــة Paramétrique	الأساليــب اللاّبارامتريّــة Non paramétrique
• لاستخدام هذه الأساليب يجب توفّر مجموعة من الشّروط : • اعتداليّـة التّوزيع • تجانس العيّنات • الاختيار العشوائي للعيّنات • تهدف هذه الأساليب إلى تقدير معالم مجهولة (σ ,μ...) لمجتمعات معيّنة ولكي نحصل على هذه التّقديرات بنقطة واحدة تأخذ عيّنة مهملة للمجتمع ونحسب الإحصاء المقابل ($S\overline{X}$,) . • تستخدم في مستــوى القيّــاس – المسافات المتساويّة – المستـوى النّسبــــي – المتغيّرات الكميّـــة • هذه الأساليب أقوى من نظيرها • تستخدم في التّحقّق من صحة الفروض المتعلّقة بمجتمعات قيّم بارامتراتها محدّدة أي تعتمد على معالم المجتمع وتسمّى بإحصاء التّوزيعات المقيّدة . • تستعمل للعيّنات الكبيرة والصّغيرة من أمثلتها:$\overline{X}$, S (الانحراف المعيّاري) ، التّباين اختبار " t" معامل Pearson ، تحليل التّباين.	• لا توجد شروط معيّنة في تحديد حجم العيّنة أو شكل التّوزيع للظّاهرة المدروسة . • يمكن تحديد معلمة في المجتمع وتمثيلها بإحصائه في العيّنة • تستخدم في مستوى القياس الاسمي و الرّتبي • المتغيّرات كيفيّــة و رتبيّـة • تستخدم في التّحقق من صحة الفروض المتعلّقة بمجتمعات مجهولة المعلمات أي لا يعتمد على معلمات المجتمع وتسمّى بإحصاءات التّوزيعات الحرّة • تستعمل في أغلب الأحيان للعيّنات الكبيرة • لا تشترط طريقة معيّنة في اختيار العيّنـــة • من أمثلتها: التّكرارات ، النّسب المئويّة ، مربع كاي ولكوكس ، كروسكال والس ، سبيرمان المنوال....

الــدّرس رقـم (02) : مراجعـة مقاييــس النّـزعـة المركزيّـــة

<u>الهدف من الـدّرس</u> : أن يتذكّر الطّالب مقاييس النّزعة المركزيّة (المتوسط الحسابي ، الوسيط ، المنوال)

<u>الكفاءة المستهدفة</u>:أن يوظّف الطّالب مقاييس النّزعة المركزيّة في اختبار فرضيّات البحث (الإحصاء الاستدلالي)

1 – تعريف مقاييس النّزعة المركزيّة:

يشير مفهوم مقاييس النّزعة المركزيّة إلى ميل البيانات المتمركزة حول قيمة ممثّلة أو نموذجيّة في التّوزيع وتسمح مقاييس النّزعة المركزيّة بمعرفة النّقطة الّتي تتمركز فيها مختلف قيّم التّوزيع ، كما تستخدم من أجل المقارنة بين مجموعتين من البيانات ، و لوصف توزيع البيانات ، كما تساعد هذه المقاييس في فهم و تفسير سلوك الظّواهر (عيسى بدر و غصاب عباينة ، 2007) .

إنّ مقاييس النّزعة المركزيّة هي قيّم إحصائيّة ذات أهميّة كبيرة في وصف التّوزيعات البيانيّة و مقارنتها و ما يجدر الإشارة إليه أنّ اختيار أحد هذه المقاييس في العمليّة الإحصائيّة يتوقّف على طبيعة البيانات الّتي يتناولها الباحث (بيانات كميّة ، كيفية ، رتبيّة) و على الهدف المنشود من الدّراسة .

- **أهــم مقاييــس النّــزعــة المركـزيّــة :**

–المتوسط الحسابي

–الوسيـط

–المنــوال

2 – المتوسط الحسابي $\overline{X}$: يعرف بأنّه مركز تجمع البيانات في توزيع معيّن وذلك لأنّه مؤشر لنقطة اتزان لتلك البيانات ، ويعرف المتوسط الحسابي على أنّه معدل القيّم في التّوزيع أي قسمة مجموع القيّم على عددها ويرمز له بالحرف اللاّتيني **($\overline{X}$)** ويعد المتوسط الحسابي من أكثر مقاييس النّزعة المركزيّة شيوعا واستخداما وذلك لأنّه أكثر استقرارا وهذا ما يجعله مؤشرا مطلوبا في حالة إجراء العديد من العمليّات الإحصائيّة مثل : تحديد فترات الثّقة اختبار الفرضيّات ، إجراء المقارنات (بوحفص ، 2006) .

و فيمايلي توضيح لطرق حساب المتوسط الحسابي في الحالات الثّلاثة التّاليّة:

- **حساب المتوسط الحسابي لعدد من القيّم (درجات أصليّة دون تكرار) :**

لحساب متوسط مجموعة من القيّم نقوم بحساب مجموعها و نقسمه على عددها على النّحو الآتي $\overline{X} = \frac{\sum X}{N}$

حيث أنّ X : المتغيّر الكمّــي .

N : عدد القيّم (حجم العيّنة) .

مثـــال : إليك علامات 6 تلاميذ في مادة الرّياضيّات : 12 ، 15 ، 16 ، 9 ، 8 ، 10

- أُحْسُب المتوسط الحسابي لهذه البيّانات .

$$\bar{X} = \frac{10+8+9+16+15+12}{6}$$

$$\bar{X} = \frac{60}{6}$$

$$\boxed{\bar{X} = 10}$$

- **حساب المتوسط الحسابي في حالة بيانات مجمّعة في جدول تكراري بسيط :**

عندما يكون تكرار في البيانات يلجأ الباحث إلى تنظيم هذه البيانات في جدول تكراري بسيط و لحساب المتوسط الحسابي في هذه الحالة تطبيق المعادلة : $\boxed{\bar{X} = \frac{\sum XF}{N}}$

حيث أنّ X : المتغيّـر الكمّـــــي

$\bar{X}$: المتوسط الحسابـي

N : مجمــوع القيّـــم

مثـــال : أُحْسُب الْمُتَوسـط الحســابي للجـدول التّالي الّذي يمثّــل أوزان مجموعــة مـن التّلاميذ .

الـــوزن Xi	التّكـــرار F	F .Xi
25	3	75
27	2	54
29	4	116
30	2	60
35	2	70
Σ	13	375

$$\bar{X} = \frac{375}{13}$$

$$\boxed{\bar{X} = 28,84}$$

- **حساب المتوسط في حالة البيانات المبوّبــة :**

يقـوم الباحث بتبويب البيانات في جدول تكراري على شكل فئات عندما يكون إعداد البيانات 30 أو أكثـر أي $N \geq 30$ و يحسب المتوسط الحسابي كما يلي : $\boxed{\bar{X} = \frac{\sum Xi\ F}{N}}$

Xi : مركـز الفئــة (مجموع الحدّين تقسيم 2)

F : تكرار كل فئـة

N : عـدد البيانات

مثال : يوضح الجدول الآتي درجات العدوانيّة عند عيّنة تتكوّن من 100 طفل متواجدين بالرّوضة .

العــدوانيّـــة	F	مركز الفئة Xi	XiF
62-60	5	61	305
65-63	8	64	512
68-66	42	67	2814
71-69	27	70	1890
74-72	8	73	585
77-75	10	76	760
Σ	100	/	6865

$$\bar{X} = \frac{6865}{100}$$

$$\boxed{\bar{X} = 68,65}$$

3- <u>الوسيــط</u> : <u>Mediane</u>

يعرّف الوسيط بأنّه القيمة الّتي تقسّم التّوزيع إلى قسمين متساويين من حيث عدد المشاهدات أي القيمة الّتي تقع وسط التّوزيع و يرمز له بالحرف اللاّتيني M_d .

يُستخدم الوسيط كمقياس للنّزعة المركزيّة بدلا من المتوسط الحسابي عندما تكون هناك قيّم شاذّة في التّوزيع و الهدف من الوسيط هو التّرتيب.

- **حســاب الوسيـط في حالة قيّـم لا تحتـوي على تكـرارات :**

في هذه الحالة الوسيط يُستنتج (يُعين) و لا يُحسب و لتعيين الوسيط يجب معرفة رتبته و هنـاك حالتيـن :

- **الحالة الأولى** : عندما يكون عدد القيّم عددا فرديّا في هذه الحالة ترتّب القيّم تصاعديّا أو تنازليّا ، ثمّ نبحث عن رتبة الوسيط كالآتـــي : $R_{md} = \frac{N+1}{2}$ **رتبة المتوسط**

مثال: إليك البيانات الآتيّــة : (7 ، 6 ، 12 ، 9 ، 3)

نرتّب هذه البيانات تصاعديّا : (3 ، 6 ، 7 ، 9 ، 12)

عدد القيّم هو: 5 ابحث عن رتبة الوسيط :

$$R_{md} = \frac{5+1}{2}$$

$$R_{md} = \frac{6}{2} = 3$$

- **الحالة الثّانيّة : عندما يكون عدد القيّم زوجيّـا**

الوسيط في هذه الحالة هو متوسط القيمتين الوسيطين القيمة الوسطى الأولى تقابل الرّتبة الأولى $\frac{N}{2}$ و القيمة الوسطى الثّانيّة تقابل الرّتبة ($\frac{N}{2} + 1$)

مثال : لدينـا القيّــم التّاليّـــة : 2 ، 10 ، 15 ، 4 ، 9 ، 12

نرتّب هذه القيّم كالآتي : 2 ، 4 ، 9 ، 10 ، 12 ، 15 عـدد القيّـم 6 هو عـدد زوجـــي

نبحث عن الرّتبـة الأولـــى وهـــي : $\frac{N}{2} = \frac{6}{2} = 3$

و الرّتبة الثّانيّة الّتي تليها مباشرة 3+1=4 ومنه وسيط هذه القيّم هو متوسط القيمتين الّتي تقابل 3 والرّتبة 4

$$M_d = \frac{9+10}{2} = \frac{19}{2} = 9,5$$

$$M_d = 9,5$$

- **وسيط قيم بيانات مبوّبــة :**

عندما تكون القيّم مجمّعة في جدول تكراري فإنّ الوسيط يحسب كالآتي :

$$\boxed{M_d = L + \left(\frac{\frac{N}{2} - nb}{nw}\right)\Delta}$$

L : الحد الأدنى الفعلي للفئة الوسطى .

N : حجم العيّنــة (عدد المتاهــات) .

Nb : التّكرار المتجمع الصّاعد للفئة الّتي تسبق الفئة الوسيطيّة مباشرة .

Nw : التّكرار الأصلي للفئــة الوسيطيّــة .

Δ : طـول الفئـة (بوحفص ، 2006) .

مثـال : لتكن علامـات مجموعـة من التّلاميذ في مادة الرّياضيّات موزّعـة كالآتـي :

الفئـة	[5−3]	[8−6]	[10−9]	[14−12]	[17−15]	Σ
F	5	10	20	11	4	50
FC^{+}	5	nb15	35	46	50	
			فئة وسيطية			

نبحث عن الفئة الوسيطيّة :

- **رتبـــــة الوسيـــط** : $25 = \frac{50}{2} = \frac{N}{2}$

نبحث في FC^{+} عن القيمة الّتي تساوي 25 أو تفوقها مباشرة و هي الفئة : [10−9]

- **الحد الأدنى الفعلـــي للفئة الوسيطيّـة** : هـو 9 و ننقـص منـه 0,5 أي 8,5

$M_d = 8{,}5 + (\frac{25-15}{20})3$

$M_d = 8{,}5 + 1{,}5$

$\boxed{M_d = 10}$

4− المنـوال: يعرف المنوال بأنّه القيمة الأكثر تكرارا في التّوزيع و يرمز له بالحرف اللاّتينيMo (Mode)

- **في حالـة المعلومـات المرتّبـة في جـدول تكـراري بسيـط:** المنـوال هـو القيمـة الأكثـر تكـــرارا

مثـــال : نستنتـج المنــوال من البيـانـات الآتيّــــة :

X	6	9	10	13	15	Σ
F	2	3	5	8	2	20

إذن المنوال هو القيمة 13 لأنّ لها أكبر تكرار و هو (8)

- **أمّـا فـي حالـة البيـانـات المبـوّبـة** : يستنتـج المنـوال من مركز الفئة المتواليّـة (الّتـي لهـا أكبـر تكرار)

5− العلاقة بين مقاييس النّزعة المركزيّة : من خلال المقارنة بين مقاييس النّزعة المركزيّة يمكن تحديد طبيعة المنحنى من حيث جهة الاستواء .

فإذا كـان $\bar{X}$ Mo = Md = ← منحنـى معتدل التّوزيع

و إذا كان $\bar{X} > Md > Mo$ ← منحنى موجب الالتواء

و إذا كان $\bar{X} < Md < Mo$ ← منحنى سالب الالتـواء (بوحفص , 2006) .

الــدّرس رقـم (03) : مراجعــة مقاييــس التّشـتـت

<u>الهدف من الدّرس</u> : أن يتذكّر الطّالب مقاييس التّشتّت

<u>الكفاءة المستهدفة</u> : أن يوظّف الطّالب مقاييس التّشتّت في اختبار فرضيّات البحث

إنّ مقاييس النّزعة المركزيّة غير كافيّة لوصف البيانات أو تحليلها كميّا ، ففي بعض الأحيان يكون المتوسط الحسابي واحد لمجموعتين و رغم ذلك فإنّ البيانات تختلف تمامًا في مدى تشتّتها ، من هنا تظهر الحاجة إلى مقاييس أخرى لقياس مدى تشتّت البيانات لتعطي للباحث صورة أكثر وضوحا عن الظّاهرة المدروسة.

1 – تعريف التّشتّت: يقصد بالتّشتّت مدى تقارب أو تباعد قيّم التّوزيع عن بعضها البعض ، أو متوسط تباعد القيّم عن وسطها الحسابي و تسمّى درجة الانتشار بالتّشتّت أو التّبعثر ، و كلّما كان التّشتّت محدودًا كلّما اعتبرت البيانات متجانسة (حسن الجابري , 2007) .

2 – <u>أنواع مقاييس التّشتّت</u> : هناك أنواع متعدّدة لمقاييس التّشتّت و من أهم هذه الأنواع نركز على المدى و الانحراف المعياري ، التّباين (لأنّه يعتمد عليها في اختبار الفرضيّات) .

3– المـــــدى: وهو أسهل طريقة لحساب التّشتت مقارنة بمقاييس التّشتت الأخرى ، و يعتمد في حسابه على تحديد الفرق بين أعلى و أدنى قيمة في التّوزيع و يرمز له بالرّمز R

المـدى= أكبـر قيمـة – أصغـر قيمـة

$$R = H - L$$

L : أصغر قيمـة

H : أعلـى قيمـة

مثـــال : لدينا المشاهدات التّاليّة ، و هي درجات مجموعة من الطّلبة في امتحان الإحصاء .

أُحْسُب المدى لهذه الدّرجات : 5 ، 6 ، 9 ، 10 ، 11 ، 12 ، 15 ، 19

المـــدى = أعلى قيمة – أصغر قيمة

المـــدى = 19 − 5

المـــدى = 14

إذن المـدى يعتمد على قيمتين فقط أكبر قيمة و أصغر قيمة ، لذلك نجد قيمة المــدى تتأثّر بهاتين القيمتين من حيث مدى قربهما أو تباعدهما عن بعضهما ، و منه فإنّ قيمة المــدى تتأثّر بوجود القيّم المتطرفة في التّوزيع ممّا يجعله مؤشّرًا غير دقيق للحكم على مدى تجانس البيانات (الزّغلول ، 2005) .

4- **الانحـراف المعيــاري:** يعدّ الانحراف المعياري أكثر مقاييس التّشتّت انتشارًا أو شيوعًا فهو يحتل أهميّة بالغة من حيث استخداماته المتعدّدة في العديد من المعالجات الإحصائيّة مثل اختبار الفرضيّات ، إيجاد فترات الثّقة و إجراء المقارنات الإحصائيّة ، و تقدير الدّرجات المعياريّة و التّأكد من تجانس العيّنات....

الانحراف المعياري هو الجذر التّربيعي لمجموع مربع انحرافات القيّم عن متوسطها الحسابي و يرمز له بالرّمز S (الزّغلول ، **2005**) .

ويحسب الانحــراف المعيــاري بطريقتيـن :

- **الطريقــة الأولى :** $\boxed{S = \sqrt{\frac{\sum(X-\bar{X})^2}{N-1}}}$ قــانــون نظـري

ويحســب الانحــراف المعيـــاري بالاعتمــاد علــى $\bar{X}$

الطّريقة الثّـانيّـة : $\boxed{S = \sqrt{\frac{N\sum X^2-(\sum X)^2}{N(N-1)}}}$

بحيث يحسب الانحراف المعياري دون الاعتماد على $(\bar{X})$

نعطي مثال نوضّح فيه تطبيق الانحراف المعياري بطريقتين:

مثال: لتكن البيانات التّاليّة موزّعة في جدول بسيط على النّحو التّالي

N	X	$X-\bar{X}$	$(X-\bar{X})^2$
1	2	6−	36
2	3	5−	25
3	6	2−	4
4	7	1−	1
5	11	3	9
6	13	5	25
7	14	6	36
Σ			136

أوّلا : حساب الانحراف المعياري بالطّريقة الأولى : نشكل جدول كما هو موضّح أعلاه

نحسب المتوسط الحسابي : $\bar{X} = \frac{\sum X}{N}$

$\bar{X} = \frac{56}{7}$ =8

إذن الانحراف المعياري هو :

$$S = \sqrt{\frac{\sum(X-\bar{X})2}{N-1}} \quad S = \sqrt{\frac{136}{6}} = \sqrt{22}$$

$$\boxed{S= \pm 4,69}$$

ثانيّا : حساب الانحراف المعياري بالطّريقة الثّانيّة:

نحافظ على نفس المثال السّابق و نشكل جدول على النّحو الآتــي :

$(X)^2$	X	N
4	2	1
9	3	2
36	6	3
49	7	4
121	11	5
169	13	6
196	14	7
584	56	Σ

ومنه الانحراف المعياري يحسب كالآتي :

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

$$S = \sqrt{\frac{7\times 584 - (56)^2}{7\times 6}}$$

$$S = \sqrt{\frac{4088-3136}{42}}$$

$$S = \sqrt{\frac{952}{42}}$$

$$S = \sqrt{22}$$ $$\boxed{S = \pm 4,69}$$

5 – التّبـايـن: يعتبر من مقاييس التّشتّت وهو عبارة عن مربع الانحراف المعياري و يرمز له بالرّمز S^2 .

ملاحظة : الانحراف المعياري أدق من التّباين لأنّ التّباين لا يقاس بنفس وحدات المتغيّر و إنّما بوحدات مربّعة في حين نجد أنّ الانحراف المعياري يقاس بنفس وحدات المتغيّر.

الـدّرس رقـم (04) : معـامـلات الإرتبـاط Les correlations

<u>الهـدف مـن الـدّرس</u> : أن يتعـرّف الطّـالـب علـى مفهـوم الارتبــاط و أنـواعــه.

<u>الكفـاءة المستهدفـة</u> : أن يوظّف الطّالب معاملات الارتباط في اختبار الفرضيّات

تناولنا في الدّروس السّابقة التّعرض للمعالجات الإحصائيّة للبيانات الّتي تتعلّق بمتغيّر إحصائي واحد بغرض تحديد نوع التّوزيع (توزيع معتدل ، ثنـائي الحد...) أو تحديد بعض القيّم الإحصائيّة مثـل : المتوسط الحسابي الوسيط ، المنوال ، الانحراف المعياري ، التّباين....

لكن في بعض الحالات يتطلّب الأمر جمع البيانات حول مجتمع إحصائي تتعلّق بأكثر من متغيّر واحد أو بيانات مختلفة يتمّ جمعها حول متغيّر واحد ، في أوقات أو ظروف مختلفة و يسعى الباحث إلى الكشف عن درجة التّرابط بين تلك البيانات أو تحديد العلاقة بين متغيّرين أو أكثر بالنّسبة لذلك المجتمع الإحصائي ففي هذه الحالات نجد المعالجات السّابقة (الّتي سبق ذكرها) لا تفي بالغرض المطلوب لأنّها تتعامل مع متغيّر واحـد فقـط .

ولذلك يجب البحث عن إحصائي مناسب يمكننا من الكشف عن العلاقات الموجودة بين المتغيّرات ، و يعد معامل الارتباط الإحصائي المناسب الّذي يفي بهذا الغرض .

1- <u>تعريف معامل الارتباط:</u>

يعد معامل الارتباط مؤشّرا إحصائيّا يكشف عن وجود أو عدم وجود العلاقة بين متغيّرين أو بين ظاهرتين و يرمز له بالرّمز " r " .

و يشير الارتباط إلى التّباين المشترك بين المتغيّرين فمعامل الارتباط هو نسبة التّباين الموجود في المتغيّر (x) هو التّباين نفسه الموجود في المتغيّر (y) ففي هذه الحالة يعني أنّ العلاقة بينهما قويّـة (بوحفص ، 2006).

اتجاه و قوّة العلاقة بين المتغيّرات: للعلاقة الارتباطيّة بين متغيّرين أو أكثر خاصيتين أساسيّتين :

اتجاه العلاقة (طبيعة العلاقة) : هناك علاقة موجبة كما أنّ هناك سالبة ، فإذا تحصلنا على معامل الارتباط موجب ، دلّ ذلك على وجود علاقة طرديّة ، أي أنّ الزّيادة في المتغيّر (x) تتبعها زيادة في المتغيّر (y) وكذلك النّقصان في المتغيّر(x) يتبعه نقصان في المتغيّر (y) مثلا : كلّما زاد التّركيز زاد الفهم عند التّلاميذ أمّا إذا تحصلنا على معامل الارتباط سالب دلّ ذلك على وجود علاقة عكسيّة (سالبة) و معناه أنّ الزّيـادة في المتغيّر (x) يتبعها نقصان في المتغيّر (y) مثلا : كلّما زادت درجات القلق قلّ التّحصيل الدّراسـي .

قوّة العلاقة : في أغلب معاملات الارتباط تتحصل قيمة هذا المعامل بين (1+) و (1−) ، و كلّما اقتربت قيمة معامل الارتباط من (1) كلّما كان الارتباط قويّا ، و إذا كانت قيمته تساوي (1) سواء كان موجبا

أو سالبا فإنّ الارتباط يكون تاما ، أمّا إذا اقتربت قيمته من الصّفر فتعني الارتباط ضعيفا ، و إذا كانت قيمته مساويّة للصّفر فإنّ الارتباط يكون معدوما بين المتغيّريـن .

والجدول التّالي يبيّن قوّة معامل الارتباط بدلالة قيّم رقميّة الّتي يشير إليها (حسين الجادري ، 2003) .

وصف العلاقة	قيمة معامل الارتباط
علاقة معدومة	r = 0
ضعيفة جــدّا	0.19−0.01
ضعيفة	0.39−0.20
متوسطة	0.59−0.40
قويّـــــة	0.79−0.60
قويّــة جــدّا	0. 99−0.80
تـامــة	1

<u>ملاحظة</u> : لا يمكن إيجاد علاقة تامة بين المتغيّرات في العلوم الإنسانيّة و الاجتماعيّة ، لأنّ معظم المتغيّرات ترتبط بسمات إنسانيّة مترابطة و متداخلة بها ، و متغيّرة من حالة لأخرى .

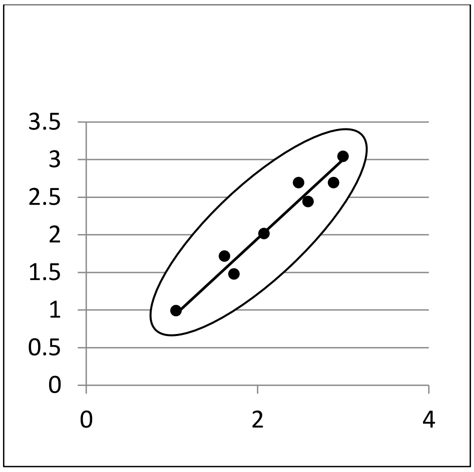
2− معامل الارتباط و العلاقة الخطيّة:

يشترط في تطبيق معامل الارتباط البسيط بين متغيّرين (x) و (y) وجود علاقة خطيّة بينهما ، للتّأكد من خطيّه العلاقة بين متغيّرين كميّين (x) و (y) ، نرسم لوحة الانتشار Scatter digram .

والمقصود بلوحة الانتشار هو تمثيل قيم (x) و (y) على محور الفواصل (x) و محور التّراتيب (y) حيث يمثّل على زوج من القيّم بنقطة ، فنحصل على شكل يبيّن كيفيّة انتشار القيّم ، و هو ما يسمّى بلوحة الانتشار أو سحابة الانتشار.

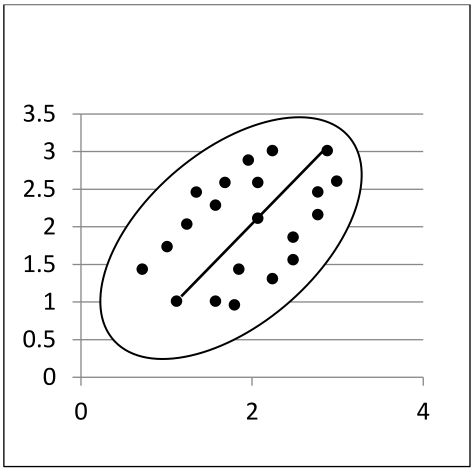
طريقة (كيفيّة) انتشار القيّم تدّل على وجود أو عدم وجود علاقة بين المتغيّرين و أيضا سحابة الانتشار يدّل على قوّتها أو اتجاهها ، فإن كانت القيّم المتمثلة في نقاط تتوزّع بشكل منتظم و تشكل خطّا مستقيمًا و اتجاهًا واحدًا نقول أنّ العلاقة بين المتغيّرين علاقة خطيّة ، و هذا ما تدلّ على وجود علاقة ارتباطيّة بين المتغيّرين تتوقّف طبيعتها (موجبة أو سالبة) على اتجاه الخط المستقيم ، و تتوقّف قوّتها (حجمها) على السّحابة (قويّة أو ضعيفة) ، أمّا إذا كانت النّقاط مبعثرة و لا تنتشر بشكل منتظم ، دلّ ذلك على عدم وجود علاقة بين المتغيّرين أو أنّ العلاقة بينهما ضعيفة (بوعلاق ، 2009) .

سنوضّح بعض أنواع الانتشار بالتّمثيلات الآتيّة :



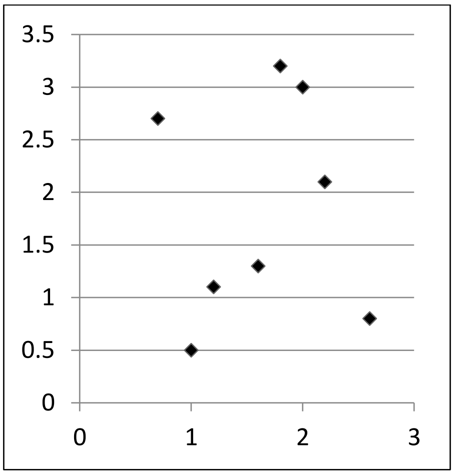
لوحـة انتشار رقيقـة تدل علـى وجـود

علاقــة قويّــة بين (x) و (y)

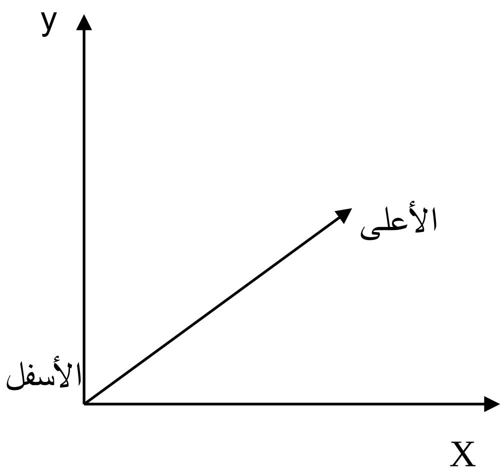


لوحة انتشار كثيفة تدل على وجـود

علاقـة ضعيفـة بين (x) و (y)

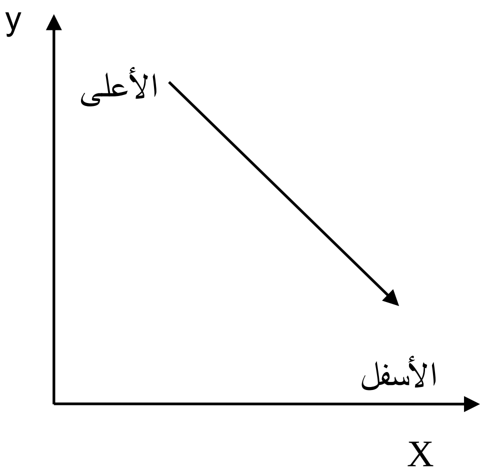


لا توجد علاقة بين (x) و(y) (انتشار مبعثر)



علاقــة موجبــة بين X وY

من الأسفــل إلى الأعلـــى



علاقـــة سالبـــة بيــن X و Y

مـن الأعلـــى إلى الأسفـــل

3- أنواع الارتباطات:

يمكن تقسيم الارتباطات إلى عدد من الأنواع اعتمادا على عدد و نوعيّة المتغيّرات ذات العلاقة ، و هذه الأنواع هي :

1-3 الارتباط البسيط Simple correlation : و هو الارتباط الّذي يبحث العلاقة بين متغيّرين أو ظاهرتين فقط .

2-3 الارتباط المتعدّد Multipe correlation : و هو الارتباط الّذي يبحث العلاقة بين متغيّرين مستقلين و متغيّر تابع أو الارتباط الّذي يبحث العلاقة بين متغيّر مستقل واحد ومتغيّرين تابعين .

3-3 الارتباط الجزئي Partial correlation: و هو الارتباط الّذي يبحث العلاقة بين متغيّرين مستقلين ومتغيّر تابع ويحدث الارتباط بوجود علاقة بين متغيّر مستقل واحد ومتغيّر تابع بعد عزل تأثير المتغيّر المستقل الثاني .

4-3 معامل الارتباط للتّرتيب Rank order correlation : و هو يقيس الارتباط بين متغيّرين دون الاعتماد على القيّم الأصليّة و إنّما بين رتب هذه القيّم (عبد الرّحيم الزّغلول ، 2005) .

الـدّرس رقـم (05) : معامل الارتباط Pearson

<u>الهدف من الدّرس</u> : أن يتعرّف الطّالب على معامل بيرسون، وعلى شروط تطبيقه ، وكيفية تطبيقه مع أمثلة .

<u>الكفاءات المستهدفة:</u> أن يوظّف الطّالب معامل بيرسون في اختبار فرضيّات البحث.

1- تعريف معامل الارتباط بيرسون:

يعد معامل **Pearson** أحد المؤشرات الاحصائيّة البارامتريّة Paramétrique لدراسة قوّة و اتجاه العلاقة بين متغيّرين كميين (x) و(y) الأوّل مستقل و الثّاني تابع.

وهو من أهم المعاملات و أكثرها شيوعا و أدقها جميعا، ويستعلم هذا المعامل عندما يفترض الباحث أن أي تغير في المتغيّر الأوّل يتبعه تغيّر في المتغيّر الثّاني ويرمز له ب **rp**

2- شروط تطبيقه: لاستعمال معامل **Pearson** يجب توفر مجموعة من الشّروط و هي :

- أن يكـــــون المتـغيّــريــــن كميّيــــن.
- مستوى القيّـــاس المسافـــات متساويـــة.
- أن يكون توزيع قيّـم المتغيّرين عشوائيّـــا.
- أن لا يقل عدد أفراد العيّنة عن 50 فردا .
- أن تكون العلاقة خطيّة (يمكن تمثيلها بخط مستقيم) (بوسنة ،2007) .

3- طرق حساب معامل Pearson:

يمكن حساب معامل **Pearson** بالاعتماد على ثلاث طرق و هي :

- طريقة الانحرافـــات.
- طريقة الدّرجات المعياريّة.
- طريقة الدّرجات الخام (الأصليّة).

والطّريقة التّاليّة هي أسهلها وأكثرها تطبيقا

3-1- حساب معامـل Pearson بالاعتمـــاد على الدّرجـات الخـــام :

يحسب معامل **Pearson** وفق المعادلة التّاليّة :

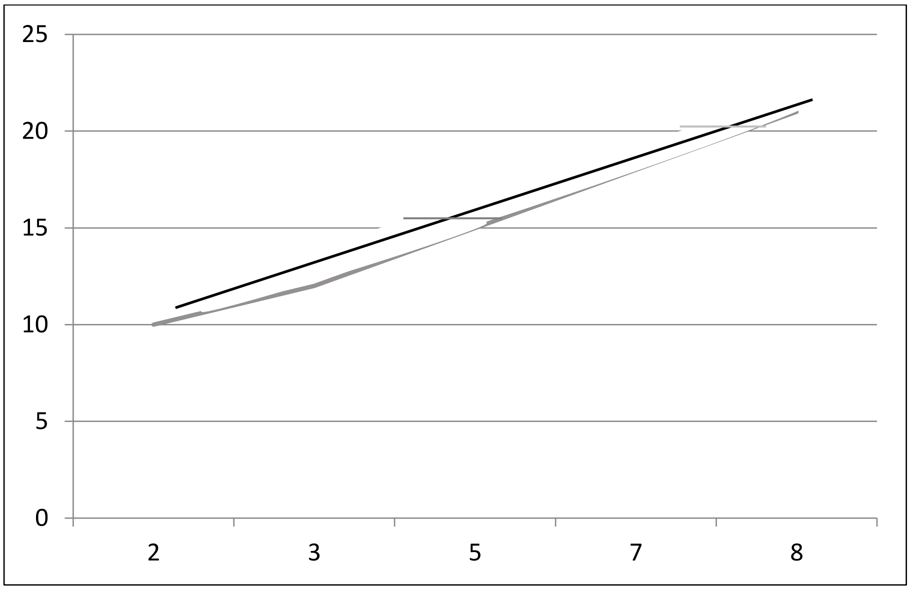
$$r_P = \frac{N\sum(XY)-(\sum X)(\sum Y)}{\sqrt{N\sum X^2-(\sum X)^2 . N\sum Y^2-(\sum Y)^2}}$$

مثـــال : البيانات التّاليّة تمثل أعمار (x) 5 أطفال والقدرة على تذكّر عدد من الكلمات في زمن محدّد (y)

المطلوب: حساب قيمة معامل بيرسون بين هذين المتغيّرين

8	7	5	3	2	X
21	18	15	12	10	Y

قبل تطبيق معامل بيرسون نتأكّد من أنّ العلاقة خطيّة بين المتغيّرين



من خلال الرّسم البياني نلاحظ أنّ العلاقة خطيّة لأنّ النّقاط جاءت على شكل خط مستقيم .

وبما أنّ المتغيّرات كميّة نطبق معامل بيرسون على النّحو التّالي

نرسم جدول : المعطيّات الموجودة في القانون نوظّفها في جدول

Y^2	X^2	XY	Y	X
10	4	20	10	2
144	9	36	12	3
225	25	75	15	5
324	49	126	18	7
441	64	168	21	8
1234	151	405	76	25

صياغة فرضيّة الباحث: هناك علاقة ارتباطيّة بين عمر الأطفال والقدرة علّة تذكر الكلمات.

صياغة فرضيّة صفريّة: لا توجد علاقة بين عمر الأطفال والقدرة على تذكر الكلمات.

$$r_{\mathrm{P}} = \frac{(5\times405)-(25\times76)}{\sqrt{(5\times151)-(25)^2\ (5\times1234)-(76)^2}}$$

$$r_{\mathrm{P}} = \frac{2025-1900}{\sqrt{(755-625)\ (6170-5776)}}$$

$$\boxed{rp = 0,55}$$

وهي علاقة موجبة متوسطة أي أنّ هناك علاقة موجبة متوسطة بين عمر الطفل والقدرة على تذكر عدد الكلمات

3-2- حساب معامل Pearson بالاعتماد على الانحرافات:

في هذه الحالة يحسب معامل Pearson كالآتي :

$$\boxed{r_{\mathrm{P}} = \frac{\sum(X-\bar{X})(Y-\bar{Y})}{\sqrt{\sum(X-\bar{X})^2\sum(Y-\bar{Y})^2}}}$$

حيث :X : درجـة المتغيّــر المستقــل

Y : درجـة المتغيّــر التّــابـــع

$\bar{X}$: المتوسط الحسابي لقيّم X

$\bar{Y}$: المتوسط الحسابي لقيّــم Y

ندعّـم القــانــون بمثــال تطبيـقــي

تمثل البيانات في الجدول الآتي علامات مجموعة من الطّلبة في مادتي الإحصاء(X) وعلم النّفس المعرفي (Y)

$(X-\bar{X})(Y-\bar{Y})$	$(Y-\bar{Y})^2$	$(X-\bar{X})^2$	$(Y-\bar{Y})$	$(X-\bar{X})$	Y	X	
2	4	1	2−	1−	5	6	
0	9	0	3−	0	4	7	
0	0	4	0	2−	7	5	
2	1	4	1	2	8	9	
2−	1	4	1	2−	8	5	
9	9	9	3	3	10	10	
11	24	22	0	0	42	42	Σ

- **أوّلا** : نقوم بحساب المتوسط الحسابي لـ : X

$$\bar{X} = \frac{\sum X}{N} = \frac{42}{6} = 7$$

- **ثانيّا**: نقوم بحساب المتوسط الحسابي لـ : Y

$$\bar{Y} = \frac{\sum Y}{N} = \frac{42}{6} = 7$$

بعد الانتهاء من تفريغ بيانات الجدول نطبّق مباشرة :

$$r_{\mathrm{P}} = \frac{11}{\sqrt{22.24}} = \frac{11}{\sqrt{528}}$$

$$r_{\mathrm{P}} = \frac{11}{22.98}$$

$$\boxed{r_{\mathrm{P}} = 0.48}$$

و هـي عـلاقـة متوسطـة موجبة بيـن عـلامـات الطّلبـة في مـادة الإحصـاء و مـادة علـم النّفس المعـرفـي .

3-3- حساب متوسط Pearson بالاعتماد على الدّرجات المعيّاريّة :

يمكن حساب معامل الارتباط Pearson بالاعتماد على القيّم المعيّاريّة بدلا من القيّم الأصليّـة وذلك باستخدام المعادلة الآتيّة :

$$\boxed{r_{\mathrm{P}} = \frac{\sum(\mathrm{Z_X}.\mathrm{Z_Y})}{N}}$$

$\mathrm{Z_X}$: القيمة المعيارية للمتغيّر المستقل X

$\mathrm{Z_Y}$: القيمة المعيارية للمتغيّر المستقل y

N : حجم العيّنة

تذكير : القيمة المعيارية تحسب كالآتي :

$$\boxed{Z_{\mathrm{x}} = \frac{(X-\bar{X})}{S}}$$

$\mathrm{Z_X}$: القيمة المعياريّـة

X : المتغيّـــر

$\bar{X}$: المتوسط الحسابي

S : الانحراف المعيّاري

مثال : نفرض أنّنا نريد دراسة العلاقة الارتباطيّة بين الاهتمام (X) والتّحصيل (y) وذلك بالنّسبة لـ **S** طلبة

$(\mathrm{Z_X}).(\mathrm{Z_Y})$	$\mathrm{Z_Y}$	$\mathrm{Z_X}$
0.75	0.5	1.5
0.75	1.5	0.5
0	0	0
0.25	0.5−	0.5−
2.25	1.5−	1.5−
4		Σ

$$\boxed{r_P = \frac{4}{5} = 0,80}$$

$\boxed{rp = 0,80}$ هي علاقة قويّة موجبة كلّما زاد الاهتمام زاد التّحصيل

بعد التّطرق بالدّراسة إلى حساب معامل الارتباط Pearson وفق ثلاث طرق مختلفة ، نقوم بصياغة مجموعة من الفرضيّات على سبيل المثال يمكن قياسها بمعامل Pearson:

- **فرضيّة الباحث H_1 :** هناك علاقة ارتباطيّة بين درجة الاكتئاب و ظهور السّلوك العدواني عند المراهق ، حيث أنّ الاكتئاب هو متغيّر مستقل و السّلوك العدواني هو متغيّر تابع.
- **الفرضيّة الصفرية H_0:** تنفي فرضية الباحث أي لا توجد علاقة ارتباطية بين درجة الاكتئاب و السّلوك العدواني .
- فرضيّة أخرى : توجد علاقة ارتباطيّة بين قلق الامتحان و التّحصيل الدّراسي
- **فرضية صفرية H_0** :لا توجد علاقة ارتباطية بين القلق والتحصيل .

4- حساب الدّلالة الإحصائيّة لمعامل الارتباط بواسطة اختبار t: عندما يكون حجم العيّنة أقل من 50 فردا و يستعمل الباحث معامل Pearson أو معامل Spearman ، يمكن استعمال معادلة كاندل لاختبار دلالة معامل الارتباط بين متغيّرين على النّحو الأتي : $\mathbf{t = r\sqrt{\frac{N-2}{1-r^2}}}$

حيث : r قيمة معامل الارتباط و N حجم العيّنة

مثال : اختار الباحث عينة تتكون من 10 اطفال ، ودرس العلاقة بين عمر الأطفال وسرعة القراءة وكانت قيمة معامل الارتباط هي 0,96 . أراد أن يختبر دلالة معامل الارتباط

$$t = r \times \sqrt{\frac{N-2}{1-r^2}}$$

$$t = 0,96 \times \sqrt{\frac{10-2}{1-(0,96)^2}}$$

$$\boxed{t = 9,70}$$

إذن الارتباط بين عمر الأطفال (X) و سرعة القراءة (y) دالّ لأنّ t المحسوبة (70,9) أكبر من t المجدولة (2,89) عند α = 0,01 و درجة الحريّة $N - 2 = 8$ (صلاح أحمد مراد ، 2000) .

الـدّرس رقـم (06): معـامـل الارتبــاط (معامل الرّتب) Spearman:

<u>الهـدف من الـدّرس</u> : أن يتعرّف الطّالب على معامل سبيرمان وشروط تطبيقه ، وكيفيّة تطبيقه.

<u>الكفاءة المستـهدفـة</u> : أن يوظّف الطّالب معامل سبيرمان في البحوث و في اختبار فرضيّات البحث ذات العلاقة .

1 – تعريف معامل الارتباط Spearman:

إنّ معامل الارتباط سبيرمان هو أسلوب إحصائي لا بارامتري ، و الّذي يتميّز بكونه لا يفترض أيّ توزيع معيّن للمتغيّرات ويستخدم هذا المعامل مع البيانات الرّتبيّة أو يمكن تحويلها إلى رتب ، و يكون مستوى القياس المستوى الرّتبي ويرمز له بالرّمز rs ويستعمل معامل Spearman في الحالات الآتيّة :

- عندما يكون حجم العيّنة أقل من 10 أفراد ولا يزيد عن 30 فردا
- عندما يمكن تحويل البيانات الكميّة إلى بيانات رتبيّة ، و كذلك عندما يمكن تحويل البيانات الكيفيّة إلى رتب (مثل : التّقديرات ، جيد ، ممتاز، ضعيف) ، أو لما تكون البيانات على شكل رتب مباشرة (بوعلاق،2009) .

يحسب معامل Spearman وفق القانون الآتي : $\boxed{r_S = 1 - \frac{6\sum D^2}{N(N^2-1)}}$

حيث : r_S : معامل الارتباط Spearman

D : الفرق بيــن رتـب نفــس الفـرد على المتغيّرين (x) و(y)

D² : مربع الفرق بين رتب نفس الفرد على المتغيّرين (x) و(y)

N : حجم العيّنـة

1 و6 : ثـوابــت

إذن ندعّــم الــدّرس بمثــال تطبيقـي

مثال : تحصل باحث على رتب مجموعة من التّلاميذ في مادتي الرّياضيّات والفيزياء مرتّبة في الجدول الآتي :

N	الرّتبة في مادة الفيزياء	الرّتبة في مادة الرّياضيّات	$D=R_X-R_Y$	D^2
1	1	1	0	0
2	5	6	1−	1
3	6	4	2	4
4	2	3	1−	1
5	3	5	2−	4
6	4	2	2	4
Σ				14

ومنه :

$$r_S = 1 - \frac{6\times14}{6(36-1)}$$

$$r_S = 1 - \frac{64}{210}$$

$$r_S = 1 - 0{,}30$$

$$\boxed{r_S = 0,70}$$

إذن العلاقة بين رتب التّلاميذ في مادتي الرّياضيّات و الفيزياء علاقة قويّة موجبة .

تحويل البيانات الكميّة إلى رتب : في بعض الحالات نتحصل على بيانات كميّة و لحساب معامل Spearman نحوّلها إلى رتب و هناك حالتين للتّحويل :

2 – حساب معامل Spearman في حالة عدم وجود تكرارات في الرّتب : عند تحويل البيانات الكميّة إلى رتب نعطي الرّتبة الأولى إلى أعلى قيمة كميّة ، وهكذا نتصاعد في ترتيب القيّم كما يمكن التّرتيب بإعطاء الرّتبة الأولى إلى أصغر قيمة كميّة .

بيانات كميّةX	**15**	**16**	**10**	**18**	**9**	**14**
الرّتبـــــة R_X	**3**	**2**	**5**	**1**	**6**	**4**

نرمز للرّتبة R_X

3 – حساب معامل Spearman في حالة وجود تكرار في الرّتب :

في حالة وجود تكرار في بعض القيّم نقوم بحساب المتوسط الحسابي لرتب هذه القيّم نقوم بحساب المتوسط الحسابي لرتب هذه القيّم المكرّرة قبل حساب المتوسط الحسابي نعطي له قيمة مكرّرة ، رتبة مختلفة (كلّما لو كانت القيّم غير متساويّة)

نعطي مثالاً تطبيقيّـا للتّوضيح أكثـر .

N	X	R_X
1	15 (5)	4
2	13 (6)	8,8
3	15 (4)	4
4	10 (7)	8,5
5	15 (3)	4
6	10 (8)	8,5
7	19 (2)	2
8	10 (9)	8,5
9	10 (10)	8,5
10	20 (1)	1

نرتّب قيم X مبدئيا داخل خانته (X) بقلم الرّصاص ، و القيّم الّتي تكرّرت نضع لها رتبًا تصاعديّا (كأنّها قيّم مختلفة غير متساويّة) .

نلاحظ أنّ العلامة 15 تكرّرت 3 مرّات نبحث عن متوسط الرّتبة $4 = \frac{1}{3} = \frac{3+4+5}{3}$

نلاحظ أنّ القيمة 10 تكــررت 4 مرات نحسب متوســط الرّتبـة $8,5 = \frac{7+8+9+10}{4}$

مثلا : لو تكرّرت القيمــة 10 مرتين فقـط متوسط الرّتبة يكــون $\frac{7+8}{2} = 7,5$

ندعّم الدّرس بمثال تطبيقي

مثال : أراد باحث في علم النّفس العيّـادي أنّ يدرس العلاقة بين الاكتئاب (X) و التّوافق النّفسي (Y) لمجموعة من المفحوصين فتحصل على النّتائج الآتيّة :

D^2	D	R_Y	R_X	Y	X	N
42,24	6,5	1	7,5	72	75	1
9	3	4,5	7,5	55	75	2
16	4	2	6	60	76	3
1	1	3	4	58	77	4
20,25	−4,5	6,5	2	54	78	5
0,25	−0,5	4,5	4	55	77	6
30,25	−5,5	6,5	1	54	80	7
16	−4	8	4	52	52	8
135						Σ

$$r_S = 1 - \frac{6\times135}{8(64-1)}$$

$$r_S = 1 - \frac{810}{504}$$

$$r_S = 1 - 1,61$$

علاقة متوسطة سالبة بين الاكتئاب و التّوافق النّفسي

$$\boxed{r_S = -0,61}$$

4 – حساب معامل Spearman في حالة بيانات كيفيّة :

يحسب معامل Spearman في حالة بيانات كيفية بشرط أن تكون قابلة للتّرتيب مثل التّقديرات

مثال : البيانات التّاليّة تمثل إجابات 7 طلبة على سؤاليّن الأوّل حول برنامج L.M.D و الثّاني حول مدى ملائمة البرنامج لحاجاتهم الدّراسيّة

السّؤال الأوّل X	جيّد	مقبول	ممتاز	جيّد	جيّد جدا	مقبول	جيّد
السّؤال الثّاني Y	جيّد جدا	مقبول	جيّد جدا	جيّد	جيّد	جيّد	ممتاز

نشكل جدول مثل المثال السابق

X	Y	R_X	R_Y	D	D^2
جيّد	جيّد جدا	4	2,5	1,5	2,25
مقبول	مقبول	6,5	7	−0,5	0,25
ممتاز	جيّد جدا	1	2,5	−1,5	2,25
جيّد	جيّد	4	5	−1	1
جيّد جدا	جيّد	2	5	−3	9
مقبول	جيّد	6,5	5	1,5	2,25
جيّد	ممتاز	4	1	3	9
Σ					26

(بوعلاق ، 2009)

إذن بالنّسبة للقيّم المكرّرة نحسب متوسط الرّتب (مثل المثال السّابق)

مثلا السّؤال الأوّل (X) : جيّد مكررة 3 مرّات نبحث عن متوسط الرّتبة $\mathbf{4} = \frac{\mathbf{3+4+5}}{\mathbf{3}}$

$$r_S = 1 - \frac{6 \times 26}{8(49-1)}$$

$$r_S = 1 - \frac{156}{336}$$

$$r_S = 1 - 0.46$$

$\boxed{r_S = 0.54}$ إذن هناك علاقة متوسطة موجبة بين السّؤال الأوّل X و السّؤال الثّاني Y

الــدّرس رقـم (07): معـامــل الارتبــاط ثنــائــي الأصيــل rpb

<u>الهدف من الدّرس</u>: أن يتعرّف الطّالب على معامل الارتباط ثنائي الأصيل ،خصائصه ، مجالات استعماله .

<u>الكفاءة المستهدفة</u>: أن يوظّف الطّالب معامل الارتباط ثنائي الأصيل في اختبار فرضيات البحث وفي حساب الصّدق في بناء الاختبارات.

1 – تعريف معامل الارتباط ثنائي الأصل rpb : يستعمل معامل الارتباط ثنائي الأصيل للتعرف على العلاقة الارتباطية بين متغيرين احدهما كمي متصل والثاني متغير كيفي ثنائي الانقسام (يقبل انقسامين لا أكثر) ،لذلك سمي ثنائيا وسمي حقيقي (أصيل) لأن تقسيم المتغير الكيفي حقيقي (أصيل) أي تقسيم طبيعي لم يتدخل فيه الباحث (تصميم حقيقي) .

كما يستعمل معامل الارتباط ثنائي الأصيل في قياس صـدق التّمييز (سهولة ، صعوبة) الأسئلة في بنود الاختبارات من خلال دراسة العلاقة بين عبارة السّؤال و الدّرجة الكليّة للاختبار (بوعلاق ، 2009) .

2 – شـــروط تطبيــقـــه :

- أن يكون المتغيّر الأوّل متغيّرا مستقلاً ، كيفي، ثنائي الانقسام ، ومستوى قياسه المستوى الاسمي .
- أن يكون المتغيّر الثّاني (المتغيّـر التّـابـع) كـمّـي و مستـوى قيـاســه المسافـات المتسـاويّـة .

3 – خصـائصــه:

- قيمة معامل الارتباط ثنائي الأصيل تقع بين 0 و 1
- يقيس معامل الارتباط الأصيـل قـوّة (حجم) العلاقـة و لا يهتم بدراسـة اتّجاه (طبيعة العلاقة) .
- يكون معامل الارتباط دائمـا موجبــا .

4 – حســـاب معــامــل الارتبــاط rpb : يحسـب معــامــل الارتبــاط الثّـنــائــي الأصيــل بالمعادلــة التّــاليّــة :

$$\boxed{rpb = \frac{\overline{y_1} - \overline{y_2}}{\sqrt{\frac{N}{N_1 . N_2}} . \sqrt{\sum Y^2 - \frac{(\sum Y)^2}{N}}}}$$

$$\overline{\boldsymbol{y}} = \frac{\sum \boldsymbol{Y}}{\boldsymbol{N}}$$

بحيث:

$\overline{y_1}$: المتوسـط الحسابـي الأوّل

$\overline{y^2}$: المتوسـط الحسابـي الثّانـــي

N_1 : عدد أفراد المجموعة الأولـى

N^2 : عدد أفراد المجموعة الثّانيّة

N : عدد أفراد المجموعة الأولى + أفراد المجموعـة الثّـانيّـة

ندعّـم الـدّرس بمثــال تطبيقــي

مثـــال : أراد باحث أن يدرس العلاقة الارتباطيّة بين الجنسين (ذكور و إناث) و التّحصيل الدّراسي لمجموعة من التّلاميـذ ، و جـاءت النّتـائج كالآتـي:

يـرمـز للذّكــور : 1

يـرمـز للإنـــاث : 2

X	Y	Y^2
1	10	100
1	12	144
1	12	144
2	10	100
2	9	81
2	8	64
1	11	121
1	10	100
Σ	82	854

من خلال المثال نلاحظ أنّ الجنس متغيّر كيفي ثنائي الانقسام (ذكور، إناث) و التّحصيل الدّراسي متغيّر كمّي متصل ، إذن لإيجاد العلاقة الارتباطيّة بين الجنس و التّحصيل نطبق معامل $\boldsymbol{rpb}$

$$rpb = \frac{\overline{y_1} - \overline{y_2}}{\sqrt{\frac{N}{N_1 . N_2}} . \sqrt{\sum Y^2 - \frac{(\sum Y)^2}{N}}}$$

نحسب المتوسط الحسابي لتحصيل الذّكور ، ثمّ نحسب المتوسط الحسابي لتحصيل الإناث

$$\overline{\mathbf{Y}}_1 = \frac{\mathbf{10+12+12+11+10}}{\mathbf{5}} = \frac{\mathbf{55}}{\mathbf{5}}$$

$$\overline{\mathbf{Y}}_1 = \mathbf{11}$$

$$\overline{\boldsymbol{Y}}_2 = \frac{\mathbf{10+9+8}}{\mathbf{3}} = \frac{\mathbf{27}}{\mathbf{3}}$$

$$\overline{\boldsymbol{Y}}_2 = \mathbf{9}$$

$$\boldsymbol{rpb} = \frac{\mathbf{11-9}}{\sqrt{\frac{\mathbf{8}}{\mathbf{5.3}}} . \sqrt{\mathbf{854} - \frac{(\mathbf{82})^2}{\mathbf{8}}}}$$

إذن العلاقة بين الجنس و التّحصيل متوسطة . $\boxed{\boldsymbol{rpb} = \mathbf{0,75}}$

الـدّرس رقـم (08) : معامل الاقتران فآي phi

<u>الهدف من الدّرس:</u> أن يتعرّف الطّالب على معامل الاقتران فاي واهم خصائصه ، مجالات استعماله

<u>الكفاءة المستهدفة:</u> أن يوظّف الطّالب معامل الاقتران فآي phi في اختبار الفرضيّات عندما تكون المتغيّرات كيفيّة .

1−<u>تعريف معامل الاقتران فآي</u>: إنّ معامل الاقتران فآي حالة خاصة من معامل ارتباط بيرسون، و يستخدم هذا المعامل في حالة إيجاد العلاقة بين متغيّرين كيفيين كل منهما ثنائي الانقسام ونرمز له بالرمز ø .

مثل: الجنس : ذكور / إناث — الرّياضة : يمارس / لا يمارس

يحسب معامل فـاي وفق القانون الآتي :

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

(عيسى بدر، غصاب عباينة ، 2007) .

نوضح القانون في الجدول الرّباعي الآتي :

	X	
	a	b
y	c	d

يسمّى جدول 2 × 2

إذن الجدول يتكوّن من 4 خانات (خلايا) ، و يتمثّل الحروف (a.b.c.d) تكرارات هذه الخلايا ، فالحرف a يمثّـل التّكـرارات الّتي تجمع بين المتغيّـر رقـم 1 لكلّ من المتغيّرين (الأفقـي و العمـودي) ، و الحـرف b التّكرارات الّتي تجمع بين المتغيّـر رقـم2 (الأفقـي و العمـودي) .

2−<u>خصائص معامل الاقتران فاي phi</u> : أهمّ خصائص معامـل فـاي

- تنحصر قيمة المعامل بين (+ 1 و−1)
- إذا كان التكرار a و التكرار b مساويا للصفر فإن قيمة معامل الاقتران الّتي تكون مساويّة (−1) ممّا يدلّ على علاقة عكسيّة بين (x) و (y) ، أمّا إذا كان التّكرار b وc مساويًا للصّفر فإنّ قيمة معامل الاقتران تكون مساويّة لـ : (1) و بالتّـالي فإنّ العلاقة بين المتغيّرين (x) و (y) .
- وإذا كان حاصل الضّرب ad يساوي للصّفر فإنّ قيمة معامل الاقتران تكون مساويّة للصّفر و هذا يعني عدم وجـود علاقـة اقتـران بين المتغيّريـن .

مثـــال : أراد بـاحـث أن يـدرس العلاقـة بيـن تقديـر الذّات (مرتفـع ، منخفـض) و المـؤهـل العلمـي (لـه مؤهـل علمـي ، ليس له مـؤهـل علمــي) لمجموعــة مـن المفحوصيــن فجـاءت النّتــائـج كالآتــي :

المؤهـل \ تقدير	يوجـــــد	لا يوجـــــد	مــــج
مرتفـــع	4	6	10
منخفـض	7	2	09
مــــج	11	8	19

- في هذا الجدول نلاحظ 4 أشخاص لهم مؤهل علمي ولهم تقدير الذّات مرتفـــع
- 6 أشخاص ليس لهم مؤهل علمي و لهم تقدير ذات مرتفـع
- 7 أشخاص لهم تقدير ذات منخفـض و لهم مؤهل علمــي
- شخصين لهم تقدير ذات منخفض و ليس لهم مؤهل علمـي

بالتّعويض في قانون معامل فـاي

$$ø = \frac{(\mathbf{7}\times\mathbf{6})-(\mathbf{2}\times\mathbf{4})}{\sqrt{(\mathbf{11})\times(\mathbf{8})\times(\mathbf{10})\times(\mathbf{9})}}$$

$$ø = \frac{\mathbf{42-8}}{\sqrt{\mathbf{7920}}}$$

$$ø = \frac{\mathbf{34}}{\mathbf{88.99}}$$

$$\boxed{ø = 0.38}$$

علاقـــة ضعيفة مـوجبـة

3 – حسـاب معامل الاقتران فاي ø بدلالة كاي مربع x^2 :

لمعرفة الدّلالة الإحصائيّة لمعامل فاي نستخدم اختبار x^2 وفق المعادلة التّاليّة

$$ø = \sqrt{\frac{\mathbf{x^2}}{\boldsymbol{N}}} \qquad \boxed{\Rightarrow \mathbf{x^2} = ø^2 . \mathrm{N}}$$

نقارن x^2 المحسوبة بـ: x^2 المجدولة عند 0,05 ودرجة الحريّة (عبد الله المنيزل و موسى غرايبية ، 2006).

من خلال المثال السّابق : نتساءل هل معامل فاي المقدر بـ : 0,38 ذو دلالة إحصائيّة نقوم بتطبيق قانون x^2

$$x^2 = (0{,}38)^2 \times 19$$

$$x^2 = 0{,}114 \times 19$$

$$\boxed{x^2 = 2{,}66}$$

نقارن قيمة x^2 المحسوبة (2,66) مع قيمة x^2 المجدولة عند مستوى الدلالة (0,05) ودرجة الحرية(1) نلاحظ أنّ القيمة المجدولة أكبر من المحسوبة ، ويمكن القول أنّه يوجد ارتباط ذو دلالة إحصائيّة بين تقدير الذّات والمؤهل العلمي .

لتوضيح دلالة معامل فاي نعطي مثال آخر .

مثال : هل توجد علاقة ذات دلالة إحصائية بين جنس الطالب وممارسة الرياضة من واقع البيانات المعروضة أدناه حيث يصنف جنس الطالب إلى (ذكر =0 و أنثى =1) وممارسة الرياضة (يمارس=1 ولا يمارس= 0)

الجنس **X**	**0**	1	1	0	1	1	1	1	0	0	1	0	0	1	0
ممارسة الرّياضة**Y**	1	1	0	0	0	0	0	1	0	1	0	1	1	0	1

نفرغ البيانات في جدول رباعي على هذا المنوال

الرّياضة / **الجنس**	لا يمارس	يمارس	**مج**
ذكور	2	5	7
إناث	5	3	8
مج	7	8	15

حساب معامل فاي **Ø** :

$$ø = \frac{(\mathbf{5}\times\mathbf{5})-(\mathbf{3}\times\mathbf{2})}{\sqrt{\mathbf{7}\times\mathbf{8}\times\mathbf{8}\times\mathbf{7}}}$$

$$ø = \frac{25-6}{\sqrt{3136}} = \frac{19}{56}$$

$$ø = 0{,}339$$

$$\boxed{ø = 0{,}34}$$

علاقة ضعيفة موجبة بين الجنس و ممارسة الرّياضة .

نتأكّد من دلالة معامل فاي (0,34) بتطبيق اختبار x^2

$$x^2 = ø^2 \times N$$

$$x^2 = (0{,}34)^2 \times 15$$

$$x^2 = 0{,}11 \times 15$$

$$\boxed{\mathbf{x^2 = 1,65}}$$

نقارن قيمة $\mathbf{x}^2$ المحسوبة (65,1) بقيمة اختبار $\mathbf{x}^2$ المجدولة (3,84) عند (0,05) و df=1 درجة الحريّة .

فنرى أنّ القيمة المجدولة (3,84) أكبر من القيمة المحسوبة (1,65) و منه لا يوجد ارتباطا دالا إحصائيّا بين الجنس و ممارسة الرّياضة .

الدّرس رقم (09) : معامل كرامر Cramer

<u>الهدف من الدّرس:</u> أن يتعرّف الطّالب على معامل كرامر ، و خصائصه ، و استعمالاته

<u>الكفاءة المستهدفة :</u> أن يوظّف الطّالب معامل كرامر في اختبار فرضيّات البحث و قياس قوّة العلاقة

بين المتغيّرات الكيفيّة

1 – تعريف معامل كرامر: يعتبر معامل كرامر صورة تعديليّة لمعامل فاي ويستخدم عندما تكون البيانات اسميّة وتنظم في جدول توافق أكبر من 2×2 أي أن يستخدم في الحالة الّتي يكون فيها أحد المتغيّرين أو كلاهما منقسم إلى أكثر من قسمين أو صفتين مثل قياس العلاقة بين التّخصص في علم النّفس (علم النفس مدرسي ،علوم التّربية، عيادي ، تنظيم و عمل) و المستوى الدّراسي (السّنة الأولى ، ثانيّة ، ثالثة ، ماستر) في دراسة مثل هذه العلاقة تصنف في جدول 3×2 أو 3×3 أو 3×4 أو 4×4 وضع هذا المعامل من طرف كرامر في عام 1996 (بوعلاق ، 2009) .

2 – خصــائصـــه :

- لا يمكن أن يكون هذا المعامل سالب ، فهو إذن لا يقدر اتجاه العلاقة بين الظّاهرتين،إذن هذا المعامل يهتم فقط بدراسة قوّة العلاقة.
- إذا اقتربت قمية معامل كرامر من 1 تكون العلاقة قويّة و إذا اقتربت قيمته من 0 كانت العلاقة ضعيفة.

3– حساب معامل كرامر

يرمز لمعامل كرامر بالحرف V ويحسب وفق المعادلة الآتيّة :

$$\boxed{V = \sqrt{\frac{x^2}{N(L-1)}}}$$

يعتمد حساب معامل كرامر على اختبار x^2

x^2 : قيمة كاي مربع

L : عدد الصفوف أو عدد الأعمدة يأخذ العدد الأصغر

N : حجم العيّنة

لحساب معامل كرامر نتبع الخطوات الآتيّة نحسب قيمة x^2 حيث

$$\boxed{x^2 = \sum \frac{(fo-fe)^2}{fe}}$$

fo: التّكرارات المشاهدة في كل حالة

fe: التّكرارات المتوقعة في كلّ حالة

$$fe = \frac{\text{مجموع العمود} \times \text{مجموع الصّف}}{N \ \text{المجموع الكلّي}}$$

ندعـم الـدّرس بمثـال تطبيقـــي

قس العلاقة بين الرّغبة و نوع البكالوريا

الرغبة / نوع bac	بيولوجيا	اقتصاد	آداب	طب	$\sum$

علوم ط والحياة	7,3 / 23	30,3 / 40	38 / 16	5,4 / 2	81
تقني	8,6 / 11	77,8 / 75	97,1 / 107	13,8 / 14	207
آداب	9,1 / 1	38,2 / 31	47,9 / 60	6,8 / 10	102
$\sum$	35	146	183	26	390

هذا الجدول نلاحظ أنّ الرّغبة تنقسم إلى 4 تخصصات ، نوع البكالوريا 3 أنواع ، إذن الجدول 3 × 4

ولحساب معامل كرامر أوّلا نقوم بحساب x^2 وهو يعتمد في حسابه على التّكرارات المشاهدة والتّكرارات المتوقّعة.

التّكرارات المشاهدة معطاة في الجدول إذن نبحث عن التّكرارات المتوقعة fe وحسب القانون الآتي :

$$fe = \frac{\text{مجموع العمود} \times \text{مجموع الصّف}}{N \text{ المجموع الكلّي}}$$

الخانة الأوّلى بكالوريا علوم الطبيعة والحياة و الرّغبة بيولوجيا تحسب كالآتي :

$$fe = \frac{\text{مجموع العمود} \times \text{مجموع الصّف}}{N \text{ المجموع الكلّي}}$$

$$fe = \frac{81\times 35}{390} = 7.269$$

$$\boldsymbol{fe = 7.27 = 7.3}$$

ونقوم بنفس العمليّات بالنّسبة للخانات الأخرى نسجل التّكررات المتوقّعة في الجدول ثمّ نقوم بحساب x^2

$$\boxed{x^2 = \sum \frac{(fo-fe)^2}{fe}}$$

$$x^2 = \frac{(23-7.3)^2}{7.3} + \frac{(40-30.3)^2}{30.3} + \frac{(16-38)^2}{38} + \frac{(2-5.4)^2}{5.4} + \frac{(11-8.6)^2}{8.6} + \frac{(75-77.5)^2}{77.5} + \frac{(107-97)^2}{97.1} + \frac{(14-13.8)^2}{13.8} + \frac{(1-9.1)^2}{9.1} + \frac{(31-38.2)^2}{38.2} + \frac{(60-47.9)^2}{47.9} + \frac{(10-6.8)^2}{6.8}$$

$$\boxed{x^2 = 69.2}$$

ومنـه معامـل كـرامـر

$$V = \sqrt{\frac{X^2}{N(L-1)}}$$

L: عدد الصفوف 3 ، و عدد الأعمدة 4 يأخذ العدد الأصغر

$$V = \sqrt{\frac{69.2}{390\times2}}$$

$$V = \sqrt{\frac{69.2}{780}}$$

$$V = \sqrt{0.088}$$

$$\boxed{V = 0.30}$$

إذن العلاقة بين الرّغبة ونوع البكالوريا علاقة ضعيفة

4- حساب الدّلالة الإحصائيّة لمعامل كرامر

نحسب دلالة معامل كرامر بالاعتماد على x^2 ونحسب كالآتي : $\boxed{x^2 = \frac{N.V^2}{1-V^2}}$

حيث أن N : حجم العينة و V^2: مربع قيمة معامل كرامر

$$x^2 = \frac{390\times(0.30)^2}{1-(0.30)^2}$$

$$x^2 = \frac{390\times0.09}{1-0.09} = \frac{35.1}{0.91} = 38.57$$

نعلم أنّ درجات الحرية $\left(1-\text{عددالاعمدة}\right)\left(1-\text{عدد الصّفوف}\right) = df$

$$df = (3-1)(4-1) = 6$$

وجدنا أن قيمة x^2 المجدولة عند 0.05 و $df = 6$

$$x^2(0.05،6) = 12.59$$

إذن القيمة المحسوبة 38.57 أكبر من القيمة المجدولة 12.59

إذن الارتباط دال إحصائيّا بين نوع البكالوريا و الرّغبة و تقبل فرضيّة الباحث الّتي تنص على وجود علاقة ارتباطيه بين نوع البكالوريا و الرّغبة عند $= 0,05\alpha$

ومستوى الدّلالة هو نفسه مستوى الثّقة و مستوى الخطأ $= 0,05\alpha$ أو 0,01 ، لمّا أقول $\alpha = 0,01$ أنا متأكّد و واثق من الإجابة 99% ونسبة الخطأ (الشّك) 1% .

الــدّرس رقـم (10) : معامــل التّــوافــق C

<u>**الهدف من الدّرس :**</u> أن يتعرّف الطّالب على معامل التّوافق ، وخصائصه ، و استخداماته .

<u>**الكفاءة المستهدفة :**</u> أن يوظّف الطّالب معامل التّوافق في اختبار فرضيّات البحث في حالة متغيّرات كيفيّة .

1 – تعريف معامل التّوافق C :

يستخدم معامل التّوافق الّذي يرمز له بـ : **C** لقيّاس العلاقة الارتباطيّة بين متغيّرين اسميين (x) و (y) يكون لكلّ منهما صفتين (انقساميين) أو أكثر .

إذن يستخدم معامل التّوافق في حالة عدم توّفر بيانات كميّة أو رُتَبيّة (المنيزل و موسى غرابية ، 2006) .

مثل : دراسة العلاقة بين المستوى التّعليمي (أمي ، ابتدائي ، متوسط ، ثانوي ، جامعي) و الحالة الاجتماعية (أعزب ، متزوج ، أرمل ، مطلق) .

2 – حساب معامل التّوافق C:

ويحسب معامل التّوافق وفق المعادلة الآتية :

$$\boldsymbol{C = \sqrt{\frac{1-G}{G}}}$$

حيث : 1 هـو عدد ثابت و $\boldsymbol{G}$ هـو مجموع (مربع كلّ خـانة قسمة مجمـوع عمـودهـا × مجمـوع صفهـا) .

نوضّح كيفيّة تطبيـق معامل التّوافـق بالمثال الآتــي :

يمثل الجدول الآتي توزيع عيّنة معلمي إحدى المدارس الابتدائيّة وفقا لمتغيّري الجنس (ذكور و إناث) والمؤهل العلمي (بكالوريا ، ليسانس ، ماستر) .

جدول 2×3

المؤهل / الجنس	**بكالوريا**	**ليسانس**	**ماستر**	**Σ**
ذكور	25	20	15	60
إناث	20	15	10	45
Σ	45	35	25	105

المطلوب حساب معامل التّوافق ؟

من خلال الجدول نلاحظ 6 خانات 2×3

نحسب $\boldsymbol{G = \frac{(25)^2}{60\times45} + \frac{(20)^2}{60\times35} + \frac{(15)^2}{60\times25} + \frac{(20)^2}{45\times45} + \frac{(15)^2}{45\times35} + \frac{(10)^2}{45\times25} = 1}$

نطبق القانون :

$$C=\sqrt{\frac{1-F}{F}}=\sqrt{\frac{1-1}{1}}=\sqrt{\frac{0}{1}}$$

$$\boxed{C=0}$$

ومنــه لا يـوجـد توافـق بيـن الجنـس و المـؤهـل العلـمـــــي

ملاحظة : يمكن ذكر مجموعة من الخصائص لمعامل التّوافق

3 – خصــائــص معــامــل التوافــق C:

* الحد الأدنى لمعامل التّوافق هو 0

* المجموع " F " يكون أكبر مـن 0

* الحد الأعلى لمعامل التّوافق يحسب كالآتي : $C_{\text{MAX}}=\sqrt{\frac{L-1}{2}}$ بحيث L هو عدد الصّفوف أو عدد الأعمدة نأخذ العدد الأصغر .

و عادة تنسب قيمة معامل التّوافق إلى الحد الأعلى لمعامل التّوافق و ذلك لمعرفة قوّة و ضعف معامل التّوافق و بناء على قربها أو بعدها من القيمة القصوى (الحد الأعلى) أي نقارن معامل التّوافق بالقيمة القصوى له .

- يقيس معامل التّوافق قوة العلاقة (حجمها) و لا يقيس الاتجاه (نوع العلاقة) .

مثلا : تبعا للمثال السّابق نحسب القيمة القصوى للمعامل .

$$C_{\text{MAX}}=\sqrt{\frac{2-1}{2}}=\sqrt{\frac{1}{2}}=\sqrt{0.5}$$

$$\boxed{C_{\text{MAX}}=0.71}$$

نقارن القيمة الأصليّة C تساوي 0 بالقيمة القصوى 0,71 نلاحظ القيمتان متباعدتان ومنه العلاقة ضعيفة

3 – حساب معامل التّوافق بدلالة اختبار x^2 : يمكن حساب معامل التّوافق بالاعتماد على اختبار **x^2 حيث**

$$C=\sqrt{\frac{x^2}{N+x^2}}$$

حيـــث أنّ : x^2 : هي قيمة كاي مربع

N : هو حجـم العيّنـــة

من المثال السّابق نحسب معامل التّوافق بدلالة x^2 حيث :

$$X^2=\sum\frac{(fo-fe)^2}{fe}$$

fo : التّكرارات المشاهدة في كلّ خانة

fe : التّكرارات المتوقّعة في كلّ خانة

$$fe = \frac{\text{مجموع العمود} \times \text{مجموع الصّف}}{N \text{ المجموع الكلّي}}$$

إذن نحسب **fe لكلّ خانة**

الجنس \ المؤهل	بكالوريا	ليسانس	ماستر	Σ
ذكور	**25,71 / 20**	**20 / 20**	**14,28 / 15**	**60**
إناث	**19,28 / 20**	**15 / 15**	**10,71 / 10**	**45**
Σ	**45**	**35**	**25**	**105**

$$fe \text{ ذكور } bac = \frac{45\times60}{105} = 25{,}71$$

$$fe \text{ ذكور ليسانس} = \frac{60\times35}{105} = 20$$

$$fe \text{ ذكور ماستر} = \frac{60\times25}{105} = 14{,}28$$

$$fe \text{ إناث } bac = \frac{45\times45}{105} = 19{,}28$$

$$fe \text{ إناث ليسانس} = \frac{45\times35}{105} = 15$$

$$fe \text{ إناث ماستر} = \frac{45\times25}{105} = 10{,}71$$

$$X^2 = \frac{(25-25{,}71)^2}{25{,}71} + \frac{(20-20)^2}{20} + \frac{(15-14{,}28)^2}{14{,}28} + \frac{(20-19{,}28)^2}{19{,}28} + \frac{(15-15)^2}{15} + \frac{(10-10{,}71)^2}{10{,}71}$$

X^2=0,04+0+0,04+0,03+0+0,05

$\boxed{X^2=0{,}16}$

$$C = \sqrt{\frac{0{,}16}{105+0{,}16}} = \sqrt{\frac{0{,}16}{105{,}16}}$$

$$\boxed{C = \sqrt{0{,}0015}} \qquad C = 0{,}01$$

مثال آخر : احسب معامل التّوافق بدلالة X^2 من المثال الموجود في درس معامل كرامر ، الّذي وجدنا فيه العلاقة بين الرّغبة و نوع الباكالوريا bac .

الرغبة / نوع bac	بيولوجيا	اقتصاد	آداب	طب	$\sum$
علوم ط والحياة	7.3 / 23	30.3 / 40	38 / 16	5.4 / 2	81
تقني	8.6 / 11	77.8 / 75	97.1 / 107	13.8 / 14	207
آداب	9.1 / 1	38.2 / 31	47.9 / 60	6.8 / 10	102
$\sum$	35	146	183	26	390

من المثال السّابق وجدنا أنّ معامل $x^2 = 69{,}2$ إذن معامل التّوافق

$$c = \sqrt{\frac{69.2}{69.2+390}}$$

$$c = 0.39$$

علاقة متوسطة بين الرغبة ونوع الباكالوريا

إذن على الطّالب أن يقوم بحساب معامل التّوافق بالقانون الأصلي :

$$C = \sqrt{\frac{1-F}{F}}$$

ملاحظة :

من خلال تعرضنا لمجموعة من معاملات الارتباط : معامل Pearson ، معامل Spearman ، معامل ثنائي الأصيل rpb ، معامل الاقتران فاي و معامل التّوافق C .

السّؤال المطروح هو على أيّ أساس يختار الباحث السّيكولوجي معامل الارتباط الّذي يناسب بحثه ؟

فنجيب على هذا السّؤال و نقول : يختار معامل الارتباط على أساس : نوع المتغيّرات و مستوى القياس وحجم العيّنة ، فإذا كانت العلاقة بين :

- متغيّرين كميين تطبق معامل Pearson
- متغيّرين كيفيين ثنائي الانقسام (2×2) تطبق معامل الاقتران فـاي .
- متغيّرين كيفيين أحدهما أو كلاهما ينقسم أكثر من انقسامين أي الجدول يفوق (2×2) نطبق معامل التوافق C
- متغيّرين رتيبين نطبق معامل Spearman .
- متغيّرين أحدهما كيفي ثنائي الانقسام (x) و آخر كمّي (y) نطبّق معامل ثنائي الأصيل rpb .

الـدّرس رقـم (11): معادلة الانحدار "التّنبؤ" "Regression"

<u>الهدف من الدّرس:</u> أن يتعرّف الطّالب على معادلة الانحدار (التّنبؤ) مفهومه ، شروطه ، تطبيقاته .

<u>الكفاءة المستهدفة</u> : أن يوظّف الطّالب معادلة الانحدار "التّنبؤ" للتّأكد من نتائج فرضيّات البحث .

لقد تطرقنا في الدّروس السّابقة إلى أنّ معامل الارتباط هو مؤشر إحصائي يستخدم في قياس العلاقة الارتباطيّة الموجودة بين متغيّرين فقد يكشف هذا المعامل عن طبيعة العلاقة من حيث كونها سالبة أو موجبة ، كما يكشف عن حجم هذه العلاقة (قويّة ، ضعيفة ، متوسطة ، معدومة) .
أمّا في هذا الدّرس سنلقي الضوء على معادلة الانحدار (التّنبؤ) التي يشترط في حسابها وجود علاقة ارتباطية بين المتغير (x) والمتغير (y) بحيث يمكن عن طريق معادلة الانحدار التّنبؤ بقيّم المتغيّر (y) بناء على معرفة قيّم المتغيّر (x).

يوجد نوعين من معادلات الانحدار أو التّنبؤ تبعا لعدد المتغيّرات الّتي تشتمل عليها وهي :

- **معادلة الانحدار الخطي البسيط:** تستخدم هذه المعادلة في حالة وجود علاقة خطية بين متغيرين وذلك من خلال استخدام معادلة الخط المستقيم.
- **معادلة الانحدار الخطي المتعدّد:** وتستخدم هذه المعادلة عندما يوجد لدينا أكثر من متغيّرين ، ويراد تقدير قيمة أحدهما من خلال المعلومات المتوفّرة عن المتغيرين الآخرين (عبد الرحيم الزغلول،2005).

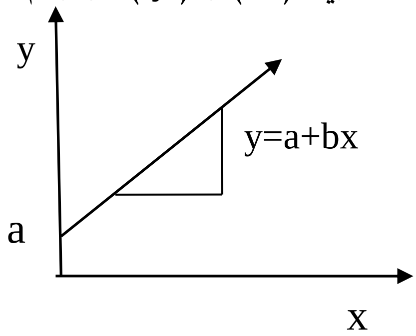
الانحدار لأوّل مرّة من قبل" فرانسيس جالتون " في أواخر القرن التّاسع عشر ، إذ كشفت دراسة قام بها جالتون بأنّ أطوال الأطفال من أباء طوال القامة كانت فوق المعدل ، ولكن ظهر أنها تتحرك وتنحدر باتجاه معدل (متوسط) طول الآباء ، لهذا فإن العمليّة العامة للتّنبؤ بأحد المتغيّرات مثل طول الطّفل بناء على متغيّر آخر (طول الأب) أصبحت **تعرف بالانحدار الخطي البسيط** .

1 – تعريف التّنبؤ: هو تقدير قيمة المتغيّر (y) اعتمادا على نتائج متغيّر ثاني له علاقة بالمتغيّر الأوّل .

2 – شروط التّنبؤ:

- وجود علاقة خطية بين المتغيرين (x) و (y)
- المتغيرين (x) و (y) كميّين
- كلّما كان الارتباط قويّا بين (x) و(y) زادت قوّة التّنبؤ .

إنّ الخطوة الأولى لدراسة العلاقة بين متغيّرين (x) و (y) هو رسم أزواج البيانات في شكل انتشار كما هو مبيّن في الشّكل الآتي:



X=0

Y=a

3 – معادلة الانحدار البسيط

تسمّى معادلة هذا الخط بمعادلة الانحدار (التّنبؤ) فمعادلة الانحدار معادلة رياضيّة تدرس العلاقة بين متغيّرين وهي كالآتي : $\boldsymbol{y = a + b_x}$

حيث: Y : قيمة المتغيّر الثّاني الّذي نتنبأ به .

a : ثابت و هو القيمة الّتي يقطع عندها الخط المستقيم محور التّراتيب y فعندما يكون x=0 فإنّ y=a

X : هو قيمة (x) نختارها للتنبؤ ب(y) (عيسى بدر وعباينة ، 2007) .

هناك طريقتين لإيجاد معادلة الانحدار

1- 1 الطّريقة الأولى : $\boxed{y = a + b_x}$

- أولا نقوم بحساب $\boldsymbol{b}$

$$b = \frac{N\sum XY - (\sum X)(\sum Y)}{N\sum X^2 - (\sum X)^2}$$

- ثانيّا نقوم بحساب $\boldsymbol{a}$

$$a = \frac{\sum Y}{N} - b\frac{\sum X}{N}$$

بحيث: X: المتغيّر الأوّل

Y: المتغيّر الثّاني

N: حجم العيّنة

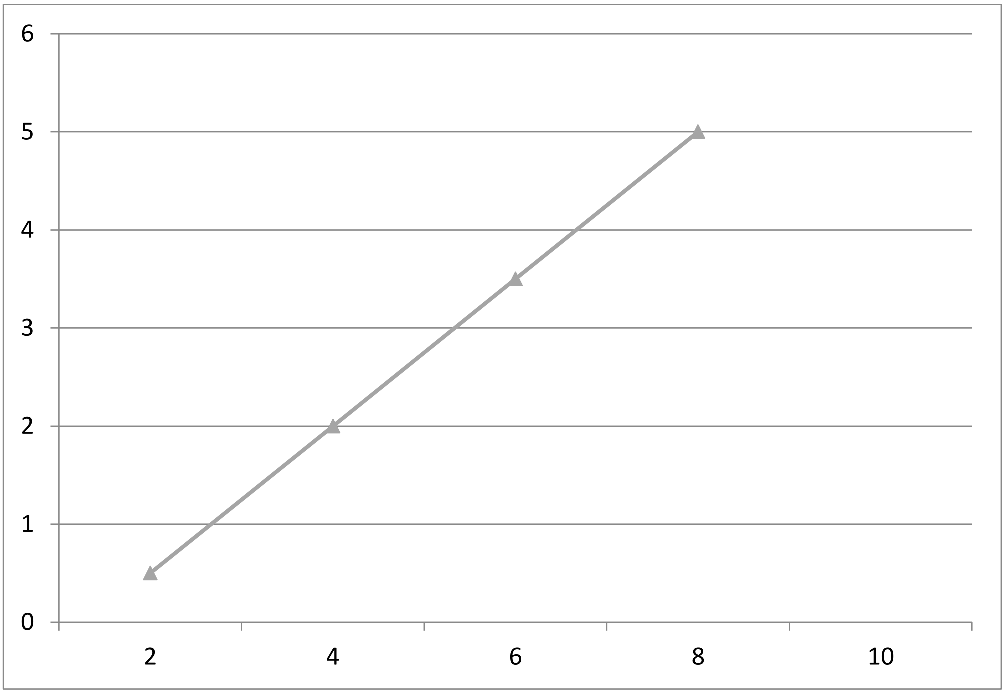
b: عدد ثابت (ميل خط مستقيم)

a: عدد ثابت

لمزيد من الفهم إليك المثال التّالي : درس باحث سيكولوجي العلاقة بين عمر الأطفال و القدرة على الانتباه وتحصل على النّتائج الآتيّة :

العمر	3	7	5	4	8	3	9	4	6	11
الانتباه	6	11	8	7	13	5	15	7	10	18

- في البداية يجب أن نرسم مخطط الانتشار لنتأكد من وجود علاقة خطية بين المتغيرين العمر (x) و القدرة على الانتباه (y)



نلاحظ أنّه توجد علاقة خطيّة بين العمر (x) والقدرة على الانتباه (y) لأنّ أغلب النّقاط يشملها الخط المستقيم

- نشكّل جدول كالآتي :

	X^2	X.Y	Y	X
	9	18	6	3
	49	77	11	7
	25	40	8	5
	16	28	7	4
	64	104	13	8
	9	15	5	3
	81	135	15	9
	16	28	7	4
	36	60	10	6
	121	198	18	11
Σ	426	703	100	60

(بوسنة، 2007)

بناء على النّتائج المتوصّل إليها في الجدول السّابق

- نقوم بحساب $\boldsymbol{b}$:

$$b = \frac{N\sum XY-(\sum X)(\sum Y)}{N\sum X^2-(\sum X)^2}$$

$$b = \frac{(10\times 703)-(60\times 100)}{(10\times 426)-(60\times 60)}$$

$$b = \frac{7030-6000}{4260-3600}$$

$$\boxed{\boldsymbol{b = 1.56}}$$

- نعوض $\boldsymbol{b}$ لحساب $\boldsymbol{a}$

$$a = \frac{\sum Y}{N} - b\frac{\sum X}{N}$$

$$a = \frac{100}{10} - 1.56\frac{60}{10}$$

$$a = 10 - (1.56 \times 6)$$

$$\boxed{\boldsymbol{a = 0,64}}$$

وعليه نكتب المعادلة على هذا الشّكل :

$$\boldsymbol{Y = 0,64 + 1,56_x}$$

كلّما أعطينا قيمة ل X نتنبأ بقيمة $\boldsymbol{Y}$.

مثلا ما هي قيمة (y) القدرة على الانتباه عندما يكون عمر الطّفل 3 سنوات =x

$$\boldsymbol{Y} = 0,64 + (1,56 \times 3)$$
$$\boldsymbol{Y = 5,3}$$

ما هي قيمة (y) القدرة على الانتباه عندما يكون x = 9

$$\boldsymbol{Y} = 0,64 + (1,56 \times 9)$$

$$\boldsymbol{Y = 14,6}$$

1 – 2 الطّريقة الثّانيّة : هناك طريقة أخرى لإيجاد معادلة الانحدار

$$\boxed{\boldsymbol{y = A + Bx}}$$

- **أوّلا نقوم بحساب B:** $\mathbf{B} = \frac{\mathbf{S_Y}}{\mathbf{S_X}}.\boldsymbol{r}$
- **ثـمّ نقوم بحساب A:** $\mathbf{A} = \overline{\mathbf{Y}} - \mathbf{B}(\overline{\mathbf{X}})$

حيث : S_Y : الانحراف المعياري للمتغيّر y

S_X : الانحراف المعياري للمتغيّر x

$\overline{Y}$: المتوسـط الحسابي للمتغيّر y

$\overline{X}$: المتوسـط الحسابي للمتغيّر x

r : قيمة معامل الارتباط بين المتغيّرين x و y

ندعّم الدّرس بمثال تطبيقي

مثال : أفترض أنّ الطّالبة ليلى تحصلت على العلامة 14 في مادة الإحصاء (x) ، ولظروف صحيّة لم تمتحن في مادة القياس النّفسي (y) .

كم ستكون علامتها يا ترى ؟ :

علما أنّ : $\overline{X} = 10$ ، $\overline{Y} = 12$ ، $S_X = 2$ ، $S_Y = 2$ ، $r_{xy} = 0.90$

ملاحظة : $S_Y = 2 = S_X = 2$ مجرد صدفة

- أوّلا نقوم بحساب B:

$$\mathbf{B} = \frac{S_Y}{S_X} . \boldsymbol{r}$$
$$B = \frac{2}{2} \times 0{,}90$$
$$\boxed{\mathbf{B = 0,90}}$$

- ثانيّا نقوم بحساب A:

$$\mathbf{A} = \overline{\mathbf{Y}} - \mathbf{B}(\overline{\mathbf{X}})$$
$$\boldsymbol{A} = 12 - 0{,}90(10)$$
$$\boxed{\mathbf{A = 3}}$$

نكتب المعادلة كالآتي :

$$\boldsymbol{y = A + Bx}$$

هذه معادلة الانحدار
$$\boldsymbol{y = 3 + 0,90x}$$

تحصلت ليلى على العلامة 14 في الإحصاء ،كم ستكون علامتها في القياس النّفسي لمعرفة ذلك نعوض في المعادلة

$$\boldsymbol{y} = 3 + 0{,}90(14)$$
$$\boldsymbol{y} = 3 + 12{,}6 = 15{,}6$$
$$\boxed{\boldsymbol{y = 15,6}}$$

إذن ليلى ستتحصل على العلامة 15,6 في القياس النّفسي

4 – **الخطأ المعياري للتّنبؤ** : بما أنّ معادلة الانحدار مبنيّة على انحراف النّقاط عن الخط المستقيم الموجود في سحابة الانتشار فإنّ الخطأ المعياري للتّنبؤ هو الخطأ الممكن ارتكابه عندما نتنبأ بقيمة المتغيّر (Y)

ويحسب كالآتي :

$$\boxed{\boldsymbol{S_{XY} = S_Y . \sqrt{1 - r^2}}}$$

بحيث : $\boldsymbol{S_{XY}}$: الخطأ المعياري للتّنبؤ

$\boldsymbol{S_Y}$: الانحراف المعياري للمتغيّر الثّاني y

$\boldsymbol{r^2}$: مربع معامل الارتباط بين (x) و (y)

1 : عدد ثابت

من المثال السّابق أوجد قيمة الخطأ المعياري للتّنبؤ

$$\boldsymbol{S_{XY}} = 2 . \sqrt{1 - (0.90)^2}$$

$$\boldsymbol{S_{XY}} = 2 \times 0.43$$

$$\boxed{\boldsymbol{S_{XY} = 0,86}}$$

إذن (0,86) هو الخطأ الممكن ارتكابه عند تقديرنا للعلامة 15,6 إما بالزّيادة أو النّقصان ، لذلك نكتب معادلة y بدلالة الخطأ المعياري فتصبح :

$$\boldsymbol{y = A + B_X \pm S_{XY}}$$

أمّا عند تقديرنا لعلامة ليلى كان الخطأ المعياري 0.86 ، نحسب علامة ليلى من جديد

$$\boldsymbol{y = 15,6 \pm 0,86}$$

- في حالة الزّيادة ليلى تتحصل على علامة **16,46**

$$y = 15{,}6 + 0{,}86 = \boldsymbol{16,46}$$

- وفي حالة النّقصان ليلى تتحصل على علامة **14,74**

$$\mathbf{y} = 15{,}6 - 0{,}86 = \boldsymbol{14,74}$$

الــدّرس رقـم (12): الأساليب الإحصائيّة لدراسة الفروق بين مجموعتين

أهم الخطوات المنهجيّة لاختبار فرضيّات البحث :

الهدف من الدّرس : أن يتعرّف الطّالب على أهم الخطوات المنهجيّة لاختبار فرضيّات البحث

الكفاءة المستهدفة : أن يوظّف الطّالب هذه الخطوات في اختبار فرضيّات البحث وإعداد مذكرة التّخرج

تمهيــد : كما هو معروف أنّ من أهداف الإحصاء هو الاستدلال حول معالم المجتمع الإحصائي من خلال البيانات الّتي نتحصّل عليها من العيّنات المسحوبة من ذلك المجتمع .

ففي الكثير من الحالات لا تتوفر لدينا معلومات كافية عن مجتمع إحصائي معيّن أو ظاهرة ما ، فعندها نلجأ إلى الأسلوب العيني ، بحيث يتمّ دراسة مجموعة جزئيّة من ذلك المجتمع بهدف إصدار أحكام و اتخاذ قرارات حول المجتمع ككل ولضمان دقّة التّعميم بالنتائج من خلال البيانات الجزئيّة (العينة) على البيانات الكليّة (المجتمع) لا بد من اختبار مدى دقّة الإحصائيّات الّتي توفّرها بيانات العيّنة في تقدير المعالم الإحصائيّة للمجتمع الّذي أخذت منه العيّنة.

وفي هذه الحالة يمكن اللّجوء إلى استخدام اختبار الفرضيّات وسنقدم مجموعة من الخطوات العمليّة لاختبار فرضيّات البحث .

1 – تحديد مشكلة البحث: هل هناك فروق في المتوسطات الحسابيّة بين المجموعتين (A) و(B).

2 – صياغة الفرضيات : الفرضيات تعبر عن توقعات الباحث لنتائج دراستـه ، وتعتمد صياغة الفرضيّات على النّظريّات أو البحوث السّابقة أو كليهما، و الفرضية الإحصائيّة تعدّ بمثابة أفضل تخمين أو تنبؤ لمعالم المجتمع من خلال إحصائيّات العيّنة عند اختبار الفرضيّات الإحصائيّة يجب أن نميّز بين نوعين من الفرضيّات .

- **أوّلا :الفرضيّة الصّفريّة Nulle Hypothèses**

وتعرف باسم الفرضيّة الصّفريّة أو العديمة ونرمز لها بالرّمز (H_0) و مثل هذه الفرضيّة تنفي وجود أيّة فروق بين احصائيات العينة و إحصائيات المجتمع ، أو أنّها تنفي وجود أثر للمتغيّر المستقل على المتغيّر التّابع أو علاقة بين ظاهرتين وتكتب إحصائيّات على النّحو التّالي : $\mathbf{H_0}: \bar{X} = \mu$

حيث : $\bar{X}$: المتوسط الحسابي للعيّنة

μ: المتوسط الحسابي للمجتمع

ولفظيّا يمكن التّعبير عن هذه الفرضيّة على النّحو التّالي : " لا يوجد فرق ذو دلالة إحصائيّة عند مستوى دلالة معيّنة (إمّا $\alpha = 0{,}05$ أو $\alpha = 0{,}01$ مثلا) بين المتوسط الحسابي للعيّنة والمتوسط الحسابي للمجتمع "

وفي حالة دارسة أثر متغيّر (x) على متغيّر آخر (y) يمكن التّعبير عن الفرضيّة الصّفريّة على النّحو الآتي :

H_0 : لا يوجـد فروق ذات دلالـة إحصـائيّـة بين متوسـط أداء الذّكـور و متوســط أداء الإنــاث .

أو H_0 : لا يؤثّـر الجنس على أداء الطّلبة حيث (الجنس متغيّر مستقل و أداء الطّلبة متغيّر تابع) .

- **ثانيّا الفرضيّة البديلة _Alternative hypothèse**: وهي الفرضيّة الإحصائيّة الّتي تتعارض مع الفرضيّة الصّفريّة والّتي يسعى الباحث إلى إثبات صحتها من خلال البيانات المتوفرة لديه ويرمز لها بالرّمز (H_1) وتنقسم الفرضيّة البديلة إلى نوعين :

*- **الفرضيّة الموجّهة ذات طرف واحد** : الفرضيّة الموجّهة هي الفرضيّة الّتي يحدّد فيها الباحث اتجاه الفرق بين المتوسطين الحسابيين .

وتكتب على النّحو الآتي :

$$\mathbf{H_1: \mu_1 > \mu_2 \ldots\ldots\ldots\ldots (1)}$$

$$\mathbf{H_1: \mu_1 < \mu_2 \ldots\ldots\ldots\ldots (2)}$$

هناك حالتين :الحالة الأولى المتوسط الحسابي الأوّل أكبر من المتوسط الحسابي الثّاني ، في حين الحالة الثّانيّة المتوسط الحسابي الثّاني أكبر من المتوسط الحسابي الأول .

*- **الفرضيّة غير الموجّهة (ذو طرفين)** : في هذا النّوع من الفرضية نبيّن أنّه يوجد فرق و فقط ، لا نبيّن لصالح مَنْ هَذَا الفرق و تكتب على هذا النّحو : $\mathbf{H_1: \mu_1 \neq \mu_2}$

هذا يعني أنّ المتوسط الحسابي الأوّل لا يساوي (يختلف) المتوسط الحسابي الثّاني أي هناك فرق ذو دلالة إحصائيّة بين المتوسط الحسابي الأوّل و المتوسط الحسابي الثّاني (عبد الرحيم الزغلول ، 2005) .

- لقياس فهم الطّلبة نقدم مجموعة من الفرضيّات الموجّهة وغير الموجّهة و كذلك نطلب منهم صيّاغة فرضيّات صفريّة .

<u>**ملاحظة**</u> :

- تقبل فرضيّة الباحث عندما تكون القيمة المحسوبة أكبر من القيّمة المجدولة .

لكن في يومنا هذا يتمّ إجراء أغلب الاختبارات من خلال برامج إحصائيّة قياسيّة مثل الرزمة الإحصائيّة للعلوم الاجتماعيّة SPSS ففي هذا البرنامج يتمّ إعطاء قيمة احتماليّة قيمة P و يتمّ مقارنة القيمة الاحتماليّة المعطاة مع مستوى الدّلالة المعيّن (0,01 ، 0,05 ،0,001) في حالة وجود قيمة P أصغر من أحد المستويّات الدّلاليّة الثّلاثة يتمّ رفض الفرضيّة الصّفريّة H_0 و تقبل الفرضيّة البديلة .

أمّا في حالة كون قيمة P أكبر من 0,01 ، 0,05 ، 0,001 فيتمّ رفض الفرضيّة البديلة و يحتفظ بالفرضيّة الصّفريّة (بوعلاق ، 2009) .

3- اختيار الاختبار المناسب : بارامتري أو لا بارامتري نختار الاختبار المناسب على أساس نوع المتغيّرات ومستوى القياس .

مثلا : إحصاء بارامتري : اختبار t ،F ...

إحصاء لا بارامتري: اختبار x^2 ، مان و يتني ...

4- القيّام بالعمليّات الإحصائيّة : نعتمد على الإحصاء الوصفي لتقديم صورة كميّة عن الظّاهرة المدروسة و إحصاء استدلالي للتّأكد من قبول أو رفض الفرضيّة الصّفريّة .

5- اتخــاذ القــرار: مرحلة اتخاذ القرار نقارن بين القيمة المحسوبة المتحصّل عليها عند تطبيق اختبار معيّن مثلا اختبار " t " مع القيمة المجدولة نتحصّل عليها من جداول إحصائيّة .

كما قلنا سابقا تقبل فرضيّة الباحث عندما تكون القيمة المحسوبة أكبر من المجدولة .

- على أيّ أساس تستخرج القيمة المجدولة ؟

تستخرج القيمة المجدولة على أساس :

- **مستــوى الدلالـــة** :α و يسمّى كذلك مستوى الثّقة ،مستوى الخطأ ويقدر ب $\alpha = 0{,}01$ ، $\alpha = 0{,}05$ ، $\alpha = 0.001$ (أقول أنا واثق من إجابتي 95% أو 99%)
- **درجة الحريّة df** :تحسب لكلّ اختبار درجة حريّة معيّنة
- **نوع الفرضيّة (الاختبار)** موجّهة أو غير موجّهة

5- <u>التّفسيــــر :</u> <u>في</u> هذه المرحلة نقدّم تفسير لماذا يوجد فرق بين المجموعتين ، نقدّم تفسيرات لماذا قبلت فرضيّة الباحث أو رفضت ؟ ونقدم تفسيرات انطلاقا من التّحليل الاجتماعي أو التّربوي أو النّفسي للظّاهرة المدروسة كما يمكن كذلك في عمليّة تفسير النّتائج المتوصل إليها الاعتماد على الدّراسات السّابقة المشابهة لدراسة الباحث.

الــدّرس رقـم (13) : اختبـــار " t " لعيّنتين مستقلتين ومتجانستين

<u>الهدف من الدّرس:</u> أن يتعرّف الطّالب على اختبار " t " وخصائصه و استعمالاته .

<u>الكفاءة المستهدفة:</u> أن يوظّف الطّالب اختبار" t" في اختبار فرضيّات البحث عندما يريد أن يدرس الفرق بين المتوسطات الحسابيّة لمجموعتين أو دراسة أثر المتغيّر المستقل على التّابع .

1-تعريف اختبار" t ": ينسب هذا الاختبار إلى العالم الإنجليزي William Gosset الملقب بـ : t student (1876-1937) .

ويستعمل هذا الاختبار لحساب دلالة الفروق بين المتوسطات الحسابيّة المرتبطة وغير المرتبطة للعيّنات المتساويّة وغير المتساويّة وتوجد مجموعة من النماذج لاختبار t ولكل نموذج مجال استخدامه ، ومهما كان النّموذج لابد من ضرورة توفر الشّروط التّالية لتطبيق اختبار t :

2 – شروط تطبيق اختبار t

- أن يكون توزيع العينتين اعتداليا (تساوي مقاييس النّزعة المركزيّة) .
- أن يكون حجم العينتيّن متقاربا .
- ألاّ يقلّ حجم العينتيّن عن 30 فردا .
- أن تكون العيّنتان متجانستين (بوعلاق ، 2009) .

3 – تعريف اختبار"t" لعيّنتين مستقلتين و متجانستين :

نقصد بعيّنتين مستقلتين أنّهما منفصلتان ولا توجد عناصر مشتركة بينهما ، ويعتبر اختبار"t" اختبار بارامتري وهو يهدف إلى مقارنة متوسطي عيّنتين تمّ اختيارهما بطريقة عشوائيّة (توزيع اعتدالي) .

ولهما تباينين متساويين أي العيّنتين متجانسين ، ويقوم هذا النّموذج على التّحقق من الافتراضات التّاليّة :

$$- \quad \boldsymbol{H_0} : \bar{\mathbf{X}}_1 - \bar{\mathbf{X}}_2 = \mathbf{0} \ (\ \bar{\mathbf{X}}_1 = \bar{\mathbf{X}}_2 \ )$$
$$- \quad \boldsymbol{H_1} : \bar{\mathbf{X}}_1 - \bar{\mathbf{X}}_2 \neq \mathbf{0} \ (\ \bar{\mathbf{X}}_1 \neq \bar{\mathbf{X}}_2 \ )$$

و يحسب قانون اختبار" t " لعيّنتين مستقلتين ومتجانستين كمايلي :

$$\boxed{\mathbf{T} = \frac{\bar{\mathbf{X}}_1 - \bar{\mathbf{X}}_2}{\sqrt{\frac{(\mathbf{N_1}-1)\mathbf{S}_1^2 + (\mathbf{N_2}-1)\mathbf{S_2}^2}{(\mathbf{N_1}+\mathbf{N_2})-2} \times \frac{\mathbf{N_1}+\mathbf{N_2}}{\mathbf{N_1}\times\mathbf{N_2}}}}}$$

حيث أنّ:

$\mathbf{N_1}$: عدد أفراد العيّنة الأولى (حجم العيّنة الأولى) .

$\mathbf{N_2}$: عدد أفراد العينة الثّانيّة .

$\mathbf{\bar{X}_1}$: المتوسط الحسابي للعيّنة الأولى .

$\mathbf{\bar{X}_2}$: المتوسط الحسابي للعيّنة الثّانيّة .

$\mathbf{S_1^2}$: تباين العيّنة الأولى .

$\mathbf{S_2}^2$: تباين العيّنة الثّانيّة .

درجة الحريّة المقارنة بين عيّنتين مستقلتين $df = (N_1 + N_2) - 2$

درجة الحريّة = مجموع العيّنتين −2

4 – حساب التّجانس في حالة عيّنتين مستقلتين

أمّا التّجانس في هذه الحالة يحسب كالآتي : $F = \frac{\text{أكبرتباين}}{\text{أصغرتباين}} = \frac{S_1{}^2}{S_2{}^2}$

التّجانس : يعني عدم وجود فرق بين التّباين الأوّل و التّباين الثّاني أي التّباينان متساويان ، يسمّى قانون التّجانس **F** بقانون **F** العظمى لهارتلي **Hartley** .

ثمّ نقوم بمقارنة قيمة **F** المحسوبة بقيمة **F** المجدولة حيث تحسب درجة الحريّة للبسط $(\mathbf{1-N_1})$ ودرجة الحريّة للمقام$(1-N_2)$ و إذا وجدنا أنّ قيمة F المحسوبة أقل من قيمة F المجدولة نقول أنّ هناك تجانس ويمكن تطبيق اختبار" t " (أحمد الشربيني ، 2007) .

ندعّم الدّرس بمثال تطبيقي : أراد أخصائي نفساني أن يدرس مدى تأثير نوع العلاج على التّوافق النّفسي لمجموعة من المفحوصين فاختار بطريقة عشوائيّة عيّنتين ، استخدم مع الأولى العلاج السّلوكي و مع الثّانيّة العلاج التّحليلي فتحصّل على البيانات الآتيّة :

مج1	10	12	12	8	6	6	7
مج2	11	13	13	9	8	14	13

المطلوب : اختبر الفرضيّة الصّفريّة عند $\alpha = 0,01$

- صِغْ فرضيّة باحث و فرضيّة صفريّة .
- هل يؤثّر نوع العلاج على التّوافق النّفسي؟

الحل : 1- صياغـــة الفرضيّـــات

H_1 فرضيّــة باحـــث: يؤثّر نوع العلاج على التّوافق النّفسي حيث أنّ نوع العلاج (متغيّر مستقل) و التّوافق النّفسي (متـغيّـر تـابـع) .

H_0 فرضيّة صفريّة : لا يؤثّر نوع العلاج على التّوافق النّفسي .

قبل تطبيق اختبار " t " نتأكّد من وجود التّجانس بين العيّنتين .

N	مج1		مج2	
/	X_1	X_1^2	X_2	X_2^2
1	10	100	11	121
2	12	144	13	166
3	12	144	13	169
4	8	64	9	81
5	6	36	8	64
6	6	36	14	196
7	7	49	13	169
Σ	61	573	81	969

حساب التّجانس

$$F = \frac{\text{أكبرتباين}}{\text{أصغرتباين}}$$

حساب التّباين للعيّنة الأولى:

$$\boldsymbol{S_1}^2 = \frac{\boldsymbol{N_1} \sum \boldsymbol{X_1}^2 - (\sum \boldsymbol{X_1})^2}{\boldsymbol{N_1}(\boldsymbol{N_1}-\boldsymbol{1})}$$

$$S_1^2 = \frac{7\times573-(61)^2}{7\times6}$$

$$S_1{}^2 = \frac{4011-372}{42} = \frac{290}{42}$$

$$\boxed{\boldsymbol{S_1}^2 = 6{,}90}$$

حســاب التّبــايــن للعيّنــة الثّــانيّــة :

$$\boldsymbol{S_2}^2 = \frac{\boldsymbol{N_2 \sum X_2}^2 - (\boldsymbol{\sum X_2})^2}{\boldsymbol{N_2(N_2-1)}}$$

$$S_2^2 = \frac{7\times969-(81)^2}{7\times6}$$

$$S_2^2 = \frac{6763-6561}{42} = \frac{222}{42}$$

$$\boldsymbol{S_2}^2 = \mathbf{5.28}$$

$$F = \frac{\text{أكبرتباين}}{\text{أصغرتباين}} = \frac{6.90}{5.28}$$

$$\boxed{\boldsymbol{F = 1,30}}$$

نقارن **F** المحسوبة 1,30 بالقيمة المجدولة 4,28 عند $\propto = 0,01$

نلاحظ أنّ القيمة المجدولة 4,28 أكبر من القيمة المحسوبة 1,30 و هذا يستلزم وجود تجانس بين العيّنتين

إذن مباشرة نطبق اختبار "t" ، قبل ذلك نحسب المتوسط الحسابي لكلا العينتين :

$$\bar{X}_1 = \frac{61}{7} = 8,71$$

$$\bar{X}_2 = \frac{81}{7} = 11,5$$

$$\mathbf{t} = \frac{\mathbf{8,71-11,57}}{\sqrt{\frac{\mathbf{(7-1)6,90+(7-1)5,28}}{\mathbf{(7+8)-2}}\times\frac{\mathbf{7+7}}{\mathbf{7\times7}}}}$$

$$\mathbf{t} = \frac{-2.86}{\sqrt{\frac{\mathbf{41,4+31,68}}{\mathbf{12}}\times\frac{\mathbf{14}}{\mathbf{49}}}}$$

$$\mathbf{t} = \frac{\mathbf{-2,86}}{\sqrt{\mathbf{1,70}}} = \frac{\mathbf{-2,86}}{\mathbf{1,30}}$$

$$\boxed{\mathbf{t = -2,2}}$$

نستخرج القيمة المجدولة :

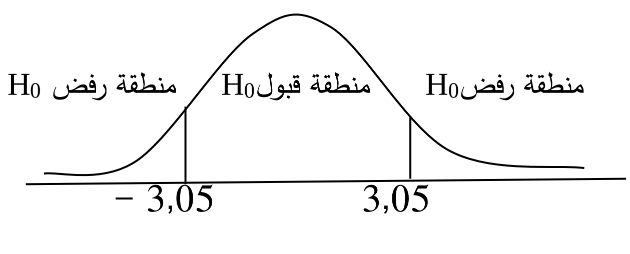
درجــة الحريــة $\boldsymbol{df = (N_1 + N_2) - 2 = 12}$

مستوى الدّلالة $\propto = 0,01$

نوع الاختبار ذو مخرجين لأنّ الفرضيّة غير موجّهة (ذات اتجاهين) .

القيمة المجدولة هي 3,05 و نكتب $t\ (0,01\ ;12) = 3,05$

في حالة اختبار ذو طرفين (ذو حدين) نقارن القيمة المجدولة بالقيمة المطلقة للقيمة المحسوبة لأنّ هناك منطقتي قبول الفرضيّة البديلة (منطقة رفض H_0) .



ومنه لدينا القيمة المحسوبة |2,2−| أقل من القيمة المجدولة 3,05 عند $\propto = 0{,}01$ نرفض فرضية الباحث أي نوع العلاج لا يؤثر على التّوافق النّفسي ، أي بصياغة أخرى لا يوجد فرق دال إحصائيّا في التّوافق النّفسي بين الّذين تلقوا علاج سلوكي و الّذين تلقوا علاج تحليلي .

مثال2: افترض باحث أنّه لا يوجد اختلاف بين الذّكور و الإناث في تحصيل مادة الإحصاء و بعد إجراء امتحان الإحصاء تحصل على مايلي :

الإنـــاث	الذّكــــور
$N_2=4$	$N_1=5$
$\bar{X}_2 = 10{,}76$	$\bar{X}_1 = 10{,}96$
$S^2_2 = 3{,}07$	$S^2_1 = 3{,}23$

الحل : نتأكّد من التّجانس :

$$F = \frac{\text{أكبر تباين}}{\text{أصغر تباين}}$$

$$F = \frac{3{,}23}{3{,}07} = 1{,}05$$

$$df = (N_1 + N_2) - 2$$

$$df = (5 + 4) - 2$$

$$\boxed{df = 7}$$

القيمة المجدولة هي : 3,07 عند $\propto = 0{,}05$.

لدينا القيمة المحسوبة 1,05 أقل من المجدولة 3,07 إذا هذا يعني وجود تجانس بين العيّنتين .

نطبق اختبار t

$$\boldsymbol{t} = \frac{\mathbf{10{,}96 - 10{,}76}}{\sqrt{\frac{\mathbf{(5-1)3{,}23 + (4-1)3{,}07}}{\mathbf{(N_1 + N_2) - 2}} \times \frac{\mathbf{5+4}}{\mathbf{5 \times 4}}}}$$

$$\boxed{t = 0{,}16}$$

القيمة المجدولة (اختبار ذو طرفين لأنّ الفرضيّة غير موجّهة) عند $\propto = 0{,}05$ و df=7 هي : 2,36

لدينا القيمة المحسوبة 0,16 أقل من القيمة المجدولة 2,36

نرفض فرضيّة الباحث أي يوجد اختلاف بين الذّكور والإناث في التّحصيل ، بصياغة أخرى يؤثّر الجنس على التّحصيل الدّراسي .

5- استنتاج اختبار " t " لعيّنتين مستقلتين ومتجانستين ومتساويتين:

لدينا القانون الأصلي :

$$\boxed{\mathbf{t}=\frac{\bar{\mathbf{X}}_1-\bar{\mathbf{X}}_2}{\sqrt{\frac{(\mathbf{N_1}-1)\mathbf{S}_1^2+(\mathbf{N_2}-1)\mathbf{S_2}^2}{(\mathbf{N_1}+\mathbf{N_2})-2}\times\frac{\mathbf{N_1}+\mathbf{N_2}}{\mathbf{N_1}\times\mathbf{N_2}}}}}$$

نختزل هذا القانون فيصبح كالآتي :

$$\boxed{\boldsymbol{t}=\frac{\bar{X}_1-\bar{X}_2}{\sqrt{\frac{S^2{}_1+S^2{}_2}{N}}}}$$

ويسمّى المقام الخطأ المعياري

مثال نموذجي : من المثال السّابق نعيد حساب " t " بالقانون المختصر

نذكر بالمعطيّات: $N_1 = N_2 = 7$

$$S_1^2 = 6{,}90$$

$$S_2^2 = 5{,}28$$

$$\bar{X}_1 = 8{,}71$$

$$\boxed{\bar{X}_2 = 11{,}57}$$

$$t=\frac{8{,}71-11{,}57}{\sqrt{\frac{6{,}90+5{,}28}{7}}}$$

$$t=\frac{-2.86}{\sqrt{1{,}74}}=\frac{-2.86}{1{,}31}$$

$$t=-2{,}18$$

$$\boxed{t \simeq -2{,}20}$$

عمليّة اتخـاذ القـرار نفسهـا.

الــدّرس رقـم (14): اختبار" t " لعيّنتين مترابطتين

<u>الهدف من الدّرس:</u> أن يتعرّف الطّالب على اختبار " t " لعينتين مترابطتين وخصائصه واستعمالاته و شروطه

<u>الكفاءة المستهدفة:</u> أن يوظّف الطّـالب اختبار " t " (هذا النّوع) في اختبار فرضيّـات البحـث .

1 – تعريف إختبار " t " لعيّنتين مترابطتين:

هو أحد استخدامات اختبار " t " والغرض منه هو اختبار فرضيّة حول متوسطي عيّنة واحدة ، و يستخدم في الحالات التّاليّة :

- عندما يكون هناك عيّنة واحدة نطبق عليها اختبار قبلي و اختبار بعدي .
- عندما تكون لدينا عيّنتان مختلفتان و لكنّهما متشابهتان في بعض الخصائص ، و في هذه الحالة يجب على الباحثّ أن يتأكّد من أنّ هذه الخصائص ترتبط ارتباطا و ثيقا بالمتغيّر التّابع (بوعلاق، 2009) .

2 - شروط تطبيقه: نفس شروط اختبار "t" لعيّنتين مستقلتين وهي :

- الاعتداليّة : يجب أن يكون توزيع أزواج الدرجات (أزواج بين الاختبار القبلي و الاختبار البعدي) موزّعة توزيعا طبيعيّا .
- أن يكون الارتباط بين درجات الأزواج موجب وأكبر من صفر $r > 0$
- لابد أن نتأكّد أنّ تباين البيانات للاختبار القبلي لا تختلف عن تباين الاختبار البعدي أي وجود تجانس بين الوضعيّتين (الأولى و الثّانيّة ، نتأكد من التّجانس بتطبيق اختبار " t " للتّجانس) .

3 – حساب التّجانس : <u>يحسب التّجانس وفق القانون الآتي</u> :

$$\boxed{t_{\text{للتّجانس}} = \frac{S^2{}_1 - S^2{}_2}{2S_1S_2}\sqrt{\frac{N-2}{1-r^2}}}$$

بحيث : $S^2{}_1$: تباين الاختبار القبلـي .

$S^2{}_2$: تباين الاختبار البعدي .

N : حجم العينة

r : معامل الارتباط بين الأزواج (الاختبار القبلي و البعدي) .

و يكون هناك تجانس عندما تكون القيمة المجدولة أكبر من القيمة المحسوبة ، و عندما نتأكّد من وجود التّجانس نطبق اختبار " t " لعيّنتين مترابطتين أو متشابهتين .

4 – تطبيق اختبار t لعيّنتين مترابطتين:

$$\boxed{t = \frac{\bar{D}}{S\bar{D}}}$$

حيث : $\bar{D}$ هو متوسط الفرق بين درجات أفراد العيّنة في الوضعيّة الأولى ودرجاتها في الوضعيّة الثّانيّة ويحسب كالآتي :

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

D : هو الفرق بين درجات الوضعيّتين الأولى و الثّانيّة .

N : هو حجم العيّنة

$S\bar{D}$: هو الخطأ المعياري ويحسب كالآتي :

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

تقدر قيمة درجة الحرية في حالة اختبار " t " لعينة واحدة (عينتين مترابطتين) حيث $\boldsymbol{df}$=$(\mathbf{N_1} - \mathbf{1})$ درجة الحريّة .

مثال تطبيقي: أراد باحث أنّ يدرس فعالية دواء يعالج الاكتئاب ، فاختار عيّنة تتكوّن من 6 مفحوصين وقاس درجة الاكتئاب قبل تنــاول الدّواء وقاس درجة الاكتئاب بعد إعطائهم الدّواء

و افترض الباحث أنّه يوجد فرق في درجات الاكتئاب قبل و بعد تناول الدّواء و جاءت النّتائج كالآتي :

الأزواج	الحالة الأولى قبل **X**	الحالة الثّانيّة بعد**X**	X^2_1	X^2_2
1	7	9	49	81
2	5	4	25	16
3	4	6	16	36
4	6	8	36	64
5	7	10	49	100
6	8	10	64	100
Σ	38	47	239	397

أوّلا : نتأكّد من وجود التّجانس بين الحالتين قبل تناول الدّواء و بعد تناوله .

حساب التّباين الأوّل: (قبل تناول الدّواء)

$$\boldsymbol{S^2}_{\boldsymbol{1}} = \frac{\sum \boldsymbol{X^2}_{\boldsymbol{1}} - (\sum \boldsymbol{X_1})^2}{\boldsymbol{n(n-1)}}$$

$$\boldsymbol{S^2}_{\boldsymbol{1}} = \frac{\boldsymbol{6\times239-(37)^2}}{\boldsymbol{6\times5}} = 2{,}16$$

$$\boxed{\boldsymbol{S^2}_{\boldsymbol{1}} = 2{,}16}$$

حساب التّباين الثّاني (بعد تناول الدّواء)

$$\boldsymbol{S^2}_{\boldsymbol{2}} = \frac{\boldsymbol{6\times397-(47)^2}}{\boldsymbol{6\times5}}$$

$$\boxed{\boldsymbol{S^2}_{\boldsymbol{1}} = 5{,}76}$$

ومنه

$$\boldsymbol{t}_{\text{للتجانس}} = \frac{2{,}16-5{,}76}{2(2{,}16\times5{,}76)}\sqrt{\frac{6-2}{1-(0{,}66)^2}}$$

$$\boxed{\boldsymbol{t} = -1{,}35}$$

لدينا القيمة المجدولة 2,77 عند 0,05 =$\propto$ و $df = 4$

لدينا القيمة المجدولة 2,77 أكبر من القيمة المحسوبة 1,35 − ومنه يوجد تجانس بين الحالتين.

نقوم بتطبيق اختبار " **t** " لعيّنتين مترابطتين .

أولا : نشكل جدول على هذا الشّكل المنوال .

D²	D	**الحالة الثانيّة بعد**	**الحالة الأولى قبل**	N
4	**−2**	**9**	**7**	**1**
1	**1**	**4**	**5**	2
4	**−2**	**6**	**4**	3
4	**−2**	**8**	**6**	4
9	**−3**	**10**	**7**	5
4	**−2**	**10**	**8**	6
26	**−10**			

حساب المتوسط الحسابي للفروقات :

$$\overline{D} = \frac{\sum \mathrm{D}}{\mathrm{N}}$$

$$\overline{D} = \frac{-10}{6}$$

$$\overline{D} = -1.67$$

ثم نحسب الخطأ المعياري:

$$\boxed{\boldsymbol{S\overline{D}} = \frac{\boldsymbol{SD}}{\sqrt{\boldsymbol{N}}}}$$

نقوم بحساب الإنحراف المعياري:

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

$$SD = \sqrt{\frac{6\times 26-(-10)^2}{6\times 5}}$$

$$SD = \sqrt{\frac{156-100}{30}} = \sqrt{\frac{56}{30}}$$

$$SD = \sqrt{1{,}87}$$

ومنه $\boxed{SD = 1{,}36}$

نحسب الخطأ المعياري : $\boldsymbol{S\overline{D}} = \frac{\boldsymbol{SD}}{\sqrt{\boldsymbol{N}}}$

$$S\overline{D} = \frac{1{,}36}{\sqrt{6}} = \frac{1{,}36}{2.44}$$

$$\boxed{\boldsymbol{S\overline{D}} = 0{,}55}$$

الآن نحسب اختبار t :

$$\boldsymbol{t} = \frac{\boldsymbol{\overline{D}}}{\boldsymbol{S\overline{D}}}$$

$$t = \frac{-1{,}67}{0{,}55}$$

$$\boxed{\boldsymbol{t} = -3{,}03}$$

نستخرج القيمة المجدولة لاختبار "t ″لمخرجين (لأنّ الفرضيّة غير موجّهة)

t (0 ,05 , df=5) = 2,57

الآن نأخذ القيمة المحسوبة بقيمتها المطلقة |3,03 − | لأنّ الاختبار ذو مخرجين .

لدينا القيمة المحسوبة |3,03 − | أكبر من القيمة المجدولة 2,57 عند 0,05 =∝ و درجة الحرية df=5

ومنه نقبل فرضيّة الباحث أي هناك فرق في درجات الاكتئاب قبل تناول الدّواء و بعد تناوله.

الـدّرس رقـم (15) : اختبار كاف مربّع x^2 (كاي مربع)

<u>الهدف من الدّرس:</u> أن يتعرّف الطّالب على الاختبار اللابارامتري x^2 بنوعيّة حسن المطابقة و الاستقلالية و التّعرف على شروط تطبيقه .

<u>الكفاءة المستهدفة:</u> أن يوظّف الطّالب اختبار x^2 في اختبار فرضيّات البحث في حالة توفّر بيانات نوعيّة وتكرارات.

1 – تعريف الاختبار اللابارامتري كاي مربع : يعتبر اختبار كاي تربيع من الاختبارات اللابارامترية و يعتمد على مقارنة التّكرارات المشاهدة أو الملاحظة عن طريق القياس بالتّكرارات المتوقّعة أو النّظريّة . و يستخدم هذا الاختبار عندما يتعامل الباحث مع معطيّات نوعيّة و مستوى القياس الاسمي و هو بذلك يختلف عن اختبار t .

يقوم الباحث بالمعالجة الإحصائيّة اعتمادا على التّكرارات المشاهدة بالنّسبة لمختلف فئات المتغيّر النّوعي ويتم حساب x^2 بتحويل الفرق المشاهد بين التّكرارات الملاحظة Fo و التّكرارات المتوقّعة Fe إلى قيمة نظريّة ، ثمّ مقارنة هذه الأخيرة بالقيمة المجدولة .

و يستخدم هذا الاختبار في حالة وجود متغير نوعي واحد أو في حالة وجود متغيّرين نوعيين .

ولتطبيق هذا الاختبار يجب توفّر شرطين و هما :

- أن تفوق درجة الحريّة 1 في حالة متغيّر واحد.
- أن لا يتعدّى عدد الخانات الّتي يكون تكراراها المتوقع أقلّ من 5 نسبة 5% من مجموع التّكرارات (بوحفص ، 2006) .

2–اختبار حسن المطابقة: يسمّى اختبار كاي تربيع x^2 لمتغيّر نوعي واحد باختبار حسن المطابقة ، و الهدف منه هو مقارنة توزيع نظري لخاصيّة ما بتوزيع ملاحظ (مشاهد) ، فالباحث في هذا الاختبار يسعى إلى معرفة ما إذا كانت تكرارات عيّنة ما متشابهة و متطابقة و ممثّلة لتكرارات المجتمع الّذي أخذت منه هذه العيّنة ، والفرضيّة الّتي يمكن اختبارها بواسطة اختبار (كا^2) لحسن المطابقة هي " لا يوجد تطابق بين التّوزيع المشاهد و التّوزيع النّظري للمجتمع " في خاصيّة ما كاللّون مثلا
ومن الخصائص الّتي يتميّز بها اختبار (كا^2) لحسن المطابقة مايلي:

- الكشف عن دلالة الفرق بين التّكرارات الملاحظة و التّكرارت النّظرية (المتوقّعة في المجتمع) .
- يستعمل كغيره من الاختبارات لفحص الفرضيّة الصّفريّة .
- إذا كانت قيمة (كا^2) مساوية للصفر(0) دل ذلك على أن التّكرارات المشاهدة ممثّلة للمجتمع الأصل أي على تطابقها معه، أمّا إذا كانت قيمة (كا^2) أكبر من الصفر فيدل ذلك على وجود فرق بين التّكرارات المشاهدة و المجتمع .
- قيمة (كا^2) دائما موجبة .

يمكن استخدام اختبار (كا[2]) لحسن المطابقة في حالة توفر البيانات اسميّة تقع في تطبيقات متعدّدة ، مثلما يحدث في الاستبيانات و الاختبارات أي أنّه يستعمل في أدوات جمع البيانات الّتي تعطي للمستجوب أكثر من بديل مثل : (نعم / لا) (ينطبق / لا ينطبق) (موافق تماما / موافق / غير موافق....)

يحسب x^2 بتطبيق القانون الآتي:

$$\boxed{x^2 = \sum \frac{(f_o - f_e)^2}{f_e}}$$

حيث: f_o : التّكرارات الملاحظة في كلّ خانة .

f_e : التّكرارات المتوقعة في كلّ خانة .

وتحسب درجة الحرية في هذه الحالة كما يلي :

درجة الحرية =عدد الاحتمالات $- \mathbf{1} = df$ (بوعلاق ، 2009) .

مثال تطبيقي: لنفرض أن باحثا سأل 48 طالب في السّنة الثّانيّة علم النّفس عن نوع التّخصص الّذي يرغبون دراسته في السّنة الثّالثّة فجاءت النّتائج كالآتي:

التّخصص	F
علم النّفس المدرسي	15
علم النّفس تنظيم وعمل	2
علم النّفس العيّادي	27
علـوم التّـربيّـــة	4

من خلال المثال نلاحظ أنّ التّخصص هو متغيّر نوعي وهو مقسم إلى 4 تخصصات (4 احتمالات)

تساؤل ؟ هل يمكن القول أنّ الفروق المشاهدة بين المجموعات الأربعة هي فروق حقيقيّة يمكن تعميمها على المجتمع.

الفرضية الصفرية : لا يوجد تطابق بين التّوزيع المشاهد و التّوزيع النّظري (المجتمع) فيما يخص اختيار التّخصص.

نقوم بتطبيق القانون و لكن قبل ذلك نحسب التّكرار المتوقّع fe

$$fe = \frac{\text{مجموع المشاهدات}}{\text{عدد الخانات}}$$

$$fe = \frac{15+4+27+2}{4} = \frac{48}{4} = 12$$

نلاحظ أنّ قيمة fe عدد ثابت

التّخصـص	fo	fe	(fo-fe)	$(fo-fe)^2$
مدرسـي	15	12	3	9
تنظيم وعمل	2	12	10−	100
عيّـــادي	27	12	15	225
علوم التّربيّة	4	12	8−	64
المجمـــوع	48	48		398

ومنه :

$$x^2 = \frac{(15-12)^2}{12} + \frac{(2-12)^2}{12} + \frac{(27-12)^2}{12} + \frac{(4-12)^2}{12}$$

$$x^2 = \frac{398}{12}$$

$$\boxed{x^2 = 33.16}$$

درجة الحرية تساوي $4 - 1 = 3$

اتخاذ القرار :لدينا القيمة المحسوبة هي 33.16 اكبر من القيمة المجدولة 7.82 عند $\propto = 0.05$ ودرجة الحرية 3 ومنه نقبل فرصة الباحث أي الفرق المشاهد بين التّخصصات دال إحصائيّا ويمكن تعميم النّتيجة على مجتمع البحث

3- اختبار x^2 للاستقلالية (بمتغيرين):

يتعامل اختبار $\mathbf{x^2}$ مع متغيرين نوعيين ومستوى القياس الاسمي عندما يريد الباحث التّعرف على مدى استقلاليّة المتغيّرين عن بعضهما البعض أي معرفة هل يؤثّر المتغيّر الأوّل على المتغيّر الثّاني إذن كاف تربيع يقيس الاستقلاليّة بين متغيّرين نوعيّين .

وقانون اختبار x^2 للاستقلاليّة هـو :

$$\boxed{\boldsymbol{x}^2 = \sum \frac{(\boldsymbol{f_o} - \boldsymbol{f_e})^2}{\boldsymbol{f_e}}}$$

حيث : f_o : التّكرارات المشاهدة

f_e : التّكرارات المتوقعة

بحيث : $$\boldsymbol{f_e} = \frac{\text{مجموع العمود} \times \text{مجموع الصّف}}{\text{المجموع الكلّي}}$$

ودرجة الحرية : $\boldsymbol{df} = (\text{عدد الصّفوف} - \mathbf{1})(\text{عدد الاعمدة} - \mathbf{1})$ (بوعلاق ، 2009) .

ندعـم الـدّرس بمثــال تطبيقــي :

أراد باحث سيكولوجي أن يدرس تأثير التّوافق النّفسي على مستوى الأداء الدّراسي لمجموعة من الطّلبة فجاءت البيانات كالاتي :

النّجـاح / التّوافق النّفسي	ممتاز	جيّد	متوسط	ضعيف	Σ
عـــــال	14 / 5,62	9 / 10,22	7 / 13,63	8 / 8,54	38
متوسط	10 / 17,96	35 / 32,55	64 / 43,40	12 / 27,13	121
منخفض	9 / 9,47	16 / 17,21	9 / 22,95	30 / 14,34	64
Σ	33	60	80	50	223

السّؤال : هل يؤثّر لتوافق النّفسي على مستوى الأدّاء عند $\propto = 0{,}01$ نلاحظ أنّ المتغير النوعي الأول التّوافق النّفسي ينقسم إلى ثلاثة مستويّات (عال ، متوسط ، منخفض) أمّا المتغيّر النّوعي الثّاني مستوى الأداء ينقسم إلى 4 مستويّات (ممتاز ، جيّد ، متوسط ، ضعيف) .

إذن الجدول 3 × 4 يتكون من 12 خانة واختصار للوقت نرسم الجدول على الشّكل السّابق حيث نقسم كلّ خانة إلى قسمين : الأوّل يكتب فيه التّكرار المشاهد و الجزء الثّاني يكتب فيه التّكرار المتوقّع ، حيث يحسب التكرار المتوقّع لكل خانة .

مثلا:

- **الخانة الأولى :** توافق نفس عال ومستوى أداء ممتاز

$$f_e = \frac{33 \times 38}{223} = 5{,}62$$

- **الخانة الثّانيّة :** توافق متوســط ومستوى أداء ممتاز

$$f_e = \frac{33 \times |2|}{223} = 17{,}90$$

وهكذا نكمل كلّ العمليّات الحسابيّة أي نحسب 12 كسرا و الّذي يقابل 12 خانة و في الأخير نطبّق القانــون:

$$x^2 = \sum \frac{(f_o - f_e)^2}{f_e}$$

$$x^2 = \frac{(14-5.62)^2}{5.62} + \frac{(9-10.22)^2}{10.22} + \frac{(7-13.63)^2}{13.63} + \frac{(8-8.52)^2}{8.52} + \frac{(10-17.90)^2}{17.90} + \frac{(35-32.55)^2}{32.55} + \frac{(64-43.40)^2}{43.40} + \frac{(12-27.13)^2}{27.13} + \frac{(9-9.47)^2}{9.47} + \frac{(16-17.21)^2}{17.21} + \frac{(9-22.95)^2}{22.95} + \frac{(30-14.34)^2}{14.34} = 63.41$$

نقوم بحساب درجة الحرية df حيث : $\boldsymbol{df = (1 - \text{عدد الاعمدة})(1 - \text{عدد الصّفوف})}$

نلاحظ انه يوجد 4 أعمدة و3 صفوف إذن درجة الحرية تحسب كما يلي:

$$\boldsymbol{df = (1 - 3)(1 - 4)}$$

$$\boxed{\boldsymbol{df = 2 \times 3 = 6}}$$

نستخرج القيمة المجدولة عند $\alpha = 0{,}01$ وتقدر ب $16{,}81$

$$x^2(0{,}01،6) = 16{,}81$$

إذن نتخذ القرار : لدينا القيمة المحسوبة 63,41 أكبر من القيمة المجدولة 16,81 عند 0,01 ودرجة الحرية 6 وعليه تقبل فرضيّة الباحث أي التّوافق النّفسي يؤثّر على مستوى الأداء .

4- علاقة اختبار $\mathbf{x^2}$ بمعامل كرامر (V) :

$$\boxed{\boldsymbol{V = \sqrt{\frac{x^2}{N(L-1)}}}}$$

بحيث: $\boldsymbol{V}$: معـامـل كـرامـــر

$\boldsymbol{x^2}$: اختبار كاف تربيع

$\boldsymbol{N}$: حجــم العيّـنـــة

$\boldsymbol{L}$: عدد الصّفوف أو الأعمدة نستعمل أصغر عدد

عندما يؤثّر المتغيّر الأوّل في المتغيّر الثّاني نحوّل كميّة الفروق إلى معامل ارتباط و هو معامل كرامر من المثال السّابق: تأثير التّوافق النّفسـي على مستـوى الأداء .

نحوّل كميّة الفروق المشاهدة إلى علاقة ارتباطيّة بين التّوافق النّفسي و مستوى الأداء :

ملاحظة : عدد الصّفوف هو الأصغر=3

$$\boldsymbol{V = \sqrt{\frac{63.41}{223(3-1)}} = \sqrt{\frac{63{,}41}{223 \times 2}}}$$

$$\boldsymbol{V = \sqrt{\frac{63.41}{446}} = \sqrt{0{,}14} = 0{,}37}$$

$\boxed{\boldsymbol{V = 0.37}}$ و هي علاقة متوسطة بين التّوافق و مستوى الأداء.

الـدّرس رقـم (16): تـحليـــل التّبـايـن البسيــط

<u>الهدف من الدّرس</u> : أن يتعرّف الطّالب على اختبار فيشر و كيفيّة تطبيقه وشروطه وخصائصه .

<u>الكفاءة المستهدفة</u>: أن يتمكّن الطّالب من تطبيق اختبار فيشر في اختبار فرضيّات بحثـه .

يعتبر رونالد إيملر فيشر (1980–1962) Ronald Aylmer Fisher عالم الإحصاء البيولوجي البريطاني أول من استعمل تحليل التباين كأسلوب إحصائي يستخدم عندما نريد المقارنة بين أكثر من مجموعتين (متوسطين).

1 – تعريف اختبار فيشر Fisher : يعتبر اختبار فيشر (تحليل التباين) امتداد لاختبار "t" استودنت ،ويرجع الفضل للباحث الإنجليزي سيريل بيرت (1971–1911) Cyril Burt في نقل تحليل التّباين من العلوم البيولوجية إلى مجال علم النّفس وعلوم التّربيّة و سنختصر تحليل التباين في الكلمة الإنجليزية ANOVA والّتي تعني Analyse of Variance .

2 – شروط تطبيقه : يتطلّب اختبار فيشر F مجموعة من الشّــروط و هــي :

- استقلاليّة العيّنــات
- اعتداليّـة التّـوزيـع
- تجـانـس التّباينات
- متغيّـر تابـع كمّـي
- يا حبذا أن عدد المجموعات لا يفوق 5
- قبل تطبيق اختبار فيشر نتأكّد من وجود تجانس بين العيّنات

3– <u>حساب التّجانس</u> : هو قانون كوكران Cochrane ويستخدم في البحوث التّربويّة والنّفسيّة ويحسب كالآتي:

$$\boxed{c = \frac{\text{أكبر تباين}}{\text{مجموع التّباينات}}}$$

ثمّ نقارن القيمة C_0 المحسوبة مع القيمة C_c المجدولة ، ونقول أنّ هناك تجانس عندما تكون القيمة المجدولة أكبر من المحسوبة $C_0 < C_c$.

4 – تطبيق اختبار فيشر Fisher :

و عنـدما يكـون هنـاك تجـانـس بيـن المجـوعـات نطبـق اختبـار فيـشـر F و يحسب وفـق القـانــون الآتــي:

$$\boxed{F_c = \frac{\text{تباين بين المجموعات}}{\text{تباين داخل المجموعات}} = \frac{\text{ت ك}}{\text{ت ص}} = \frac{S^2 L}{S_S^2}}$$

$$F = \frac{M_S\ \text{ما بين}}{M_S\ \text{داخل}} = \frac{Mst}{\text{Msr}}$$

نحسب أوّلا التّباين بين المجموعات :

$$M_{st} = \frac{ss}{d_f}$$

حيث ss : مجموع المربعات بين المجموعات

d_f درجة الحرية حيث درجة الحرية = عدد العينات -1

حساب ss بين المجموعات:

$$SS_{\text{Between}} = \left\{\frac{(\text{مجموع العينة الأولى})^2}{\text{حجم العينة الأولى}} + \frac{(\text{مجموع العينة الثانية})^2}{\text{حجم العينة الثانية}} + \frac{(\text{مجموع العينة الثالثة})^2}{\text{حجم العينة الثالثة}}\right\} - \left\{\frac{(\text{المجموع الكلي للعينة})^2}{\text{الحجم الكلي للعينة}}\right\}$$

ومنه $\boxed{M_{st} = \frac{\mathbf{SS}}{\mathbf{n-1}}}$

ثانيا: نقوم بحساب M_{sr} داخل المجموعات Within

$$SS_{\text{Within}} = \left\{\frac{(\text{مجموع العينة الأولى})^2}{\text{حجم العينة الأولى}} + \frac{(\text{مجموع العينة الثانية})^2}{\text{حجم العينة الثانية}} + \frac{(\text{مجموع العينة الثالثة})^2}{\text{حجم العينة الثالثة}}\right\} - \left\{\frac{(\text{المجموع الكلي للعينة})^2}{\text{الحجم الكلي للعينة}}\right\}$$

$ss = \left[\text{مجموع كلّ القيّم المربّعة}\right] -$ الشّطر الأوّل من المعادلة السّابقة

أي : $ss = \left[\text{مجموع كل القيم المربعة}\right] - \left\{\frac{(\text{مجموع العيّنة الأولى})^2}{\text{حجم العيّنة الأولى}} + \frac{(\text{مجموع العيّنة الثّانيّة})^2}{\text{حجم العيّنة الثّانيّة}} + \frac{(\text{مجموع العيّنة الثّالثة})^2}{\text{حجم العيّنة الثّالثة}}\right\}$

أمّا درجة الحرية = عدد القيم (مجموع العيّنات)−عدد المجموعات

للتأكّد من صحة التّطبيق نقوم بحساب التّباين الكلّي و الّذي يساوي (داخل المجموعات + مابين المجموعات)

مجمـوع المربّعـات الكلّــي = مجمــوع المربّعـات مابين المجموعـات + مجمـوع المربّعـات داخل المجموعـات

$$SS_{\text{total}} = SS_{\text{Between}} + SS_{\text{Within}}$$

$$df_{\text{total}} = df_{\text{Between}} + df_{\text{within}}$$

القيمة الكليّـة SS = (مج القيّـم المربّعـة) − الشّطـر الثّـانــي

$= (\text{مج القيّم المربّعة}) - \left\{\frac{(\text{المجموع الكلي للعيّنة})^2}{\text{الحجم الكلي للعيّنة}}\right\}$

درجـات الحريّـة الكليّـة = عـدد القيّـم -1

ندعّـم الـدّرس بمثـال تطبيقـــي

مثــال : في تجربة قـام بها باحث سيكولوجي حول أثر الجماعة على رد الفعل حيث كان المتغيّر المستقل هو عدد الأفراد الموجودين في قاعة البحـث ، و المتغيّر التّابع هو الوقت المستغرق بالدّقائق لظهور السّلوك الفـزع عند المبحوث .

في هذه التّجربة وضع الباحث في 3 حالات تجريبيّة (حسب عدد الأفراد الموجودين معه) .

1- الحالة الأولى وجود المبحوث لوحده في القاعة
2- الحالة الثّانيّة وجود المبحوث مع شخصين آخرين
3- الحالة الثّالثة وجود المبحوث مع ثلاث أشخاص آخرين

فجاءت النّتائج كالآتي :

رد الفعل يقاس بالدّقائق

ح 1	8 د	4 د	3 د
ح 2	11 د	12 د	16 د
ح 3	16 د	18 د	20 د

اختبر الفرضيّة الصّفريّة عند $\propto = 0,05$

أوّلا نشكّل جدولا كالآتي :

	ح 1		ح 2		ح 3	
N	X_1	X_2^2	X_2	X^2_2	X_3	X^2_3
1	8	64	11	121	16	256
2	4	16	12	144	18	324
3	3	9	16	256	20	400
Σ	15	89	39	521	54	890

ملاحظة : في الحقيقة قانون كوكران لا يطبق إلاّ إذا كان حجم العيّنة أكثر من 5 أفراد

لكن لتوضيح كيفيّة تطبيق هذا القانون نفترض وجود تجانس و نطبّق كالآتي :

حساب التّباين الأوّل : S^2_1

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

$$S_1^2 = \frac{3\times 89 - (15)^2}{3\times 2} = \frac{42}{6} = 7$$

حسـاب التّبـايـن الثّـانــي : S^2_2

$$S_2^2 = \frac{3\times521-(39)^2}{3\times2} = \frac{42}{6} = 7$$

حسـاب التّبـايـن الثـالـث : S^2_3

$$S_3^2 = \frac{3\times980-(54)^2}{3\times2} = \frac{24}{6} = 4$$

حســـاب C_0

$$\boxed{\boldsymbol{C_0} = \frac{\text{أكبر تباين}}{\text{مجموع التّباينات}}}$$

نفترض وجود تجانس

$$C_0 = \frac{7}{7+7+4} = \frac{7}{18} = 0,38$$

نطبق اختبـار فيشـــر

1-<u>نحسب التباين بين المجموعات :</u>

$$\mathrm{SS_{Between}} = \left\{\frac{(15)^2}{3} + \frac{(39)^2}{3} + \frac{(54)^2}{3}\right\} - \left\{\frac{(15+39+54)^2}{9}\right\}$$

$$\mathrm{SS_{Between}} = \{75 + 507 + 972\} - \{1296\}$$

$$\boxed{\mathbf{SS_{Between}} = \mathbf{258}}$$

درجة الحرية 3-1=2

ومنـه التّبايــن يسـاوي

$$\mathrm{M_s} = \frac{258}{2}$$

$$\boxed{\mathrm{M_s} = 29}$$

2-نحسب التّباين داخل المجموعات Within

$$ss = \left[\text{مجموع كلّ القيّم المربعة}\right] - \text{الشّطر الأوّل من المعادلة السّابقة}$$

$$ss = [89 + 521 + 980\,] - 1554$$

$$ss = 1590 - 1554$$

$$\boxed{ss = 36}$$

في هذه الحالة درجة الحرية

$$\boxed{df = 9 - 3 = 6}$$

ومنه

$$M_s = \frac{36}{6} = 6$$

وعليه اختبـار فيـشـــر

$$\boxed{\boldsymbol{F} = \frac{\mathbf{129}}{\mathbf{6}} = \mathbf{21.5}}$$

القيمة المجدولة : F_C (2.6 , 0.05)

اتخـاذ القـــرار:

لدينا القيمة المحسوبة 21,5 أكبر من القيمة المجدولة 5,14 عند $\propto = 0,05$

$$F_C < F_O$$

$$5,14 < 21,5$$

ومنه نقبل فرضيّة الباحث أيّ سلوك الفزع يختلف باختلاف الحالة التّجريبية أو الجماعة تؤثّر على سلوك الفزع

ونلخص النّتائج في جدول ANOVA :

مصدر التّباين	مجموع المربعات SS	درجات الحرية	معدل المربعات M_S	قيمة F
التّباين مابين الحالات	258	2	129	21,5
الخطأ تباين داخل الوقت المستغرق	36	6	6	
الكلي	294	8		

نتأكد القيمة الكليّة SS = 294

$$\left\{\frac{(\text{المجموع الكلي للعينة})^2}{\text{الحجم الكلي للعينة}}\right\} - \left(\text{مج القيم المربعة}\right) = SS$$

$$\left\{\frac{\mathbf{454+35+15}}{\mathbf{9}}\right\} - (1590\ ) = SS$$

$$1296 - 1590 = SS$$

فعلا موجودة في الجدول $\boxed{294 = SS}$

$$\mathbf{1} - \text{عدد القيّم} = \boldsymbol{df} \text{ الكلّي}$$

$$\boxed{\boldsymbol{df} = \mathbf{9} - \mathbf{1} = \mathbf{8}}$$

ملاحظــة :

للتّأكد من مدى تحقّق الأهداف المسطّرة تمّ الاعتماد على أساليب و طرق متنوّعة لتقويم الطّالب .

ففي بداية كلّ درس تمّ الاعتماد على التّقويم التّشخيصي (القبلي) للحصول على المكتسبات القبليّة الّتي يمتلكها الطّالب ، كما اعتمدنا التّقويم التّكويني (المستمر) الّذي يتخلل العمليّة التّربويّة و هو جزأ أساسيّ منها فهو يساير الدّرس من البداية إلى النّهاية و الهدف منه إدراك النّقائص الّتي تواجه الطّالب و الأستاذ في الوقت المناسب .

وفي الأخير تمّ الاعتماد كذلك على التّقويم النّهائي (العام) من أجل الحكم على مدى تحقّق الأهداف المنشودة .

وتجدر الإشارة إلى أنّه من خلال هذه الأنواع الثّلاثة من التّقويم يمكن التّعرّف على التّغيّرات النّاجمة عن السّيرورة التّعليميّة في مادة الإحصاء و الإمكانيّات الجديدة الّتي تمّ الحصول عليها .

و بالإضافة إلى أنّ أدوات التّقويم كلّما كانت متنوّعة و كلّما أحسن الأستاذ استعمالها فإنّها تعطي صورة واضحة و صادقة عن أداء الطّالب .

و من بين هذه الأدوات الّتي تمّ اعتمادها الاختبار التّحصيلي في المحاضرة ، و يشمل أسئلة نظريّة عن الدّروس المقدّمة ، و تمرين أو تمرينين تطبيقيّين .

أمّا الأعمال الموجّهة تمّ الاعتماد على أدوات متنوّعة مثل : الواجبات المنزليّة ، سلسلة تمارين ، المناقشة الصّفيّة ، استجوابات قصيرة ...

قـائـمـــة الـمــراجـــع :

1 - باللّغــة العربيّــة :

1. أبو النّبيل محمود سيّد (1987) . الإحصاء النّفسي و الاجتماعي و التّربوي . دار النّهضة العربيّة . بيروت .
2. زكريا أحمد الشّربيني (2007) . الإحصاء و تصميم التّجارب في البحوث النّفسيّة و التّربويّة و الاجتماعيّة مكتبة الأنجلو المصريّة. مصر .
3. سالم عيسى بدر وعماد غصاب عبابنة (2007) . مبادئ الإحصاء الوصفي و الاستدلالي . دار المسيرة للنّشر و التّوزيع و الطّباعة .عمّان الأردن .
4. صلاح أحمد مراد (2000) . الأساليب الإحصائيّة في العلوم النّفسيّة و التّربويّة و الاجتماعيّة . مكتبة الأنجلومصرية القاهرة .
5. صلاح الدّين محمود علاّم (2005) الأساليب الإحصائيّة الاستدلاليّة في تحليل بيانات البحوث النّفسيّة و التّربويّة و الاجتماعيّة . ط 1 دار الفكر العربي ، القاهرة .
6. عبد الحفيظ مقدم (2003) . الإحصاء و القياس النّفسـي و التّربـوي . ط 2 . ديوان المطبوعـات الجامعيّـة . الجـزائـر .
7. عبد الحميد عبد المجيد البلداوي (2009). الأساليب التّطبيقيّة لتحليل وإعداد البحوث العلميّة . دار الشّروق عمّـان الأردن.
8. عبد القادر حليمي (2009) . مدخل إلى الإحصاء ط 1 . ديوان المطبوعات الجامعيّة الجزائر .
9. عبد الكريم بوحفص (2006) . الإحصــاء المطبق في العلوم الاجتماعيّـة و الإنسانيّـة . ديوان المطبوعـات . الجـزائـر .
10. عبد الله فلاح المنيزل وعايش موسي عزايبة (2005) . الإحصاء التّربـوي . ط 1 دار المسيـرة للنّشر والتّوزيـع والطباعـة .
11. عدنان حسين الجادري (2007) الإحصاء الوصفي في العلوم التّربويّة . ط 1 . دار المسيرة للنّشر و التّوزيع والطّباعة . عمّان الأردن .
12. عماد عبد الرّحيم الزّغلول (2005) . الإحصاء التّربوي . دار الشّروق والتّوزيع الأردن .
13. محمد بوعلاّق (2009) . الإحصاء المطبق في العلوم الاجتماعيّة و النّفسيّة و التّربويّة . دار الأمل للطّباعة و النّشر و التّوزيع . الجزائر .
14. محمود بوسنة (2007) . علم النّفس القياسي المبادئ الأساسيّة . ديوان المطبوعات الجامعيّة الجزائر .
15. نبيل جمعة صالح النّجار (2010) الإحصاء في التّربيّة و العلوم الإنسانية ط 1 . دار الحامد للنّشر و التّوزيع الأردن .

2 – باللّـغـــة الأجنبيّـــة :

16. Beatrice Beaufils 1996 Statistique appliquées a la psychologie . tome 1 .Statistiques descriptives Collection Lexifac . Breal ed Paris .
17. Beatrice Beaufils 1996 Statistiques appliquées a la psychologie . tome 2 .Statistiques inferentielles . Collection Lexifac . Breal ed Paris .