



الجمهورية الجزائرية الديمقراطية الشعبية  
وزارة التعليم العالي والبحث العلمي  
جامعة الشهيد حمدة لخضر الوادي  
قسم العلوم الاجتماعية

## محاضرات في مقياس المعالجة الإحصائية للبيانات

محاضرة رقم 05 نماذج من المعالجة الإحصائية اللابارامترية في المستوى الرتبي

موجهة لطلبة السنة أولى ماستر إرشاد وتوجيه

إعداد الأستاذ:

د. محمد سبع

محتوى المادة:

مقدمة

- 1. مدخل إلى علم الإحصاء : مفاهيم أساسية
  - 2. مراجعة عامة حول مبادئ الإحصاء الوصفي
    - 1.2. مقياس النزعة المركزية
    - 2.2. مقياس التشتت
  - 3. مدخل إلى الإحصاء المعقد ( الاستدلالي)
    - 1.3. شروطيات الإحصاء البارامتري (المعلمي) والإحصاء اللابارامتري ( اللامعلمي)
    - 2.3. معايير اختيار الإحصاء البارامتري (المعلمي) والإحصاء اللابارامتري ( اللامعلمي)
  - 4. نماذج من المعالجة الإحصائية اللابارامتريّة ( اللامعلمية) في المستوى الاسمي
    - 1.4. إختبار  $\chi^2$  لحسن المطابقة
    - 2.4. اختبار ماك نيمر
    - 3.4. معامل ارتباط فاي
    - 4.4. معامل التوافق
  - 5. نماذج من المعالجة الإحصائية اللابارامتريّة ( اللامعلمية) في المستوى الرتبي
    - 1.5. اختبار ويلكوكسن للفرق بين الرتب
    - 2.5. اختبار فريدمان لتحليل التباين
    - 3.5. اختبار فروق الرتب سبيرمان
  - 6. نماذج من المعالجة الإحصائية البارمتريّة (المعلمي) في المستويين النسبي / الفتري
    - 1.6. معامل ارتباط بيرسون
    - 2.6. اختبار ت لدلالة الفروق بين المتوسطات
    - 3.6. تحليل التباين الأحادي
- قائمة المراجع
- قائمة الملاحق:
- جداول الدلالة الاحصائية

➤ 5. نماذج من المعالجة الإحصائية اللابارمترية ( اللامعلمية ) في المستوى الرتي

● 1.5. اختبار ويلكوكسن للفروق ذات الإشارة الأقل عددا

● 3.5. اختبار فريدمان لتحليل التباين

● 4.5. معامل ارتباط الرتب سبيرمان

## 1.5. اختبار ويلكوكسن للفروق ذات الإشارة الأقل عددا

يستخدم الباحثون اختبار ويلكوكسن حينما يتعذر عليهم استخدام اختبار "ت" لمتوسطين مرتبطين (عينة واحدة) أي حينما لا تتوفر الشروط اللازمة لاستخدام اختبار "ت" - سيأتي تفصيلها لاحقا- ويصلح اختبار ويلكوكسن في حالة المقارنة بين درجات المجموعة التجريبية في القياسين القبلي والبعدي كما يصلح في حساب الفروق بين درجات مجموعة من الأفراد في اختبار ما ودرجات نفس المجموعة من الأفراد في اختبار آخر ، وبصفة عامة يصلح هذا الاختبار في المجموعات المتكافئة التي يناظر فيها كل درجة في القياس الأول درجة في القياس الثاني لنفس المجموعة من الأفراد وقد أطلقت رمزية الغريب على هذا الاختبار اسم اختبار الأزواج المتماثلة، ولا يستخدم هذا الاختبار في التصنيفات الاسمية أي انه يشترط أن تكون البيانات في شكل درجات وذلك حينما تتراوح أعدادها بين (6- 25) ويمكن حساب قيمة ويلكوكسن إذا تجاوز عدد الأفراد (25) باستخدام قانون خاص بهذه الحالة (07)

ملاحظة: ويلكوكسن ليس له قانون تتم من خلاله حساب القيمة المحسوبة بل تتم حساب قيمته اعتمادا على الخطوات الموضحة في الجدول للمثال التالي:

مثال رقم (14) طبق باحث مقياسا لقياس الدافعية نحو التعلم (قياس قبلي) على عينة تتكون من (12) طالبا وبعد تطبيق برنامج لزيادة درجة الدافعية قام بتطبيق نفس المقياس على نفس المجموعة من الأفراد (قياس بعدي) فتحصل على النتائج التالية:

11	12	15	16	18	14	13	16	18	15	14	12	القياس القبلي
16	16	13	12	19	16	13	19	12	11	12	11	القياس البعدي

السؤال: هل هناك فروق دالة إحصائية بين درجات القياس القبلي والبعدي

الفرضية الصفرية  $H_0$  لا توجد فروق دالة إحصائية بين درجات القياس القبلي والبعدي

الفرض البديل  $H_1$  توجد فروق دالة إحصائية بين درجات القياس القبلي والبعدي إذا تحقق أن قيمة  $w$

ويلكوكسن المحسوبة أقل من القيمة  $w$  الجدولية عند مستوى دلالة 0.05 بدلالة الطرفين

خطوات الحل:

1. نضع درجات القياس القبلي والبعدي في عمودين متتاليين .
2. نحسب الفروق بين القياس القبلي والبعدي كما هو موضح في العمود الثالث من الجدول اللاحق.
3. نرتب الفروق ترتيبا تصاعديا بغض النظر عن الإشارة وتجاهل الفروق المنعدمة.
4. نسجل رتب الفروق الموجبة في العمود الرابع ومجموعها  $w_1$ .
5. نسجل رتب الفروق السالبة في العمود الخامس  $w_2$ .

6. قيمة وسلوكوكسن هي مجموع رتب الفروق ذات الإشارة الأقل عددا، وفي حال التساوي في العدد نأخذ الأقل مجموعا، وإذا تساوى في المجموع نأخذ واحدة منهما.

القياس القبلي	القياس البعدي	الفروق	رتبة الفرق الموجب	رتبة الفرق السالب
12	14	-2		4
14	12	+2	4	
15	11	+4	8	
18	12	+6	11	
16	19	-3		6
13	13	0	/	/
14	16	-2		4
18	19	-1		1.5
16	12	+4	8	
15	14	+1	1.5	
12	16	-4		8
11	16	-5		10
		المجموع	w1= 32.5	w2 = 33.5

بما أن الفروق الأقل عددا هي الفروق الموجبة فإن قيمة ويلكوكسن هي مجموع رتب هه الفروق أي

$$w1 = 32.5$$

حساب درجة الحرية:  $n - 1$  مع استبعاد الفروق الصفرية أي أن  $n = 11 - 1 = 10$

بالعودة إلى جداول ويلكوكسن نجد أن قيمة  $w$  الجدولية عند مستوى دلالة 0.05 وبدلالة الطرفين

$$w = 8$$

اتخاذ القرار: بما أن القيمة المحسوبة 32.5 أكبر من القيمة الجدولية فإننا نقبل الفرض الصفرى الذي

يقول بعدم وجود فروق معنوية بين القياسين القبلي والبعدي.

## ● 2.5. اختبار فريدمان لتحليل التباين للعينات المترابطة

اقترح الباحث Milton Friedman سنة (1937) طريقة لاختبار وجود فروق في تأثير المعالجة المختلفة من عدمه إذا أعطيت المشاهدات رتبا بدل القيم الاصلية (ظافر رشيد، سجي حسين، 2007، ص 283) وهو من الأساليب الإحصائية اللابارمترية في المستوى الرتبى التي تستخدم لاختبار دلالة الفرق بين رتب أكثر من مجموعتين مترابطتين أو مجموعات متشابهة من الأفراد، ويستخدم أيضا في التجارب التي يتم فيها إعادة القياس عددا من المرات على

نفس المجموعة، ويعتمد اختبار فريدمان على افتراض أن مجموعات القيم المترابطة تأتي من مجموعات متشابهة (الفرض الصفري) باستخدام البيانات الرتبية بدلا من بيانات نسبية أو المسافة. (عبد المنعم الدردير، 2006، ص 164) واستنادا إلى المعادلة رقم [20] أو [21] (ظافر رشيد، سجي حسين، 2007، ص 284) يمكن اختبار صحة الفرضية الصفرية التي تشير إلى أن مجموعات الدرجات التالية تنتمي إلى مجموعات متشابهة

$$\chi^2_F = \left[ \frac{12}{nr(r+1)} \sum R_j^2 \right] - 3n(r+1) \quad [20]$$

$$\chi^2_F = 12n[r(r+1)]^{-1} \sum_{j=1}^r (\bar{R}_j - \frac{r+1}{2})^2 \quad [21]$$

مثال رقم (15) لمعرفة أثر طريقة التدريس على تحصيل مجموعة من الطلبة قام أحد الباحثين بقياس درجات تحصيل الطلبة بعد الفراغ من تطبيق طريقة من طرق التدريس في نهاية كل فصل دراسي فتحصل على النتائج الموضحة في الجدول أدناه.

الأفراد	01	02	03	04	05	06	07	08	09	10	مج الرتب
الطريقة 1	12	14	12	14	15	11	16	13	11	14	/
الطريقة 2	12	12	16	14	15	11	18	13	15	12	/
الطريقة 3	15	15	16	14	12	16	12	14	12	12	/
رتبة طريقة 1	1.5	2	1	2	2.5	1.5	2	1.5	1	3	18
رتبة طريقة 2	1.5	1	2.5	2	2.5	1.5	3	1.5	3	1.5	20
رتبة طريقة 3	3	3	2.5	2	1	3	1	3	2	1.5	22

خطوات الحل: يمثل الصف الأول أرقام أفراد العينة بينما تمثل الصفوف الثلاث التالية درجات كل فرد من أفراد العينة حسب طرق التدريس الثلاث

1. نقوم بترتيب درجات كل فرد من أفراد العينة ترتيبا تصاعديا فمثلا درجات الفرد 01 هي (12، 12، 15) فتعطى الرتب (1.5، 1.5، 3) على التوالي وهكذا مع بقية أفراد العينة

2. نحسب مجموع رتب كل طريقة من طرق التدريس
3. اعتمادا على نص المعادلة رقم [20] حيث أن  $r$  هي عدد البدائل (طرق التدريس) و  $n$  تمثل عدد الأفراد
- بينما  $\sum_{j=1}^r (\bar{R}_j)$  تمثل مجموع مربعات مجاميع رتب كل صف

$$\chi^2_F = \frac{12}{10 \times 3 \times (3+1)} \times [(18)^2 + (20)^2 + (22)^2] - 3 \times 10 \times (3+1) = 0.8$$

القيمة المحسوبة هي 0.8

نقارن القيمة المحسوبة بالقيمة الجدولية في جداول  $\chi^2$  التي تحسب من خلال درجة الحرية (عدد البدائل - 1) مستوى الدلالة = 0.05 .

بالبحث في جداول  $\chi^2$  عند درجة حرية = 2 ومستوى دلالة 0.05 نجد قيمة  $\chi^2$  الجدولية = 5.99 تحديد مدى دلالة  $\chi^2$  :

نقارن قيمة  $\chi^2$  المحسوبة بقيمة  $\chi^2$  الجدولية نجد أن :

قيمة  $\chi^2$  المحسوبة = 0.8 > قيمة  $\chi^2$  الجدولية = 5.99

لذا فان  $\chi^2$  دالة إحصائية عند مستوى دلالة 0.05 . وهو ما يشير إلى قبول الفرض الصفري الذي يشير إلى أن مجموعات الدرجات تنتمي إلى مجموعات متشابهة.

### 3.5. معامل سبيرمان لارتباط الرتب : Spearman rank Correlation Coefficient

يستخدم معامل ارتباط سبيرمان في الحالات التي ينقسم فيها كلا المتغيرين إلى فئات منفصلة، وإذا كانت المتغيران في صورة رتب، أو إذا كان المتغيران متصلين ضمن شروط معينة، ويفضل استخدام الرتب بدل الدرجات الخام حيث يعد معامل ارتباط سبيرمان حالة خاصة من معامل ارتباط بيرسون الذي يستخدم مع المتغيرات التي يكون قياسها في المستوى الفئوي أو النسبي، ويفضل استخدام معامل ارتباط سبيرمان في الحالات التي يقل فيها عدد أفراد العينة عن (10) ومن الممكن استخدامه بوجه خاص حينما لا يتجاوز حجم أفراد العينة (30) فردا ويعتمد في حسابه على الفروق بين الرتب في كلا المتغيرين ولا يعتمد على الدرجات الخام، فهو من أساليب المعالجة الإحصائية اللابارامترية التي تعتمد المعالجة غير المباشرة للبيانات، وهو واحد من أقدم طرق المعالجة الإحصائية للفرضيات الارتباطية. ( عبد المنعم الدردير، 2006، ص 205)

لحساب معامل سبيرمان لارتباط الرتب يقوم بترتيب كل من المتغيرين ترتيباً تصاعدياً أو تنازلياً (أما تصاعدياً لكلا المتغيرين أو تنازلياً لكليهما). وفي حالة الترتيب التصاعدي تأخذ أقل قيمة من قيم المتغير الرتبة رقم 1، والقيمة الأعلى منها مباشرة الرتبة رقم 2 وهكذا (بالنسبة لكل من المتغيرين). أما في حالة الترتيب التنازلي تأخذ أكبر قيمة من قيم المتغير الرتبة رقم 1، والقيمة الأقل منها مباشرة الرتبة رقم 2 وهكذا (بالنسبة لكل من المتغيرين). وعند تساوي قيمتين (أو أكثر) من قيم المتغير نعطي كل قيمة رتبة مختلفة (كما لو كانت القيم غير متساوية) ثم نحسب متوسط هذه الرتب، ويعطى هذا المتوسط لكل من هذه القيم المتساوية.

وبعد ترتيب المتغيرين نحسب الفروق بين رتب كل من المتغيرين (ونرمز للفروق بالرمز  $d$ ) ثم نقوم بتربيع هذه الفروق ونحصل على مجموعها أي نحصل على  $\sum d^2$  ثم نعوض في معامل سبيرمان لارتباط الرتب والذي يأخذ الشكل التالي : ( مطبوعة الارتباط، ص 186)

$$r_s = 1 - \frac{6(\sum d^2)}{n(n^2 - 1)} \quad [22]$$

حيث :  $\sum d^2$  هو مجموع مربعات الفروق بين رتب المتغيرين،  $n$  هي عدد أزواج القيم. مثال رقم (16) لمعرفة نوع العلاقة بين تحصيل الطالب في مادة الإحصاء والقياس النفسي قام أحد الأساتذة برصد درجات عينة من الطلبة في كلا المقياسين فتحصل على النتائج التالية:

الأفراد	الإحصاء (س)	القياس (ص)	رتبة (س)	رتبة (ص)	الفرق $d$	مربع الفرق $d^2$
01	14	11	3.5	1	2.5	6.25
02	12	12	1.5	2.5	-1	1
03	15	14	5	4.5	0.5	0.25
04	16	18	6	7	-1	1
05	18	15	7	6	1	1
06	14	12	3.5	2.5	1	1
07	12	14	1.5	4.5	3	9
المجموع						19.5

$$r_s = 1 - \frac{6(Sd^2)}{n(n^2-1)} = 1 - \frac{6(\sum d^2)}{n(n^2-1)} = 1 - \frac{6(19.5)}{7(49-1)}$$

$$= 1 - \frac{117}{336} = 1 - 0.35$$

$$r_s = 0.65$$

من أجل معرفة نوع العلاقة بين درجات الاحصاء والقياس يمكن الرجوع إلى السلم التالي:  
( عبد المحسن المبدل، 1437، ص 25)

0.20 - أقل من 0.20	ضعيفة جدا
0.20 - أقل من 0.40	ضعيفة
0.40 - أقل من 0.60	متوسطة
0.60 - أقل من 0.80	قوية
0.80 - أقل من 1.00	قوية جدا
1.00	تام

وبما أن قيمة معامل الارتباط في المثال هي 0.65 فإن العلاقة بين التحصيل في مقياس الإحصاء ومقياس القياس النفسي هي علاقة ارتباطية طردية قوية.  
مثال رقم (17) بما أن معامل سبيرمان لارتباط الرتب يصلح للبيانات الكمية والنوعية. تمثل التقديرات التالية تقديرات مجموعة من الطلبة في مقياسي الإحصاء والقياس النفسي، والمطلوب هو معرفة نوع العلاقة الارتباطية بين المتغيرين.

الاحصاء	مقبول	حسن	ممتاز	جيد	جيد جداً	ممتاز	جيد
القياس	جيد جداً	مقبول	جيد جداً	جيد جداً	جيد جداً	حسن	ممتاز

والمطلوب حساب معامل سبيرمان لارتباط الرتب بين هذين المتغيرين؟

الحل :

تنظم الحل في الجدول التالي مع ملاحظة ما يلي :

1 - بالنسبة للمتغير الأول، فإن التقدير الأعلى سيحصل على الرتبة رقم 1 والأقل منه مباشرة سيحصل على الرتبة رقم 2 وهكذا.. أي أن الترتيب تنازلي. ونكرر العمل نفسه مع السؤال الثاني.

2 - عند حصول إجابتين أو أكثر على التقدير نفسه نعطي لكل إجابة مبدئياً رتبة كما لو كانوا مختلفين ثم نحسب متوسط هذه الرتب، وهذا المتوسط هو الذي يعطى لكل إجابة.

3 - ثم نحسب الفروق بين رتب السؤالين ونرمز لها بالرمز  $d$  ثم نربع هذه الفروق فنحصل على  $d^2$  ونعوض في القانون عن  $\sum d^2$  مع ملاحظة أن  $n = 7$ . ( مطبوعة الارتباط، ص 188 )

$d^2$ مربعات الفرق	$d$ الفرق بين الرتب	رتب Y	رتب X	القياس Y	الإحصاء X
12.25	3.5	3.5	7	جيد جدا	مقبول
1	-1	7	6	مقبول	حسن
16	-4	5.5	1.5	جيد	ممتاز
1	1	3.5	4.5	جيد جدا	جيد
2.25	-1.5	5.5	3	جيد	جيد جداً
0	0	1.5	1.5	ممتاز	ممتاز
9	3	1.5	4.5	ممتاز	جيد
<b>41.5</b>	<b>Zero</b>				

$$r_s = 1 - \frac{6(\sum d^2)}{n(n^2 - 1)} = 1 - \frac{6(41.5)}{7(49 - 1)}$$

$$= 1 - \frac{348}{336} = 1 - 0.74$$

$$r_s = 0.26$$

وهذا يعني أن الارتباط بين تقديرات الطلبة في مقياسي الإحصاء والقياس النفسي هو ارتباط طردي ضعيف.

اختبار معنوية ارتباط الرتب :

عند اختبار الفرض العدمي بعدم وجود ارتباط رتب بين المتغيرين لسنا في حاجة لوضع أي شروط عن طبيعة المجتمع المسحوبة منه العينة.

وتحت الفرض العدمي بعدم وجود ارتباط فإن توزيع المعاينة للمعامل يكون له متوسط يساوي

صفر وانحراف معياري يساوي :  $\sigma_{rs} = \frac{1}{\sqrt{n-1}}$  وأن هذا التوزيع يكون له - تقريباً - توزيع طبيعي فإن خطوات الاختبار تكون كما يلي :

1 - الفرض العدمي : لا يوجد ارتباط بين المتغيرين (أو معامل الارتباط يساوي الصفر):

$$H_0 : R = 0$$

2 - الفرض البديل : يوجد ارتباط بين المتغيرين (أو معامل الارتباط لا يساوي الصفر):

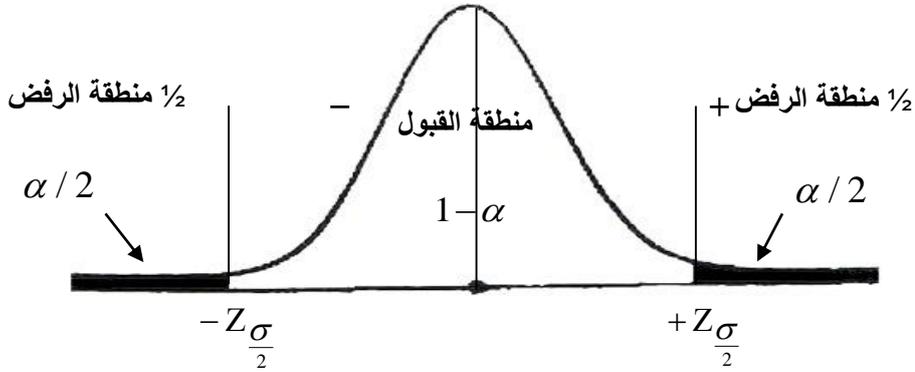
$$H_1 : R \neq 0$$

3 - الإحصائية : والتي تكتب - اختصاراً - كما يلي :

$$Z = r_s \sqrt{n-1}$$

والتي لها توزيع طبيعي معياري.

4 - حدود منطقتي القبول والرفض : (اختبار الطرفين للتوزيع الطبيعي)



5 - المقارنة والقرار : حيث نقارن قيمة الإحصائية بحدود منطقتي القبول والرفض. فإذا وقعت في

منطقة القبول نقبل الفرض العدمي والعكس صحيح.

بيانات المثال السابق رقم (16) حيث  $n = 7$ ،  $r_s = 0.65$

اختبر الفرض العدمي بعدم وجود ارتباط بين عدد الساعات التي يذاكرها الطالب والدرجات

التي يحصل عليها في الامتحان وذلك بمستوى معنوية 1%.

الحل :

1 - الفرض العدمي : لا يوجد ارتباط بين المتغيرين. أي أن :

$$H_0 : R = 0$$

2 - الفرض البديل : يوجد ارتباط بينهما. أي أن :

$$H_1 = R \neq 0$$

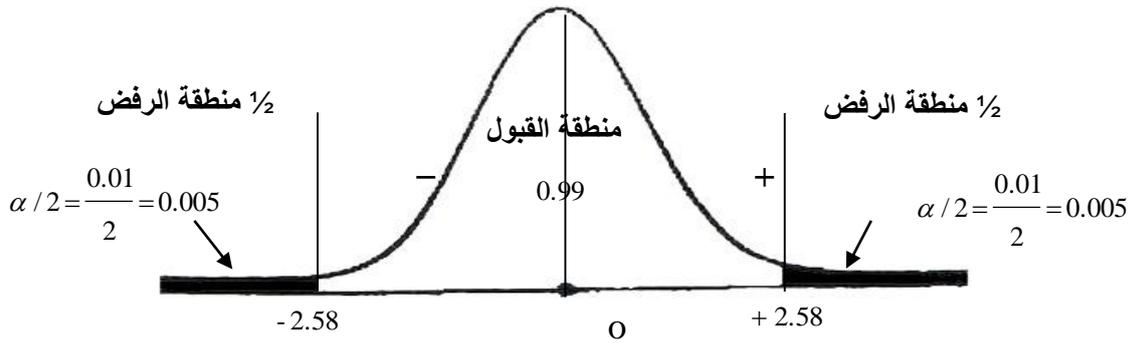
## 3 - الإحصائية :

$$Z = r_s \sqrt{n-1} = 0.65 \sqrt{7-1} = 0.65 \sqrt{6}$$

$$Z = 1.59$$

## 4 - حدود منطقتي القبول والرفض :

(توزيع  $Z$ ، واختبار الطرفين، ومستوى المعنوية  $\alpha = 1\%$ )



5 - المقارنة والقرار : وحيث أن قيمة الإحصائية (1.59) تقع في منطقة القبول (أقل من 2.58) فإن القرار هو قبول الفرض العدمي أي أنه لا توجد علاقة ارتباطية دالة إحصائية بين المتغيرين عند مستوى دلالة 1%.

بيانات المثال السابق رقم (17) حيث  $n = 7$ ،  $r_s = 0.26$

اختبر الفرض العدمي بعدم وجود ارتباط بين عدد الساعات التي يذاكرها الطالب والدرجات التي يحصل عليها في الامتحان وذلك بمستوى معنوية 1%.

الحل :

1 - الفرض العدمي : لا يوجد ارتباط بين المتغيرين. أي أن :

$$H_0 : R = 0$$

2 - الفرض البديل : يوجد ارتباط بينهما. أي أن :

$$H_1 = R \neq 0$$

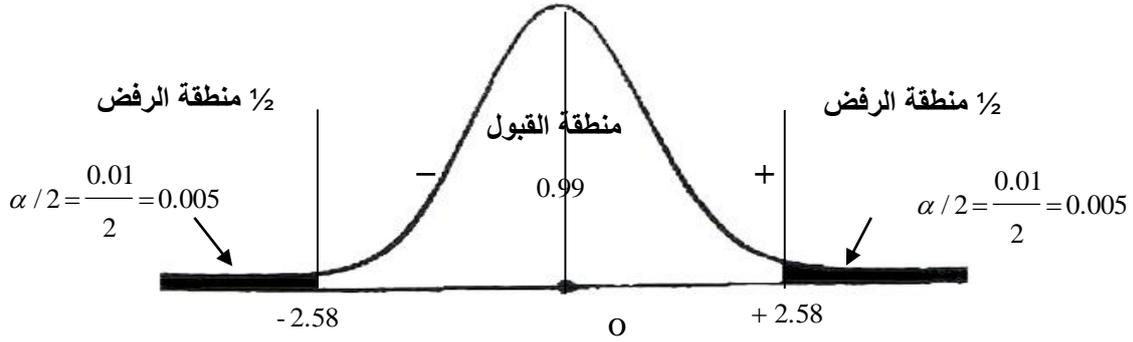
## 3 - الإحصائية :

$$Z = r_s \sqrt{n-1} = 0.26 \sqrt{7-1} = 0.26 \sqrt{6}$$

$$Z = 0.63$$

## 4 - حدود منطقتي القبول والرفض :

(توزيع  $Z$ ، واختبار الطرفين، ومستوى المعنوية  $\alpha = 1\%$ )



5 - المقارنة والقرار : وحيث أن قيمة الإحصائية (0.63) تقع في منطقة القبول (أقل من 2.58) فإن القرار هو قبول الفرض العدمي أي أنه لا توجد علاقة ارتباطية دالة إحصائية بين المتغيرين عند مستوى دلالة 1%.

