د. يونس شميسة السنة الدراسية: 2023/2024- السداسي الثاني

المحاضرة الأولى:

المقارنات البعدية

عند رفض الفرض الخاص بتساوي المتوسطات في تحليل التباين، وقبول الفرض البديل الذي يثبت وجود فروق جوهرية (دالة إحصائيا) بين المجموعات، يمكن للباحث آنذاك التوجه نحو ما يسمى بالمقارنات البعدية (المقارنات الثنائية) من أجل معرفة أي من المجموعات تختلف عن الأخرى المعتمدة في الدراسة، والتي تسببت في وجود هذه الفروق (في حالة وجود أكثر من مجموعتين)، وهناك العديد من الطرق الإحصائية لإجراء هذه المقارنات؛ **نذكر منها:**

طريقة أقل فرق معنوي LSD:

تعتبر طريقة أقل فرق معنوي LSD من أسهل الطرق وأكثرها استخداما عند إجراء المقارنات الثنائية، وتعتمد هذه الطريقة على اختبارات t لاختبار معنوية الفرق بين كل متوسطين، وتحسب في حالة تساوي حجم العينة؛ بالقانون التالي:

$$\mathbf{LSD} = t(df, w)\sqrt{\frac{\mathbf{2MSW}}{\mathbf{n}}}$$

حيث أن: LSD: قيمة أقل فرق معنوي.

$T_{(df,w)}$: قيمة t الجدولية.

n: عدد المشاهدات (القيم) في المجموعة الواحدة.

MSW: تباين الخطأ (متوسط المربعات داخل المجموعات).

مثال: أجريت تجربة لمقارنة تأثير 5 أنواع من المكملات الغذائية على معدل الأداء الرياضي وأعطيت لخمسة رياضيين بطريقة عشوائية، فكانت النتائج؛ كما يلي:

المجموع	عدد المشاهدات					
36	10	5	7	8	6	**V1**
49	10	11	11	8	9	**V2**
30	4	9	5	5	7	**V3**
24	6	6	4	3	5	**V4**
43	11	9	9	6	8	**V5**

المطلوب:

1. تكوين جدول تحليل التباين؛
2. اختبر فرض تساوي المتوسطات عند مستوى 5%؛
3. إجراء المقارنات الثنائية بين المتوسطات باستخدام طريقة أقل فرق معنوي.

الحل:

1-تكوين جدول تحليل التباين:

	SS	DF	MSS	Fc
BG	79.44	4	19.860	6.896
WG	57.60	20	2.88	
T	137.04	24	_	

2- اختبار فرض تساوي المتوسطات عند مستوى 5%:ـ من جدول توزيع F وعند مستوى معنوية 5%، وبدرجات حرية 4 للبسط (K-1) و20 للمقام (N-K) وجدنا أن قيمة f الجدولية تساوي 2.87، وعليه القيمة المحسوبة تساوي 6.896 وهي أكبر من القيمة الجدولية 2.87، وبالتالي فإن القرار هو رفض الفرضية العدمية (الصفرية) القائمة على تساوي المتوسطات وقبول الفرضية البديلة، أي أن هناك متوسطين على الأقل يوجد بينهما فرق معنوي.

3- حساب أقل فرق معنوي (LSD):

كأول خطوة نقوم بتطبيق لقانون التالي:

$$LSD = (t,\ DFw)^* \sqrt{2MSSw/n} = 2.086^* \sqrt{2(2.88)/5} = 2.239$$

ثم نقوم بحساب الوسط الحسابي لكل مجموعة، حيث وجدنا:

$x1 = 7.2$ $x2 = 9.8$ $x3 = 6$ $x4 = 4.8$

$x5 = 8.6$

ثم نقوم بعملية الطرح (الفروق المطلقة)؛ ".x1-x2, x1-x3 ....وهكذا"، وبعد القيام بعملية الطرح، نختار القيم الأكبر من القيمة المحسوبة (LSD) دون الأخذ بعين الاعتبار لعلامة (-)، وعليه يوجد فرق معنوي بين المتوسطات المشار إليها باللون الأحمر (كما هو موضح في الجدول أدناه)، بعدها نذهب مباشرة إلى أكبر قيمة في الجدول والتي تقدر بـ 5 في مثالنا، وهي تجمع بين x2 و x4، وبالرجوع إلى قيم المتوسطات الحسابية الخاصة بكل مجموعة نجد أن المجموعة الثانية لها أكبر قيمة (9.8)، وبالتالي الفروق تعزى لصالح المجموعة الثانية.

المقارنات الثنائية	قيمة الفروق المطلقة	قيمة LSD_{cal}	القرار الإحصائي
ط1- ط2	2.6-	2.239	رفض H_0
ط1- ط3	1.2		قبول H_0
ط1- ط4	2.4		رفض H_0
ط1- ط5	1.4-		قبول H_0
ط2- ط3	3.8		رفض H_0
ط2- ط4	5		رفض H_0
ط2- ط5	1.2		قبول H_0
ط3- ط4	1.2		قبول H_0
ط3- ط5	2.6-		رفض H_0
ط4- ط5	3.8-		رفض H_0

المحاضرة الثانية:

اختبار دونتي "Dunnet"

يستخدم هذا الاختبار عندما نريد مقارنة مجموعة واحدة (عادة مجموعة السيطرة) مع مجموعات أخرى، حيث يعتبر أفضل الاختبارات في هذه الحالة وأقوى من الاختبارات الأخرى، ويتم حساب إحصائية المقارنة لـ Dunnet باستخدام العلاقة التالية:

$$\mathbf{D} = d(\alpha, df, k)\sqrt{\frac{\mathbf{2MSE}}{\mathbf{n}}}$$

ويتم مقارنة قيمة إحصائية دونتي بحاصل الفرق المطلق بين الوسط الحسابي لمجموعة المقارنة ومجموعة السيطرة؛ كما يلي: $|\mathbf{x_i - x_j}| \geq \mathbf{D}$

***اتخاذ القرار الإحصائي:** إذا كان؛ $|x_i - x_j| \geq D$ نرفض H_0 ونقبل H_1 أي؛ يمكن القول أن هناك فرق جوهري بين مجموعة المقارنة ومجموعة السيطرة/ أو الأساس، والعكس صحيح.

مثال: الجدول التالي يبين الاستجابات لعينات حجمها 03 أخذت لأربعة (04) معالجات، حددت المعالجات التي تختلف معنويا عن مجموعة الأساس أو السيطرة عند مستوى معنوية 0.05 على اعتبار أن المجموعة 03 هي مجموعة (معالجة) السيطرة.

المجموع	3	2	1	المعالجات
14	4	5	5	T_1
10	3	3	4	T_2
1	0	1	0	T_3
5	2	2	1	T_4

الحل: في هذه الحالة تكون الفرضيات كالتالي:

$$\begin{cases} \mathbf{H_0 : \mu_i = \mu_3 \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots i = 1,2,4} \\ \mathbf{H_1 : \mu_i \neq \mu_3 \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots i = 1,2,4} \end{cases}$$

وحيث أن حساب معيار الاختبار D يتطلب منا معرفة MSE لذلك سنقوم بإنشاء جدول تحليل التباين الخاص بالتجربة، والموضح في الجدول التالي:

$\mathbf{F_{cal}}$	MS	Df	SS	
32.27	**10.787**	**03**	**32.33**	**B.T**
	0.334	**08**	**2.67**	**W.T**
	/	**11**	**35**	**T**

من جدول تحليل التباين نجد أن: MSE= 0.334 ومن جدول دونتي نجد أن: $d_{(0.05,\, 8,\, 4)} = 2.88$

إذن:

$$\mathbf{D} = 2.88\sqrt{\frac{\mathbf{2 * 0.334}}{\mathbf{3}}} = \mathbf{1.36}$$

ويكون المتوسط الحسابي لمعالجة السيطرة هو: 0.33

نقوم بتشكيل جدول مساعد للحل:

القرار الإحصائي	D	$\mathbf{X_i - x_0}$	المتوسط الحسابي $\bar{x}$	$\sum \mathbf{n_i}$	$\mathbf{n_i}$	المعالجات
رفض H_0	1.36	4.34	4.67	14	3	T_1
رفض H_0		3	3.33	10	3	T_2
قبول H_0		1.34	1.67	05	3	T_4

نلاحظ من الجدول السابق وبمقارنة الفروق المطلقة بين المتوسطات وبين القيمة المعيارية D وجود فروق معنوية بين متوسطات كل من المجموعة 01 و02 ومجموعة السيطرة.

المحاضرة الثالثة:

اختبار كروسكال واليس "اختبار لا معلمي "

يستخدم اختبار كروسكال واليس لاختبار الفروق لأكثر تماما من مجموعتين، وهو بديل لا معلمي لتحليل التباين الأحادي، إلا أنه يكون في حالة عدم التوزيع الطبيعي للبيانات، وغالبا ما تكون البيانات في صورة رتبية، كما يشترط أن تكون العينات مستقلة ومحدودة العدد مع إمكانية عدم تساوي عدد الأفراد فيها، ويشترط لتطبيقه تحويل كل القياسات إلى رتب في جميع العينات (الترتيب يكون تصاعديا من الأصغر للأكبر)، وإذا وجد الصفر (0) بين قيم المجموعات يتم تجاهله.

ملاحظة:

في حالة الفروق المتشابهة تعطى لها رتبة وسيطة = مجموع الرتب /عدد قيم الرتب

ولحسابه نعتمد على العلاقة الرياضية الآتية:

$$H= ((12/N(N+1)* \sum Ri^2/n_i-3(N+1))$$

***اتخاذ القرار الإحصائي:** إذا كانت القيمة المحسوبة أكبر من الجدولية (المتحصل عليها من جدول توزيع كاي تربيع) فإننا نرفض الفرضية الصفرية وبالتالي وجود اختلاف بين المجموعات المدروسة عند مستوى معنوية معين.

مثال: لمقارنة ثلاثة أنواع من الأدوية لمعالجة الصداع، أخذت مجموعة من 22 شخصا يعانون من الصداع، وقسموا إلى ثلاث مجموعات، حيث أعطيت كل مجموعة نوعا من الأدوية وتم رصد زمن الشفاء بالدقائق وكانت النتائج كما يلي:

مج 1	58	52	41	53	35	21	54	47
مج 2	56	22	44	46	29	34	38	–
مج 3	80	53	55	56	65	56	70	–

المطلوب: اختبر صحة الفرضية القائلة بأنه لا يوجد فروق بين الأدوية الثلاثة عند مستوى معنوية 05%.

الحل:

نقوم بترتيب كل قيمة من قيم مجموعات الدراسة ترتيبا تصاعديا من الأصغر للأكبر؛ لنتحصل على الجدول التالي:

مج 1	R1	مج 2	R2	مج 3	R3
58	19	56	17	80	22
52	11	22	02	53	12.5
41	07	44	08	55	15
53	12.5	46	09	56	17
35	05	29	03	65	20
21	01	34	04	56	17
54	14	38	06	70	21
47	10	–	–	–	–
ΣR1	79.5	ΣR2	49	ΣR3	124.5

لدينا:

N= n1+n2+n3= 8+7+7= 22.

$$\frac{12}{N(N+1)} * \left(\frac{\Sigma R1^2}{n1} + \frac{\Sigma R2^2}{n2} + \cdots .. + \frac{\Sigma Rn^2}{nk}\right) - 3(N+1)$$

بالتعويض في المعادلة نجد:

$$\frac{12}{22(22+1)} * \left(\frac{79.5^2}{8} + \frac{49^2}{7} + \frac{124.5^2}{7}\right) - 3(22+1) = 10.38$$

من جدول التوزيع كاي تربيع بدرجة حري 2 وعند مستوى معنوية 5%، وجدنا أن $X^2 = 5.991$.

القرار: بما أن $H > X^2$ فإننا نرفض الفرضية الصفرية وبالتالي وجود دليل على وجود اختلاف بين الأدوية الثلاثة عند مستوى معنوية 5%.

المحاضرة الرابعة:

اختبار مان ويتني "اختبار لا معلمي"

تعريفه: اختبار مان ويتني هو أسلوب إحصائي لابارامتري (لامعلمي) يدرس دلالة الفروق بين مجموعتين مستقلتين، كما يستخدم في الإحصاء اللابرامتري كبديل لاختبار t (T-test) في الإحصاء البرامتري، يستخدم في حالة عدم التوزيع الطبيعي للبيانات، ويقوم هو الآخر على مبدأ الرتب (تحويل القيم إلى رتب مرتبة ترتيبا تصاعديا من الأصغر للأكبر)، وإذا وجد الصفر (0) بين قيم المجموعات يتم تجاهله.

ملاحظة:

في حالة الفروق المتشابهة تعطى لها رتبة وسيطة = مجموع الرتب /عدد قيم الرتب

ويعطى بالعلاقتين التاليتين:

$$U1 = n1n2 + (n1(n1+1)/2) - \Sigma R1$$

$$U2 = n1n2 + (n2(n2+1)/2) - \Sigma R2$$

*بعد ذلك نقوم باختيار أقل قيمة بين U_1 و U_2، ونطلق عليها اسم **(U_C: القيمة المحسوبة)**؛

***اتخاذ القرار الإحصائي:** إذا كانت القيمة المحسوبة أكبر من الجدولية فإننا نقبل الفرضية الصفرية وبالتالي عدم وجود اختلاف بين المجموعات المدروسة عند مستوى معنوية معين.

مثال:

باستخدام اختبار مان ويتني اختبر هل هناك اختلاف بين درجات المجموعتين الموضحة في الجدول الموالي وذلك عند مستوى معنوية 05%.

المجموعة 1	10	20	30	40	50	60	70	80	90	-
المجموعة 2	11	21	31	41	51	61	71	81	91	99

الحل:

مجموع الرتب ΣR	الرتبR	المجموعة	الدرجات
ΣR1= 81	1	1	10
	3	1	20
	5	1	30
	7	1	40
	9	1	50
	11	1	60
	13	1	70
	15	1	80
	17	1	90
ΣR2= 109	2	2	11
	4	2	21
	6	2	31
	8	2	41
	10	2	51
	12	2	61
	14	2	71
	16	2	81
	18	2	91
	19	2	99

$U1= n1n2+(n1(n1+1)/2)-\Sigma R1=9*10+(9*10/2)-81= 54$

$U2= n1n2+(n2(n2+1)/2)-\Sigma R2=9*10+(10*11/2)-109= 36$

من جدول مان ويتني وجدنا أن ut تساوي 20 أي Uc>Ut وعليه لا توجد فروق دالة إحصائيا (قبول الفرضية الصفرية).

المحاضرة الخامسة:

اختبار ويلكوكسون Wilcoxon

تعريفه: هو اختبار لا معلمي بديل لاختبار t لعينتين مرتبطتين (غير مستقلتين) في حالة عدم توافر شروط الاختبار المعلمي.

خطواته:

- ✓ حساب الفرق D بين كل زوج من القيم أو الدرجات مع الاحتفاظ بالإشارة الموجبة أو السالبة لكل قيمة (القياس القبلي-القياس البعدي).
- ✓ ترتيب الفروق حسب القيمة أو الحجم من الأصغر إلى الأكبر.
- ✓ جمع الرتب معا بالنسبة للإشارات السالبة والموجبة.
- ✓ أخذ أصغر مجموع للرتب كمؤشر ل Wilcoxon.

القرار الإحصائي: إذا كانت القيمة المحسوبة للاختبار أصغر من الجدولية، يدل ذلك على وجود فروق بين درجات القياسين القبلي والبعدي (نقبل H_1).

<u>مثال:</u> قام باحث بقياس ترتيبي لدرجات القلق التي يتسم بها اللاعبون في مرحلة أولى أثناء التدريب وفي مرحلة ثانية أثناء المنافسة الرسمية، فكانت الدرجات التي تحصل عليها على النحو الأتي (العينة متكونة من 10 لاعبين).

اللاعب	القياس في المرحلة 1	القياس في المرحلة 2	الفروق D	ترتيب الفروق	رتبة الفروق السالبة(-)	رتبة الفروق الموجبة(+)
1	150	145	+5	3(-)الرتبة 1	1	
2	135	138	-3	+5 الرتبة 2		2
3	102	121	-19	-6 الرتبة 3	3	
4	96	115	-19	-7 الرتبة 4	4	
5	127	134	-07	+9الرتبة 5		5
6	118	132	-14	-11 الرتبة6	6	
7	132	138	-06	-14 الرتبة 7	7	
8	124	145	-21	-19 الرتبة 8	8	
9	115	126	-11	-19 الرتبة 8	8	
10	103	94	+09	-21 الرتبة 10	10	
//	//	//	//	//	47	w=7

<u>المطلوب:</u> اختبر الفروق بين المرحلتين التي قيس فيهما المتغير عند مستوى الدلالة 05 %.

من الجدول أصغر مجموع للرتب كمؤشر ل Wilcoxon؛ يقدر بــ: $\mathbf{W_{cal}= 07}$.

لدينا: $\mathbf{df= n-1= 10-1= 09}$

نستخرج من جدول Wilcoxon القيمة المجدولة و التي تساوي 6 وتكون النتيجة ذات دلالة إحصائية إذا كانت القيمة المحسوبة أصغر من أو تساوي القيمة المجدولة.

نستنتج أنه؛ لا يوجد فرق في درجات القلق لدى اللاعبين بين مرحلتي القياس أي أثناء التدريب وأثناء المنافسة.

<u>المحاضرة السادسة:</u>

<u>اختبار كاي تربيع للاستقلالية (X^2)</u>

تعريفه: هو اختبار إحصائي يستخدم لمعرفة مدى استقلال المتغيرات عن بعضها من عدمه.

شروطه:

- ✓ يستخدم في حالة متغيرين.
- ✓ يجب أن يكون المتغيرين مصنفين (ليس أرقام).

خطواته:

- ✓ تحديد فرضيتي العدم والبديل (H_0, H_1).
- ✓ تحديد مستوى المعنوية α.
- ✓ إيجاد قيمة كاي تربيع المحسوبة؛ والتي تعطى بالصيغة التالية: $\times^2 = \sum \frac{(F_0 - F_e)^2}{F_e}$

  حيث أن: F_0: التكرار التجريبي (القيم المشاهدة)، F_e: التكرار المتوقع (القيم المتوقعة).
- ✓ إيجاد قيمة كاي تربيع الجدولية.

✓ مقارنة القيمتين؛ إذا كانت قيمة كاي تربيع المحسوبة أكبر من الجدولية نقبل H_1 والعكس صحيح.

لحساب القيمة المحسوبة (إحصاءة الاختبار) نحتاج إلى ما يعرف بالقيم المشاهدة أو المتوقعة.

- **القيم المشاهدة:** وهي القيم الموجودة فعلا على أرض الواقع، رمزها $\mathbf{O_{ij}}$.
- **القيم المتوقعة:** نقوم بحسابها بالصيغة التالية: $\mathbf{E_{ij}= (O_i*O_j)/O_{ij}}$، حيث أن: O_i مجموع الصف، O_j مجموع العمود، O_{ij} المجموع الكلي.

<u>مثال:</u> أراد باحث أن يقيم مدى استقلالية متغيري الجنس والاشتراك في الفرق الرياضية الجامعية، فقام باستطلاع رأي لعينة عشوائية تتكون من 200 طالب؛ فكانت النتائج كالتالي:

<u>جدول القيم المشاهدة:</u>

//////////////////////	مشترك	غير مشترك	المجموع
ذكور	60	40	100
إناث	40	60	100
المجموع	100	100	200

<u>المطلوب:</u> اختبار الفرضية الصفرية التي تقر بأن جنس الأفراد والاشتراك في الفرق الرياضية متغيران مستقلان عند مستوى معنوية 01%.

<u>الحل:</u> ***لدينا:*** $\mathbf{E_{ij}= (O_i*O_j)/O_{ij}}$......ومنه نجد:

<u>جدول القيم التوقعة:</u>

//////////////////////	مشترك	غير مشترك	المجموع
ذكور	50	50	100
إناث	50	50	100
المجموع	100	100	200

1-تحديد المشكل: هل توجد فروق بين الذكور والإناث فيما يخص والاشتراك في الفرق الرياضية الجامعية؟

2-صياغة الفرضيات:

$\mathbf{H_0}$**:** لا توجد فروق بين الذكور والإناث فيما يخص والاشتراك في الفرق الرياضية الجامعية.

$\mathbf{H_1}$**:** توجد فروق بين الذكور والإناث فيما يخص والاشتراك في الفرق الرياضية الجامعية.

3-تحديد نوع الاختبار الإحصائي المناسب: حسب معطيات التمرين الاختبار الإحصائي المناسب هو اختبار كاي تربيع لعاملين.

4-حساب إحصاءة الاختبار (كاي تربيع): لدينا:

$$X^2=\sum((F_0-F_e)^2/F_e))= (60-50)^2/50+(40-50)^2/50+(40-50)^2/50+(60-50)^2/50=8$$

$$X^2=8$$

5-القيمة الجدولية: بما أن: α= 01%. وبدرجة حرية:

$$X^2_{tab}=6.635 \qquad df=(c-1)(r-1)=(2-1)(2-1)=1$$

6-القرار الإحصائي: بما أن القيمة المحسوبة (8) أكبر من الجدولية (6.635)، فإننا نرفض H_0 ونقبل H_1 ونقول أن الفروق بين الجنسين فيما يخص الاشتراك في الفرق الرياضية دالة إحصائيا عند مستوى المعنوية α= 01%، و df=1.

المحاضرة السابعة:

معامل الارتباط لبيرسون

تعريف الارتباط: هو علاقة بين متغيرين (ظاهرتين) (X,Y)، بحيث أنه إذا تغير أحد المتغيرين يتبعه المتغير الآخر في نفس الاتجاه فيكون الارتباط طرديا مثل العلاقة بين الدخل والاستهلاك، وقد يكون الاتجاه متعاكس فيكون الارتباط عكسيا مثل العلاقة بين الاستهلاك والادخار، أما في حالة استقلال الظاهرتين فإن الارتباط يكون منعدم مثل العلاقة بين الطول والذكاء.

معامل الارتباط بيرسون(الخطي): من أكثر معاملات الارتباط استخداما، وهو معامل رقمي يوضح نوع ودرجة العلاقة بين متغيرين ويرمز له بالرمز(r_p)، وتقع قيمته بين [-1، +1]. يمكن حسابه باستخدام الصيغة الرياضية التالية:

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

خصائصه:

- ✓ إشارة r_p تكون موجبة في الارتباط الطردي وسالبة في الارتباط العكسي ، وتساوي صفر في حالة الارتباط المنعدم.
- ✓ قيمته تساوي +1 في حالة الارتباط الطردي التام، وتساوي-1 في حالة الارتباط العكسي التام.
- ✓ قيمته تكون في المجال[-1، +1] وتزداد قوتها كلما اقتربت من الواحد الصحيح.

مثال: البيانات التالية تمثل عدد مرات شراء اللاعب لمنتجات أحد المراكز التجارية (x) وتقييمه لهذه المنتجات (y) .

المطلوب: أوجد معامل الارتباط الخطي البسيط لبيرسون بين عدد مرات الشراء والتقييم.

<u>الحل :</u>

x_i	y_i	$X_i.y_i$	x_i^2	y_i^2
4	3	12	16	9
15	10	150	225	100
8	6	48	64	36
8	7	56	64	49
6	4	24	36	16
41	**30**	**290**	**405**	**210**

بتطبيق الصيغة الرياضية أعلاه نجد معامل الارتباط الخطي لبيرسون بين المتغيرين هو:

$r_p = 0.968$

أي أن؛ الارتباط قوي بين المتغيرين وطردي أي؛ يمكن القول بصورة عامة كلما ازدادت عدد مرات الشراء للمنتجات فإن التقييم يزداد والعكس صحيح.

اختبار معنوية معامل الارتباط الخطي لبيرسون: لاختبار معنوية معامل الارتباط الخطي لبيرسون نقوم باختبار الفرضيات الإحصائية التالية:

1-الاختبار ذو جانبين(من الطرفين):

$$H_0: \rho = \rho_0$$
$$H_1: \rho \neq \rho_0$$

2- الاختبار ذو جانب علوي:

$$H_0: \rho \leq= \rho_0$$
$$H_1: \rho > \rho_0$$

3- الاختبار ذو جانب سفلي:

$$H_0: \rho \geq \rho_0$$
$$H_1: \rho < \rho_0$$

حيث أن؛ P: معامل الارتباط البسيط بين المتغيرين (x,y) في المجتمع.

P_0: قيمة مفترضة لا تساوي الصفر.

وفي المقابل فإن إحصاءة الاختبار الملائمة للفرضيات الإحصائية السابقة، تأخذ الشكل الآتي:

$$z_{cal.} = \frac{w - E(w)}{\sqrt{Var(w)}} - N(0,1)$$

حيث أن:

$$E(w) = \frac{1}{2} ln\left(\frac{1 + P_0}{1 - P_0}\right)$$

$$w = \frac{1}{2} Ln\left(\frac{1 + r}{1 - r}\right)$$

$$Var(w) = \frac{1}{n - 3}$$

ولاتخاذ القرار الإحصائي حول رفض أو عدم رفض فرضية العدم H_0. يتم مقارنة القيمة المطلقة لإحصاءة الاختبار المحسوبة (Z_{cal}) مع القيمة الجدولية (Z_{tab}) اعتمادا على مستوى المعنوية $\propto$، ونوع الفرضية البديلة H_1، والجدول التالي، يوضح بعض القيم الجدولية الشائعة الاستخدام لـــ Z التي تخضع للتوزيع الطبيعي المعياري $N(0,1)$.

H_1	$H_1: \rho > \rho_0 , \rho < \rho_0$	$H_1: \rho \neq \rho_0$
$\propto$	$Z_\propto$	$Z_{\propto/2}$
10%	1.282	1.645
5%	1.645	1.960
1%	2.326	2.576

مثال: إذا كانت قيمة معامل الارتباط البسيط لبيرسون بين متغيري الوزن x والطول y مساوية لـ (r_p= 0.92).

المطلوب: هل يمكن القول بأن هذه العينة (n=5) قد اختيرت من مجتمع فيه معامل الارتباط البسيط بين المتغيرين مساوي لــ(0.95) عند مستوى المعنوية 01 %؟

الحل: للإجابة على السؤال السابق، نقوم باختبار الفرضية الإحصائية الآتية:

$$\begin{cases} \mathbf{H_0 : p= 0.95} \\ \mathbf{H_1 : p\neq 0.95} \end{cases}$$

نقوم بإيجاد إحصاءة الاختبار (Z).

$$Z_{cal.} = \frac{w - E(w)}{\sqrt{Var(w)}}$$

$$w = \frac{1}{2} Ln \left(\frac{1+r}{1-r}\right)$$
$$= \frac{1}{2} Ln \left(\frac{1+0.92}{1-0.92}\right)$$
$$= \frac{1}{2} Ln(24)$$
$$= 1.589$$

$$E(w) = \frac{1}{2} Ln \left(\frac{1+\rho_0}{1-\rho_0}\right)$$
$$= \frac{1}{2} Ln \left(\frac{1+0.95}{1-0.95}\right)$$
$$= \frac{1}{2} Ln(39)$$
$$= 1.832$$

$$Var(w) = \frac{1}{n-3}$$
$$= \frac{1}{5-3}$$
$$= 0.5$$

$$\therefore Z_{cal.} = \frac{1.589 - 1.832}{\sqrt{0.5}}$$
$$= \frac{-2.43}{0.707}$$
$$= -0.344$$

القرار الإحصائي: بما أن القيمة المطلقة لإحصاءة الاختبار البالغة 0.344، هي أقل من القيمة الجدولية 2.576، وهذا يعني قبول فرضية العدم مما يدل ذلك بأن العينة قد اختيرت من مجتمع فيه معامل الارتباط البسيط بين المتغيرين مساو لـ 0.95 وفق معطيات العينة، عند مستوى المعنوية 01%.

المحاضرة الثامنة:

اختبار فريدمان

تعريفه: يعتبر من بين أحد أهم الاختبارات اللابارامترية ويتم استخدامه عندما يقوم الباحث بتطبيق اختبارات متكررة على نفس أفراد العينة، وتكون درجات الاختبار على شكل رتب أو قيم يمكن تحويلها إلى رتب، أي إعادة القياس والاختبار على نفس الأفراد عددا من المرات، أي أن اختبار فريدمان هو الشكل الموسع لاختبار ويلكوكسون لعينتين مرتبطتين في الاختبارات اللابارامترية، وهو يقابل اختبار التباين للقياسات المتكررة البارامتري، يرمز له بالرمز $\mathbf{x^2_{Friedman}}$.

خطواته:

1-تحويل القيم إلى رتب (عادة تمثل بالصفوف).

2-تجمع الرتب حسب المعالجات/ أو المجموعات.

3-نحسب قيمة الاختبار وفق الصيغة التالية:

$$X^2_F = ((12/nk(k+1)^* \sum R^2_i - 3n(k+1))$$

مثال: يمثل الجدول التالي زمن الشفاء من مرض معين عند تناول المرضى ثلاثة أنواع من الأدوية.

//	T_1	T_2	T_3
1	10	11	15
2	10	15	20
3	11	15	12
4	8	12	10
5	7	12	9
6	15	10	16
7	14	12	18
8	10	14	17
9	9	9	12
10	10	14	16

المطلوب: هل تستطيع أن تستنتج أن هناك فرقا بين أنواع الأدوية الثلاثة عند مستوى دلالة 05%.

الحل:

//	T_1	T_2	T_3
1	1	2	3
2	1	2	3
3	1	3	2
4	1	3	2
5	1	3	2
6	2	1	3
7	2	1	3
8	1	2	3
9	1.5	1.5	3
10	1	2	3
المجموع	**12.5**	**20.5**	**27**

الفرضيات:

H_0: لا يوجد فرق بين الأدوية الثلاثة.

H_1: يوجد فرق بين الأدوية الثلاثة.

التوزيع والقيم الحرجة المعيارية: التوزيع المستخدم هو توزيع X^2_F وحيث أن $\alpha= 05\%$ و $df= (k-1)= (3-1)= 2$، إذن؛ $X^2_F= 5.99$.

القيمة المحسوبة للاختبار: بتطبيق العلاقة نجد:

$$X^2_F= ((12/10*3(4)* (12.5^2+20.5^2+27^2) -3*10(4))= 10.15$$

المقارنة والقرار: بما أن القيمة المحسوبة (10.15) أكبر من الجدولية (5.99)، فإننا نرفض الفرضية الصفرية، وبالتالي يوجد فرق بين الأدوية الثلاثة.