

## اختبار مان-وايتني

اختبار مان-وايتني هو اختبار احصائي لابارامتري بديل لاختبار t في حالة عينتين مستقلتين، ويعد أكثر الاختبارات اللابارامترية استخداما في البحوث عندما تكون قياسات المتغير التابع من المستوى الرتي، بمعنى أن القياسات تكون عبارة عن مجموعة من الرتب بدلا من الدرجات الأصلية. كما يمكن استخدامه في حالة البيانات من مستوى المجال أو النسبي ولكنها لا تفي بشروط اختبار t (ابتعاد توزيع الدرجات عن الاعتدالية، اختلاف كبير بين تباين المجموعتين).

### • في حالة العينات الصغيرة: أقل من 9

في هذه الحالة يمكن أن نفترض أننا تحصلنا على بيانات خاصة بدرجات مفهوم الذات لدى مجموعتين من الأفراد، والمطلوب اختبار الفروق بين المجموعتين:

	8	6	11	8	1 م
18	12	16	13	10	2 م

1- ترتيب درجات أفراد المجموعتين معا تصاعديا، بحيث تعطى درجات المجموعة الأولى الرمز A وتعطى درجات المجموعة B كما يلي:

18	16	13	12	11	10	9	8	6
B	B	B	B	A	B	A	A	A

2- نوجد عدد المرات التي تكون فيها رتب المجموعة A أعلى من رتب المجموعة B والعكس.

- مجموع رتب A التي تسبق B تساوي:

$$U_1 = 3 + 4 + 4 + 4 + 4 = 19$$

- مجموع رتب B التي تسبق A تساوي:

$$U_2 = 1$$

3- الكشف عن دلالة قيمة U الصغرى  $U_2 = 1$  ومقارنتها مع القيمة الحرجة لاختبار مان-وايتني، تكون القيمة المحسوبة دالة احصائيا إذا كانت القيمة الجدولية المناظرة لها أقل أو تساوي.

في مثالنا نجد أن قيمة U الجدولية عند حجم العينة الكبرى ( $N = 5$ ) وقيمة  $U_1 = 1$  هي (0.016) لدلالة الطرف الواحد، ولدلالة الطرفين نضرب القيمة الجدولية في 2 أي تساوي (0.032) وهي أقل من الدلالة (0.05). لذلك نرفض الفرض الصفري ونقبل الفرض البديل. وبالتالي توجد فروق بين رتب المجموعتين من الأفراد في مفهوم الذات.

ملاحظة: توجد علاقة بين قيم U الصغرى والكبرى، ويمكن كتابتهما بالشكل التالي:

$$\begin{aligned} U_1 &= N_1 N_2 - U_2 \\ &= (5 \times 4) - 1 = 20 - 1 = 19 \\ U_2 &= N_1 N_2 - U_1 \\ &= (5 \times 4) - 19 = 20 - 19 = 1 \end{aligned}$$

• في حالة العينات المتوسطة: بين 9 و 20 فردا

إذا كان حجم العينتين أكبر من (8) وأقل أو يساوي (20) فردا فان اتباع الطريقة السابقة لحساب قيمة  $U$  تكون طويلة وعرضة لأخطاء العد، لذلك يمكن استخدام صيغتين يمكن ايجاد قيمة كل من  $U_1$  و  $U_2$  مباشرة :

$$U_1 = N_1 N_2 + \frac{N_1(N_1 + 1)}{2} - R_1$$

$$U_2 = N_1 N_2 + \frac{N_2(N_2 + 1)}{2} - R_2$$

حيث:  $N_1$  : حجم العينة الأولى، و  $N_2$  : حجم العينة الثانية

$R_1$  : مجموع رتب المجموعة الأولى، و  $R_2$  : مجموع رتب المجموعة الثانية

مثال:

بعد تطبيق مقياس الاتجاه نحو استخدام مدخل التعلم الالكتروني في التدريس لدى عينتين من الأساتذة تحصلنا على النتائج التالية:

م 1	52	68	42	49	36	31	29	28	50
م 2	52	39	47	38	27	18	20	15	

طرح المشكل: هل توجد فروق بين المجموعتين في الاتجاه نحو استخدام التعليم الالكتروني في التدريس؟

صياغة الفرضيات:

توجد فروق دالة احصائيا بين رتب المجموعة الأولى والمجموعة الثانية في الاتجاه نحو التعليم الالكتروني.

لا توجد فروق دالة احصائيا بين رتب المجموعة الأولى والمجموعة الثانية في الاتجاه نحو التعليم الالكتروني.

المجموعة الثانية		المجموعة الأولى	
الرتبة	الدرجة	الرتبة	الدرجة
15.5	52	15.5	52
10	39	17	68
12	47	11	42
9	38	13	49
4	27	8	36
2	18	7	31
3	20	6	29
1	15	5	28
		14	50
$R_2 = 56.5$		$R_1 = 96.5$	

$$U_1 = N_1 N_2 + \frac{N_1(N_1 + 1)}{2} - R_1 = (9 \times 8) + \frac{9(9 + 1)}{2} - 96.5$$

$$= 72 + \frac{90}{2} - 96.5 = 72 + 45 - 96.5 = 117 - 96.5 = 20.5$$

$$U_2 = N_1 N_2 + \frac{N_2(N_2 + 1)}{2} - R_2 = (9 \times 8) + \frac{8(8 + 1)}{2} - 56.5$$

$$= 72 + \frac{72}{2} - 56.5 = 72 + 36 - 56.5 = 108 - 56.5 = 51.5$$

القرار الاحصائي: قيمة U الصغرى (20.5) أكبر من القيمة الحرجة (15) عند مستوى الدلالة (0.05) للطرفين، لذلك فإننا نقبل الفرض الصفري ونرفض الفرض البديل، ومن ثم لا توجد فروق دالة احصائية بين اتجاهات المجموعة الأولى والمجموعة الثانية نحو استخدام التعليم الالكتروني في التدريس.

• في حالة العينات الكبيرة: أكبر من 20 فردا:

إذا كان حجم العينة الكبرى أكبر من 20 فردا فإننا نحسب U بنفس الطريقة المتبعة في حالة العينات متوسطة الحجم، ثم يلي ذلك حساب الاحصائي Z الذي يتوزع في شكل التوزيع الطبيعي. ويحسب الاحصائي Z من المعادلة التالية:

$$Z = \frac{2U_{\min} - N_1 N_2}{\sqrt{\frac{N_1 N_2 (N_1 + N_2 + 1)}{3}}}$$

حيث:  $U_{\min}$  : هي قيمة U الصغرى.

$N_1$  حجم العينة الأولى.

$N_2$  حجم العينة الثانية.

لكي تكون (Z) دالة احصائية يجب أن تكون أكبر أو تساوي القيم الحرجة التالية:

$\pm 1.96$  عند مستوى 0.05 لدلالة الطرفين

$\pm 1.64$  عند مستوى 0.05 لدلالة الطرف الواحد

$\pm 2.58$  عند مستوى 0.01 لدلالة الطرفين

$\pm 2.33$  عند مستوى 0.01 لدلالة الطرف الواحد

مثال:

في دراسة مقارنة حول التناسق السمعي البصري بين الأطفال العاديين والأطفال ذوي فرط النشاط الحركي تحصل باحث على النتائج التالية:

الأطفال العاديين		الأطفال ذوي فرط النشاط	
$R_2$	$N_2$	$R_1$	$N_1$
637	22	266	20

- اختبر صحة الفرض الصفري القائل: لا توجد فروق دالة احصائية بين رتب درجات الأطفال ذوي فرط النشاط الحركي والأطفال العاديين لصالح الأطفال العاديين.

تطبيق القانون:

$$U_1 = N_1 N_2 + \frac{N_1(N_1 + 1)}{2} - R_1 = (20 \times 22) + \frac{20(20 + 1)}{2} - 266$$

$$= 440 + \frac{420}{2} - 266 = 440 + 210 - 266 = 384$$

$$U_2 = N_1 N_2 + \frac{N_2(N_2 + 1)}{2} - R_2 = (20 \times 22) + \frac{22(22 + 1)}{2} - 637$$

$$= 440 + \frac{506}{2} - 637 = 440 + 253 - 637 = 56$$

$$Z = \frac{2U_{min} - N_1 N_2}{\sqrt{\frac{N_1 N_2 (N_1 + N_2 + 1)}{3}}} = \frac{2 \times 56 - 20 \times 22}{\sqrt{\frac{20 \times 22 (20 + 22 + 1)}{3}}} = \frac{112 - 440}{\sqrt{\frac{440 \times 43}{3}}}$$
$$= \frac{-328}{\sqrt{6306.67}} = -4.12$$

القرار الاحصائي: Z المحسوبة (4.12) أكبر من Z الجدولة (1.64) عند مستوى الدلالة 0.05، ومنه نرفض الفرض الصفري ونقبل الفرض البديل، لذلك توجد فروق دالة احصائية بين رتب درجات الأطفال ذوي فرض النشاط الحركي والأطفال العاديين لصالح الأطفال العاديين.