الجمهورية الجزائرية الديمقراطية الشعبية
République Algérienne Démocratique et Populaire
وزارة التعليم العالي و البحث العلمي
Ministère de l'Enseignement Supérieur et de la Recherche Scientifique
جامعة عمار ثليجي – الأغواط

كلية: العلوم الاجتماعية
القسم: قسم علم النفس وعلوم التربية والارطفونيا
الميدان: علم النفس
الشعبة: علم النفس
التخصص: علم النفس العيادي (الصحة النفسية)

مطبوعة (اعمال موجهة)
موجهة لطلبة: الارطفونيا المستوي ثانية ليسانس

الإحصاء الاستدلالي

من إعداد: د/ خديجة دعماش
أستاذ محاضر أ، جامعة الاغواط
الايميل: kh.daamache@lagh-univ.dz

السنة الجامعية: 2026/2025

فهرس المحتويات

مقدمة.. 03

1-الإحصاء الوصفي 05

مقاييس النزعة المركزية: المتوسط الحسابي- الوسيط – المنوال............................ 07

1-2-مقاييس التشتت: المدى- المدى الربيعي- التباين- الانحراف المعياري 10

1-3-مقاييس الشكل: معامل الالتواء- معامل التفلطح 17

2-نظرية الاحتمالات 23

2-1-مستوى الدلالة 24

2-2-فترة الثقة 26

2-3-درجة الحرية 28

3-التوزيع الطبيعي 30

4-المجتمع والعينة 36

4-1-المجتمع الاحصائي 36

4-2-العينة... 38

5-مستويات القياس النفسي 43

6-الإحصاء الاستدلالي 46

6-1-أنواع الإحصاء الاستدلالي 48

6-1-1-الإحصاء البرامتري أو المعلمي 48

الاختبارات البارامترية لحساب "الفروق"... 51

الاختبارات البارامترية لحساب "العلاقة" 52

6-1-2-الإحصاء اللابرامتري أو اللامعلمي 53

6-1-3-الفروق الجوهرية بين الإحصاء المعلمي واللامعلمي.................................. 58

7-الأساليب الإحصائية 59

7-1-معاملات الارتباط المعلمية (البرامترية) 60

7-2-معاملات الارتباط اللامعلمية.. 69

7-3-اختبارات الفروق المعلمية(البرامترية)... 77

7-4- اختبارات الفروق اللامعلمية (اللابرامترية) 92

خاتمة... 106

قائمة المراجع.. 108

مقدمة

في عالمٍ يتسم بالتدفق المعلوماتي المتسارع(Data Deluge) ، لم يعد التحدي المعرفي محصوراً في رصد الظواهر، بل في كيفية استنطاق البيانات لاتخاذ قرارات علمية رصينة. وفي سياق القياس النفسي والتربوي، يكتسب هذا التحدي صبغة خاصة، فالباحث لا يتعامل مع كيانات فيزيائية ملموسة فحسب، بل يستهدف نمذجة سمات كامنة (Latent Traits) عبر مؤشرات سلوكية تتطلب استدلالاً يتسم بالدقة والموضوعية . تأتي هذه المطبوعة لتشكل جسراً بيداغوجياً ينتقل بالباحث من الإحصاء الوصفي، الذي يختزل البيانات ويبرز خصائصها التوزيعية، إلى الإحصاء الاستدلالي بوصفه الأداة الفكرية التي تُمكّن العقل من العبور من ضيق "العينة" الملاحظة إلى سعة "المجتمع" المرجعي. إن الاستدلال هنا ليس مجرد ممارسة خوارزمية، بل هو "منطق للتعميم" يضبط حدود الثقة في التقديرات البشرية.(Howell, 2013)

لماذا الحاجة إلى الاستدلال الإحصائي؟

تكمن اهمية هذا العلم في قدرته على كميّة "عدم اليقين .(Uncertainty) "ففي القياس النفسي، يستحيل عملياً حصر كافة الاستجابات البشرية، لذا يوفر الاستدلال القواعد الصارمة المبنية على نظرية الاحتمالات لسحب عينات ممثلة، واستخدام نتائجها لتقدير معالم المجتمع المجهولة. إنه العلم الذي يمنحنا المعايير العلمية للفصل بين الفروق الحقيقية ذات المعنى، وبين التباينات العشوائية التي قد تعزى للصدفة أو لخطأ القياس. وتهدف هذه المطبوعة إلى تمكين القارئ من تحقيق الكفايات التالية:

- استيعاب المبادئ الاحتمالية والمنطق الرياضي الذي تقوم عليه عملية النمذجة والاستدلال.
- إتقان تقنيات التقدير بفترات الثقة لضمان دقة النتائج السيكومترية.
- امتلاك المهارة النقدية في صياغة واختبار الفرضيات العلمية وفقاً لطبيعة البيانات وخصائص توزيعاتها.
- التمكن من تفسير المخرجات الإحصائية وصياغتها بلغة أكاديمية رصينة تتوافق مع المعايير الدولية للبحث العلمي.

أما الهيكل البنائي لهذه المطبوعة قد صُممت وفق تسلسل منطقي يحاكي مراحل البناء البحثي، حيث تبدأ بترسيخ المكتسبات القبلية في التوصيف والاحتمال، لتصل إلى ذروتها في التفريق المنهجي بين الأساليب المعلمية والأساليب اللامعلمية. هذا التمييز يضمن للباحث اختيار الأداة الأكثر ملاءمة لصدق استنتاجاته، سواء تحققت شروط الاعتدالية في بياناته أو كانت تعبر عن رتب وفئات غير اعتدالية (Conover, 1999).

نأمل أن تساهم هذه المطبوعة في الارتقاء بجودة الممارسة الإحصائية في حقل القياس، محولةً الأرقام من مجرد كميات صماء إلى معارف سيكومترية ذات دلالة وقيمة علمية.

1-الإحصاء الوصفي

تمهيد

يعتبر الإحصاء الوصفي أحد الفروع الأساسية لعلم الإحصاء، حيث يلعب دورًا حيويًا في تلخيص وتحليل البيانات بطريقة يسهل فهمها وتفسيرها. في عالم مليء بالبيانات المتنوعة والمعقدة، يساهم الإحصاء الوصفي في تحويل هذه البيانات إلى معلومات ذات مغزى، مما يمكن الباحثين وصناع القرار من اتخاذ قرارات مستنيرة بناءً على الحقائق، بدءًا من المفاهيم الأساسية وصولاً إلى التطبيقات العملية. سنستعرض مجموعة متنوعة من الأساليب والأدوات التي تُستخدم لوصف البيانات، مثل المقاييس المركزية، مقاييس التشتت، والتمثيل البياني.يتضمن المواضيع الرئيسية التالية:

المقاييس المركزية: سنقوم بتحليل المقاييس الأساسية مثل المتوسط، الوسيط، المنوال، وكيفية استخدامها لتقديم لمحة عامة عن البيانات. سيتم شرح كل مقياس، مع التركيز على مزاياه وعيوبه، وأي منها يعتبر الأنسب في سياقات معينة.

مقاييس التشتت: سيتم استكشاف مقاييس التشتت، مثل المدى، الانحراف المعياري، والتباين، والتي تساعد على فهم مدى تشتت البيانات حول القيم المركزية. هذه المقاييس تعتبر ضرورية لتقييم استقرار وموثوقية النتائج.

مقاييس الشكل:(Measures of Shape) هي المقاييس التي تصف "هيئة التوزيع" أو شكل الرسم البياني للبيانات. هي تخبرنا هل البيانات متماثلة أم تميل لجهة معينة، وهل هي مدببة أم مفلطحة.

-الالتواء :(Skewness) يحدد ما إذا كانت البيانات تتراكم في جهة واحدة (يمين أو يسار) أكثر من الأخرى.

-التفرطح (Kurtosis): يقيس مدى "تسطح" أو "تدبب" قمة التوزيع مقارنة بالتوزيع الطبيعي (هل القمة حادة جداً أم مفلطحة وواسعة).

ا–تعريف الإحصاء الوصفي

الإحصاء الوصفي (Descriptive Statistics) هو أحد فروع علم الإحصاء الذي يهتم بجمع البيانات وتنظيمها وتبويبها وعرضها بطريقة مبسطة، سواء في شكل جداول أو رسوم بيانية، ثم تلخيصها باستخدام مجموعة من المقاييس الإحصائية مثل مقاييس النزعة المركزية (المتوسط، الوسيط، المنوال)، ومقاييس التشتت (المدى، التباين، الانحراف المعياري)، ومقاييس الشكل (معامل الالتواء والتفلطح) (Gravetter & Wallnau, 2021).

ب–هدف الإحصاء الوصفي

يهدف الإحصاء الوصفي إلى إعطاء صورة واضحة وموجزة عن طبيعة البيانات وخصائصها الأساسية، دون محاولة تعميم النتائج أو إجراء استدلالات إحصائية تتجاوز حدود العينة المدروسة (Sullivan, 2019).

ج–أهمية الإحصاء الوصفي

يمثل الإحصاء الوصفي الخطوة الأولى في أي بحث علمي أو دراسة كمية، إذ يساعد الباحث على:

- فهم طبيعة البيانات وخصائصها؛
- الكشف عن القيم المتطرفة أو الشاذة؛
- توفير أساس للانتقال إلى الإحصاء الاستدلالي؛
- تسهيل اتخاذ القرارات المبنية على الأدلة. (Moore et al., 2018).

د–أدوات الإحصاء الوصفي:

- الجداول التكرارية: لتلخيص وتبويب البيانات.
- الرسوم البيانية: مثل الأعمدة، القطاعات الدائرية، والمدرج التكراري.
- مقاييس النزعة المركزية: مثل المتوسط، الوسيط، والمنوال.
- مقاييس التشتت: مثل المدى، التباين، والانحراف المعياري.
- مقاييس الشكل: مثل معامل الالتواء والتفلطح (Howell, 2017).

1-1-مقاييس النزعة المركزية

مقاييس النزعة المركزية (Measures of Central Tendency) هي مقاييس إحصائية وصفية تُستخدم لتلخيص مجموعة بيانات رقمية في قيمة واحدة تمثل "مركز" أو "منتصف" أو "القيمة النموذجية" لتلك البيانات (Al-Kufaishi, 2012).

ببساطة، تحاول هذه المقاييس الإجابة على سؤال: "ما هي القيمة التي تصف أفضل مكان تتجمع فيه البيانات؟"

المقاييس الرئيسية للنزعة المركزية هي ثلاثة: المتوسط الحسابي، الوسيط، والمنوال.

المقاييس الرئيسية للنزعة المركزية:

1-1-1-المتوسط الحسابي (Arithmetic Mean)

التعريف: المتوسط الحسابي هو أحد أهم مقاييس النزعة المركزية، ويُحسب بجمع قيم البيانات جميعها ثم قسمتها على عددها، اي مجموع القيم مقسوم على عددها (Moore et al., 2018).يُستخدم لتمثيل القيمة النموذجية أو "المتوسطة" لمجموعة بيانات بالمعادلة التالية:

$$x = \frac{\sum \mathrm{x}}{\mathrm{n}}$$

- **الأهمية:**

- يمثل المقياس الأكثر شيوعًا لقياس المركز في البيانات.
- يساعد في تلخيص البيانات في قيمة واحدة يسهل فهمها.
- يستخدم كأساس لحساب مؤشرات إحصائية أخرى مثل التباين والانحراف المعياري.
- مفيد جدًا في المقارنات بين مجموعات مختلفة من البيانات (مثل متوسط الدرجات، متوسط الدخل).
- بسيط وسهل الفهم والتطبيق، لذا يُعتمد عليه في العلوم الاجتماعية والطبيعية.

- **الخصائص:**

– يستخدم كل القيم في الحساب.

– حساس للقيم الشاذة (Field, 2018).

– في التوزيع المتماثل، المتوسط = الوسيط = المنوال (Howell, 2017).

- **أنواع المتوسط:**

– المتوسط المرجح (Weighted Mean)

– المتوسط الهندسي (Geometric Mean)

– المتوسط التوافقي (Harmonic Mean)

1-1-2- الوسيط(Median)

- **التعريف:** هو القيمة الوسطى في مجموعة البيانات بعد ترتيبها تصاعدياً أو تنازلياً. يقسم الوسيط البيانات إلى نصفين متساويين: نصف القيم أصغر منه ونصفها الآخر أكبر منه.
- متى يُستخدم؟ هو المقياس الأفضل للاستخدام عندما تحتوي البيانات على قيم متطرفة أو عندما تكون البيانات ملتوية(Skewed) ، لأنه أقل تأثراً بالقيم الشاذة مقارنة بالمتوسط الحسابي (Spiegel & Stephens, 2008).

المثال: تحديد متوسط دخل الأسرة في مجتمع ما، حيث قد يرتفع المتوسط الحسابي بشكل مضلل بسبب دخل عدد قليل جداً من الأثرياء، بينما يعطي الوسيط فكرة أفضل عن الدخل النموذجي.

1-1-3- المنوال(Mode)

- التعريف: هو القيمة الأكثر تكراراً (الأكثر شيوعاً) في مجموعة البيانات. قد تحتوي مجموعة البيانات على منوال واحد، أو عدة منوالات، أو لا تحتوي على أي منوال على الإطلاق.

- متى يُستخدم؟ هو المقياس الوحيد الذي يمكن استخدامه مع البيانات النوعية (الاسمية)، مثل الألوان المفضلة أو أنواع السيارات الأكثر مبيعاً، بالإضافة إلى البيانات الكمية.(Kufaishi, 2012–

المثال: اللون الأكثر شيوعاً في استطلاع للرأي حول ألوان السيارات المفضلة.

<u>مثال تطبيقي</u>: درجات الطلاب (بيانات كمية بسيطة)

لدينا مجموعة من درجات 9 طلاب في اختبار قصير (من 10):

: {8,7,9,10,6,8,9,8,7}

1–المتوسط الحسابي (Mean)

–حساب المتوسط الحسابي: مجموع القيم مقسومًا على عددها .

–نجمع الدرجات :

8+7+9+10+6+8+9+8+7=72

نعد عدد الطلاب (القيم) : N=9

72/9

النتيجة: متوسط درجات الطلاب هو 8 من 10 .

2– الوسيط (Median)

حساب الوسيط: القيمة الوسطى بعد الترتيب .

الحساب: نرتب الدرجات تصاعديًا أولاً:

{6,7,7,8,**<u>8</u>**,8,9,9,10}

بما أن عدد القيم فردي (9 قيم)، فإن القيمة الوسطى هي القيمة التي تقع في المنتصف تمامًا (الترتيب الخامس في هذه الحالة).

النتيجة: الوسيط هو 8 .

3-المنوال (Mode)

حساب المنوال: القيمة الأكثر تكرارًا .

الحساب: ننظر إلى تكرار كل درجة :

6 تكررت مرة واحدة

7 تكررت مرتين

8 تكررت ثلاث مرات

9 تكررت مرتين

10 لم تتكرر (مرة واحدة)

النتيجة: المنوال هو 8 (لأنه الرقم الأكثر شيوعاً).

1-2-مقاييس التشتت (Measures of Dispersion أو Measures of Variability):

هي مقاييس إحصائية تكميلية لمقاييس النزعة المركزية. بينما تخبرنا مقاييس النزعة المركزية بمكان "مركز" البيانات، تخبرنا مقاييس التشتت عن مدى انتشار أو تباعد أو تشتت هذه البيانات حول المركز (الكفيشي، 2012). إن فهم التشتت ضروري؛ فمجموعتان من البيانات قد تمتلكان نفس المتوسط الحسابي تماماً، ولكن تختلفان اختلافاً كبيراً في درجة التجانس أو التباين بين قيمهما.

- أهمية مقاييس التشتت تكمن أهمية مقاييس التشتت في (أبو الهيجاء وآخرون، 2018):

***وصف البيانات بدقة:** توفر وصفاً أكثر اكتمالاً للمجموعة المدروسة.

***المقارنة:** تتيح المقارنة بين مجموعتين مختلفتين من البيانات (مثل مقارنة تجانس درجات طلاب شعبتين مختلفتين).

***التحكم:** تساعد في عمليات مراقبة الجودة، فكلما قل التشتت، زادت جودة المنتج أو دقة العملية.

المقاييس الرئيسية للتشتت:

توجد عدة مقاييس للتشتت تختلف في طريقة حسابها واستخدامها:

1-2-1-المدى (Range):

- **التعريف:** هو أبسط مقاييس التشتت وأسرعها حساباً. يتم حسابه بطرح أصغر قيمة من أكبر قيمة في مجموعة البيانات.الصيغة: $R = X_{max} - X_{min}$.

  حيث R: المدى

  X_{max} : أعلى قيمة في البيانات.

  X_{min} : أدنى قيمة في البيانات.
- **الاستخدام:** مفيد للتقييم السريع للانتشار، لكن عيبه الرئيسي هو أنه يتأثر بشدة بالقيم المتطرفة (Outliers) ولا يأخذ بعين الاعتبار توزيع باقي البيانات (الكفيشي، 2012).

1-2-2-الانحراف المتوسط (Mean Deviation):

- **التعريف:** هو متوسط القيم المطلقة للفروقات بين كل قيمة والمتوسط الحسابي للمجموعة. يقيس متوسط المسافة التي تبعدها كل نقطة عن المركز.
- **الاستخدام:** مقياس أوضح من الناحية المفاهيمية، لكنه أقل استخداماً في الإحصاء الاستدلالي بسبب صعوبة التعامل مع القيم المطلقة في العمليات الرياضية المتقدمة.

1-2-3-التباين (Variance):

- **التعريف:** هو متوسط مربعات انحرافات القيم عن متوسطها الحسابي. يعتبر التباين من أهم مقاييس التشتت في الإحصاء النظري والتطبيقي.
- **الأهمية:** هو الأساس الذي تُبنى عليه معظم الاختبارات الإحصائية الاستدلالية (مثل تحليل التباين ANOVA). يقيس التباين متوسط الاختلاف المربع، مما يجعله حساساً للقيم البعيدة عن المتوسط.
- **الاستخدام:** يُستخدم في الغالب كخطوة وسيطة لحساب المقياس التالي (أبو الهيجاء وآخرون، 2018).

1-2-4-لانحراف المعياري (Standard Deviation):

- **التعريف:** هو الجذر التربيعي للتباين. يعود الفضل في أهميته إلى أنه يعبر عن التشتت بنفس وحدات قياس البيانات الأصلية، مما يسهل تفسيره وفهمه.
- **الأهمية:** هو المقياس الأوسع استخداماً في الإحصاء التطبيقي. يخبرنا الانحراف المعياري بمتوسط المسافة التي تبتعد بها معظم القيم عن المتوسط الحسابي. في التوزيع الطبيعي، تقع حوالي 68% من البيانات ضمن انحراف معياري واحد من المتوسط (الكفيشي، 2012).
- **الاستخدام:** يُستخدم يومياً في العلوم، المالية، ومراقبة الجودة لوصف مدى موثوقية المتوسط.

<u>مثال تطبيقي</u>

لنستخدم نفس مجموعة البيانات من المثال السابق لدرجات 9 طلاب في اختبار قصير (من 10)، ونطبق عليها مقاييس التشتت الرئيسية لحساب مدى انتشار الدرجات حول المتوسط :

مجموعة البيانات (الدرجات):

{8,7,9,10,6,8,9,8,7}

تذكير بالمتوسط الحسابي (الذي حسبناه سابقاً): يساوي 9

1-**المدى (Range) التعريف:** الفرق بين أكبر قيمة وأصغر قيمة. الحساب :

أكبر قيمة = 10

أصغر قيمة = 6

4=10−6

النتيجة: المدى يخبرنا أن الفرق بين أعلى درجة وأدنى درجة في الصف هو 4 درجات فقط، مما يشير إلى أن الدرجات متقاربة نسبياً.

2− التباين(Variance) التعريف: متوسط مربعات انحرافات القيم عن المتوسط الحسابي. هذا المقياس يتطلب خطوات أكثر دقة.

الخطوات:

حساب الانحراف لكل قيمة عن المتوسط (8):

$(X-\bar{X})^2$	$X-\bar{X}$	الدرجات: X	الافراد: N
0	8−8	08	01
1	8−7	07	02
1	8−9	09	03
4	8−10	10	04
4	8−6	06	05
0	8−8	08	06
1	8−9	09	07
0	8−8	08	08
1	8−7	07	09
∑12	∑0	∑72	∑9

القسمة على عدد القيم (N=9) أو (N−1=8) حسب العينة أو المجتمع

معادلة تباين المجتمع الإحصائي:(Population Variance)

$$\sigma^2 = \Sigma (x_i - \mu)^2 / N$$

$\sigma 2$: التباين (Variance)

Σ: مجموع (Summation) القيم.

xi: كل قيمة فردية في مجموعة البيانات.

μ: المتوسط الحسابي للمجتمع الإحصائي.

N: عدد نقاط البيانات في المجتمع الإحصائي

بالتعويض القيم نجد ان قيمة التباين

$\sigma=1.33$

وحدة القياس هنا هي "درجة مربعة"، وهو رقم صعب التفسير بشكل بديهي، لذا ننتقل للمقياس التالي.

<u>ملاحظة هامة</u>

معادلة تباين العينة:(Sample Variance)

$$s^2 = \Sigma (x_i - \bar{x})^2 / (n - 1)$$

حيث أن :

$s2$: تباين العينة.

Σ: مجموع القيم.

xi: كل قيمة فردية في العينة.

$\bar{x}$: المتوسط الحسابي للعينة.

n: عدد نقاط البيانات في العينة.

$(n-1)$: يُستخدم لتقديم تقدير غير متحيز لتباين المجتمع الإحصائي (يُعرف بتصحيح بيسل)

1. **حساب الانحراف المعياري:**
2. خذ **الجذر التربيعي** للتباين الذي حسبته في الخطوة السابقة.

المعادلة (صيغة العينة)

$$\sigma = \sqrt{\frac{\Sigma\,(x-\bar{x})^2}{n}}$$

σ = standard deviation الانحراف المعياري

$\sum$ = sum of المجموع

x = each value in the data set كل قيمة فى مجموع القيم

$\bar{x}$ = mean of all values in the data set الوسط الحسابي

n = number of value in the data set عدد القيم

<u>**حساب الانحراف المعياري**</u>

لحساب الانحراف المعياري للعينة

يتم استخدام الصيغة التالية :

$s = \sqrt{[\ \Sigma(x_i - \bar{x})^2 / (n - 1)\ ]}$

شرح الرموز في الصيغة :

s =الانحراف المعياري للعينة.

√ =رمز الجذر التربيعي.

Σ =رمز المجموع

xi= كل قيمة فردية في البيانات.

x̄= المتوسط الحسابي للبيانات (يُحسب أولاً)

n = عدد القيم (حجم العينة.(

n − 1= •درجات الحرية (لحساب التباين غير المنحاز للعينة)

مثال تطبيقي

لنحسب الانحراف المعياري للدرجات التالية: {2, 4, 4, 4, 6 }

1−حساب المتوسط الحسابي ($\bar{x}$)

المتوسط = مجموع القيم / عدد القيم

المتوسط = (2 + 4 + 4 + 4 + 6) / 5

المتوسط = 20 / 5 = 4

2−حساب الانحرافات عن المتوسط وتربيعها

لقيمة (xi)	الانحراف (xi - 4)	الانحراف المربع $(xi - 4)^2$
2	2 - 4 = -2	$(-2)^2 = 4$
4	4 - 4 = 0	$(0)^2 = 0$
4	4 - 4 = 0	$(0)^2 = 0$
4	4 - 4 = 0	$(0)^2 = 0$
6	6 - 4 = 2	$(2)^2 = 4$

3.حساب مجموع المربعات ($\Sigma(xi - \bar{x})^2$)

مجموع المربعات = 4 + 0 + 0 + 0 + 4 = 8

حساب التباين (Variance) القسمة على $(n-1)$

التباين = مجموع المربعات / $(n - 1)$

التباين = $8 / (5 - 1)$

التباين = $8 / 4 = 2$

حساب الانحراف المعياري (أخذ الجذر التربيعي)

الانحراف المعياري (s) = $\sqrt{}$ التباين

الانحراف المعياري (s) = $\sqrt{2}$

الانحراف المعياري $s \approx 1.414$

<u>**النتيجة والتفسير**</u>

الانحراف المعياري لهذه الدرجات هو تقريباً 1.414.

هذا الرقم يخبرنا أن درجات الطلاب في المتوسط تنحرف بحوالي 1.414 نقطة فوق أو تحت المتوسط الحسابي 4

بما أن الانحراف المعياري منخفض نسبياً (مقارنة بالمتوسط 4)، فهذا يدل على أن الدرجات متقاربة من بعضها البعض.

1-3-مقاييس الشكل

معامل الالتواء : (Skewness Coefficient) يُعد معامل الالتواء مقياساً إحصائياً أساسياً يصف شكل التوزيع الاحتمالي للبيانات. يوضح هذا المقياس ما إذا كانت البيانات تتوزع بشكل متماثل حول الوسط، أم أنها مائلة باتجاه معين (أي أن ذيل التوزيع ممتد أكثر نحو اليمين أو اليسار)

التعريف: معامل الالتواء (يُطلق عليه أحياناً معامل التجانف أو اللاتماثل) هو مقياس لعدم التماثل في توزيع البيانات .(Hayes, 2017) يساعدنا في فهم كيف تتكدس غالبية البيانات بالنسبة للمتوسط .

- التوزيع المتماثل : تكون قيمة المعامل صفراً تقريباً. في هذا التوزيع، تتساوى مقاييس النزعة المركزية الثلاثة: الوسط الحسابي والوسيط والمنوال $\bar{x}=Median=Mode$ (مثل التوزيع الطبيعي)

- الالتواء الموجب (الانحراف إلى اليمين(: تكون قيمة المعامل أكبر من الصفر. يمتد الذيل الأطول للبيانات نحو القيم الأعلى (اليمين). في هذه الحالة، يكون الوسط الحسابي أكبر من الوسيط، وكلاهما أكبر من المنوال.(Huck, 2012) ($\bar{x}>Median>Mode$)

- الالتواء السالب (الانحراف إلى اليسار: (تكون قيمة المعامل أصغر من الصفر. يمتد الذيل الأطول للبيانات نحو القيم الأدنى (اليسار). في هذه الحالة، يكون الوسط الحسابي أصغر من الوسيط، وكلاهما أصغر من المنوال.(Hayes, 2017) . ($\bar{x}<Median<Mode$)

- **<u>كيفية حسابه</u>**

هناك عدة صيغ لحساب معامل الالتواء، أشهرها صيغة العزم الثالث وصيغ بيرسون التقريبية :

1.معامل الالتواء باستخدام العزوم (Moment Coefficient of Skewness)

هذه هي الطريقة الأكثر استخداماً في الحزم الإحصائية (مثل SPSS و (Excel والأكثر دقة نظرياً. تُحسب باستخدام العزم الثالث المركزي مقسوماً على مكعب الانحراف المعياري :(Huck, 2012)

الصيغة:

$$g_1 = [n / ((n-1)(n-2))] * \Sigma [(x_i - \bar{x}) / s]^3$$

$g1$: معامل الالتواء.

n: حجم العينة.

xi: القيمة الفردية.

$\bar{x}$: الوسط الحسابي.

s: الانحراف المعياري.

Σ: رمز المجموع

2. معامل الالتواء لبيرسون (Pearson's Skewness Coefficients)

قدم كارل بيرسون طريقتين تقريبيتين لحساب الالتواء، وهما مفيدتان عند توفر مقاييس النزعة المركزية والانحراف المعياري فقط :

أ. معامل بيرسون الأول (يعتمد على المنوال :(

$$Sk_1 = (\bar{x} - Mode) / s$$

$Sk2$: معامل الالتواء الثاني لبيرسون.

$\bar{x}$: الوسط الحسابي

Mode: الوسيط.

s: الانحراف المعياري .

ب. معامل بيرسون الثاني (يعتمد على الوسيط:(

تُفضل هذه الصيغة عندما يكون المنوال غير محدد بوضوح .(Hayes, 2017)

$$Sk_2 = [3 * (\bar{x} - Median)] / s$$

$Sk2$: معامل الالتواء الثاني لبيرسون.

$\bar{x}$: الوسط الحسابي.

$Median$: الوسيط.

s: الانحراف المعياري .

إليك أمثلة تطبيقية لكيفية حساب معامل الالتواء لبيرسون بنوعيه، الأول والثاني، مع تفسير النتائج.

مثال 1: حساب معامل الالتواء الأول لبيرسون (باستخدام المنوال)

اليك مجموعة بيانات تمثل درجات 10 طلاب في اختبار الإحصاء، وقد حسبنا مقاييس النزعة المركزية والتشتت لها كالتالي :

المعطيات :

- الوسط الحسابي $\bar{x}$: 70
- المنوال $Mode = 72$:
- الانحراف المعياري $s = 9.08$:

خطوات الحساب :

1. اطرح المنوال من الوسط الحسابي:

$70-72=-2$

2. اقسم النتيجة على الانحراف المعياري:

$-2/9.08 \approx -0.22$

الصيغة المستخدمة : $Sk_1 = (\bar{x} - Mode) / s$

تفسير النتيجة :

- قيمة معامل الالتواء هي -0.22.

- الإشارة السالبة تدل على أن التوزيع سالب الالتواء (ملتوي جهة اليسار)
- القيمة قريبة من الصفر وضمن النطاق المقبول (بين −1 و +1)، مما يشير إلى أن الالتواء معتدل جداً وأن التوزيع يقترب من التماثل .

مثال 2: حساب معامل الالتواء الثاني لبيرسون (باستخدام الوسيط)

في بعض الأحيان، قد يكون المنوال غير محدد بوضوح (توجد عدة مناويل أو لا يوجد منوال)، فنلجأ لاستخدام الوسيط. لنستخدم نفس المثال السابق ولكن بتغيير بعض المعطيات لغرض التوضيح :

المعطيات الجديدة :

- الوسط الحسابي = $\bar{x}$:60.5
- الوسيط$Median = 70$:
- الانحراف المعياري$s = 10$:

الصيغة المستخدمة $Sk_2 = [3 * (\bar{x} - Median)] / s$:

خطوات الحساب :

1. اطرح الوسيط من الوسط الحسابي:

$60.5-70=-9.5$

2. اضرب النتيجة في 3:

$3\times(-9.5)=-28.5$

3. اقسم النتيجة على الانحراف المعياري:

$10/28.5=-2.85\,Sk2=$

تفسير النتيجة :

- قيمة معامل الالتواء هي −2.85.
- الإشارة السالبة تدل على أن التوزيع سالب الالتواء (ملتوي جهة اليسار)
- القيمة −2.85 تتجاوز النطاق المقبول للالتواء المعتدل (خارج نطاق −1 إلى +1). هذا يشير إلى وجود التواء كبير في البيانات جهة اليسار

معامل التفرطح

يُعرف التفرطح بأنه مقياس إحصائي يُستخدم لوصف درجة تدبب أو تسطح منحنى التوزيع التكراري بالنسبة للمنحنى الاعتدالي (الضامن، 2021). وينقسم التفرطح إلى ثلاثة أنواع أساسية بناءً على شكل توزيع البيانات:

- التوزيع المعتدل :(Mesokurtic) وفيه يكون توزيع البيانات مشابهاً للتوزيع الطبيعي، وتكون قيمة المعامل مساوية لـ 3 (أو صفر في حالة التفرطح الزائد. (Field, 2018)
- التوزيع المدبب :(Leptokurtic) يتميز بقمة حادة وأطراف سميكة، مما يشير إلى تركز كبير للبيانات حول المتوسط مع وجود قيم متطرفة، وتكون القيمة أكبر من 3.
(Gravetter & Wallnau, 2020).
- التوزيع المفلطح :(Platykurtic) يتميز بقمة منخفضة ومسطحة وأطراف رقيقة، مما يدل على تشتت البيانات بعيداً عن المركز، وتكون القيمة أقل من 3 (أبو علام، 2022)

<u>خلاصة محور الإحصاء الوصفي (المنطلق التأسيسي)</u>

"يعد الإحصاء الوصفي عتبة الولوج لأي تحليل إحصائي رصين، فمن خلال مقاييس النزعة المركزية والتشتت، يتمكن الباحث من فهم خصائص عينته وتلخيص البيانات الضخمة في مؤشرات ذكية. إن التمكن من هذا المحور هو الضمانة الأساسية لاكتشاف طبيعة البيانات قبل اتخاذ قرار بشأن نوع الاختبار الاستدلالي المناسب لاحقاً

2-نظرية الاحتملات

العلاقة بين نظرية الاحتمالات والإحصاء الاستدلالي هي علاقة وثيقة جدًا، حيث توفر نظرية الاحتمالات الإطار النظري الذي تستند إليه جميع أساليب الإحصاء الاستدلالي.

إليك بعض الأمثلة الواضحة والمحددة لكيفية استخدام نظرية الاحتمالات داخل الإحصاء الاستدلالي:

ا- بناء فترات الثقة(Confidence Intervals)

عندما نأخذ عينة ونحسب متوسطها، فإننا نستخدم نظرية الاحتمالات لتحديد مدى قرب هذا المتوسط من المتوسط الحقيقي للمجتمع.

المثال: لنفترض أننا نريد معرفة متوسط طول الطلاب في جامعة كبيرة (المجتمع). من المستحيل قياس طول كل طالب.

الإحصاء الاستدلالي: نأخذ عينة عشوائية من 100 طالب ونجد أن متوسط طولهم هو 170 سم.

دور نظرية الاحتمالات: باستخدام التوزيع الطبيعي (Normal Distribution) ونظرية النهاية المركزية – (Central Limit Theorem)وهما مفاهيم أساسية في الاحتمالات – يمكننا حساب "هامش الخطأ". نستطيع القول، بثقة 95% (وهو مستوى احتمال)، إن متوسط طول جميع طلاب الجامعة يقع بين 168 سم و 172 سم. هذا النطاق هو "فترة الثقة"، التي تعتمد كلياً على حسابات الاحتمالات.

ب- اختبار الفرضيات(Hypothesis Testing)

تُستخدم نظرية الاحتمالات لتحديد ما إذا كانت النتيجة التي لاحظناها في العينة حدثت مصادفة أم أنها نتيجة حقيقية يمكن تعميمها على المجتمع.

المثال: نريد اختبار ما إذا كان دواء جديد يخفض ضغط الدم فعلاً.

الإحصاء الاستدلالي: نجري تجربة على مجموعتين: مجموعة تناولت الدواء ومجموعة تناولت دواءً وهمياً (Placebo).نلاحظ أن المجموعة التي تناولت الدواء الجديد كان متوسط انخفاض ضغط الدم لديها أكبر.

دور نظرية الاحتمالات: لحسم الأمر، نحسب قيمة P (P-value). قيمة P هي احتمال الحصول على هذه النتيجة (أو نتيجة أكثر تطرفاً منها) إذا افترضنا أن الدواء ليس له أي تأثير في الواقع (الفرضية الصفرية.(

إذا كانت قيمة P صغيرة جداً (مثلاً 0.01 أو 1%)، فإن نظرية الاحتمالات تخبرنا أن حدوث هذه النتيجة بالصدفة أمر نادر للغاية. بناءً على هذا الاحتمال المنخفض، نرفض الفرضية الصفرية ونستنتج (استدلالاً) أن الدواء فعال.

إذا كانت قيمة P كبيرة (مثلاً 0.30 أو 30%)، فإن الصدفة هي تفسير محتمل، ولا يمكننا تأكيد فعالية الدواء.

ج- تحليل الانحدار(Regression Analysis)

في تحليل الانحدار، نحاول فهم العلاقة بين متغيرين (مثل العلاقة بين سنوات الخبرة ومستوى الراتب)

المثال: ندرس العلاقة بين عدد ساعات الدراسة الأسبوعية ودرجات الاختبار النهائية.

الإحصاء الاستدلالي: نرسم خط انحدار يوضح الاتجاه العام للبيانات.

دور نظرية الاحتمالات: نستخدم نماذج الاحتمالات (مثل افتراض أن الأخطاء تتبع توزيعاً طبيعياً) لتقدير مدى قوة هذه العلاقة وما إذا كانت ذات دلالة إحصائية. تساعدنا الاحتمالات في تحديد ما إذا كان ميل الخط حقيقيًا في المجتمع، أم أنه مجرد صدفة حدثت في العينة التي جمعناها.

باختصار، نظرية الاحتمالات هي "المنطق" الذي يستخدمه الإحصاء الاستدلالي لتبرير قفزته من الجزء (العينة) إلى الكل (المجتمع).

2-1-مستوى الدلالة (Significance Level) في الإحصاء

- تعريف مستوى الدلالة : عادة يرمز له بـ α

هو الاحتمال الذي يحدده الباحث لرفض الفرضية الصفرية عندما تكون صحيحة بالفعل(Smith, 2021) بمعنى آخر، هو الحد المسموح به للخطأ من النوع الأول(Type I Error) .(أبو النيل، ب ت)

الفرضية الصفرية :(H0)هي الفرضية التي تفترض عدم وجود تأثير أو فرق.

- **رفض H0 عند α:** إذا كانت نتائج الاختبار الإحصائي تشير إلى وجود فرق أو تأثير كبير بما فيه الكفاية، نرفض H0 (فرج، 2015)

➢ القيم الشائعة لمستوى الدلالة

يعد اختيار مستوى الدلالة أمراً بالغ الأهمية في تحديد معايير البحث العلمي وضبط المخاطر (عبد الرحمان، 2010)

$\alpha=0.05$:5% احتمال لارتكاب خطأ من النوع الأول.

$\alpha=0.01$: 1% احتمال لارتكاب خطأ من النوع الأول (أكثر صرامة)

<u>ملاحظة :</u>كلما صغرت α ، كلما صار الباحث أكثر حرصًا على عدم رفض الفرضية الصفرية دون دليل قوي.

العلاقة بين مستوى الدلالة وقيمة P

قيمة :(P–value) P الاحتمال المحسوب إحصائيًا للحصول على نتائج الاختبار بنفس القوة أو أقوى إذا كانتH0 صحيحة .

قاعدة القرار :

- إذا $P\leq\alpha$ نرفض H0 النتائج دالة إحصائيًا.
- إذا $P>\alpha$ لا نرفض H0 النتائج غير دالة إحصائيًا .

مثال:

$\alpha=0.05$، $0.03=$ نرفض H0 النتائج دالة إحصائيًا.

$\alpha=0.05$،$P=0.08$ لا نرفض H0 النتائج غير دالة إحصائيًا .

➢ أهمية مستوى الدلالة

يسمح مستوى الدلالة بتحديد قوة الاستنتاجات، ويقلل من احتمال اتخاذ قرارات خاطئة، كما أنه يضبط المخاطر: مستوى دلالة أصغر يقلل الخطأ من النوع الأول، لكنه قد يزيد الخطأ من النوع الثاني (Smith, 2021).

- **العلاقة بين مستوى الدلالة وحجم العينة**

حجم العينة الكبير يقلل خطأ النوع الثاني) β، مما يزيد قوة الاختبار. مستوى الدلالة α وحجم العينة مرتبطان بتحديد قوة الاختبار الإحصائي (Power) .)عبد الرحمان، 2010(

ملاحظات عملية

اختيار α يعتمد على نوع البحث: التجارب الطبية غالباً α=0.01، والدراسات الاجتماعية غالباً

α=0.05. (فرج، 2015)

لا ينبغي الاعتماد على α وحده؛ يجب تفسير النتائج مع حجم التأثير والفائدة العملية (أبو النيل، ب ت)

2-2-فترة الثقة (Confidence Interval)

فترة الثقة (Confidence Interval) هي نطاق من القيم يُستخدم في الإحصاء لتقدير معلمة مجتمع إحصائي مجهولة (مثل المتوسط الحقيقي أو النسبة الحقيقية) بناءً على بيانات من عينة .

توفر فترة الثقة مقياساً لعدم اليقين المحيط بالتقدير النقطي (قيمة واحدة) المستمد من العينة، وتكون مصحوبة بمستوى ثقة محدد، وعادة ما يكون 95% أو 99%. ويعني مستوى الثقة 95% أنه إذا كررنا عملية أخذ العينات وبناء فترات الثقة عدة مرات، فإن حوالي 95% من هذه الفترات ستحتوي على القيمة الحقيقية للمَعلمة في المجتمع .

- **كيفية حساب فترة الثقة:**

تعتمد الصيغة العامة لحساب فترة الثقة على الإحصاءة المراد تقديرها (كالوسط الحسابي) وتتكون من تقدير العينة زائد أو ناقص "هامش الخطأ ."

هامش الخطأ هو ناتج ضرب القيمة الحرجة في الخطأ المعياري للتقدير .

مثال لحساب فترة الثقة للوسط الحسابي (بمعلومية الانحراف المعياري للمجتمع)

لحساب فترة الثقة لمتوسط مجتمع إحصائي عندما يكون الانحراف المعياري للمجتمع معروفًا وحجم العينة كبيراً، تُستخدم الخطوات التالية :

1. تحديد مستوى الثقة: يتم اختيار مستوى الثقة المطلوب، والأكثر شيوعًا هو 95%.
2. إيجاد القيمة الحرجة :(Z-score) بناءً على مستوى الثقة المختار. على سبيل المثال، القيمة الحرجة لمستوى ثقة 95% هي 1.96.

3. حساب الخطأ المعياري :(Standard Error) باستخدام الصيغة:

SE = σ / √n

σ هو الانحراف المعياري للمجتمع،

n هو حجم العينة.

4. حساب هامش الخطأ:

أولا : تحديد القيمة الحرجة(Critical Value)

تعتمد القيمة الحرجة على مستوى الثقة الذي تختاره (مثلاً 90%، 95%، أو 99%)، وعلى التوزيع الإحصائي المستخدم (عادة توزيع Z أو توزيعt)

إذا كان حجم العينة كبيراً (عادة > 30) أو كان الانحراف المعياري للمجتمع معروفاً، نستخدم توزيع Z القيم الشائعة:

لمستوى ثقة 90%: القيمة الحرجة1.645 = Z

لمستوى ثقة 95%: القيمة الحرجة) 1.96 = Z الأكثر شيوعاً(

لمستوى ثقة 99%: القيمة الحرجة2.576 = Z

إذا كان حجم العينة صغيراً والانحراف المعياري للمجتمع مجهولاً، نستخدم توزيع) t تتغير القيمة الحرجة هنا بناءً على "درجات الحرية."

ويتم حساب هامش الخطأ: جداء الخطأ المعياري و القيمة الحرجة

MOE = Z * SE

حيث:

MOEأو = E هامش الخطأ(Margin of Error)

Z= القيمة الحرجة(Z-score for the confidence level)

= SEالخطأ المعياري(Standard Error)

- الحد الأدنى: متوسط العينة − هامش الخطأ
- الحد الأعلى: متوسط العينة + هامش الخطأ

مثال تطبيقي:

لنفترض أن لدينا عينة عشوائية من 100 طالب(n=100) ، بمتوسط درجات $\bar{x}$=80 والانحراف المعياري للمجتمع معروف ويساوي σ=10

لحساب فترة الثقة 95 :%

- القيمة الحرجة (Z) لـ 95% هي 1.96.
- الخطأ المعياري =

$10/\sqrt{100}=10/10=1$

- هامش الخطأ =

$1.96\times1=1.96$

- فترة الثقة =

80 ± 1.96

- الحد الأدنى = 80 − 1.96 = 78.04.
- الحد الأعلى = 80 + 1.96 = 81.96 .

نستنتج أننا واثقون بنسبة 95% أن متوسط درجات المجتمع الحقيقي يقع بين [78.04 و 81.96]

3-2-درجة الحرية (Degrees of Freedom – df) في الإحصاء

➢ **التعريف :** درجة الحرية هي عدد القيم المستقلة التي يمكن أن تتغير بحرية في حساب إحصائية معينة دون انتهاك أي قيد مفروض على البيانات .(Smith, 2021) يُرمز لها غالبًا بـ **.df** تُستخدم لتحديد توزيعات الاحتمالية المناسبة مثل t –studen، Chi–square، F، إلخ. يعد فهم هذا المفهوم حجر الزاوية في القياس النفسي والإحصاء (عبد الرحمان، 2010).

عند حساب التباين أو الانحراف المعياري للعينة، نخصم 1 من عدد القيم :

df=$n-1$

السبب :عند حساب المتوسط، إحدى القيم تصبح محددة تلقائيًا إذا عرفنا المتوسط وباقي القيم (فرج، 2015)

مثال :

- بيانات العينة: (5، 7، 8، 10، 10)

n=5

- المتوسط الحسابي = 8
- إذا عُرفت 4 قيم، تكون القيمة الخامسة محددة تلقائيًا df=5−1=4

.3درجة الحرية في اختبارات إحصائية مختلفة

تختلف صيغة حساب درجة الحرية باختلاف الاختبار الإحصائي المستخدم (أبو النيل، تاريخ غير معروف).

قيم درجات الحرية للاساليب الاحصائية

الأسلوب الاحصائي	قيمة درجة الحرية df
اختبار t لعينة واحدة	$df = n - 1$
اختبار t لعينتين مستقلتين متساويتين	$df = 2n - 2$
اختبار t لعينتين مستقلتين غير متساويتن	df للعينة المستقلة $= n_1 + n_2 - 2$
اختبار Chi–Square goodness–of–fit	df لـ Chi–Square $= k - 1 - p$
اختبار ANOVA	df بين المجموعات (ANOVA) $= k - 1$ df داخل المجموعات (ANOVA) $= N - k$

شرح الرموز:

حجم العينة $= n$

حجم العينتين الأولى والثانية $= n_1$، n_2

عدد الفئات أو المجموعات $= k$

عدد المعلمات المقدرة $= p$

الحجم الكلي للعينات $= N$

- **أهمية درجة الحرية** : درجة الحرية ضرورية لتحديد التوزيع المناسب وحساب القيم الحرجة في الجداول t

و Chi–squareو F (عبد الرحمان، 2010).والجداول الإحصائية الخاصة بالارتباط

كما أنها تضبط دقة التقدير، فزيادة df تؤدي إلى توزيع أكثر تقريبًا للتوزيع الطبيعي، مما يعطي نتائج أكثر دقة (فرج، 2015)

5.ملاحظات عملية

- **العينات الصغيرة** df صغيرة: التوزيع يكون أكثر انتشارًا (أفطح)، مما يزيد هامش الخطأ.
- **العينات الكبيرة** df كبيرة: التوزيع يقترب من التوزيع الطبيعي نتائج أكثر دقة.
- عند استخدام برامج إحصائية مثل SPSS أوR ، تُحسب df تلقائيًا لكل اختبار.(Smith, 2021)

خلاصة محور الاحتمالات ومعالم الاستدلال (جسر العبور)

"تمثل الاحتمالات العمود الفقري لعملية الاستدلال؛ فمفاهيم مثل فترات الثقة ودرجات الحرية ليست مجرد أرقام، بل هي أدوات لقياس مدى دقة النتائج. إن فهم مستوى الدلالة α يجنب الباحث الوقوع في الأخطاء التفسيرية، ويضع حدوداً فاصلة بين ما هو ناتج عن الصدفة وما هو حقيقة علمية قابلة للتعميم."

3-التوزيع الطبيعي (Normal Distribution) في الإحصاء

- **التعريف:** التوزيع الطبيعي أو التوزيع الاعتدالي هو توزيع احتمالي مستمر يتميز بمنحنى على شكل جرس متماثل حول المتوسط .(Field, 2018) يُعرف أيضًا بـ .Bell Curve يمثل التوزيع الطبيعي العديد من الظواهر الطبيعية والاجتماعية مثل الطول، الوزن، مستوى الذكاء، درجات الاختبارات (Gravetter & Wallnau, 2017).
- **خصائص التوزيع الطبيعي:**

تماثل حول المتوسط: المتوسط = الوسيط = المنوال.(Field, 2018)

المنحنى على شكل جرس: معظم القيم تتركز حول المتوسط، وتقل احتمالية القيم البعيدة تدريجيًا.

التوزيع محدد بالمتوسط والانحراف المعياري = μ :المتوسط، = σالانحراف المعياري (Pallant, 2020).

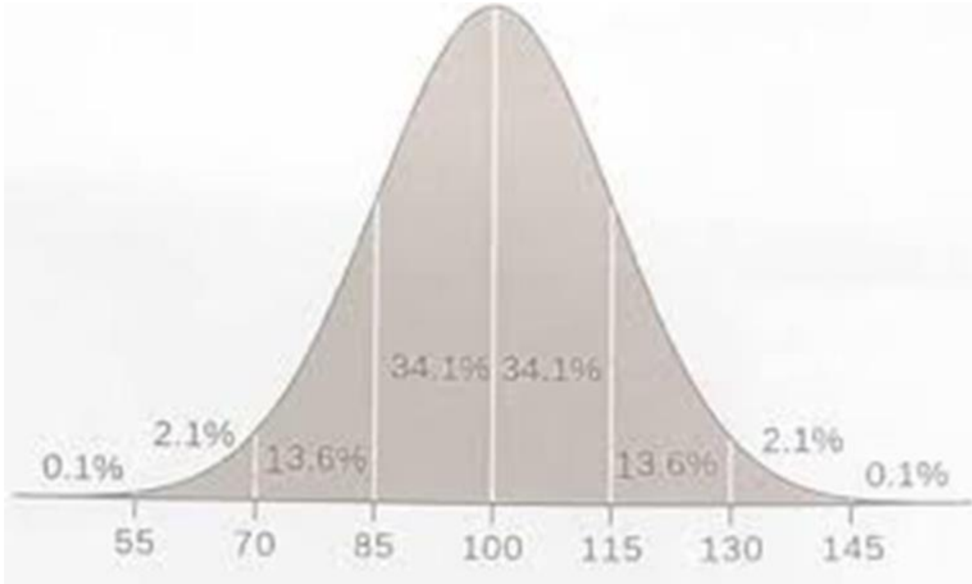
المساحة تحت المنحنى = 1: يمثل مجموع الاحتمالات 100%.(Field, 2018)

قاعدة الانحرافات المعيارية (68-95-99.7)

68% -من القيم تقع ضمن ±1 σ من المتوسط

95% -من القيم تقع ضمن ±2σ من المتوسط

- 99.7% من القيم تقع ضمن ±3σ من المتوسط (Gravetter & Wallnau, 2017)



الشكل يبين التوزيع الطبيعي

مثال: متوسط طول الطلاب = 170 سم، $\sigma = 5$ سم

–حوالي 68% من الطلاب طولهم بين 165 و175 سم

–حوالي 95% بين 160 و180 سم

–حوالي 99.7% بين 155 و185 سم

الدالة الاحتمالية للتوزيع الطبيعي

الصيغة الرياضية:

$$f(x) = (1 / (\sigma * \sqrt{(2\pi)})) * e^{(-(x-\mu)^2 / (2\sigma^2))}$$

x = –المتغير العشوائي

μ = –المتوسط

σ = –الانحراف المعياري

- $\pi \approx 3.1416$

- $e \approx 2.71828$ (Field, 2018)

3-1-التوزيع الطبيعي المعياري(Z-Distribution)

تحويل أي توزيع طبيعي بمتوسط μ وانحراف معياري σ إلى توزيع طبيعي معياري بمتوسط 0 وانحراف معياري 1:

$$Z = (X - \mu) / \sigma$$

Z يمثل عدد الانحرافات المعيارية التي تبعد بها القيمة X عن المتوسط .(Pallant, 2020) يستخدم لتحديد الاحتمالات من جدول Z.

3-2-أهمية التوزيع الطبيعي

1- معظم الظواهر الطبيعية والاجتماعية تقريبًا تتبع توزيعًا طبيعيًا (Gravetter & Wallnau, 2017).

2- يستخدم كأساس في الإحصاء الاستدلالي (اختباراتt ، ANOVA، الانحدار .(Field, 2018) (

3- يبسط حساب الاحتمالات والتقديرات للفئات الكبيرة (Pallant, 2020).

طريقة شابيرو-ويلك (Shapiro-Wilk) و طريقة كولموغوروف-سميرنوف (Kolmogorov-Smirnov)

تعد طريقتي شابيرو-ويلك (Shapiro-Wilk) و كولموغوروف-سميرنوف (Kolmogorov-Smirnov)من أشهر الاختبارات الإحصائية المستخدمة لاختبار "طبيعية التوزيع(Normality Testing) "، أي للتحقق مما إذا كانت مجموعة البيانات تتبع التوزيع الطبيعي (الشكل الجرس)

الهدف الرئيسي لكلا الاختبارين هو تقييم الفرضية الصفرية :(H0)

- الفرضية الصفرية :(H0) البيانات موزعة بشكل طبيعي.
- الفرضية البديلة :(H1) البيانات لا تتبع التوزيع الطبيعي .

يتم تفسير النتائج بناءً على قيمة الاحتمالية (p–value) أو .Sig في برامج الإحصاء:

- إذا كانت $p\text{–value} > 0.05$، نقبل الفرضية الصفرية، مما يعني أن البيانات تتبع التوزيع الطبيعي.
- إذا كانت $p\text{–value} \leq 0.05$، نرفض الفرضية الصفرية، مما يعني أن البيانات لا تتبع التوزيع الطبيعي .

1– طريقة شبيرو–ويلك (Shapiro–Wilk Test)

اختبار شابيرو–ويلك هو اختبار قوة (Power) عالي، صُمم خصيصاً لتقييم مدى ملاءمة البيانات للتوزيع الطبيعي .

- **المیزات والاستخدام :**

- الأكثر شيوعاً والأقوى :يُعتبر عموماً أقوى اختبار للطبيعية، خاصة للعينات الصغيرة.
- حجم العينة :يُفضل استخدامه بشدة مع حجم العينات الصغيرة($n < 50$) ، على الرغم من أنه فعال ويمكن استخدامه مع عينات تصل إلى 2000 أو حتى 5000 ملاحظة.
- الآلية :يعتمد الاختبار على حساب معامل الارتباط بين البيانات المرتبة (إحصاءات الرتبة) والقيم المتوقعة من التوزيع الطبيعي القياسي .
- **كيفية حسابه (مفهوم نظري):**

يتضمن حساب إحصائية الاختبار W: الصيغة الرياضية معقدة وتتطلب حساب معاملات (a) تعتمد على حجم العينة وتغاير إحصاءات الرتبة. لذلك، نادراً ما يتم حسابه يدوياً، بل يُعتمد على البرامج الإحصائية (مثلSPSS ، R، .(Python.

التفسير (كما يظهر في برامج الإحصاء)

التركيز على قيمة :(Sig. (p–value

- إذا كانت $Sig. > 0.05$: البيانات طبيعية التوزيع.
- إذا كانت $Sig. \leq 0.05$: البيانات ليست طبيعية التوزيع .

1- طريقة كولموغوروف–سميرنوف (Kolmogorov–Smirnov Test, K–S)

اختبار كولموغوروف–سميرنوف هو اختبار أكثر عمومية يمكن استخدامه لمقارنة توزيع ملاحظ (عينة) مع أي توزيع نظري محدد (مثل التوزيع الطبيعي، الأسي، أو توزيع منتظم)، أو لمقارنة توزيع عينتين ببعضهما البعض .

- **الميزات والاستخدام :**
- حجم العينة :يُوصى به عادةً عندما يكون حجم العينة كبيراً.($n \geq 50$)
- القوة الإحصائية :هو أقل قوة من اختبار شابيرو–ويلك عند اختبار الطبيعية تحديداً، خاصة للعينات الصغيرة.
- الآلية :يعتمد على حساب الحد الأقصى للمسافة المطلقة (D–statistic) بين دالة التوزيع التراكمي المرصودة للبيانات (Empirical Cumulative Distribution Function) ودالة

التوزيع التراكمي النظري المتوقع(Normal Cumulative Distribution Function)

الميزة	اختبار شابيرو–ويلك (Shapiro–Wilk)	اختبار كولموغوروف–سميرنوف (K–S
القوة الإحصائية	**الأعلى والأكثر دقة في اختبار الطبيعية**	**أقل قوة من شابيرو–ويلك**
حجم العينة المناسب	**العينات الصغيرة($n < 50$)**	**العينات الكبيرة($n \geq 50$)**
التطبيق	**خاص باختبار التوزيع الطبيعي فقط**	**عام (لأي توزيع محدد مسبقاً)**

جدول مخرجات SPSS لاختبارات الطبيعية (المصحح)

هذا الشكل الذي يظهر به الجدول في قسم "Tests of Normality" ضمن مخرجات:SPSS

المتغير	اختبار كولموغوروف-سميرنوف			اختبار شابيرو-ويلك		
	Statistic	**df**	**Sig.**	**Statistic**	**Df**	**Sig**
درجات_الاختبار	0.113	50	**0.089**	0.968	50	**0.187**

الأرقام الهامة في الجدول:

1. الاختبار كولموغوروف–سميرنوف:

- قيمة **Sig** مستوى الدلالة :**0.089**

2. الاختبار شابيرو–ويلك:

- قيمة **Sig** مستوى الدلالة: **0.187**

التفسير بناءً على هذه الأرقام:

- بما أن قيمة .Sig في كلا الاختبارين (0.089 و 0.187 (**أكبر من 0.05**، فإن النتيجة **غير دالة إحصائياً**.
- هذا يؤكد أن البيانات تتبع التوزيع الطبيعي.

<u>خلاصة محور التوزيع الطبيعي والعينة (شرط الصحة)</u>

"يعتبر التوزيع الطبيعي (الاعتدالي) هو "المعيار الذهبي" في الإحصاء الاستدلالي. إن فهم خصائص هذا التوزيع والعلاقة بين المجتمع والعينة هو الذي يحدد المسار المنهجي؛ فإما التوجه نحو الاختبارات المعلمية القوية، أو اللجوء للبدائل اللامعلمية في حال اختلال شروط الاعتدالية أو صغر حجم العينة."

4- المجتمع والعينة

4-1-المجتمع الإحصائي (Statistical Population)

التعريف: المجتمع الإحصائي هو مجموعة جميع المفردات (عناصر أو أفراد) التي تشترك في خاصية أو أكثر ويهتم الباحث بدراستها. قد يكون المجتمع محدودًا (Finite) أو غير محدود (Infinite)، حسب طبيعة الظاهرة المدروسة.

مثلاً:

جميع طلاب جامعة معينة.

كل الأسر في مدينة معينة.

جميع المصانع في بلد ما.

في حالات أخرى، المجتمع قد يكون نظريًا مثل جميع مرات إلقاء قطعة نقدية غير محدودة.

وفقًا لـ (Daniel, 2013)، يُعرّف المجتمع الإحصائي بأنه:

"مجموعة كاملة من الأفراد أو الأشياء أو القياسات التي تشترك في خاصية أو سمة معينة، والتي يسعى الباحث إلى دراستها أو التعميم عليها."

ا-خصائص المجتمع الإحصائي

- **الحجم (Size):**

يمثل عدد مفرداته، وقد يكون كبيرًا جدًا أو غير قابل للحصر.

- **التجانس (Homogeneity):**

مدى تشابه أو اختلاف مفرداته، فالمجتمع قد يكون متجانسًا (مثل أعمار الأطفال في روضة معينة) أو غير متجانس (مثل أعمار سكان دولة كاملة).

- **المعلمات (Parameters):**

هي القيم الثابتة التي تصف المجتمع مثل: المتوسط الحسابي (μ)، التباين (σ^2)، والانحراف المعياري (σ). هذه القيم عادة ما تكون مجهولة.

- **إمكانية الملاحظة:**

أحيانًا يكون المجتمع الإحصائي غير قابل للحصر الكامل بسبب ضخامته، مما يفرض الاعتماد على أخذ عينات.

ب–أنواع المجتمعات الإحصائية

- **محدود (Finite Population):** مثل عدد طلاب مدرسة معينة أو عدد الكتب في مكتبة. يمكن حصره بشكل كامل.
- **غير محدود (Infinite Population):** مثل عدد مرات إلقاء حجر نرد أو عدد محاولات تجربة عشوائية. لا يمكن حصره لأنه غير منتهٍ.
- **واقعي (Actual Population):** موجود فعلاً ويمكن جمع بياناته، مثل سكان حي محدد.
- **افتراضي (Hypothetical Population):** لا يوجد ماديًا وإنما يُفترض وجوده لأغراض الدراسة الإحصائية، مثل احتمالات رمي عملة إلى ما لا نهاية.

ج–أهمية تحديد المجتمع الإحصائي

- **دقة البحث العلمي:** لا يمكن لأي دراسة أن تكون صحيحة دون تحديد المجتمع محل الدراسة بدقة.
- **التمييز بين المجتمع والعينة:** المجتمع هو الكل، بينما العينة هي جزء يُختار منه.
- **تحديد إطار العينة (Sampling Frame):** يساعد على معرفة كيفية اختيار العينة ومطابقتها مع أهداف البحث.
- **تعميم النتائج:** تحديد المجتمع بدقة يسمح باستخدام أساليب الإحصاء الاستدلالي لتعميم نتائج العينة.

<u>أمثلة تطبيقية</u>

في دراسة عن مستوى القلق لدى المراهقين: المجتمع هو "جميع المراهقين في الفئة العمرية 15–18 سنة في الدولة".

في دراسة عن إنتاجية العمال: المجتمع هو "جميع العمال في المصنع المحدد".

في دراسة نظرية حول رمي قطعة نقدية: المجتمع هو "جميع الاحتمالات الممكنة لرمي العملة".

الفرق بين المجتمع والعينة

المجتمع: يشمل جميع الأفراد محل الدراسة.

العينة: جزء صغير ممثل للمجتمع يتم اختياره لتسهيل الدراسة.

مثال: لو أردنا دراسة متوسط أعمار جميع سكان الجزائر (المجتمع)، فقد نأخذ عينة من 2000 شخص لتمثيلهم.

4-2-العينة (Sample)

التعريف:العينة هي مجموعة جزئية من مفردات المجتمع الإحصائي يتم اختيارها وفق أسس علمية لتمثيل المجتمع وتمكين الباحث من دراسة خصائصه.

عرفها (Montgomery & Runger, 2014): بأنها "مجموعة فرعية من مفردات المجتمع يتم اختيارها بطريقة تسمح باستنتاجات صالحة حول المجتمع بأكمله".

- **خصائص العينة الجيدة**

التمثيل (Representativeness): يجب أن تعكس خصائص المجتمع بدقة.

الكفاية (Adequacy): حجمها مناسب للحصول على نتائج دقيقة.

الحياد (Neutrality): يتم اختيارها بعيدًا عن التحيز أو التفضيل الشخصي.

الوضوح (Clarity): تكون مفرداتها محددة بدقة.

➢ أهمية اختيار العينة

-تقليل الجهد والتكلفة مقارنة بدراسة المجتمع كله.

-إمكانية دراسة المجتمعات الكبيرة أو اللامتناهية.

-تسريع الحصول على النتائج.

-تمكين استخدام الأساليب الاستدلالية لتعميم النتائج.

➢ أنواع العينات

١- العينات الاحتمالية (Probability Samples)

حيث يكون لكل مفردة في المجتمع فرصة معروفة وغير صفرية للاختيار تشمل:

-العينة العشوائية البسيطة (Simple Random Sample): يتم اختيار الأفراد عشوائيًا مثل السحب بالقرعة.

-العينة الطبقية (Stratified Sample): تقسيم المجتمع إلى طبقات (مثل ذكور/إناث) ثم أخذ عينة عشوائية من كل طبقة.

-العينة العنقودية (Cluster Sample): تقسيم المجتمع إلى مجموعات (عنقود = مدرسة/حي)، ثم اختيار بعض العناقيد عشوائيًا وفحص جميع أفرادها أو جزء منها.

-العينة المنتظمة (Systematic Sample): اختيار كل مفردة ذات ترتيب ثابت (مثلاً: كل عاشر اسم في قائمة).

2- العينات غير الاحتمالية (Non-Probability Samples)

لا يكون لكل فرد فرصة متساوية للاختيار، وتعتمد على تقدير الباحث وتشمل:

-العينة العرضية (Convenience Sample): اختيار الأفراد الأسهل وصولًا (مثلاً: طلبة فصل واحد).

-العينة الحصصية (Quota Sample): اختيار عدد معين من أفراد كل فئة، لكن دون عشوائية كاملة.

-العينة الحكمية (Judgment Sample): اختيار الأفراد وفق تقدير الباحث لمدى تمثيلهم.

-العينة الثلجية (Snowball Sample): تستخدم غالبًا في الدراسات الاجتماعية، حيث يقوم المبحوثون بترشيح آخرين.

➢ طرق اختيار العينات

العشوائية (Randomization):

تُستخدم في العينات الاحتمالية باستخدام القرعة أو برامج الحاسوب وتشمل مجموعة من الطرق هي:

-التقسيم المسبق (Stratification): عند وجود طبقات مختلفة داخل المجتمع.

-التسلسل أو الانتظام (Systematic Selection): باستخدام فاصل عددي ثابت.

-الاختيار المتعمد أو الهادف (Purposive): في الدراسات النوعية غالبًا، حيث يختار الباحث حالات معينة ذات صلة بالدراسة.

➢ حجم العينة (Sample Size)

حجم العينة عامل مهم لتقليل الخطأ المعياري.

يتم حسابه أحيانًا بمعادلات تعتمد على حجم المجتمع، مستوى الثقة (Confidence Level)، والهامش المقبول للخطأ (Margin of Error).

اختيار حجم العينة (Sample Size) يتم عادة وفق معادلة إحصائية تراعي:

*حجم المجتمع (N).

*مستوى الثقة (Confidence Level).

*نسبة التباين أو الانحراف المتوقع في المجتمع (p).

*هامش الخطأ المقبول (E).

- المعادلة الأساسية (عندما يكون المجتمع كبيرًا جدًا أو غير محدود)
- $N = \frac{PQ(Z)^2}{E^2}$

حيث:

n = حجم العينة المطلوب.

Z = القيمة الجدولية لمعامل الثقة (مثلاً: 1.96 عند مستوى ثقة 95%).

p = نسبة التباين المتوقعة في المجتمع (غالبًا تُستخدم 0.5 لافتراض أقصى تباين).

E = هامش الخطأ المسموح (مثلاً: 0.05 = 5%).

إذا كان حجم المجتمع (N) محدودًا نستخدم تصحيح المجتمع المحدود (Finite Population Correction):

المعطيات:

حجم المجتمع الكلي (N): 100 موظف

مستوى الثقة: 95(Z = 1.96) %

هامش الخطأ(e): 5% (0.05)

النسبة التقديرية) (p): 0.50 وبالتالي(q = 0.50

الخطوة 1: حساب حجم العينة الأولي (n_0) للمجتمع الكبير/اللامتناهي

الصيغة:

$$n_0=\frac{Z^2.p.q}{e^2}$$

التعويض بالأرقام:

$$n_0 = (1.96^2 * 0.50 * 0.50) / 0.05^2$$

$$n_0 = (3.8416 * 0.25) / 0.0025$$

$$n_0 = 0.9604 / 0.0025$$

$n_0 \approx 384$ موظف

الخطوة 2: حساب حجم العينة المصحح (n) للمجتمع المحدود

الصيغة (معادلة كوكران المعدلة):

$$n = n_0 / (1 + (n_0 - 1) / N)$$

التعويض بالأرقام:

$$n = 384 / (1 + (384 - 1) / 100)$$

$$n = 384 / (1 + 383 / 100)$$

$$n = 384 / (1 + 3.83)$$

$$n = 384 / 4.83$$

$n \approx 79.5$ موظف

النتيجة النهائية:

حجم العينة المصحح المطلوب هو تقريباً 80 موظفاً.

<u>خلاصة محور المجتمع والعينة (وحدة الاستهداف والمعاينة)</u>

يُمثل هذا المحور العمود الفقري لصدق الاستدلال (Inferential Validity)؛ فالعلاقة بين المجتمع بوصفه 'الإطار المرجعي' والعينة بوصفها 'النموذج الممثل' هي التي تحدد مدى قابلية النتائج السيكومترية للتعميم. لقد خلصنا في هذا الجزء إلى أن جودة الاستدلال لا ترتهن فقط بحجم العينة، بل بمدى كفاءة استراتيجية المعاينة في تمثيل خصائص المجتمع الأصلي وتقليل الخطأ المعياري. إن التمييز الدقيق بين معالم المجتمع (Parameters) وإحصاءات العينة (Statistics) هو المنطلق الأساسي لبناء تقديرات احتمالية دقيقة تتجاوز حدود القياس المباشر لتصل إلى اليقين الاستدلالي .

5-مستويات القياس النفسي

تُعد مستويات القياس (Scales of Measurement) بمثابة الأساس لفهم طبيعة البيانات وخصائصها، وقد طرحها عالم النفس ستانلي سميث ستيفنز عام 1946م. وتكتسب هذه المستويات أهمية قصوى في البحث العلمي لأنها تحدد الأساليب الإحصائية المناسبة لتحليل البيانات واستخلاص النتائج الدقيقة (Researcher.Life, 2024).

➢ المستويات الأربعة للقياس

1. المستوى الاسمي (Nominal Scale)

يُعد هذا المستوى أبسط وأدنى مستويات القياس. وفيه تُصنف البيانات إلى فئات أو مجموعات متمايزة، دون وجود أي ترتيب أو قيمة عددية حقيقية لهذه الفئات (CareerFoundry, 2023).

➢ الخصائص:

*الهوية: لكل فئة من الفئات هويتها الخاصة التي تميزها عن غيرها.

*التصنيف: تقتصر العمليات الممكنة على تصنيف الأفراد أو الأشياء في فئات معينة.

أمثلة:

الجنس: (ذكر، أنثى).

فصيلة الدم: (A, B, AB, O).

الحالة الاجتماعية: (أعزب، متزوج، أرمل).

التحليل الإحصائي: يمكن حساب التكرارات والنسب المئوية والمنوال، واستخدام اختبار مربع كاي (Chi–square).

2. المستوى الترتيبي (Ordinal Scale)

في هذا المستوى، يمكن ترتيب البيانات بشكل تصاعدي أو تنازلي، لكن الفروقات أو المسافات بين القيم ليست متساوية أو قابلة للقياس (Scribbr, 2020).

➢ **الخصائص:**

*الهوية والترتيب: تمتلك البيانات خاصية الهوية بالإضافة إلى خاصية الترتيب.

*غياب التساوي: لا يمكن تحديد ما إذا كان الفرق بين فئتين متتاليتين هو نفسه الفرق بين فئتين أخريين.

أمثلة:

المستوى التعليمي: (ابتدائي، ثانوي، جامعي).

تقديرات الطلاب: (ممتاز، جيد جداً، جيد، مقبول).

درجات الرضا في استطلاع: (راضٍ جداً، راضٍ، غير راضٍ).

التحليل الإحصائي: يمكن استخدام الوسيط والمنوال، واختبارات إحصائية لا معلمية مثل اختبار مان–ويتني (Mann–Whitney U test)، معامل الارتباط سبيرمان، ويلككسون

3. المستوى الفتري أو الفئوي (Interval Scale)

يمتلك هذا المستوى جميع خصائص المستوى الترتيبي، مع إضافة خاصية هامة وهي تباعد المسافات المتساوية بين الفئات، لكنه يفتقر إلى نقطة "الصفر المطلق".

- **الخصائص:**

الهوية، الترتيب، والمسافات المتساوية: تتميز بخصائص المستويات السابقة، بالإضافة إلى إمكانية قياس الفروقات بين القيم.

الصفر النسبي (الاعتباطي): لا يدل الصفر في هذا المقياس على غياب الخاصية، بل هو مجرد نقطة مرجعية.

أمثلة:

درجات الحرارة بمقياس مئوي أو فهرنهايتي.

الدرجات في اختبار الذكاء (IQ).

التقويم السنوي.

التحليل الإحصائي: يمكن استخدام المتوسط الحسابي والانحراف المعياري، واختبارات معلمية مثل اختبار ت (T–test) وتحليل التباين (ANOVA).

4. المستوى النسبي (Ratio Scale)

يُعد هذا المستوى أعلى وأكثر مستويات القياس دقة، حيث يمتلك جميع خصائص المستويات السابقة بالإضافة إلى خاصية وجود "الصفر المطلق" الذي يشير إلى عدم وجود الخاصية المقاسة (CareerFoundry, 2023).

- **الخصائص:**

جميع الخصائص: يمتلك خاصية الهوية، الترتيب، والمسافات المتساوية، والنسبة.

الصفر المطلق: وجود الصفر الحقيقي يجعل النسب بين القيم ذات مغزى (جامعة سطيف 2، 2023).

أمثلة:

الوزن: (80 كجم هو ضعف 40 كجم)، الطول والعمر، الدخل.

التحليل الإحصائي: يمكن تطبيق جميع أنواع التحليلات الإحصائية المتقدمة، بما في ذلك المتوسط والوسيط والمنوال، واختبارات مثل اختبار ت وتحليل الانحدار.

خلاصة محور مستويات القياس (بنية المعطيات وقرار التحليل)

"تُعد مستويات القياس —التي تتدرج من الاسمية والرتبية إلى الفئوية والنسبية— الموجه القبلي والحاسم لاختيار النموذج الإحصائي الملائم. ففي القياس النفسي، لا يمثل مستوى القياس مجرد تصنيف للبيانات، بل يعكس طبيعة السمة المقاسة ومدى دقة التقدير الكمي لها. لقد خلصنا في هذا المحور إلى أن التمييز بين هذه المستويات هو الذي يفصل بين استخدام الأساليب اللابرامترية (في حال البيانات النوعية أو الرتبية) والأساليب البرامترية (في حال البيانات الكمية ذات المسافات المتساوية)، مما يضمن للباحث تجنب الأخطاء المنهجية الناتجة عن تطبيق عمليات رياضية على متغيرات لا تسمح طبيعتها السيكومترية بذلك

6-الإحصاء الاستدلالي

الإحصاء الاستدلالي أحد أنواع علم الإحصاء، ويسمى أيضًا بالإحصاء التحليلي أو الاستنتاجي، إذ يهتم بتحليل وتفسير النتائج الخاصة ببيانات العينة بهدف الوصول إلى أساليب التقدير والاختبار والتنبؤ واتخاذ القرارات. ذلك من خلال استخدام مجموعة من الأساليب التي تمكنه من عمل بعض الاستنتاجات والاستدلالات حول خصائص مجتمع محدد من خلال الاستعانة بعينة ممثلة لهذا المجتمع.

لذلك حرصنا من خلال هذه المحاضرة على توضيح مفهوم وأهمية الإحصاء الاستدلالي وأهم المبادئ والمقاييس الإحصائية التي يقوم عليها الإحصاء الاستدلالي مع توضيح تفصيلي لخطوات استخدام الإحصاء الاستدلالي في البحوث العلمية.

➢ تعريف الإحصاء الاستدلالي:

الإحصاء الاستدلالي هو "فرع من فروع علم الإحصاء الذي يشمل جميع الأساليب الإحصائية والنظريات القائمة عليها، وتطبيقاتها العملية المستخدمة في تحليل البيانات التي يحصل عليها الباحث من العينة"، وذلك

للاستنتاج أو الاستدلال عن معالم وخواص المجتمع التي سحبت منه العينة، على أن تكون هذه الاستنتاجات على شكل تقديرات أو اختبار فروض واتخاذ قرارات.

➢ أهمية الإحصاء الاستدلالي:

الإحصاء الاستدلالي يُعتبر من الأدوات الأساسية في البحوث العلمية والتحليل الكمي، وهو مهم لعدة أسباب تجعل منه عنصرًا حيويًا في تحليل البيانات واستخلاص النتائج. فيما يلي بعض النقاط التي توضّح أهمية الإحصاء الاستدلالي:

***الإحصاء الاستدلالي** يُستخدم لاستنتاج معلومات حول مجتمع الدراسة استنادًا إلى عينة ممثلة لهذا المجتمع، من خلال تقديم تقديرات وتعميمات مبنية على هذه العينة، مما يُمكّن الباحثين من الوصول إلى نتائج مفيدة وموثوقة.

***القدرة على تقديم** تقديرات موثوقة حول دقة التعميمات، وذلك من خلال أدوات تُعطي فكرة عن مدى تأكدنا من صحة النتائج المستخلصة من العينة عند تعميمها على المجتمع الكلي.

*يُعد الإحصاء الاستدلالي أداة أساسية في اختبار الفرضيات العلمية. يُمكّن الباحث من تحديد ما إذا كانت الفروق بين المجموعات أو العلاقات بين المتغيرات حقيقية أو مجرد نتيجة للصدفة العشوائية.

*الإحصاء الاستدلالي يُمكّن من اتخاذ قرارات أكثر دقة استنادًا إلى البيانات، حيث يساعد في تقليل الشك والحد من الاعتماد على التخمين.

*الإحصاء الاستدلالي يساعد أيضًا في التنبؤ بالاتجاهات المستقبلية استنادًا إلى البيانات الحالية. باستخدام أدوات مثل تحليل الانحدار، يمكن للباحثون التنبؤ بنتائج مستقبلية واتخاذ قرارات مستنيرة بناءً على هذه التنبؤات.

*الإحصاء الاستدلالي يمكن الباحثين من قياس الأخطاء العشوائية والتحكم فيها، وذلك من خلال مفاهيم مثل "الاحتمالية" و"الخطأ المعياري". هذا يضمن أن الاستنتاجات التي يتم التوصل إليها ليست نتيجة للعشوائية أو الصدفة، بل قائمة على تحليل ممنهج ومدروس.

*يُمكن الإحصاء الاستدلالي الباحثين من دراسة العلاقات بين المتغيرات المختلفة في الدراسة. باستخدام أدوات مثل معامل الارتباط وتحليل الانحدار، التي يمكن من خلالها تحديد قوة واتجاه العلاقة بين المتغيرات.

*الإحصاء الاستدلالي يوفّر مجموعة كثيرة من الأدوات والتقنيات التي تتيح للباحثين اختيار الأسلوب الأنسب للتحليل بناءً على طبيعة البيانات والفرضيات المراد اختبارها.

6-1-أنواع الإحصاء الاستدلالي:

6-1-1- الإحصاء البراميتري

يُعد الإحصاء البراميتري أحد الركائز الأساسية في المنهج الكمي للبحث العلمي، إذ يُستخدم على نطاق واسع لتحليل البيانات واستخلاص النتائج من العينات التي تمثل مجتمعات أكبر. يعتمد هذا النوع من الإحصاء على مجموعة من الفرضيات المسبقة حول توزيع البيانات، أهمها افتراض أن البيانات تتبع التوزيع الطبيعي. لذلك فإن الإحصاء البراميتري يركز على تقدير معلمات المجتمع الإحصائي (Parameters) مثل المتوسط والانحراف المعياري، بهدف تعميم النتائج على المجتمع الأكبر (الجعفري، 2020).

يتميّز هذا النوع من الإحصاء بقدرته على اختبار الفروض الإحصائية بدقة عالية مقارنة بالإحصاء اللامعلمي، وذلك بفضل استخدامه لمعلومات كمية دقيقة تُقاس بمستويات قياس فاصلية أو نسبية. لذا، فإن فهم طبيعة هذا الإحصاء وشروط تطبيقه يُعد أمرًا جوهريًا لأي باحث يرغب في تطبيق أساليب تحليل علمية دقيقة وموثوقة (الزهيري، 2019).يشير مصطلح "الإحصاء البراميتري" (Parametric Statistics) إلى مجموعة من الأساليب الإحصائية التي تعتمد على افتراضات محددة حول المجتمع الأصلي للبيانات، مثل أن البيانات موزعة توزيعًا طبيعيًا، وأن المتغيرات المقاسة ذات طبيعة كمية متصلة.

ويرتبط هذا النوع من الإحصاء بـ تقدير المعالم (Parameters) التي تصف خصائص المجتمع، كالمتوسط الحسابي والانحراف المعياري. ومن هنا جاءت تسميته "براميتري"، أي القائم على المعلمات (العزاوي، 2021).

يستخدم الباحثون الإحصاء البراميتري عندما تكون البيانات مستوفية للشروط التالية:

- ✓ أن تكون مقاسة على مستوى فاصل أو نسبي.
- ✓ أن تتوزع توزيعا طبيعيا.

- ✓ أن تكون التباينات متجانسة بين المجموعات.
- ✓ أن تكون الملاحظات مستقلة عن بعضها البعض.

إذا تم الإخلال بأحد هذه الشروط، تصبح نتائج الاختبارات البرامترية مشكوكًا في صحتها، مما يستدعي اللجوء إلى الإحصاء اللامعلمي (Field, 2020).

6-1-2- الأسس النظرية للإحصاء البراميتري

يقوم الإحصاء البراميتري على مجموعة من الأسس الرياضية والمنهجية، أهمها ما يلي:

- ➢ **افتراض التوزيع الطبيعي (Normality Assumption)**

يُعد هذا الافتراض حجر الزاوية في التحليل البراميتري، حيث يُفترض أن البيانات موزعة توزيعًا قريبًا من المنحنى الاعتدالي، الذي يتخذ شكل الجرس المتماثل.

ويُبرر هذا الافتراض بالقاعدة الإحصائية المعروفة باسم النظرية المركزية للحدود (Central Limit Theorem)، التي تنص على أن توزيع المتوسطات المأخوذة من عينات عشوائية كبيرة يتقارب من التوزيع الطبيعي حتى لو لم يكن المجتمع نفسه طبيعيًا (Keller, 2018).

- ➢ **تجانس التباين (Homogeneity of Variance)**

من الشروط الأساسية للإحصاء البراميتري أن تكون تباينات المجموعات المراد مقارنتها متقاربة، لأن تباينًا غير متكافئ يؤدي إلى نتائج مضللة في اختبارات الفروق.

- ➢ **القياس الكمي**

يعتمد الإحصاء البراميتري على بيانات كمية يمكن حساب متوسطاتها وفروقها بدقة.

وبالتالي لا يمكن تطبيقه على البيانات الاسمية أو الترتيبية، بل فقط على البيانات الفاصلية والنسبية (حسن، 2022).

اختبار Z، وهو أحد أهم أدوات **الإحصاء الاستدلالي (Inferential Statistics)**. هذه المعايير ضرورية لضمان صحة وموثوقية النتائج الإحصائية.

يمكن تلخيص المبادئ التي قدمتها وتوثيقها بالشكل الأكاديمي التالي:

يتضمن استخدام الاختبارات الإحصائية الاستدلالية مجموعة من المعايير والشروط الصارمة التي يجب الالتزام بها للحصول على استنتاجات دقيقة حول مجتمع الدراسة بناءً على بيانات العينة. تتمثل المعايير المرتبطة باستخدام الاختبارات الإحصائية الاستدلالية فيما يلي (نوفل، 2019):

1- معايير استخدام الدرجة المعيارية لعينة واحدة "اختبار Z"

يُعد اختبار Zمناسباً لتقدير معالم المجتمع (Parameters) بناءً على عينة واحدة، ويتطلب استخدامه توفر الشروط الأساسية التالية (البياتي، 2008) :

- **الاختيار العشوائي للعينة:** يجب أن يتم اختيار العينة من المجتمع الإحصائي بطريقة عشوائية بحتة لضمان تمثيلها للمجتمع وتقليل التحيز.
- **نوع البيانات (مستوى القياس):** أن يكون المتغير المراد دراسته يندرج تحت المستوى الفئوي (Interval Scale) أو النسبي (Ratio Scale)، أي البيانات الكمية المستمرة.
- **اعتدالية التوزيع (Normality Assumption):** يُفترض أن يكون المجتمع الإحصائي المشتقة منه العينة يتبع التوزيع الطبيعي. ومع ذلك، وبموجب نظرية الحد المركزي (Central Limit Theorem)، فإن اختبار Z لا يتأثر كثيراً إذا كان حجم العينة كبيراً (حتى لو قل عدد أفراد العينة عن 30 فرداً في بعض الحالات، شريطة أن يكون التوزيع قريباً من الطبيعي).
- **معرفة الانحراف المعياري للمجتمع (σ):** الشرط الأهم لاستخدام اختبار **Z** هو أن يكون الانحراف المعياري للمجتمع الإحصائي معرفاً ومتاحاً. إذا كان مجهولاً، يتم التحول لاستخدام اختبار t .(أبو عيطة، 2014)

6-1-3- مميزات الإحصاء البراميتري

من أبرز مميزات هذا النوع من الإحصاء ما يلي:

- الدقة العالية في تقدير المعلمات الإحصائية.
- القوة الإحصائية في الكشف عن الفروق والعلاقات الحقيقية بين المتغيرات.

- إمكانية تعميم النتائج من العينة إلى المجتمع.
- الاعتماد على نماذج رياضية واضحة تسهّل تفسير النتائج.
- يسمح بإجراء اختبارات متعددة مثل الفروق، الارتباط، والانحدار (Cohen et al., 2019).

6-1-4- أهم الاختبارات البرامترية

تشمل الاختبارات البرامترية مجموعة من الأساليب التي تُستخدم حسب طبيعة المتغيرات وتصميم البحث. ومن أهمها: (عيسوي، 2012)

ا- الاختبارات البارامترية لحساب "الفروق "

تُستخدم هذه الاختبارات لمقارنة المتوسطات الحسابية (Means) لمجموعتين أو أكثر .

1-اختبار "ت(t-test) "

يُعد اختبار "ت" من أكثر الاختبارات شيوعاً لمقارنة متوسطين. هناك عدة أشكال لهذا الاختبار :

- **اختبار "ت" لعينة واحدة** (One-Sample T-Test) هو اختبار إحصائي يُستخدم لتحديد ما إذا كان متوسط عينة واحدة يختلف بشكل جوهري عن متوسط مجتمعي معروف أو مفترض.يُستخدم عندما تتوفر لديك مجموعة بيانات واحدة (عينة) وتريد مقارنتها بـ "قيمة معيارية" محددة (مثل: هل متوسط درجات الطلاب في فصل معين يختلف عن المتوسط العام للدولة وهو 75؟).

- **اختبار "ت" لعينتين مستقلتين :(Independent Samples t-test)** يُستخدم لمقارنة متوسطات مجموعتين منفصلتين تماماً، مثل مقارنة متوسط درجات طلاب بكالوريوس بمتوسط درجات طلاب ماجستير في اختبار معين. يُفترض هنا استقلالية العينات وتجانس التباين بين المجموعتين (أبو علام، 2014).

- **اختبار "ت" لعينتين مرتبطتين :(Paired Samples t-test)** يُستخدم لقياس الفروق داخل نفس المجموعة قبل وبعد تطبيق برنامج تدريبي أو علاج معين. البيانات هنا تكون مرتبطة أو تابعة لنفس الأفراد (عيسوي، 2012).

2- تحليل التباين (ANOVA – Analysis of Variance)

يُستخدم تحليل التباين عندما يرغب الباحث في مقارنة متوسطات **ثلاث مجموعات أو أكثر** في نفس الوقت. يساعد هذا الاختبار على تجنب الوقوع في الخطأ من النوع الأول الذي قد يحدث عند إجراء اختبارات "ت" متعددة (الزغول، 2012) .

- ✓ تحليل التباين الأحادي (One–Way ANOVA): يبحث في تأثير متغير مستقل واحد على متغير تابع.
- ✓ تحليل التباين الثنائي (Two–Way ANOVA): يدرس تأثير متغيرين مستقلين والتفاعل بينهما.
- ✓ تحليل التباين للقياسات المتكررة (Repeated Measures ANOVA): يُستخدم عند قياس نفس المشاركين في فترات زمنية مختلفة (Field, 2018).
- ✓ تحليل التباين المتعدد (MANOVA): يُطبق عند وجود أكثر من متغير تابع مرتبطة ببعضها (Tabachnick & Fidell, 2019).
- ✓ تحليل التباين المشترك (ANCOVA): يعمل على ضبط تأثير المتغيرات الدخيلة (المصاحبة) إحصائياً لزيادة دقة النتائج (Cramer & Howitt, 2020).

ب- الاختبارات البارامترية لحساب "العلاقة "

تُستخدم هذه الاختبارات لتقدير قوة واتجاه وطبيعة العلاقة بين المتغيرات الكمية المستمرة .

1- معامل ارتباط بيرسون (Pearson's Correlation Coefficient, *r*)

يُعتبر معامل ارتباط بيرسون الاختبار البارامتري الأهم لقياس العلاقة الخطية بين متغيرين متصلين. يفترض هذا الاختبار أن العلاقة بين المتغيرين خطية وطبيعية التوزيع (أبو علام، 2014 .(

- تتراوح قيمة المعامل r بين (-1) و $(+1)$. القيمة القريبة من الصفر تشير إلى ضعف العلاقة، بينما القيم القريبة من الأطراف تشير إلى علاقة قوية طردية (موجبة) أو عكسية (سالبة) بمعنى:

2-الانحدار الخطي (Linear Regression)

يُستخدم تحليل الانحدار لبناء نموذج إحصائي يمكن من خلاله التنبؤ بقيمة متغير تابع واحد بناءً على قيمة متغير مستقل واحد أو أكثر. يختلف عن الارتباط في أنه يفترض علاقة سببية (تأثير متغير على آخر) وليس مجرد وجود علاقة (الزغول، 2012).

<u>ملخص لأهم الافتراضات المشتركة لهذه الاختبارات:</u>

لاستخدام أي من هذه الاختبارات، يجب التحقق من الشروط التالية :

- **التوزيع الطبيعي** :يجب أن تكون البيانات (أو بواقي النموذج في حالة الانحدار) موزعة توزيعاً طبيعياً (كما اختبرنا باستخدام شابيرو–ويلك وكولموغوروف–سميرنوف).
- **تجانس التباين** :يجب أن يكون التباين متساوياً تقريباً بين المجموعات المقارنة (في اختبارات t و ANOVA).
- **نوع البيانات** :أن تكون البيانات كمية (فئوية أو نسبية) ومستمرة

6-2-الإحصاء اللابرامتري أو اللامعلمي: المفهوم، الأسس، والاختبارات

تمهيد

يُعد الإحصاء أحد أهم ركائز البحث العلمي في مختلف الميادين، وخاصة في العلوم الإنسانية والاجتماعية، إذ يتيح للباحثين فهماً كمياً للظواهر محل الدراسة، ويساعدهم في اتخاذ قرارات موضوعية مبنية على الأدلة. ومع ذلك، فإن طبيعة البيانات في البحوث النفسية أو الصحية لا تكون دائماً مناسبة لاستخدام الأساليب الإحصائية التقليدية التي تفترض شروطاً معينة مثل التوزيع الطبيعي للبيانات أو تجانس التباين. وهنا يظهر دور الإحصاء اللامعلمي الذي يوفر أدوات بديلة أكثر مرونة وأقل تقييداً بالشروط الصارمة، مما يجعله مناسباً للبيانات الاسمية أو الرتبية، ولحالات العينة الصغيرة أو غير الموزعة توزيعاً طبيعياً (عبد المجيد، 2021).

6-2-1- مفهوم الإحصاء اللامعلمي

يشير الإحصاء اللامعلمي إلى مجموعة من الأساليب الإحصائية التي لا تعتمد على افتراضات محددة حول توزيع المجتمع الإحصائي الذي تُسحب منه العينة (Siegel & Castellan, 1988). وبعبارة أخرى، فإن هذه الاختبارات لا تشترط أن تكون البيانات موزعة توزيعاً اعتدالياً كما هو الحال في الإحصاء المعلمي.

يُطلق عليه أحياناً "الإحصاء التوزيعي الحر" (Distribution-free Statistics) لأنه يمكن تطبيقه على أنواع مختلفة من البيانات، سواء كانت كمية أو وصفية أو رتبية (حسن، 2019). وتكمن أهميته في قدرته على تحليل البيانات غير النمطية التي قد تخرج عن الشروط الإحصائية الكلاسيكية، مما يجعله أداة فعّالة في البحوث التطبيقية والنفسية.

6-2-2- الأسس النظرية للإحصاء اللامعلمي

يقوم الإحصاء اللامعلمي على مجموعة من المبادئ الأساسية التي تميّزه عن الإحصاء المعلمي، من أبرزها:

- عدم الحاجة إلى افتراض توزيع معين للبيانات: بخلاف الإحصاء المعلمي الذي يتطلب أن تكون البيانات موزعة توزيعاً طبيعياً، فإن الإحصاء اللامعلمي يمكن استخدامه حتى مع البيانات المائلة أو غير المنتظمة (Conover, 1999).
- الاعتماد على الرتب بدلاً من القيم الأصلية: في معظم الاختبارات اللامعلمية، يتم تحويل القيم الخام إلى رتب، وهو ما يقلل من تأثير القيم المتطرفة (Field, 2020).
- ملاءمته للعينات الصغيرة: يمكن استخدام الاختبارات اللامعلمية عندما يكون حجم العينة صغيراً جداً، بحيث لا يمكن ضمان تحقق شروط الاختبارات المعلمية (عبد العزيز، 2020).
- المرونة العالية في التعامل مع أنواع البيانات: يمكن تطبيقها على البيانات الاسمية والرتبية، مما يجعلها أكثر تنوعاً في الدراسات النفسية والتربوية (Pallant, 2021).

6-2-3- أهم الاختبارات اللامعلمية

تُستخدم الاختبارات اللابارامترية (Non-parametric tests)، والتي تُعرف أحياناً بالاختبارات الخالية من التوزيع (Distribution-free tests)، عندما تفشل البيانات في تحقيق الافتراضات الصارمة المطلوبة

للاختبارات البارامترية، لا سيما افتراض التوزيع الطبيعي للبيانات في المجتمع. تتميز هذه الاختبارات بأنها تعمل غالباً على رتب البيانات (Ranks) بدلاً من القيم الخام (Field, 2013).

فيما يلي أهم الاختبارات اللابارامترية الشائعة في حساب العلاقة والفروق:

أ- الاختبارات اللابارامترية لحساب "الفروق"

تُستخدم هذه الاختبارات كبدائل لاختبار "ت" (t-test) وتحليل التباين (ANOVA) عندما تنتهك افتراضات الطبيعية أو التجانس.

1. اختبار مان ويتني يو (Mann-Whitney U Test)

- البديل البارامتري: اختبار "ت" لعينتين مستقلتين.
- الاستخدام: لمقارنة متوسطات (أو بالأحرى، متوسط الرتب) مجموعتين مستقلتين عندما تكون البيانات غير طبيعية التوزيع أو مقاسة بمقياس ترتيبي (Ordinal scale) (أبو حطب وصادق، 2007).
- مثال: مقارنة مستوى الرضا الوظيفي بين الذكور والإناث (حيث يُقاس الرضا بمقياس ترتيبي منخفض/متوسط/مرتفع).

2. اختبار ويلكوكسون للعينات المرتبطة (Wilcoxon Signed-Rank Test)

- البديل البارامتري: اختبار "ت" للعينات المرتبطة (القبلية والبعدية).
- الاستخدام: لتقييم الفروق بين قياسين لنفس المجموعة (قياس قبلي وآخر بعدي) عندما تكون البيانات غير طبيعية التوزيع (Field, 2013).
- مثال: قياس تأثير برنامج تدريبي على الأداء الوظيفي قبل وبعد البرنامج، إذا كانت بيانات الأداء غير موزعة طبيعياً.

3. اختبار كروسكال–واليس (Kruskal–Wallis H Test)

- البديل البارامتري: تحليل التباين أحادي الاتجاه (One–Way ANOVA).
- الاستخدام: لمقارنة متوسطات (أو رتب) ثلاث مجموعات مستقلة أو أكثر عندما تكون البيانات غير طبيعية أو مقاسة بمقياس ترتيبي (أبو علام، 2014).
- مثال: مقارنة متوسط الرتب لدرجات القلق لدى طلاب في ثلاث تخصصات جامعية مختلفة.

4. اختبار فريدمان (Friedman Test)

- البديل البارامتري: تحليل التباين للقياسات المتكررة (Repeated Measures ANOVA).
- الاستخدام: لمقارنة متوسطات (أو رتب) نفس المجموعة في ثلاثة أوقات مختلفة أو أكثر (قياسات متكررة) عندما تكون البيانات غير طبيعية (Field, 2013).
- مثال: تقييم فعالية ثلاثة أنواع مختلفة من الأسمدة على نمو النباتات باستخدام نفس مجموعة التربة.

ثانياً: الاختبارات اللابارامترية لحساب "العلاقة"

تُستخدم لقياس العلاقة بين المتغيرات عندما لا تنطبق شروط الارتباط البارامتري (بيرسون).

1. معامل ارتباط سبيرمان للرتب (Spearman's Rank Correlation Coefficient, ρ)

- البديل البارامتري: معامل ارتباط بيرسون.
- الاستخدام: لقياس العلاقة بين متغيرين كميين عندما تكون العلاقة غير خطية، أو عندما تكون البيانات ترتيبية (Ordinal)، أو عندما تكون البيانات غير موزعة طبيعياً. يعتمد على حساب الارتباط بين رتب المتغيرات بدلاً من قيمها الفعلية (أبو علام، 2014).
- مثال: قياس العلاقة بين ترتيب الطلاب حسب درجاتهم في الرياضيات وترتيبهم حسب درجاتهم في الفيزياء.

2. معامل ارتباط كيندال تاو (Kendall's Tau, τ)

- الاستخدام: يشبه معامل سبيرمان، ويستخدم أيضاً لقياس الارتباط بين المتغيرات الترتيبية. يُفضل أحياناً عندما تكون العينة صغيرة أو تحتوي على عدد كبير من الروابط (Ties) في الرتب (أبو حطب وصادق، 2007).

3–اختبار كاي تربيع (Chi–Square Test)

يُستخدم لاختبار العلاقة بين متغيرين اسميين أو لمعرفة مدى توافق التوزيع الفعلي مع التوزيع المتوقع. يُعد من أكثر الاختبارات اللامعلمية استخداماً في علم النفس والاجتماع، خاصة عند دراسة العلاقات بين الفئات (Hinton, 2014).

<u>سادساً: مزايا وقيود الإحصاء اللامعلمي</u>

المزايا:

- ✓ لا يتطلب افتراضات قوية حول التوزيع.
- ✓ مرن وسهل التطبيق.
- ✓ يناسب البيانات الرتبية والاسمية.
- ✓ مفيد في العينات الصغيرة.

القيود:

- ✓ أقل قوة إحصائية مقارنة بالاختبارات المعلمية.
- ✓ يفقد بعض المعلومات الكمية عند تحويل القيم إلى رتب.
- ✓ لا يوفر تقديرات دقيقة للمعلمات الإحصائية (Field, 2020).

خلاصة

في ضوء ما سبق، يتضح أن الإحصاء اللامعلمي يُمثل بديلاً علمياً وعملياً مهماً في الدراسات التي لا تستوفي شروط الإحصاء المعلمي. فهو يوفر مرونة كبيرة في تحليل البيانات، ويُسهم في تعزيز مصداقية النتائج في البحوث النفسية والصحية التي تتعامل مع ظواهر إنسانية معقدة لا يمكن إخضاعها بسهولة للشروط الرياضية الصارمة. ومن ثمّ، فإن التكامل بين الطريقتين، المعلمية واللامعلمية، يثري التحليل العلمي ويضمن فهماً أعمق للظواهر المدروسة (عبد المجيد، 2021).

6-2-4: الفروق الجوهرية بين الإحصاء المعلمي واللامعلمي

المقارنة	الإحصاء المعلمي	الإحصاء اللامعلمي
طبيعة البيانات	كمية (فترية أو نسبية)	وصفية أو رتبية
توزيع البيانات	يشترط التوزيع الطبيعي	لا يشترط التوزيع الطبيعي
الحجم الأدنى للعينة	عينة كبيرة نسبياً	يمكن استخدامه لعينة صغيرة
الاختبارات الشائعة	اختبار "ت" و"ف"	كاي تربيع، مان ويتني، كروسكال واليس
الدقة الإحصائية	أعلى دقة إذا تحققت الشروط	أقل دقة ولكن أكثر مرونة
الاستخدام المفضل	عندما تتحقق الشروط المعملية	عندما لا تتحقق الشروط أو تكون البيانات وصفية

هذا الجدول يوضّح أن الإحصاء اللامعلمي لا يُعد بديلاً للإحصاء المعلمي، بل مكمّلاً له، يستخدم في المواقف التي لا تتوفر فيها شروط التحليل الكلاسيكي.

7-الأساليب الإحصائية وطرق حسابها

أولا: معاملات الارتباط المعلمية (البرامترية)

1-معامل ارتباط بيرسون

التعريف والهدف : يقيس معامل ارتباط بيرسون الارتباط الخطي (أي العلاقة التي تتبع نمط خط مستقيم) بين مجموعتين من البيانات. هدفه الأساسي هو تحديد ما إذا كان التغير في متغير واحد (X) مصحوباً بتغير متناسب في المتغير الآخر(Y) ، ويقدم رؤى حول اتجاه وقوة العلاقة .

- الافتراضات الأساسية (شروط الاستخدام)

1. الافتراضات الأساسية (Assumptions):يجب على الباحث في القياس النفسي التأكد من تحقق الافتراضات التالية قبل تطبيق بيرسون:
2. الخطية (Linearity): يفترض بيرسون أن أفضل وصف للعلاقة بين المتغيرين هو خط مستقيم.
3. التوزيع الطبيعي الثنائي المتغير (Bivariate Normality): يجب أن يتبع كل متغير على حدة التوزيع الطبيعي، وأن يكون التوزيع المشترك للمتغيرين طبيعياً (Dancey & Reidy, 2011).
4. تجانس التباين (Homoscedasticity): يجب أن يكون تباين المتغير \(Y\) متساوياً عند جميع مستويات المتغير \(X\).
5. مستوى القياس (Level of Measurement): يجب أن تكون المتغيرات على مقياس الفترة (Interval) أو النسبة (Ratio).
6. غياب القيم الشاذة: البيانات يجب ألا تحتوي على قيم متطرفة (Outliers) بشكل كبير، لأنها قد تؤثر بشدة على قيمة المعامل

في حال انتهاك هذه الافتراضات، يصبح معامل بيرسون غير دقيق وقد يؤدي إلى استنتاجات مضللة، مما يستوجب اللجوء إلى البدائل اللابارامترية.

تتراوح قيمة معامل ارتباط بيرسون دائماً بين **1**−و **+1.**

قيمة r	التفسير	الاتجاه
+1	ارتباط طردي (إيجابي) تام ومثالي	زيادة في X تقابلها زيادة متناسبة في Y.
بين 0 و +1	ارتباط طردي (إيجابي)	عندما يتغير أحدهما، يتغير الآخر في نفس الاتجاه.
0	لا يوجد ارتباط خطي	لا يوجد نمط خطي محدد بين المتغيرين.
بين 0 و −1	ارتباط عكسي (سلبي)	زيادة في X تقابلها نقصان في Y.
−1	ارتباط عكسي (سلبي) تام ومثالي	علاقة عكسية مثالية.

الصيغة الرياضية

يمكن حساب معامل ارتباط بيرسون بعدة طرق، أبسطها من ناحية المفهوم هو قسمة التغاير (Covariance) بين المتغيرين على حاصل ضرب انحرافاتهما المعيارية .

الصيغة الأكثر شيوعاً للحساب اليدوي هي كالتالي :

$$r = \frac{N\Sigma xy-(\Sigma x)(\Sigma y)}{\sqrt{[N\Sigma x^2-(\Sigma x)^2][N\Sigma y^2-(\Sigma y)^2]}}$$

يستخدم دليل إيفانز (Evans, 1996) مقياساً شائعاً لوصف قوة العلاقة بناءً على القيمة المطلقة لـ r :

- 0.00–0.19: ضعيف جداً.
- 0.20–0.39: ضعيف.
- 0.40–0.59: معتدل.

- 0.60–0.79: قوي.
- 0.80–1.0: قوي جداً .

ملاحظة هامة :الارتباط لا يعني السببية .(Correlation does not imply causation).

مثال تطبيقي

الطالب	ساعات الدراسة x	المعدل التراكمي (Y)	$X2$	$Y2$	XY
1	4	2.5	16	6.25	10
2	6	3.0	36	9.00	18
3	8	3.5	64	12.25	28
4	10	4.0	100	16.00	40
5	12	4.5	144	20.25	54
المجموع ∑	40	17.5	360	63.75	150

تطبيق الصيغة :

n=5

∑X=40

∑Y=17.5

∑X2=360

∑Y2=63.75

∑XY= 150

```
r = (5 * 150 − (40 * 17.5)) / sqrt([5 * 360 − (40)²] * [5 * 63.75 − (17.5)²])
```

```
r = (750 − 700) / sqrt([1800 − 1600] * [318.75 − 306.25])

r = 50 / sqrt([200] * [12.5])

r = 50 / sqrt(2500)

r = 50 / 50

r = +1.00
```

$$r = \frac{(5 * 150) - (40 * 17.5)}{\sqrt{\left((5 * 360) - 40^2\right) * ((5 * 63.75) - 17.5^2)}}$$

$$r = \frac{250 - 700}{\sqrt{((1800 - 1600) * (318.75 - 306.25))}}$$

$$r = \frac{50}{\sqrt{212.500}}$$

$$r = \frac{50}{\sqrt{2500}}$$

$$r = \frac{50}{50} = 1.00$$

تفسير النتيجة :

تم حساب معامل ارتباط بيرسون لتقييم العلاقة بين عدد ساعات الدراسة والمعدل التراكمي للطلاب. أشارت النتائج إلى وجود علاقة طردية قوية ومثالية بين المتغيرين، حيث بلغ معامل الارتباط

r=1.00

هذا يعني أن كل زيادة في ساعات الدراسة تقابلها زيادة مباشرة ومتناسبة في المعدل التراكمي في هذه العينة المحددة

التفسير الإحصائي :

- قيمة (p–value) .Sig هي **0.000.**
- **الحكم** :بما أن 0.000 أصغر من مستوى الدلالة المحدد 0.05)

$0.000 \leq 0.05$

(، فإن النتيجة **دالة إحصائياً**.**(Statistically Significant)**

- **الخلاصة** :نرفض الفرضية الصفرية (H0) ونقبل الفرضية البديلة .(H1) العلاقة القوية (r = 1.00) ليست صدفة في العينة، بل تعكس علاقة حقيقية وذات دلالة إحصائية في المجتمع الذي سُحبت منه العينة .

2- معامل الانحدار. (Regression Analysis)

- **تعريف معامل الانحدار والهدف منه**

التعريف:

تحليل الانحدار هو طريقة إحصائية تهدف إلى نمذجة العلاقة بين متغير تابع واحد (المتغير الذي نحاول التنبؤ به أو تفسيره) ومتغير مستقل واحد أو أكثر (المتغير/المتغيرات المستخدمة في التنبؤ). في أبسط أشكاله (الانحدار الخطي البسيط)، يفترض هذا الأسلوب وجود علاقة خطية بين المتغيرات (أبو علام، 2014.(

الهدف:

الأهداف الرئيسية لاستخدام تحليل الانحدار في علم النفس تشمل:

1. **التنبؤ** :التنبؤ بقيمة المتغير التابع (مثل مستوى النجاح الدراسي) بناءً على قيمة المتغير المستقل (مثل عدد ساعات المذاكرة.(
2. **التفسير وفهم الأثر** :قياس مدى قوة وتأثير المتغير المستقل على المتغير التابع (على سبيل المثال، هل يؤثر مستوى القلق بشكل كبير على جودة النوم؟)

3. **التحكم** :فهم العوامل التي تسهم في ظاهرة نفسية معينة يمكن أن يساعد الباحثين والمعالجين على تصميم تدخلات فعالة.

- <u>**الصيغة الرياضية الأساسية**</u>

معادلة نموذج الانحدار الخطي البسيط هي كالتالي:

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_i + \varepsilon_i$$

حيث :

$\hat{Y}$: (Y−hat)القيمة المتنبأ بها للمتغير التابع.(Dependent Variable)

X: المتغير المستقل.(Independent Variable)

$b0$: الجزء المقطوع من المحور الصادي(Intercept) ، وهو قيمة Y

عندما تكون X تساوي صفر.

$b1$: معامل الانحدار (Regression Coefficient) أو الميل(Slope) ، وهو مقدار التغير في $\hat{Y}$

لكل وحدة تغير واحدة في X

e: حد الخطأ العشوائي(Error term) ، الذي يمثل الفروقات بين القيم المرصودة والقيم المتنبأ بها بواسطة النموذج.

مثال تطبيقي

لنفترض أن باحثاً في علم النفس أراد دراسة العلاقة بين "عدد الأحداث الحياتية الضاغطة" (المتغير المستقل X) ومستوى "القلق" (المتغير التابع Y) لدى عينة من 6 أشخاص. الهدف هو بناء نموذج للتنبؤ بمستوى القلق بناءً على عدد الأحداث الضاغطة.

وكانت البيانات كالتالي:

المشارك	الاحداث الضاغطة X	مستوى القلق Y	$X2$	$Y2$	XY
1	2	4	4	16	8
2	3	5	9	25	15
3	4	7	16	49	28
4	5	8	25	64	40
5	6	10	36	100	60
6	8	12	64	144	96
المجموع ∑	28	46	154	398	247

خطوات التحليل :

1. حساب معامل الانحدار ($b1$) الميل:

$$b_1 = \frac{n\sum xy - (\sum x)(\sum y)}{n\sum x^2 - (\sum x)^2}$$

n=6

∑X=28

∑Y=46

∑X2=154

ΣXY = 247

المتوسط $\bar{X} \approx 4.667$

المتوسط $\bar{Y} \approx 7.667$

الصيغة الرياضية مع التعويض

$$b_1 = \frac{n \sum xy - (\sum x)(\sum y)}{n \sum x^2 - (\sum x)^2}$$

$$b_1 = \frac{((6 * 247) - (28 * 46))}{(6 * 154 - (28)^2)}$$

$$b_1 = \frac{1482 - 1288}{924 - 784}$$

$$b_1 = \frac{194}{140}$$

$$b_1 \approx 1.386$$

.2حساب الجزء المقطوع (نقطة التقاطع) $b0$

الصيغة:

$$\boldsymbol{b_0} = \bar{Y} - \boldsymbol{b_1} * \bar{\boldsymbol{x}}$$

تعويض القيم والحل:

```
b₀ = 7.667 - (1.386 * 4.667)

b₀ = 7.667 - 6.471

b₀ ≈ 1.196
```

معادلة نموذج الانحدار النهائية

النموذج النهائي المستخدم للتنبؤ:

```
Ŷ = 1.196 + 1.386X
```

استخدام النموذج للتنبؤ:

إذا مر شخص بـ 7 أحداث ضاغطة(X=7) ، فكم نتوقع أن يكون مستوى القلق لديه؟

Y=1.196+1.386×(7)

$\hat{Y}$=1.196+9.702

Y≈10.898

نتوقع أن يكون مستوى القلق لديه حوالي 10.9

مثال في معامل الانحدار

$b1$=1.386 في مثال الانحدار (تأثير الأحداث الضاغطة على القلق)، نحصل في SPSS على جدول "ANOVA"لتحديد الدلالة الكلية للنموذج، وجدول "Coefficients" لدلالة كل معامل)

$b0$ و$b1$

Model	Unstandardized Coefficients		T	Sig
	B	Std. Error		
(Constant)	1.196	0.817	1.464	0.216
احداث ضاغطة	**1.386**	**0.171**	8.125	0.000

التفسير الإحصائي :

- ننظر إلى قيمة (p–value) .Sig للصف المقابل للمتغير المستقل "أحداث ضاغطة."
- قيمة .Sig هي **0.000.**
- **الحكم** :بما أن 0.000 أصغر من 0.05)

0.000≤0.05، فإن النتيجة **دالة إحصائياً.**

- **الخلاصة** :نرفض الفرضية الصفرية التي تقول إن المعامل يساوي صفراً. هذا يعني أن المتغير المستقل (الأحداث الضاغطة) له تأثير ذو دلالة إحصائية وحقيقي على المتغير التابع (مستوى القلق)

باختصار :عند استخدام برامج الإحصاء، العثور على قيمة .Sigأقل من 0.05 يعني أن النتيجة **دالة إحصائياً.**

ثانيا: معاملات الارتباط اللامعلمية (Non-Parametric Correlation Coefficients)

في كثير من الأحيان في مجال القياس النفسي والعلوم السلوكية، لا تتحقق الافتراضات الصارمة للإحصاء البارامتري (مثل التوزيع الطبيعي أو مستوى القياس الفتري/النسبي). عندما تكون البيانات في مستوى قياس ترتيبي (Ordinal Scale) أو عندما تكون التوزيعات منحرفة(Skewed) ، يصبح من الضروري استخدام بدائل لا معلمية (غير بارامترية .(Gravetter & Wallnau, 2017) (

تعتمد هذه المعاملات على رتب (Ranks) البيانات بدلاً من القيم الخام، مما يجعلها أكثر قوة (Robust) ومناسبة لمثل هذه الظروف .

1-معامل ارتباط الرتب لسبيرمانrs (Spearman's Rank Correlation Coefficient,

يُعد معامل سبيرمان) هو البديل الأكثر شيوعاً لمعامل بيرسون. هو في الأساس معامل بيرسون محسوب على رتب المتغيرات بدلاً من قيمها الأصلية .(Field, 2018)

- **الأساس النظري** :يقيس سبيرمان العلاقة الرتيبة(Monotonic relationship) ، أي ما إذا كانت المتغيرات تميل إلى التحرك في نفس الاتجاه بشكل عام، بغض النظر عما إذا كانت العلاقة خطية تماماً أم لا.

- **الاستخدام في القياس النفسي** :يستخدم بكثرة عند التعامل مع مقاييس التقدير (Likert scales) التي تولد بيانات ترتيبية، أو عند ترتيب الأفراد حسب سمة معينة يدوياً.
- **نطاق القيم** :تتراوح قيمته بين −1 و +1، وتُفسر بنفس طريقة تفسير معامل بيرسون من حيث القوة والاتجاه .

تحدي الرتب المتساوية:(Ties) عند وجود قيم متساوية في البيانات (رتب متساوية)، يتم استخدام صيغة معدلة لحساب سبيرمان لضمان الدقة الإحصائية .(Dancey & Reidy, 2011)

مثال تطبيقي على معامل ارتباط سبيرمان rs

الطالب	ترتيب المقيم الأول	ترتيب المقيم الثاني
أحمد	**1**	**2**
سارة	**2**	**1**
يوسف	**3**	**4**
مريم	**4**	**3**
خالد	**5**	**6**
ليلى	**6**	**5**

خطوات الحساب والتفسير: يستخدم سبيرمان معادلة تعتمد على الفروق بين الرتب (d) ومجموع مربع هذه الفروق:

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

حيث :

n: حجم العينة (عدد الطلاب) = 6

di: الفرق بين رتب المتغير X ورتب المتغير Y لكل طالب)

$di = Xi - Yi$

$d2i$: مجموع مربعات الفروقات .

لنفترض أن باحثاً نفسياً أراد تقييم ما إذا كان هناك اتفاق (توافق) بين حكم مُقيّمين اثنين (محكّمين) على مستوى الإبداع لدى عينة صغيرة من 6 طلاب. قام كل مقيّم بترتيب الطلاب من 1 (الأكثر إبداعاً) إلى 6 (الأقل إبداعاً). البيانات الخام (وهي بيانات ترتيبية بحكم طبيعتها)

تطبيق المثال: نضيف عمودين للجدول لحساب الفرقd ومربع الفرق$d2$

الطالب	x ترتيب المقيم الأول	y ترتيب المقيم الثاني	d (x-y)	$d2$
أحمد	1	2	−1	1
سارة	2	1	1	1
يوسف	3	4	−1	1
مريم	4	3	1	1
خالد	5	6	−1	1
ليلى	6	5	1	1
المجموع			0	∑6

نلاحظ أن مجموع الفروقات (d) يجب أن يكون صفراً دائماً (كوسيلة للتحقق من الحسابات). الآن نطبق القيم في معادلة سبيرمان:

rs = 1 − [(6 * 6) / (6 * (6² − 1))]

rs = 1 − [36 / (6 * (36 − 1))

rs = 1 − [36 / (6 * 35)]

$rs = 1 - [\ 36 / 210\ ]$

$rs = 1 - 0.1714$

$rs \approx +0.83$

التفسير: تشير القيمة +0.83 إلى وجود ارتباط طردي قوي جداً بين ترتيب المقيّمين.

2- معامل ارتباط كندال تاو τ, Kendall's Tau)

يُستخدم معامل كندال تاو كبديل آخر قوي لسبيرمان، ويفضله بعض الباحثين في ظروف معينة .

- **الأساس النظري** :يعتمد كندال تاو على مفهوم التوافق (Concordance) وعدم التوافق (Discordance)بين أزواج الملاحظات. يقيس احتمالية أن يكون ترتيب زوج من البيانات في متغير مماثلاً لترتيبه في المتغير الآخر.(Field, 2018)
- **الاستخدام في القياس النفسي** :يُعد كندال تاو مفضلاً بشكل خاص عندما تكون أحجام العينات صغيرة نسبياً أو عندما تحتوي البيانات على عدد كبير من الرتب المتساوية(Ties) ، حيث يوفر تقديرات أكثر دقة وموثوقية للعلاقة في هذه الحالات مقارنة بسبيرمان.
- **نطاق القيم** :أيضاً يتراوح بين −1 و +1، ولكن تجدر الإشارة إلى أن القيمة العددية لـ τ

تكون عادةً أقل من القيمة العددية ل rs لنفس مجموعة البيانات، على الرغم من أنهما يقيسان نفس قوة العلاقة بشكل عام .

الصيغة الرياضية: $t = \frac{C-D}{\frac{1}{2}n*(n-1)}$

حيث:

- τ: معامل ارتباط كندال تاو.
- C:عدد الأزواج المتوافقة (Concordant pairs) في البيانات.

- D:عدد الأزواج غير المتوافقة (Discordant pairs) في البيانات.
- n:عدد الملاحظات (أزواج البيانات) في العينة.
- المقام يمثل إجمالي عدد الأزواج الممكنة في العينة

خطوات الحساب والتفسير :

لنفترض أن باحثاً في علم النفس قام بتصنيف 5 مرضى (n = 5) على متغيرين:

X: مستوى القلق المُلاحظ (منخفض إلى مرتفع)

Y : الاستجابة للعلاج (ضعيفة إلى ممتازة)

البيانات الخام (رتب):

الحالة	رتبة القلق x	رتبة الاستجابة y
1	1(الأقل قلقاً)	1(أفضل استجابة)
2	2	3
3	3	2
4	4	4
5	5(الأكثر قلقاً)	5(أسوأ استجابة)

الهدف :حساب معامل τ لتحديد قوة واتجاه العلاقة بين القلق والاستجابة للعلاج .

طريقة الحساب :(Tau–b) نستخدم صيغة كندال تاو التي تعتمد على مقارنة عدد الأزواج المتوافقة (C) والأزواج غير المتوافقة (D).

نستخدم هنا المثال السابق الذي درسنا فيه العلاقة بين مستوى القلق المُلاحظ (X) والاستجابة للعلاج (Y) لدى 5 مرضى.(n = 5)

عدد الأزواج المتوافقة9 = C

عدد الأزواج غير المتوافقة 1 = D

$$t = \frac{C - D}{\frac{1}{2}n * (n - 1)}$$

τ = (C − D) / [0.5 * n * (n − 1)]

نعوض القيم في المعادلة:

$$t = \frac{9 - 1}{\frac{1}{2} * 5 * (5 - 1)}$$

$$t = \frac{8}{\frac{1}{2} * 5 * 4}$$

$$t = \frac{8}{10}$$

$$t = +0.80$$

التفسير: القيمة +0.80 تشير إلى وجود علاقة طردية قوية جداً بين المتغيرين في العينة المدروسة.

3–معامل فاي(Phi Coefficient)

هو مقياس إحصائي يُستخدم لقياس قوة واتجاه العلاقة بين متغيرين ثنائيين (أي متغيرات لها قيمتان فقط مثل: نعم/لا، ذكر/أنثى، نجاح/فشل.

إليك أهم النقاط المتعلقة به :

• الاستخدام: يُستخدم عندما تكون البيانات اسمية (Nominal) وموزعة في جدول تقاطع من قياس (2×2)

• القيمة: تتراوح قيمة معامل فاي عادةً بين 0 و 1 (وفي بعض الحالات بين −1 و +1 اعتماداً على طريقة الحساب):

0: يعني عدم وجود علاقة تماماً.

1: يعني وجود ارتباط تام

• العلاقة بمعاملات أخرى: يعتبر معامل فاي حالة خاصة من "معامل ارتباط بيرسون"، ولكنه مخصص للبيانات الثنائية فقط. كما يرتبط باختبار "كا تربيع (Chi–Square) "من خلال المعادلة:

ϕ=χ²n

حيث $\chi 2$ هي قيمة كا تربيع، و n هو إجمالي عدد العينات.

مثال بسيط: إذا أردت معرفة هل هناك علاقة بين "جنس الطالب" (ذكر/أنثى) وبين "اجتياز الاختبار" (ناجح/راسب)، فإن معامل فاي هو الأداة المناسبة لقياس قوة هذه العلاقة .

الصيغة الرياضية: $\emptyset = \frac{ad-ac}{\sqrt{((a+b)(c+d)(a+c)(b+d))}}$

تطبيق معامل فاي يتم عادةً عند دراسة العلاقة بين متغيرين كل منهما له خياران فقط. إليك مثالاً تطبيقياً من واقع الحياة (العلاقة بين التدخين والإصابة بمرض معين):

1– وضع البيانات في جدول تقاطع (x^2)

لنفترض أننا أجرينا دراسة على **100 شخص** لمعرفة هل هناك علاقة بين "التدخين" و "الإصابة بالسعال المزمن."

المجموع	غير مصاب بالسعال	مصاب بالسعال	
50	10 (B)	40 (A)	مدخن
50	35 (D)	15 (C)	غير مدخن
100 (n)	45	55	المجموع

التعويض في الصيغة الرياضية

الصيغة هي: $phi = \frac{(a*d)-(b*c)}{\sqrt{((a+b)(c+d)(a+c)(b+d))}}$

القيم هي:

- A = 40 ،B = 10
- C = 15 ،D = 35

الحساب الخطوة بخطوة:

1. **البسط** : $(40 \times 35) - (10 \times 15) = 1400 - 150 = \mathbf{1250}$
2. **المقام** :نحسب حاصل ضرب مجموع الصفوف والأعمدة:
   1. $(40+10) = 50$
   2. $(15+35) = 50$
   3. $(40+15) = 55$
   4. $(10+35) = 45$
   5. إذن: $\sqrt{(45 * 55 * 50 * 50)} \approx 2487.47$
3. **النتيجة النهائية:**

$$phi = \frac{1250}{2487.47} \approx 0.50$$

4. تفسير النتيجة

بناءً على المعايير الإحصائية المتبعة في تحليل البيانات:

- النتيجة **0.50** تشير إلى وجود **علاقة طردية متوسطة** بين التدخين والإصابة بالسعال المزمن.

- بما أن القيمة موجبة، فهذا يعني أن التدخين يرتبط بزيادة احتمالية الإصابة.
- لو كانت القيمة قريبة من**0** ، لقلنا إنه لا توجد علاقة بينهما.
- لو كانت القيمة قريبة من**1** ، لقلنا إن هناك ارتباطاً تاماً (كل مدخن مصاب بالضرورة)

.1جداول الدلالة الإحصائية (عن طريق اختبار كا تربيع (

لا يوجد "جدول توزيع فاي" مستقل كما هو الحال مع توزيعات "ت (t−test) "أو "ف(F−test) "؛ بل يتم الاعتماد بشكل مباشر على جدول توزيع كا تربيع$\chi 2$

- طريقة التحقق: يتم تحويل قيمة معامل فاي إلى قيمة "كا تربيع" باستخدام المعادلة

$$\chi 2=n\cdot\phi 2$$

- القيمة الحرجة: في جداول (2×2)، تكون درجة الحرية (df) دائماً 1.
- عند مستوى دلالة 0.05، تكون القيمة الحرجة لـ$\chi 2$ هي 3.84. إذا كانت قيمة $\chi 2$ المحسوبة من معامل فاي أكبر من هذا الرقم، فإن العلاقة تعتبر دالة إحصائياً .

.2جداول تفسير قوة العلاقة (Effect Size)

تُستخدم هذه الجداول (مثل معايير "كوهين") لتقييم مدى قوة الارتباط بمعزل عن حجم العينة:

قوة الارتباط (تفسير كوهين(	**قيمة معامل فاي**
علاقة ضعيفة(Small Effect)	**0.10**
علاقة متوسطة(Medium Effect)	**0.30**
علاقة قوية(Large Effect)	**0.50فأعلى**

باختصار: إذا كنت تبحث عن الدلالة، استخدم جدول كا تربيع عند درجة حرية 1. وإذا كنت تبحث عن قوة العلاقة، استخدم معايير كوهين المذكورة أعلاه.

ملخص الاختيار بين المعاملات :

<u>يعتمد اختيار المعامل المناسب على طبيعة البيانات وإفتراضات الباحث :</u>

المعامل	النوع	مستوى القياس المطلوب	الوظيفة الأساسية	الافتراضات الاساسية
بيرسون r	**برامتري**	**كمي فتري نسبي**	**قياس قوة العلاقة المتبادلة**	**توزيع طبيعي، خطية، تجانس تباين**
تحليل الانحدار	**برامتري**	**كمي تابع ومستقل**	**التنبؤ بناء نموذج**	**خطية، تجانس التباين، طبيعية البواقي**
سبيرمانrs	**لابرامتري**	**ترتيبي أو كمي منحرف**	**قياس العلاقة الرتيبة (الاتجاه العام)**	**علاقة رتيبة (Monotonic)**
كيندال r	**لابرامتري**	**ترتيبي أو كمي منحرف**	**قياس التوافق بين الرتب**	**علاقة رتيبة (Monotonic)، مفضل للعينات الصغيرة/الرتب المتكررة**
معامل فاي (φ)	**لابرامتري**	**اسمي (ثنائي × ثنائي(**	**قياس قوة الارتباط لمتغيرات التصنيف**	**جدول تقاطع (2(x2، استقلالية العينات**

يجب على الباحثين في القياس النفسي توخي الحذر عند اختيار المعامل الإحصائي المناسب لضمان صحة الاستدلالات الإحصائية وصلاحية النتائج.(Validity of results)

ثالثا: اختبارات الفروق المعلمية (البرامترية

1-اختبار "ت (t-test) "للفروق

اختبار "ت (t-test) "هو اختبار إحصائي معلمي (Parametric test) يستخدم لتقييم ما إذا كان هناك فرق ذو دلالة إحصائية بين متوسطات مجموعتين من البيانات .(Gravetter & Wallnau, 2013) يُعد

أداة أساسية في الأبحاث النفسية والاجتماعية والتربوية لمقارنة النتائج. الفرضية الصفرية لهذا الاختبار تفترض عادةً أن الفرق بين متوسطات المجموعتين يساوي صفرًا.(Field, 2013) (H0: μ1 = μ2)

متى يُستخدم؟

يُستخدم اختبار "ت" بشكل أساسي في الحالات التي تتطلب مقارنة متوسطات عبر أنواع مختلفة من تصميمات البحث:(Cohen et al., 2003)

- **مقارنة متوسط عينة واحدة بقيمة معيارية ثابتة)** اختبار ت لعينة واحدة.(
- **مقارنة متوسطي عينتين مستقلتين**(Independent–samples t–test) ، مثل مقارنة درجات الذكور والإناث في اختبار معين.
- **مقارنة متوسطي قياسات مزدوجة أو مرتبطة**(Paired–samples t–test) ، مثل قياس مستوى القلق لدى نفس المجموعة قبل وبعد برنامج إرشادي.

➢ **شروط استخدامه الأساسية (الافتراضات):**

لإجراء اختبار "ت" بشكل صحيح، يجب توفر عدة افتراضات تتعلق بطبيعة البيانات وتوزيعها، ويعد انتهاك هذه الافتراضات سبباً في عدم دقة النتائج:(Pallant, 2016)

- يجب أن يكون المتغير التابع قابلاً للقياس الكمي (مقياس فتري أو نسبي).
- يجب أن تكون العينات مختارة بطريقة عشوائية وممثلة للمجتمع.
- يجب أن تتبع البيانات **التوزيع الطبيعي** في المجتمع الأصلي، أو أن يكون حجم العينة كبيراً بما يكفي (وفقاً لنظرية النهاية المركزية.(
- في حالة اختبار "ت" للعينات المستقلة، يُشترط عادةً **تجانس في التباين** بين المجموعتين (Homogeneity of variances)، ويتم اختبار هذا الشرط باستخدام اختبار ليفين (Levene's test) (Field, 2013).

➢ **كيفية حسابه**

يقوم الاختبار بحساب قيمة "ت(t–statistic) "، وهي نسبة الفرق الملاحظ بين المتوسطات إلى الخطأ المعياري. بناءً على هذه القيمة وقيمة الدلالة الإحصائية (p–value) ودرجات الحرية(df) ، يتم اتخاذ القرار الإحصائي بقبول أو رفض الفرضية الصفرية.(Gravetter & Wallnau, 2013)

1. اختبار تاء لعينة واحدة(One–Sample T–test)

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

شرح الرموز:

- t: قيمة تاء
- x̄: المتوسط الحسابي للعينة
- μ: متوسط المجتمع المفترض
- s: الانحراف المعياري للعينة
- $\sqrt{n}$: الجذر التربيعي لحجم العينة

2.اختبار تاء لعينتين مستقلتين(Independent Samples T–test)

هذه الصيغة للتباين المتجانس (Pooled Variance)

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

شرح الرموز:

- $\bar{x}_1, \bar{x}_2$: متوسطا العينتين الأولى والثانية.
- n_1, n_2: حجما العينتين الأولى والثانية.
- s_1^2, s_2^2: تباينا العينتين الأولى والثانية.

2. اختبار تاء للعينات المرتبطة/المزدوجة(Paired Samples T−test)

$$\boldsymbol{t} = \frac{\bar{d}}{\frac{\boldsymbol{s-d}}{\sqrt{\boldsymbol{n}}}}$$

شرح الرموز:

- $\bar{d}$: متوسط الفروقات بين القياسات
- s_d:الانحراف المعياري للفروقات.
- $\sqrt{n}$: الجذر التربيعي لعدد أزواج الملاحظات.

امثلة تطبيقية

التمرين الأول: اختبار "ت" لعينة واحدة (One−Sample T−Test)

نص التمرين:

تدّعي شركة مصابيح أن متوسط عمر إنتاج منتجها هو 800 ساعة. لعينة من n=30

مصباحاً، كان المتوسط $\bar{X}$=785 ساعة والانحراف المعياري s=50ساعة. اختبر الادعاء عند α=0.05

الحل والخطوات :

.1الفرضيات الإحصائية :

$H0$:μ=800

$H1{:}\mu \neq 800$

.2حساب قيمة "ت" المحسوبة :(t−statistic)

الصيغة الرياضية :

$$t = \frac{x - u0}{\frac{s}{\sqrt{n}}}$$

التعويض بالقيم :

$$t = \frac{785 - 800}{\frac{50}{\sqrt{30}}}$$

$$t = \frac{-15}{\frac{50}{5.47}}$$

$$t = \frac{-15}{9.128}$$

$$t = -1.643$$

.3القرار :

$df = n - 1 = 29$

$.tcritical(\alpha = 0.05, 2-tailed) = \pm 2.045$

$|tcalculated| = 1.643 < tcritical = 2.045$

النتيجة :نقبل $H0$. لا يوجد دليل كافٍ لرفض ادعاء الشركة .

التمرين الثاني: اختبار "ت" لعينتين مستقلتين (Independent Samples T−Test)

نص التمرين:

مقارنة بين طريقتين للتدريس (أ) و (ب). النتائج :

المجموعة	N	$\bar{x}$	s
أ	20	80	6
ب	18	75	5

اختبر الفرق عند α=0.05 (بافتراض تساوي التباينات).

الحل والخطوات :

1− .الفرضيات الإحصائية :

الفرضية الصفرية $H0$:$\mu1$=$\mu2$

الفرضية البديلة $H1$:$\mu1$≠$\mu2$

2−حساب التباين المجمع*s2p*

$$s_p^2 = \frac{(n_1 - 1)s_1^2 + (n_2 + 1)s_2^2}{n_1 + n_2 - 2}$$

$$s_p^2 = \frac{(19 - 6^2) + (17 + 5^2)}{20 + 18 - 2}$$

$$s_p^2 = \frac{(684) + (425)}{36}$$

$$s_p^2 = \frac{1109}{36}$$

$$s_p^2 = 30.806$$

3-حساب قيمة "ت" المحسوبة:(t-statistic)

$$t = \frac{x_1 - x_2}{\sqrt{s_p^2(\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2})}}$$

$$t = \frac{80 - 75}{\sqrt{30.806(\frac{1}{20} + \frac{1}{18})}}$$

$$t = \frac{5}{\sqrt{30.806(0.105)}}$$

$$t = \frac{5}{\sqrt{3.249}}$$

$$t = \frac{5}{\sqrt{3.249}}$$

$$t = \frac{5}{1.802}$$

$$t = 2.775$$

4- القرار :

$df = n1 + n2 - 2 = 36$

$.tcritical(\alpha = 0.05, 2-tailed) = \pm 2.028$

$|tcalculated| = 2.775 > tcritical = 2.028$

النتيجة :نرفض $H0$ ونقبل *H1* يوجد فرق ذو دلالة إحصائية بين المجموعتين .

التمرين الثالث: اختبار "ت" للعينات المرتبطة/المزدوجة (Paired Samples T-Test)

نص التمرين: قياس ضغط الدم لـ n=10مرضى قبل وبعد نظام غذائي. هل النظام فعال (اختبار طرف واحد α=0.05)

الفروقات: d : [−5,−8,−2,−5,−5,−3,−2,−2,−4,0]

الحل والخطوات :

.1الفرضيات الإحصائية :

$H0$:μd=0

$H1$:μd<0

2− حساب متوسط الفروق $\bar{d}$

(والانحراف المعياريsd)

n=10

d=−36

$\bar{d}$=∑dn=−3610=−3.6

sd≈2.366

(الانحراف المعياري للفروقات)

3−حساب قيمة "ت" المحسوبة :(t−statistic)

$$t = \frac{\bar{d} - u_d}{\frac{s_d}{\sqrt{n}}}$$

$$t = \frac{-3.6 - 0}{\frac{2.366}{\sqrt{10}}}$$

$$t = \frac{-3.6}{\frac{2.366}{3.162}}$$

tt = −3.6 / (2.366 / 3.162)

$$t = \frac{-3.6}{0.748}$$

$$t = -4.813$$

4-القرار :

$df = n - 1 = 9$

$tcritical(\alpha = 0.05, 1 - tailed) = -1.833$

$tcalculated = -4.813 < tcritical = -1.833$

النتيجة :نرفض $H0$ النظام الغذائي فعال في خفض ضغط الدم.

2-تحليل التباين (Analysis of Variance, ANOVA)

تحليل التباين: هو مجموعة من النماذج الإحصائية التي تستخدم لدراسة الفروق في المتوسطات بين مجموعات مستقلة متعددة (ثلاثة أو أكثر).

يوجد نوعان أساسيان من تحليل التباين:

1. **تحليل التباين أحادي الاتجاه (One-Way ANOVA):** يستخدم عند وجود عامل واحد فقط يؤثر على المتغير التابع (مثل تأثير نوع السماد على نمو النبات. (Andy Field, 2018)

2. **تحليل التباين ثنائي الاتجاه (Two-Way ANOVA):** يستخدم عند دراسة تأثير عاملين مستقلين في وقت واحد على المتغير التابع، بالإضافة إلى التفاعل المحتمل بين هذين العاملين.

(Geoff Cumming and Bridget Miller, 2016)

➢ **هدف تحليل التباين (ANOVA)**

الهدف الرئيسي من تحليل التباين هو اختبار الفرضية الصفرية القائلة بأن متوسطات جميع المجموعات متساوية:

$$H0:\mu1=\mu2=\mu3=\ldots=\mu k$$

مقابل الفرضية البديلة التي تنص على أن متوسط واحد على الأقل يختلف عن البقية.

(Andy Field, 2018)

- **التباين بين المجموعات (Between-group variance):** الاختلافات الملحوظة بين متوسطات المجموعات المختلفة.
- **التباين داخل المجموعات (Within-group variance):** الاختلافات الملحوظة بين الأفراد داخل كل مجموعة (يُعرف أيضاً بـ "الخطأ العشوائي").

إذا كانت نسبة F كبيرة بما يكفي، فهذا يعني أن الاختلاف بين المجموعات أكبر بكثير من الاختلاف العشوائي داخلها، مما يقودنا إلى رفض $H0$

➢ **شروط استخدام تحليل التباين (ANOVA)**

لكي تكون نتائج تحليل التباين موثوقة وصالحة إحصائياً، يجب استيفاء الشروط الافتراضية التالية للنموذج البارامتري، وهي شروط صارمة ويجب اختبارها قبل تطبيق التحليل:

1. **استقلالية الملاحظات (Independence of Observations):** يجب أن تكون ملاحظات أو قياسات كل فرد في العينة مستقلة عن ملاحظات الأفراد الآخرين. هذا هو أهم افتراض، ويتم ضمانه عادةً من خلال التصميم الجيد للتجربة وأخذ العينات العشوائية.

2. **طبيعية التوزيع (Normality):** يجب أن تكون البيانات في كل مجموعة متبعة للتوزيع الطبيعي. يمكن اختبار هذا الشرط باستخدام اختبارات مثل شابيرو–ويلك (Shapiro–Wilk) أو كولموغوروف–سميرنوف [Kolmogorov–Smirnov).]

3. **تجانس التباين (Homogeneity of Variance):** يجب أن تكون تباينات المجموعات متساوية تقريباً. يمكن اختبار هذا الشرط باستخدام اختبار ليفين (Levene's Test). يعد هذا الشرط أقل صرامة إذا كانت أحجام العينات في كل مجموعة متساوية تقريباً. (George Snedecor and William Cochran, 1989)

مثال تطبقي :

أراد باحث في علم النفس التربوي معرفة ما إذا كانت مستويات القلق المختلفة تؤثر على الأداء في الامتحانات. قام بتقسيم عينة من الطلاب إلى ثلاث مجموعات بناءً على مستوى القلق لديهم (منخفض، متوسط، مرتفع)، ثم سجل درجاتهم في اختبار موحد (الدرجة من 100):

- **قلق منخفض:** 85, 88, 90, 82, 84
- **قلق متوسط:** 75, 78, 80, 72, 76
- **قلق مرتفع:** 60, 65, 62, 58, 64

هل توجد فروق ذات دلالة إحصائية في متوسط درجات الاختبار بين مستويات القلق الثلاثة عند $\alpha=0.05$؟

الحل والخطوات (ملخص النتائج):

نظراً لأن الحسابات اليدوية طويلة ، سنقدم النتائج النهائية في جدول) ANOVA جدول تحليل التباين) مع إمكانية نسخ الصيغ الأساسية .

1− الفرضيات الإحصائية :

H0: لا يوجد فرق في الأداء بين المجموعات(متوسط واحد على الأقل يختلف)

.2المعطيات الأساسية :

- 3 = (عدد المجموعاتk)
- 15 = (الحجم الكلي للعينةN)
- 75= $\bar{X}$ متوسط العينة العام

مصدر التباين	مجموع المربعات (SS)	درجات الحرية (df)	متوسط المربعات (MS)	المحسوبة F قيمة
بين المجموعات	2430	2	1215	**202.5**
داخل المجموعات	72	12	6	-
الكلي	2502	14	-	-

جدول تحليل التباين (ANOVA Table) والصيغ المستخدمة :

نحسب مجاميع المربعات(SS) ، درجات الحرية(df) ، متوسط المربعات(MS) ، وقيمة:F

الصيغ الرياضية لتحليل التباين) − (ANOVA)

.1مجموع المربعات بين المجموعات:(SSB)

$$SSB = \Sigma [n_j * (\bar{X}_j - \bar{X}\_grand)^2]$$

.2متوسط المربعات بين المجموعات:(MSB)

$$MSB = SSB / dfB$$

.3نسبة F المحسوبة:(F−ratio)

$F = MSB / MSW$

مفاتيح الرموز المستخدمة:

- Σ: رمز المجموع. (Sigma)
- j و k: رموز الفهارس وعدد المجموعات.
- n_j: حجم العينة للمجموعة j.
- $\bar{X}_j$: المتوسط الحسابي للمجموعة j (X‾bar).
- $\bar{X}$_grand: المتوسط العام الكبير. (Grand Mean)
- ²: رمز التربيع.
- dfB: درجات الحرية بين المجموعات.
- MSW: متوسط المربعات داخل المجموعات. (Mean Square Within)

لنأخذ المثال المحلول من علم النفس (المثال الأول) ونطبق عليه التعويض بالقيم الفعلية خطوة بخطوة.

تذكير بالمعطيات من المثال الأول :

- **قلق منخفض (A):** المتوسط = 85، ن = 5
- **قلق متوسط (B):** المتوسط = 76، ن = 5
- **قلق مرتفع (C):** المتوسط = 62، ن = 5
- **المتوسط العام ($\bar{X}$_grand):** 75
- **عدد المجموعات (k):** 3

التعويض في الصيغ الرياضية (ANOVA)

1. حساب مجموع المربعات بين المجموعات (SSB) بالتعويض :

الصيغة :

$$SSB = \Sigma [n_j * (\bar{X}_j - \bar{X}\_grand)^2]$$

التعويض بالقيم :

$$SSB = [n\_A * (\bar{X}\_A - \bar{X}\_grand)^2] + [n\_B * (\bar{X}\_B - \bar{X}\_grand)^2] + [n\_C * (\bar{X}\_C - \bar{X}\_grand)^2]$$

$$SSB = [5 * (85 - 75)^2] + [5 * (76 - 75)^2] + [5 * (62 - 75)^2]$$

$$SSB = [5 * (10)^2] + [5 * (1)^2] + [5 * (-13)^2]$$

$$SSB = [5 * 100] + [5 * 1] + [5 * 169]$$

$$SSB = 500 + 5 + 845$$

$$SSB = 1350$$

2- حساب متوسط المربعات بين المجموعات (MSB) بالتعويض :

الصيغة :

$$MSB = SSB / dfB$$

حيث) dfBدرجات الحرية بين المجموعات = (

k−1=3−1=2k minus 1 equals 3 minus 1 equals 2

$$k-1=3-1=2$$

التعويض بالقيم :

MSB = 1350 / 2

MSB = 675

.3حساب نسبة F المحسوبة (F−ratio) بالتعويض :

الصيغة :

F = MSB / MSW

ملاحظة :لحساب) MSWمتوسط المربعات داخل المجموعات)، نحتاج إلى حساب التباين الفعلي داخل كل مجموعة من البيانات الأصلية (هذه قيمة يجب أن تكون معطاة أو محسوبة مسبقاً من بيانات العينة).

بفرض أن قيمة MSW المحسوبة من البيانات الأصلية كانت تساوي 5 (قيمة افتراضية للمثال):

التعويض بالقيم :

F = 675 / 5

F = 135

الخلاصة:

لقد قمنا بتعويض القيم خطوة بخطوة في الصيغ الرئيسية لتحليل التباين أحادي الاتجاه، مما أدى إلى قيمة F المحسوبة تساوي 135.

تفسير النتائج

القرار الإحصائي :

القيمة المحسوبة لاختبار) **F**التي تساوي **(135**أكبر بكثير من القيمة الحرجة المجدولة (التي كانت حوالي **3.885**عند مستوى دلالة α=0.05، ودرجات حرية 2 و 12 [6, 12]. وبما أن القيمة المحسوبة تقع في "منطقة الرفض"، فإننا **نرفض الفرض الصفري $\boldsymbol{H0}$** ونقبل الفرض البديل$H1$

التفسير: هذا يعني وجود **فروق ذات دلالة إحصائية قوية** بين متوسطات درجات الاختبار للمجموعات الثلاث (القلق المنخفض، المتوسط، والمرتفع)

نستنتج أن **مستوى القلق يؤثر بشكل كبير على الأداء في الامتحانات** .تظهر النتائج أن الطلاب ذوي القلق المنخفض حققوا متوسط درجات أعلى بكثير من الطلاب ذوي القلق المرتفع .

عندما يخبرنا تحليل التباين (ANOVA) أن هناك "فرقاً ما" بين المجموعات (أي رفض $H0$)، فإنه لا يحدد لنا **أي** المجموعات تحديداً هي التي تختلف عن الأخرى .

هنا يأتي دور **اختبارات المقارنات البعدية (Post-Hoc Tests) : ما هي اختبارات المقارنات البعدية** (Post-Hoc Tests)؟

هي اختبارات تالية لتحليل التباين، تستخدم لإجراء مقارنات زوجية بين كل مجموعتين ممكنتين A مقابلB ، A مقابلC ، B مقابل C **بعد** التأكد من وجود فرق كلي دال إحصائياً (أي بعد رفض $H0$ في اختبار F .

الهدف منها هو تحديد مصدر الفروقات بالضبط وتجنب الوقوع في خطأ تراكم الأخطاء من النوع الأول (Type I error)الذي قد يحدث عند إجراء اختبارات "ت ..

كيفية استخدامها (مثال توضيحي)

في مثالنا السابق، كان لدينا 3 مجموعات: منخفض، متوسط، مرتفع. بعد رفض$H0$

باستخدام$F=135$ ، نستخدم اختبار بعدي لتحديد الفروقات الزوجية الثلاثة :

1. القلق المنخفض مقابل القلق المتوسط.
2. القلق المنخفض مقابل القلق المرتفع.
3. القلق المتوسط مقابل القلق المرتفع .

أشهر أنواع اختبارات المقارنات البعدية :

الاختيار يعتمد على شروط إحصائية معينة (مثل تجانس التباين):

- **اختبار توكي :(Tukey's HSD – Honestly Significant Difference)** هو الأكثر شيوعاً والأكثر قوة إذا كانت أحجام العينات متساوية (كما في مثالنا.(
- **اختبار بونفروني :(Bonferroni)** متحفظ جداً، يقلل من احتمالية الخطأ من النوع الأول.
- **اختبار شيفيه :(Scheffé)** مرن جداً، يستخدم للمقارنات المخطط لها مسبقاً أو بعد اكتشاف النتائج .

تطبيق اختبار توكي (Tukey's HSD) على المثال باستخدام برامج إحصائية SPSS) أو R أو (Pythonلتطبيق اختبار توكي على بيانات المثال السابق، سنحصل على نتائج مشابهة لما يلي:

المقارنة الزوجية	متوسط الفرق	الدلالة p قيمة	النتيجة
متوسط vs منخفض	9	< 0.001	يوجد فرق دال
مرتفع vs منخفض	23	< 0.001	يوجد فرق دال
مرتفع vs متوسط	14	< 0.001	يوجد فرق دال

التفسير النهائي الشامل:

أظهر تحليل التباين (ANOVA) وجود تأثير ذي دلالة إحصائية لمستوى القلق على الأداء في الاختبارات.

أوضحت اختبارات توكي البعدية (Tukey Post-Hoc tests) أن الفروق موجودة في جميع المقارنات الزوجية:

1. متوسط درجات القلق **المنخفض** أعلى بكثير من متوسط درجات القلق **المتوسط**.
2. متوسط درجات القلق **المتوسط** أعلى بكثير من متوسط درجات القلق **المرتفع**.

هذا يقدم دليلاً كاملاً وشاملاً على أن مستويات القلق الثلاثة تؤدي إلى مستويات مختلفة بشكل معنوي من الأداء الأكاديمي.

رابعا:اختبرات الفروق اللامعلمية (اللابرامترية)

1-اختبار مان ويتني (Mann–Whitney U Test) U

يُعد اختبار مان ويتني U من أدوات الإحصاء اللامعلمي القوية التي تحظى بشرحٍ وافٍ في المراجع العربية المتخصصة في المنهجية والإحصاء في العلوم السلوكية .

- **التعريف والهدف**

يُعرف اختبار مان ويتني U بأنه اختبار لا معلمي يُستخدم لمقارنة مجموعتين مستقلتين عندما لا تتوافر شروط الاختبارات المعلمية مثل اختبار "ت" (T–test) "عودة، 2011). الهدف الرئيسي منه هو تحديد ما إذا كان هناك فرق ذو دلالة إحصائية بين توزيعي العينتين، بالاعتماد على الرتب بدلاً من المتوسطات الحسابية (أبو حطب وصادق، 2007)

الفرض الصفري$H0$: ينص على عدم وجود فرق منهجي في موقع التوزيعين (أي تساوي الوسيطين الإحصائيين للمجتمعين إذا تشابه شكل التوزيع)

- **الفرض البديل**$H1$: يشير إلى وجود فرق ذي دلالة إحصائية بين المجموعتين .

شروط الاستخدام : لكي تكون نتائج اختبار مان ويتني U مقبولة علمياً وصالحة للتفسير، يجب الالتزام بشروط تطبيق محددة (جابر، 1988)

1. **استقلالية العينات** :يجب أن تكون العينات المختارة مستقلة تماماً عن بعضها البعض.
2. **مستوى القياس** :يتطلب الاختبار بيانات مقيسة بمقياس رتبي (ترتيبي) على الأقل، ويُفضل أن تكون بمقياس فاصلي أو نسبي (كمي) (العساف، 2010.(
3. **عشوائية الاختيار**: يجب أن تكون العينات المختارة عشوائية لضمان تمثيلها للمجتمع الأصلي.

مثال تطبيقي: اختبار مان ويتني U

أراد باحث مقارنة مدى التعاطف لدى طلاب تخصص "علم النفس" وطلاب تخصص "هندسة". استخدم

مقياساً للتعاطف وأخذ عينتين صغيرتين ومستقلتين. نظراً لصغر حجم العينة وعدم التأكد من التوزيع الطبيعي، قرر استخدام اختبار مان ويتني U.

البيانات المرصودة :

- **علم النفس (Psych):** [50, 65, 70, 72, 80]
- **هندسة (Eng):** [45, 55, 60, 68, 75]

الحل والخطوات :

2. **الفرضيات**
3. $H0$: لا يوجد فرق في مستوى التعاطف بين طلاب علم النفس والهندسة
4. $H1$: يوجد فرق في مستوى التعاطف بين المجموعتين .

2- دمج البيانات وترتيبها (Assign Ranks):

نجمع كل الدرجات في قائمة واحدة ونرتبها من الأدنى (رتبة 1) إلى الأعلى، مع الحفاظ على هوية المجموعة لكل درجة [1]:

الدرجة	التخصص	الرتبة (Rank)
45	Eng	1
50	Psych	2
55	Eng	3
60	Eng	4
65	Psych	5
68	Eng	6
70	Psych	7
72	Psych	8
75	Eng	9
80	Psych	10

3-حساب قيمة U مان ويتني :

الصيغة الأولى لحساب

$$u_1 = (n_1 * n_2) + \frac{n_1 * (n_1 + 1)}{2} - R_1$$

الصيغة الثانية لحساب

$$u_2 = (n_1 * n_2) + \frac{n_2 * (n_2 + 1)}{2} - R_1$$

حيث أن:

- n1: حجم العينة الأولى.
- n2: حجم العينة الثانية.
- R1: مجموع الرتب (Sum of Ranks) للمجموعة الأولى.
- R2: مجموع الرتب للمجموعة الثانية.

التعويض بالقيم :

n1 = 5, n2 = 5, R1 = 32, R2 = 23

$$u_1 = (5 * 5) + \frac{5 * (5 + 1)}{2} - 32$$

$$u_1 = 25 + \frac{30}{2} - 32$$

$$u_1 = 25 + 15 - 32$$

$$u_1 = 8$$

$$u_2 = (n_1 * n_2) + \frac{n_2 * (n_2 + 1)}{2} - R_1$$

$$u_2 = (5 * 5) + \frac{5 * (5 + 1)}{2} - 23$$

$$u_2 = (5 * 5) + \frac{30}{2} - 23$$

$$u_2 = 25 + 15 - 23$$

$$u_2 = 17$$

ملاحظة التحقق :يجب أن يكون مجموع

$U1+U2$ مساوياً لـ $n1 \times n2$

في مثالنا : $8+17=25$: و $5 \times 5=25$

4– اتخاذ القرار :(Decision Making)

- قيمة الاختبار **Uالمحسوبة** هي القيمة **الأصغر** من قيم U التي حسبناها.(U = 8)
- نستخدم جداول مان ويتني U عند مستوى دلالة $\alpha=0.05$
- بالنظر في الجدول لقيم $n1=5$، $n2=5$

نجد أن **القيمة الحرجة** (Critical Value)هي .

القرار : إذا كانت القيمة المحسوبة أصغر من أو تساوي القيمة الحرجة، نرفض

$H0$: في مثالنا: 8 (المحسوبة (**أكبر** من 2 (الحرجة .(

النتيجة:

نقبل الفرض الصفري$H0$) : لا يوجد دليل إحصائي كافٍ لرفض فرضية عدم وجود فرق في مستوى التعاطف بين طلاب علم النفس وطلاب الهندسة عند مستوى دلالة 0.05 .

2–اختبار ويلككسون

➢ تعريف الاختبار وأهميته

يُعرف اختبار ويلككسون للرتب الموقعة بأنه اختبار إحصائي لا معلمي يُستخدم لتقييم الفروق بين عينتين مرتبطتين أو قياسات متكررة، ويُعد البديل الأمثل لاختبار (t) للعينات المرتبطة عندما تنتهك البيانات فرضية التوزيع الطبيعي .(Wilcoxon, 1945) كما يُستخدم هذا الاختبار عندما تكون البيانات مقاسة بمقياس رتبي (Field, 2018).

➢ شروط وافتراضات الاختبار

لضمان صحة النتائج أكاديمياً، يجب أن تكون البيانات مشتقة من عينة عشوائية، وأن يكون المتغير التابع متصلاً أو رتبياً .(Howell, 2013) كما يفترض الاختبار أن توزيع الفروق بين الأزواج المرتبطة يجب أن يكون متماثلاً حول الوسيط.(Conover, 1999)

➢ الأنواع اختبار ويلككسون والفرق بينهما

يجب التمييز بين نوعين من اختبارات ويلككسون؛ الأول هو "اختبار الرتب الموقعة" للعينات المرتبطة، والثاني هو "اختبار مجموع الرتب" (Rank–Sum Test) المخصص للعينات المستقلة، والذي يتشابه إحصائياً مع اختبار "مان–ويتني" (Mann–Whitney U) في النتائج والفرضيات (Siegel & Castellan, 1988).

مثال تطبيقي:

أراد باحث نفسي تقييم فاعلية برنامج تدريبي لزيادة الثقة بالنفس. تم قياس مستوى الثقة (بمقياس من 10 نقاط) لدى 8 مشاركين قبل وبعد البرنامج. نظرًا لصغر حجم العينة، تم استخدام اختبار ويلكوكسون للعينات المرتبطة .

ملاحظة :يتم استبعاد المشاركين الذين كانت فروقهم صفراً (المشارك 3) من التحليل، ويتم التعامل مع القيم المتساوية (Ties) بإعطائها متوسط الرتب المشتركة (كما في رتبة 1 و 3 في المثال أعلاه .(

الحل والخطوات :

1- حساب مجاميع الرتب ذات الإشارة :

نحسب مجموع الرتب الموجبة R+ ومجموع الرتب السالبةR −

+R مجموع الرتب الموجبة = 3 + 3 + 3 + 7 + 1 + 3 = 20

−Rمجموع الرتب السالبة = 1

2- حساب قيمة اختبار ويلكوكسون (W) المحسوبة :

قيمة W أو T (في بعض المراجع) المحسوبة هي القيمة **الأصغر** بين مجموع الرتب الموجبة والسالبة (العساف، 2010)

W_calculated = Min(R+, R−) = Min(20, 1) = 1

3.اتخاذ القرار باستخدام الصيغة أو الجداول :

- نستخدم القيمة المحسوبة .1 = W_calculated
- نحدد حجم العينة الفعال n وهو عدد الأزواج التي لها فروق غير صفرية (في مثالنا

n=7

- نستخدم جدول القيم الحرجة لاختبار ويلكوكسون عند α=0.05 (اختبار ذو طرفين).
- القيمة الحرجة من الجدول عند n=7 وα=0.05 هي 2.

القرار : إذا كانت القيمة المحسوبة **أصغر من أو تساوي** القيمة الحرجة، نرفض

$H0$ في مثالنا: 1 (المحسوبة (**أصغر من أو تساوي**) 2الحرجة

النتيجة: نرفض الفرض الصفري$H0$ يوجد دليل إحصائي ذو دلالة على أن البرنامج التدريبي أدى إلى زيادة ملحوظة في مستوى الثقة بالنفس .

مشارك	قبل(X1)	بعد(X2)	الفرق (D = X2−X1)	**القيمة المطلقة للفرق	D
1	5	7	+2	2	3
2	4	6	+2	2	3
3	6	6	0	–(مستبعد)	–
4	7	9	+2	2	3
5	3	8	+5	5	7
6	5	4	−1	1	1
7	8	9	+1	1	1
8	4	6	+2	2	3

شرح الأعمدة:

- **عمود 1 و 2 و 3** :البيانات الأصلية للقياسات "قبل" و "بعد."
- **عمود 4 (الفرق** :(**D** هو ببساطة بعد − (X2) قبل .(X1) هذا يوضح اتجاه التغيير (+ أو.(−
  - المشارك 3 لديه فرق 0، وتم استبعاده من التحليل كما هو معتاد في هذا الاختبار، ليصبح عدد العينات الفعلي.7 = n
- **عمود 5 (القيمة المطلقة** :(**|D|** نتجاهل الإشارة (+/−) ونأخذ قيمة الفرق فقط. هذا يستخدم لترتيب الفروقات.
- **عمود 6 (رتبة الفرق:(Rank**
  - نبدأ من أصغر **قيمة مطلقة** ونعطيها رتبة 1.

- لدينا قيمتان مطلقيتان بقيمة1 ، لذا نعطيهما الرتبة) 1 متوسط الرتبتين 1 و 2.(
- لدينا أربع قيم بقيمة2 ، نعطيهن الرتبة) 3 متوسط الرتب 3, 4, 5, 6.(
- لدينا قيمة واحدة بقيمة5 ، نعطيها الرتبة.7

الفرق(D)	رتبة الفرق	رتبة ذات إشارة
+2	3	+3
+2	3	+3
+2	3	+3
+5	7	+7
−1	1	−1
+1	1	+1
+2	3	+3

حساب المجاميع :

مجموع الرتب الموجبة $R+$: 3 + 3 + 3 + 7 + 1+ 3 =20

مجموع الرتب السالبة $R-$ = 1

قيمة الاختبار W هي القيمة الأصغر W=1 :

وكان التفسير أن هذه القيمة (1) كانت صغيرة جداً لدرجة أنها سمحت لنا برفض $H0$والاستنتاج بوجود فرق حقيقي.

3-اختبار كاي تربيع $\chi 2$

تعريف اختبار كاي تربيع$\chi 2$: هو اختبار إحصائي لا معلمي يستخدم بشكل أساسي لتحليل البيانات الاسمية (Categorical data).يقيس هذا الاختبار مدى الاختلاف بين التكرارات المرصودة (Observed frequencies)في العينة والتكرارات المتوقعة (Expected frequencies) بناءً على فرضية العدم .

يوجد نوعان رئيسيان لاختبار كاي تربيع :

1. **اختبار جودة المطابقة :(Goodness-of-Fit Test)** يحدد ما إذا كانت البيانات المرصودة تتوافق مع توزيع نظري أو متوقع معين (مثل التوزيع المتساوي).
2. **اختبار الاستقلالية :(Test of Independence)** يحدد ما إذا كان هناك علاقة ذات دلالة إحصائية بين متغيرين اسميين (مثل الجنس ونوع السيارة المفضلة).

الصيغة الرياضية الأساسية لاختبار كاي تربيع :

تستخدم الصيغة التالية في كلا النوعين من الاختبارات

$$\chi^2 = \sum \frac{(O_i - E_i)2}{Ei}$$

حيث:

$\chi 2$: قيمة كاي تربيع المحسوبة.

$\sum$:مجموع القيم

Oi: التكرار المرصود (Observed frequency) للفئة

Ei: التكرار المتوقع (Expected frequency) للفئة

مثال تطبيقي: اختبار كاي تربيع للاستقلالية(Test of Independence)

نص التمرين:

لدراسة العلاقة بين الجنس (ذكر/أنثى) وتفضيل نوع الموسيقى (كلاسيكية/بوب/روك)، تم استطلاع آراء 100 شخص. والنتائج كالتالي:

الجنس	كلاسيكية	بوب	روك	المجموع (الصف
ذكر	15	25	10	50
أنثى	10	20	20	50
المجموع (العمود)	25	45	30	**100**

هل هناك علاقة بين الجنس ونوع الموسيقى المفضلة عند مستوى دلالة α=0.01؟

الحل والخطوات :

5. **تحديد الفرضيات**
6. $H0$: (الجنس ونوع الموسيقى **مستقلان**)لا توجد علاقة بينهما.
7. $H1$: الجنس ونوع الموسيقى **غير مستقلين**)توجد علاقة بينهما.

.2حساب التكرارات المتوقعة (E) لكل خلية :

الصيغة لحساب التكرار المتوقع لكل خلية هي

- E: (ذكر, كلاسيكية) = (50 * 25) / 100 = 12.5
- E: (ذكر, بوب) = (50 * 45) / 100 = 22.5
- E: (ذكر, روك) = (50 * 30) / 100 = 15
- E: (أنثى, كلاسيكية) = (50 * 25) / 100 = 12.5
- E: (أنثى, بوب) = (50 * 45) / 100 = 22.5
- E: (أنثى, روك) = (50 * 30) / 100 = 15

جدول التكرارات المتوقعة:(E)

الجنس	كلاسيكية	بوب	روك
ذكر	12.5	22.5	15
أنثى	12.5	22.5	15

$$\boldsymbol{x}^2 = \frac{(\mathbf{15-12.5})^2}{\mathbf{12.5}} + \frac{(\mathbf{25-22.5})^2}{\mathbf{22.5}} + \frac{(\mathbf{10-15})^2}{\mathbf{15}} + \frac{(\mathbf{10-12.5})^2}{\mathbf{12.5}} + \frac{(\mathbf{20-22.5})^2}{\mathbf{22.5}} + \frac{(\mathbf{20-15})^2}{\mathbf{15}}$$

$$\boldsymbol{x}^2 = \frac{\mathbf{6.25}}{\mathbf{12.5}} + \frac{\mathbf{6.25}}{\mathbf{22.5}} + \frac{\mathbf{22.5}}{\mathbf{15}} + \frac{\mathbf{6.25}}{\mathbf{12.5}} + \frac{\mathbf{6.25}}{\mathbf{22.5}} + \frac{\mathbf{25}}{\mathbf{15}}$$

$$\boldsymbol{x}^2 = \mathbf{0.5 + 0.2778 + 1.6667 + 0.5 + 0.2778 + 1.6667}$$

$$\boldsymbol{x}^2 = \mathbf{4.889}$$

تحديد القيمة الحرجة واتخاذ القرار:

df = (عدد الصفوف − 1) * (عدد الأعمدة − 1) = (2−1)×(3−1)

df =2

- مستوى الدلالة α=0.01
- من جدول توزيع كاي تربيع، القيمة الحرجة المقابلة لـ df=2 α=0.01 هي :

$\chi 2 \approx 9.21$

القرار: القيمة المحسوبة $\chi 2$=4.889 **أصغر** من القيمة الحرجة = 9.21

النتيجة: نقبل الفرض الصفري:

$\boldsymbol{H0}$: لا يوجد دليل إحصائي كافٍ عند مستوى دلالة 0.01 على وجود علاقة بين الجنس ونوع الموسيقى المفضلة

خلاصة محور الإحصاء الاستدلالي والنمذجة الإحصائية (القرار المنهجي)

يُمثل الإحصاء الاستدلالي ذروة الممارسة السيكومترية، حيث تتحول الأرقام من مجرد توصيف كمي إلى أدوات لصناعة القرار العلمي واختبار الفرضيات تحت شروط الاحتمال. لقد خلصنا في هذا المحور إلى أن

المفاضلة بين الأساليب البرامترية (المعلمية) والأساليب اللابرامترية ليست مجرد خيار تقني، بل هي استجابة نقدية لطبيعة البيانات وخصائصها التوزيعية؛ فبينما تستثمر الأساليب المعلمية قوة الافتراضات الرياضية لتحقيق أعلى قدر من القوة الاختبارية (Power)، تبرز الأساليب اللابرامترية كبدائل رصينة تضمن صدق الاستدلال عند التعامل مع البيانات الرتبية أو الانحرافات عن التوزيع الطبيعي. إن جوهر الاستدلال الإحصائي في هذه المطبوعة يكمن في تمكين الباحث من الموازنة بين صرامة النموذج الإحصائي ومرونة الواقع الميداني، بما يضمن تعميماً علمياً يتسم بالموضوعية والدقة

خاتمة

تأسيساً على ما تم استعراضه في فصول هذه المطبوعة، يتبدى الإحصاء الاستدلالي كركيزة جوهرية في بنية البحث العلمي المعاصر، فهو الجسر الذي يعبر بالباحث من ضيق الملاحظة الفردية إلى سعة التعميم الموضوعي. إن الهدف الأسمى من توظيف الاختبارات الإحصائية —سواء كانت معلمية تعتمد على توزيعات محددة، أو لا معلمية كاختبار "ويلككسون" الذي أفردنا له مساحة من النقاش— ليس مجرد استخراج قيم رقمية، بل هو محاولة لنمذجة الظواهر الإنسانية والعلمية ضمن إطارات احتمالية تمكننا من اتخاذ قرارات علمية رشيدة.ومع هذا الثقل المعرفي للإحصاء الاستدلالي، إلا أن ممارسته تفرض على الباحث وعياً حذراً بمجموعة من القيود والحدود المنهجية التي يمكن تلخيصها في النقاط الآتية:الارتهان لافتراضات النماذج: إن دقة الاستدلال مرتبطة شرطياً بمدى تحقق الافتراضات القبلية (Assumptions)، فانحراف البيانات عن التوزيع الطبيعي، أو غياب تجانس التباين، أو العشوائية المفقودة، قد يحول النتائج من حقائق علمية إلى استنتاجات مضللة.

إشكالية الدلالة الإحصائية مقابل الدلالة العملية: يقع الكثير من الباحثين في فخ "القداسة" لقيمة (\(p<.05\))، متناسين أن الدلالة الإحصائية لا تعكس دائماً أهمية الأثر في الواقع الميداني. لذا، تؤكد التوجهات الحديثة لجمعية علم النفس الأمريكية (APA) على ضرورة إدراج حجم الأثر (Effect Size) لضمان فهم عمق الظاهرة.

حساسية العينة: تظل النتائج الإحصائية رهينة لحجم العينة، فالدوائر الإحصائية الصغرى قد تعجز عن كشف الفروق الحقيقية (الوقوع في خطأ من النوع الثاني)، بينما العينات الضخمة جداً قد تظهر فروقاً تافهة على أنها ذات دلالة إحصائية عالية.

القيود البيئية والظرفية: لا يمكن للإحصاء أن يعالج خلل أدوات القياس أو التحيز في جمع البيانات، فالاستدلال الرقمي هو صدى لجودة الأداة والبيانات الخام، وليس بديلاً عن التصميم المنهجي المحكم

ختاماً، إن الإحصاء الاستدلالي هو "لغة الشك المنظم"، التي تتطلب من الباحث ليس فقط التمكن التقني من البرمجيات الإحصائية، بل الفهم الفلسفي لمدلولات الأرقام. إن المطبوعة الحالية تمثل دليلاً إرشادياً، لكن الإبداع البحثي يظل رهيناً بقدرة الباحث على المزاوجة بين صرامة الأرقام ومرونة التفسير الأكاديمي الرصين.

قائمة المراجع

أبو حطب، فؤاد، وصادق، آمال أحمد. (2007) . *مناهج البحث وطرق التحليل الإحصائي في علم النفس*) ط. 6. مكتبة الأنجلو المصرية.

أبو علام، رجاء محمود. (2014). *مناهج البحث الكمي والكيفي والمختلط* ط. 2. دار المسيرة للنشر والتوزيع.

أبو علام، رجاء. محمود. (2022). *مناهج البحث في العلوم النفسية والتربوية*. دار المسيرة للنشر والتوزيع.

أبو عيطة، سهام درويش. (2014). *مبادئ الإحصاء في العلوم التربوية والنفسية* .دار المسيرة للنشر والتوزيع.

أبو النيل، محمود السيد. (ب ت) . *مبادئ الإحصاء في العلوم السلوكية* .

أبو الهيجاء، عارف، جابر، إبراهيم، الزعبي، محمد. (2018). مدخل *إلى الإحصاء والاحتمالات* .دار مجدلاوي للنشر والتوزيع.

البياتي، عبد الجبار توفيق، وآخرون. (2008).*الإحصاء والاحتمالات* .دار الكتب للطباعة والنشر.

الضامن، م. (2021). *أساسيات الإحصاء في البحث العلمي*. دار الفكر للنشر والتوزيع.

جابر، جابر عبد الحميد. (1988 .(*مناهج البحث في التربية وعلم النفس*) ط. 2). دار النهضة العربية.

الزغول، عماد عبد الرحيم. (2012). *مبادئ البحث العلمي في العلوم السلوكية* ط. 4. دار الشروق للنشر والتوزيع.

العساف، صالح بن حمد. (2010).*المدخل إلى المنهجية في العلوم السلوكية* ط. 3. دار العبيكان للنشر.

عبد الرحمان، سيد. (2010). *مقدمة في القياس النفسي والإحصاء* .دار الفكر العربي.

عيسوي، عبد الرحمن. (2012). *الإحصاء والإحصاء التطبيقي في العلوم السلوكية والتربوية* .دار المعرفة الجامعية.

عودة، أحمد سليمان. (2011).*القياس والتقويم في العملية التدريسية* ط. 3. دار الأمل للنشر والتوزيع.

فرج، طه صفوت. (2015).*أساسيات الإحصاء الوصفي والاستدلالي* .مكتبة الأنجلو المصرية.

الكفيشي، عادل عبد الله. (2012).*الاحتمالات والإحصاء* .دار الكتب العلمية.

نوفل، محمد نبيل. (2019).*أسس الإحصاء التطبيقي في العلوم الاجتماعية* .دار المسيرة للنشر والتوزيع.

Abu-El-Haija, A., Jaber, I., & Al-Zoubi, M. (2018). *Introduction to statistics and probabilities*. Dar Majdalawi for Publishing and Distribution.

Cumming, G., & Miller, B. (2016). *Introduction to the new statistics: Estimation, open science, and power analysis*. Routledge.

Cain, M. K., Zhang, Z., & Yuan, K. H. (2017). *Univariate and multivariate skewness and kurtosis for measuring nonnormality*: Prevalence, concepts and applications. Frontiers in Psychology, 8, 1050. doi.org.

Dancey, C. P., & Reidy, J. (2011). *Statistics without maths for psychology: Book 1* (5th ed.). Prentice Hall/Pearson Education.

Field, A. (2013). *Discovering statistics using IBM SPSS Statistics* (4th ed.). SAGE Publications.

Field, A. (2018). *Discovering statistics using IBM SPSS Statistics* (5th ed.). SAGE Publications.

Gravetter, F. J., & Wallnau, L. B. (2017). *Statistics for the behavioral sciences* (10th ed.). Cengage Learning.

Gravetter, F. J., & Wallnau, L. B. (2020). *Essentials of statistics for the behavioral sciences* (10th ed.). Cengage Learning.

Howell, D. C. (2012). *Statistical methods for psychology* (8th ed.). Wadsworth Publishing.

Smith, J. R. (2021). *Introduction to psychological testing*. Routledge.

Snedecor, G. W., & Cochran, W. G. (1989). *Statistical methods* (8th ed.). Iowa State University Press.

Spiegel, M. R., & Stephens, L. J. (2008). *Schaum's outline of theory and .problems of statistics* (4th ed.). McGraw-Hill Education..