علم النفس الإحصائي

(متقدم)

الفرقة الثانية قسم علم النفس

إعداد

د/ سمير سعد خطاب

د/ حسين أبو المجد

٢٠٢٢م

فهرس الموضوعات

الموضوع	رقم الصفحة
الفصل الأول التوزيع الاعتدالي	٦- ٤٠
الفصل الثاني تحليل التباين البسيط	٤٢ – ٦٨
الفصل الثالث تحليل التباين المتعدد	٧١- ٩٧
الفصل الرابع بعض الاختبارات الإحصائية اللامعلمية	٩٩- ١١٧
المراجع	١١٨

الفصل الأول

التوزيع الاعتدالي والاحتمالات

الفصل الأول

التوزيع الاعتدالي والاحتمالات[١]

يستند الإحصاء الاستدلالي الخاص بمعالجة مشكلات البحوث فى العلوم الاجتماعية على الأساليب الإحصائية المرتبطة بنظرية الاحتمالات ونظرية العينات اللتان تمثلان حلقة الوصل بين الإحصاء الوصفى والاستدلالي . ويسعى هذا النوع من الأساليب الإحصائية إلى الوصول إلى تقديرات لمعالم وخصائص مجتمعات الدراسة من خلال ما هو متوفر من معلومات عن العينات المختارة عن تلك المجتمعات ، فضلا عن اختبار الفروض الإحصائية عن مجتمع البحث على أساس البيانات المتاحة عن العينات التى خضعت للدراسة . ويطلق على هذا النوع من الأساليب أكثر من تسمية تؤدى جميعها إلى نفس المعنى فأحيانا يسمى بالإحصاء الاستدلالي Inferential ، أو الاستنباطي Inductive حيث يهدف إلى الوصول إلى تعميمات عن مجتمع الدراسة من خلال العينة المسحوبة من هذا المجتمع . ويشمل هذا النوع من الأساليب الإحصائية ، الاحتمالات ، العينات ، اختبار الفروض ، الاستدلال من خلال عينة واحدة أو أكثر وما يتضمنه ذلك من اختيارات مختلفة تفرضها اجراءات البحث .

ويقصد بوظيفة الاستدلال اشتقاق النتائج من دراسة وفحص المقدمات والبيانات المتوافرة عن ظاهرة معينة. علي أساس المنطق الاستدلالي المبني علي نظرية الاحتمالات الرياضية فمن خلال الدراسة على عينة محددة من أعمال أحد المصانع وباستخدام الأسلوب الإحصاء الاستدلالي يكون من الممكن التنبؤ بمعدلات الزيادة في الإنتاج ومقدار التغير في نسبة الغياب وفي هذه الحالة نجد

---

(١) تم الاعتماد بصورة جوهرية في هذا الفصل على الأفكار والأمثلة الواردة في الفصل السادس من: Kiess, H., 1996

أن الدقة في التنبؤ تعتمد علي عوامل كثيرة من أهمها ملائمة الأدوات الإحصائية المستخدمة وحجم العينة محل الدارسة والإجراءات الإحصائية اتخذت عند اختيارها .

وتعتبر وظيفة الاستدلال أو الاستقراء من الأهمية بمكان فى البحث العلمى فمثلا : إذا كانت الظاهرة موضوع الدراسة والتحليل ممثلة للمجتمع الذى تنتمى إليه فانه يمكن الحصول على نتائج معنوية عن المجتمع بتحليل بيانات هذه الظاهرة وهو ما يعرف بالاستدلال ويعتمد هذا الأسلوب فى البحث على الشروط التى يجب توافرها حتى يكون هذا الاستدلال سليما – وبما أن الاستدلال لا يمكن أن يكون مؤكد فان لغة الاحتمال تستخدم عند عرض النتائج

وتعتبر وظيفة الاستقراء لها أهمية كبيرة – فهى تمكن الباحث من الوصول إلى تعميمات عن المجتمع على أساس المعلومات المتاحة من عينة منه . وفى هذه الحالة فان أساليب ومقاييس الوصف يقتصر وصفها على ذلك الجزء (العينة) فقط من المجتمع – ومن هنا تأتى أهمية وظيفة الاستقراء – فهى تمكننا من وصف المجتمع (التعميم) باستخدام بيانات العينة .

١–إن القوانين فى العلوم الطبيعية والاجتماعية تجد برهانها عند الوقائع والحقائق الإحصائية ولذا يعد الاستقراء الإحصائى (Statistical Inference) أساسا لتطور المعرفة العلمية باعتباره البرهان لهذه القوانين . ووظيفة الاستقراء تحقق مطلبين أساسيين فى البحث : الأول تقدير خواص المجتمع والثانى اختبارات الفروض حول هذه الخواص . ولا تقتصر هذه الوظيفة على مجرد الاستقراء بل تقدم لنا تقييما عن مدى دقة هذا الاستقراء وأكثر من ذلك فهى تمكننا من التحكم فى مستوى الدقة وذلك بعدة طرق منها استخدام الأسلوب المناسب للمعاينة والحجم

المناسب للعينة . وباختصار فان هذه الوظيفة للإحصاء تمدنا بالاستقراء المنطقى وتختلف الأساليب المتبعة فى الاستقراء حسب طبيعة محل الاستقراء .

ما درسته في الإحصاء الوصفى كان يتعلق بتنظيم وتبويب ووصف البيانات الرقمية للعينة، والآن نحن بصدد مناقشة ما يسمي بمجتمع العينة population وخصائصه، مع التركيز على خاصية التوزيع الاعتدالى normal distribution.

ولكن ما هو تعريف المجتمع فى الإحصاء؟ المجتمع هو مجموعة من الافراد الرجال اوالنساء أو الحيوانات أو الموضوعات أو الأحداث تتميز بامتلاكها خاصية مشتركة، فيمكن القول مثلا إن مجتمع طلاب الجامعة هم أولئك الأشخاص الذين يتلقون مقررات دراسية فى الجامعة، ومجتمع الفلاحين هم الأشخاص الذين يمتهنون الفلاحة حرفة لهم... وهكذا.

وأما العينة Sample فهي مجموعة فرعية يتم اختيارها من المجتمع، وما سبق دراسته فى الإحصاء كان يتناول تبويب وتصنيف درجات العينة باستخدام التوزيعات التكرارية والإحصاء الوصفي كالمتوسط والوسيط ونصف المدى الربيعي والانحراف المعياري.

ويمكن أيضا وصف درجات المجتمع بمقاييس النزعة المركزية والتشتت. افترض أن بإمكاننا قياس سمة كالإبداع فى مجتمع طلاب الجامعة وافترض أننا قمنا بتلخيص درجات هذا المجتمع من خلال المتوسط والانحراف المعياري، هنا، لا نستطيع القول بأن ما حصلنا عليه من قيم هو إحصاء statitistics، بل هو فى الواقع معلمات parameters، والمعلم (مفرد معلمات) هو رقم يصف خاصية ما فى المجتمع.

إذن يجب أن نفرق بين متوسط العينة (ويرمز له بالرمز × وبالعربية م) ومتوسط مجتمع العينة (ويرمز له بالحروف الثاني عشر من الأبجدية الإغريقية μ والعربية م)، وبين الانحراف المعياري للعينة (ويرمز له بالحروف S وبالعربية ع) والانحراف المعياري لمجتمع العينة (ويرمز له بالحروف الثامن عشر من الأبجدية الإغريقية σ وبالعربية ع) وهذا التفريق مهم للغاية لفهم التوزيع الاعتدالي الذي نحن بصدد الحديث عنه.

أولا: التوزيع الاعتدالي

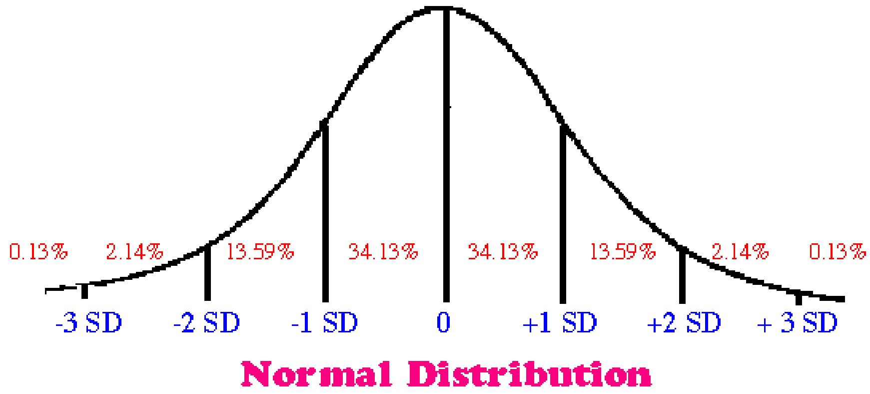
إن أهم خاصية بالنسبة للإحصاء لتوزيع درجات أفراد المجتمع فى سمة اجتماعية أو نفسية هى خاصية التوزيع الاعتدالي والتوزيع الاعتدالي الذي نحن بصدد الحديث عنه.

أولاً: التوزيع الاعتدالي

إن أهم خاصية بالنسبة للإحصاء لتوزيع درجات أفراد المجتمع فى سمة اجتماعية أو نفسية هي خاصية التوزيع الاعتدالي. والتوزيع الاعتدالي هو توزيع رياضي نظري يحدد التكرار النسبي لدرجات أفراد المجتمع على سمة ما. ولا يمكن وصف التوزيع التكراري لمجموعة من البيانات الرقمية بأنه توزيع اعتدالي بصورة كاملة إلا بمعرفة المتوسط (م) والانحراف المعياري (ع) للمجتمع بأكمله.

ويوضح شكل (١) توزيعاً اعتدالياً بمتوسط =٧٠ وانحراف معياري = ١٠.٠ والتوزيع الموضح بالرسم هو توزيع رياضي نظري لا يمثل أي درجات تم قياسها فعلاً للمجتمع؛ فلا توجد درجات لأي مجتمع فعلي يمكن أن تأخذ شكل التوزيع الاعتدالي الدقيق تماما. ولكن من المفيد أن تعرف أن درجات المجتمعات تتوزع بصورة اعتدالية على وجه التقريب.

شكل (١) التوزيع الاعتدالي (م = ٧٠، ع = ١٠)



التوزيع الاعتدالي وعلم النفس:

تم ابتكار التوزيع الاعتدالي منذ منتصف القرن السابع عشر ليساعد العلماء فى معرفة الاحتمالات والمشاكل المتعلقة بها فى العلوم الطبيعية كالفيزياء والفلك. وقد اكتسب التوزيع الاعتدالي بسرعة أهمية كبيرة لدى الإحصائيين، لأن كثيرا من المشاكل الإحصائية لا يمكن حلها إلا بافتراض التوزيع الاعتدالي.

كما اكتسب التوزيع الاعتدالي أهمية لدي علماء النفس، لأنه من المنطقي افتراض أن أي قياسات نفسية تتحدد بعدد كبير من المتغيرات المستقلة سوف تأخذ شكل التوزيع الاعتدالي إذا طبقنا هذه القياسات على كل أفراد المجتمع. فكثير من القدرات الإنسانية كالقدرة الحسابية أو المهارات اللفظية تتحدد بعدد من العوامل المستقلة: العوامل الوراثية، التشجيع الأبوي، التعليم، الطبقة الاجتماعية، العوامل الثقافية... وغيرها. وتبعا لذلك؛ تميل مثل هذه القدرات إلى أن تأخذ شكلاً قريبا من التوزيع الاعتدالي فى المجتمع، ويجب التأكيد هنا على كلمة شكل قريب، فلا توجد أي مجموعة من البيانات الرقمية يمكن أن تأخذ شكل التوزيع الدقيق كاملاً.

خصائص التوزيع الاعتدالي:

للتوزيع الاعتدالي خصائص ثلاث: التماثل واللانهائية والاستمرارية.

١- التماثل Symmetrical

التوزيع الاعتدالي النظري متماثل؛ بمعنى أن المتوسط الوسيط المنوال. وتقع كلها عند محور التماثل في وسط التوزيع تماما؛ بحيث يماثل النصف الأيسر النصف الأيمن.

٢- اللانهائية Asymptotic

لاحظ في شكل (١) أن خط التوزيع الاعتدالي يقترب شيئاً فشيئاً من الخط القاعدي (المحور الأفقي) كلما بعد عن المتوسط (منتصف التوزيع)، ومع ذلك، فلا يلمس هذا الخط المحور الأفقي إطلاقا مهما ابتعد عن المتوسط وهذه الخاصية تسمى اللانهائية، أي أن التوزيع لانهائي، ويرمز له بالرمز ∞.

٣- الاستمرارية Continuous

التوزيع الاعتدالي متصل بالنسبة لكل الدرجات الموجبة والسالبة بصورة لا متناهية وهذا يعني أنه بالنسبة لأي درجتين، يمكننا دائما الحصول على الدرجة الأخري التي تقع بينهما.

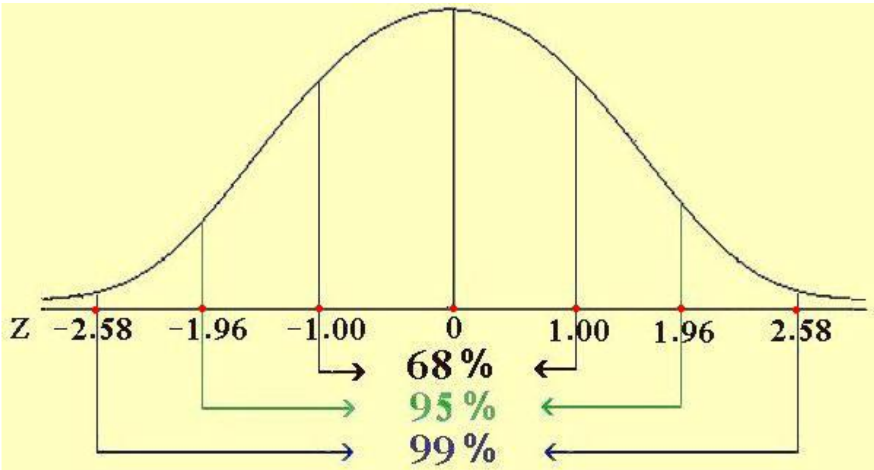
المساحات تحت التوزيع الاعتدالي:

التوزيع الاعتدالي هو توزيع تكراري نسبي نظري، والتكرار النسبي لأي درجة هو تكرار حدوث الدرجة مقسوما على العدد الكلي للدرجات التوزيع. وعلى هذا، يتم التعبير عن التكرار النسبي ينسب والتكرار النسبي الكلي التراكمي في التوزيع = ١.٠

ولأن التوزيـع الاعتـدالي هـو توزيـع تكـراري نسـبي، فـإن المسـاحات تحـت التوزيـع = ١.٠، بمعنـي أن التكرارات النسبية للدرجات في التوزيع الاعتدالي عندما تتجمع = ١.٠.

وفي كل التوزيعات الاعتدالية، تكون النسب المحددة للدرجات ضمن مسافات معينـة مـن المتوسـط، وفـي أي مجتمـع مـوزع توزيعـاً اعتـداليا، فـإن ٠.٣٤١٣ ومـن الـدرجات هـي فـي المنطقـة بـين المتوسـط و +١ انحـراف معيـاري. ويـتم التعبيـر عـن النسـبة ٠.٣٤١٣ بنسـبة مئويـة بضـربها × ١٠٠ وعلـى خـذا فالنسـبة ٠.٣٤١٣ = ٣٤.١٣%. وعلـى ذلـك يمكـن القـول بـأن ٣٤.١٣% مـن الـدرجات هـي فـي المنطقـة بـين المتوسـط و +١ انحـراف معيـاري، ولأن التوزيـع الاعتـدالي متماثـل، فـإن نفـس النسبة مـن الـدرجات (٠.٣٤١٣) تقـع بين المتوسط و–١ انحـراف معيـاري. ويوضـح هذه العلاقة شك (٢)

شكل (٢) التكرارات النسبية للدرجات في مسافات معينة التوزيع التكراري.



تضـم المسـاحة الواقعـة مـن + ١ إلـى +٢ انحـراف معيـاري نسـبة ٠.١٣٥٩ أو ١٣.٥٩% مـن الـدرجات وبالمثـل تحتـوي المسـاحة الواقعـة مـن –١ إلـى –٢ انحـراف معيـاري علـى نسـبة ٠.١٣٥٩ أو ١٣.٥٩ مـن الـدرجات. ولأن التوزيـع الاعتـدالي

متماثل، فإن كل مسافة فوق وتحت المتوسط تحتوي على مساحات (أو نسب) متساوية دائما.

لاحظ في شكل (٢) أن الدرجات التي يزيد انحرافها المعياري عن ٢ انحراف معياري لا تحدث إلا بنسبة ٠.٠٢٢٨ من التوزيع النسبي لكل الدرجات (أي ٠.٠٢١٥ + ٠.٠٠١٣ = ٠.٠٢٢٨) سواء كان انحرافها فوق المتوسط أو تحته، وتصدق هذه العلاقات بالنسبة لأي توزيع اعتدالي بصرف النظر عن القيم النوعية للمتوسط أو الانحراف المعياري.

هذه المساحات المتماثلة تحت التوزيع الاعتدالي قد تضاف إلى بعضها. فمثلاً، المساحة من المتوسط إلى ١− انحراف معياري، إضافة إلى المساحة من المتوسط +١ انحراف تحتوي على ٠.٣٤١٣ ± ٠.٣٤١٣، أو ٠.٦٨٢٦ من الدرجات. وبالمثل، فما بين ±٢ انحراف معياري من المتوسط تقع النسب: ٠.١٣٥٩، ٠.٣٤١٣، ٠.٣٤١٣ ٠.١٣٥٩ أو ٠.٩٥٤٤ من الدرجات. وإذا امتد المدى إلى ثلاثة انحرافات معيارية على يسار ويمين المتوسط فإنه يضم ٠.٠٢١٥، ٠.١٣٥٩، ٠.٣٤١٣، ٠.٣٤١٣، ٠..١٣٥٩، ٠.٠٢١٥ أو ٠.٩٩٧٤ من الدرجات. ويوضح شكل (٢) هذه العلاقات أيضا. ومرة أخرى تظل نفس النسب ثابت (واحدة) بصرف النظر عن قيم المتوسط والانحراف المعياري للتوزيع.

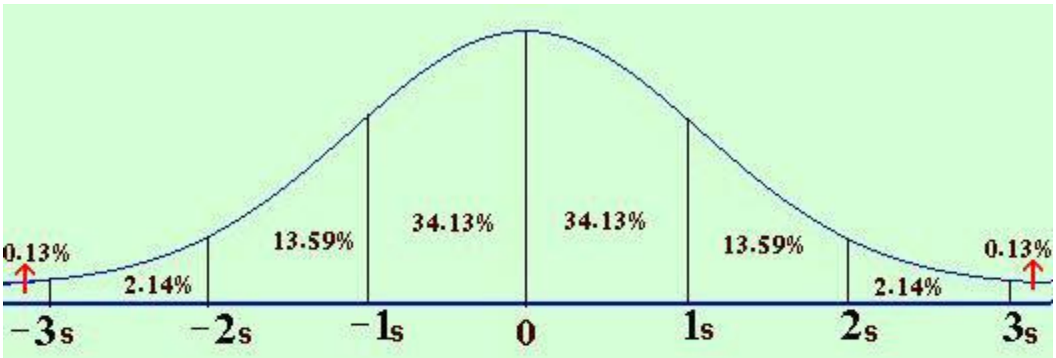
للتوزيع الاعتدالي المعياري إذن متوسط = صفر وانحراف معياري = ٠.١ ويمكن تحويل أي درجة من متغير موزع اعتداليا وله أي متوسط وانحراف معياري، يمكن تحويلها إلى درجة لها توزيع اعتدالي معياري باستخدام المعادلة التالية.

$$\text{ذ} = \frac{\text{س} - \text{م}}{\text{ع}}$$

حيث أن ذ = الدرجة المعيارية، س الدرجة الأصلية، م متوسط التوزيع الاعتدالي الذي سحبت من الدرجة (س، ع = انحرافه المعياري، والدرجة المعيارية هي قيمة الدرجة (س) فى التوزيع الاعتدالي المعياري.

ويوضح شكل (1-3) التوزيع الاعتدالي المعياري، يضم الشكل نسبة الدرجات بين الدرجات الميعارية الموضحة. ولأن الدرجة المعيارية التي = +١ تدل على واحد انحراف معياري فوق المتوسط، نلاحظ أن نسبة الدرجات المعيارية صفر والدرجة المعيارية +١ هي ٠.٣٤١٣ ونفس النسبة هي الدرجة بين المتوسط و + ١ انحراف معياري في شكل (٢).

شكل (1-٣): التوزيع الاعتدالي المعياري (م) = صفر وانحراف معياري (ع) = ١.٠٠ ويوضح الشكل نسب الدرجات بين قيم الدرجات المعيارية (ذ).



ولإيضاح استخدام التوزيع الاعتدالي المعياري، افترض أننا حصلنا على درجة = ١١٥ من مجموعة بيانات رقمية موزعة اعتداليا لها متوسط = ١٠٠ وانحراف معياري = ١٥، يتم تحويل هذه الدرجة إلى درجة معيارية بالمعادلة التالية:

$$\text{ذ} = \frac{\text{س} - \text{م}}{\text{ع}} \qquad \text{ذ}\,(١١٥) = \frac{١١٥ - ١٠٠}{١٥} = \frac{١٥}{١٥} = +١٠٠$$

أى أن الدرجة الاعتدالية المعيارية للدرجة ١١٥ = + ١.٠ ومعنى ذلك أن الدرجة ١١٥ = واحد انحراف معياري (أي: ١٥) فوق المتوسط (أي : ١٠٠) من التوزيع الاعتدالي التي سحبت منه.

ويحدد تحويل الدرجة إلى درجة معيارية في التوزيع الاعتدالي المعياري، ويحدد الدرجة الأصلية في ضوء عدد الانحرافات المعيارية التي تبتعد بها الدرجة عن المتوسط والدرجة ١١٥ التي استخدمناها كمثال تبعد + ١.٠ انحراف معياري عن متوسط توزيعها.

أنظر إلى الدرجات فى جدول (١) والذى يعرض النسب المئوية للدرجات في مساحات معينة من المتوسط هكذا وما يقابلها من درجات معيارية وقد تم الحصول على هذه الدرجات من توزيع اعتدالي متوسطه ٧٥ وانحرافه المعياري = ١٠ لاحظ أن الدرج المعيارية لأي درجة هي ببساطة مقدار وحدات الانحراف المعياري التي تبعد به الدرجة (إيجاباً أو سلباً) عن المتوسط الذي = صفر في التوزيع الاعتدالي المعياري.

ولإيضاح هذه العلاقات، افترض أن درجات المجتمع في سمة ما موزعه اعتداليا بمتوسط = ١٠٠ وانحراف معياري =١٥ الدرجة ٨٥ تقع عند واحد انحراف معياري تحت المتوسط (١٠٠ – ١٥ = ٨٥)، والدرجة ١١٥ تقع عند واحد انحراف معياري فوق المتوسط (١٠٠ + ١٥ = ١١٥) فى هذا التوزيع، وتبعاً لذلك فإن ٠.٦٨٢٦ من درجات هذا التوزيع تقع بين ٨٥: ١١٥ وبالمثل فإن ٠.٩٥٤٤ من الدرجات يكون لها قيم بين ٧٠: ١٣٠ (م $\pm$ ٢ع) ٠.٩٩٧٤ من الدرجات يكون لها قيم من ٥٥: ١٤٥ (م $\pm$ ٢ع).

مثال أخر: افترض أن لدينا درجات لمجتمع موزعة بصورة اعتدالية متوسطها ٥٠ وانحرافها ٥ فى هذا التوزيع يقع ٠.٦٨٢٦ من الدرجات بين ٤٥: ٥٥ (من ١- إلى + ١ انحراف معياري) ويقع ٠.٩٥٤٤ من الدرجات بين ٣٥ : ٦٥ (من -٣ إلى +٣ انحراف معياري).

وبإيجاز يتبع التوزيع الاعتدالي العلاقات بين المتوسط والانحراف المعياري ونسب الدرجات والنسب المئوية للدرجات في مساحات معينة من المتوسط هكذا.

جدول (١)

المساحة	نسبة الدرجات فى المساحة	للدرجات في المساحة
المتوسط ± ١ انحراف معياري	٠.٦٨٢٦	٦٨.٢٨%
المتوسط ± ٢ انحراف معياري	٠.٩٥٤٤	٩٥.٤٤%
المتوسط ± ٣ انحراف معياري	٠.٩٩٧٤	٩٩.٧٤%

وفى الجزء التالي سنتعلم استخدام الجدول للبحث عن نسبة الدرجات التي تقع في مساحات معينة من المتوسط في التوزيع الاعتدالي ذلك أن القيم التي قدمناها هنا قد تتعرض للنسيان ومع ذلك فمن المفيد لتذكر تلك القيم تقريبا حتى يمكن تذكرها بصورة أسهل نسبيا وإليك هذه التقريبات:

- المساحة من المتوسط إلى ± ١ انحراف معياري تحتوي على ٦٨% تقريبا من الدرجات.
- المساحة من المتوسط إلى ± ٢ انحراف معياري تحتوي على أكثر قليلا من ٩٥% من الدرجات.
- المساحة من المتوسط إلى ± ٣ انحراف معياري تحتوي على أكثر من ٩٩% من الدرجات.

ثانيا التوزيع الاعتدالي المعياري

تزودنا معرفة المتوسط والانحراف المعياري للتوزيع الاعتدالي بمعلومات دقيقة عن نسبة الدرجات المنصوية تحت مساحات معينة في ذلك التوزيع ولأن التوزيع الاعتدالي يتحدد بمعادلة رياضية فمن الممكن تحديد التكرار النسبي الدقيق لأي مساحة من الدرجات في التوزيع ومع ذلك فالمشكلة التي تواجهنا هى الاضطرار لاستخدام معادلة رياضية معقدة لإيجاد متوسط درجات المجتمع موضع الاهتمام وانحرافها المعياري ومن حسن الحظ توجد طريقة بسيطة لحل هذه المشكلة ويتمثل الحل فى تحويل التوزيع الاعتدالي الذي له متوسط = ٢٠ وانحراف معياري = ٢ على سبيل المثال إلى شكل معياري متوسط صفر وانحرافه المعياري واحد صحيح. ومن ثم فإذا استخدمنا التوزيع الاعتدالي المعياري بمتوسط صفر وانحراف معياري =١، يمكننا عندها حل المشكلة وإيجاد قيم الدرجات من جدول التكرارات النسبية وتبعا لذلك يمكننا البحث بسهولة عن التكرار النسبي لدرجات أو التكرار المجتمع النسبي للدرجات من الجدول بدلا من استخدام معادلة التوزيع الاعتدالي.

جدول (-1-3) نسب المساحات تحت التوزيع الاعتدالي المعياري

٠.٩٥	٠.٣٢٨٩
٠.٩٦	٠.٣٢١٥
٠.٩٧	٠.٣٣٤٠
٠.٩٨	٠.٣٣٦٥
٠.٩٩	٠.٣٣٨٩
١.٠٠	٠.٣٤١٣
١.٠١	٠.٣٤٣٨
١.٠٢	٠.٣٤٦١
١.٠٣	٠.٣٤٨٥

١.٠٤	٠.٣٥٠٨
١.٠٥	٠.٣٥٣١
١.٠٦	٠.٣٥٥٤
١.٠٧	٠.٣٥٧٧
١.٠٨	٠.٣٥٩٩
١.٠٩	٠.٣٦٢١
١.١٠	٠.٣٦٤٣

ويجدر أن ننبه هنا إلى أن تحويل درجة ما إلى درجة معيارية لا يحدد بدقة موقع الدرجة الأصلية في التوزيع الاعتدالي المعياري إلا إذا سحبت الدرجة من مجموعة بيانات رقمية موزعة اعتداليا. أما إذا كانت الدرجة مسحوبة من توزيع غير اعتدالي، فإن تحويل درجة معيارية لا يجعل الدرجة الأصلية موزعاً اعتدالياً.

استخدام جدول التوزيع الاعتدالي المعياري:

إن ميزة تحويل الدرجات إلى درجات معيارية في التوزيع الاعتدالي المعياري تتمثل في أن نسبة حدوث الدرجات تكون معلومة ومجدولة، وهذه النسب موجودة فى ملحق (٤) بالملاحق ويوضح جدول (١-١) قسما من ملحق جداول الدلالة ويتم الحصول على القيم الموجودة في عمق الدرجات المعيارية عندما تستبدل القيم الرقمية بالمعادلة التالية:

لاحظ أننا عندما نشير إلى الدرجة المعيارية فإننا نعني قيمة الدرجة المعيارية التي نحصل عليها من الدرجة الخام (س). ويمثل العمود الثاني (المسحة) فى ملحق (٤). في جدول (١) بالملاحق المساحة المحصورة بين الدرجة المعيارية صفر وقيمة الدرجة المعيارية صفر وقيمة الدرجة المعيارية المسجلة في العمود الأول (القيمة الجدولية). والمساحة المظللة من الشكل الصغير عند قمة العمود توضح هذه

المساحة ولأن التوزيع الاعتدالي متماثل فإن القيم الدرجة المعيارية السالبة تحتل نفس المساحات التى تحتلها قيم الدرجة المعيارية الموجبة وعلى ذلك فلم يتم إدراك القيم السالبة للدرجة المعيارية في الجدول.

ولتوضيح طريقة استخدام هذا الجدول افترض أن لدينا مجموعة درجات موزعة اعتداليا بمتوسط = ١٠٠ وانحراف معياري = ١٥ افترض أن الدرجة ١١٥؟ قد سبحناها من هذا التوزيع الاعتدالي فما نسبة الدرجات الأقل من أول تساوي الدرجة ١١٥؟ لحلى هذه المسألة نقوم بتحويل الدرجة ١٥ إلى درجة معيارية هكذا:

الدرجة المعيارية: $ذ = \frac{س - م}{ع} = \frac{١١٥ - ١٠٠}{١٥} = + ١.٠$

وللمساعدة في تخيل الدرجة التي نحاول إيجادها فمن المفيد رسم شكل للتوزيع الاعتدالي المعياري حتى نوضح عليه الدرجات الخام وما يقابلها من قيم للدرجات المعيارية وتتطلب الإجابة على المسألة أن نحصل على مساحة التوزيع بدءا من الدرجة المعيارية التي = ∞ إلى الدرجة المعيارية + ١.٠ إن نصف الدرجة (أو ٠.٥٠٠٠) في التوزيع أدني من الدرجة المعيارية صفر ويوضح عمود المساحات في جدول ٣ أن ٠.٣٤١٣ من الدرجات هي بين الدرجة المئوية صفر والدرجة المعيارية + ١.٠. وعلى هذا فالإجابة هي أن نسبة الدرجات من الدرجة المعيارية $-\alpha$ إلى الدرجة المعيارية صفر = ٠.٥٠٠٠ إضافة إلى نسبة الدرجات من الدرجة المعيارية صفر إلى الدرجة المعيارية + ٠.٠٣٤١٣ من عمود المساحات في ملحق (٤) والقيمة النهائية = ٠.٨٤١٣ أي أن نسبة الدرجات التي تقل عن أو تساوي ١١٥ هي ٠.٨٤١٣ أو ٨٤.١٣%.

ومن المفيد تقدير إجابة المسألة ومن ثم فحص الإجابة الذي نحصل عليها من البحث عن القيم في الجدول الكامل لنسب المساحات تحت التوزيع الاعتدالي ومضاهاة الإجابة بالقيمة المستخرجة من الجدول وبالنسبة لهذه المسألة يمكننا تقدير الإجابة بمعرفة أن قليلاً من الدرجات هي التي تقع بعد الثلث الأعلي (أي ٣٣% أو يزيد قليلاً) بين المتوسط وواحد انحراف معياري في التوزيع الاعتدالي وعلى ذلك يمكن تقدير الإجابة بأنها ستكون ٥٠% + أكثر قليلاً من ٣٣% أي أن مجموعها أعلى قليلاً من ٨٣% والإجابة الفعلية هي ٨٤٤.١٣% وهي متوقعة تماما مع ما قمنا بتقديره.

افترض أننا نريد الآن معرفة نسبة الدرجات التي تزيد عن أو تساوي (S) ١١٥ يمكننا الحصول على هذه النسبة بإحدى طريقيتين الأولى، فلأننا عرفنا بالفعل أن ٨٤.١٣% من الدرجات هي أقل من أن تساوي ١١٥ فإن مل تبقي من مساحة تحت التوزيع الاعتدالي سيوضح عند الدرجات التي تزيد عن أو تساوي ١١٥ ويمكننا إيجاد هذه النسبة بطرح ٠.٨٤١٣ من ١.٠٠٠ (المجموع الكلي للتوزيع).

وعلى ذلك: ١.٠٠٠ – ٠.٨٤١٣ = ٠.١٥٨٧ هي نسبة الدرجات التي تزيد عن أو تساوي ١١٥. ولكن إذا لم نكن نعرف مسبقا أن ٠.٨٤١٣ من الدرجات هي أقل من أو تساوي (z) ١١٥ فإنه يمكننا إيجاد الحل بإدراك أن النسبة المطلوبة هي المساحة تحت التوزيع الاعتدالي التي تلبي الدرجة المعيارية +١.٠ وباستخدام الجدول الكامل لنسب المساحات تحت التوزيع الاعتدالي في العمود الأول نبحث عن قيمة الدرجة المعيارية ١.٠٠ في العمود (أ) وبعد ذلك تطرح القيمة في عمود المساحات من ٠.٥٠٠ لنحصل على نسبة الدرجات فيما وراء الدرجات المعيارية بالنسبة للدرجة المعيارية + ١.٠٠ فهذه القيمة ٠.١٥٨٧ وهكذا فإن ٠.١٥٨٧ أو ١٥.٨٧% من الدرجات هي أكبر من أو تساوي؟ الدرجة ١١٥.

خذ مسألة أخري من هذا التوزيع ما هي نسبة الدرجة الأقل من أو تساوي ($\geq$) ٨٢؟ مرة أخرى نقوم بتحويل الدرجة ٨٢ إلى درجة معيارية الدرجة المعيارية = (٨٢ – ١٠٠) ÷ ١٥ = ١.٢ توضح الدرجة المعيارية أن الدرجة ٨٢ تقع عند ١.٢ انحراف معياري تحت متوسط التوزيع الدرجات الخام للتوزيع والدرجة المعيارية ٢،

علينا بعد ذلك الحصول على نسبة الدرجات الأقل من أو تساوي ٢، ١ لاحظ أنه من خلال الشكل وحده يمكن تقدير أن هذه النسبة صغيرة جدا، ولأن التوزيع الاعتدالي المعياري متماثل فإن عدد الدرجات التي تقل عن الدرجة المعيارية ٢، ١ هو نفس العدد الذي يقع وراء الدرجة المعيارية + ١.٢ ومن ثم يمكننا البحث من خلال الدرجة المعيارية + ٠.١٢ هذه القيمة لا يضمنها جدول ١–١، لذلك نرجع إلى الجدول الكامل لنسب المساحات تحت التوزيع الاعتدالي (ملحق ٤) نبحث عن الدرجة المعيارية ١.٢ في العمود الأول ونقرأ ما يقابلها من قيمة في عمود المساحات ونطرح القيمة الجدولية من ٠.٥٠٠٠ فنجدها ٠.١١٥١ وعلى هذا فإن ٠.١١٥١ من الدرجات أو ما يقدر بـ ١١.٥١% هي أقل من أو تساوي الدرجة ٨٢ وإليك بعض المسائل المحلولة.

افترض أن لدينا لمجتمع ما موزعة اعتداليا بمتوسط = ٨٠ وانحراف معياري = ٥.

السؤال الأول: ما نسبة درجات هذا التوزيع الأكبر من أو تساوي ٨٨؟

الحل: المعادلة الإحصائية التي تستخدم هنا ي: ذ = (س –م) /ع

يجب تحويل الدرجة ٨٨ إلى درجة معيارية ثم نستخدم ملحق (٤) في الحصول على نسبة الدرجات الأكبر من أو تساوي الدرجة المعيارية للدرجة٨٨.

١- الدرجة المعيارية للدرجة ٨٨ = ٨٨ – ٨٠ ÷ ٥ = ٨ ÷ ٥ = +١٦

٢- يوضح عمود المساحات من ملحق (٤) أن المساحة تحت التوزيع الاعتدالي المعياري عند الدرجة المعيارية +١.٦ = ٠.٤٤٥٢ نطرحها من ٠.٥٠٠٠ يكون ٠.٠٥٤٨ أو ٥.٤٨% من الدرجات وعلى هذا فمن ما مجموعة ١٠٠٠ درجة من درجات المجتمع فإن ٥٤.٨ درجة تكون أكبر من أو تساوي ٨٨.

السؤال الثاني: ما نسبة الدرجات في التوزيع الواقعة بين ٨٣، ٨٧؟

الحل: يجب تحويل ٨٣، ٨٧ على درجات معيارية، ثم نوجد المساحة تحت التوزيع الاعتدالي المعياري الواقعة بين قيمتي الدرجتين المعيارتين:

الدرجة المعيارية الخاصة بالدرجة ٨٣: ٨٣ – ٨٠ ÷ ٥ = ٣ ÷ ٥ = + ٠.٦٠.

الدرجة المعيارية الخاصة بالدرجة ٨٧: ٨٧ – ٨٠ ÷ ٥ = ٧ ÷ ٥ = +١.٤٠

يوضح شكل ١-٦ الدرجات الخام وما يقابلها من درجات معيارية ومن العمود (ب) في ملحق (٤) بالنسبة للدرجة المعيارية + ٠.٠٦ فإن نسبة الدرجات الواقعة بين الدرجة المعيارية صفر والدرجة المعيارية +٠.٦ هي ٠.٢٢٥٧ وبالنسبة للدرجة المعيارية + ١.٤ فإن نسبة الدرجات الواقعة بين الدرجة المعيارية صفر والدرجة المعيارية +١.٤ هي ٠.٤١٩٢. موضع الدرجتين ٨٣، ٨٧ من التوزيع الاعتدالي ٠م = ٨٠، ع =٥) في التوزيع الاعتدالي المعياري

المساحة تحت التوزيع الواقعة بين هاتين القيمتين من الدرجات المعيارية تزودنا بنسبة الدرجات الواقعة من ٨٣ إلى ٨٧ وللحصول على هذه المساحة نطرح ٠.٢٢٥٧ ومن ٠.٤١٩٢ الحاصل = ٠.١٩٣٥ وعلى هذا فنسبة الدرجات الواقعة بين ٨٣، ٨٧ هي ٠.١٩٥٣ أو ١٩.٣٥% أي أنه بالنسبة لكل ألف درجة فإن ١٩٣.٥ تقع بين الدرجتين ٨٣، ٨٧.

السؤال الثالث: ما نسبة الدرجة الدرجات لواقعة من ٦٥ إلى ٧٤؟

الحل: يتم تحويل التوزيع الاعتدالي المعياري الواقعة بين قيمتي الدرجتين المعياريتين:

الدرجة المعيارية للدرجة ٦٥ = ٦٥ = ٨٠ – ٥ = –١٥ ÷ = – ٣.٠

الدرجة المعيارية للدرجة ٧٤ = ٧٤ – ٨٠ ÷ ٥ = –٦ ÷ ٥ = – ١.٢

لدرجتين الخام ٦٥، ٧٤ وما يقابلها من درجات معيارية ويوضح عمود المساحات من ملحق (٤) أن ٠.٤٩٨٧ من الدرجات تقع بين الدرجات تقع بين الدرجة المعيارية صفر والدرجة المعيارية ٣.٠ كما يوضح الجدول أن ٠.٣٨٤٩ من الدرجات المعيارية صفر والدرجة المعيارية –١.٢ ويمكننا الحصول على نسبة الدرجات الواقعة بين ٣.٠ – ١.٢ درجة معيارية بطرح ٠.٣٨٤٩ من ٠.٤٩٨٧ وهذه القيمة هي ٠.١١٣٨ (أي أن نسبة الدرجات الواقعة من ٦٥ إلى ٧٤ = ١١.٣٨% بمعني آخر أنه من بين كل ١٠٠٠ درجة من درجات المجتمع تقع ١١٣.٨ درجة بين القيمتين ٦٥، ٧٤.

السؤال الرابع: ما مدى الدرجات التي يضمها ٨٠% من الدرجات الواقعة في منتصف التوزيع؟

الحل: يتمثل حل هذا السؤال بإيجاد المساحات التي تضم نسبة ٠.٤٠ أو ٤٠% من الدرجات على جانبي المتوسط وتحديد الدرجة المعيارية للحصول على قيم الدرجتين الخام. ولإيجاد الدرجة المعيارية التي تضم ٠.٤٠ من الدرجات بينها وبين الدرجة المعيارية صفر نظل نبحث في عمود المساحات حتى نصل إلى أقرب نسبة من ٠.٤٠ هذه المساحة = ٠.٣٩٩٨ ويقابلها الدرجة المعيارية ١.٢٨ وعلى هذا

فالدرجات التي تنتج عن الدرجات المعيارية التي تمتد بين صفر + ١.٢٨ تحدث بتكرار نسبي = ٠.٣٩٩٧ والدرجات التي تنتج عن الدرجات المعيارية الممتدة من صفر إلى ١.٢٨ تحدث بتكرار نسبي = ٠.٣٩٩٧ والمساحة الإجمالية التي تضم الدرجات المحصورة بين –١.٢٨ إلى ١.٢٨ درجة معيارية هي ٠.٣٩٩٧ + ٠.٣٩٩٧ = ٠.٧٩٩٤ أو ٨٠ تقريبا يوضح نسبة ٨٠% من الدرجات الواقعة في منتصف التوزيع الاعتدالي (م = ٨٠، ع = ٥) التوزيع الاعتدالي المعياري (أ) تدل على الدرجات الخام (ب) الدرجات المعيارية المقابلة (جـ) نسبة الدرجت الواقعة من ذ إلى ذ –١.٢٨ من جهة ومن ذ إلى ذ + ١.٢٨ من جهة أخرى.

الخطوة الأخيرة في الحصول على قيم الدرجات الخام التي تقابل –١.٢٨ + ١.٢٨ درجة معيارية ولإيجاد هذه القيم نعوض في معادلة الدرجة المعيارية، هكذا:

الدرجة الخام المقابلة المعيارية + ١.٢٨ + ١.٢٨ = س – ٨٠ ÷ ٥ = (+١.٢٨) ٥ = س – ٨٠، س = ٥ (١.٢٨ + ٨٠) = ٦.٤ + ٨٠ = ٨٦.٤

الدرجة الخام المقابلة للدرجة المعيارية –٢٨: –١.٢٨ = س – ٨٠ ÷ ٥ = (–١.٢٨) ٥ = س + ٨٠، س = ٥ (–١.٢٨) + ٨٠

إذن مدى الدرجات التي تضمها ٨٠% من الدرجات في منتصف التوزيع يقع بين ٧٣.٦، ٨٦.٤.

ثالثا: الاحتمالات

تناولنا حتى الآن التوزيع الاعتدالي كتوزيع تكراري نسبي نظري ولكنه في نفس الوقت توزيع محتمل لمتغير متصل وفي هذا الجزء سنقدم أساسيات الاحتمال المطلوبة لفهم التوزيعات المحتملة واستخدام الاحتمالات في الإحصاء.

تزودنا الأنشطة اليومية للحياة بشعور حدسي بالاحتمالات افترض أنك اشتريت كاميرا وبعد. فترة تلقيت خطابا من الشركة المنتجة يقول:

إشعار عاجل ..... والرد فوراً، لقد أسعدك الخط بأن تكون أحد المرشحين للجوائز التالية:

١- سيارة قيمتها ٣٦٠٠٠

٢- رحلة لتركيا لأسبوعين قيمتها ٦٥٠٠ جنيه

٣- تلفزيون مجسم الصوت بـ ١٩٩٥ جنيه

٤- جهاز تسجيل بـ ٣٧٥ جنيه

٥- كاميرا بـ ٧٥ جنيه

٦- جهاز حاسوب شخص بـ ٧٤٩.

وصفت الخطاب وداعبك الخيال بالفوز برحلة لتركيا لتتمتع بجوها الساحر وأماكنها الأثرية كما تمنيت أن تفوز بالسيارة أمسكت بالخطاب ثانية... وفجأة تبخرت أحلامك عندما طالعت الصفحة التالية من الخطاب وفيها وجدت الجدول (٢) الذي يمثل فرص الفوز بإحدى الجوائز السابقة.بافتراض أن كل فائز له فرصة متساوية للفوز بإحدى الجوائز، فأي الجوائز يا ترى هي الأكثر احتمالاً للفوز بها؟ وما الجائزة الأقل احتمالاً أن تفوز بها؟

حتـى ولـو لـم يسـبق لـك دراسـة نظريـة الاحتمـالات ففـي الغالـب سـتقول: "انـس الجائزة الأولى" السيارة سألتقط صورة عندما أفوز بالكاميرا (الجائزة رقم ٥). إن واحد فقـط فـي المليـون هـو الـذي يفـوز بالسـيارة، بينمـا سـيفوز بالكـاميرا ٩٩٩٨٤٥ مـن المليون. ومن الواضح أن فرص فوزك بالكاميرا أعلى بكثير من الفوز بالسيارة.

(جدول ٤)

نوع الجائزة	عددها
١- سيارة	١
٢- رحلة لتركيا	٢٠
٣- جهاز تلفزيون	٣٤
٤- جهاز تسجيل	٦٦
٥- كاميرا	٩٩٩٨٤٥
٦- جهاز حاسوب	٣٤

افتـرض أنـه طلـب منـك أن تقـدر احتمـال فـوزك بجهـاز تلفزيـون. فـي الغالـب سـتكون إجابتـك قريبـة ممـا يـأتي: إن فرصـتي هـي ٣٤ فـي المليـون. والواقـع أن مـا أوضـحته يتمثـل فـي احتمـال الفـوز بجـائزة محـددة هـو حاصـل قسـمة عـدد الجـوائز مـن نـوع هـذه الجـائزة علـى العـدد الإجمـالي للمرشـحين للجـائزة. ويمكـن صـياغتها بصـورة رياضية هكذا:

احتمال الفوز بجائزة معينة= $\frac{\text{عدد الجوائز من نوع تلك الجائزة}}{\text{العدد الإجمالي للمتقدمين لها}}$

وبتطبيق هذه المعادلـة علـى الجـائزة (٣) فـإن احتمـال فـوزك بجهـاز تلفزيـون هـو ٣٤/ ١٠٠٠٠٠٠ أو ٠.٠٠٠٠٣٤ وإذا طبقنـا المعادلـة علـى كـل نـوع مـن الجـوائز فستحصل على التوزيع الاحتمالي للجوائز الذي يمثله جدول (5).

وهكذا نلاحظ أن معادلة احتمالات الجوائز تشبه كثيرا صيغة التكرار النسبي والواقع أن معادلة الاحتمالات هذه هي تطبيق خاص لمعادلة التكرار النسبي وبالمعني العام فإن وقوع حدث ما في المجتمع مستقلا عن وقوع أحداث أخرى فى ذلك المجتمع، يكون احتمال وقوعه كما يلي:

$$\text{احتمال وقوع الحدث} = \frac{\text{عدد تكرار الحدث فى المجتمع}}{\text{العدد الإجمالي للأحداث المحتملة فى المجتمع}}$$

جدول (٥): يوضح التوزيع الاحتمالي للفوز بالجوائز المليون

نوع الجائزة	عددها ١٠٠٠٠٠٠	احتمال الفوز
١- سيارة	١	٠.٠٠٠٠٠٠١
٢- رحلة لتركيا	٢٠	٠.٠٠٠٠٠٢٠
٣- جهاز تلفزيون	٣٤	٠.٠٠٠٠٣٤
٤- جهاز تسجيل	٦٦	٠.٠٠٠٠٠٦٦
٥- كاميرا	٩٩٩٨٤٥	٠.٩٩٩٨٤٥
٦- حاسوب شخص	٣٤	٠.٠٠٠٠٣٤

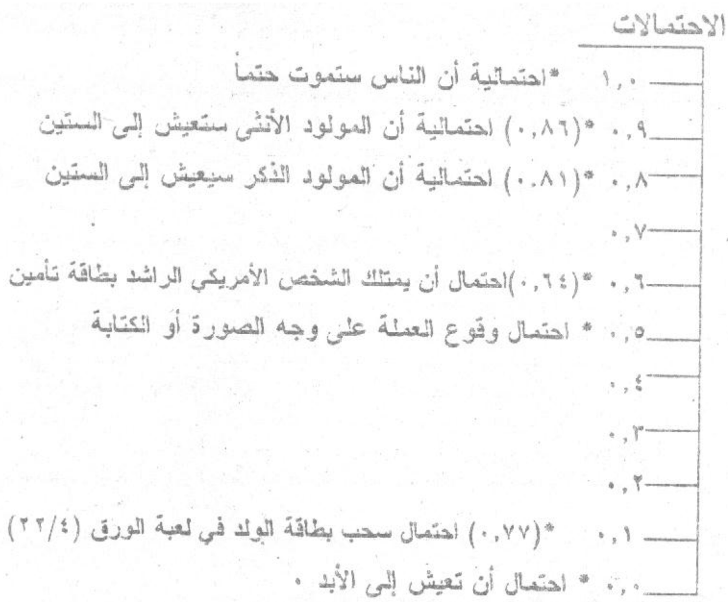
ويتمثل هذا التعريف للاحتمالات بصورة جوهرية فى ذلك التكرار النسبي باستثناء ذلك الذي يقوم على كل الأحداث في المجتمع ولا يقوم فقط على تلك التكرار التي تحدث في عينة من المجتمع. وتزودنا هذه المعادلة باحتمالات وقوع الأحداث المنفصلة أي الأحداث التي لها مجموعة محسوبة من القيم العادية مثل

عدد السيارات التي ستمنح كجائزة كل مليون مرشح وعلى هذا فالاحتمالات المتعلقة بإمكانية الحصول على كل جائزة تمثل توزيعا لاحتمالات منفصلة.

خصائص توزيعات الاحتمالات المنفصلة

إن لتوزيعات الاحتمالات خصائص ربما نكون واعين بها بالفعل فاحتمال وقوع الحدث يتراوح بين ٠.٠ إلى + ١.٠ والحدث الذي له احتمال وقوع = صفر هو حدث مؤكد أنه لن يقع والحدث الذي به احتمال وقوع = ١.٠ هو حدث مؤكد وقوعه ويمثل شكل 5 مقياس الاحتمالية ويقدم احتمالات وقوع بعض الأحداث إن القليل من الأحداث الحياتية هي التي لها احتمال وقوع = + ١.٠ أي مؤكدة الحدوث بصورة مطلقة، وبالمثل إن القليل من أحداث الحياة لها احتمال وقوع = صفر أي مستحيلة الوقوع ويتسق هذا المدي للاحتمالية من صفر إلى ١.٠ مع خاصية التوزيع التكراري النسبي ومؤداها أن التكرارات المجتمعية النسبية تتراوح من صفر إلى ١.٠.

شكل (5): مقياس الاحتمالية واحتمالات وقوع بعض الأحداث



الاحتمالات النظرية:

هناك طريقان يمكننا بها تحديد احتمالية وقوع الحدث: الطريق النظري الإمبريقي فبالنسبة لبعض الأحداث يمكننا الاستدلال على احتمالية وقوع ذلك الحدث وكمثل بسيط على ذلك فإن احتمال سقوط العملية المعدنية على الصورة أو الكتابية يمكننا الاستدلال عليه ويوجد احتمالات لا ثالث لهما: السقوط على الصورة أو السقوط على الكتابية ونسبة احتمالية متساوية إذن فاحتمال وقوع العملية جهة الصورة هي بنسبة ١: ٢ أو ٠.٥ ولكن النماذج النظرية للاحتمالات هي غالبا أعقد من هذا وكمثل على ذلك سنتناول فى الجزء اللاحق التوزيع الاعتدالي المعياري كتوزيع احتمالي نظري.

الاحتمالية الإمبريقية:

بالنسبة لبعض الأحداث لا يمكن الاستدلال على احتمالات وقوعها من الناحية النظرية مثل احتمال أن كون المولود أنثى يضمن لها أن تعيش ستين سنة وللتوصل إلى هذه الاحتمالية تستخدم الاحتمالات الإمبريقية التي نحصل عليها من تكرار وقوع الحدث على المدى الطويل وكمثال على ذلك تستخدم الشركات الأمريكية للتأمين على الحياة جدول معدل الوفيات الطبيعية لتحديد معدلات الحياة في الولايات ويتم عمل هذا الجدول بصورة إمبريقية عبر فترة زمنية بتسجيل معدل الوفيات من مختلف الأعمار بالنسبة للذكور والإناث ويرجع الجدول أنه بالنسبة لكل عشرة مليون مولود أنثى تظل ٨٦٠٣٨٠١، على قيد الحياة حتى الستين وعلى هذا فإن احتمال بقاء المولود الأنثي فى الولايات المتحدة حتى سن الستين هو كالتالي:

$$= ٨٦٠٣٨٠١ \div ١٠٠٠٠٠٠٠ = ٠.٨٦$$

وبالطبع تتغير هذه القيمة لمعدل الوفيات بالتغير الحادث في الرعاية الصحية التي تحسنت وأحيانا ما يضطر علماء النفس على استخدام كل من الاحتمال النظري والأمبريقي ولكننا سنركز هنا على التوزيعات النظرية كالتوزيع الاعتدالي المعياري.

التوزيع الاعتدالي المعياري كتوزيع احتمالي

التوزيع الاعتدالي هو توزيع تكراري نسبي نظري ولأن التكرارات النسبية التي تحدد التوزيع الاعتدالي تقوم على بيانات المجتمع فإن التوزيع الاعتدالي هو أيضا توزيع احتمالي ولكن هناك اختلاف طفيف بين التوزيع والاحتمالي المتصل والتوزيع الاحتمالي المنفصل الذي سبق تناوله فالدرجة (س) في التوزيع الاعتدالي هو متغير متصل وبإمكان المرء أن يستخدم مجموعة غير محدودة من القيم (العددية) في مدى يقع ضمن نطاق اختلافها خذ مثالا على ذلك افترض أن الدرجات التي تشكل التوزيع الاعتدالي النظري هي أوزان لأجسام بشرية فما هي احتمالية إيجاد شخص يزن ٧٤ كيلو جراما بالضبط؟ إن الوزن متغير متصل فقد يزن بعض الناس ٧٤.٣ أو ٧٤.٣٦ أو ربما ٧٤.٣٦٤ كيلو جراما قد نجد من الناحية النظرية على الأقل شخصا يزن ٧٤.٣٦٣٢١٩٣ كيلو جراما إذا كان لدينا مقياس حساس للوزن ولكن قد لا نجد شخصا يزن ٧٤ كيلو جراما بالضبط فهل نعتبر الوزن ٧٤.٣ هو بالتقريب ٧٤ كيلو جراماً فماذا عن الذي يزن ٧٤.٠٠٠٠١ كيلو جراماً؟ من حيث المبدأ لا يمكننا مطلقا أن نجد شخصا يزن ٧٤ كيلو جراما بالتمام والكمال ولكن قد نجد وزنا يقل قليلا عن هذا الوزن أو أكثر منه قليلا ولكن ليس ٧٤ كيلو جراما بالضبط.

وإذا اتبعنا هذا الخط من الاستدلال فاحتمال حدوث قيمة دقيقة من درجة متصلة = صفر، ولكن احتمال حدوث درجة ما بين فاصلين ليس صفراً. ورغم أننا لا نستطيع الحصول على وزن ٧٤ كيلو جراما فإنه يمكننا الحصول على وزن يتراوح

بين ٧٣.٥ : ٧٤.٥ كيلو جراما فمثلا بصرف النظر عن عدد الكسور العشرية التي قد تكون في قياساتنا فإن الوزن ٧٤.٣ (أو حتى ٧٤.٣٦٤٢١٩٣) يقع دائما في الفئة بين ٧٣.٥ : ٧٤.٥ كيلو جراما.

وعلى ذلك فدالة الاحتمال التي تتحدد بالتوزيع الاعتدالي لا تزودنا باحتمالات للقيم المنفصلة للدرجة (س) بل تزودنا باحتمالات أن قيمة (س) ستقع ضمن نطاق فئة معينة ويتم التعرف على الاحتمالية بالمساحات تحت التوزيع الاعتدالي.

وكمثال على التوزيع الاعتدالي خذ تلك المسألة افترض أن هناك مجموعة من الدرجات موزعة اعتداليا بمتوسط = ١٥٠ وانحراف معياري = ٨ فإذا تم اختيار درجة من هذا التوزيع بصورة عشوائية فما احتمال الحصول على درجة تقع بين ١٥٠، ١٥٨؟ للإجابة على هذا التساؤل نحول أولا التوزيع إلى توزيع اعتدالي معياري بمتوسط = صفر وانحراف معياري = ١ باستخدام معادلة الدرجة المعيارية (س – م) ÷ ع وعلى هذا تصبح الدرجة ١٥٠ هكذا:

الدرجة المعيارية للدرجة ١٥٠ = صفر، والدرجة المعيارية للدرجة ١٥٨ = +١.٠.

ويصبح السؤال عندئذ: ما احتمال الحصول على درجة تتراوح قيمتها بين الدرجة المعيارية صفر والدرجة المعيارية + ١.٠؟ وتأتي الإجابة من المساحات تحت التوزيع الاعتدالي المعياري التي تقع ضمن حدود الدرجتين المعياريتين صفر، +١.٠ = ٠.٣٣٤١٣ (يتم الحصول عليها بالكشف في ملحق ٤) وتبعا لذلك فاحتمال الحصول على درجة بين ١٥٠، ١٥٨ = ٠.٣٤١٣ ويمكن وضع هذه النتيجة بمصطلحات الاحتمالية في الصورة الرياضية: ح (١٥٠ ≥ س ≥ ١٥٨) = ٠.٣٤١٣ فالعلامة ≥ تعني أقل من أو تساوي ١٥٠ (١٥٠ ≥ س) وفي نفس

الوقت اصغر من أو تساوي ١٥٨ (س $\geq$ ١٥٨) هو ٠.٣٤١٣ أمثال في شكل مسائل عن استخدام التوزيع الاعتدالي المعياري كتوزيع احتمالي:

افترض أن لدينا درجات مجتمع ما فى القدرة العددية موزعة اعتداليا بمتوسط = ٨٠ وانحراف معياري = ٥.

السؤال الأول: ما احتمالية وجود درجات في هذا التوزيع أكبر من أو تساوي ٨٨؟

الحل: يجب تحويل الدرجة ٨٨ إلى درجة معيارية، ثم نستخدم (ملحق ٤) للحصول على نسبة الدرجات الأكبر من أو تساوي تلك الدرجة المعيارية وتمثل هذه النسبة الاحتمالية المطلوبة.

الدرجة المعيارية للدرجة ٨٨ $= \frac{٨٨ - ٨٠}{٥} = \frac{٨}{٥} = +١.٦$

يوضح عمود المساحات فى الملاحق أن المساحة تحت التوزيع الاعتدالي المعياري عند الدرجة المعيارية ÷ ١.٦ = ٠.٤٤٥٢ نطرحها من ٠.٥٠٠٠ يكون ٠.٠٥٤٨ وعلى ذلك فاحتمال وجود درجات أكبر من أو تساوي ٨٨ = ٠.٠٥٤٨ ويمكن كتابتها بالصيغة الرياضية التالية: ح (س $\geq$ ٨٨) = ٠.٠٥٤٨.

السؤال الثاني: ما احتمال وجود درجات فى التوزيع تقع بين ٨٣، ٨٧؟

الحل: يجب تحويل الدرجتين ٨٣، ٨٧ إلى درجات معيارية ثم الكشف في المساحات تحت التوزيع الاعتدالي المعياري عن قيمتي الدرجتين المعيارتين.

الدرجة المعيارية للدرجة ٨٣ $= \frac{٨٣ - ٨٠}{٥} = \frac{٣}{٥} = +٠.٦$

الدرجة المعيارية للدرجة ٨٧ $= \frac{٨٧ - ٨٠}{٥} = \frac{٧}{٥} = +١.٤$

ومن عمود المساحات في الملاحق نجد أن نسبة الدرجات التي تقع بين صفر ÷ ٠.٦ درجة معيارية هي ٠.٢٢٥٧ ونجد أن نسبة الدرجات التي تقع بين صفر + ١.٤ درجة معيارية هي ٠.٤١٩٢ والمساحة تحت التوزيع بين هاتين القيمتين تزودنا بنسبة الدرجات الواقعة بين ٨٧.٨٣ وللحصول على هذه المساحة نقوم بطرح ٠.٢٢٥٧ ومن ٠.٤١٩٢ والنتيجة هي ٠.١٩٣٥ وتمثل هذه النسبة الاحتمالية المطلوبة وعلى هذا فاحتمال درجة تقع بين الفاصلين ٨٣ على ٨٧ = ٠.١٩٣٥ وبالصيغة الرياضية:

ح (٨٣ ≥ س ≥ ٨٧) = ٠.١٩٢٥

السؤال الثالث: ما احتمال وجود درجات فى التوزيع بين ٦٥، ٧٤؟

الحل: يتم تحويل الدرجتين ٦٥، ٧٤ إلى درجات معيارية ثم البحث في المساحات تحت التوزيع الاعتدالي المعياري بين قيمتي الدرجتين المعياريتين:

الدرجة المعيارية للدرجة ٦٥ = $\frac{\text{٦٥ − ٨٠}}{\text{٥}} = \frac{\text{−١٥}}{\text{٥}} = \text{−٣.٠}$

الدرجة المعيارية للدرجة ٧٤ = $\frac{\text{٧٤ − ٨٠}}{\text{٥}} = \frac{\text{−٦}}{\text{٥}} = \text{−١.٢}$

وبالرجوع إلى المساحات فى الملاحق نجد أن ٠.٤٩٨٧ من الدرجات تقع بين صفر −٣.٠ درجة معيارية ٠.٣٨٤٩ من الدرجات تقع بين صفر ١.٢ درجة معيارية (لاحظ أن + ٣.٠٠ تمثل في النسبة ٣.٠، وأن −١.٢ تماثل درجة +١.٢ بسبب أن التوزيع الاعتدالي المعياري وخاصة التماثل) وبطرح ٠.٣٨٤٩ من ٠.٤٩٨٧ تكون النتيجة ٠.١١٣٨ تمثل هذه النسبة الاحتمالية المطلوبة إن ح (٦٥ ≥ س≥ ٧٤) = ٠.١١٣٨

رابعا: الدرجات المعيارية

لقد رأينا أنه بإمكاننا أخذ درجة خام من توزيع اعتدالي وتحويلها إلى درجة فى التوزيع الاعتدالي المعياري باستخدام هذه المعادلة: $ذ = \frac{س - م}{ع}$

والدرجة ذ هي درجة معيارية يمكن استخدامها في إجراء المقارنات بين الدرجات من توزيعين اعتداليين مختلفين فمثلا افترض شخص ما حصل على درجة ٧٥ لاختيار متوسطه ٧٠ وانحرافه المعياري وحصل على درجة ١١٠ فى اختبار آخر بمتوسط ١٠٠ وانحراف معياري١٠ افترض أن الدرجات فى كلا الاختبارين موزعة اعتداليا والدرجتان ١١٠.٧٥ عند تحويلها إلى تحولهما إلى درجة معيارية كانت قيمة كل درجة + ١ معني أن الشخص حصل فى كلا الاختبارين على درجة واحد انحراف معياري فوق المتوسط وتبعا لذلك فموقع الشخص بالنسبة للدرجات الأخرى على الاختبارين متطابق بالنسبة لكل الاختبارين فهو حصل على واحد انحراف معياري فوق المتوسط فى كلا الاختبارين.

وقد يكون من المفيد إجراء تحويلات مشابهة للدرجات من العينة حتى لو كانت الدرجات غير موزعة اعتداليا ويمكن استخدام المعادلة التالية:

$$\text{الدرجة المعيارية للدرجة (س)} = \frac{\text{قيمة الدرجة (س) – متوسط العينة}}{\text{الانحراف المعياري للعينة}} \quad \text{أو} \quad ذ = \frac{س - م}{ع}$$

يطلق على قيمة ذ التي نحصل عليها من هذه المعادلة في الغالب الدرجة المعيارية وهذه المعادلة تحول الدرجة إلى رقم يوضح مقدار ابتعادها عن متوسط درجات العينة وهذا الرقم يعبر عن وحدات الانحراف المعياري وللتوضيح افترض أن لدينا خمسة طلاب تقدموا لامتحان في الإحصاء والآخر في القياس النفسي وقمنا

بتحويل درجاتهم فى الاختبارين إلى درجات معيارية يمثلها جدول ١-٤. وقد حصلنا على الدرجات المعيارية باستخدام المعادلة السابقة فمثلا كانت درجة غادة الخام فى الإحصاء ٩١ ومتوسط الاختبار هو ٧٢.٠ بانحراف معياري ١٤.٢ وعلى ذلك

فدرجة غادة المعيارية = $ذ = \frac{س - م}{ع} = \frac{٩١ - ٧٢}{١٤.٢} = \frac{١٩}{١٤.٢} = + ١.٣٤$

وبمعرفة الدرجة المعيارية لغادة يمكننا أن نعرف درجة غادة في علاقتها بمتوسط درجات زملائها إن درجتها ١.٣٤ انحراف معياري فوق المتوسط (أو + ١.٣٤).

(جدول ٦)

الامتحان	الإحصاء		القياس النفسي	
الطلاب	س	ذ	س	ذ
غادة	٩١	+ ١.٣٤	٩٣	+ ١.١٨
مروة	٦٢	– ٠.٧٠	٧٩	٠.٠٠
تامر	٨٧	+ ١.٠٦	٧٣	– ٠.٥٠
عمر	٥٦	– ١.١٣	٩٠	+ ٠.٩٢
شرين	٦٤	– ٠.٥٦	٦٠	– ١.٦٠
م	٧٢.٠		٧٩٠	
ع	١٤.٢		١١.٩	

وبالدرجات المعيارية يمكننا بسهولة مقارنة درجات اختبار آخر وهذا شيء لا يمكننا إجراء من الدرجات الخام بمفردها فمثلا حصل تامر على ١.٠٦ انحراف معياري فوق المتوسط فى الإحصاء ولكنه حصل على ٠.٥٠ انحراف معياري تحت المتوسط فى القياس النفسي وتدل الدرجات المعيارية الإيجابية على أنها فوق متوسط العينة كما تدل الدرجة صفر (كما فى حالة مروة فى اختبار القياس النفسي) على أنها مساوية للمتوسط أما الدرجة المعيارية السالبة فتدل على أنها اقل من المتوسط ومع ذلك لابد أن نلاحظ أنه بسبب حصولنا على الدرجة المعيارية من درجات العينة وليس من درجات المجتمع لذلك فإن يكون لها نفس الخصائص المتعلقة بالتوزيع الاعتدالي رغم ذلك غالبا ما تستخدم الدرجات المعيارية عند الكشف عن نتائج الاختبار حيث تزود الدرجة المعيارية بإيضاح للموقع النسبي للشخص مقارنة بدرجات زملائه على نفس الاختبار وتحويل الدرجات إلى درجات معيارية لا يغير من شكل توزيع الدرجات فإذا كان توزيع الدرجات الخام ملتوبا سيظل توزيع الدرجات المعيارية ملتويا بنفس القدر وهذا ينقلنا إلى الحديث عن التوزيعات الملتوية.

خامسا التوزيعات الملتوية

تكلمنا عن متوسط المجتمع وانحرافه المعياري وعن متوسط العينة وانحرافه المعياري وذكرنا أن التوزيع الاعتدالي هو الشكل السائد بالنسبة للظواهر الاجتماعية والسمات النفسية فى المجتمع ولأنه يصعب فى أغلب الأحيان دراسة ظاهرة أو سمة فى المجتمع بأكمله فإننا نكتفي بأخذ عينة ممثلة لهذا المجتمع والمفترض أن يكون توزيع الظاهرة أو السمة لدى تلك العينة توزيعاً اعتداليا وبكن فى بعض الأحيان لا يتخذ التوزيع التكراري الشكل الاعتدالي وفى هذه الحالة لابد لنا من الحكم على مدى اعتدالية هذا التوزيع حتى يمكننا اختيار الأسلوب الإحصائي المناسب لمعالجة بيانات التوزيع وحتى تكون استدلالاتنا من هذه البيانات صحيحة.

والواقع أن التوزيع عندما لا يتخذ الشكل الاعتدالي فإنه يكون إما ملتويا أو مفرطحا وسنكتفي هنا بتناول الالتواء.

ويتخذ الالتواء عدة صور منها الالتواء الموجب وفيه يكون الطرف الطويل لمنحني التوزيع ممتدا جهة اليمين بمعني أن درجات التوزيع مركزة فى الجهة اليسري للتوزيع التكراري بينما يقل عدد الدرجات جهة اليمين كلما بعدنا عن المتوسط وعلى هذا يكون ترتيب مقاييس النزعة المركزية كالتالي المتوسط فالوسيط فالمنوال

وعندما يكون الالتواء سالبا فإن الطرف الطويل لمنحنى التوزيع يمتد جهة اليسار ويكون ترتيب مقاييس النزعة المركزية كالتالي: المنوال، الوسيط، المتوسط، وهذا يعني أن درجات التوزيع مركزة فى الجهة اليمني للتوزيع التكراري.

ولكن كيف يمكن قياس التواء التوزيع التكراري؟ هنا طريقتان تعتمدان على مقاييس النزعة المركزية والانحراف المعياري

١- مقياس بيروسون الأول للالتواء = $\frac{\textbf{المتوسط} - \textbf{المنوال}}{\textbf{الانحراف المعياري}}$

٢- مقياس بيروسون الثاني للالتواء = $\frac{\textbf{المتوسط} - \textbf{المنوال}}{\textbf{الانحراف المعياري}}$

ويتم تفسير النتيجة من خلال ما يأتي (نقلا عن فؤاد البهي ١٩٧٩) يمتد الالتواء من -٣ فى الالتواء السالب إلى +٣ فى الالتواء الموجب ويتلاشي الفرق إذا كان الفرق بين مقاييس النزعة المركزية صفرا وهنا يكون التوزيع اعتداليا. وعلى هذا فأقصى التواء سالب لا يزيد عن -٣ وأقصى التواء موجب لا يزيد عن +٣ ويمتد الالتواء بين هاتين القيمتين فإذا اقترب من الصفر دل على أن التوزيع اعتدالي خال من الألتواء.

سادسا: تحويل التوزيع الإمبريقي إلى أقرب توزيع اعتدالي

إذا كان التوزيع الإمبريقي ملتويا ولم يكن متاح لنا أن نستعين بعينة أخرى فإننا نلجأ عندئذ إلى تعديل التوزيع حتى يقترب من التوزيع الاعتدالي ويكن يجب أن نفترض هنا أن السمة أو الظاهرة التي نقيسها موزعة بصورة اعتدالية فى المجتمع الذى اشتقت منه العينة وأن الالتواء أو الانحراف عن الصورة الاعتدالية إنما يرجع إلى أخطاء القياس وعدم تمثيل العينة للمجتمع تمثيلا دقيقا.وتتلخص خطوات تحويل التوزيع التكراري الإمبريقي إلى التوزيع الاعتدالي.

١- حساب متوسط التوزيع التكراري الإمبريقي

٢- حساب الانحراف المعياري للتوزيع

٣- حساب انحراف منتصف كل فئة عن متوسطها

٤- تحويل الدرجات الخام فى التوزيع إلى درجات معيارية بقسمة الانحراف عن المتوسط على الانحراف المعياري = $\frac{(ص - م)}{ع}$

٥- الكشف فى الملاحق للحصول على الارتفاعات المقابلة لهذه الدرجات المعيارية ولا يهم هنا الإشارة الجبرية للدرجة المعيارية (بسبب خاصية التماثل فى التوزيع الاعتدالي المعياري ولكن يجب أن تتذكر أن الإشارة السالبة تدل على أن الارتفاع يقع على يسار المتوسط

٦- نضرب الناتج من الخطوة السابقة فى مقدار ثابت هو=

حيث: مجـ ت = مجموع التكرار الإمبريقي ع = الانحراف المعياري ف = مدى الفئة ويكون الناتج هو التكرار المعدل لكل فئة.

٧- نضيف فئة قبل الفئة الأولى يكون تكرارها الإمبريقي صفرا وفئة أخرى بعد آخر فئة يكون تكرارها الإمبريقي صفرا أيضا حتى يقترب التوزيع الإمبريقي من التوزيع الاعتدالي الذى يمتد من – ∞ إلى +∞

٨- للمراجعة يجب أن يساوي مجموع التكرار الإمبريقي مجموع التكرار الاعتدالي وإذا وجد فرق يكون ضئيلاً ويرجع في الأساس إلى عمليات التقريب.

مثال: حول التوزيع الإمبريقي التالي إلى أقرب توزيع اعتدالي

الفئات	٤-٦	٧-٩	١٠-١٢	١٣-١٥	١٦-١٨	١٩-٢١	٢٢-٢٤
التكرار الإمبريقي	٢	٦	٧	٢٩	٤٠	٥٨	٣٧

٢٥-٢٧	٢٨-٣٠	٣١-٣٣	٣٤-٣٦	المجموع
٢٣	١٩	٧	٢	٢٣٠

الحل: نضيف فئة قبل الفئة الأولى بتكرار = صفر، وأخرى بعد آخر فئة تكرارها صفر ثم نطبق الخطوات السابقة ويوضح جدول ٧ خطوات تحويل التوزيع الإمبريقي إلى أقرب توزيع تكراري اعتدالي

جدول (٧) يوضح تحويل التوزيع الإمبريقي إلى أقرب توزيع تكراري اعتدالي

الفئات	ت	ص	ح	ذ	ي	ت
١-٣	٠	٢	١٨.٣٣-	٣.٢٧-	٠.٠٠١٩	٠.٢٣
٤-٦	٢	٥	١٥.٣٣-	٢.٧٣-	٠.٠٠٩٦	١.١٨

٧-٩	٦	٨	-١٢.٣٣	-٢.٢٠	٠.٠٣٥٥	٤.٣٧
١٠-١٢	٧	١١	-٩.٣٣	-١.٦٦	٠.١٠٠٦	١٢.٣٧
١٣-١٥	٢٩	١٤	-٦.٣٣	-١.١٣	٠.٢١٠٧	٢٥.٩١
١٦-١٨	٤٠	١٧	-٣.٣٣	-٠.٥٩	٠.٣٣٥٢	٤١.٣٢
١٩-٢١	٥٨	٢٠	-٠.٣٣	-٠.٠٦	٠.٣٩٨٢	٤٨.٩٨
٢٢-٢٤	٣٧	٢٣	+٢.٦٧		٠.٣٥٥٥	٤٣.٢٧
٢٥-٢٧	٢٣	٢٦	+٥.٦٧	+٠.٤٨	٠.٢٣٩٦	٢٩.٤٧
٢٨-٣٠	١٩	٢٩	+٨.٦٧	+١.٠١	٠.١٢٠٠	١٤.٧٦
٣١-٣٣	٧	٣٢	١١.٦٧	+١.٥٥	٠.٠٤٥٩	٥.٦٥
٣٤-٣٦	٢	٣٥	+١٤.٦٧	+٢.٠٨	٠.٠١٣٢	١.٦٢
٣٧-	٠	٣٨	+١٧.٦٧	+٢.٦١	٠.٠٠٢٨	٠.٣٤
				+٣.١٥		
مجـ	٢٣٠					٢٢٩.٨٣
م	٢٠.٣٣					
ع	٥.٦١					

ت = التكرار الإمبريقي، ح = انحراف منتصف الفئة (ص) عن المتوسط / ذ = الدرجة المعيارية ي = الارتفاع المقابل المعيارية من ملحق (٤)، ت = أقرب تكرار اعتدالي.

الفصل الثاني

تحليل التباين البسيط

الفصل الثاني

تحليل التباين البسيط

يستخدم اختبار "ت" بصورة واسعة في بحوث علم النفس والعلوم الاجتماعية الأخرى . ولكن مدي استخدام محصور في مقارنة متوسطي مجموعتين اثنين فقط. فماذا عن التصميمات التجريبية التي تضم أكثر من ظرفين تجريبيين؟ هنا لا يصلح اختبار "ت" في المقارنة ، ويستخدم بدلا منه اختبار إحصائيا آخر يسمى تحليل التباين analysis of variance والمعرفة اختصارا بـ one-way ANOVA .كما يمكن استخدامه في تحليل التباين الذي يضم متغيرين مستقلين، tow-way ANOVA.بل يمكن استخدامه عندما يضم التصميم ثلاث متغيرات مستقلة....وهكذا. وسنبدأ الأن بأبسط صور تحليل التباين الذي لا يضم سوي متغير مستقل واحد . وتحليل التباين هذا ينقسم الي نوعين : تحليل التباين المنفصل one-way ANOVA(unrelated)، وتحليل التباين المرتبط (related) one-way ANOVA .

أولا: تحليل التباين المنفصل

١ -متي يستخدم

يستخدم هذا التحليل الإحصائي عندما يتم اختبار متغير واحد له ثلاث ظروف تجريبية أو أكثر، بحيث يكون لكل ظرف تجريبي مبحوثين منفصلين(ولذلك يسمي منفصلا). وتحليل التباين البسيط المنفصل هو اختبار معلمي يقابله كروسكال- واليس كاختبار لا معلمي يستخدم في التصميمات التخريبية المنفصلة التي لها ثلاثة ظروف تجريبية أو أكثر.

١- <u>مثال</u>

أراد أحد الباحثين أن يختبر أي لظروف التي تساعد على التذكر : التعلم مع وجود موسيقي هادئة ، التعلم بدون أي مصاحبات له، التعلم مع وجود ضوضاء .ولذلك صمم تجربته بحيث تضم ثلاثة ظروف تجريبية تمثل صور التعلم الثلاثة هذه ،بحيث يضم كل ظرف تجريبي ستة مبحوثين . وبعد تعريض المبحوثين في كل مجموعة الظرف التجريبي المختص ، طبق اختبار للتذكر ، وخرج بالبيانات الرقمية الممثلة في جدول ٢-١ .

جدول ٢-١ : عدد الكلمات المستدعاة

	ظرف الموسيقي	ظرف الخالي	ظرف الضوضاء	المجموع العام
	٨	٧	٤	
	٧	٨	٥	
	٩	٥	٣	
	٥	٤	٦	
	٦	٦	٢	
	٨	٧	٤	
المجموع	٤٣	٣٧	٢٤	
المتوسط	٧.١٧	٦.١٧	٤	١٠٤

٢- الفرض البحثي

يتنبأ الباحث بأن يكون للظروف التجريبية الثلاثة تأثير على عدد الكلمات التي يستدعيها المبحوثون.

٣- جدول تحليل التباين البسيط (للتصميم المنفصل):

هناك مصدران للتباين في تحليل التباين البسيط هي: تأثير المتغير المستقل (ويسمى العامل أ) متمثلا في تأثير الظروف التجريبي الثلاثة (الموسيقي الهادئة – دون مصاحبات – الضوضاء) ولذلك يطلق عليه التبايين بين المجموعات وتأثير التباين داخل المجموعة (تباين الخطأ)؛ أي صور الاختلاف بين أفراد كل مجموعة من المجموعات الثلاث. ويمثل جدول ٢-٢ مصادر التباين هذه.

جدول ٢-٢ تحليل التباين البسيط المنفصل

مصادر التباين	مجموع المربعات	درجات الحرية	متوسط المربعات	النسبة الغائبة
العامل (أ) بين المجموعات تأثير الظروف التجريبية	مجموع مربعات العامل (أ)	درجة حرية العامل (أ)	مجموع مربعات العامل (أ) درجة حرية العامل (أ)	متوسط مربعات العامل (أ) متوسط مربعات

الخطأ (داخل المجموعات) الفروق داخل كل مجموعة	مجموع مربعات الخطأ	درجة حرية الخطأ	مجموع مربعات الخطأ درجة حرية الخطأ	
المجموع الكلي للمربعات	التباين الكلي	درجة حرية المجموع الكلي		

٤- <u>الأساس المنطقي</u>

يمثل المتغير المستقل (أي الظروف التجريبية الثلاثة) الفروق المتوقعة في عدد الكلمات المستدعاة بين المجموعات الثلاث، ويتمثل هذا في العامل أ أما الفروق بين أفراد كل مجموعة أي داخل المجموعة الواحدة، فإنها لا ترجع لظروف التجربة، بل لمتغيرات دخيلة على التجربة، ولذلك يطلق عليها تباين الخطأ.

أما النسبة الغائبة فتمثل اختبار للفرض الذي وضعه الباحث بأن التباين بين الظروف التجريبية سيكون أعلى نسبيا بالمقارنة مع خطأ التباين الناشئ عن المتغيرات الدخيلة على التجربة.

٥- <u>إعداد البيانات</u>

يوضح جدول ٢-١، كيفية وضع درجات ثلاثة ظروف تجريبية (أو أكثر) في تحليل التباين البسيط، وعلينا أن نتذكر أن من الأهمية بمكان حساب متوسطات الدرجات (كما يوضح الجدول) رغم أننا لا نحتاج إليها عند حساب

تحليل التباين. لهذا فغالبا ما يحسب الباحثون صور التباين في الدرجات (بين المجموعات وداخل المجموعات والتباين الكلي) ويكشفون عن دلالة النسبة الفائية. ولكن لأنهم لم يحسبوا متوسطات المجموعات فإنهم لا يستطيعون تحديد اتجاه أي فرق. وتوضح المتوسطات الموجودة في جدول ٢-١ أن المجموعة التي تلقت التعلم بمصاحبة موسيقي هادئة كانت أفضل استدعاء للكلمات، يليها المجموعة التي لم يصاحب التعلم فيها أي صوت، بينما كانت أقل المجموعات استدعاء تلك التي اقترنت فيها عملية التعلم بالضوضاء وهدف تحليل التباين هو تحديد ما إذا كانت هذه الفروق بين المجموعات دالة أم لا.

٦- خطوات الحل

أولا: الرموز

مجـ ظ٢: مجموع مربعات الظروف: مجـ ظ^{٢} = (٤٣)^{٢} + (٣٧)^{٢} + (٢٤)^{٢}

ن أ: مجموع المبحوثين في أي ظرف تجريبي، ن أ = ٦

ن: المجموع الكلي للدرجات أو المبحوثين، ن = ١٨

(مجـ س)٢: مربع مجموع كل الدرجات، (مجـ مجـ س)^{٢} = (١٠٤)^{٢}

م ث: مقدار ثابت $\frac{(\text{مجـ مجـ س})^{٢}}{\text{ن}}$، م ث = $\frac{(١٠٤)^{٢}}{١٨}$ = $\frac{١٠٨١٦}{١٨}$ = ٦٠٠.٨٩

مجـ مجـ (س^{٢}): المجموع الكلي لمربعات كل الدرجات، مجـ مجـ (س)^{٢}

ثانيا: حساب مصادر التباين

أ- **العامل أ: نقسم مجموع مربع مجاميع المجموعات على عدد أفراد كل مجموعة ثم نطرحها من ناتج الخطوة وفي أولا: هكذا:**

(٤٣)^{٢} + (٣٧)^{٢} + (٢٤)^{٢} ÷ ٦ – ٦٠٠.٨٩ = ٦٣٢.٣٣ – ٦٠٠.٨٩ = ٣١.٤٤

وبالصورة الرمزية: مجموع مربعات العامل أ= مجـ (مجـ أ)^{٢} ÷ ن أ

ب- **المجموع الكلي للمربعات: نربع كل الدرجات الثمانية عشرة، ثم نجمع هذا التربيع ونطرحه من (مجـ س)^{٢}**

هكـــــذا: (٨)٢ + (٧)٢ + (٦)٢ + (٥)٢ + (٦)٢ + (٨)٢ + (٧)٢ + (٨)٢ + (٥)٢ + (٤)٢ + (٦)٢ + (٧)٢ + (٤)٢ + (٥)٢ + (٣)٢ + (٦)٢ + (٢)٢ + (٤)٢ – ٦٠٠.٨٩ = ٦٦٤ – ٦٠٠.٨٩ = ٦٣.١١

جـ- الخطأ نطرح مجموع مربعات العامل أ من المجموع الكلي للمربعات،

وهكذا: ٦٣.١١ –٣١.٤٤ = ٣١.٦٧

وبالصورة الرمزية: (مجـ س)^{٢} – (مجـ س)^{٢} ÷ ن – مجـ (مجـ أ)^{٢} ÷ ن أ

ثالثا: حساب درجات الحرية:

أ- **درجة حرية العامل أ = عدد الظروف التجريبية – أ، وبالصورة الرمزية ت – ١٣–١=١٢**

ب- **درجة حرية الخطأ = عدد المبحوثين إجمالا مطروحا منه عدد الظروف التجريبية، وبالصورة الرمزية: ن– ت= ١٨ – ٣= ١٥**

ج- درجة حرية المجموع الكلي للمربعات: العدد الإجمالي للأفراد مطروح منه واحد، وبالصورة الرمزية ن -١: ١٨-١= ١٧

رابعا: حساب متوسط المربعات (التباين)

أ- متوسط مربعات العامل أ= مجموع مربعات الخاصة بالعامل أ مقسوما على درجة حرية العامل أ، وبالصورة الرمزية: $\frac{\text{مج ع أ}}{\text{د. ح أ}} = \frac{٣١.٤٤}{٢} = ١٥.٧٢$

ب- متوسط مربعات الخطأ = مجموع مربعات الخطأ مقسوما على درجة حرية الخطأ، وبالصورة الرمزية $\frac{\text{مج الخطأ}}{\text{و.ج الخطأ}} = \frac{٣١.٤٤}{١٥} = ٢.١١$

خامسا: حساب النسبة الفائية

نقوم بقسمة متوسط مربعات العامل أ على متوسط مربعات الخطأ وبالصورة الرمزية: $\frac{\text{م ع أ}}{\text{م ع الخطأ}} = \frac{١٥.٧٢}{٢.١١} = ٧.٤٥$

ويمثل جدول ٢-٣ التحليل الرقمي لتحليل التباين البسيط (المنفصل)

جدول ٢-٣ تحليل التباين البسيط (المنفصل)

مصدر التباين	مجموع المربعات	درجات الحرية	متوسط المربعات	النسبة الفائية
العامل أ	٣١.٤٤	٢	١٥.٧٢	٧.٤٥
الخطأ	٣١.٦٧	١٥	٢.١١	
المجموع الكلي	٦٣.١١	١٧		

٧- الكشف عن الدلالة

يجب أن تكون قيمة ف المحسوبة أكبر من أو تساوي القيمة الجدولية في ملحق (١)، ويوضح ملحق (١) مستويين اثنين للدلالة: مستوي ثقة ٠.٩٥، وشك ٠.٠٥، ومستوي ثقة ٠.٩٩، وشك ٠.٠١

وبالتأكيد فمستوي الدلالة الثاني (٠.٠١) أفضل من الثاني (٠.٠٥) لأن نسبة الشك ٠.٠١ في مقابل ٠.٠٥

ولكي نكشف في ملحق (١) عن الدلالة الإحصائية علينا تحديد درجات الحرية حتى يمكننا تحديد قيم ف الجدولية. ونحن في هذا نستخدم درجتين للحرية. درجة الحرية العامل أ، ودرجة حرية الخطأ (وهما في المثال السابق ٢، ١٥ بالترتيب) وفي ملحق (١) الخاص بالدلالة الإحصائية للنسبة الفائية، نبحث في الجانب الأفقي حتى نصل إلى درجة حرية ٢ (تحت عنوان درجات حرية التباين الكبيرة مباشرة) ثم نبحث في الرأسي حتى تصل إلى درجة حرية ١٥ (بجانب عنوان درجات حرية التباين الصغير) نجد عند التقاء درجتي الحرية هاتين قيمتين جدوليتين للنسبة الفائية ٤.٥٤ وهي خاصة بمستوي الدلالة ٠.٠٥، و٨.٦٨ وهي خاصة بمستوي الدلالة ٠.٠١، وحيث أن قيمة ف المحسوبة = ٧.٤٥ وفهي أكبر من ٤.٥٤ وأصغر من ٨.٦٨ إذن فهذه القيمة دالة عند مستوي ٠.٠٥، بينما لم تصل لحد الدلالة عند مستوي ٠.٠١ وعلى ذلك يمكنا رفض الفرض الصفري والاستنتاج بأن للأجواء المصاحبة للتعلم تؤثر على عملية استدعاء الكلمات.

بقيت ملاحظة جديرة بالأهمية هي أن تحليل التباين يحدد ما إذا كانت توجد فروق كلية دالة بين الظروف التجريبية. ولذلك يعد تحليل التباين اختبارا ثنائي

الطرف، يقرر ما إذا كانت الفروق جوهرية ولكنه لا يستطيع تحديد اتجاه هذه الفروق. ولذلك ففي جزء لاحق سنتناول موضوع المقارنات البعدية لتحديد هذا الاتجاه.

ثانيا: تحليل التباين المرتبط (Related)

١ – متى يستخدم

يستخدم هذا التحليل عندما يكون لدينا متغيرا مستقلا واحدا له ثلاثة ظروف تجريبية أو أكثر، ونستخدم نفس المبحوثين في كل الظروف التجريبية (التصميم المرتبط) وتحليل التباين المرتبط هو اختبار معلمي يقابله "فريدمان" كاختبار لا معلمي يستخدم في التصميمات التجريبية المرتبطة التي تضم ثلاثة ظروف تجريبية أو أكثر.

٢ – مثال:

سوف نستخدم نفس النتائج التجريبية الممثلة في جدول ٢–١، ولكننا نفترض هذه المرة أن نفس المبحوثين الستة قد اشتركوا في كل الظروف التجريبية الثلاثة، حيث تعلموا قوائم الكلمات تحت ظرف الموسيقي والظرف الخالي وظرف الضوضاء والنتائج موضحة في جدول ٢–٤ وفي أول عمود يوجد رقم المبحوث، وفي الأعمدة الثلاثة التالية درجات المبحوث (الثلاثة) في كل ظرف تجريبي، ويوضح العمود الأخير مجموع درجات المبحوث في الظروف الثلاثة.

جدول ٢-٤ عدد الكلمات المستدعاة (التصميم المرتبط)

المبحوثون	ظرف الموسيقي	الظرف الخالي	ظرف الضوضاء	مجموع المبحوث
١	٨	٧	٤	١٩
٢	٧	٨	٥	٢٠
٣	٩	٥	٣	١٧
٤	٥	٤	٦	١٥
٥	٦	٦	٢	١٤
٦	٨	٧	٤	١٩
المجموع	٤٣	٣٧	٢٤	١٠٤
المتوسط	٧.١٧	٦.١٧	٤	المجموع العام

٣- الفرض البحثي

يتوقع الباحث أن المتغير المستقل (أجواء التعلم) يؤثر بدرجات متفاوتة على الاستدعاء (ينتج عنه فروق بين الظروف التجريبية الثلاثة)

٤- جدول تحليل التباين البسيط (التصميم المرتبط)

يتمثل أكبر فرق بين تحليل التباين المرتبط وتحليل التباين المنفصل في أنه في التصميم المرتبط نستخدم نفس المبحوثين في كل الظروف التجريبية. ولذلك تتم المقارنة بين أداء المبحوثين تحت ظروف تجريبية مختلفة (ثلاثة أو أكثر) وهذا يعني بالنسبة لتحليل التباين أنه يوجد أربعة مصادر للتباين والمصدر الإضافي للتباين ناتج عن مدى التباين بين المبحوثين.

وفي جدول ٢-٥، توجد أربعة مصادر للتباين، الأول العامل أ الذي يمثل الفروق التي يتنبأ بها الفرض البحثي بين الأداء في الظروف التجريبية الثلاثة، والمصدر الثاني للتباين هو مجموع مربعات المبحوثين الذي يمثل الفروق بين المبحوثين عبر الظروف التجريبية الثلاثة. ومجموع مربعات الخطأ الذي يمثل تباين الخطأ الذي لا يمكن التنبؤ به حتى بعد أخذ التباين بين المبحوثين في الحسبان ورابع مصدر للتباين هو التباين الكلي الذي هو مجموع كل مصادر التباين الثلاثة.

جدول ٢-٥ تحليل التباين البسيط (المرتبط)

مصدر التباين	مجموع المربعات	درجات الحرية	متوسط المربعات	النسبة الفائية
العامل أ (بين الظروف)	مجموع مربعات العامل أ	درجة حرية العامل أ	مجموع مربعات العامل أ / درجات حرية العامل أ	متوسط مربعات العامل أ / متوسط مربعات الخطأ
المبحوثون	مجموع مربعات المبحوثين	درجة حرية المبحوثين	مجموع مربعات الخطأ / درجة حرية المبحوثين	متوسط مربعات المبحوثين / متوسط مربعات الخطأ
الخطأ	مجموع مربعات الخطأ	درجة حرية الخطأ	مجموع مربعات الخطأ / درجة حرية الخطأ	
المجموع الكلي للمربعات	مجموع المربعات	درجة حرية الكلية		

٥- الأساس المنطقي

الطريقة العامة لحساب مجموع المربعات بالنسبة لكل مصدر للتباين هي نفسها الطريقة المستخدمة في تحليل التباين المنفصل، ما عدا أن علينا حساب مجموع مربعات إضافي هو مصدر تباين المبحوثين. وسوف نحسب مرة أخرى مجموع مربعات كل مصدر للتباين بجمع الدرجات بعد تربيعها وطرحها من المقدار الثابت المتمثل في مجموع مربع كل الدرجات مقسوما على العدد الإجمالي للدرجات وتمثل النسبة الفائية حجم التباين الناشئ عن الظروف التجريبية في علاقته بتباين الخطأ.

٦- إعداد البيانات

بالنسبة لتحليل التباين البسيط ذي التصميم المرتبط يجب وضع الدرجات كما هو موضح في جدول ٢-٤ ولا ننسى أن نحسب المتوسطات وفي جدول ٢-٤ يتم إضافة عمود (العمود الأخير) ليوضح مجموع درجات كل مبحوث لأننا سنستخدمه عند حساب الفروق بين المبحوثين (مجموع مربعات المبحوثين) كما نقوم بحساب مجموع درجات كل ظرف تجريبي؛ حيث سنستخدمه في حساب الفروق بين الظروف التجريبية (مجموع مربعات العامل أ) كما ينبغي حساب المجموع العام ثم نقسمه على العدد الإجمالي للدرجات حتى نخرج بالمقدار الثابت.

٧- خطوات الحل

أولا: الرموز

مجـ ظ^{٢}: مجموع مربع درجات الظروف: $(٤٣)^{٢} + (٣٧)^{٢} + (٢٤)^{٢}$

مجـ مجـ ث^{٢}: مجموع مربع درجات كل مبحوثين: (١٩)^{٢} + (٢٠)^{٢} + (١٧)^{٢} + (١٥)^{٢} + (١٤)^{٢} + (١٩)^{٢}

ن أ: عدد المبحوثين، ن أ = ٦

ت: عدد الظروف التجريبية، ت = ٣

ن: العدد الإجمالي للدرجات ن = ١٨

(مجـ مجـ س)^{٢}: مربع مجموع الدرجات، (مجـ مجـ س)^{٢} = (١٠٤)

م ث: مقدار ثابت $\frac{(\text{مجـ مجـ س})^{٢}}{\text{ن}}$ م ث: $\frac{(١٠٤)^{٢}}{١٨} = \frac{١٠٨١٦}{١٨} = ٦٠٠.٨٩$

مجـ مجـ (س^{٢}): مجموع مربع درجة كل فرد، مجـ مجـ (س)^{٢}

ثانيا: حساب مصادر التباين

أ- العامل أ: $\frac{\text{م جـ ظ}^{٢}}{} - \frac{(\text{مجـ مجـ س})^{٢}}{} = \frac{(٤٣)^{٢} + (٣٧)^{٢} + (٢٤)^{٢}}{} -$ ٦٠٠.٨٩

= ٦٣٢.٣٣ – ٦٠٠.٨٩ = ٣١.٤٤

ب- المبحوثون $\frac{\text{مجـ مجـ ث}^{٢}}{\text{ن أ}} - \frac{(\text{مجـ مجـ س})٢}{\text{ن}} =$

$\frac{٢(١٩) + ٢(٢٠) + ٢(١٧) + ٢(١٥) + ٢(١٤) + ٢(١٩)}{٣} - ٦٠٠.٨٩$

= ٦١٠.٦٧ – ٦٠٠.٨٩ = ٩.٧٨

جـ- المجموع الكلي للمربعات:

مجـ مجـ(س)^{٢}-(مجـ مجـ س)^{٢} = (٨)^{٢}+ (٧)^{٢}+ (٦)^{٢} + (٥)^{٢}+ (٦)^{٢}+
(٨)^{٢}+ (٧)^{٢}+ (٨)^{٢}+ (٥)^{٢}+ (٤)^{٢}+ (٦)^{٢}+ (٧)^{٢}+ (٤)^{٢}+ (٥)^{٢}+ (٣)^{٢}+
(٦)^{٢}+ (٢)^{٢}+ (٤)^{٢}- ٦٠٠.٨٩ = ٦٤٤-٦٠٠.٨٩=٦٣.١١

د-الخطأ:

المجمـوع الكلـي للمربعـات- العامـل أ-المبحوثـون (أو: جـ - أ - ب)^{٢}:
٦٣.١١ -٣١.٤٤- ٩.٧٨ = ٢١.٨٩

ثالثا : حساب درجات الحرية

أ- درجة حرية العامل أ : عدد الظروف التجريبية -١ ، ت-١ : ٣-١=٢

ب-درجة حرية المبحوثين: عدد المبحوثين مطروحا منه واحد، ن أ-١= ٦-١=٥

ج- درجة حرية المجموع الكلي للمربعات : العدد الإجمالي لدرجات مطروحا منه واحد ، ن-١ =١٨-١=١٧

د- درجة حرية الخطأ : (ن-١)(ت-١)-(ن أ-١) =١٧-٢-٥ =١٠

رابعا: حساب متوسط المربعات (التباين)

أ-متوسط مربعات العامل أ : (مجموع مربعات العامل أ) / (درجة حرية العامل أ) = ٣١.٤٤ / ٢ = ١٥.٧٢

مجموع مربعات المبحوثين ٩.٧٨

ب- متوسط مربعات المبحوثين : ــــــــــــــــــــ = ـــــ = ١.٩٥٦

درجة حرية المبحوثين ٥

مجموع مربعات الخطأ ٢١.٨٩

جـ- متوسط مربعات الخطأ: ــــــــــــــــــ = ـــــــــ = ٢.١٨٩

درجة حرية الخطأ ١٠

<u>خامسا : حساب النسبة الفائية</u>

متوسط مربعات العامل أ ١٥.٧٢

- النســبة الفائيــة للعامــل أ : ــــــــــــــــــــ = ـــــــــــ =

٧.١٨

متوسط مربعات الخطأ ٢.١٨٩

متوسط مربعات المبحوثين ١.٩٥٦

- النسبة الفائية للمبحوثين : ــــــــــــــــ = ــــــــــ = ٠.٨٩٣٥

متوسط مربعات الخطأ ٢.١٨٩

ويوضح جدول ٢-٦ ملخص العمليات الحسابية لتحليل التباين (المرتبط).

جدول ٢-٦ ملخص لتحليل التباين (المرتبط)

مصدر التباين	مجموع المربعات	درجات الحرية	متوسط المربعات	النسبة الفائدة
العامل أ	٣١.٤٤	٢	١٥.٧٢	٧.١٨
المبحوثون	٩.٧٨	٥	١.٩٥٦	٠.٨٩٣٥
الخطأ	٢١.٨٩	١٠	٢.١٨٩	
المجموع الكلي	٦٣.١١	١٧		

٨-الكشف عن الدلالة الإحصائية

كما في تحليل التباين ذي التصميم المنفصل ، علينا معرفة درجتي حرية التباين الكبير والتباين الصغير (أو الخطأ) حتى يمكننا تحديد دلالة قيم (ف) المحسوبة . فدرجة حرية التباين الكبير (العامل أ) =٢ ، ودرجة حرية العامل الصغير (الخطأ) =١٠. وبالنظر إلي ملحق واحد (١) ، وعند التقاء درجتي الحرية هاتين ، نجد أن قيمة (ف) الجدولية عند مستوي ٠.٠٥=٤.١٠ ، وعند مستوي ٠.٠١=٧.٥٦ ،وبما أن قيمة (ف) المحسوبة الخاصة بالعامل (أ)=٧.١٨ ، أي أكبر من ٤.١٠ ، وأقل من ٧.٥٦. إذا فقيمة (ف) المحسوبة دالة عند ٠.٠٥ وغير دالة عند مستوي ٠.٠١ . وهكذا يمكن القول بأن للظروف التجريبية تأثير جوهري على عدد الكلمات المستدعاة.

وبالنسبة لدلالة قيمة (ف) الخاصة بالمبحوثين ، فإن درجة حرية التباين الكبير (المبحوثين) =٥، ودرجة حرية التباين الصغيرة (الخطأ) =١٠ . وبالكشف في ملحق (١) ، نجد أن التقاء درجتي الحرية هاتين أن قيمة (ف) الجدولية عند مستوي ٠.٠٥=٣.٣٣ وعند مستوي ٠.٠١ = ٥.٠٤ وبما أن قيمة (ف)

المحسوبة (٠.٨٩٣٥) أصغر من هاتين القيمتين، فهي غير دالة . وبالنسبة لقيمة (ف) المحسوبة الخاصة بالمبحوثين، أي التباين الناشئ عند أداء كل مبحوث في تحليل التباين ذي التصميم المرتبط ، يأمل الباحثون في حذف أو تقليل هذا التباين الناشئ عن المبحوثين حتى لا يكون مصدر التباين هذا دالا ، ومن ثم يمكن القول بأنه لم يؤثر جوهريا على عدد الكلمات التي استدعاها المبحوثون ، وعلى هذا ، يمكن استنتاج بأن أجور التعليم (بالموسيقى وبلا مصاحبات وبالضوضاء) لها تأثير جوهري دال على عدد الكلمات التي يستدعيها المبحوثون.

ثالثا: تفسير النسبة الفائية الدالة إحصائيا في التصميم متعدد المستوي

*اختبارات المقارنة المتعددة :

إن رفض الفرض الصفري عند وجود ثلاثة مستويات أو أكثر للمتغير المستقل في التجربة يؤدي بنا إلي الاستنتاج بأنه يوجد فرق واحد على الأقل دال إحصائيا بين المتوسطات . ولكن لا يحدد لنا تحليل التباين أي المتوسطات تختلف بصورة دالة عن المتوسطات الأخرى ولتعيين أي زوج من المتوسطات تختلف بصورة دالة ،فإننا نستخدم اختبارات المقارنة المتعددة. واختبارات المقارنة المتعددة هي اختبارات إحصائية تستخدم لإجراء المقارنة الزوجية pairwise لمعرفة أي المتوسطات تختلف بصورة دالة عن المتوسطات تختلف بصورة دالة عن المتوسطات الأخرى في تحليل التباين لمتغير واحد متعدد المستوي.

وبافتراض وجود ثلاثة متوسطات للعينات في المثال السابق ، يمكننا إجراء ثلاث مقارنات، متوسطين في كل مقارنة كالتالي :

مقارنـة متوسـط ظـرف الموسـيقي م $أ_1$ مـع متوسـط الظـرف الخـالي م $أ_2$ ، مقارنـة م $أ_1$ مـع متوسط ظرف الضوضـاء م $أ_3$ ، مقارنـة م $أ_2$ مـع م $أ_3$ ، ولأن كل مقارنـة مـع هذه المقارنـات تضم متوسطين اثنـين ، فإنـه يطلـق عليهـا <u>المقارنـات لزوجية</u> pair wise comparisons. وبإجراء الاختبارات الإحصائية على هذه المقارنات الثلاث ، يمكننـا معرفـة أي زوج من المتوسط يختلـف عن بعضـة بعضـا بصورة دالـة .

وإحدى طرق إجراء المقارنات الزوجية هي استخدام اختبار "ت" بإجراء ثلاث اختبارات من "ت" ، واحد لكل مقارنة. ومن نتـائج هذه الاختبـارات الثلاثـة ، يمكننـا تحديد أي المتوسطات يختلـف بصورة دالـة عن الآخر. ومـع ذلـك ، فالمسـالة لا يمكـن حلهـا بهـذه السـهولة لأنــه يمكـن الوقـوع فــي الخطـأ أ عنـد إجـراء هـذه المقارنات. ونحن نعرف أن الخطأ أ يحدث عندما يكون الفرض الصفري صحيحا بالفعل ،ولكنه يرفض عند اختبار الفرض الإحصائي. ولكي يتم الاحتفاظ باحتمال الوقـوع فـي الخطـأ أ منخفضـا ، فـإن البـاحثين يسـتخدمون عـادة مسـتوي الدلالـة ٠.٠٥ أو ٠.٠١ وبالنسبة لتحليل التباين الإجمـالي للمثـال في هذا الفصل الذي يكشـف عنـه جدول (٢–٣، ٢–٦) فاحتمـال وقـوع نمط الخطـأ يعـادل قيمـة إلفا أو ٠.٠٥ ولكن عند إجراء مقارنات متعددة ، فإن الباحث يجري مزيدا مـن الاختبـارات الإحصائية ،ويعتمد العدد الدقيق على عدد المقارنات التي يتم إجراؤها . مثـال ذلـك إجراء اختبار "ت" لكل واحد من المقارنات الزوجيـة الثلاثـة فـي مثـال هذا الفصل . وبالنسبة لكل اختبار "ت" يكون احتمال الوقوع فـي نمط الخطـأ أ يسـاوي ألفـا (أو مستوي الدلالـة). إذن فاحتمال الوقوع في الخطأ أ لمرة واحدة في المقارنات الثلاث هو حوالي ٠.١٤ وهي قيمـة عاليـة غيـر مقبـول . وهـذا و الخطـأ فـي التجربـة هو احتمـال الوقـوع مـرة واحـدة علـى الأقـل فـي نمـط الخطـأ أ عنـد إجـراء المقارنـات .

ويزداد معدل الخطأ في التجربة سريعا بزيادة عدد المقارنات . ومثال ذلك نفترض أننا نستخدم اختبار"ت"بالنسبة لخمس مقارنات زوجية عند مستوي ألفا ٠.٠٥ لكل مقارنة . فإذا كان الفرض الصفري صحيحا ، إذن فاحتمال الوقوع في واحد على الأقل من نمط الخطأ أ في خمس مقارنات يساوي ٠.٢٣ تقريبا. ومن الواضح أن هذا المعدل للخطأ عال جدا عند أغلي الباحثين . وللتحكم في هذا المعدل المرتفع من الخطأ تم ابتكار بدائل لـ اختبار "ت" لإجراء المقارنات المتعددة . وسنقدم هنا اختبار نوعيا لإجراء أحد أنماط المقارنات المتعددة هو المقارنات البعدية post hoc comparisons .

والمقارنات البعدية تجعل كل المقارنات الزوجية المحتملة بعد الحصول على النسبة الفائية الدالة إحصائيا تحدث بالنسبة لتحليل التباين الإجمالي . ومصطلح post hoc هو مصطلح لاتيني يعني بعد الحقيقة و ويستخدم هنا كوسيلة لإجراء المقارنة بعد أن تكون ف دالة إحصائيا . وإذا لم تكن "ف" بالنسبة لتحليل التباين الإجمالي دالة ، ومن ثم لا يمكن تجاهل الفرض الصفري ، إذن فليس هناك داع لتحليل آخر للبيانات ، وعلية لا تجري مقارنات ما بعد "ف" . وقد تم ابتكار كثير من اختبارات المقارنة لأغراض مختلفة ، وسنقدم هنا توكي للفرق الدال بأمانة The Tukey HSD Test فقط.

***اختبار توكي للمقارنات البعدية :**

إن اختبار توكي (HSD الذي يمثل الفرق الدال بصورة أمنية) يزودنا بفرق حرج Critical Difference يحدد أدني فرق دال إحصائيا عند مستوي ألفا المختار بين متوسطين لمجموعتين تجريبيتين . ويتم مقارنة القيمة المطلقة للفرق الملاحظ في المقارنة الزوجية للمتوسطات مع الفرق الحرج لتوكي ، فإذا كانت القيمة المطلقة للفرق الملاحظ بين المتوسطين أكبر من أو تساوى الفرق الحرج ،فإن المتوسطين يختلفان بصورة دالة ، ويعالجا على أمهما يمثلان مجتمعين مختلفين.

ويتم إيجاد الفرق الحرج من اختبار توكي HSD من المعدلة الآتية :

$$\text{ف ح} = \text{ك} \sqrt{\frac{\text{م ع الخطأ}}{\text{ن أ}}}$$

، حيث :

ك (إحصاء المدى المدروس) هو القيمة العددية التي تعتمد على :

١- مستوي ألفا المنتقاء.

٢- عدد مستويات المتغير المستقل .

٣- د.ج بالنسبة لـ م ع الخطأ في تحليل التباين . ويمثل جدول أ-٤ قيم ك بالنسبة لألفا عند مستوي ٠.٠١ ، وألفا عندما تكون عند مستوي ٠.٠٥ وعندما يكون للمتغير المستقل أكثر من عشر مستويات .

*م ع الخطأ هو متوسط مربعات الخطأ (أو داخل المجموعات) من تحليل التباين الإجمالي.

*ن أ هو عدد الدرجات في كل ظرف تجريبي . ويجب أن تكون قيم ن أ في كل ظرف تجريبي متساوية حتى يمكن استخدام هذه المعادلة .

<u>*كيفية الحصول على الفرق الحرج لتوكي:</u>

سنوضح حساب الفرق الحرج لتوكي على درجات مثال هذا الفصل الموجودة في جدول ٢-٣ قيمة ف= ٧.٤٥ وهي دالة إحصائيا عند مستوي ٠.٠٥ وعلى هذا نرفض الصفري الذي يقول : متوسط المجتمع أ$_{١}$ = متوسط المجتمع أ$_{٢}$ = متوسط المجتمع أ$_{٣}$ ، ونقبل الفر البديل الذي يقول إن متوسطات المجتمعات الثلاثة غير متساوية . ويوضح تحليل التباين الإجمالي أنه يوجد فرق واحد على الأقل دال إحصائيا من بين المتوسطات الثلاثة عند المقارنة . ولتحديد أي المتوسطات يختلف عن الآخر سوف نقوم بحساب الفرق الحرج لتوكي.

ومن تحليل التباين الذي يخلصه جدول ٢-٣ ، فإن م ع الخطأ = ٢.١١ وعدد الدرجات في كل ظرف تجريبي =٦ . وعلى هذا ، فإن ن أ=٦ . والحصول على قيمة ك معرفة :

١-عدد مستويات المتغير المستقل (في مثال هذا الفصل =٣) .

٢-د.ح الخطأ من تحليل التباين (في هذه الحالة =١٥).

٣-ومستوي الدلالة ٠.٠٥ ، ثم الكشف في ملحق ٢أ، فنجد القيمة = ٣.٦٧، إذن عدد المستويات =٣ ، د.ح الخطأ = ١٥، ك = ٣.٦٧ . وبتعويض هذه القيم في معادلة الفرق الحرج:

$$\text{ف ح} = \text{ك} \sqrt{\frac{\text{م ع الخطأ}}{\text{ن أ}}} = ٣.٦٧ \sqrt{\frac{٢.١١}{٦}} = ٣.٦٧ \sqrt{٠.٣٥١٦٦}$$

= (٣.٦٧) (٠.٥٩٣) = ٢.١٧٦٣١ أي أن الفرق الحرج = ٢.١٨ تقريبا.

<u>*تفسير الفرق الحرج لتوكي :</u>

إن الفرق الحرج الخاص باختيار توكي في مثال هذا الفصل هو ٢.١٨ والفرق بين متوسطي المجموعتين في جدول ٢-١ هو أكبر من أو يساوي القيمة المطلقة (أي قيمة الفرق بصرف النظر عن العلامة + أو -) ٣.٩ شيئا مستدعاة. وهذا الفرق دال إحصائيا عند ٠.٠٥ ويوضح جدول ١-١٠ المقارنات الزوجية الثلاث والقيم المطلقة لكل مقارنة والفرق الإحصائي والقرار الخاص بكل فرض منها.

جدول ٢-٧ :تطبيق الفرق الحرج لتوكي على المقارنات الزوجية

المقارنة	القيمة المطلقة للمقارنة	الفروض الإحصائية
م أ١ مقابل م أ٢ (٧.١٧ -٦.١٧)	١.٠	قبول الفرض الصفري: م المجتمع أ١=م المجتمع أ٢ ورفض الفرض البديل :م المجتمع أ١# م المجتمع أ٢
م أ١ مقابل م أ٣ (٧.١٧-٤.٠٠)	٣.١٧	رفض الفرض الصفري :م المجتمع أ١=م المجتمع أ٣ وقبول الفرض البديل :م المجتمع أ١# م المجتمع أ٣
م أ٢ مقابل م أ٣ (٦.١٧-٤.٠٠)	٢.١٧	الفرض الصفري :م المجتمع أ٢=م المجتمع أأم٣ ورفض الفرض البديل :م المجتمع أ٢# م المجتمع أأ٣

م أ١ = متوسط ظرف الموسيقي ، م أ٣ =متوسط الظرف الخالي ، م أ١ متوسط ظرف الضوضاء .

لا حظ أنه توجد مقارنة زوجية واحد من القيم المطلقة وهي ٢.١٨: م أ١ مقابل م أ٣ (٧.١٧-٤.٠٠=٣.١٧). أما القيمة المطلقة لمقارنة م أ٢ مقابل م أ٣ (٦.١٧-

٤.٠٠) فهي أقل قليلا من ٢.١٨. وعلي هذا ، فالفرق بين الظرف الخالي وظرف الضوضاء دال، كما أن الفرق بين ظرف الموسيقي والظرف الخالي غير جوهري . إذن يؤدي اختبار توكي إلي الاستنتاج بأن الاستدعاء في ظرف الموسيقي(م أ١) هو أكبر بصورة دالة من الاستدعاء في الظرف الخالي (م أ٢)لا يختلف عن الاستدعاء في ظرف الضوضاء (م أ٣) . كما لا يوجد فرق في الاستدعاء بين ظرفي الموسيقي والظرف الخالي.

<u>*حالتان لا تستلزمان اختبار المقارنة البعدية :</u>

توجد حالتان لا تستلزمان اختبار المقارنة البعدية عند استخدام تحليل التباين لمتغير واحد ا

<u>الحالة الأولي :</u> عندما تكون قيمة ف غير دالة . فقيمة ف غير الدالة توضح أنه لا توجد فروق دالة بين أي من المتوسطات في التحليل . وتبعا لذلك فليس هناك داع لإجراء اختبار المقارنة البعدية لاستكشاف هذه الفروق .

<u>الحالة الثانية :</u> تحدث عندما لا يوجد إلا مستويات اثنان فقط للمتغير المستقل . فإذا كانت قيمة ف دالة في هذا التحليل ، فإن الفرض الصفري يتم رفضه (متوسط المـج أ١=متوسط المجتمع أ٢) ويقبل الفرض البديل ومؤداه أن متوسطات المجتمعات للمتغير أ ليس متساوية. ومن الواضح في هذه الحالة أن المتوسط م أ١ ، م أ٢ هما اللذين يختلفان بصورة دالة . وعلي ذلك ، فليس هناك حاجة لإجراء اختبار آخر لهذين المتوسطين .

<u>رابعا .. قياس قوة تأثير المعالجة</u>

بصورة متشابهة لاختبار "ت" ، يوضح تحليل التباين ما إذا كان للمتغير التابع في التجربة ولكنه لا يوضح حجم ذلك التأثير . ويمكن استخدام مربع إيتا كمقياس عند الحصول على قيمة فائية دالة إحصائيا.

-حساب مربع لتحليل التباين :

بالنسبة لتحليل التباين لمتغير واحد ، يمكن الحصول على إيتا^{٢} بطريقتين بديلتين. إذا كانت قيم مجموع المربعات معلومة ، يمكن الحصول على إيتا^{٢} بالمعادلة التالية:

$$\text{إيتا}^{٢} = \frac{\text{مجـ ع أ}}{\text{مجـ ع الإجمالي}}$$

وعندما تكون قيمة ف ودرجات الحرية معرفة في تحليل التباين ، يمكن الحصول على ايتا^{٢} من المعادلة التالية:

$$\text{إيتا}^{٢} = \frac{(\text{د.ح أ})\ (\text{ف})}{(\text{د.ح أ})(\text{ف}) + \text{د.ح الخطأ}}$$

مثال على حساب ايتا^{٢} لتحليل التباين لمتغير واحد :

يمكن حساب إيتا^{٢} إما من قيم مجموع المربعات أو من قيم ف ودرجات الحرية بالنسبة لمثال تحليل التباين الذي يلخصه جدول ٢-٣.

إيتا^{٢} من قيم مجموع المربعات :

$$\frac{\text{مجـ ع أ}}{\text{مجـ ع الإجمالي}} = \frac{٣١.٤٤}{٦٣.١١} =٠.٤٩٨١٧٧٧٠ = ٠.٥٠ \text{ تقريبا}$$

<u>ايتا[٢] من قيم ف ودرجات الحرية :</u>

$$\frac{\text{(د ج م)(ف)}}{\text{(د ج م)(ف)+ د.ح الخطأ}} = \frac{(٢)(٧.٤٥)}{(٢)(٧.٤٥) +١٥} = \frac{١٤.٩٠}{٢٩.٩}$$

=٠.٠٤٩٨٣٢٧٧٠ =٠.٠٥. تقريبا

وتوضح إيتا[٢] هذه أن ٥٠% من التباين الكلي للدرجات يحدث عندما يستخدم متوسطات مستويات المتغير المستقل في التنبؤ بالدرجات مقارنة مع استخدام المتوسط العم كدرجة تنبئوية . ويفسر المتغير المستقل هذا نسبة واسعة من التباين في الدرجات الخاصة بالاستدعاء.

<u>-العلاقة بين قيمتي "ت" و"ف" :</u>

يؤدي كل من اختبار "ت" وتحليل التباين لمتغير واحد إلي نفس القرارات الإحصائية عند تحليل البيانات من تجربة تضم متغيرا واحدا له مستويين اثنين . فإذا رفضنا الصفري عند ٠.٠٥ ولمستوي الطرفين ، فإننا نرفض أيضا الفرض الصفري عند إجراء تحليل التباين لنفس البيانات . والسبب هو أن ت^{٢} = ف أو ت =$\sqrt{\text{ف}}$.

وتصدق أيضا هذه العلاقة على القيم الجدولية لقيم ت، ف الخاصة بتحليل التباين لمستوي عينتين عند اختبار نفس مستوي الدلالة . وكمثال على ذلك ، فإن

مستوي ألفا ٠.٠٥ لدرجات حرية ١/٨ =٥.٣٢ ، وقيمة ت الجدولية بدرجة حرية ٨ عند ٠.٠٥ لمستوي الطرفين = ٢.٣٠٦ وهذه القيمة هي الجذر التربيعي للقيمة ٥.٣٢ . وعلى هذا ، فإن $(٢.٣٠٦)^{٢}$ = ٥.٣٢ أو $ت^{٢}$ = ف . وبسبب هذه العلاقة بين ت و ف ، فغي منها يصلح للاستخدام عند مقارنة متوسطي عينتين مستقلتين ، لأن كلا الاختبارين يزودان بنتائج متطابقة وليس هناك واحد يفضل الآخر . ذلك أن ميزة تحليل التباين لا تظهر إلا عند مقارنة ثلاثة أو أكثر من الظروف التجريبية.

الفصل الثالث

تحليل التباين لمتغيرين

2 x 2 ANOVA

الفصل الثالث

تحليل التباين لمتغيرين 2 x 2 ANOVA

تتحدد كثير من السلوكيات بمتغيرين مستقلين أو أكثر في نفس الوقت فمثلا يختلف تأثير الضوضاء (أحد المتغيرات المستقلة) على الفهم (المتغير التابع) باختلاف نمط الشخصية انطوائية كانت أم انبساطية (المتغير المستقل الثاني).

مثال آخر : تعتمد الذاكرة المتعلقة بقائمة بأزواج من الأسماء (المتغير التابع) على قدرة التخيل لدى الشخص المتعلم (المتغير المستقل الأول) ونمط التخيل الذى يزود به المعلم (المتغير المستقل الثاني) وطول الفترة بين التعلم والاستدعاء (المتغير المستقل الثالث).

وتحليل التباين البسيط لا يسمح بمعالجة أكثر من متغير مستقل واحد فى المرة الواحدة وعلى هذا تستخدم التصميمات العاملية لدراسة تاثير متغيرين مستقلين أو أكثر معا على متغير تابع واحد.

والتصميمات العاملية هى تصميمات بحثية تتضمن متغيرين مستقلين أو أكثر في وقت واحد وأبسط تصميم عاملي هو ذلك الذي تتضمن متغيرين مستقلين لكل واحد منها مستويين أثنين ويطلق على هذا التصميم تحليل التباين لمتغيرين (٢ ×٢)

وكما نرى فإن (٢) الأولى تدل على ان المتغير المستقل الأول (والذي يرمز له عادة بالرمز أ) له مستويان اثنان كما تدل (٢) الثانية على أن المتغير المستقل الثاني (ويرمز له عادة بالرمز ب) له مستويان اثنان أيضا.

وهناك تصميم أكثر تعقيدا يسمى تحليل التباين لثلاثة متغيرات (٢ × ٢×٢) وتدل هذه الأرقام الثلاثة على أن المتغيرات المستقلة الثلاثة لكل واحد منها مستويان اثنان كما أن هناك تصميمات أكثر تعقيدا مثل تحليل التباين لأربع متغيرات (٢ × ٢ × ٢ ×٢) لكل متغير منها مستويان اثنان هكذا وسنقتصر فى هذا الفصل على ابسط التصميمات العاملية وهو تحليل التباين لمتغيرين (٢ ×٢).

تحليل التباين لمتغيرين (٢ ×٢):

يوضح جدول (٢-١) المتغيرين المستقلين الذين يطلق عليهما العامل (أ) والعامل (ب) لكل عامل منهما مستويان اثنان العامل (أ) مستوياته أ١، أ٢ وللعامل ب مستويان هما ب١ ، ب٢ وبصورة عامة يطلق على عدد مستويات كل عامل الرمز ت وفي هذا المثال ت أ = ٢، ت ب= ٢ ومزح المتغيرين المستقلين ينتج عنه أربع ظروف تجريبية (كما يشير الجدول) يطلق ليها الخلايا كل خلية (أو طرف تجريبي) تمثل توليفه تتشكل من أحد مستويات المتغير المستقل الأول أحد ب١، أ١ب٢، أ٢ب٢ وبصورة نمطية لابد من وجود عدد متساو من المبحوثين موزعين بشكل عشوائي على كل ظرف تجريبي وعلى هذا إذا كان لدينا ٢٠ مبحوثا فى تحليل ٢ ×٢ فإن كل خلية أ ظرف تجريبي يجب أن تضم خمسة مبحوثين بحيث لا يشهد المبحوث الواحد إلا الظرف التجريبي الذى تحدد له.

جدول (٥-١) تصور نظرى لتصميم تحليل التباين (٢ ×٢) العامل أ

مصادر التباين	أ١	أ٢
العامل ب ب١	الظرف التجريبي أ١ ب١ (الخلية أ١ ب١)	الظرف التجريب أ٢ ب١ (الخلية أ٢ ب١)
ب٢	الظرف التجريبي أ١ ب٢ (الخلية أ١ ب٢)	الظرف التجريبي (أ٢ ب٢)

مثال: الناس لا يرغبون بصورة عامة فى أعلام الناس بالاخبار السيئة وقد تم صياغة العديد من الفروض البحثية لتفسير هذه الظاهرة فمنها فرض عدم الارتياح الشخصي الذي يفيد بأن حامل الأخبار السيئة يشعر بعد الارتياح الشخصي إذا قام بنقل الخبر السئ ولذلك يتحاشي عدم الارتياح هذا بإجحامه على توصيل الخبر والفرض الثاني الذي يسمي فرض التمثيل الذاتي يوحى بأن الأفراد لا يشعرون بعدم الارتياح عندما ينقلون الخبر السئ بل بالأخرى يخفقون أو يحجمون عن توصيل الخبر السيئ حتى يحتفظوا بصورة اجتماعية إيجابية لدى عامة الناس ولاختبار أيهما أصح من هذين الفرضين استخدم بوتد واندرسون Bond & Anderson (١٩٨٧) تحليل التباين لمتغيرين (٢ ×٢).

والمتغيرين المستقلين هما إمكانية رؤية المبحوث للشخص الذى ينقله الخبر السيئ (العامل أ إمكانية رؤية البحوث) ونمط الأخبار التى يتم توصيلها (العامل ب نمط الأخبار) وقد تم معالجة كل متغير مستقل من خلال مستويان بالنسبة لإمكانية رؤية المبحوث كان بإمكان المبحوث إما عدم رؤية الشخص الذى ينقل الخبر (المستوى أ١) أو يمكنه رؤيته (المستوى أ٢) وتم معالجة العامل ب (نمط الأخبار) بمستويان هما: إما أن تكون الأخبار سارة (المستوي ب١) أو سيئة (المستوى ب٢).

وسار الإجراء التجريبي كالتالي:

كان على المبحوث أن يطلق اختبار ذكاء متعدد الاختيار على شخص آخر مجهول بالنسبة للمحبوث ومتحالف مع المجرب كان كل من المبحوث والمتحالف فى حجرتين منفصلين يربطها مسار واحد فقط (حيث لا يمكن للمبحوث أن يرى الشخص المتحالف) بينما العكس صحيح ففى الظرف التجريبي أ١ (غير المرئى) أخبر المبحوث بأن الشخص الذى يطبق عليه الاختبار (المتحالف) لا يمكن أن نراه

من خلال المرأة وبالنسبة للظرف التجريبي أ٢ (المرئى) أخبر المبحوث أن بإمكان الشخص الذى يطبق عليه الاختبار رؤيته من خلال المرأة.

وتم معالجة المتغير المستقل الثاني (نمط الأخبار) من خلال نجاح أو عدم نجاح الشخص المتحالف فى ظرف الأخبار السارة (ب١) ثم أخبار المبحوث بأن أداء الشخص المتحالف ٨٠% أو أكثر وفى ظرف الأخبار السيئة (ب٢) أعلم المبحوث بأن أداء الشخص لم يتجاوز ٢٠% من درجات الاختبار وتمثل المتغير التابع فى فترة الكمون التى تسبق أعلام الشخص المتحالف من قبل المبحوث بدرجته على الاختبار وتم حساب فترة الكمون هذه بالمدة الواقعة تبين إتمام الأختبار إلى أخبار المفحوص نتيجة الشخص المتحالف.

هناك نتائج مختلفة للتجربة وفقا للفرضين السابقين فإذا كان فرض عدم الارتياح الشخصي صحيحا فلابد أن تكون الفترة المنقضية بين انتهاء الاختيار ونقل الخبر السيئ طويلة مقارنة بالفترة الخاصة بالخير السار بصرف النظر عن إمكانية رؤية المفحوص للشخص. بعبارة أخرى إن الفرق بين الأخبار السارة (المستوي ب) والسيئة (ب٢) لا يمكن أن تعتمد على رؤية المفحوص للشخص من عدمه ومن جهة أخرى إذا كان فرض التمثيل الذاتي صحيحا فإن الفترة المنقضية بين انتهاء الأخبار ونقل الخير لابد أن يعتمد على ما إذا كان المبحوث بإمكانه رؤية الشخص أم لا وهذا يعنى أنه لابد من أن يحدث تفاعلا بين المتغيرين المستقلين فعندما يتم نقل الأخبار السارة فلا يفترض وجود فرق في فترة الكمون بين الظرفين المرئي وغير المرئي أي إنه عندما يتم نقل الخبر السيئ فإن فترة الكمون الخاصة بالظرف المرئي لابد أن أطول بصورة دالة من فترة الكمون الخاصة بالظرف غير المرئي وتبعا لذلك فبالنسبة للظرف غير المرئي يفترض عدم وجود فرق بين فترتي الكمون المتعلقة

بالخبر السيئ والسار معا إلا أنه بالنسبة للظرف المرئي إن فترة الكمون للخبر السيئ يفترض أن يكون أطول بصورة دالة من الخبر السار.

افترض أنه تم توزيع العشرين مبحوثا على الخلايا الأربعة بصورة عشوائية بحيث تضم كل خلية خمسة مبحوثين ويمثل جدول (٢- ٢) درجات فترة الكمون (مقدرة بالثانية) فاي الفرضين أصح: فرض عدم الارتياح الشخصي أم فرض التمثيل الذاتي.

جدول (٥-٢) يوضح فترات كمون الاستجابة مقدرة بالثانية كدالة على إمكانية الرؤية ونمط الأخبار لعشرون مبحوثا كمثال لتحليل التباين (٢ × ٢)

	العامل أ (إمكانية الرؤية)	
	أ١ (غير المرئي)	أ٢ (المرئي)
ب١ (الأخبار السارة)	٩٧.٠ ٩٠.٠ ٨٠.٠ ١٠٧.٠ ٨٠.٠	٧٠.٠ ٨٧.٠ ٨١.٠ ٩٥.٠ ٩٠.٠
ب٢ (الأخبار السيئة)	٦٨.٠ ٨٧.٠ ٩٢.٠ ٨٠.٠ ٨٤.٠	١١٤.٠ ٩٦.٠ ١٢٧.٠ ١١٠.٠ ١١٥.٠

المعلومات التى يحصل عليها في تحليل التباين ٢ × ٢

من خلال جدول تحليل التباين لابد أن نعرف في البداية المعلومات التالية:

١ – ن أب = عدد المبحوثين في أي خلية أو ظرف تجريبي ويشترط تساوي عدد المبحوثين في كافة خلايا الجدول.

٢- ن = العدد الإجمالي لعينة التجربة أو العدد الكلي في الخلايا

٣- ن أ = عدد مستويات المتغير أ

٤- ت ب = عدد مستويات المتغير ب

أن أول خطوة لتحليل البيانات تبدأ بحساب متوسط المجموعات والمتوسط الكلي.

ثم بعد ذلك نسعى لإيجاد المعلومات الأساسية التالية:

أ- متوسط الخلايا

ب-متوسط التأثير الرئيسي لكل من العامل أ، ب والمتوسط العام

ج-التفاعل بين المتغيرين المستقلين

أ- متوسطات الخلايا

هي متوسطات درجات ن أ ب بالنسبة لكل ظرف تجريبي أو خلية كما يوضح جدول (٢-٣أ) متوسط الخلية يوضح الأداء النمطي للمفحوصين في الظرف التجريبي والقيمة الرقمية لمتوسطات الخلايا الخاصة بالدرجات الموجودة في جدول (٥-٢) ممثلة في جدول (٥-٣) أما الانحرافات المعيارية للدرجات في كل خلية في جدول (٥-٢) ممثلة من الأقواس في جدول (٥-٣).

وفي التصميم العاملي يتم حساب الانحراف المعياري عادة بصورة نمطية لمتوسطات الخلايا فقط.

جدول (٢–٥) متوسطات الخلايا ومتوسطات التأثير الرئيسي لتحليل التباين ٢ × ٢

أ- متوسط الخلايا

العامل أ

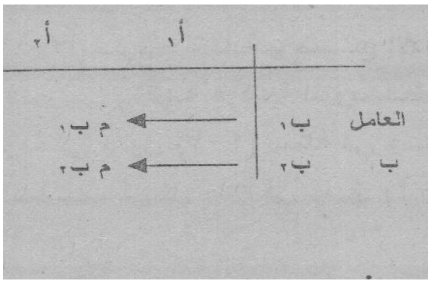
العامل ب		أ١	أ٢
	ب١	م أ١ب١	م أ٢ ب١
	ب٢	م أ١ ب٢	م أ٢ب٢

ب- متوسطا التأثير الرئيسي للعامل أ: م أ١، م أ٢

يتم إهمال تصنيف الدرجات على أساس العامل ب للحصول على التأثير الرئيسي للعامل أ والفرق بين م أ١، م أ٢ هو التأثير الرئيسي للعامل أ

ج- متوسطا التأثير للعامل ب م ب١، م ب٢

يتم إهمال تصنيف الدرجات على أساس العامل ب للحصول على التأثير الرئيسي للعامل ب والفرق بين م ب١، م ب٢ هو التأثير الرئيس للعامل ب



متوسطات التأثير الرئيسي:

يوضح متوسط التأثير الرئيسي الأداء النمطي لكل المبحوثين في أحد مستوي للمتغير المستقل بصرف النظر عن تصنيف الدرجات من خلال المتغير المستقل الآخر، وعلى هذا توجد مجموعتان من متوسط التأثير الرئيسي؛ تلك الخاصة بالعامل أو والأخرى الخاصة بالعامل (ب).

العامل (أ):

متوسطات التأثير الرئيسي للعامل (أ) يطلق عليها أحيانا متوسطات الأعمدة ويتم إيجادها لكل المبحوثين إما ضمن المستوي (أ$_{١}$) أو المستوي (أ$_{٢}$) بصرف النظر عن مستوي العامل (ب) الذى هم فيه ويوضح جدول (٢-٥) تجمع الدرجات عبر مستوي العامل (ب) للحصول على متوسطى التأثير الرئيسي للعامل (أ). وكمثال فإن متوسطي التأثير الرئيسي للعامل (أ) الخاص بإمكانية رؤية المبحوثين والموجود في جدول (٢- ٥) يقومان على درجات عشرة مبحوثين إما في الظرف المرئي أو غير المرئي ويتم غض النظر عن نمط الخبر (العامل ب) عندما تم إيجاد متوسطي التأثير الرئيسي للعامل (أ) ويمثل جدول (٢-٥) القيم العددية للمتوسطان (م أ$_{١}$، م أ$_{٢}$) فإذا كان للعامل أ تأثير على المتغير التابع سيكون هناك فرق بين م أ$_{١}$، م أ$_{٢}$ وستكون قيمة هذا الفرق كبيرة.

جدول (٣-٥) متوسطات الخلايا والتأثير الرئيسي لبيانات جدول ٢-٢ القيم العددية تمثل استجابات الكمون (مقدرة بالثواني) والانحراف المعياري لمتوسطات الخلايا موجود بين القوسين

		العامل (أ)		
نمط الأخبار (العامل ب)		**أ$_{١}$ (غير المرئي)**	**أ$_{٢}$ (المرئي)**	**متوسط التأثير الرئيسي لنمط الأخبار (٢ ب)**
	(الخبر السار) ب١	٩٠.٨ ١١.٥٦	٨٤.٦ ٩.٦١	٨٧.٧
	الخبر (السيئ) ب ٢	٨٢.٢ ٩.٠٧	١١٢.٤ ١١.١٥	٩٧.٣
	متوسط التأثير الرئيسي للعامل أ	٨٦.٥	٩٨.٥	المتوسط العام = ٩٢.٥

العامل (ب):

اعتمادا على نفس الخطوات التي قمنا بها لاستخراج متوسط تأثير أ، تقوم بها للحصول على متوسط تأثير العامل ب، والذي يطلق عليه غالبا متوسط الصفوف أو م ب$_{١}$، م ب$_{٢}$ ويتم الحصول عليها يجمع الدرجات عبر العامل أ، كما يتضح في (جـ) من جدول ٢–٣ ولإيجاد متوسط التأثير الرئيسي للعامل ب في مثالنا السابق وهو نمط الأخبار يتم غض الطرف عن تصنيف المبحوث عبر العالم أ (الطرف المرئي والطرف غير المرئي) ويمثل جدول ٢–٤ القيم العددية (م ب$_{١}$، م ب$_{٢}$) والتأثير الرئيسي للعامل ب هو الفرق بين م ب$_{١}$، م ب $_{٢}$، وإذا كان للعامل ب تأثير جوهري على المتغير التابع فإن م ب$_{١}$، م ب$_{٢}$ سيكون الفرق بينهما كبيراً.

المتوسط العام:

المتوسط العام هو متوسط كل الدرجات الموجودة في الجدول بالنسبة ٢–٢، فإن المتوسط العام = ٩٢.٥ ثانية ويمثل متوسط درجات العشرين مبحوثا، ولا يمثل المتوسط العام إحصاءا بسيطا بل ضروري في هذا الفصل لإجراء تحليل التباين.

التفاعل بين المتغيرين المستقلين:

يحدث التفاعل في التصميم العاملي حينما يعتمد تأثير أحد المتغيرين المستقلين (العامل أ مثلا) على مستوي المتغير المستقل الآخر (وهو هنا إما م ب$_{١}$، م ب$_{٢}$) عندما يقترنان فمثلا إذا حدث تفاعل في التصميم ٢ × ٢، إذن فتأثير العامل أ، يعني الفرق في السلوك بين الطرفين التجريبيين أ$_{١}$، أ$_{٢}$، اعتمادا على مستوي العامل ب، أي الفرق في السلوك بين الطرفين ب$_{١}$، ب$_{٢}$، سيعيد على مستوي العامل أ، ويرمز للتفاعل في العادة ب أ × ب. يتنبأ فرص التمثيل الذاتي بوجود تفاعل في التجربة وبالتحديد يتنبأ هذا الفرض بأنه لا يوجد فرق في كمون الاستجابة بين

الظرفين المرئي وغير المرئي بالنسبة للأخبار السارة (أي لا يوجد فرق بين $أ_١$ $ب_١$، $أ_٢$ $ب_١$) مقارنة بالظرف غير المرئي (متوسط $أ_١$ $ب_٢$) ومن الجدير بالذكر أن حدوث التفاعل يتم تحليله بمقارنة الفروق بين متوسطات الخلايا وليس بين متوسطات التأثير الرئيسي.

درجات الحرية:

إن حساب درجات الحرية في تحليل التباين لمتغيرين به شيء من الصعوبة ولكن القاعدة العامة هي نفسها التي تنطبق في تحليل التباين البسيط ومدرجات الحرية تقوم على المبادئ التالية:

- ت–١ أي عدد مستويات المتغير المستقل مطروحا منه واحد
- ن أ–١ أي عدد المبحوثين في أي ظرف تجربي مطروحا منه واحد
- ن –١ أي عدد المبحوثين كلهم مطروحا منه واحد

وننشأ مشكلة عند حساب درجات الحرية للتفاعل في هذه الحالة توجد درجتي حرية للمتغيرين المستقلين، وكلا هذان المتغيران يدخل في التفاعل والقاعدة هي أن درجة الحرية تحسب من خلال ضرب درجة حرية أحد المتغيرين في درجة الآخر وتصبح هذه درجة حرية التفاعل.

جدول (٤–٥)

مصدر التباين	درجات الحرية
المتغير أ (مستويان)	٢–١ = ١
المتغير ب (مستويان)	٢–١ = ١
التفاعل (أ × ب)	١ × ١ =١
الخطأ	١٩–١–١–١ = ١٦
المجموع الكلي (٢٠)	٢٠ – ١ = ١٩

إعادة البيانات:

مثال: نفترض أن لدينا مقررين دراسيين وليكن الحساب والتاريخ يمثلان المتغير المستقل الأول من الذكور والإناث في (كمتغير مستقل ثاني) في التحصيل الدراسي كمتغير تابع، وأردنا معرفة تأثير كلا من نوع المادة الدراسية (المتغير أ) والجنس (المتغير ب) على التحصيل الدراسي ويوضح جدول (٥-٥) الدرجات التي أفضت بها هذه التجربة.

الخطوة الأولى: هي بناء جدول يوضح درجات المبحوثين ومتوسطات كل ظرف يجب ترتيب الظروف التجريبية بحيث يمثل كل متغير من المتغيرات بصورة هرمية كما يوضح جدول (٢-٦) تحتاج هذه الدرجات إلى تنظيمها في جدول (٢ ×٢) كما يوضح جدول (٢ -٧) بحيث نجد أن المتغير (أ) يوضع في خانات رأسية والمتغير ب أفقيا وتمثل الخلايا الأربع فى الجدول الظروف التجريبية الأربعة وتم ترتيب الدرجات تباعا لذلك.

جدول (٥-٦)

يمثل الدرجات التي حصلنا عليها وفقا لنوع المادة (حساب تاريخ) وسن المبحوث (ذكور إناث)

درجات العينة فى الحساب	درجات إناث حساب	درجات ذكور تاريخ	درجات إناث تاريخ
٩	٤	٥	٧
٨	٣	٣	٥
٦	٣	٣	٦
٧	٥	٤	٧

جدول (٥–٧) توزيع درجات تحليل التباين ٢×٢ العامل (أ) نوع المادة الدراسية

	حساب أ١	تاريخ أ٢	مجموع ب
ذكور ب١	الحالة الأولى ٩ ٨ ٦ ٧ ٣٠	الحالة الثانية ٥ ٣ ٣ ٤ ١٥	٤٥
إناث ب٢	الحالة الثالثة ٤ ٣ ٣ ٥ ١٥	الحالة الرابعة ٧ ٥ ٦ ٧ ٢٥	٤٠
المجموع	٤٥	٤٠	٨٥

صورتان لتحليل التباين لمتغيرين:

كما فى تحليل التباين البسيط توجد صورتان لتحليل التباين الصورة المنفصلة unrelated والمرتبطة related:

أولا: الصورة المنفصلة Unrelated

متى تستخدم: تستخدم هذه الصورة عندما يكون لدينا متغيرين مستقلين لكل متغير مستوين أو أكثر بحيث تكون مجموعات المبحوثين مختلفة بالنسبة لكل ظرف تجريبي.

درجات العينة:

يتم توزيع المبحوثين الستة عشر على الظروف التجريبية الأربع وتعمم الظروف التجريبية الأربعة ظرفان تجريبيان لكل من المتغيرين المستقلين (نوع المادة الدراسية والجنس) والدرجات الموجودة فى جدول (٥-٦) تمثل تحصيل المبحوثين.

ومن الجدير بالملاحظة أن يجب تساوي الأعداد في كل ظرف تجريبي وقد جمعنا مجموع كل ظرف تجريبي فكانت على التوالي ٣٠، ١٥، ١٥، ٢٥ ومجموع العامل أ = ٤٥، ٤٠ والعامل ب = ٤٥، ٤٠ والمجموع الكلي ٨٥.

جدول (٥-٨) يوضح مصادر التباين

مصادر التباين	مجموع المربعات	درجات الحرية	متوسط المربعات	F
العامل أ	مجموع مربعات أ	حرية أ	مجموع مربعات أ/ حرية أ	م / أ م الخطأ
العامل ب	مجموع مربعات ب	ب	مجموع مربعات ب/ حرية ب	م ب/ م الخطأ
للتفاعل أ × ب	مجموع مربعات أ × ب	أ × ب	مربعات التفاعل / حرية أ × ب	م أ × ب/ م الخطأ
الخطأ	مجموع مربعات الخطأ		مربعات الخطأ ب/ حرية الخطأ	

كما في تحليل التباين البسيط تقوم بحساب مربعات كل مصدر للتباين وفي كل حالة نطرح من المقدار الثابت ولأن مجموع المربعات الكلي موزع بين العامل أ والعامل ب والتفاعل فإن علينا حساب مجموع المربعات بصورة مستقلة والنسب الغائبة لكل من أ، ب وأ × ب = أ، ب أ ×ب تمثل حجم البيانات الناتجة من المتغير أ والمتغير ب وتفاعل أ مع ب على التوالي فى علاقة هذه المتغيرات بتباين الخطأ.

حساب النسبة الغائبة:

١- من الضروري معرفة الرموز التالية

مجـ م أ= مجموع مربعات العامل أ = ٤٥ ^{٢} + ٤٠ ^{٢}

مجـ م ب= مجموع مربعات العامل ب = ٤٥ ^{٢} + ٤٠ ^{٢}

مجـ م أ × ب = مجموع مربعات التفاعل = ٣٠ ^{٢} + ١٥ ^{٢} + ١٥ ^{٢} + ٢٥ ^{٢}

ن ب= عدد المبحوثين في أي ظرف تجريبي يخص العامل ب = ٤

ن أ = عدد المبحوثين في أي ظرف تجريبي يخص العامل أ = ٤

ت أ = عدد مستويات العامل أ = ٢

ت ب = عدد مستويات العامل ب = ٢

ن = المجموع الكلي للدرجات= ١٦

(مجـ مجـ س)^{٢} مربع المجموع الكلي للدرجات = (٨٥)^{٢}

م ت = المقدار الثابت = $\dfrac{\text{مربع المجموع الكلي للدرجات}}{\text{عدد الدرجات}} = \dfrac{(٨٥)^{٢}}{١٦}$

مجـ مجـ (س)^{٢} = مجموع مربعات كل درجة من الدرجات = ٩ ^{٢} + ٨ ^{٢} + ٠٠٠

٢- حساب مجموع مربعات العامل (أ)

$$\text{مجـ م أ} = \frac{٤٥^{٢} + ٤٠^{٢}}{٤ \times ٢} = ٤٥١.٥٦٠ \quad \frac{\text{مجـ م أ}}{\text{ن أ} \times \text{ت ب}} - \text{م ث}$$

= ٤٥٣.١٢٥ – ٤٥١.٥٦ = ١.٥٦٢٥

٣- حساب مجموع مربعات العامل (ب)

$$= \frac{\text{مجـ م ت}}{\text{ن ب} \times \text{ت أ}} - \text{م ث}$$

$$= \frac{٤٥^{٢} + ٤٠^{٢}}{٤ \times ٢} - ٤٥١.٥٦$$

= ٤٥٣.١٢٥ – ٤٥١.٥٦ = ١.٥٦٢٥

٤- حساب مجموع مربعات التفاعل أ × ب

$$= \frac{\text{مجـ م أ ب}}{\text{ن أ}} - \text{م ث} - \text{مجـ م أ} - \text{مجـ م ب}$$

$$= \frac{٣٠^{٢} + ١٥^{٢} + ١٥^{٢} + ٢٥^{٢}}{٤} - ٤٥١.٥٦ - ١.٦٥٢٥ - ١.٦٥٢٥ = ٣٩.٠٦٢٥$$

٥- حساب المجموع الكلي للمربعات

مجـ مجـ (س^{٢}) – م ث

= ٥٠٧ – ٤٥١.٥٦ = ٥٥.٤٣٧٥

٦- حساب مجموع مربعات الخطأ:

المجموع الكلي للمربعات – مجـ م أ – مجـ م ب– مجـ م أ ب

= ٥٥.٤٣٧٥ – ١.٥٦٢٥ ١.٥٦٢٥ – ٣٩.٠٦٢٥ = ١٣.٠٢٥

٧- حساب درجات الحرية

د ح أ = ب أ -١ = ٢ – ١ = ١

د ح ب = ت ب -١ = ٢ – ١ =١

د ح التفاعل = د ح أ × د ح ب = ١ × ١ =١

د ح الكلي = ن -١ = ١٦ – ١ = ١٥

د ح الخطأ ت = د ح الكلي – د ح أ – د ح ب – د ح أ ب

= ١٥ – ١ – ١ -١ = ١٢

٨- حساب متوسط المربعات التباين

$$\text{م م أ} = \frac{\text{مجـ م أ}}{\text{د ح ١}} = \frac{١.٥٦٢٥}{١} = ١.٥٦٢٥$$

$$\text{م م ب} = \frac{\text{مجـ م ب}}{\text{د ح ب}} = \frac{١.٥٦٢٥}{١} = ١.٥٦٢٥$$

$$\text{م م أب} = \frac{\text{مجـ م أ ب}}{\text{د ح أ ب}} = \frac{٣٩.٠٦}{١} = ٣٩.٠٦٢٥$$

$$\text{م م الخطأ} = \frac{\text{مجـ م الخطأ}}{\text{د ح الخطأ}} = \frac{١٣.٢٥}{١٢} = ١.١٠٤$$

٩- حساب النسبة الغائية:

النسبة الغائبة للعامل أ = $\frac{\text{م م أ}}{\text{م م الخطأ}}$ = ١.٤١٥

النسبة الغائبة للعامل ب = $\frac{\text{م م ب}}{\text{م م الخطأ}}$ = ١.٤١٥

النسبة الغائبة للتفاعل = $\frac{\text{م م أ ب}}{\text{م م الخطأ}}$ = ٣٥.٣٨

١٠- عرض بيانات تحليل التباين كاملة:

مصدر السابق	مجموع المربعات	د ح	متوسط المربعات	النسبة الغائبة
العامل أ	١.٥٦٢٥	١	١.٥٦٢٥	١.٤١٥
العامل ب	١.٥٦٢٥	١	١.٥٦٢٥	١.٤١٥
أ × ب	٣٩.٠٦٢٥	١	٣٩.٠٦٢٥	٣٥.٣٨
الخطأ	١٣.٢٥	١٢	١.١٠٤	
الكلى	٥٥.٤٣٧٥	١٥		

١١- الكشف عن مستوى الدلالة:

يجب أن تكون قيمة المحسوبة أكبر من أو تساوي القيمة الجدولية د خ مثالنا:نجد قيمة أ الخاصة بالعامل أ و ب أقل من القيمة الجدولية (٢٤.٧٥) وبالتالي فهي غير جوهرية بينما كان التعامل جوهريا عند مستوي ٠.٠١

ثانيا الصورة المرتبطة Related ٢ × ٢

متى تستخدم؟

تستخدم هذه الصورة عندما يكون لدينا متغيرين مستقلين لها مستويان أو أكثر بشرط أن يتم الاعتماد على نفس المبحوثين في كل الظروف التجريبية.

مصادر التباين فى هذه الصورة:

في تحليل التباين المرتبط يتم معالجة الفروق بين المبحوثين عبر الظروف التجريبية كما لو كانت مصادر منفصلة للتباين ورغم أن تصميم تحليل التباين والمرتبطة كما يوضحه جدول (٢-١٠) لا يضم سوى متغيرين مستقلين فقط هما أ، ب فإنه يضم متغير ثالث وهو المبحوثون لهذا المتغير الإضافى (المبحوثين) على العمليات الحسابية تأثير بالغ لأننا نعرف أن علينا ألا تأخذ في الحسبان التفاعل بين المتغيرين المستقلين نقصا بل أيضا صور تباين الخطأ بالنسبة لكل متغير على حده والتي تمثل في كل ماله العروق الفردية من المبحوثين داخل كل ظرف تجريبي وعلى ذلك وكما نرى في جدول (٢-١٠) فإن النسب الغائبة لكل من أ، ب والتفاعل نتضمن خطأ مختلفة واحمالا فإن المعني الكامن لتحليل التباين المرتبط يتضمن بالإضافة إلى المتغيرين متغيرا ثالث هو الفروق بين المبحوثين عبر كل الظروف التجريبية. وهذا لا يمكن أن ينطبق إلا في تحليل التباين المرتبط لأننا نستخدم نفس المبحوثين في كل الظروف التجريبية بينما تحليل السابق المنفصل لا تدخل درجة أي مبحوث إلا مرة واحدة في وحقق في المعالجة الإحصائية.

جدول (٥-١٠) تحليل التباين المرتبط ٢ × ٢

مصدر التباين	مجموع المربعات	د ح	متوسط المربعات	د ح
العامل أ	مجموع مربعات أ	د ح أ	مجـ م أ/ د ح أ	م م أ/ م م أ ح
العامل ب	مجموع مربعات ب	د ح ب	مجـ م ب/ د ح ب	م م ب/ م م ب ح
للمبحوثين	مجموع مربعات ح	د ح ب	مجـ م ح/ د ح ح	م م ح/ م م أ ب ح
التفاعل أ × ب	مجموع مربعات أ ب	د ح أ ب	مجـ م أ ب/د ح أ ت	محـ م أ ب/ مجـ م أ ب ح
الخطأ ح × أ	مجموع مربعات خطأ ح أ	د ح ح ح أ	مجـ م أ ح/د ح أ ح	
خطأ ب ح	مجموع مربعات خطأ ب ح		مجـ م ب ح/ د ح	
الكلى	مجموع مربعات الكلى		مجـ مجـ أ ب ح/ د ح أ ب ح	

مثـال: نفتـرض أننـا نريـد تقيـيم أثـر كـل مـن طريقـة التـدريس (المتغيـر المسـتقل أ)، (المتغير المستقل الثاني) للطالب على التحصيل الدراسي في مادة وفيما يلي جدول يوضح درجات الطلاب على المتغيرين. أ-

الجنس (ب)		العامل (أ)		
		أ ١ التلقين	أ ٢ المناقشة	مجـ ت
	ب١	٤٥٦٧ ٢٢	٢١٢٣ ٨	٣٠
	ب٢	٩٦٨٧ ٣٠	٤٣٥٥ ١٧	٤٧
	مج، أ	٥٢	٢٥	٧٧

ب- ملخص لتفاعل المتغير أ مع المبحوثين (المتغير ح)

	أ١	أ٢	مجـ أ
المبحوث ١	٧٧ ١٤	٥٣ ٨	٢٢
المبحوث ٢	٦٥ ١١	٣١ ٤	١٥
المبحوث ٣	٨٦ ١٤	٥٢ ٧	٢١
المبحوث ٤	٩٤ ١٣	٤٢ ٦	١٩
مجـ أ	٥٢	٢٥	٧٧

ج- ملخص تحليل تفاعل العامل أ مع المتغير ح

	ب١	ب٢	مجـ ب
المبحوث ١	٧ ٣ ١٠	٥٧ ١٢	٢٢
المبحوث ٢	٥ ١ ٦	٦ ٣ ٩	١٥
المبحوث ٣	٦ ٢ ٨	٨ ٥ ١٣	٢١
المبحوث ٤	٤ ٢ ٦	٩ ٤ ١٣	١٩
مجـ أ	٣٠	٤٧	٧٧

فى الجداول الثلاث السابقة والتي توضح طريقة إعداد بيانات درجات ١٦ درجة تمثل أربعة ظروف تجريبية مختلفة، والذي قمنا به في الجدول أ هو تقسيم

الدرجات وفق الظروف التجريبية الأربع وحساب مجموع كل طرق تجريبي وحساب المجموع الكلي كذلك قمنا بترتيب الدرجات لكل طالب في الظروف التجريبية المختلفة.

والجدول (ب) يوضح كيفية الوصول إلى تفاعل المتغير أ مع المبحوثين (ح) ويلزم إعداد جدول لكل من المتغير أ والذي تنقسم إلى أ١، أ٢ وبنفس الطريقة للمتغير ب كما في جدول (جـ) والذي يوضح تفاعل المتغير ب مع المبحوثين وهذا الفصل بين الدرجات يفسر بصورة واضحة الترابط بثمن المتغيرات المختلفة ومن المفيد أن تذكر أنه لكي نطمئن على دقة العمليات الحسابية في تضمين كافة درجات الأفراد لابد وأن يكون المجموع الكلي واحداً في كل جدول كما سبق.

العمليات الحسابية:

أولا: الرموز

مجـ أ = مجموع مربعات العامل أ = (٥٢^{٢}) + (٢٥^{٢})

مجـ ب = مجموع مربعات العامل ب = ٣٠^{٢} + ٤٧^{٢}

مجـ م ح = مجموع مربعات المبحوثين = ٥٢^{٢} + ١٥^{٢} + ٢١^{٢} + ١٩^{٢}

مجـ م أ ب = مجموع مربعات التفاعل = ٢٢^{٢} + ٣٠^{٢} + ٨^{٢} + ١٧^{٢}

م أ ح = مجموع مربعات أ مع المبحوثين = ١٤^{٢} + ١١^{٢} + ١٤^{٢} + ١٣^{٢} + ٨^{٢} + ٤^{٢} + ٧^{٢} + ٦^{٢}

م ب ح = مجموع مربعات تفاعل ب ح = ١٠^{٢} + ٦^{٢} + ٨^{٢} + ٦^{٢} + ١٢^{٢} + ٩^{٢} + ١٣^{٢} + ١٣^{٢}

ن أ = عدد المبحوثين في أي ظرف تجريبي = ٤

ت أ = عدد مستويات أ = ٢

ب = عدد مستويات ب = ٢

ن = العدد الإجمالي للدرجات = ١٦

مجـ مجـ س^{٢} = مربع درجات المجموع الكلي = ٧٧ ^{٢}

$$\text{م ث = المقدار الثابت} = \frac{٧٧\ ٢}{١٦} = ٣٧٠.٥٦٢٥$$

(مجـ س) ٢ = مجموع مربع درجات كل فرد = ٧ ^{٢} + ٥ ^{٢} + ٦ ^{٤} ..

٢- حساب مجموع المربعات

$$\text{العامل أ} = \frac{\text{مجـ م أ}}{\text{ن أ × ت ب}} - \text{م ث} =$$

$$\text{العامل أ} = \frac{٥٢^{٢} + ٢٥^{٢}}{٤ \times ٢} - ٣٧٠.٥٦٢٥ = ٤٥.٥٦٢٥$$

٣- العامل ب

$$\text{العامل أ} \frac{\text{مجـ م ب}}{\text{ن أ × ب أ}} - \text{م ث} = \quad = \frac{٣٠^{٢} + ٤٧^{٢}}{٤ \times ٢} - ٣٧٠.٥٦٢٥$$

= ١٨.٦٢٥

٤- المبحوثين = $\frac{\text{مجـ م ح}}{\text{ت أ × ت ب}} = - \text{م ث}$

$$\frac{٢٢^{٢} + ١٥^{٢} + ٢١^{٢} + ١٩^{٢}}{٢ \times ٢} - ٣٧٠.٥٦٢٥ = ٧.١٨٧٥$$

٥– حساب مجموع مربعات تفاعل أ ب:

$$= \frac{\text{مجـ م أ ب}}{\text{ن أ}} - \text{م ث} - \text{مجـ م أ} - \text{مجـ م ب}$$

$$= \frac{٢٢^{٢} + ٣٠^{٢} + ٨^{٢} + ١٧^{٢}}{٤} - ٣٧٠.٥٦٢٥ - ٤٥.٦٥٢٥ - ١٨.٠٦٢٥$$

= ٠.٠٥٢٦

٦– حساب مجموع مربعات تفاعل أ ح:

$$\frac{\text{مجـ م أ ح}}{\text{ت ب}} - \text{م ث} - \text{مجـ م أ} - \text{مجـ م ح}$$

$$= \frac{١٤^{٢} + ١١^{٢} + ١٤^{٢} + ١٣^{٢} + ٨^{٢} + ٤^{٢} + ٧^{٢} + ٦^{٢}}{٢} - ٣٧٠.٥٦٢٥ - ٤٥.٥٦٢٥ -$$

٧.١٨٧٥ = ٠.١٨٧٥

٧– حساب مجموع مربعات تفاعل ب ح

$$\frac{\text{مجـ م ب ح}}{\text{ب أ}} - \text{م ث} - \text{مجـ م ب} - \text{مجـ م ح}$$

$$= \frac{١٠^{٢} + ٦^{٢} + ٨^{٢} + ٦^{٢} + ١٢^{٢} + ١٣^{٢} + ١٣^{٢}}{٢} - ٣٧٠.٥٦٢٥ - ١٨.٠٦٢٥ -$$

٧.١٨٧٥ = ٣.٦٨٧٥

٨– المجموع الكلي للمربعات

مجـ مجـ س^{٢} – م ث

= ٧ ^٢^ + ٥ ^٢^ ------- ٣٧٠.٠

= ٤٤٩ – ٣٧٠= ٧٨.٠٤٣٧٥

٩- حساب مجموع الكلي لمربعات تفاعل أ ب ح

المجموع الكلي للمربعات – مجموع مربعات أ– مجموع مربعات– كمجموع مربعات ح

مجموع مربعات أ ب – مجموع مربعات أ ح – مجموع مربعات ب ح

= ٧٨.٤٣٧٥ – ٤٥.٥٦٢٥ + ١٨.٠٦٢٥ – ٧.١٨٧٥ – ٠.٠٦٢٥ – ٠.١٨٧٥

– ٣.٦٨٧٥ = ٣.٠٦٨٧٥

<u>١٠- حساب درجات الحرية:</u>

د ح أ = ٢ – ١ = ١

د ح ب = ٢ – ١ = ١

د ح ح = ٤ – ١ = ٣

د ح أ ب = ١ × ١ = ١

د ح أ ح = ١ × ٣ = ٣

د ح ب ح = ١ × ٣=٣

د ح أ ب ح = ١ × ١ × ٣ = ٣

د ح الكلي = ١٦ – ١ = ١٥

١١- حساب متوسط المربعات

م أ = ٤٥.٥٦٢٥ م ب= ١٨.٠٦٢٥

م ح = ٢.٣٩٥٨ م أ ب = ٠.٠٦٢٥

م أ ح = ٠.٠٦٢٥ م ب ح = ١.٢٢٩

م أ ب ح = ١.٢٢٩

١٢- حساب النسبة الغائبة:

النسبة الغائبة للعامل أ $أ = \frac{م م أ}{م م أ ح} = ٧٢٩$

النسبة الغائبة للعامل ب $= \frac{م م ب}{م م ب ح} = ١٤.٧$

النسبة الغائبة للمبحوثين $= \frac{م م ح}{م م أ ب} = ١.٩٥$

النسبة الغائبة للتفاعل $= \frac{م م أ ب}{م م ب ح} = ٠.٠٥١$

ملخص للنتائج الإجمالية لتحليل التباين المرتبط ٢ × ٢

مصدر التباين	مجموع المربعات	د ح	متوسط المربعات	النسبة الغائبة
العامل أ	٤٥.٥٦٢٥	١	٤٥.٥٦٢٥	٧٢٩
العامل ب	١٨.٠٦٢٥	١	١٨.٠٦٢٥	١٤.٧
للمبحوثين	٧.١٨٧٥	٣	٢.٣٩٥٨	١.٩٥
أ × ب	٠.٠٦٢٥	١	٠.٠٦٢٥	٠.٠٥١

الخطأ أ × ح	٠.١٨٧٥	٣	٠.٠٦٢٥	
خطأ ب × ح	٣.٦٨٧٥	٣	١.٢٢٩	
خطأ أ × ب × ح	٣.٦٨٧٥	٣	١.٢٢٩	
الكلي	٧٨.٤٣٧٥	١٥		

دلالة النسبة الغائية:

بالكشف في الجدول نجد أن القيمة الخاصة بالعامل أ أكبر من الجدولية عند مستوي ٠.٠١ وبالتالي فهناك فروق جوهرية بين المجموعات ترجع للعامل أ، والعامل دال عند ٠.٠٥

الفصل الرابع

الاختبارات اللابارامترية

لثلاث ظروف تجريبية (واكثر)

الفصل الثالث

الاختبارات اللابارامترية لثلاث ظروف تجريبية (واكثر)

تمهيد:

عندما نستخدم الأساليب الإحصائية البارامترية يجب توافر عدة خصائص في البيانات التي نحن بصدد معالجتها وتتمثل هذه الخصائص في كون الظاهرة موضع الدراسة تتوزع اعتداليا داخل المجتمع الخاضع للدراسة وأن تكون عينة الدراسة ممثلة تمثيلا جيدا للمجتمع التي اشتقت منه وأخيرا ينبغي أن يكون عدد أفراد العينة كبيرا نسبيا لا يقل عن ٣٠ أو حتى ٥٠.

وإذا لم تتوافر هذه الخصائص الثلاث معا فغابت واحدة أو أكثر فإننا نضطر إلى استخدام الأساليب اللابارامترية وعلى ذلك تستخدم الطرق اللابارامترية في الحالات التي لا يكون فيها نوع التوزيع النظري للمجتمع الأصلي الذي اختيرت منه العينة اعتداليا أو كانت العينة صغيرة العدد أو عندما يكون مستوي القياس إسميا nominal أورتبيا ordinal وعند اختيارنا للأسلوب اللابارامترة يجب أن ننتبه لما يأتي:

١- عدد الظروف التجريبية فإذا كانت اثنتين فلها أساليب إحصائية معينة وإذا كانت ثلاثة أو أكثر فلها أساليب إحصائية خاصة وسوف نقتصر هنا على الأساليب التي تلائم ثلاث مجموعات أو أكثر.

٢- نوع القياس هل هو من النوع المرتبط related أو نفس العينة وتم التطبيق عليها في ظروف تجريبية مختلفة أم من النوع غير المرتبط unrelated أي أن المبحوثين في

الظرف التجريبي الأول يختلفون عن مبحوثي الظروف التجريبي الثاني أو الثالث بمعني أن كل ظرف تجريبي له مبحوثين مختلفين.

وسنعرض فيما يلي لعدد من الأساليب الإحصائية اللابارامترية التي تتلائم مع ثلاثة ظروف تجريبية أو أكثر

أولاً: اختبار كروسكال واليس krushel wallis test

متى يستخدم:

يستخدم اختبار كروسال – واليس للظروف التجريبية المستقلة (غير المرتبطة) التي تبلغ ثلاثة ظروف أو أكثر.

الأساس المنطقي:

يتمثل الهدف من الاختبار في تحديد ما إذا كانت درجات ثلاث مجموعات أو أكثر من المبحوثين تختلف عن نحو دال وحيث أن الدرجات تأتي من مبحوثين مختلفين فإن الطريقة الوحيدة للنظر إلى الفروق بين الظروف التجريبية هو ترتيب كل الدرجات معا كمجموعة واحدة من الرتب. ثم تجمع رتب كل ظرف تجريبي على حدة فإذا كانت الفروق لا توجد إلا بالصورة العشوائية في الظروف التجريبية كما ينص على ذلك الفرض الصغري فإن الرتب العالية والمنخفضة ستتوزع بصورة متساوي بين الظروف التجريبية عامة ولكن إذا كان يوجد رجحان للرتب العالية أو المنخفضة في ظروف تجريبي أو آخر مقارنة بالظروف الأخرى. فإن هذا الرجحان ربما يعكس فروقا دالة في المتغير التابع.

مثال:

تفترض أن أحد الباحثين كان مهتما باستكشاف ما إذا كانت توجد فروق دالة في التعلم، طبقا لثلاثة أنماط من مواد التعليم: الموضوعات الموضحة بالرسم والصور، الموضوعات الموضحة بقليل من الرسوم والصور، والموضوعات غير الموضحة بأي رسم تم تحديد مجموعة مختلفة من المبحوثين لكل ظرف تجريبي وتمثل المتغير التابع في عدد الأفكار التي يتم استدعاؤها من كل ظرف تجريبي ويمثل جدول (١) هذه البيانات.

جدول (1-7): يمثل عدد الأفكار المستدعاة من الموضوعات المتعلمة في الظروف التجريبية الثلاثة

	الأول الموضوعات الموضحة بالصور		الثاني الموضحة بصور قليلة		الثالث غير الموضحة بالصور	
	الدرجات	الرتب	الدرجات	الرتب	الدرجات	الرتب
	١٩	١٠	١٤	٦	١٢	٣.٥
	٢١	١١	١٥	٧	١٢	٣.٥
	١٧	٩	٩	١	١٣	٥
	١٦	٨			١٠	٢
مجموع الرتب		٣٨		١٤		١٤
المتوسطات	١٨.٢٥		١٢.٦٧		١١.٧٥	

حساب قيمة هـ

قيمة هـ تمثل حجم الفرق بين الظروف التجريبية ولحسابها توجد مربع مجاميع الرتب، ثم نقسمها على عدد المبحوثين ونجمعها وتتلخص خطوات حساب قيمة هـ فيما يلي:

١- رتب كل الدرجات عبر المجموعات كلها (كمجموعة واحدة) بحيث تعطي الترتيب (١) لأصغر درجة.. حتى تنتهي بأكبر درجة.

٢- اسحب مجموع الرتب لكل مجموعة: من خلال الجدول نجد أن: $ج_١ = ٣٨$؛ $ج_٢ = ١٤$؛ $ج_٣ = ١٤$

٣- لاحظ الرموز التالية: ن = العدد الإجمالي للمبحوثين (ن =١١) ع = عدد المبحوثين في كل مجموعة ($ع_١ = ٤$؛ $ع_٢=٣$؛ $ع_٣ =٤$)

ثم نطبق المعادلة:

$$هـ = \left(\frac{١٢}{ن\,(ن+١)}\ مجـ \frac{ج^٢}{ع} \right) - ٣\ (ن+١)$$

وبالتعويض:

$$هـ = \left(\frac{١٢}{١١\times١٢} \frac{(٣٨)^٢}{٤} + \frac{(١٤)^٢}{٣} + \frac{(١٤)^٢}{٤} \right) - ٣\times١٢ =$$

$$= \left(\frac{١٢}{١٣٢} \frac{(١٤٤٤)}{٤} + \frac{(١٩٦)}{٣} + \frac{(١٩٦)}{٤} \right) - ٣٦ =$$

$$= ٠.٠٩١\ (٣٦١ + ٦٥.٣٣ + ٤٩) - ٤٣.٢٣٦ - ٣٦ = ٧.٢$$

(٤) نحسب درجة الحرية : د. ح = ت - ١ (ت= عدد المجموعات = ٣ -١ = ٢)

***تحديد دلالة (هـ)**

حيث ان الفرض البحث يتنبا بوجود فروق كبيرة بين المجموعات ،فان قيمة هـ المحسوبة يجب ان تكون اكبر من او تساوى القيم الجدولية فى الجدولية (١)،(٢) حتى تكون دالة . ويغطى جدول (١) الدراسات والتجارب التى تتكون من ثلاث مجموعات من المبحوثين حتى خمسة فى كل مجموعة ($m_3.m_2.m_1$) عندما لا يزيد عدد المجموعات من ثلاث .يتم تحديد الموقع الذى يجمع اعداد المجموعات الثلاث (فى المثال السابق ،كان عدد المبحوثين فى المجموعة الاولى ٤، الثانية ٣ ، والثالثة ٤). تذكر انة من الممكن وجود عدد غير متساوى من المبحوثين فى كل مجموعة ولاحظ كذلك ان ترتيب اعداد المبحوثين فى كل مجموعة لا يهم .وفى مثالنا السابق ،فان حجم المجموعات هو : ع١=٤ ، ع٢ =٣ ، ع٣ =٤ .والترتيب الملائم فى جدول (١) هو٣،٤،٤. وامام هذا الترتيب الخاص بحجم المجموعات نجد القيم الحرجة لـ هـ عن مستويات مختلفة من الدلالة . وفى مثلالنا ،قيمة هـ المحسوبة =٢،٧، وهى قيمة اكبر من القيمة الحرجة ١٤٣٩،٧ عند مستوى دلالة ٠.٠١ ولهذا ،يمكن قبول الفرض البحث (البديل). اما اذا كان لدينا اكثر من ثلاث مجموعات او اكبر من خمسة مبحوثين فى اى مجموعة ، فان علينا ان نستخرج الدلالة من جدول اخر هو (٢) الخاص بدلالة كاى (او كا٢). وكمثال :سنقوم بايجاد قيمة هـ المحسوبة (٧.٢) من جدول (٢). لقد حسبنا درجة الحرية قبل ذلك ،وقلنا انها تساوى عدد المجموعات بعد طرح واحد ، او د . ح= ت-١ ، اى ٣-١=٢. ننظر فى جدول (٢) فى الخانة اليسرى (df) التث تمثل درجات الحرية . ثم نتوقف عند درجة الحرية ٢ . ثم ننظر الى باقى الخانات التى مستويات الدلالة . نجد ان قيمة هـ المحسوبة ٧.٢ اكبر من القيمة الجدولية ٥.٩٩ عند مستوى الدلالة ٠.٠٥ عند درجة الحرية ٢.

***الاستنتاج :**

يمكن الاستنتاج بان المبحوثين يتاثرون بصور الايضاح فى موضوعات التعلم (الدلالة عند مستوى ٠.٠١) ويبدو من المتوسطات فى الجدول (١) ان المبحوثين الذين استدعوا افكارا اكثرهم المبحوثين الذين عرضت عليهم صورا اكثر . هذا وان اختبار كروسال والبيس لا يحدد اتجاه الفرق (ولهذا فهو اختبار لدلالة الطرفين) واذا اردنا ان نعرف اتجاه الفرق ، فعلينا استخدام جونكهير للاتجاه .

ثانيا : اختبار الاتجاه لجونكهير jonckhure trend test

***متى يستخدم**

يمكن اعتبار اختبار جونكهير امتداد لاختبار كروسكال– واليس اذا كنا معرفة الاتجاهات trends بين ثلاث ظروف تجريبية او اكثر . ولكن لا ينبغى استخدامه الا اذا كانت المجموعات مستقلة (غير مرتبطة).

***الاساس المنطقى للاختبار :**

إن الاساس المنطقى الذى يقف خلف اختبار الاتجاه لجونكهير مختلف كلية عن كثير من الاختبارات اللابارامترية. فلا يتم ترتيب الدرجات notranking . وبدلا من ذلك فما يعنينا هو عد رقم الدرجات فى كل مجموعة الاعلى من درجات المجموعات التى تليها . فاذا كانت الفروق لا ترجع الا الى الصفة كما يذكر الفرض الصفرى ، فان الدرجات فى كل مجموعة ستكون متساوية بصورة عامة ، ومن ثم لا يوجد ما يدعو ان تكون الدرجات فى مجموعة ما اعلى من المجموعات الاخرى . ولكن اذا كان هناك رجحان او كثرة الدرجات فى الاعمدة اليسرى ، فان هذا يعنى وجود اتجاه (او ميل) لان تكون الدرجات الاقل قيمة على اليمين ، بينما تكون

الـدرجات المرتفعـة علـى اليسـار، كـم يتنبـا بـذلك الفـرض التجريبـى. وأي رجحـان للدرجات، بحيث تكون الدرجات ذات القيمة العالية فى الجانب الايسر من الجدول يدل عليها الرمز الاحصائى "س" .

***مثال :**

سنسـتخدم المثـال الـذى طبقنـاه فـى اختبـار كروسـكال – والـيس ، الـذى يتعلـق بالتعلم من خلال ثلاثة انماط مختلفة من الايضاح ، بحيث كان لكل نمط مبحوثين مختلفين . نفرض فى هذه المرة اننا وضعنا فرضا بحثيا مؤداه ان درجات المبحوثين سـتظهر اتجاهـا نحـو وجـود عـدد اكبـر مـن الافكـار تسـتدعيها مجموعـة الايضـاح المفضـل بالصـور ، بينمـا تسـتدعى مجموعـة الـتعلم المـزودة بصـور قليلـة أفكـارا اقل عددا ، ثم تأتى المجموعة التى يخلو فيها من اى صور ايضاحية فى المرتبة الاخيرة من حيث عدد الافكار التى تستدعيها .

جدول (٢–7) عدد الافكار المستدعاه بالنسبة

للظروف التجريبية الثلاثة

مجموعات التعلم	المجموعة الاولى (الثالثة سابقا) التعلم بدون صور ايضاحية		المجموعة الثانية (الثانية سابقا) التعلم ببعض الصور الايضاحية		المجموعة الثالثة (الاولى سابقا) التعلم بكثير من الصور الايضاحية	
	الدرجات	**الرتب**	**الدرجات**	**الرتب**	**الدرجات**	**الرتب**
	١٢	(٧)	١٤	(٤)	١٩	
	١٢	(٧)	١٥	(٤)	٢١	
	١٣	(٦)	٩	(٤)	١٧	
	١٠	(٧)	١٣	(٤)	١٦	
المتوسطات	١٤.٧٥		١٢.٧٥		١٨.٢٥	

ولاننا نتنبا بان اتجاه النتائج ستاخذ ذلك المسار ، فان علينا اعادة ترتب درجات المجموعات من اليمين الى اليسار على النحو التالى :

درجات المجموعة الخالية من الصور الايضاحية (اى التى يتوقع ان تحصل على اقل الدرجات) ، ثم درجات المجموعة التى تضمن القلم فيها بعض الصور الايضاحية ، واخيرا درجات مجموعة التعلم ذى الصور الايضاحية الكثيرة (اى التى نتنبا بانها ستحصل على اعلى الدرجات) . لاحظ ان هذا الترتيب هو عكس الترتيب فى الجدول الخاص باختبار كروسكال – اليس . ويشترط ان يكون عدد المبحوثين متساويا فى كل ظرف تجريبى .

***الغرض البحثى :**

عل اساس البحوث السابقة، يتنبأ الباحث بأنه كلما زادت الصور الايضاحية في مواد التعلم كلما كان من الايسر استدعاء الافكار من نصوص التعلم .

***خطوات حساب قيمة س**

١- ابدا بالمجموعة التى على الجانب الايمن ، يمد الدرجات فى المجموعتين اللتين تقعان على يسار المجموعة الاكبر بالنسبة لكل درجة فى المجموعة . وافعل نفس الشى بالنسبة لكل الدرجات فى المجموعة الثاني .

٢- اضف مجموع الارقام بين الاقواس ، ونرمز لها ب (أ) . وفى هذا المثال .

(أ)=٧+٧+٦+٧+٤+٤+٤+٤=٤٣ ،

(جـ) تركز الى عدد المجموعات ، وهى هنا =٣

(ن١) = عدد المبحوثين فى اى مجموعة على اعتبار تساوى العدد فى المجموعات ، وهى هنا = ٤

٣-نقوم بحساب (ب) باستخدام المعادلة :

$$ب = \frac{جـ(جـ-١)}{٢} \times ن_{أ}^{٢}$$

$$ب = \frac{٣\ (٣-١)}{٤} \times (٤)^{٢} = \frac{٣\times٢}{٢} \times ١٦ = ٣\times١٦ = ٤٨$$

(٤) نسبة قيمة س بالمعادلة : س =٢أ- ب

س = ٢(٤٣)-٤٨ =٨٦-٤٨ =٣٨

***حساب دلالة س**

يعطى جدول (٣) القيم الجدولية (س بالاعتماد على عدد المبحوثين (ن أ او m حتى ١٠) وعدد المجموعات (جـ أو ٢س حتى ٦) عند مستويين اثنين من الدلالة (٠.٠٥،٠.٠١) فاذا كانت قيمة س اكبر من او تساوى القيمة الجدولية عند مستوى الدلالة الذى تم اختيار ، فاننا نرفض الفرض الصغرى . وبالنسبة لمثالنا : ن أ (m) =٤ ، جـ =٣ ، قيمة س المحسوبة =٣٨ . وهى قيمة اكبر من القيمة الجدولية ٢٤ عند مستوى الدلالة ٠.٠٥ وهنا ننظر الى القيمة الجدولية عند ٠.٠١ فنجد قيمة س المحسوبة (٣٨) اكبر من القيمة الجدولية (٣٢) . وعلى ذلك ، يمكننا رفض الفرض الصفرى عند مستوى الدلالة ٠.٠١ وتجدر الاشارة الى ان اختبار جونكير مكافئ للاختبارات أحادية الطرف – one taled لانة يحدد اتجاها واحدا وليس كلا الاتجاهين .

***الاستنتاج :**

تويد النتائج الفرض القائل بان استدعاء الافكار فى الظرف التجريبى الذى يخلو التعلم فيه من الصور الايضاحية هو اقل الظروف من حيث استدعاء الافكار. بينما جاء فى الوسط الظرف التجريبى الذى يتضمن التعليم فيه بعض الصور الايضاحية . مكان الظرف التجريبى الذى يتضمن كثيرا من الصور الايضاحية فى التعلم اعلى الظروف فى استدعاء الافكار (عند مستوى دلالة ٠.٠١)

ثالثا : اختبار فريدمان friedman test

***متى يستخدم**

يستخدم اختبار فريدمان فى التصميم التجريبى المرتبط عندما يتم توظيف نفس المبحوثين فى ثلاثة ظروف تجريبية او اكثر .

***الاساس المنطقى للاختبار**

حيث ان الاختبار يستخدم فى التصميم التجريبى المرتبط الذى يعطى فيه كل مبحوث تقديرا او درجة فى كل الظروف التجريبية ، فمن المنطقى مقارنة درجات كل مبحوث عبر الظروف التجريبية حتى نحكم اى ظروف تكون درجاته علية او منخفضة . ولان اختبار فردمان يستخدم فى الظروف التجريبية الاكثر من اثنين ، فلا يمكن حساب فروق الدرجات كما هو الحال فى اختبار ولكوكسون مثلا . وبدلا من ذلك ، نقوم بترتيب درجات المبحوث افقيا عبر الظروف التجريبية كلها .

***مثال :**

نفترض ان احد الناشرين اراد معرفة رغبات الاصفال فى كتبهم . فعرض عليهم ثلاث مجموعات من الكتب : كتب الصور (التى لا تتضمن الا الصور فقط) وكتب تتضمن قصص المغامرات وكتب تتضمن العاب التسلية . طلب من ثمانية (٨) اطفال اعطاء تقدير لكل مجموعة على مقياس متدرج من خمس نقاط . ويمثل جدول (٣) تقديرات الاطفال للمجموعات الثلاث .

جدول (٣-7) درجات تقدير الاطفال لكتب الصور والقصص والعاب التسلية

المبحوثون	الظرف التجريبى الاول كتب الصور(أ)		الثانى القصص (ب)		الثالث (جـ) كتب العاب التسلية	
	درجة التقدير	الرتب	درجة التقدير	الرتب	درجة التقدير	الرتب
١	٢	١	٥	٣	٤	٢
٢	١	١	٥	٣	٣	٢
٣	٣	١	٥	٢.٥	٥	٢.٥
٤	٣	٢	٥	٣	٢	١
٥	٢	١	٣	٢	٥	٣
٦	١	١	٤	٢.٥	٤	٢.٥
٧	٥	٣	٣	٢	٢	١
٨	١	١	٤	٣	٣	٢
مجموع الرتب		١١		٢١		١٦
المتوسطات	٢.٢٥		٤.٢٥		٣.٥٠	

***خطوات حساب قيمة كا٢**

تتلخص عملية حساب حجم الفرق بين مجموع الرتب فى رمز احصائى يسمى كا٢ . ولحسابه نتبع الخطوات التالية :

١- قم بترتيب درجات كل مبحوث افقيا عبر الظروف التجريبية حيث يعطى (١) لاصغر قيمة ، (٢) للقيمة التى تليها ، (٣) لاعلى قيمة . وفى بعض الاحيان تتساوى قيمتان ، وهنا نجمع ترتيبهما ونقسمة على عددهما .

٢- نحسب مجموع الرتب فى كل ظرف : $ر_1$ = ١١ ، $ر_2$ = ٢١ ، $ر_3$ =١٦ .

٣- نلاحظ الرموز التالية : ت = عدد الظروف =٣

ن (عدد المبحوثين) =٨ .

٤- نطبق المعادلة التالية لحساب كا٢ :

$$\text{كا}_{\text{ر}}^{2} = \left(\frac{12}{\text{ن ت (ت+1)}} \; \text{مجـ ر}^{2} \right) - 3\text{ن (ت+1)}$$

$$\text{كا}_{\text{ر}}^{2} = \left(\frac{12}{(8\times3)(3+1)} \; (11^{2}+21^{2}+16^{2}) \right) - 3\times8\,(3\times1) =$$

$$\text{كا}_{\text{ر}}^{2} = \left(\frac{12}{24\times4} \; (121+441+256) \right) - (24\times4) =$$

$$\text{كا}_{\text{ر}}^{2} = \left(\frac{12}{96} \times 818 \right) - 96 = 102.25 - 96 = 6.25$$

$$\text{كا}^{2} = 6.25$$

الفرض البحثى

يصنع الباحث الفرض التالى : ان الاطفال سيفضلون قصص المغامرات ، ثم كتب العاب التسلية ، وسيكون اقل تقديرهم هو الخاص بالكتب المصورة .

الكشف عن الدلالة لقيمة كا٢:

يوجد جدولان لحساب كا٢، يعطي جدول (٤) قيم كا٢ بالنسبة لثلاثة ظروف تجريبية، ويتراوح عدد المبحوثين من ٢-٩ ويعطي جدول (٥) قيم كا٢ بالنسب لأربعة ظروف تجريبية، حيث يكون عدد المبحوثين ٢ أو ٣ أو ٤ فإذا كانت قيمة كا٢ المحسوبة أكبر من أو تساوي القيمة الجدولية فإنها تكون دالة. وبالنسبة لمثالنا، يوجد ٨ مبحوثين وثلاثة ظروف تجريبية. وبالنظر إلى جدول (٣)، ومعنا قيمة كا٢ المحسوبة ٦.٢٥ بالنسبة لثمانية مبحوثين نجد أنها دال عند مستوي ٠.٠٤٧.

الاستنتاج:

يتضح من النتيجة السابقة أن التفضيل الأول للأطفال هو قص المغامرات ثم ألعاب التسلية، وكان أقل تفضيل هو للكتب المصورة، ومع ذلك، لا يوضح لنا اختبار فريدمان إلا الفروض الكلية بين الظروف التجريبية (يكافئ اختبار الطرفين). فإذا كنا متهمين بمعرفة اتجاه الفرق لصالح أي ظروف تجريبي، فعلينا استخدام اختبار بيج.

رابعا: اختبار اتجاه النزعة لبيج page's ltrund test

متى يستخدم:

يمكن القول بأن هذا الاختبار امتدادا لاختبار فريدمان، إذاإذا كان المطلوب هو إيجاد النزعة بين ثلاثة ظروف تجريبية أو أكثر من نوع التصميم المرتبط related design (أي أن المبحوثين هم في كل الظروف التجريبية).

الأساس المنطقي :

إن الأساس المنطقي الذي يقف خلف هذا الاختبار هو نفس المنطق الخاص باختبار فريدمان ، فيما عدا أننا نتنبأ هنا بأن مجاميع الرتب سوف نأخذ ترتيبا محددا ، من الأصغر

في اليمين إلى الأكبر في شمال الجدول . ومن المهم أن نتذكر أن الظروف يجب ترتيبها على هذا النحو (من الأصغر على الأكبر) .

وكما هو الحال في اختبار فريدمان ، يجب أن نبدأ بترتيب درجات المبحوث (كل مبحوث) أفقيا عبر الظروف التجريبية . وتتمثل الخطوات التالية في جمع رتب كل ظرف . فإذا كانت الفروق بين الظروف عشوائية على ما يذكر الفرض الصفري ، فسنجد أن كانت الفروق مجاميع الرتب متساوية أو متقاربة . ولكن إذا وجدت نزعة دالة بين الدرجات ، فإننا نتوقع إن سيكون على يمين الجدول الأكبر مجموع رتبي سيكون على يسار الجدول .

***مثال :** سنستخدم نفس المثال الخاص باختبار فريدمان . وقد نكون مهتمين بمعرفة ما إذا كان يوجد اتجاه دال في تقديرات الأطفال بالنسبة لكل مجموعة من الكتب ، بحيث يكون أفضل تقدير للمجموعة (ب) مجموعة القصص ، ثم المجموعتين (جـ) ألعاب التسلية ،(أ) الخاصة بالكتب المصورة ولمعاجلة هذا إحصائيا ، علينا أن نعيد ترتيب الظروف التجريبية ، بادئين بالتقديرات . وهذا يعنى أن الترتيب الأصلي للأعمدة ١،٢،٣ في جدول (٣) يتغير ليصبح ١،٢،٣ . ويوضح جدول (٤) هذا الترتيب الجديد

جدول (٤-7) درجات تقدير الأطفال لأنواع الكتب الثلاثة (اختبار بيج)

المبحوثون	الظرف الأول كتب الكتب الصورة		(ب) الظرف الثانى (ألعاب التسلية)		(جـ) الظرف الثالث (قصص المغامرات)	
	التقدير	الرتب	التقدير	الرتب	التقدير	الرتب
١	٢	١	٤	٢	٥	٣
٢	١	١	٣	٢	٥	٣
٣	٢	١	٥	٢.٥	٥	٢.٥
٤	٣	٢	٢	١	٥	٣
٥	٢	١	٥	٣	٣	٢
٦	١	١	٤	٢.٥	٤	٢.٥
٧	٥	٣	٢	١	٣	٢
٨	١	١	٣	١٢	٤	٣
مجموع الرتب		١١		١٦		٢١
المتوسطات	٢.٢٥		٣.٥٠		٤.٢٥	

***الفرض البحثي :**

على أساس البحوث السابقة ، يتنبأ الباحث بأن الظرف الثالث (جـ) سيحصل على أعلى التقديرات ، وسيحصل الظرف الثاني (ب) على تقدير وسط ، بينما يحصل الظرف الأول (أ) على أقل التقديرات .

***خطوات حساب قيمة ل :**

١-نقوم بترتيب الدرجات بالنسبة لكل مبحوث بصورة منفصلة (أى افقيا) كما فى اختبار فريدمان ، بادئين بأقل الدرجات (نحصل على ١) ، ثم تليها (٢) ، فأكبر درجة (٣)

٢-نحسب مجاميع الرتب لكل ظرف تجريبي :ر$_{١}$ =١٦، ر$_{٣}$ =٢١ .

٣-نلاحظ الرمز التالية : ص = رقم رتبة الظروف التجريبية من اليمين إلى اليسار ١،٢،٣ على التوالي .

ت= عدد الظروف التجريبية (وهى هنا ٣).

ن = عدد المبحوثين (وهم هنا ٨) .

٤-نحسب قيمة ل من المعادلة : ل =مجـ (ر×ص)

∴ ل = (١١×١) + (١٦×٢) + (٢١×٣) =

١١+٣٢+٦٣ =١٠٦

∴ ل =١٠٦

***الكشف عن دلالة قيمة ل**

يمثل جدول (٥) القيم الحدية لـ ل. ويجب أن تكون قيمة ل المحسوبة من أو تساوى القيمة الحدية حتى تكون دالة . ولكي نتمكن من الكشف في جدول (٥) ، علينا أن نعلم عدد الظروف التجريبية (أفقيا في الجدول) وعدد المبحوثين (رأسيا في الجدول) . ويضم العمود الأخير من الجدول عمود الدلالة ثلاثة مستويات من الدلالة (٠.٠٠١ ، ٠.٠١ ، ٠.٠٥) . وبالنسبة لمثالنا ، فإن قيمة الحدية عند ثلاثة وثمانية مبحوثين عند مستوى ٠.٠١(١٠٦) تساوى قيمة ل المحسوبة . وعلى ذلك ، فهذه القيمة دالة مستوى ٠.٠١

***الاستنتاج :**

جاءت تقديرات الأطفال لمجمعات الكتب الثلاث كما تنبأ الفرض البحثي ، فقد حصلت قصص المغامرات على أعلى التقديرات تلتها ألعاب التسلية ، وجاءت كتب الأطفال المصورة في المرتبة الخيرة . وكانت النتيجة دالة عند مستوى ٠.٠١

****

المراجع

١- جابر عبد الحميد (١٩٩٣). مهارات البحث التربوي. القاهرة : دار النهضة العربية.

٢- رمزية الغريب (١٩٩٦). التقويم والقياس النفسي والتربوي. القاهرة : مكتبة الأنجلو المصرية.

٣- عبد الجبار توفيق (١٩٨٥). التحليل الإحصائي في البحوث التربوية والنفسية والاجتماعية " الطرق اللامعملية ". الطبعة الثانية، الكويت : مؤسسة الكويت للتقدم العلمي.

٤- على ماهر (٢٠٠٨): مناهج البحث في العلوم النفسية والاجتماعية والتربوية، القاهرة، مكتبة الانجلو المصرية، الطبعة الثالثة.

٥- فؤاد أبو حطب وأمال صادق (١٩٩١). مناهج البحث وطرق التحليل الإحصائي. القاهرة : الأنجلو المصرية.

٦- فؤاد البهي (١٩٨٤). علم النفس الإحصائي وقياس العقل البشري . الطبعة الثالثة، القاهرة : دار الفكر العربي.

٧- محمد شفيق (٢٠٠٨).البحث العلمي (الأسس – الإعداد).الإسكندرية : المكتب الجامعي الحديث.

٨- محمد عبدالظاهر وآخرون (١٩٩٧) : مناهج البحث فى العلوم التربوية والنفسية ، الاسكندرية ، دار المعرفة الجامعية . ص ٩٧.

٩- محمود أبو النيل (١٩٨٤). الإحصاء النفسي والاجتماعي والتربوي . الطبعة الرابعة، القاهرة : مكتبة الخانجى.

١٠- محمود عبد الحليم (١٩٨٠). مقدمة في الإحصاء النفسي والتربوي. القاهرة : دار المعارف.

11- Kiess.harold (1996). Statistical concepts for the behavioral sciences Boston. 2nd ed, .Allyn and bacon.