

العنوان:	تحري الخصائص التوزيعية لبعض البدائل اللابارامترية لاختبار تحليل التباين
المصدر:	المجلة المصرية للدراسات النفسية
الناشر:	الجمعية المصرية للدراسات النفسية
المؤلف الرئيسي:	الضوي، محسوب عبدالقادر
المجلد/العدد:	مج24, ع83
محكمة:	نعم
التاريخ الميلادي:	2014
الشهر:	إبريل
الصفحات:	431 - 492
رقم MD:	1012349
نوع المحتوى:	بحوث ومقالات
اللغة:	Arabic
قواعد المعلومات:	EduSearch
مواضيع:	الخصائص التوزيعية، الاختبارات الإحصائية، البدائل اللابارامترية، الاستراتيجيات التعليمية
رابط:	http://search.mandumah.com/Record/1012349

تحرى الخصائص التوزيعية
لبعض البدائل اللابارامترية لاختبار تحليل التغيرات

د/ محسوب عبد القادر الضوى

قسم علم النفس التربوى

كلية التربية بقنا - جامعة جنوب الوادى

ملخص

هدفت الدراسة الحالية إلى تحرى الخصائص التوزيعية (تقديرات الخطأ من النوع الأول، تقديرات الخطأ من النوع الثانى، تقديرات الضلعة، تقديرات القوة الإحصائية) لسبع بدائل لابارامترية لاختبار تحليل التغيرات وهى: Shirley's test, Burnett and Barr's test, Quade's test, McSweeney and Porter's test, Puri-Sen-Harwell-Serlin's test, Hettmansperger's test, Puri-Sen's test للحصول فى البرنامج التدريبي: إدارة الضغوط المقدم ضمن أنشطة مشروع الطرق المؤدية للتعليم العالى Pathways for Higher Education المنفذ بجامعة جنوب الوادى .

وقد بلغ حجم عينة الدراسة الأساسية (٧٠١) طالباً وطالبة من منتسبى الفصلين الشتوى والصيفى بالبرنامج التدريبي، وهذه العينة أخذت منها عينات ذات أحجام مختلفة طبقاً لمقتضيات تحليل البيانات، لدراسة تأثير استخدام ثلاث من استراتيجيات التدريب (استراتيجية التعلم التعاونى، استراتيجية KWL ، استراتيجية العصف الذهنى) على التحصيل فى تصميم غير متوازن . Unbalanced Design

وتوصلت نتائج الدراسة إلى: تشابه أداء اختبار تحليل التغيرات البارامترى والبدايل اللابارامترية السبعة فى مواقف القياس الخمسة حيث كان القرار قبول الفرض الصفرى، وأظهر اختبار تحليل التغيرات البارامترى وبدائله اللابارامترية تضخم فى تقدير الخطأ من النوع الأول فى مواقف القياس الخمسة عدا الموقف الثانى، ولم يظهر اختبار تحليل التغيرات البارامترى وبدائله اللابارامترية ضلعة فى مواقف القياس الخمسة عدا اختبار Hettmansperger الذى حقق الحد الأعلى لمحك الضلعة: المتحرر فى موقف القياس الثانى ، وتوصلت نتائج الدراسة أيضاً إلى إطراد القوة الإحصائية للبدائل اللابارامترية لاختبار تحليل التغيرات بزيادة حجم العينة ، وأظهر اختبار تحليل التغيرات البارامترى قوة (شبه مقبولة، ومتميزة) فقط فى موقفى القياس الثانى والخامس على الترتيب، بينما أظهرت البدائل اللابارامترية خصائص القوة بدرجات متباينة فى مواقف القياس الخمسة .

== تحري الخصائص التوزيعية لبعض البدائل اللابارامترية لاختبار تحليل التباين ==

وأظهرت النتائج المتحصل عليها أهمية وفائدة البدائل اللابارامترية لاختبار تحليل التباين

في الميدان البحثي ، على وجه الخصوص في تحليل نتائج التجارب التي تتعد توزيعاتها عن الاعتدالية .

تحرى الخصائص التوزيعية لبعض البدائل اللابارامترية لاختبار تحليل التباين

د/ محسوب عبد القادر الضوى

قسم علم النفس التربوي

كلية التربية بقنا - جامعة جنوب الوادي

مقدمة

يتعرض المستخدم لأي اختبار إحصائي عند اتخاذ قرار إحصائي إلى الوقوع في الخطأ من النوع الأول Type I Error أو الوقوع في الخطأ من النوع الثاني Type II Error ، وهما وثيقا الصلة بقوة الاختبار الإحصائي Power of the Statistical Test وضلوعته^① Robustness وفترات الثقة Confidence Intervals .

وينكر محمد أبو يوسف (١٩٨٩ : ٢٢٧) أنه لا يوجد قرار إحصائي منزعه عن الخطأ ، فالقرارات الإحصائية هي دائماً قرارات احتمالية بمعنى أنه لا مفر من وجود احتمال للخطأ في أي قرار يصدره عن مجتمع عن طريق عينة . ولما كانت هذه القرارات مؤسسة على ما تجريه من اختبارات للفروض وتزيد ثقنتنا فيها بزيادة حساسية هذه الاختبارات ، وجب علينا أن ندرس كيف نزيد من هذه الحساسية ؛ أي من قدرة الاختبارات على تمكيننا من اتخاذ القرار السليم الذي لا يشوبه إلا قدر ضئيل من الخطأ ، ويأتي ذلك عن طريق التحكم ما أمكن في احتمالات الأخطاء التي تتجم حتماً عند استخدام هذه الاختبارات .

وقرار التحليل الأساسي الذي يواجهه الباحثين في مجال التربية وعلم النفس يدور حول الاختيار من بين الاختبارات البارامترية والاختبارات اللابارامترية (Harwell, 1988) . وتتطلب عملية اختيار الاختبار الإحصائي المناسب مزيداً من المهارة ، فإذا كان الاختبار خاطئاً فإنه بالتبعية لن تكون هناك إفادة من البيانات وتكمن الخطورة في التوصل إلى استنتاجات غير مقنعة (Dyer, 1995: 384).

ويعد توافر الافتراضات الأساسية التي تستند إليها الاختبارات الإحصائية البارامترية هو المحك الأساسي لاستخدامها في تحليل بيانات البحوث في جميع المجالات ومنها مجال التربية وعلم النفس . وأي تجاهل Violation لافتراضات الاختبار الإحصائي البارامترى يفسد توزيع الاختبار

① توجد عدة ترجمات لمصطلح Robustness منها : الصلابة ، المنعة ، النجاعة ، الوقاية ، المقارمة ، الحصانة .

== تحري الخصائص التوزيعية لبعض البدائل اللابارامترية لاختبار تحليل التباين ==
ويغير تقديرات (معدلات) الخطأ من النوع الأول والخطأ من النوع الثاني (Bradley, 1968: 25).

وكلما كان الاختبار الإحصائي قوياً كلما تمكن الباحث من رفض الفرض الصفري عندما يكون غير صحيح ، وفي حالة العكس فإن الاختبار الضعيف يكلف الباحث أمره الكثير للبحث عن فروق أو اختلافات قد تكون فعلاً موجودة ولكن لضعف الاختبار فإن الباحث لا يتمكن من رفض الفرض الصفري والإعلان عن دلالة هذه الفروق ويكون في هذا إهدار لإمكانات البحث (صلاح جلال وآخرون ، ١٩٨٨ : ١٣٧) .

والاختبار الإحصائي المثالي هو الذي يوازن إلى حد كبير بين الخطأ من النوع الأول والثاني . كما أن الوضع الصواب ، هو أن يُحدد من بداية الدراسة ، أو البحث احتمالية حدوث الخطأ من النوع الأول والخطأ من النوع الثاني ، غير أنه في الممارسة الحقيقية يُحدد معظم الباحثين فقط احتمالية الخطأ من النوع الأول (على ماهر خطاب ، ٢٠١١ : ٢٨٤ - ٢٨٥) .

وتوصى الطبعة الأخيرة من دليل النشر للجمعية الأمريكية لعلم النفس بأنه عند تطبيق الاختبارات الإحصائية الاستدلالية يجب أن تؤخذ اعتبارات القوة الإحصائية المرتبطة باختبارات الفروض مأخذ الجد ، ومثل هذه الاعتبارات ترتبط باحتمالية الرفض الصحيح للفروض المختبرة ، ومستوى الدلالة الإحصائية ، وحجم التأثير ، وحجم العينة ، وتوصى بأهمية أن تقدم أي دراسة أدلة على أن الاختبارات الإحصائية تتمتع بقوة كافية لتحري التأثيرات الأساسية موضع الدراسة ، كما توصى باختبار الافتراضات الأساسية للنماذج الإحصائية المتنبئة بالإضافة إلى فحص ملائمة النموذج Model Fitting وحساب فترات الثقة (American Psychological Association, 2010: 30-31) .

وبعد أن سادت الاختبارات الإحصائية البارامترية لعدة عقود ، كان لظهور البدائل اللابارامترية في بداية السبعينات من القرن العشرين التي تعد مناسبة أكثر للبيانات التي يتم جمعها من تطبيق الأدوات في مجال القياس النفسي والتربوي أكبر الأثر في جعل العمل يتسارع في هذا المجال ، وظهر هذا جلياً في الدور الذي لعبته اختبارات الرتب (اللابارامترية) في قياس الدلالة الإحصائية خلال الكتابات المتخصصة في الإحصاء النفسي والتربوي والعلوم الاجتماعية ، لذا فقد أوصى بها عندما لا يتحقق أحد افتراضى الاعتدالية أو تجانس التباين (Zimmerman, 1996) .

وتتلخص الأسباب المحتملة لندر استخدام البدائل اللابارامترية في البحوث النفسية والتربوية في : صلاحية الحزم الإحصائية المعروفة مثل SPSS, MINITAB, SAS مع عدد صغير جداً من البدائل اللابارامترية ، واستمرار الاعتقاد بأن البدائل اللابارامترية أقل قوة عندئذ

تكون أقل قبولاً مقارنةً بنظيراتها البارامترية ، وعدم وعى الباحثين بالبدائل المتاحة للاستخدام مع التصميمات التجريبية المعقدة وكيفية إنجاز تحليل البيانات باستخدام الحزم الإحصائية المتوافرة ، واعتقاد العديد من الباحثين بشكل قاطع أن البدائل اللابارامترية محدودة بالبيانات المستقاة من تصميمات بسيطة نسبياً (Harwell, 1990; Harwell & Serlin, 1988; 2001) .

ويعد اختبار تحليل التباين * Analysis of Covariance (ANCOVA) من اختبارات الفروق الإحصائية ، وهو واحد من أكثر ثلاثة أساليب إحصائية شيوعاً يستخدمها الباحثون لاختبار الفروض في تحليل للتغير (Kisbu-Sakarya, MacKinnon & Analysis of Change Aiken, 2013) .

وهو إجراء إحصائي مهم لاختبار تعادل Equality مجموعتي معالجة أو أكثر عندما توجد فروق عشوائية في متغير مصاحب أو أكثر . ويتمتع بمميزات رئيسة عن اختبار تحليل التباين من حيث زيادة القوة الإحصائية وتخفيض التحيز (Rheinheimer: Reduction in Bias & Penfield, 2001) .

ويعتمد تحليل للتباين على استخدام العلاقة بين المتغير التابع والمتغير المصاحب Covariate Variable وذلك لضبط أو تعديل Adjust قيم المتغير التابع ، لتقليل تباين الخطأ (التباين داخل المجموعات) الذي يعزى إلى الخطأ التجريبي لتوفير اختبار أكثر حساسية للافتراض الخاص بعدم وجود فروق بين المجموعات (Harwell & Serlin, 1988) .

ويخدم تحليل التباين هدفين محددين ، الأول : في الدراسات التجريبية التي تتطوى على التعيين العشوائي للوحدات في المعالجات المشروطة ، فإن المتغير المصاحب ، حين يكون ذا علاقة بالمتغير الأصلي ، يقلل من تباين الخطأ Error Variance مما يزيد من القوة الإحصائية ويوفر حدود ثقة أكثر دقة (ضيقة) Narrower Confidence Intervals ، أي يزيد من الدقة في تقدير تأثيرات المعالجة (المجموعة) . والثاني : في الدراسات غير التجريبية والتي لا تستخدم فيها التعيين العشوائي ، فإن المتغير المصاحب يمكن أن يساهم في تقليل الخطأ في التمييز بين أثر المتغير الأساسي والمتغير المصاحب Confounding Effect . وتوفر نماذج تحليل للتباين تقديرات لتأثيرات المتغيرات المصاحبة على الناتج (الضبط للمعالجة) Adjusted for Treatment ، ويمكن أن تختبر تجانس أثر المعالجة داخل المجموعات الجزئية المحددة في المتغير

* يترجم مصطلح Analysis of Covariance Test إلى اختبار تحليل التباين المشترك ، اختبار تحليل التباين المصاحب ، اختبار تحليل التباين المتلازم .

== تحري الخصائص التوزيعية لبعض البدائل اللابارامترية لاختبار تحليل التغيرات ==

The Homogeneity of the Treatment Effect within Covariate-Defined

المصاحب Subgroups (Keselman et al., 1998; Koch et al., 1998; Zink & Koch, 2012)

وبمرور السنوات ، أدت الحاجة إلى طرق ملائمة لتحليل البيانات إلى الكثير من البحوث في إجراءات تحليل التغيرات ، على الرغم من أن الكثير من المشكلات المتعلقة بذلك مازالت موجودة ، علاوة على الحاجة إلى تطوير الطرق اللابارامترية لتحليل التغيرات لمعالجة المواقف التي لا تفي بافتراض الاعتدالية (Conover & Iman, 1981, 1982) .

وقد قدم المتخصصون في الإحصاء مجموعة من البدائل اللابارامترية لاختبار تحليل التغيرات البارامترية منها على سبيل المثال : Shirley's Test, Burnett and Barr's Test, Quade's Test, McSweeney and Porter's Test, Hettmansperger's Test, HSPS Test, PS Test, Rank Transformation of Conover and Iman, Rogosa's Procedure ، وأيضاً البديل الذي قدمه (Koch, Tangen, Jung, and Amara (1998) ،

ويختلف تحليل التغيرات البارامترية عن تحليل التغيرات اللابارامترية ، حيث يصمم الاختبار اللابارامترية لاختبار تساوي (تكافؤ) المتوسطات المشروطة Equality of Conditional Means ، أما البدائل اللابارامترية فتصمم لتكون اختبارات للتوزيعات المشروطة Equality of Conditional Distributions (Olejnik & Algina, 1985; 2003) .

والدراسة الحالية محاولة لتحري الخصائص التوزيعية (تقديرات الخطأ من النوع الأول ، تقديرات الخطأ من النوع الثاني ، تقديرات الضلعة ، تقديرات القوة الإحصائية) لبعض هذه البدائل اللابارامترية لاختبار تحليل التغيرات والتي تمثل ثمرة جهود مجموعة من علماء الإحصاء النفسى والتربوى وعلماء الرياضيات في إطار سعيهم للوصول إلى استنتاجات دقيقة وتعميمات صحيحة في مواقف القياس المختلفة ووضع استراتيجيات محددة وواضحة ربما تسهم في اختيار الاختبار الإحصائي المناسب مع بيانات تقي أو لا تقي بالافتراضات التي يستند إليها الاختبار .

مشكلة الدراسة

لقد كان ومازال مجال معالجة البيانات إحصائياً مفتوحاً لإضافات جديدة ، وتأتي الاختبارات الإحصائية البارامترية واللابارامترية وما يتصل بها من اختيار الاختبار الإحصائي المناسب ودراسة الدلالة الإحصائية وقوة الاختبار وضلاعته لتمثل أحد الموضوعات المهمة في مجال تفسير بيانات البحوث التربوية والنفسية .

وينكر (Harwell (1990, 1991 أن اختبارات النظرية الاعتدالية Normal-Theory

Tests وهى الاختبارات الإحصائية البارامترية مازالت تستخدم على نطاق واسع في البحوث

النفسية والتربوية على الرغم من توافر الدليل النظري والتجربي بأن البدائل للابحارامترية تتمتع بخصائص قوة متميزة عند دراسة المتغيرات في مجال البحوث التربوية والنفسية . ويضيف Conover and Iman (1982) أن استخدام الرتب يقلل أهمية افتراض الاعتدالية .

وهكذا فإن الباحث التجريبي الذي يقوم ، وبصورة مستمرة ، باستخدام أساليب ومعالجات تقليدية دون التأكد من توفر الافتراضات التي تنطوي عليها هذه الأساليب والمعالجات الإحصائية ، فإن ذلك الباحث يقوم عن قصد أو بدون قصد بإثراء الأدب التربوي بأبحاث ذات نتائج غير قابلة للإثبات Verification عن طريق الإعادة Replication (سالم عويس ، ٢٠٠٢) .

فجميع الأدوات الإحصائية ذات الطابع الاستدلالي Inferential تنطوي على مجموعة من الافتراضات الأساسية ، وفي حال توفر هذه الافتراضات فإن الأداة الإحصائية ستكون صادقة حيث إنها تقوم بأداء ما تدعى عمله أو قياسه . وفي حالة عدم توفر هذه الافتراضات ، فإن النتائج تكون غير صادقة . أي يعتمد كل اختبار للاستدلال الإحصائي على مجموعة أساسية من الافتراضات ، عندما يتم استيفائها فإن الاختبار سوف يوظف كما هو مستهدف منه ومعد له ، وعندما يتم تجاهل الافتراضات فإن الاختبار ربما يكون مضلل (Keselman et al., 1998) .

وقد فحص Micceri (1989) في دراسته الشهيرة أكثر من ٤٠٠ دراسة واختبر افتراض الاعتدالية لكل توزيع باستخدام اختبار Kolmogorov-Smirnov ووجد أن جميع التوزيعات تقريباً لا تفي بهذا الافتراض عند مستوى دلالة إحصائية (٠.٠١) ، وأوضح أنه عند التخلي عن افتراض الاعتدالية ، فإن الاختبارات اللابحارامترية يمكن أن تكون أكثر قوة عما هو عليه في حالة اختبار t-test واختبار F-test البارامتريين .

ويذكر ليونا أ. تايلر (١٩٨٣ ، ٣١) أن المقاييس الإنسانية وبخاصة مقاييس السمات النفسية لا تعطى دائماً للتوزيع الاعتدالي ، فبعض هذه التوزيعات يكون ملتوياً بمعنى أن يكون هناك الكثير من الدرجات العالية أو الكثير من الدرجات المنخفضة في المجموعة بحيث لا نحصل على التماثل الموجود في المنحنى الاعتدالي ، وبعض التوزيعات الأخرى تكون منديبة أو مفترطة بحيث لا تنطبق عليها معادلة المنحنى الاعتدالي .

ويضيف السيد محمد خيرى (١٩٩٧ : ١١٢) بأن التوزيع الاعتدالي للنموذجي لا يمكن الحصول عليه تماماً في أي بحث من البحوث مهما اتسع نطاقه ، وأن للتوزيع الاعتدالي ما هو إلا تجريد لما يجب أن يكون عليه التوزيع .

== تحري الخصائص التوزيعية لبعض البدائل-اللابارامترية لاختبار تحليل التغاير ==

لذا فالمشكلة التي واجهت الإحصائيين التطبيقيين Applied Statisticians هي ملاءمة (مطابقة) الأساليب الإحصائية البارامترية لمشكلات البيانات الحقيقية في إطار النظرية الإحصائية الاعتيادية ، لما كان العديد من فئات البيانات التي يتعاملون معها ليست اعتيادية بشكل واضح . وفي شأن هذه المشكلات بزغ نهجان متميزان أو مدرستان فكريتان هما : تحويل البيانات إلى هيئة (شكل) أكثر تشابهاً مع التوزيع الاعتيادي ، واستخدام إجراء التوزيع الحر Distribution-Free Procedure . وتتضمن الطريقة الأولى : التحويل اللوغاريتمي Log Transformation ، وتحويل الجذر التربيعي Root square Transformation ، وتحويل جيب الزاوية Arcsin Transformation ، أما الطريقة الثانية فتتضمن عدداً كبيراً من الاختبارات المعتمدة على رتب البيانات (Conover & Iman, 1981) .

ونظراً لاختلاف إجراءات التوزيع الحر في العديد من الأوجه ظهر اهتمام لمقارنة هذه الإجراءات باعتبار تقديرات الخطأ من النوع الأول والقوة الإحصائية النسبية ، علاوة على مقارنة أداء هذه الإجراءات باختبار تحليل للتغاير البارامترى عند تجاهل الافتراضات الأساسية وعند استيفاء كافة الافتراضات (Olejnik & Algina, 1985) .

ويذكر (Harwell and Serlin (2001 أنه من المهم للباحثين أن يألفوا مفهوم صدق الاستنتاج الإحصائي Statistical Conclusion Validity الذي يؤكد على أن نتائج التحليل الإحصائي تعتمد كثيراً على المدى الذي تقي خلاله البيانات بالافتراضات التي يستند إليها الاختبار مثل الاعتيادية وتجانس التباين ، ولأن البيانات الحقيقية يمكن أن لا تقي تماماً بالافتراضات التي يستند إليها الاختبار الإحصائي فإن فحص البيانات عند تجاهل أحد الافتراضات يعد أمراً مهماً لا بد من أخذه في الاعتبار .

ويشير (MacDonald (1999 إلى ميل الباحثين لاستخدام الاختبارات البارامترية على حساب الاختبارات اللابارامترية خلال العقود الثلاثة الأخيرة من القرن العشرين ، وأن المراجعات توصلت إلى أن ١٤ % من البحوث المنشورة في الدوريات العلمية النفسية والتربوية استخدمت اختبارات بارامترية ، في حين أن ٨.٢ % من البحوث النفسية المنشورة في نفس هذه الدوريات قد استخدمت اختبارات لابارامترية .

ويذكر (Sawilowsky and Fahoome (2000 أن الاختبارات اللابارامترية تكون غالباً أكثر قوة من الاختبارات الكلاسيكية البارامترية في حالة البيانات الحقيقية Real-World Data التي نادراً ما تتوزع اعتدالياً ، ومن ناحية أخرى فإنه ثمة صعوبة في استخدام هذه الاختبارات اللابارامترية فالمعادلات الخاصة بحسابها متناثرة خلال الأدبيات الإحصائية كما يوجد

نقص في الجداول الخاصة بالقيم الحرجة Critical Values .
لذا ظهرت الحاجة إلى طرق لتحليل البيانات التي تستبعد افتراض أو شرط الاعتدالية
عندما أدرك الباحثون أن عديد من البيانات التربوية والنفسية ليست أحادية المنوال Unimodal
ولكنها مفروطة أو ملتوية ، وتحت هذا الشرط تكون الاختبارات البارامترية غالباً لها خصائص
توزيعية منخفضة بالمقارنة مع البدائل اللابارامترية ، كما أنه يوجد القليل من الارشادات للاختبار
ما بين الاختبارات البارامترية والاختبارات اللابارامترية المتاحة أمام الباحثين وكذا في مجال تقويم
عمل الباحثين الآخرين عن طريق فحص الدراسات المنشورة في مجال التربية وعلم النفس للتعرف
على الاختبارات الإحصائية المستخدمة ومدى ملاءمتها في موقف القياس الذي استخدمت فيه
(Harwell, 1988) .

وينكر (Seaman, Algina and Olejnik (1985 أن معظم التصميمات البحثية
المستخدمة لمقارنة فعالية المعالجات التعليمية تنتج بيانات يمكن تحليلها بكل من الاختبارات
البارامترية واللابارامترية . وللاختبار بين الإجراءات المتاحة فإنه من المفيد أن يتم تقدير الخطأ
من النوع الأول والقوة مع اعتبار نوع التوزيع ، والباحث يمكن أن يختار الاختبار الأكثر قوة من
بين الاختبارات التي تكون مستويات ألفا الفعلية Actual Alpha لها قريبة من مستوى ألفا الإسمي
Nominal Alpha الذي يطلق عليه عادة مستوى الدلالة الإحصائية .

ويعتمد المحك الإحصائي Statistical Criteria كأساس للاختبار ما بين الاختبارات
الإحصائية البارامترية واللابارامترية على اثنين من الخصائص التوزيعية هما القوة الإحصائية
وقدرة الاختبار على الضبط أو السيطرة على تقديراته للخطأ من النوع الأول عند مستوى دلالة -
يحدده الباحث- معروف ومحدد . والاختبار الذي يتحقق له ذلك يكون هو موضع الاختيار
الصحيح ، ويعد التحكم في الخطأ من النوع الأول محكاً ضرورياً وليس كافياً ، ويجب فحص القوة
الإحصائية أيضاً والتي بدورها ترتبط بتقدير الخطأ من النوع الثاني (Harwell, 1988, 1989) .
وبهذا فإن الاختيار الخاطئ لاختبار إحصائي سواء كان بارامترياً أو لبارامترياً ربما
يؤدي إلى استخدام اختبار ذو تقدير مرتفع للخطأ من النوع الأول أو ذو قوة منخفضة (ذو تقدير
مرتفع للخطأ من النوع الثاني) مما يترتب عليه دلالات زائفة وتعميمات غير مقبولة تبعد كثيراً
عما يعرف بصدق الاستنتاجات الإحصائية ، وهذا في مجمله يتطلب مزيداً من الدقة والحرص
واليقظة وبخاصة في مجال الدراسات النفسية والتربوية .

وينكر (Hsu (1983 أن التجاهلات المتعددة Multiple Violations للافتراضات التي
يستند إليها اختبار تحليل التباين تعد مشكلة خطيرة . ويضيف (Barrett (2011 أن الفشل في

== تحري الخصائص التوزيعية لبعض البدائل اللابارا مترية لاختبار تحليل التغيرات ==

استيفاء لافتراضات اختبار تحليل التغيرات يمكن أن يؤدي إلى تفسيرات خاطئة للنتائج Misinterpretation of Results ، فالفضل في استيفاء افتراض توازي خطوط ميل الانحدار للمجموعة Parallel Group Regression Slopes هو أمر شائع في العديد من فئات البيانات وهناك العديد من الطرق المتاحة لتحليل فئات البيانات هذه ومنها على سبيل المثال طريقة Johnson-Neyman Technique . وعلى الرغم من ضلعة الاختبار إزاء تجاهل بعض الافتراضات مثل الاعتدالية وتساوي التباينات في حالة تساوي أحجام العينات ، فهناك العديد من الاختبارات اللابارامترية المعتمدة على الترتب ، المتاحة كبدايل لابارامترية لاختبار تحليل التغيرات .

وعلى الرغم من الندرة الشديدة في الدراسات والبحوث المتعلقة بموضوع الدراسة الحالية ، إلا أن نتائج ما توافر منها يبين نتائج مقبنة فيما يتصل بخصائص القوة الإحصائية وتقديرات أخطاء القرارات الإحصائية في مواقف قياس مشروطة بنوع معين من التوزيع ، وحجم العينة ، ودرجة التجانس ، ودرجة الاعتدالية ، والقيمة العددية لمعامل الارتباط بين المتغير التابع والمتغير المصاحب ، وعدد الافتراضات التي يتم استيفائها والفروق في الضلعة والقوة ، وعلى سبيل تتفق نتائج بعض الدراسات على تميز الاختبار البارامترى ، بينما لا تتفق نتائج دراسات أخرى بشأن تميز الاختبار البارامترى عن البدائل للبارامترية . كما تبنى آخرون منحنى بحثى لاقتراح وتجريب طرق جديدة لتحسين أداء الاختبار البارامترى في حالة عدم توفر افتراض تجانس ميل الانحدار Heterogeneous Regression Slopes باستخدام إجراءات مثل : Blocking or Stratification, Hollingsworth's F Statistic, Johnson-Neyman Procedure, Wilcox's Trimmed-Mean Method, Pothoff's Modified Johnson-Neyman Procedure, Rogosa's Three Alternatives (Kim, 2007, 2010).

وقد خلصت البحوث والدراسات السابقة الأجنبية في مجال مقارنة أداء الاختبار الإحصائي البارامترى وبدائله اللابارامترية إلى أن الخصائص التوزيعية (الخطأ من النوع الأول ، الخطأ من النوع الثاني ، الضلعة ، القوة الإحصائية) من الموضوعات النامية والمتطورة ، أما الجهود العربية ومنها المصرية فمازالت ترقب وترصد تلك الجهود دون الانطلاق للحاق بما تم إنجازه في هذا المجال ، وتمثلت الجهود العربية -المتاحة- في هذا المجال في دراسة عزو إسماعيل (١٩٩٦) التي هدفت إلى دراسة قوة كفاءة اختبارى (ويلكوكسون ، الإشارة) مقابل اختبار ت ، ودراسة الباحث الحالي لنيل درجة الدكتوراه (٢٠٠٤) حول قوة بعض البدائل اللابارامترية لاختبار تحليل التباين العاملى في مجال الدراسات النفسية .

وفي ضوء ما سبق تتحدد مشكلة الدراسة الحالية في الإجابة عن السؤالين التاليين :

١. ما أداء اختبار تحليل التغيرات البارامترى والبدائل اللابارامترية السبعة تحت شروط مختلفة؟

٢. ما الخصائص التوزيعية (تقديرات الخطأ من النوع الأول ، تقديرات الخطأ من النوع الثانى ، تقديرات الضلالة ، تقديرات القوة الإحصائية) لاختبار تحليل التغيرات البارامترى والبدائل اللابارامترية السبعة تحت شروط مختلفة؟

أهداف الدراسة

تهدف الدراسة الحالية إلى تحرى :

١. أداء اختبار تحليل التغيرات البارامترى والبدائل اللابارامترية السبعة تحت شروط مختلفة .
٢. الخصائص التوزيعية (تقديرات الخطأ من النوع الأول ، تقديرات الخطأ من النوع الثانى، تقديرات للضلالة، تقديرات القوة الإحصائية) تحت شروط مختلفة .

أهمية الدراسة:

الأهمية النظرية

تكمن الأهمية النظرية للدراسة الحالية فى تقديم إطار نظرى واف عن :

١. اختبار تحليل التغيرات البارامترى .
٢. الخصائص التوزيعية للاختبارات الإحصائية (تقديرات الخطأ من النوع الأول ، تقديرات الخطأ من النوع الثانى ، تقديرات الضلالة ، تقديرات القوة الإحصائية) .
٣. بعض البدائل اللابارامترية لاختبار تحليل التغيرات البارامترى التى لم تستخدم بعد فى تحليل نتائج البحوث فى البيئة المصرية والعربية .

الأهمية التطبيقية

تكمن الأهمية التطبيقية للدراسة الحالية فى النقاط التالية :

١. تقديم الصيغ الرياضية لبعض البدائل اللابارامترية لاختبار تحليل التغيرات البارامترى .
٢. تحرى الخصائص التوزيعية (تقديرات الخطأ من النوع الأول ، تقديرات الخطأ من النوع الثانى ، تقديرات الضلالة ، تقديرات القوة الإحصائية) لبعض البدائل اللابارامترية لاختبار تحليل التغيرات البارامترى تحت شروط مختلفة .

حدود الدراسة

تحدت نتائج الدراسة الحالية بالعينة والأداة والمعالجة الإحصائية للبيانات . حيث بلغ حجم عينة الدراسة الأساسية (٧٠١) طالباً وطالبة من طلاب جامعة جنوب الوادى المسجلين فى المجال السلوكى Behavioral Batch ببرنامج إدارة الضغوط من مختلف كليات الجامعة وينتمون إلى

== تحري الخصائص التوزيعية لبعض البدائل اللابارا مترية لاختبار تحليل التغيرات ==

فرق دراسية مختلفة ، وطور الباحث اختباراً تحصيلياً في محتوى البرنامج التدريبي إدارة الضغوط المقدم ضمن أنشطة مشروع الطرق المؤدية للتعليم العالي ، وعولجت البيانات الإمبريقية باستخدام اختبار تحليل التغيرات وبعض البدائل اللابارامترية .

تعريف مصطلحات الدراسة Definition of Terms

الخطأ من النوع الأول A Type I Error

احتمال الرفض الخاطيء لفرض صفري صحيح (Finch, Cumming & Thompson, 2002). أو هو ذلك الخطأ الذي ينشأ حين يتخذ قرار برفض الفرض الصفري بينما يكون هذا الفرض صحيحاً في الواقع ، ويرمز لاحتمال هذا الخطأ بالرمز α (محمد أبو يوسف ، ١٩٨٩ : ٢٢٨) .

الخطأ من النوع الثاني A Type II Error

احتمال القبول لفرض صفري خاطيء (Finch, Cumming & Thompson, 2002) . أو هو ذلك الخطأ الذي ينشأ حين يتخذ قرار بقبول الفرض الصفري بينما يكون هذا الفرض زائفاً في الواقع ، ويرمز لاحتمال هذا الخطأ بالرمز β (محمد أبو يوسف ، ١٩٨٩ : ٢٢٨) .

قوة الاختبار الإحصائي Power of a Statistical Test

احتمال أن يؤدي الاختبار الإحصائي إلى رفض للفرض الصفري الصحيح عندما يكون الفرض في حقيقة الأمر خاطئاً (Dyer, 1995: 388) . أو هي احتمال تجنب الخطأ من النوع الثاني ، ويعبر عنها بالمقدار العددي $(1 - \beta)$ (محمد أبو يوسف ، ١٩٨٩ : ٢٢٨) .

ضلعة الاختبار الإحصائي Robustness of a Statistical Test

محافظة الاختبار الإحصائي على أدائه إذا لم تستوف البيانات بعض أو كل الافتراضات التي يستند إليها الاختبار الإحصائي (Bradley, 1978) .

الاطار النظري للدراسة

اختبار تحليل التغيرات Analysis of Covariance Test

قدم اختبار تحليل التغيرات بواسطة السير Ronald A. Fisher عام ١٩٣٢م . وهدف تصميم الاختبار إلى استخدام العلاقة بين متغير تابع ومصاحب لتعديل درجات المتغير التابع لغرض تقليل تباين الخطأ غير المفسر Unexplained Error Variance أي يخفض تباين الخطأ في المتغير التابع بمقدار ما يمكن ضبطه accounted for بواسطة متغير مصاحب لتوفير تقدير أكثر دقة لتأثيرات المعالجة واختبار أكثر قوة للفروض (Nakonezny & Shull, 2007) .
ويذكر صلاح الدين عام (١٩٩٣ : ٣٥٤) أن جميع التصميمات التجريبية تهدف إلى التحقق من أن نتائج التجربة تعزى إلى المتغيرات المستقلة وليس إلى مؤثرات عارضة أو متغيرات

دخيلة . وتحليل التغيرات لا يمثل مجموعة من هذه التصميمات التجريبية ، وإنما يعد أسلوباً لزيادة دقة التصميم عن طريق إجراء تعديل في درجات المتغير التابع وفقاً لدرجات متغير أو أكثر من المتغيرات التي يود الباحث ضبط تأثيرها إحصائياً .

ويضيف مسفر سليم الجعيد (٢٠٠٤) أن الأمر الشائع في البحوث التربوية والنفسية أنها تجرى على الظواهر الإنسانية التي تتأثر بعوامل عديدة ومتفاعلة يصعب عزلها أو تثبيتها أو السيطرة عليها والتحكم فيها بشكل مطلق لذلك لا يستطيع الباحث أن يطلق حكماً نهائياً على الظاهرة ما لم يتمكن من تحديد أثر كل متغير وحصر العلاقة بين متغيرات الدراسة ، وأن أسلوب تحليل التغيرات يقدم دعماً قوياً يساعد في إزالة أو تقليل أثر المتغير الخارجى بحيث ينسب الأثر الحاصل للمتغير المستقل فقط ، فحاجة الباحث لهذا الأسلوب كطريقة من طرق إزالة آثار المتغيرات الخارجية يكسب الموضوع أهمية .

ويربط اختبار تحليل التغيرات بين فلسفة تحليل التباين Analysis of Variance وتحليل الانحدار Regression Analysis ويطلق على المتغير الذى توقع الباحث أهميته اسم المتغير المصاحب أو الملائم Covariate Variable وهو المتغير الذى يسعى الباحث إلى ضبط أثره إحصائياً (أحمد سليمان عودة و خليل يوسف الخليلي ، ٢٠٠٠ : ٥١٢) .

ويمكن تمثيل تحليل التغيرات باستخدام إجراء المتوسطات المعدلة (البحث عن الفروق في المتوسطات المعدلة للمتغير المصاحب) ، ويمكن التعبير عن هذا الإجراء بسهولة بواسطة طريقة الانحدار الخطى المتعدد باستخدام متغيرات منبئة لتمثيل المجموعات (Barrett, 2011) .

وتتفاوت المتغيرات المصاحبة في أثرها على المتغير التابع بجانب تأثير المعالجة ، لذا فالباحث الماهر هو الأكثر على تحديد المتغيرات المصاحبة ، وعليه أن يقرر أى المتغيرات سيتم ضبطه إحصائياً . والنقطة الجوهرية في ذلك لو استطاع الباحث أن يضبط هذه المتغيرات المصاحبة تجريبياً من خلال عينة طبقية عشوائية لربما وفر على نفسه جهداً بحثياً لا يستهان به بحيث يجعل منه ميزة يتمتع بها الضبط التجريبي على الضبط الإحصائي ، خاصة وأن الضبط الإحصائي يستند على افتراضات أساسية ، وتعتمد فعاليته على مدى الإيفاء بتلك الافتراضات (Keppel, 1982: 492) .

ويلاحظ بعض الباحثين في مجال علم النفس والتربية إلى تحليل التغيرات عندما يضطر للتعامل مع مجموعات لا تخضع لأى معالجة Intact Groups والتي ربما تختلف في المتغير المصاحب الذى يرتبط بالمتغير التابع . ويعد تحليل التغيرات مفيداً للباحث لأنه يمكنه من أن يحدد ويأخذ في الاعتبار مصدر التباين الذى يعزى إلى المتغيرات المصاحبة لذا يوفر الاختبار ضبط

== تحري الخصائص التوزيعية لبعض البدائل اللابارا مترية لاختبار تحليل التغيرات ==
متميز . فإذا كان التباين في متغير مصاحب كبير نسبياً وهذا المتغير يرتبط بالمتغير التابع فإنه من الممكن أن تستخدم درجات المفحوصين في المتغير المصاحب باعتبارها متغير مصاحب . فالتعديل في المتغير المصاحب سوف يؤدي إلى انخفاض حد الخطأ Reduction in the Error Term وبالتبعية إلى تحليل أكثر حساسية . وتحليل التغيرات بالتالي لا يماثل المعالجات في ضوء المستويات Treatments-by-Levels أو تصميم التجمعات العشوائى Randomized Blocks Design (Kerlinger & Pedhazur, 1973: 266) .

وقد أجرى Shirley and Newnham (1984) دراسة لمقارنة أربع قواعد لتقرير تضمين المتغير المصاحب (الوزن قبل الوفاة) في دراسات تحليل الأوزان الحقيقية في مجال علم السموم الحيوانى ، واستنتج أنه إذا كانت المعلومات السابقة Background Information تظهر علاقة خطية بين المتغير التابع والمتغير المصاحب فإنه ينصح بالتعديل (الضبط) تبعاً للمتغير المصاحب to adjust for the covariate .

وعلى الرغم من تقديم اختبار تحليل التغيرات منذ مدة طويلة ، لكنه غير مفهوم من قبل العديد من الباحثين ، ولا يستخدم بشكل متكرر . وهو تمديد لاختبار تحليل التباين يتضمن متغير مصاحب أو أكثر ، ومن فوائده مقارنة باختبار تحليل التباين : أنه ذو قوة متزايدة : Increased Power ، وانخفاض التحيزات Reduction in Biases الناتجة عن الفروق في الوحدات التجريبية (المتغيرات المصاحبة) بين المجموعات (Barrett, 2011) .

وتشير المراجعة الدقيقة للأبحاث التربوية محلياً وعالمياً إلى شيوع استخدام هذا الأسلوب في التحليل الإحصائى لأبحاث في مجالات متنوعة في العلوم الإنسانية والتربوية باستخدام مجتمعات دراسية ووفات عمرية مختلفة . لكن وبالرغم من العدد الكبير للأبحاث التى استخدمت تحليل التغيرات ، فإن هذا يشكل نسبة صغيرة من الأبحاث التجريبية بشكل عام ، ويرجع السبب فى ذلك إلى عدم فهم وإدراك الباحثين التربويين للفوائد التى يمكن جنيها من استخدام هذا النوع من التحليل الإحصائى ، خاصة فى مجال تقليل تباين الخطأ وما يصاحبه من زيادة فى قوة التحليل الإحصائى إضافة إلى زيادة الدقة فى النتائج (سالم عويس ، ٢٠٠٣ ، 2010 ، 2007) (Kim, 2007, 2010) .

الأساس المنطقى والفراضات تحليل التغيرات

The Logic and Assumptions of Analysis of Covariance

عند حساب الباقي لمتغير Variable is Residualized ، فإن الارتباط بين المتغير المنبئ Predictor Variable والباقي Residuals يساوى الصفر ، ويتعبير آخر أن المتغير الذى تم حساب الباقي له Residualized Variable قد ارتبط (اشترك) جزء منه بالمتغير المنبئ الذى

تم تقيته Purged . وهذا هو منطق تحليل التغيرات الذي يمكن تلخيصه في المعادلة التالية :

$$Y_{ij} = \bar{Y} + T_j + b(X_{ij} - \bar{X}) + \varepsilon_{ij}$$

حيث : Y_{ij} درجة المفحوص (i) في المعالجة (j) ، \bar{Y} المتوسط الكلي للمتغير التابع ، T_j تأثير المعالجة (j) ، b معامل انحدار Y على X ، X_{ij} درجة المفحوص (i) على المتغير المصاحب في المعالجة (j) ، \bar{X} المتوسط الكلي للمتغير المصاحب ، ε_{ij} الخطأ المتصل بدرجة المفحوص (i) في المعالجة (j) .

لذا فإن المعادلة السابقة يمكن إعادة كتابتها في الصورة التالية :

$$Y_{ij} - b(X_{ij} - \bar{X}) = \bar{Y} + T_j + \varepsilon_{ij}$$

والتي تبين أنه بعد التعديل يمكن تخيل الدرجة $\{Y_{ij} - b(X_{ij} - \bar{X})\}$ كمركب من المتوسط الكلي وتأثير المعالجة وحد الخطأ Error Term ، كما بعد الطرف الأيمن من المعادلة السابقة بمثابة معادلة النموذج الخطي ، وإذا كان معامل الانحدار ($b = 0$) بمعنى إذا كان المتغير المصاحب لا يرتبط بالمتغير التابع فإن المعادلة السابقة تصبح في الصورة التالية :

$$Y_{ij} = \bar{Y} + T_j + \varepsilon_{ij}$$

أى أن فكرة تحليل التغيرات تلتخص في إزالة ذلك الجزء من المشاهدة أو الدرجة في المتغير التابع والذي يمكن التنبؤ به من المتغير المصاحب أو المتغيرات المصاحبة ، بمعنى أن ضبط تأثير المتغير أو المتغيرات المصاحبة بطريقة إحصائية خاصة تلتخص في نمج فكرة تحليل التباين مع فكرة تحليل الانحدار ، وعلى هذا فإن الباحث يقرر اختيار المتغير أو المتغيرات المصاحبة في ضوء العلاقة الارتباطية بينه وبين المتغير التابع ، وذلك فإن قوة هذه العلاقة بدرجة تصل إلى معامل ارتباط ($r \geq 0.6$) يجعل من تحليل التغيرات أقوى من تحليل التباين الذي يبنى على تصميم التجمعات العشوائية . وهذا يعني أن الضبط الإحصائي ليس بديلاً مطلقاً للضبط التجريبي ، وإنما يمكن اللجوء إليه عندما لا تتوفر إمكانية الضبط التجريبي في حالة انخفاض القيمة العددية لمعامل الارتباط (Kerlinger & Pedhazur, 1973: 266-267) .

ويشترط تحليل التغيرات أيضاً إمكانية قياس المتغير المصاحب دون تأثير المعالجة عليه وذلك إما بقياس المتغير المصاحب قبل المعالجة، أو أن المتغير المصاحب لا يتأثر فعلاً بالمعالجة. ولذلك إذا كان جزء من التباين في المتغير التابع الذي يعزى إلى المتغير المصاحب نتيجة لتأثير المعالجة عليه أى على المتغير المصاحب فإن الضبط الإحصائي في هذه الحالة يضع جزءاً من هدف التجربة (Keppel, 1982: 502) .

== تحري الخصائص التوزيعية لبعض البدائل اللابارا مترية لاختبار تحليل التغيرات ==

ويستند اختبار تحليل التغيرات على مجموعة من الافتراضات هي نفسها الافتراضات التي يستند إليها اختبار تحليل التباين بالإضافة إلى افتراضات أخرى تتعلق بانحدار المتغير التابع على المتغير المصاحب، ويمكن اجمال تلك الافتراضات في التالي:

١. تجانس التباين في المجتمعات التي تنتمي إليها المجموعات الجزئية في التصميم التجريبي.
٢. تتوزع البيانات الإحصائية للمتغير التابع في المجتمع الذي تنتمي إليه المجموعة الجزئية الواحدة توزيعاً اعتدالياً.

٣. استقلالية المجموعات موضوع المقارنة أي يعتمد تعيينها على الانتقاء أو التعيين العشوائي.

٤. تعتبر قيم المتغير المصاحب ثابتة وتقاس بدون خطأ، ويعنى ذلك ضمناً استقلال المتغير المصاحب عن تأثيرات المعالجة أو المتغير التابع. وللضامن الوحيد للإيفاء بهذا الافتراض هو قياس المتغير المصاحب قبل التجربة (أي قبل المعالجة) وتعيين المفحوصين عشوائياً تبعاً لشروط المعالجة مع الإهمال الكامل للدرجات المأخوذة قبل التجربة.

٥. دلالة وخطية العلاقة بين المتغير التابع والمتغير المصاحب، ويطلق على هذا الافتراض مسمى الانحدار الخطي، ويعنى هذا الافتراض أن الانحرافات عن الانحدار سواء المعدلة أو درجات الباقي تتوزع اعتدالياً ومستقلة في المجتمع بمتوسطات تساوى صفر وتباينات متجانسة وهذا لا يمكن تحقيقه إذا كان الانحدار غير خطي. ومن المحتمل أو استخدم الانحدار الخطي في التحليل بينما الانحدار الحقيقي غير ذلك أي يكون مثلاً من النوع Curvilinear Regression فإن التعديلات لغرض حذف تأثير المتغير المصاحب لن تكون ذات فائدة، ومن ناحية أخرى فإن الأمر الأكثر أهمية أيضاً أنه يمكن اختبار معنى متوسطات المعالجة التي تم تعديلها أيضاً في ضوء افتراض الانحدار الخطي.

٦. معاملات الانحدار لخطوط انحدار المتغير التابع على المتغير المصاحب للمجتمعات التي تنتمي إليها المجموعات الجزئية متساوية إحصائياً. أي تجانس الانحدار داخل المجموعات Homogeneity of Regression Coefficients أي ميل خطوط (معاملات) الانحدار متساوية أو خطوط الانحدار متوازية. وتأتي أهمية الإيفاء بهذا الافتراض من أن التجانس يمكن الباحث من تقدير خطأ تجريبي واحد (متوسط المربعات داخل المجموعات في تحليل التباين) وبدون الإيفاء بهذا الافتراض لا يستطيع الباحث حساب معامل انحدار موحد (مزوج) Pooled لجميع المجموعات، وأن عدم الإيفاء

بهذا الافتراض يقلل من صدق التحليل الإحصائي كطريقة لضبط المتغيرات المصاحبة .
 بمعنى أن انتهاك الافتراض الأخير أكثر خطورة من انتهاك بقية الافتراضات ولذلك
 يصبح من الحتمي على الباحث الكشف إحصائياً عن الإيفاء بهذا الافتراض (Kerlinger
 & Pedhazur, 1973: 267-268; Keppel, 1982: 502-503; Olejnik &
 l. Algina, 1984, 1985; Keselman et al., 1998; Kim, 2007, 2010)

ويمكن اختبار مدى الإيفاء بالافتراض الأول والثاني بواسطة اختبارات خاصة بذلك مثل
 اختبار Bartlett للافتراض الأول ، واختبار مربع كاي للافتراض الثاني (Olejnik & Algina,
 1984, 1985)

خطوات حساب اختبار تحليل التباين

يمكن حساب اختبار تحليل التباين F في ثلاث خطوات كالتالي :

١. تقدير معادلة الانحدار الخطي للمتغير التابع Y على المتغير المصاحب X خلال جميع
 المجموعات :

$$Y = b_0 + b_{Y/IX}X$$

وحساب معامل الارتباط المتعدد $R_{Y/IX}^2$.

٢. تقدير معادلة الانحدار الخطي للمتغير التابع على المتغير المصاحب والعامل الجمعي
 Grouping Factor (G) . وفي حالة تصميم مكون من مجموعتين يتم استخدام
 Single Dummy-Coded Variable (0,1) للتعبير عن العامل الجمعي :

$$Y = b_0 + b_{Y/IX}X + b_{Y/IX}G$$

وحساب معامل الارتباط المتعدد $R_{Y/IX,G}^2$.

٣. تحديد R^2 Increase المرتبطة بإضافة العامل الجمعي بنموذج الانحدار في الخطوة
 (١)، ثم التعويض في المعادلة التالية :

$$F = \frac{(R_{Y/IX,G}^2 - R_{Y/IX}^2) / (P_2 - P_1)}{(1 - R_{Y/IX,G}^2) / (N - P_2)}$$

حيث : P_1, P_2 عدد البارامترات المقدرة في نموجي الانحدار في الخطوتين الأولى والثانية ، N
 حجم العينة الكلية . والنسبة الفئوية المحسوبة يمكن مقارنتها مع النسبة الفئوية النظرية بدرجات
 حرية $(N - P_2)$ ، $(P_2 - P_1)$ (Olejnik & Algina, 1985)

البدائل اللابارامترية لتحليل التغيرات

تقوم البدائل على إجراء تحويل Transformation على الدرجات أو المشاهدات الأصلية . ويؤكد (Huberty 1994: 148) على فعالية تحويل الرتب في حساب الاختبارات التي تستخدم بيانات تستقى من توزيعات غير اعتدالية . ويضيف (Koti 1995) أن المعاينة القائمة على الرتب Rank-Set Sampling توفر تقديرات محسنة للمتوسط والتباين عندما توجد صعوبة في القياس الحقيقي للمشاهدات كما أن عمل الرتب لهذه المشاهدات يكون سهلاً نسبياً .

وتمثل نماذج تحليل التغيرات اللابارامترية ، وهي الأقل تقييداً بافتراضاتها الإحصائية بديلاً لاختبار تحليل التغيرات البارامترى المعتاد . واقترحت العديد من نماذج تحليل التغيرات اللابارامترية ، وهي متشابهة بأن كل نموذج يتضمن إجراء لعمل الرتب Procedure of Ranking لتحويل الدرجات الأصلية ، وتختلف تلك النماذج فيما يتصل بالضلاعة والقوة (Nakonezny & Shull, 2007) . وفيما يلي عرض لبعض البدائل اللابارامترية لاختبار تحليل التغيرات :

أولاً : اختبار التوزيع الحر لكوادي Quade's Distribution-Free Test

يعد الاختبار أول البدائل اللابارامترية لاختبار تحليل التغيرات البارامترى وطوره (Quade 1967)، ويتوزع الاختبار تقاربياً Asymptotically Distributed مثل توزيع اختبار F لفيشر، ويتكون من تحليل التباين أحادي الاتجاه للبواقي التي يتم الحصول عليها من استخدام الانحرافات عن متوسط رتب درجات المتغير المصاحب وذلك للتنبؤ بقيم الانحرافات عن متوسط رتب المتغير التابع.

وتتلخص خطوات حساب الاختبار في حالة متغير مصاحب وحيد في التالي :

١. ترتب الدرجات الخام الخاصة بالمتغير التابع Y والدرجات الخاصة بالمتغير

المصاحب X كل على حده خلال جميع المجموعات لنحصل من هذه الخطوة على رتب

درجات المتغير التابع RY ورتب درجات المتغير المصاحب RX .

٢. يحسب الانحدار الخطي البسيط لرتب المتغير التابع RY على رتب المتغير

المصاحب RX لنحصل من هذه الخطوة على معادلة الانحدار الخطي والتي تشمل القيم

المتنبأ بها \hat{RY} والثابت B وقيمة معامل الانحدار β .

٣. تحسب البواقي (الفروق) بين القيم المتنبأ بها \hat{RY} والقيم RY لجميع قيم RX .

٤. يحسب الانحدار الخطي للبواقي $(RY - \hat{RY})$ التي تم الحصول عليها في الخطوة السابقة

(متغير تابع) على المتغيرات المتمثلة في المتغير $G1$ والمتغير $G2$.

٥. تحسب قيمة الاختبار من المعادلة التالية :

$$(TS)_{QUADE} = \frac{\{R_{Y.12}^2\} / (P_1)}{\{1 - R_{Y.12}^2\} / (N - P_2)} = \frac{\{R_{Y.12}^2\} (N - P_2)}{\{1 - R_{Y.12}^2\} (P_1)}$$

حيث N تمثل حجم العينة الكلية ، P_1 تمثل عدد البارامترات المقدرة في معادلة الانحدار الخطي الأولى (الخطوة الثانية) ، P_2 تمثل عدد البارامترات المقدرة في معادلة الانحدار الخطي الثانية (الخطوة الرابعة) ، $R_{Y.12}^2$ تمثل مربع معامل الارتباط المتعدد الذي يعتمد حسابه على معامل الارتباط بين قيم المتغير التابع وقيم بقية المتغيرات وكذلك على معامل الارتباط بين المتغيرات الأخرى غير المتغير التابع .

وإحصاء Quade يمكن تطبيقه فقط لاختبار تأثيرات المعالجة المعدلة تبعاً للمتغير المصاحب to test for covariate-adjusted treatment effects ، ويتجنب افتراض الاعتدالية Normality والخطية Linearity ولكن يتطلب أن المتغير المصاحب له نفس التوزيع خلال جميع مستويات المعالجة (Wang & Akritas, 2006) .

ثانياً : اختبار مكسويلي، وبورتر McSweeney and Porter Test

اقترحه (1971) McSweeney and Porter كبديل لبارامترى لاختبار تحليل التغيرات البارامترى ، ويعتمد على حساب الانحدار الكلي والانحدار داخل المجموعات ، ويقوم على تحويل الدرجات الخام للمتغير التابع والدرجات الخام للمتغير المصاحب إلى صورة رتب خلال كل المجموعات الجزئية كل على حده ، ومن ثم استخدام الرتب في حساب الاختبار بنفس الخطوات المتبعة عند حساب اختبار تحليل التغيرات البارامترى وذلك من خلال اتباع الخطوات التالية :

١. ترتب الدرجات الخام الخاصة بالمتغير التابع Y والدرجات الخاصة بالمتغير المصاحب X كل على حده خلال جميع المجموعات لنحصل من هذه الخطوة على رتب درجات المتغير التابع RY ورتب درجات المتغير المصاحب RX .

٢. بحسب الانحدار الخطي البسيط لرتب المتغير التابع RY على رتب المتغير المصاحب RX لنحصل من هذه الخطوة على معادلة الانحدار الخطي والتي تشمل للقيم المتنبأ بها \hat{RY} والثابت B وقيمة معامل الانحدار β .

٣. يعاد حساب الانحدار الخطي لرتب المتغير التابع على رتب المتغير المصاحب والمتغير $G1$ والمتغير $G2$ لنحصل من هذه الخطوة على معادلة الانحدار الخطي والتي تشمل للقيم المتنبأ بها \hat{RY} والثابت B وقيمة معامل الانحدار β الخاصة بالمتغير المصاحب

== تحري الخصائص التوزيعية لبعض البدائل اللابارا مترية لاختبار تحليل التغيرات ==

والمتمغير $G1$ و $G2$.

٤. تحسب قيمة الاختبار من المعادلة التالية :

$$(TS)_{MPF} = \frac{\{R_{Y.123}^2 - R_{Y.1}^2\} (N - P_2)}{\{1 - R_{Y.123}^2\} (P_2 - P_1)}$$

ثالثاً : اختبار بيرنت وبار Burnett and Barr's Test

طور هذا الاختبار (Burnett and Barr (1977) كبديل لابارامترى لاختبار تحليل التغيرات البارامترى ، ويسمى اختبار فروق رتب الدرجات Rank Difference Scores ، ويعد البديل الأسهل في حسابه من بين البدائل الأخرى . وهذا الاختبار هو صورة معدلة من اختبار Quade (1967) الذي يفترض أن معامل ارتباط رتب المتمغير التابع ورتب المتمغير المصاحب تساوى الواحد الصحيح .

وتتلخص خطوات حساب الاختبار في التالي :

١. ترتب الدرجات الخام الخاصة بالمتمغير التابع Y والدرجات الخاصة بالمتمغير المصاحب

X كل على حده خلال جميع المجموعات لنحصل من هذه الخطوة على رتب درجات

المتمغير التابع RY ورتب درجات المتمغير المصاحب RX .

٢. يحسب الفرق بين رتب درجات المتمغير التابع RY ورتب درجات المتمغير المصاحب

RX لنحصل من هذه الخطوة على الفروق $W = (RY - RX)$.

٣. يحسب الانحدار الخطى البسيط للفروق بين رتب درجات المتمغير التابع RY ورتب

درجات المتمغير المصاحب RX على المتمغير $G1$ و $G2$ لنحصل من هذه

الخطوة على معادلة الانحدار الخطى والتي تشمل القيم المتنبأ بها \hat{d} والثابت B وقيمة

معامل الانحدار β الخاصة بالمتمغير $G1$ و $G2$.

٤. تحسب قيمة الاختبار من المعادلة التالية :

$$F = \frac{\{R_{Y.12}^2\} (N - K)}{\{1 - R_{Y.12}^2\} (K - 1)}$$

حيث k عدد المجموعات .

وطريقة رتبة درجة الاكتساب Rank Gain Score Approach التي اقترحها Burnett

and Barr (1977) ويمكن أن تستخدم في التصميمات العاملة لكنها محددة بمتغير مصاحب وحيد

وتفترض أن العلاقة بين القياس البعدى والتبلى تظل كما هي خلال جميع المجموعات (Olejnik

. & Algina, 1985)

رابعاً : حل النموذج الخطي العام لشيرلي

Shirley's General Linear Model Solution

طور هذا الاختبار (1981) Shirley كبدل لابارامتری لاختبار تحليل التباين، البارامتری ، ويشبه اختبار (1968-1971) McSweeney and Porter ، ويعتمد الاختبار على بحوث (1968) Bennett الذي طور النموذج الخطي العام لاختبار النماذج الخطية القائمة على الرتب .

ويتم حساب الاختبار بأخذ نسبة مجموع المربعات المعدل (المضبوط) للعامل الجمعي Adjusted Sum of Squares for the Grouping Factor والخطأ الكلي لمربع المتوسط لرتب المتغير التابع غير المعدلة The Total Mean Square Error for the Unadjusted Posttest Ranks .

وتتلخص خطوات حساب الاختبار في التالي :

1. ترتب الدرجات الخام بالمتغير التابع Y والدرجات الخاصة بالمتغير المصاحب X كل على حده خلال جميع المجموعات لنحصل من هذه الخطوة على رتب درجات المتغير التابع RY ورتب درجات المتغير المصاحب RX .
2. يحسب الانحدار الخطي البسيط لرتب المتغير التابع RY على رتب المتغير المصاحب RX لنحصل من هذه الخطوة على معادلة الانحدار الخطي والتي تشمل القيم المتنبأ بها \hat{RY} والثابت B وقيمة معامل الانحدار β كما يلي :

$$\hat{RY} = B + \beta RX$$

3. يحسب الانحدار الخطي البسيط مرة أخرى باعتبار انحدار رتب المتغير التابع على رتب المتغير المصاحب والمتغير $G1$ والمتغير $G2$ فنحصل على معادلة الانحدار التالية :

$$\hat{RY} = B + \beta_1 RX + \beta_2 G1 + \beta_3 G2$$

4. يحسب مجموع المربعات المعدل للعامل الجمعي كنتاج لحاصل ضرب مجموع المربعات الكلي المحسوب لرتب القياس البعدي غير المعدلة (رتب المتغير التابع) والفرق بين (مقدار الزيادة) في قيمة مربع معامل الارتباط المتعدد ومربع معامل ارتباط سبيرمان بين رتب درجات المتغير التابع RY ورتب درجات المتغير المصاحب RX كما بالمعادلة التالية :

== تحري الخصائص التوزيعية لبعض البدائل اللابرا مترية لاختبار تحليل التغيرات ==

$$SS_{total(adjusted)} = (R_{Y.123}^2 - R_{Y.12}^2) \left\{ \frac{N(N^2 - 1)}{12} \right\}$$

٥. حساب مربع المتوسط الكلى The Total Mean Square لرتب القياس البعدى غير المعدلة كما بالمعادلة التالية :

$$SS_{total} = \left\{ \frac{N(N+1)}{12} \right\}$$

٦. تحسب قيمة الاختبار $(TS)_{Shirley}$ بحساب خارج قسمة ناتج الخطوة الرابعة على ناتج الخطوة الخامسة ويكشف عن دلالة الناتج باستخدام التقييم الحرجة لاختبار مربع كاي بدرجة حرية تساوى عدد المعالجات مطروحاً منها الواحد .

خامساً : اختبار بيورى، ومن Puri and Sen's Test

بعد سنتين من نشر Quade لاختباره كبديل لاختبار تحليل التغيرات البارامترى ، طور Puri and Sen (1969a) بديلاً لبارامترياً آخر لاختبار تحليل التغيرات يتميز بالعمومية أكثر من بديل Quade . ويمكن أن يستخدم الاختبار مع البيانات المرتبة أو مع أى تحويلات أخرى مثل الدرجات المعيارية بشرط أن ترتبط الدرجات المحولة تزايدياً بالبيانات الأصلية (الدرجات الخام) ، وتقارن قيمة الاختبار المحسوبة مع قيمة اختبار مربع كاي عند درجة حرية تساوى عدد المعالجات (المجموعات) مطروحاً منها الواحد $\chi^2_{(k-1)}$.

وتتلخص خطوات حساب الاختبار فى التالى :

١. ترتب الدرجات الخام بالمتغير التابع Y والدرجات الخام الخاصة بالمتغير المصاحب X كل على حده خلال جميع المجموعات لنحصل من هذه الخطوة على رتب درجات المتغير التابع RY ورتب درجات المتغير المصاحب RX .

٢. تحسب متوسطات الرتب داخل المجموعات Within-Groups Means

وهى $(\bar{r}_{Y.k}, \bar{r}_{X.k})$ ، وكذلك المتوسط العام الموزون وهو (\bar{r}_Y, \bar{r}_X) ، ومن ثم حساب الانحرافات بين المتوسط العام للرتب ومتوسطات الرتب داخل المجموعات وذلك بالنسبة للمتغير المصاحب والمتغير التابع من المعادلة التالية :

$$d_{Y.k} = \bar{r}_{Y.k} - \bar{r}_Y$$

$$d_{X.k} = \bar{r}_{X.k} - \bar{r}_X$$

٣. يحسب متوسط الباقي The Residual Mean داخل كل مجموعة وذلك بحساب الفرق بين انحراف المتوسط داخل المجموعة وذلك للمتغير التابع $(d_{Y.k})$ وانحراف المتوسط

المتبأ به للمتغير التابع القائم على انحدار درجات انحراف الرتب للمتغير التابع $(\bar{Y}_{y.k} - \bar{Y})$ على درجات انحراف الرتب للمتغير المصاحب $(\bar{X}_{x.k} - \bar{X})$ خلال كل المجموعات ، ويُحسب متوسط الباقي من المعادلة التالية :

$$\bar{E}_k = (d_{y.k}) - r_s (d_{x.k}) .$$

حيث r_s هو معامل ارتباط سبيرمان بين رتب المتغير التابع والمتغير المصاحب للعينة الكلية

٤. تُحسب مصفوفة التباين-التغاير (V) Variance-Covariance Matrix باستخدام N فضلاً عن $(N-1)$ في المقام حيث يأتي تباين رتب المتغير التابع أولاً ثم التغاير ليمثل العنصر الثاني في المصفوفة .

$$V = \begin{pmatrix} Var. & Co var. \\ Co var. & Var. \end{pmatrix}$$

ويُحسب تباين رتب المتغير التابع من المعادلة :

$$Variance_{(RY)} = \frac{\sum (RY)^2}{N} - \left[\frac{\sum (RY)}{N} \right]^2$$

ويُحسب التغاير لرتب المتغيرين التابع والمصاحب من المعادلة^٥ :

$$Co variance_{(RY, X)} = \frac{\sum (r_{RX} - \bar{r}_{RX})(r_{RY} - \bar{r}_{RY})}{N-1} = \frac{\sum (RX)(RY) - \sum RX \sum RY}{N-1}$$

٥. يُحسب العنصر V^{11} ويساوى هذا العنصر مقلوب تباين الخطأ الناتج من انحدار الرتب الفردية المحولة ، ويُعزل من العنصر الأول في القطر الرئيسي للمصفوفة ، وهذا العنصر يتم حسابه من المعادلة التالية :

$$V^{11} = 1 / \left\{ \frac{N(N^2 - 1)}{12} (1 - r_s^2) \right\}$$

لتصبح المصفوفة في الشكل التالي :

^٥ إذا كانت أزواج القيم (RX, RY) هي عينات عشوائية من مجتمع ذي متغيرين وأردنا تقدير التغاير في هذا المجتمع من التغاير في العينة فإننا نقسم حواصل الضرب على $(N-1)$ بدلاً من N وذلك لكي يكتمل هذا التقدير تقديراً غير متحيز (محمد أبو يوسف ، ١٩٨٩ : ٤٤٢).

== تحري الخصائص التوزيعية لبعض البدائل اللابارا مترية لاختبار تحليل التباين ==

$$V = \begin{pmatrix} Var. - v^{11} & Co var. \\ Co var. & Var. \end{pmatrix}$$

وتكون قيمة محدد المصفوفة :

$$\Delta = (v^{11})(v^{22}) + (v^{21})(v^{12})$$

وتكون المصفوفة المصاحبة :

$$V^{-1} = \begin{pmatrix} (Var. - v^{11})^{-1} & -Co var. \\ -Co var. & Var. \end{pmatrix}$$

٦. نوجد معكوس أو مقلوب المصفوفة :

$$V^{-1} = \begin{pmatrix} \frac{v^{22}}{\Delta} & -\frac{v^{12}}{\Delta} \\ -\frac{v^{21}}{\Delta} & \frac{v^{11}}{\Delta} \end{pmatrix}$$

٧. تحسب قيمة الاختبار من المعادلة التالية :

$$L_n = V^{11} (V^{-1}) \sum_{k=1}^k n_k \bar{E}_k^2$$

واختبار Puri and Sen مثل اختبار Quade يمكن استخدامه في التصميمات العاملية

Factorial Designs ، ويمكن أن يشمل على متغيرات مصاحبة متعددة - Multiple

Covariates ، ويفترض أيضاً أن العلاقة بين القياس القبلي والقياس البعدي مقدار ثابت عبر

المجموعات (Puri & Sen, 1969a, 1969b; Olejnik & Algina, 1985).

ساساً : اختبار بيوري-سن-هارول-سيرلين (PSHS) Test Puri-Sen-Harwell-Serlin

اقترح (Harwell and Serlin (1988) بديلاً لآبارامترياً لاختبار تحليل التباين ، يعد

تطويراً للبدل الذي طوره (Puri and Sen (1969a, 1969b) ويناسب حالة وجود متغير مصاحب

وحيد ومتغير تابع وحيد لاختبار الفرضية التالية :

$$H_0 : E(R_1^A) = E(R_2^A) = \dots = E(R_k^A)$$

والتي يمكن التعبير عنها في الصورة التالية :

$$H_0 : \rho_y D_1, \dots, D_{k-1} X = 0$$

حيث $E(\bar{R}_k^A)$ هو الرتبة المتوقعة لمتوسط المتغير المصاحب للمجموعة $(k-1)$ ،

هي معاملات الارتباط بين المتغير التابع وعدد من المجموعات على المتغيرات

D_k مع استبعاد تأثيرات المتغير المصاحب وتعتمد الفرضية السابقة على أن جميع المجموعات

لها نفس الرتبة المتوقعة لمتوسط المتغير المصاحب .

ويعطى الاختبار من المعادلة التالية :

$$(TS)_{PSHS} = (N - 2)\eta^2$$

حيث η^2 مجموع المربعات بين المجموعات مقسوماً على مجموع المربعات الكلى ويمثل ذلك تباين الرتب المصاحبة المعدلة المفسرة بواسطة المتغير التابع ، N تمثل حجم العينة الكلية ، وفي ضوء الفرض الصفري ومعادلة الاختبار ، فإن الاختبار يتوزع تقاربياً في صورة توزيع مربع كاي المركزى بدرجة حرية $(k - 1)$ حيث k عدد المجموعات .

وتتبع الخطوتين التاليتين لحساب قيمة الاختبار :

١. ترتب الدرجات الخام الخاصة بالمتغير التابع Y والدرجات الخام الخاصة بالمتغير

المصاحب X كل على حده خلال جميع المجموعات لنحصل من هذه الخطوة على رتب درجات المتغير التابع RY ورتب درجات المتغير المصاحب RX .

٢. إدخال رتب المتغيرين والتعامل معهما كدرجات في برنامج لحساب تحليل التباين

البارامترى وعندئذ يكون مجموع للمربعات بين المجموعات ممثلاً لمجموع مربعات التأثير الأساسى ويكون مجموع المربعات الكلى ممثلاً لمجموع المربعات بين المجموعات مضافاً إلى مجموع المربعات داخل المجموعات .

ويمكن تمديد الاختبار ليشمل حالة تحليل التباين المتعدد (أكثر من متغير مصاحب)

(Harwell & Serlin, 1988)

سابعاً : اختبار هتتمانسبيرجر Hettmansperger Test

اقترح Hettmansperger (1984: 251-275) اختباراً للرتب يتطلب صف Align

المشاهدات الأصلية باعتبار البارامترات للذخيلة ، ويتوزع هذا الإحصاء تقاربياً مثل توزيع مربع كاي بدرجة حرية $(k - 1)$ حيث k عدد المجموعات .

ويتم حساب احصاء مربع كاي لـ Hettmansperger (1984) كما يلي :

١. يتم الحصول على البواقي RES من انحدار المتغير التابع على النموذج المخفض

Reduced Model الذى يشمل للمتغير المصاحب فقط فى حالة تحليل التباين البسيط

أما فى حالة تحليل التباين العاملى فتضاف المتغيرات الجمعية Grouping Variables

إلى النموذج المخفض .

٢. ترتيب البواقي RES دون اعتبار لعضوية المجموعة من 1 إلى N وتسمى البواقي

المرتبة RRES .

== تحري الخصائص التوزيعية لبعض البدائل اللابارا مترية لاختبار تحليل التغاير ==

٣. يتم الحصول على البواقي المعيارية المرتبة Standardized Ranked Residuals (SRRES) (الرتب الموزونة) Weights من المعادلة التالية :

$$SRRES = \sqrt{12} \left[\left(\frac{RRES}{N+1} - \frac{1}{2} \right) \right]$$

٤. تقم البواقي المعيارية المرتبة SRRES إلى برنامج إحصائي مناسب لإجراء تحليل التباين .

٥. يقارن مجموع المربعات بين المجموعات بقيمة اختبار مربع كاي بدرجة حرية $(k-1)$ حيث k عدد المجموعات .

٦. في حالة تمديد الاختبار لحالة تحليل التغاير العاملي ثنائي الاتجاه Two-Way ANCOVA تقارن قيمة مجموع مربعات التفاعل مع قيمة مربع كاي بدرجة حرية $(I-1)(J-1)$ في الخطوة رقم (٥) السابقة .

الخصائص التوزيعية للاختبار الإحصائي

Distributional Properties of A Statistical Test

تتمثل الخصائص التوزيعية لأي اختبار إحصائي في الخطأ من النوع الأول والخطأ من النوع الثاني وقوة الاختبار الإحصائي وضلعة الاختبار الإحصائي .

(١) الخطأ من النوع الأول (النمط) الأول A Type I Error

يقع الباحث في الخطأ من النوع الأول عندما يكون بارامتر الأصل مساوياً لإحصاءة العينة ، ومعنى ذلك أن العينة مشتقة من هذا الأصل (أى الفرض الصفري صحيح) ، ومع ذلك فإن الباحث يرفض هذا الفرض الصفري (فواد أبو حطب ، آمال صادق ، ١٩٩٦ : ٣٤١ - ٣٤٣) . وهذا الاحتمال يطلق عليه خطأ ألفا α أو الخطأ من النوع الأول (عزت عبد الحميد ، ٢٠١١ : ١٩٥) .

وتتحدد درجة احتمالية هذا النوع من الخطأ بمستوى الدلالة الإحصائية α ، والذي يجب أن يُحدده الباحث مسبقاً ، وعادة يختار الباحثون في العلوم الاجتماعية مستويات دلالة (٠.٠٥) أو (٠.٠١) وذلك ما لم تكن هناك اعتبارات تجعلهم أكثر تحفظاً أو خوفاً من الوقوع في هذا النوع من الخطأ (على ماهر خطاب ، ٢٠١١ : ٢٨٣) .

والخطأ من النوع الأول هو الخطأ الموجب الذي يحدث عندما يكون القرار رفض الفرض الصفري وهو في الحقيقة لا يجب رفضه (Dyer, 1995: 357) . ويشير هذا الخطأ إلى اختبار التحديد السيء Test of Poor Specificity ، ويمكن أن ينظر إلى الخطأ من النوع الأول على أنه خطأ السذاجة المفرطة Error of Excessive Credulity (عزت عبد الحميد ، ٢٠١١ :

والخطأ من النوع الأول هو قرار رفض الفرض الصفري عندما يكون صحيحاً . وإذا كان القرار هو الفشل في الرفض عندئذ لا يمكن الوقوع في الخطأ من النوع الأول ؛ لأن الخطأ من النوع الأول يحدث فقط إذا كان القرار هو الرفض . وإذا كان القرار هو الرفض عندئذ فإنه من غير الممكن أن نعزف على وجه التحديد (اليقين) ما إذا كان أو لم يكن الوقوع في الخطأ من النوع الأول لأنه من غير الممكن معرفة ما إذا كان الفرض الصفري صحيح (Algina, 2014) . والاحتمال المكمل لاحتمال الخطأ من النوع الأول يساوي $(1 - \alpha)$ ويسمى درجة الثقة Confidence Degree (Park, 2010) .

وعندما يتم إجراء اختبار الفرضية يجب تعيين قيمة ألفا . وإذا كانت جميع افتراضات الاختبار صحيحة يكون معدل (تقدير) الخطأ من النوع الأول يساوي ألفا . وإذا كانت جميع الافتراضات غير صحيحة ربما يكون معدل الخطأ من النوع الأول لا يساوي ألفا . ويمكن حساب معدل الخطأ من النوع الأول من تكامل الدالة الرياضية Integrating the Mathematical Function التي هي توزيع المعاينة Sampling Distribution للاختبار الإحصائي ، وهذا يتطلب : (أ) معرفة صيغة توزيع المعاينة ، (ب) القدرة على حساب تكامل الدالة الرياضية التي هي توزيع المعاينة ، وهذا التكامل يجري عادة بواسطة الحاسب الآلي (Algina, 2014) .

(٢) الخطأ من النوع الثاني (المنط) A Type II Error

يقع الباحث في الخطأ من النوع الثاني عندما يكون بارامتر الأصل ليس مساوياً لإحصاءة العينة ، ومعنى ذلك أن العينة مشتقة من أصل مختلف (أي أن الفرض الصفري خطأ) ، ومع ذلك فإن الباحث يقبل هذا الفرض الصفري (فؤاد أبو حطب ، آمال صادق ، ١٩٩٦ : ٣٤١-٣٤٣) . وهذا الاحتمال يطلق عليه خطأ بيتا β أو الخطأ من النوع الثاني (عزت عبد الحميد ، ٢٠١١ : ١٩٥) .

وتحدد درجة احتمالية الخطأ من النوع الثاني بمستوى الدلالة الذي يطلق عليه بيتا β ، والعلاقة بينه وبين الخطأ من النوع الأول علاقة عكسية فعندما تقل احتمالية حدوث أحدهما تزداد احتمالية حدوث النوع الآخر (عبد الرحمن عس ، ١٩٩٧ : ٣٥ ؛ على ماهر خطاب ، ٢٠١١ : ٢٨٤) .

ويهتم العلماء بتحديد مستوى الدلالة الإحصائية بحيث يمكن التقليل من خطأ احتمالية رفض الفرض الصفري الحقيقي ، أي تجنب الوقوع في الخطأ من النوع الأول أكثر من الوقوع في الخطأ من النوع الثاني . لذلك فالتحفظ الأساسي لدى العلماء يؤدي بهم إلى اختيار مستوى

== تحري الخصائص التوزيعية لبعض البدائل اللابرا مترية لاختبار تحليل التغيرات ==
رفض منخفض حتى يكون حدوث الخطأ من النوع الأول أقل تكراراً وحدثاً من الخطأ من النوع الثاني . ويشير ذلك إلى أن الباحثين يفضلون خطأ قبول الفرض الصفري الزائف عن الوقوع في خطأ رفض الفرض الصفري الحقيقي (على ماهر خطاب ، ٢٠١١ : ٢٨٤) .

والخطأ من النوع الثاني هو للخطأ السالب الذي يحدث عندما يكون القرار قبول الفرض الصفري وهو في الحقيقة يجب رفضه (Dyer, 1995: 384) . ويشير هذا الخطأ إلى اختبار الحساسية السيئة Test of Poor Sensitivity ، ويمكن أن ينظر إلى الخطأ من النوع الثاني على أنه خطأ الشكوكية المفرطة Error of Excessive Skepticism (عزت عبد الحميد ، ٢٠١١ : ١٩٥) .

والخطأ من النوع الثاني هو قرار فشل رفض الفرض الصفري عندما يكون خاطئاً . وإذا كان القرار هو رفض عندئذ لا يمكن الوقوع في الخطأ من النوع الثاني لأن الخطأ من النوع الثاني يحدث فقط إذا كان القرار هو فشل الرفض . وإذا كان القرار هو فشل الرفض عندئذ فإنه من غير الممكن أن نعرف على وجه التحديد (اليقين) ما إذا كان أو لم يكن الوقوع في الخطأ من النوع الثاني لأنه من غير الممكن معرفة ما إذا كان الفرض الصفري خاطئاً (Algina, 2014) . ويعتمد تقدير الخطأ من النوع الثاني على كيفية اختلاف توزيعات المجتمعات التي اشتقت منها العينات . ويمكن حساب معدل الخطأ من النوع الثاني من تكامل الدالة الرياضية التي هي توزيع المعاينة للاختبار الإحصائي ، وهذا يتطلب : (أ) معرفة الصيغة الرياضية لتوزيع المعاينة ، (ب) القدرة على حساب تكامل الدالة الرياضية التي هي توزيع المعاينة ، وهذا التكامل يجري عادة بواسطة الحاسب الآلي (Algina, 2014) .

(٣) قوة الاختبار الإحصائي Power of a Statistical Test

تعد القوة خاصية للاختبار الإحصائي عندما يكون بارامتر الأصل ليس مساوياً لإحصاءة العينة (أي أن الفرض الصفري خطأ) ويرفض الباحث هذا الفرض الصفري واحتمال رفض الفرض الصفري الخاطئ هو قرار صحيح بالطبع (فؤاد أبو حطب ، آمال صادق ، ١٩٩٦ : ٣٤٣-٣٤١) . بمعنى أن القوة تشير إلى قدرة الاختبار الإحصائي على اكتشاف العلاقة أو الفروق الحقيقية ، أي أنها مقياساً لقدرة الاختبار الإحصائي على أداء الوظيفة التي صمم من أجلها عندما تتوافر بيانات مناسبة لتطبيقه (Peers, 1996) .

وهي احتمال أن ينتج الاختبار الإحصائي نتائج دالة إحصائياً ، وترتبط بالخطأ من النوع الثاني ويتم حساب قوة الاختبار الإحصائي من المعادلة التالية :

$$\text{Statistical Power} = 1 - \beta$$

أى أن قوة الاختبار الإحصائي هي الاحتمال المكمل لقيمة بيتا β ، فكلما ازداد حجم بيتا انخفض مقدار قوة الاختبار ، وهو يمتد عادة من (صفر) إلى (1) وتعتبر قوة الاختبار مقبولة فى البحوث الإنسانية حين تمتد قيمها من (0.40) إلى (0.60) (زكريا الشربيني ، 1990 ، 64-65 ؛ عزت عبد الحميد ، 2011 : 204 - 206) .

أى أن قوة اختبار الدلالة هي احتمالية تجنب الخطأ من النوع الثانى ، وهناك ثلاث طرق لزيادتها والحد من احتمال الوقوع فى الخطأ من النوع الثانى وهى : زيادة احتمال الخطأ من النوع الأول α ، زيادة حجم العينات ، وإنقاص التباين المقدر للمجتمع σ^2 (ج. ميلتون سميث ، 1978 : 111) .

ويستكشف تحليل القوة الإحصائية العلاقة بين أربعة مكونات هي : حجم التأثير Effect Size الذى يعبر عن درجة وجود الظاهرة ، وحجم التأثير الكبير يزيد من قوة الاختبار الإحصائي ، والعكس صحيح . ومستوى الدلالة الإحصائية حيث تتخفف قوة الاختبار الإحصائي عندما تكون مستويات الدلالة أكثر تحفظاً وانخفاضاً ، وترتفع قوة الاختبار الإحصائي بزيادة مستويات الدلالة . وحجم العينة وهو عدد المشاهدات أو الحالات فى العينة ، وترداد قوة الاختبار الإحصائي بزيادة حجم العينة ، والعكس صحيح . ومقدار التباين Variability حيث تقل قوة الاختبار الإحصائي بارتفاع مقدار التباين ، وترداد بانخفاض مقدار التباين ، وهذا يعنى أن قوة الاختبار الإحصائي تقل بانخفاض معامل الثبات (Park, 2010) .

(4) ضلاعة (منعة) الاختبار الإحصائي Robustness of a Statistical Test

يذكر Bradley (1968: 25) أنه من الوجهة التجريبية فإن أى تجاهل لافتراضات الاختبار البارامترى يفسد توزيع الاختبار الإحصائي ويغير تقديرات (معدلات) الخطأ من النوع الأول والخطأ من النوع الثانى حيث يتأثر الخطأ من النوع الأول بالتجاهل كثيراً عن تأثر الخطأ من النوع الثانى ، ويقال أن الاختبار يتمتع بالضلاعة إزاء التجاهل لافتراض معين إذا كان سلوكه (القيمة أو توزيع المعايين) لا يتأثر كثيراً بالانحراف عن شروط النظرية الاعتدالية .

وتعتبر ضلاعة الاختبار الإحصائي عن عدم الحساسية للانحرافات البسيطة عن الشروط أو الافتراضات التى يستند إليها الاختبار (Huber, 1981: 1) . وتمثل قدرة الاختبار الإحصائي على رفض الفرض الصفري عند مستوى (0.05 ، 0.01) فى غياب بعض الافتراضات التى يجب توافرها عند تطبيق الاختبار .

والسلوك الحقيقى لاحتمال الخطأ من النوع الأول فى ضوء تجاهل الافتراض معقد تماماً ويعتمد على العديد من العوامل المتفاعلة ، وعلى هذا فالضلاعة تعد مفهوم محل نقاش وجدال كبير

== تحري الخصائص التوزيعية لبعض البدائل اللابارا مترية لاختبار تحليل التغيرات ==
 . وبالرغم من شمولية الأطر النظرية فيما يختص بالضلالة فإن السيكولوجيين يبدون متأثرين في البداية بالمعالجة الرياضية والدراسات المتعلقة بالمعانية وقد عمدوا في ضوء ذلك إلى عدم استخدام التعريفات الكمية للضلالة (Bradley, 1978) .

وتعتمد درجة ضلالة الاختبار الإحصائي إزاء تجاهل افتراض على مجموعة عوامل ليست مضمنة في افتراضات الاختبار ، وتسبب تلك العوامل تشويه لتقدير الخطأ من النوع الأول وللخطأ من النوع الثاني ، وهذه العوامل هي : العوامل التي تقتصر على القياس ، والعوامل التي تتصل مباشرة بالمعانية وتكون مقصورة على المعانية والقياس ، والعوامل التي تتضمن المجتمعات وليس الافتراضات .

وبالإضافة إلى العوامل السابقة فإن هناك عوامل أخرى لا ترتبط بالافتراضات أو الوصف الكلي لتلك الافتراضات وهي : الأشكال النسبية لمجتمعات العينة ، والمقايير النسبية للارتباط بين متوسط العينة وتباين العينة للمعانيات المختلفة (Bradley, 1968: 26-27) .

وقد اقترح Bradley (1978) للمحك الأكثر تشدداً (تمتاً) More Stringent Criterion للضلالة إذا حقق الاختبار الإحصائي المتباينة $0.9\alpha \leq \alpha^* \leq 1.1\alpha$ ، حيث مستوى الدلالة الإحصائية ، α^* الاحتمال الفعلي للخطأ من النوع الأول ، كما اقترح المحك للتحري (الأقل شدة) Liberal Criterion للضلالة إذا حقق الاختبار الإحصائي المتباينة $\frac{\alpha}{2} \leq |\alpha^* - \alpha|$ التي

يمكن أن تكتب في الصورة التالية : $0.5\alpha \leq \alpha^* \leq 1.5\alpha$.
دراسات وبحوث سابقة

أجرى Olejnik and Algina (1983) دراسة هدفت إلى مقارنة أداء اختبار تحليل التغيرات البارامترى واختبار تحويل الرتب من حيث نسبة الخطأ من النوع الأول والقوة الإحصائية في أربع حالات : كون أخطاء التوزيع المشروط اعتدالية ومتجانسة ، وأخطاء التوزيع المشروط اعتدالية وغير متجانسة ، وأخطاء التوزيع المشروط غير اعتدالية ومتجانسة ، وأخطاء التوزيع المشروط غير اعتدالية وغير متجانسة باستخدام مولدة بالحاكاة ، ومن بين ما توصلت إليه نتائج الدراسة أن اختبار تحليل التغيرات البارامترى يتسم بالضلالة فيما يتصل بتجاهلات الاعتدالية وتجانس التباين ، ووجد أنه عند تجاهل الافتراضين معاً أن مستويات ألفا المشاهدة تخفض مستوى ألفا الاسمي في حالة أحجام العينات الصغيرة بقيمة ألفا (0.05) ، ويصبح اختبار تحويل الرتب اختباراً متحيزاً بشكل طفيف عندما يكون توزيع المتغير المصاحب غير اعتدالي والأخطاء غير متجانسة ، وتميز اختبار تحويل الرتب بالقوة النسبية في حالة أحجام العينات المتوسطة وتوزيعات الخطأ المتلوية .

وهدف دراسة Seaman (1984) إلى استخدام قنيات مونت كارلو لتقدير احتمالية الخطأ من النوع الأول لاختبار تحليل التغيرات البارامترى واختبار تحويل الرتب اللابارامترى لثلاث توزيعات مشروطة في حالة تصميم من مجموعتين : التوزيعان اعتداليان ، التوزيعان ملتويان في نفس الاتجاه ولكن بدرجات مختلفة ، التوزيعان ملتويان بنفس الدرجة ولكن في اتجاهين مختلفين في حالة تساوى وعدم تساوى المتوسطين ، ومن بين ما توصلت إليه نتائج الدراسة أن اختبار تحليل التغيرات البارامترى يفضل استخدامه فقط في موقف التوزيعين الاعتداليين للمجموعتين .

أما دراسة Olejnik and Algina (1984) فقد هدفت إلى فحص أداء اختبار تحليل التغيرات البارامترى واختبار تحويل الرتب RT في حالة إهمال شرطى الاعتدالية وتجانس التباين باستخدام بيانات محاكاة في حالة تجانس التباين والاعتدالية للتوزيع المشروط للأخطاء وفي حالة عدم الاعتدالية وعدم تجانس التباين وفي حالة الاعتدالية وعدم تجانس التباين ، ومن بين ما توصلت إليه نتائج الدراسة أن اختبار تحليل التغيرات البارامترى يتميز بالضلعة لتجاهل افتراضى الاعتدالية وتجانس التباين ، وعند تجاهل الافتراضين معاً فإن مستويات المشاهدة تكون منخفضة عند المستوى الاسمى ($\alpha = .05$) عندما تكون أحجام العينات صغيرة وبعد اختبار تحويل الرتب متحرر بشكل ضعيف ، كما وجد أنه عندما يكون توزيع المتغير المضاحب غير اعتدالى وحجم العينة صغير والأخطاء غير متجانسة أن اختبار تحويل الرتب يتميز بالقوة .

كما أجرى Olejnik and Algina (1985) دراسة هدفت إلى فحص الخطأ من النوع الأول والقوة لاختبار تحليل التغيرات البارامترى وخمسة بدائل لابارامترية باستخدام بيانات مولدة بالمحاكاة ، ومن بين ما توصلت إليه نتائج الدراسة أن جميع البدائل تعطى نفس الاستنتاجات مثل الاختبار البارامترى فيما يتصل بتأثير المعالجات الثلاث عند مستوى (0.05) ، كما أن قيم الاحتمال الخاصة بجميع البدائل اللابارامترية (احتمالات الخطأ من النوع الأول) أقل من قيمة الاحتمال الخاص بالاختبار البارامترى ، كما وجد زيادة طفيفة في القوة الإحصائية للبدائل اللابارامترية عن الاختبار البارامترى .

أما Seaman, Algina and Olejnik (1985) فقد أجرى دراسة هدفت إلى مقارنة احتمالية الخطأ من النوع الأول والقوة لإجراءات تحليل التغيرات البارامترى والرتبية تحت شروط تتضمن توزيعات مشروطة تختلف بين المجموعات في الالتواء ، ومن بين ما توصلت إليه نتائج الدراسة أن تقديرات ألفا الفعلية تقع خارج الفئات المحكية (الحدود) وغير مقبولة في حالة استخدام الاختبار البارامترى وكل الإجراءات اللابارامترية ، ووجدت ميزة القوة العملية للإجراءات الرتبية في حالة أحجام العينات المتوسطة للتوزيعات غير الاعتدالية والتباينات الصغيرة والكبيرة .

== تحري الخصائص التوزيعية لبعض البدائل اللابارا مترية لاختبار تحليل التغيرات ==

وهدف دراسة (1987) Olejnik, Algina and Abdel-Fattah إلى تقدير قوة اختبار تحليل التغيرات البارامترى واختبار تحويل الرتب تحت شرطى عدم الاعتدالية وعدم تجانس التباين باستخدام بيانات إمبريقية ، ومن بين ما توصلت إليه نتائج الدراسة أن قوة اختبار تحويل الرتب تأثرت بشرطى عدم الاعتدالية وعدم تجانس التباين ، ولم تتأثر قوة الاختبار البارامترى بذلك ، كما توصلت أيضاً إلى أن الفرق فى القوة بين اختبار تحليل التغيرات يمكن أن يكون موجب أو سالب ويمكن أن يكون تافه أو مهم اعتماداً على حجم تأثير المعالجة ودرجة الارتباط بين المتغير المصاحب ودرجات القياس البعدى ومدى الاعتدالية ودرجة عدم التجانس .

وأجرى (1988) Harwell and Serlin دراسة هدفت إلى مقارنة القوة والخطأ من النوع الأول لأربعة بدائل لابارامترية لاختبار تحليل التغيرات البارامترى هى : اختبار PSHS ، واختبار Rogosa ، واختبار McSweeney and Porter ، واختبار Hettmansperger ، ومن بين ما توصلت إليه نتائج الدراسة تميز اختبار تحليل التغيرات البارامترى فى حالة التوزيع الاعتدالى والتوزيع القريب من الاعتدالى وتساوى خطوط ميل الانحدار عن البدائل اللابارامترية ، وتميز اختبار تحليل التغيرات البارامترى عن اختبار Rogosa فى حالة التوزيع غير الاعتدالى ، وتميز اختبار Hettmansperger عن البدائل اللابارامترية الأخرى فى حالة التوزيع غير الاعتدالى حتى فى حالة عدم تساوى أحجام العينات وعدم تساوى خطوط ميل الانحدار ، وتميز اختبار PSHS بالمحافظة على تقدير الخطأ من النوع الأول عند أقل من مستوى الدلالة الإحصائية مقارنة مع اختبار McSweeney and Porter ، كما تتخطى قوة اختبارى PSHS, McSweeney and Porter قوة اختبار تحليل التغيرات البارامترى فى حالة التوزيع غير الاعتدالى .

لما دراسة (1991) Alyasin فقد هدفت إلى الكشف عن تأثير حجم العينة وعدم توافر شرطى الاعتدالية وتجانس التباين على الخطأ من النوع الأول وقوة اختبار تحليل التباين أحادى الاتجاه واختبار كروسكال-واليس واختبار L اللابارامترى واختبار تحليل التغيرات أحادى الاتجاه اللابارامترى ، ومن بين ما توصلت إليه نتائج الدراسة تميز أداء اختبار PSHS عن اختبار تحليل التغيرات البارامترى من حيث القوة وتقديرات الخطأ من النوع الأول .

وأجرى (2000) Headrick and Sawilowsky دراسة هدفت إلى فحص خصائص القوة وتقديرات الخطأ من النوع الأول لاختبار تحويل الرتب اللابارامترى RT كبديل لاختبار تحليل التغيرات العاملى ، ومن بين ما توصلت إليه نتائج الدراسة أن كلتا الطريقتين أظهرتا شذوذ Erratic فى تقديرات الخطأ من النوع الأول فى حالة تجانس معاملات الانحدار وإهمال افتراض الاعتدالية ، وفشل اختبار تحويل الرتب فى تفسير التفاعلات فى حالة توافر الشروط التى يستند

إليها اختبار تحليل التغيرات البارامترى وذلك نظراً لتضخم تقديرات الخطأ من النوع الأول ، كما وجد تضخم في تقديرات الخطأ من النوع الأول عندما كان الانحراف عن افتراض الاعتدالية كبير جداً بينما لا يحدث ذلك مع اختبار تحويل الرتب اللابارامترى .

أما دراسة (Headrick and Vineyard 2001) فقد هدفت إلى مقارنة تقديرات الخطأ من النوع الأول وخصائص القوة لاختبار تحليل التغيرات وثلاثة بدائل لابارامترية هي : اختبار PS ، واختبار Blair/Sawilowsky ، واختبار Hettmansperger ، ومن بين ما توصلت إليه نتائج الدراسة أن اختبار PS قد أظهر تقديرات محافظة بشدة Ultra-Conservative للخطأ من النوع الأول وانخفاض في القوة في حالة التأثيرات الأساسية ، وأظهر اختبار Blair/Sawilowsky تقديرات متحررة Liberal للخطأ من النوع الأول في حالة المعاينة القائمة على التوزيعات بسيطة وشديدة الالتواء ، كما أظهر اختبار Hettmansperger تقديرات مقبولة للخطأ من النوع الأول في حالة كل التوزيعات التي تمت دراستها كما اقترحت الدراسة أن هذا الاختبار يعتبر بديلاً مقبولاً في حالة العينات المتساوية نسبياً والعيّنات التي حجمها أكبر من (٢٠) .

وهدف دراسة (Rheinheimer and Penfield 2001) إلى فحص أداء اختبار تحليل التغيرات وست بدائل (إجراء Quade ، حل Puri and Sen ، اختبار رتب فروق الدرجات لـ Burnett and Barr ، اختبار تحويل الرتب لـ Conover and Iman ، إجراء Hettmansperger ، اختبار Puri-Sen-Harwell-Serlin) تحت شروط تجريبية متفاوتة (افتراض الاعتدالية وتجانس التباين ، حجم العينة ، عدد مجموعات المعالجة ، قوة العلاقة بين المتغير المصاحب والمتغير التابع ، توليفات متعددة من الشروط) من خلال المحاكاة بطريقة مونت كارلو ، ومن بين ما توصلت إليه نتائج الدراسة أن عدم توافر شرط تجانس التباين وبخاصة في حالة التوليفة (التصميمات غير المتوازنة وعدم الاعتدالية الشديد) له تأثير كبير على تقديرات الخطأ من النوع الأول ، ويتصف اختبار تحليل التغيرات البارامترى بالصلاحة ، وغالباً يكون الأكثر قوة في حالة التصميمات المتوازنة والتكوينات التوزيعية وأظهر قوة مرتفعة تحت شرط تجانس التباين وفي بعض حالات عدم تجانس التباين ولكنه أقل منافسة كلما انحرفت للشروط عن الاعتدالية .

أما دراسة (Shull and Nakonezny 2002) فقد هدفت إلى اشتقاق لمبريقى لمنحنيات القوة وروتيينات SAS لبعض البدائل اللابارامترية لاختبار تحليل التغيرات البارامترى من خلال وضع Computer Code لكل بديل كتب بلغة (SAS version 8.1) بواسطة المحاكاة لتوليد تصميم متوازن من ثلاث مجموعات يجمع متغير مصاحب ومتغير تابع بأحجام مجموعات من ١٠

== تحري الخصائص التوزيعية لبعض البدائل اللابارا مترية لاختبار تحليل التغيرات ==
إلى ١٠٠ ومعامل ارتباط ($r = 0.3$) بين المتغير المصاحب والتابع ، ومن بين ما توصلت إليه
نتائج الدراسة أن تقديرات الخطأ من النوع الأول كانت داخل حدود كوكران Cochran's
Limits، كما وجد أن البدائل (McSweeney and Portet, Rogosa, Conover-Iman, Puri-Sen-Harwell-Serlin)
تتميز بالقوة مقارنة بالاختبار البارامترى ، وتميزت البدائل
(Quade, Hettmansperger) بالقوة المنخفضة في حالة أحجام الخلايا أقل من (٥٠) ، وأن
البديل Burnett-Barr لا يوصى به

وأجرى Wang and Akritas (2006) دراسة هدفت إلى دراسة دلالة التفاعلات
باستخدام اختبار تحليل التغيرات البارامترى العالمى وإحصاء NP اللابارامترى الذى اقترحه
Akritas et al. (2000) واختبار YB شبه البارامترى الذى قدمه Young and Bowman
(1995) واختبار The Drop Test الذى قدمه McKean and Schrader (1980) كبديل
لابارامترى باستخدام بيانات مولدة بطريقة مونت كارلو وبيانات إمبريقية حقيقية مستقاة من مجال
العلوم الزراعية ، ومن بين ما توصلت إليه نتائج الدراسة تميز أداء الاختبار البارامترى مقارنة
بالبدائل اللابارامترية الثلاث في حالة توافر الافتراضات الأساسية له وتقاربت قوة اختبار The
Drop Test من قوة الاختبار البارامترى .

تعقيب على الدراسات والبحوث السابقة

١. معظم الدراسات والبحوث السابقة مثل : Seaman (1984); Harwell and Serlin
(1988); Rheinheimer and Penfield (2001); Headrick and Vineyard
(2000); Headrick and Sawilowsky (2001) أجريت باستخدام بيانات محاكاة
مولدة عن طريق برامج حاسب متخصصة .

٢. توجد دراسة واحدة استخدمت فئة بيانات إمبريقية وفئة بيانات مولدة بالمحاكاة هي دراسة
Wang and Akritas (2006) ، وتوجد دراسة واحدة فقط استخدمت فئة بيانات
إمبريقية فقط هي دراسة Olejnik, algina and Abdel-Fattah (1987) .

٣. تختلف الدراسة الحالية عن الدراسات والبحوث السابقة في أنها تستخدم بيانات إمبريقية
وتتم المقارنة بين اختبار تحليل التغيرات البارامترى وسبعة بدائل لابارامترية تحت شروط
مختلفة .

٤. تباينت نتائج الدراسات والبحوث السابقة -المتاحة- إلى أن اختبار تحليل التغيرات
البارامترى يصلح في مواقف معينة وتتوب عنه البدائل اللابارامترية في مواقف أخرى
والعكس بالعكس .

٥. ندره البحوث والدراسات السابقة التى استهدفت تحري ضلاعة اختبار تحليل التغيرات أو

أحد البدائل اللابارامترية .

٦. بعض الدراسات اعتمدت فقط على المقارنة الثنائية بين اختبار تحليل التغيرات البارامترى

وأحد البدائل اللابارامترية مثل دراسة : Olejnik and Algina (1983, 1984); Seaman (1984); Olejnik, algina and Abdel-Fattah (1987); Headrick and Sawilowsky (2000).

٧. تختلف الدراسة الحالية عن الدراسات والبحوث السابقة في أنها تستخدم التصميم العشوائى

ذى الثلاث مجموعات للقياس القبلى والبعدى . The Randomized Pretest-Posttest Design with Three Groups
للتصميم ذى المجموعتين .

فروض الدراسة

بمراجعة الإطار النظرى للدراسة والدراسات والبحوث السابقة تسعى الدراسة الحالية إلى

اختبار الفرضين التاليين :

١. لا يختلف أداء اختبار تحليل التغيرات البارامترى والبدائل اللابارامترية السبعة تحت شروط

مختلفة في تصميم غير متوازن من ثلاث مجموعات في حالة استخدام عينات ذات أحجام (صغيرة جداً ، صغيرة ، متوسطة ، كبيرة ، كبيرة جداً) .

٢. لا تختلف الخصائص التوزيعية (تقديرات الخطأ من النوع الأول ، تقديرات الخطأ من

النوع الثانى ، تقديرات الضلعة ، تقديرات القوة الإحصائية) لاختبار تحليل التغيرات البارامترى والبدائل اللابارامترية السبعة تحت شروط مختلفة في تصميم غير متوازن من ثلاث مجموعات في حالة استخدام عينات ذات أحجام (صغيرة جداً ، صغيرة ، متوسطة ، كبيرة ، كبيرة جداً) .

إجراءات الدراسة

تحدد إجراءات الدراسة الحالية بالعينة وأداة الدراسة والمعالجة الإحصائية المستخدمة كالتالى :

أولاً : العينة

(أ) العينة الاستطلاعية

بلغ حجم العينة (١١٣) طالباً وطالبة من منتسبى الفصل الصيفى بالبرنامج للتربىي : إدارة الضغوط ضمن أنشطة مشروع الطرق المؤدية للتعليم العالى المنفذ بجامعة جنوب الوادى ، وهذه العينة استخدمت لفحص الخصائص السيكومترية لأداة القياس (فئات الدرجات، صدق البنود)، وفحص خصائص البنود (معامل للصعوبة ، معامل التمييز) .

== تحري الخصائص التوزيعية لبعض البدائل اللابارا مترية لاختبار تحليل التغيرات ==

(ب) العينة الأساسية

بلغ حجم عينة الدراسة (٧٠١) طالباً وطالبة من منتسبي الفصولين الشتوى والصيفى بالبرنامج التدرىي : إدارة الضغوط ضمن أنشطة مشروع الطرق المؤدية للتعليم العالى المنفذ بجامعة جنوب الودى ، وهذه العينة أخذت منها عينات ذات أحجام مختلفة طبقاً لمقتضيات تحليل البيانات .

ثانياً : أداة الدراسة

قام الباحث بإعداد اختبار تحصيلى لقياس درجة الاكتساب التى يحققها المتدرب فى البرنامج التدرىي (إدارة الضغوط) المقدم خلال مشروع الطرق المؤدية للتعليم العالى اتبعت فيه الخطوات المعروفة لبناء اختبار تحصيلى يقيس نواتج تعلم الطلاب المنتسبين بالبرنامج فى مستويات معرفية مختلفة .

ثالثاً المعالجة الإحصائية

قام الباحث بقياس التحصيل فى البرنامج التدرىي (إدارة الضغوط) قبل البدء فى التدرىي من خلال استخدام ثلاث من الاستراتيجيات لتنفيذ البرنامج التدرىي هى : استراتيجية العصف للذهنى ، واستراتيجية التعلم التعاونى ، واستراتيجية KWL . ثم قاس الباحث التحصيل بنفس الأداة بعد الانتهاء من البرنامج التدرىي فى المدة المحددة وهى ٣ أيام تدريبية لمدة ٦ ساعات فى اليوم . واعتبر القياس القبلى متغير مصاحب X واعتبر القياس البعدى متغير تابع Y . وحدد الباحث خمس مواقف للقياس تمثل تصميم عشوائى غير متوازن من ثلاث مجموعات للمعالجة فى حالة استخدام عينات ذات أحجام (صغيرة جداً ، صغيرة ، متوسطة ، كبيرة ، كبيرة جداً) كما بالجدول التالى :

جدول (١)

أحجام العينات الفرعية فى التصميم التجري

نوع حجم العينة	N	أحجام العينات			موقف القياس
		n_3	n_2	n_1	
صغيرة جداً	٩	٢	٣	٤	الأول
صغيرة	٣٤	١٢	١٢	١٠	الثانى
متوسطة	١٢٤	٤٧	٤١	٣٦	الثالث
كبيرة	٣٦٤	١٣٣	١١٠	١٢١	الرابع
كبيرة جداً	٧٠١	٢٢٣	٢٤٧	٢٣١	الخمس

ومن ثم استكشف الباحث الخصائص الإحصائية للبيانات (معامل الالتواء ،

توازي خطوط ميل الانحدار ، تجانس التباينات للمجموعات الفرعية ، العلاقة الخطية بين المتغير التابع والمتغير المصاحب) في مواقف القياس الخمسة كما بالجدول التالي :

جدول (٢)

الخصائص الإحصائية للبيانات في التصميم

rho	لغز تجانس التباين								معاملات الانحدار			معدل الاتجاه		موقف القياس
	X				Y				b_3	b_2	b_1	X	Y	
	Sig.	df2	df1	L	Sig.	df2	df1	L						
٠.٤٢٢	٠.٤٤٥	٦	٢	٠.٩٥	٠.٥٢	٦	٢	٠.٧٤	٠.٥٥٠	٠.٧٢٠	٠.٢٢٢	٠.٤٢٥	٠.١٢٤	الأول
٠.٥٧١	٠.١١٢	٦	٢	٠.٩٥	٠.١٤	٦	٢	٢.١١	٠.٢٨٨	٠.٥٧٠	٠.٤٠٥	٠.٢٢١	٠.٢٠١	الثاني
٠.٤٤٩	٠.٤٢	٦	٢	٠.٩٥	٠.٢٢	٦	٢	٠.٢١١	٠.٢٦١	٠.٢٨٢	٠.٢٦٩	٠.٥٢٠	٠.٢٨٠	الثالث
٠.٤٤٤	٠.٨١	٦	٢	٠.٠١	٠.٨١	٦	٢	٠.١٥٠	٠.٢٦٤	٠.٢٧٨	٠.٢٦٤	٠.٥٢٤	٠.٢٨٢	الرابع
٠.٤٥٢	٠.١٨	٦	٢	٠.٠٢	٠.٩١	٦	٢	٠.٠٠١	٠.٢٨٢	٠.٢٦٥	٠.٢٦٦	٠.٥٢١	٠.٢٧٩	الخامس

ويتضح من الجدول (٢) السابق أن توزيع درجات المتغيرين التابع والمصاحب يتعد عن التوزيع الاعتيادي بدرجات متفاوتة وفي اتجاهين مختلفين (الاتجاه الموجب للمتغير التابع ، الاتجاه السالب للمتغير المصاحب) ، وتختلف القيم العددية لمعاملات الانحدار الثلاثة عبر مجموعات المعالجة الجزئية في موقف القياس الأول والثاني والخامس ويتساوى زوج من معاملات الانحدار الثلاثة في موقف القياس الثالث والرابع وهذا بعامه مؤداه عدم تجانس معاملات الانحدار ، كما أن قيمة الإحصائي Levene Statistic (L) مؤشر لعدم تجانس التباين عبر مجموعات المعالجة الثلاثة في المتغيرين التابع والمصاحب ، والقيمة العددية لمعامل ارتباط سبيرمان Spearman's rho تتجاوز القيمة (٠.٣٠) تؤشر لارتباط مقبول بين درجات القياس البعدي والقياس القبلي . ويستنتج من ذلك أن البيانات في موقف القياس الأول حتى موقف القياس الخامس تغيب عنها الافتراضات الأساسية لاستخدام اختبار تحليل التباين البارامترى ويتطابق ذلك مع نتائج دراسة Micceri (1989) الشهيرة .

وأخيراً استخدم الباحث اختبار تحليل التباين البارامترى وسيع من البدائل اللابارامترية لاختبار الفرض : لا يختلف متوسط التحصيل الدراسي باختلاف استراتيجية التدريب ، باعتبار أن خصائص البيانات الواردة في الجدول (٢) هي الشروط التي تتم في ضوءها مقارنة أداء الاختبار البارامترى وبدلته اللابارامترية .

تحري الخصائص التوزيعية لبعض البدائل اللابارامترية لاختبار تحليل التغيرات

نتائج اختبار الفرض الأول وتفسيرها

ينص الفرض الأول على: لا يختلف أداء اختبار تحليل التغيرات البارامترى والبديل لللابارامترية السبعة تحت شروط مختلفة في تصميم غير متوازن من ثلاث مجموعات في حالة استخدام عينات ذات أحجام (صغيرة جداً، صغيرة، متوسطة، كبيرة، كبيرة جداً)، ولاختبار هذا الفرض قام الباحث بحساب اختبار تحليل التغيرات والبديل لللابارامترية السبعة كما بالجدول التالية:

جدول (٣ - ١)

نتائج اختبار تحليل التغيرات

قيمة ف	متوسط المربعات	درجة الحرية	مجموع المربعات	مصدر التباين	أحجام العينات		
					n_3	n_2	n_1
٠.١٣٦	٤.٠٢٠	٢	٨.٠٤٠	بين المجموعات			
	٣٠.٣٥٢	٥	١٥١.٧٦١	داخل المجموعات	٢	٣	٤
			٧	١٥٩.٨٠١	الكلى		
٢.٠٢٨	٢٩.٦٢٩	٢	٥٩.٢٥٧	بين المجموعات			
	١٤.٦١٢	٣٠	٤٣٨.٣٦٢	داخل المجموعات	١٢	١٢	١٠
			٣٢	٤٩٧.٦١٩	الكلى		
٠.٤٨٣	٦.٩٨٦	٢	١٣.٩٧٢	بين المجموعات			
	١٤.٤٦٠	١٢٠	١٧٣٥.١٩٧	داخل المجموعات	٤٧	٤١	٣٦
			١٢٢	١٧٤٩.١٦٩	الكلى		
٠.٢٩٣	٤.١٢٩	٢	٨.٢٥٧	بين المجموعات			
	١٤.١١٦	٣٦٠	٥٠٨١.٥٨١	داخل المجموعات	١٣٣	١١٠	١٢١
			٣٦٢	٥٠٨٩.٨٣٨	الكلى		
٠.٠٩١	١.٢٩٦	٢	٢.٥٩١	بين المجموعات			
	١٤.١٦٤	٦٩٧	٩٨٧٢.٣٠٧	داخل المجموعات	٢٢٣	٢٤٧	٢٣١
			٦٩٩	٩٨٧٤.٨٩٨	الكلى		

$F_{critical}(2,5) = 5.79, p \leq 0.05$

$F_{critical}(2,30) = 3.32, p \leq 0.05$

$F_{critical}(2,120) = 3.07, p \leq 0.05$

$F_{critical}(2,360) = 3.07, p \leq 0.05$

$F_{critical}(2,697) = 3.07, p \leq 0.05$

ويتضح من الجدول (٣-١) السابق أن النتائج تبين دليلاً غير كافٍ *Insufficient Evidence* لاستنتاج أن المعالجات الثلاث لها تأثيرات فارقة *Differential Effects* في جميع مواقف القياس الخمسة، أي أنه لا توجد فروق دالة في

المتغير التابع (التحصيل) بين المعالجات الثلاث بعد ضبطه (تعديله) تبعاً للمتغير المصاحب . وأعلى قيمة لـ F كانت في موقف القياس الثاني وأقل قيمة كانت في موقف القياس الخامس وهذا يناظر (أقل مدى ، أعلى مدى) على الترتيب بين معامل التواء المتغير التابع والمتغير المصاحب .

وفيما يلي نتائج التحليل باستخدام اختبار Quade :

جدول (٣ - ٢)

نتائج اختبار Quade

$(TS)_{QUADE}$	$R_{Y.12}^2$	P_2	P_1	N	أحجام العينات		
					n_3	n_2	n_1
٠.٠٣٣	٠.٠١١	٣	٢	٩	٢	٣	٤
٠.٣٨١	٠.٠٢٤	٣	٢	٣٤	١٢	١٢	١٠
٠.١٨٢	٠.٠٠٣	٣	٢	١٢٤	٤٧	٤١	٣٦
٠.٠٤١	٠.٠٠٠٢٢٥	٣	٢	٣٦٤	١٣٣	١١٠	١٢١
٠.٠٢٨	٠.٠٠٠٠٠٨١	٣	٢	٧٠١	٢٢٣	٢٤٧	٢٣١

$F_{critical}(2,5)=5.79, p \leq 0.05$

$F_{critical}(2,30)=3.32, p \leq 0.05$

$F_{critical}(2,120)=3.07, p \leq 0.05$

$F_{critical}(2,360)=3.07, p \leq 0.05$

$F_{critical}(2,697)=3.07, p \leq 0.05$

ويتضح من الجدول (٣-٢) السابق أن التحليل يبين دليلاً غير كاف لاستنتاج أن

المعالجات الثلاث فاعلة بشكل فارق $Differentially Effective$ ، أي أنه لا توجد فروق دالة في المتغير التابع (التحصيل) بين المعالجات الثلاث بعد ضبطه (تعديله) تبعاً للمتغير المصاحب. ويشابه أداء هذا البديل اللابارامترى أداء اختبار تحليل التغيرات البارامترى في نفس موقف القياس حيث أن أعلى قيمة لـ $(TS)_{QUADE}$ كانت في موقف القياس الثاني وأقل قيمة كانت في موقف القياس الخامس وهذا يناظر (أقل مدى ، أعلى مدى) على الترتيب بين معامل التواء المتغير التابع والمتغير المصاحب .

وفيما يلي نتائج التحليل باستخدام اختبار McSweeney and Porter :

جدول (٣ - ٣)

نتائج اختبار McSweeney and Porter

$(TS)_{MPF}$	$R^2_{Y.123}$	$R^2_{Y.1}$	P_2	P_1	N	أحجام العينات		
						n_3	n_2	n_1
٠.١٦٠	٠.٢٣٥	٠.١٨٦	٤	٢	٩	٢	٣	٤
٢.٠٢٠	٠.٤٠٦	٠.٣٢٦	٤	٢	٣٤	١٢	١٢	١٠
٠.٤٥٤	٠.٢٠٧	٠.٢٠١	٤	٢	١٢٤	٤٧	٤١	٣٦
٠.٤٤٩	٠.١٩٩	٠.١٩٧	٤	٢	٣٦٤	١٣٣	١١٠	١٢١
٠.٤٢٨	٠.٢٠٥	٠.٢٠٤	٤	٢	٧٠١	٢٢٣	٢٤٧	٢٣١

$F_{critical}(2,5)=5.79, p \leq 0.05$

$F_{critical}(2,30)=3.32, p \leq 0.05$

$F_{critical}(2,120)=3.07, p \leq 0.05$

$F_{critical}(2,360)=3.07, p \leq 0.05$

$F_{critical}(2,697)=3.07, p \leq 0.05$

ويتضح من الجدول (٣-٣) السابق وجود دليل غير كاف لرفض الفرض الصفري بأن توزيعات درجات القياس البعدى تختلف عبر المجموعات الثلاث ، أى أنه لا توجد فروق دالة فى المتغير التابع بين المعالجات الثلاث بعد ضبطه (تعديله) تبعاً للمتغير المصاحب . وأعلى قيمة $(TS)_{MPF}$ كانت فى موقف القياس الثانى وأقل قيمة كانت فى موقف القياس الأول .

وفيما يلى نتائج التحليل باستخدام اختبار Burnett and Barr :

جدول (٤ - ٣)

نتائج اختبار Burnett and Barr

F	$R^2_{Y.12}$	K	N	أحجام العينات		
				n_3	n_2	n_1
٠.١٤٨	٠.٠٤٧	٣	٩	٢	٣	٤
٠.٩٣٧	٠.٠٥٧	٣	٣٤	١٢	١٢	١٠
٠.٠٦١	٠.٠٠١	٣٣	١٢٤	٤٧	٤١	٣٦
٠.١٨١	٠.٠٠١	٣	٣٦٤	١٣٣	١١٠	١٢١
٠.٠٠٠٣	٠.٠٠٠٠١	٣	٧٠١	٢٢٣	٢٤٧	٢٣١

$F_{critical}(2,5)=5.79, p \leq 0.05$

$F_{critical}(2,30)=3.32, p \leq 0.05$

$F_{critical}(2,120)=3.07, p \leq 0.05$

$F_{critical}(2,360)=3.07, p \leq 0.05$

$F_{critical}(2,697)=3.07, p \leq 0.05$

ويتضح من الجدول (٣-٤) السابق أن النتائج بينت دليلاً غير كافٍ لاستنتاج أن التوزيعات غير المشروطة لدرجات القياس البعدى تختلف عبر المجموعات ، أى أنه لا توجد فروق دالة فى المتغير التابع (التحصيل) بين المعالجات الثلاث بعد ضبطه (تعديله) تبعاً للمتغير المصاحب . ويشابه أداء هذا البديل اللابارامترى أداء اختبار تحليل التباين البارامترى وأداء البديل $(TS)_{QUADE}$ فى نفس موقف القياس حيث أن أعلى قيمة لـ F كانت فى موقف القياس الثانى وأقل قيمة كانت فى موقف القياس الخامس وهذا يناظر (أقل مدى، أعلى مدى) على الترتيب بين معاملي التواء المتغير التابع والمتغير المصاحب .

وفيما يلى نتائج التحليل باستخدام اختبار Shirley :

جدول (٣ - ٥)

نتائج اختبار Shirley

$(TS)_{Shirley}$	MS_{total}	$SS_{total (adjusted)}$	$R^2_{Y.123}$	$R^2_{Y.1}$	N	أحجام العينات		
						n_3	n_2	n_1
٠.٣٩٢	٧.٥٠٠	٢.٩٤٠	٠.٢٣٥	٠.١٨٦	٩	٢	٣	٤
٢.٦٣٩	٩٩.١٦٧	٢٦١.٦٦٨	٠.٤٠٦	٠.٣٢٦	٣٤	١٢	١٢	١٠
٠.٧٢٨	١٢٩١.٦٦٧	٩٥٣.٢٥٠	٠.٢٠٧	٠.٢٠١	١٢٤	٤٧	٤١	٣٦
٠.٧٢٦	١١٠٧١.٦٦٧	٨٠٣٨.٠٣٠	٠.١٩٩	٠.١٩٧	٣٦٤	١٣٣	١١٠	١٢١
٠.٧٠٠	٤١٠٠٨.٥٠٠	٢٨٧٠٥.٩٥	٠.٢٠٥	٠.٢٠٤	٧٠١	٢٢٣	٢٤٧	٢٣١

$$\chi^2_{(2,05)} = 3.99$$

ويتضح من الجدول (٣-٥) السابق أن نتائج التحليل توفر معلومات غير كافية لاستنتاج أن توزيع درجات القياس البعدى تختلف عبر المجموعات الثلاث ، أى أنه لا توجد فروق دالة فى المتغير التابع (التحصيل) بين المعالجات الثلاث بعد ضبطه (تعديله) تبعاً للمتغير المصاحب . وأعلى قيمة لـ $(TS)_{Shirley}$ كانت فى موقف القياس الثانى وأقل قيمة كانت فى موقف القياس الأول ، ويشابه أداء هذا البديل مع أداء البديل $(TS)_{MPF}$.

وفيما يلى نتائج التحليل باستخدام اختبار Puri-Sen-Harwell-Serlin :

تحري الخصائص التوزيعية لبعض البدائل اللابارا مترية لاختبار تحليل التغيرات

جدول (٣ - ٦)

نتائج اختبار Puri-Sen-Harwell-Serlin

$(TS)_{PSHS}$	η^2	SS_{total}	$SS_{between(RY)}$	$(N-2)$	N	أحجام العينات		
						n_3	n_2	n_1
٠.٤٢	٠.٠٦	٤٦.٧٨٥	٢.٨٠٦	٧	٩	٢	٣	٤
٢.٨٠٨	٠.١١٩	٢١٨٩.٣٥٩	٢٦٠.٧١٦	٣٢	٣٤	١٢	١٢	١٠
٠.٨٥٤	٠.٠٠٧	١٢٥٧١٨.٠٥٩	٨٢٨.١٩٩	١٢٢	١٢٤	٤٧	٤١	٣٦
٠.٧٢٤	٠.٠٠٢	٣١٩٧١٩٢.٦٢٤	٥٠٥.١٩٢	٣٦٢	٣٦٤	١٣٣	١١٠	١٢١
١.٣٩٨	٠.٠٠٢	٢٢٦٣٥١٦١.٢٥٣	٥٤٦٩.٦٨٣	٦٩٩	٧٠١	٢٢٣	٢٤٧	٢٣١

$\chi^2_{(2,0.5)}=5.99$

ويتضح من الجدول (٦-٣) السابق أن النتائج توفر دليلاً لرفض الفرض البديل (قبول الفرض الصفري) ، أي أنه لا توجد فروق دالة في المتغير التابع (التحصيل) بين المعالجات الثلاث بعد ضبطه (تعديله) تبعاً للمتغير المصاحب . وأعلى قيمة لـ $(TS)_{Shirley}$ كانت في موقف القياس الثاني وأقل قيمة كانت في موقف القياس الأول ، ويشابه أداء هذا البديل مع أداء البديل $(TS)_{MPF}$ ومع أداء البديل $(TS)_{PSHS}$.

وفيما يلي نتائج التحليل باستخدام اختبار Hettmansperger :

جدول (٣ - ٧)

نتائج اختبار Hettmansperger

$(TS)_{Hettmansperger}$	SS_{total}	SS_{error}	$SS_{between}$	N	أحجام العينات		
					n_3	n_2	n_1
٠.٠٧٧	٧.١٣٩	٧.٠٦٢	٠.٠٧٧	٩	٢	٣	٤
٠.٧٦٦	٣١.٩٠٣	٣١.١٣٧	٠.٧٦٦	٣٤	١٢	١٢	١٠
٠.٤١١	١٢١.٣٨٠	١٢٠.٩٦٩	٠.٤١١	١٢٤	٤٧	٤١	٣٦
٠.٠٧٦	٣٦٠.٠٦٦	٣٥٩.٩٩٠	٠.٠٧٦	٣٦٤	١٣٣	١١٠	١٢١
٠.٠٥٦	٦٩٥.٢٨٩	٦٩٥.٢٣٣	٠.٠٥٦	٧٠١	٢٢٣	٢٤٧	٢٣١

$\chi^2_{(2,0.5)}=5.99$

ويتضح من الجدول (٧-٣) السابق أن التحليل يبين دليلاً غير كاف لرفض الفرض الصفري وقبول الفرض البديل ، أي أنه لا توجد فروق دالة في المتغير التابع (التحصيل) بين المعالجات الثلاث بعد ضبطه (تعديله) تبعاً للمتغير المصاحب . ويشابه أداء هذا البديل للابارامترى أداء اختبار تحليل التغيرات البارامترى وأداء البديل $(TS)_{QUADE}$ وأداء اختبار Burnett and Barr في نفس موقف القياس حيث أن أعلى قيمة لـ $(TS)_{Hettmansperger}$

كانت في موقف القياس الثاني وأقل قيمة كانت في موقف القياس الخامس وهذا يناظر (أقل مدى ، أعلى مدى) على الترتيب بين معامل التواء المتغير التابع والمتغير المصاحب .
وفيما يلي نتائج التحليل باستخدام اختبار Puri-Sen :

جدول (٨-٣)

نتائج اختبار Puri-Sen

L_n	$V^{11}(V^{-1})$	$\sum_{k=1}^3 n_k \bar{E}_k^2$	\bar{E}_3^2	\bar{E}_2^2	\bar{E}_1^2	N	أحجام العينات		
							n_3	n_2	n_1
٠.٣٣	٠.١٢	٢.٧٥٤	١.٠٦٩	٠.٠٦٨	٠.١٠٣	٩	٢	٣	٤
٢.٠٨	٠.٠٠٨	٢٦.٠٠٦	٩.٤٢	١٢.٠٠٦	٠.٢٣	٣٤	١٢	١٢	١٠
٠.٤٩٧	٠.٠٠٠٦	٨٢٨.٠٨	١٠.٨٦	٢.٩٨	٥.٤٣	١٢٤	٤٧	٤٦	٣٦
٠.٥٠٦	٠.٠٠٠١	٥٠٥٨.٥٩	٨.٣٨	٣١.٧٣	٣.٧٥	٣٦٤	١٣٣	١١٠	١٢١
٠.٠١٦	٠.٠٠٠٠٠٣	٥٤٠٥.١٧	٧.١٠	١.٣٧	١٥.٠٥	٧٠٣	٢٢٣	٢٤٧	٢٣١

$$\chi^2_{(2,05)}=5.99$$

يتضح من الجدول (٨-٣) السابق أن النتائج تبين دليل غير كاف لرفض الفرض الصفري بأن توزيع درجات القياس البعدي تختلف عبر المجموعات الثلاث ، أي أنه لا توجد فروق دالة في المتغير التابع (التحصيل) بين المعالجات الثلاث بعد ضبطه (تعديله) تبعاً للمتغير المصاحب . ويشابه أداء هذا البديل للبارامترى أداء اختبار تحليل التغيرات البارامترى وأداء البديل $(TS)_{QUADE}$ وأداء اختبار Burnett and Barr وأداء البديل $(TS)_{Hettmansperger}$ في نفس موقف القياس حيث أن أعلى قيمة لـ L_n كانت في موقف القياس الثاني وأقل قيمة كانت في موقف القياس الخامس وهذا يناظر (أقل مدى ، أعلى مدى) على الترتيب بين معامل التواء المتغير التابع والمتغير المصاحب .

ويمرجعة النتائج من الجدول (١-٣) إلى الجدول (٨-٣) ، يظهر اختبار تحليل التغيرات البارامترى والبديلات للبارامترية السبعة تشابه في الأداء من حيث القرار الإحصائي ففي كل مرة حدث قبول للفرض الصفري ورفض للفرض البديل ، وتتفق هذه النتيجة مع ما توصلت إليه نتائج دراسة (Olejnik and Algina 1985) أن البديلات للبارامترية تعطى نفس الاستنتاجات مثل الاختبار البارامترى فيما يتصل بتأثير المعالجات الثلاث عند مستوى (٠.٠٥) ، كما أن قيم احتمالات الخطأ من النوع الأول الخاصة بجميع البديلات للبارامترية أقل من قيم احتمالات الخطأ من النوع الأول الخاصة بالاختبار البارامترى .

== تحري الخصائص التوزيعية لبعض البدائل اللابارامترية لاختبار تحليل التباين ==

نتائج اختبار الفرض الثاني، وتفسيرها

ينص الفرض الثاني على : لا تختلف الخصائص التوزيعية (تقديرات الخطأ من النوع الأول ، تقديرات الخطأ من النوع الثاني ، تقديرات الضلعة ، تقديرات القوة الإحصائية) لاختبار تحليل التباين البارامترى والبدائل اللابارامترية السبعة تحت شروط مختلفة في تصميم غير متوازن من ثلاث مجموعات في حالة استخدام عينات ذات أحجام (صغيرة جداً ، صغيرة ، متوسطة ، كبيرة ، كبيرة جداً) ، ولاختبار هذا الفرض قام الباحث بحساب تقديرات الخطأ من النوع الأول والثاني والضلعة والقوة الإحصائية لاختبار تحليل التباين والبدائل اللابارامترية السبعة في مواقف القياس الخمسة كما بالجدول التالي* :

جدول (٤-١)

الخصائص التوزيعية

لاختبار تحليل التباين والبدائل اللابارامترية السبعة في موقف القياس الأول

تقدير القوة	β	مؤشر (تقدير) الضلعة				α^*	α	الاختبار
		المصارم		المتحرر				
		الحد الأدنى	الحد الأعلى	الحد الأدنى	الحد الأعلى			
٠.٠٦٢	٠.٩٣٨	٠.٠٥٥	٠.٠٤٥	٠.٠٧٥	٠.٠٢٥	٠.٨٢٩	٠.٠٥	تحليل التباين
٠.٢٥٨	٠.٧٤٢	٠.٠٥٥	٠.٠٤٥	٠.٠٧٥	٠.٠٢٥	٠.٨٩١	٠.٠٥	Quade
٠.٣٤٤	٠.٦٥٦	٠.٠٥٥	٠.٠٤٥	٠.٠٧٥	٠.٠٢٥	٠.٧٥٧	٠.٠٥	McSweeney and Porter
٠.٢٧٩	٠.٧٢١	٠.٠٥٥	٠.٠٤٥	٠.٠٧٥	٠.٠٢٥	٠.٨١٦	٠.٠٥	Burnett and Barr
٠.٢٨٥	٠.٧١٥	٠.٠٥٥	٠.٠٤٥	٠.٠٧٥	٠.٠٢٥	٠.٨٠٩	٠.٠٥	Shirley
٠.٣٥٣	٠.٦٤٧	٠.٠٥٥	٠.٠٤٥	٠.٠٧٥	٠.٠٢٥	٠.٧٤٩	٠.٠٥	Puri-Sen-Harwell-Serlin
٠.٤١١	٠.٥٨٩	٠.٠٥٥	٠.٠٤٥	٠.٠٧٥	٠.٠٢٥	٠.٧٢١	٠.٠٥	Hettmansperger
٠.٣٦٧	٠.٦٣٣	٠.٠٥٥	٠.٠٤٥	٠.٠٧٥	٠.٠٢٥	٠.٧٦٨	٠.٠٥	Puri-Sen

ملحوظة : α هو مستوى الدلالة الاسمي ، α^* هو مستوى الدلالة الفعلي (تقدير الخطأ من النوع الأول) ، β هو تقدير الخطأ من النوع الثاني .

ويتضح من الجدول السابق (٤-١) أن اختبار تحليل التباين البارامترى والبدائل اللابارامترية السبعة أظهرت تضخماً في تقدير الخطأ من النوع الأول Inflation of the Type I

* يقدم الباحث بالشكر للأستاذ الدكتور James Algina لمساعدته الباحث في تقدير معدلات الخطأ من النوع الأول والخطأ من النوع الثاني .

Error Rate ، وأن هذا التقدير لا يساوي قيمة ألفا الاسمية وهذا يتوافق جزئياً مع وجهة نظر (2014) Hus (1983); Algina (2014) بأن معدل الخطأ من النوع الأول لا يساوي ألفا في حالة عدم استيفاء الافتراضات الأساسية لاختبار تحليل التباين البارامترى. وتتفق هذه النتيجة جزئياً أيضاً مع ما توصلت إليه نتائج دراسة Rheinheimer and Penfield (2001) بأن عدم توافر شرط تجانس التباين وبخاصة في حالة التوليفة (التصميمات غير المتوازنة وعدم الاعتدالية الشديد) له تأثير كبير على تقديرات الخطأ من النوع الأول.

ويتضح أيضاً أن تقدير مؤشر الضلالة لاختبار تحليل التباين البارامترى والبدائل اللابارامترية السبعة لا يحقق للمحك الصارم أو حتى للمحك المتحيز للضلالة ، وبهذا فإن الاختبار البارامترى وبدائله اللابارامترية لا يتميزوا بالضلالة في موقف القياس الأول ، ويتفق ذلك جزئياً مع ما ورد ببعض الأدبيات مثل Hamilton (1976) بأن اختبار تحليل التباين البارامترى لا يظهر مستوى من الضلالة في حالة استخدام تصميم غير متوازن .

كما يتضح من الجدول السابق (٤-١) أن البدائل اللابارامترية السبعة تتميز بخصائص قوة شبه مقبولة مقارنة باختبار تحليل التباين البارامترى ، ويتفق ذلك مع ما ورد ببعض الأدبيات مثل : (2000) Sawilowsky and Fahoome, (1989) Micceri أنه عند التخلي عن افتراض الاعتدالية فإن الاختبارات اللابارامترية يمكن أن تكون أكثر قوة عما هو عليه في حالة اختبار t -test واختبار F-test البارامتريين ، وهذا مؤداه أن قدرة البدائل اللابارامترية على رفض الفرض الصفري الخاطئ تزيد عن قدرة اختبار تحليل التباين البارامترى في حالة استخدام عينات ذات أحجام صغيرة جداً ، ويتضح أيضاً أن البدائل اللابارامترية لاختبار تحليل التباين تتميز فيما يتصل بالضلالة والقوة وهذا يتفق جزئياً مع ما قدمه Nakonezny & Shull (2007) . وتتفق هذه النتيجة جزئياً أيضاً مع ما توصلت إليه نتائج دراسة Olejnik, Algina and Abdel-Fattah (1987) بأن الفرق في تقديرات القوة بين اختبار تحليل التباين والبدائل اللابارامترية من جهة والفروق في تقديرات القوة بين البدائل اللابارامترية من جهة أخرى يمكن أن يكون موجب أو سالب ويمكن أن يكون تافه أو مهم اعتماداً على درجة الارتباط بين المتغير المصاحب ودرجات القياس البعدى ومدى الاعتدالية ودرجة عدم تجانس التباين . كما تتفق هذه النتيجة أيضاً مع ما توصلت إليه نتائج دراسة Shull & Nakonezny (2002); Harwell & Serlin (1988) بأن تقدير قوة اختبارى PSHS, McSweeney and Porter أكبر من تقدير قوة اختبار تحليل التباين البارامترى في حالة التوزيع غير الاعتدالى . وأيضاً تتفق هذه النتيجة مع ما توصلت إليه نتائج دراسة Alyasin (1991) بتميز أداء اختبار PSHS عن اختبار تحليل التباين البارامترى من

تحري الخصائص التوزيعية لبعض البدائل اللابارامترية لاختبار تحليل التغيرات
حيث القوة وتقديرات الخطأ من النوع الأول .

وفيما يلي الخصائص التوزيعية لاختبار تحليل التغيرات والبدائل اللابارامترية السبعة في موقف القياس الثاني :

جدول (٤-٢)

الخصائص التوزيعية

لاختبار تحليل التغيرات والبدائل اللابارامترية السبعة في موقف القياس الثاني

تقدير القوة	β	مؤشر (تقدير) الضلالة				α^*	α	الاختبار
		الصارم		المتحرر				
		$0.9\alpha \leq \alpha^* \leq 1.1\alpha$		$0.5\alpha \leq \alpha^* \leq 1.5\alpha$				
الحد الأعلى	الحد الأدنى	الحد الأعلى	الحد الأدنى					
٠.٣٨٥	٠.٦١٥	٠.٠٥٥	٠.٠٤٥	٠.٠٧٥	٠.٠٢٥	٠.١٤٩	٠.٠٥	تحليل التغيرات
٠.٣٩٨	٠.٦٠٢	٠.٠٥٥	٠.٠٤٥	٠.٠٧٥	٠.٠٢٥	٠.١٤٤	٠.٠٥	Quade
٠.٤٨١	٠.٥١٩	٠.٠٥٥	٠.٠٤٥	٠.٠٧٥	٠.٠٢٥	٠.١٣١	٠.٠٥	McSweeney and Porter
٠.٤٧٧	٠.٥٢٣	٠.٠٥٥	٠.٠٤٥	٠.٠٧٥	٠.٠٢٥	٠.١٣٩	٠.٠٥	Burnett and Barr
٠.٣٨٦	٠.٦١٤	٠.٠٥٥	٠.٠٤٥	٠.٠٧٥	٠.٠٢٥	٠.١٣٧	٠.٠٥	Shirley
٠.٤٢٧	٠.٥٧٣	٠.٠٥٥	٠.٠٤٥	٠.٠٧٥	٠.٠٢٥	٠.٠٩٩	٠.٠٥	Puri-Sen-Harwell-Serlin
٠.٥٥١	٠.٤٤٩	٠.٠٥٥	٠.٠٤٥	٠.٠٧٥	٠.٠٢٥	٠.٠٨١	٠.٠٥	Hettmansperger
٠.٤١٢	٠.٥٨٨	٠.٠٥٥	٠.٠٤٥	٠.٠٧٥	٠.٠٢٥	٠.١١٥	٠.٠٥	Puri-Sen

ملحوظة : α هو مستوى الدلالة الاسمي ، α^* هو مستوى الدلالة الفعلي (تقدير الخطأ من النوع الأول) ، β هو تقدير الخطأ من النوع الثاني .

ويتضح من الجدول السابق (٤-٢) أن اختبار تحليل التغيرات البارامترى والبدائل اللابارامترية السبعة أظهروا انخفاضاً شديداً في تقدير الخطأ من النوع الأول وأن هذا التقدير لا يبتعد كثيراً عن قيمة ألفا الاسمية ، وتميز اختبار Hettmansperger مقارنة بالبدائل الأخرى ، وتتفق هذه النتيجة مع ما توصلت إليه نتائج دراسة (Headrick & Vineyard 2001) بأن اختبار Hettmansperger أظهر تقديرات مقبولة للخطأ من النوع الأول وأن الاختبار يعتبر بديلاً مقبولاً في حالة العينات التي حجمها أكبر من ٢٠ .

ويتضح أيضاً أن تقدير مؤشر الضلالة لاختبار تحليل التغيرات البارامترى والبدائل اللابارامترية السبعة لا يحقق المحك الصارم أو حتى المحك المتحرر للضلالة عدا اختبار

Hettmansperger الذى يقارب كثيراً نحو تحقيق الحد الأدنى لمحك الضلعة المتحرر ، وبهذا فإن الاختبار البارامترى وستة من البدائل اللابارامترية لا يتميزوا بالضلعة فى موقف القياس الثانى ، ويتفق ذلك جزئياً مع ما ورد ببعض الأدبيات مثل (Hamilton 1976) بأن اختبار تحليل التغاير البارامترى لا يظهر مستوى من الضلعة فى حالة استخدام تصميم غير متوازن .

كما يتضح من الجدول السابق (٤-٢) أن اختبار تجليل التغاير البارامترى والبدائل اللابارامترية السبعة تميزوا بخصائص قوة جيدة تناظر تقديرات متوسطة للخطأ من النوع الثانى فى حالة استخدام عينات ذات أحجام صغيرة ، وأن اختبار Hettmansperger أكثر تميزاً مقارنة بالبدائل اللابارامترية الأخرى وهذا يتفق مع نتائج دراسة (Harwell and Serlin 1988) التى بينت تميز اختبار Hettmansperger عن البدائل اللابارامترية الأخرى فى حالة التوزيع غير الاعتدالى حتى فى حالة عدم تساوى أحجام العينات وعدم تساوى خطوط ميل الانحدار ، وتتفق هذه النتيجة بشكل جزئى مع نتائج دراسة (Olejnik & Algina 1984) بأن البديل اللابارامترى يتميز بالقوة عندما يكون توزيع المتغير المصاحب غير اعتدالى وحجم العينة صغير والأخطاء غير متجانسة . وأيضاً تتفق هذه النتيجة جزئياً مع ما توصلت إليه نتائج دراسة (Olejnik, Algina and Abdel-Fattah 1987) بأن الفرق فى تقديرات القوة بين اختبار تحليل التغاير والبدائل اللابارامترية من جهة والفروق فى تقديرات القوة بين البدائل اللابارامترية من جهة أخرى يمكن أن يكون موجب أو سالب ويمكن أن يكون تافه أو مهم اعتماداً على درجة الارتباط بين المتغير المصاحب ودرجات القياس البعدى ومدى الاعتدالية ودرجة عدم تجانس التباين . كما تتفق هذه النتيجة مع ما توصلت إليه نتائج دراسة (Harwell & Serlin 1988); Shull & Nakonezny (2002) بأن تقدير قوة اختبارى PSHS, McSweeney and Porter أكبر من تقدير قوة اختبار تحليل التغاير البارامترى فى حالة التوزيع غير الاعتدالى . وتتفق هذه النتيجة أيضاً مع ما توصلت إليه نتائج دراسة (Alyasin 1991) بتميز أداء اختبار PSHS عن اختبار تحليل التغاير البارامترى من حيث القوة وتقديرات الخطأ من النوع الأول .

وفيما يلى الخصائص التوزيعية لاختبار تحليل التغاير والبدائل اللابارامترية السبعة فى موقف القياس الثالث :

تحري الخصائص التوزيعية لبعض البدائل اللابارامترية لاختبار تحليل التغيرات

جدول (٣-٤)

الخصائص التوزيعية

لاختبار تحليل التغيرات والبدائل اللابارامترية السبعة في موقف القياس الثالث

تقدير القوة	β	مؤشر (تقدير) الضلالة				α^*	α	الاختبار
		الصارم		المتحرر				
		$0.9\alpha \leq \alpha^* \leq 1.1\alpha$		$0.5\alpha \leq \alpha^* \leq 1.5\alpha$				
الحد الأعلى	الحد الأدنى	الحد الأعلى	الحد الأدنى					
٠.١٢٨	٠.٨٧٢	٠.٠٥٥	٠.٠٤٥	٠.٠٧٥	٠.٠٢٥	٠.٦١٨	٠.٠٥	تحليل التغيرات
٠.٥١٩	٠.٤٨١	٠.٠٥٥	٠.٠٤٥	٠.٠٧٥	٠.٠٢٥	٠.٦٠٩	٠.٠٥	Quade
٠.٥٦٩	٠.٤٣١	٠.٠٥٥	٠.٠٤٥	٠.٠٧٥	٠.٠٢٥	٠.٥٦٥	٠.٠٥	McSweeney and Porter
٠.٥٠٤	٠.٤٩٦	٠.٠٥٥	٠.٠٤٥	٠.٠٧٥	٠.٠٢٥	٠.٦١٤	٠.٠٥	Burnett and Barr
٠.٤٨٧	٠.٥١٣	٠.٠٥٥	٠.٠٤٥	٠.٠٧٥	٠.٠٢٥	٠.٦١٣	٠.٠٥	Shirley
٠.٥٨٦	٠.٤١٤	٠.٠٥٥	٠.٠٤٥	٠.٠٧٥	٠.٠٢٥	٠.٥٧٣	٠.٠٥	Puri-Sen-Harwell-Serlin
٠.٥٩٢	٠.٤٠٨	٠.٠٥٥	٠.٠٤٥	٠.٠٧٥	٠.٠٢٥	٠.٥٦١	٠.٠٥	Hettmansperger
٠.٥٨٧	٠.٤١٣	٠.٠٥٥	٠.٠٤٥	٠.٠٧٥	٠.٠٢٥	٠.٥٨٦	٠.٠٥	Puri-Sen

ملحوظة: α هو مستوى الدلالة الاسمي، α^* هو مستوى الدلالة الفعلي (تقدير الخطأ من النوع الأول)، β هو تقدير الخطأ من النوع الثاني.

ويتضح من الجدول السابق (٣-٤) أن اختبار تحليل التغيرات البارامترى والبدائل اللابارامترية السبعة أظهرت تضحاً في تقدير الخطأ من النوع الأول، وأن هذا التقدير لا يساوي قيمة ألفا الاسمية وهذا يتوافق جزئياً مع وجهة نظر (Hsu (1983); Algina (2014) بأن معدل الخطأ من النوع الأول لا يساوي ألفا في حالة عدم استيفاء الافتراضات الأساسية لاختبار تحليل التغيرات البارامترى. كما تتفق هذه النتيجة جزئياً مع ما توصلت إليه نتائج دراسة Rheinheimer and Penfield (2001) بأن عدم توافر شرط تجانس التباين وبخاصة في حالة التوليفة (التصميمات غير المتوازنة وعدم الاعتدالية الشديد) له تأثير كبير على تقديرات الخطأ من النوع الأول.

ويتضح أيضاً أن تقدير مؤشر الضلالة لاختبار تحليل التغيرات البارامترى والبدائل اللابارامترية السبعة لا يحقق المحك الصارم أو حتى المحك المتحرر للضلالة، وبهذا فإن

الاختبار البارامترى وبدائله اللابارامترية لا يتميزوا بالضلاعة في موقف القياس الثالث ، ويتفق ذلك جزئياً مع ما ورد ببعض الأدبيات مثل (Hamilton 1976) بأن اختبار تحليل التغاير البارامترى لا يظهر مستوى من الضلاعة في حالة استخدام تصميم غير متوازن .

كما يتضح من الجدول السابق (٤-٣) أن البدائل اللابارامترية السبعة تميزت بخصائص قوة جيدة جداً مقارنة باختبار تحليل التغاير البارامترى نظراً لانخفاض تقديرات الخطأ من النوع الثاني، وهذا مؤداه أن قدرة البدائل اللابارامترية على رفض الفرض الصغرى الخاطيء أعلى بكثير من قدرة اختبار تحليل التغاير البارامترى في حالة استخدام عينات ذات أحجام متوسطة، وهذا يتفق جزئياً مع نتائج دراسة (Olejnik & Algina 1983) بأن البديل اللابارامترى يتفوز بالقوة النسبية في حالة استخدام أحجام عينات متوسطة وتوزيعات ملتوية ، وهذا يتفق أيضاً جزئياً مع نتائج دراسة (Seaman, Olejnik & Algina 1985) بأن تقديرات ألفا الفعلية تقع خارج الفئات المحكية (الحدود) وغير مقبولة في حالة استخدام الاختبار البارامترى وكل الإجراءات اللابارامترية ، ووجدت ميزة القوة العملية للإجراءات الرتبوية في حالة أحجام العينات المتوسطة للتوزيعات غير الاعتدالية والتباينات الصغيرة والكبيرة . وتتفق هذه النتيجة جزئياً مع ما توصلت إليه نتائج دراسة (Olejnik, Algina and Abdel-Fattah 1987) بأن الفرق في تقديرات القوة بين اختبار تحليل التغاير والبدائل اللابارامترية من جهة والفروق في تقديرات القوة بين البدائل اللابارامترية من جهة أخرى يمكن أن يكون موجب أو سالب ويمكن أن يكون تافه أو مهم اعتماداً على درجة الارتباط بين المتغير المصاحب ودرجات القياس البعدى ومدى الاعتدالية ودرجة عدم تجانس التباين. وأيضاً يتفق هذه النتيجة مع ما توصلت إليه نتائج دراسة (Harwell & Serlin 2002) Shull & Nakonezny (1988) بأن تقدير قوة اختبأرى PSHS, McSweeney and Porter أكبر من تقدير قوة اختبار تحليل التغاير البارامترى في حالة التوزيع غير الاعتدالى. وتتفق هذه النتيجة أيضاً مع ما توصلت إليه نتائج دراسة (Alyasin 1991) بتميز أداء اختبار PSHS عن اختبار تحليل التغاير البارامترى من حيث القوة وتقديرات الخطأ من النوع الأول .
وفيما يلى الخصائص التوزيعية لاختبار تحليل التغاير والبدائل اللابارامترية السبعة في موقف القياس الرابع :

تحري الخصائص التوزيعية لبعض البدائل اللابارا مترية لاختبار تحليل التغيرات

جدول (٤-٤)

الخصائص التوزيعية

لاختبار تحليل التغيرات والبدائل اللابارامترية للسبعة في موقف القياس الرابع

تقدير القوة	β	مؤشر (تقدير) الضلالة				α^*	α	الاختبار
		الصارم		المتحرر				
		$0.9\alpha \leq \alpha^* \leq 1.1\alpha$		$0.5\alpha \leq \alpha^* \leq 1.5\alpha$				
الحد الأعلى	الحد الأدنى	الحد الأعلى	الحد الأدنى					
٠.٠٩٦	٠.٩٠٤	٠.٠٥٥	٠.٠٤٥	٠.٠٧٥	٠.٠٢٥	٠.٧٤٧	٠.٠٥	تحليل التغيرات
٠.٠٦٣٤	٠.٣٦٦	٠.٠٥٥	٠.٠٤٥	٠.٠٧٥	٠.٠٢٥	٠.٧٣٧	٠.٠٥	Quade
٠.٠٧٣١	٠.٢٦٩	٠.٠٥٥	٠.٠٤٥	٠.٠٧٥	٠.٠٢٥	٠.٦٨٧	٠.٠٥	McSweeney and Porter
٠.٠٧١٦	٠.٢٨٤	٠.٠٥٥	٠.٠٤٥	٠.٠٧٥	٠.٠٢٥	٠.٨٠٤	٠.٠٥	Burnett and Barr
٠.٠٦٧٧	٠.٣٢٣	٠.٠٥٥	٠.٠٤٥	٠.٠٧٥	٠.٠٢٥	٠.٧٨١	٠.٠٥	Shirley
٠.٠٦٧١	٠.٣٢٩	٠.٠٥٥	٠.٠٤٥	٠.٠٧٥	٠.٠٢٥	٠.٦٢٣	٠.٠٥	Puri-Sen-Harwell-Serlin
٠.٠٧١٣	٠.٢٨٧	٠.٠٥٥	٠.٠٤٥	٠.٠٧٥	٠.٠٢٥	٠.٦١٩	٠.٠٥	Hettmansperger
٠.٠٦٦٥	٠.٣٣٥	٠.٠٥٥	٠.٠٤٥	٠.٠٧٥	٠.٠٢٥	٠.٦٢٥	٠.٠٥	Puri-Sen

ملحوظة: α هو مستوى الدلالة الاسمي، α^* هو مستوى الدلالة للعلوى (تقدير الخطأ من النوع الأول)، β هو تقدير الخطأ من النوع الثاني.

ويتضح من الجدول السابق (٤-٤) أن اختبار تحليل التغيرات البارامترى والبدائل اللابارامترية السبعة أظهروا تضخم في تقدير الخطأ من النوع الأول، وأن هذا التقدير لا يساوي قيمة ألفا الاسمية وهذا يتوافق جزئياً مع وجهة نظر (Hsu (1983); Algina (2014) بأن معدل الخطأ من النوع الأول لا يساوي ألفا في حالة عدم استيفاء الافتراضات الأساسية لاختبار تحليل التغيرات البارامترى، وتتفق هذه النتيجة مع ما توصلت إليه نتائج دراسة Headrick & Sawilowsky (2000) بوجود تضخم في تقديرات الخطأ من النوع الأول لاختبار تحليل التغيرات البارامترى عندما كان الإنحراف عن افتراض الاعتدالية كبير جداً. وتتفق هذه النتيجة جزئياً مع ما توصلت إليه نتائج دراسة Rheinheimer and Penfield (2001) بأن عدم توافر شرط تجانس التباين وبخاصة في حالة التوليفة (التصميمات غير المتوازنة وعدم الاعتدالية الشديد) له تأثير كبير على تقديرات الخطأ من النوع الأول.

ويتضح أيضاً أن تقدير مؤشر الضلالة لاختبار تحليل التغيرات البارامترى والبدائل اللابارامترية السبعة لا يحقق المحك الصارم أو حتى المحك المتحرر للضلالة، وبهذا فإن

الاختبار البارامترى وبدائله اللابارامترية لا يتميزوا بالضلاعة في موقف القياس الرابع ، ويتفق ذلك جزئياً مع ما ورد ببعض الأدبيات مثل (Hamilton 1976) بأن اختبار تحليل التغيرات البارامترى لا يظهر مستوى من الضلاعة في حالة استخدام تصميم غير متوازن .

كما يتضح من الجدول السابق (٤-٤) أن البدائل اللابارامترية السبعة تميزت بخصائص قوة جيدة إلى حد ما مقارنة باختبار تحليل التغيرات البارامترى الذى أظهر تدهور حاد فى تقدير القدرة ، وهذا مؤداه أن قدرة البدائل اللابارامترية على رفض الفرض الصفرى الخاطيء أعلى بشكل ملحوظ من قدرة اختبار تحليل التغيرات البارامترى فى حالة استخدام عينات ذات أحجام كبيرة . وتتفق هذه النتيجة جزئياً مع ما توصلت إليه نتائج دراسة -Olejnik, Algina and Abdel-Fattah (1987) بأن الفرق فى تقديرات القوة بين اختبار تحليل التغيرات والبدائل اللابارامترية من جهة والثروق فى تقديرات القوة بين البدائل اللابارامترية من جهة أخرى يمكن أن يكون موجب أو سالب ويمكن أن يكون تافه أو مهم اعتماداً على درجة الارتباط بين المتغير المصاحب ودرجات القياس البعدى ومدى الاعتدالية ودرجة عدم تجانس التباين . كما تتفق هذه النتيجة مع ما توصلت إليه نتائج دراسة (Shull & Nakonezny (2002); Harwell & Serlin (1988) بأن تقدير قوة اختبارى PSHS, McSweeney and Porter أكبر من تقدير قوة اختبار تحليل التغيرات البارامترى فى حالة التوزيع غير الاعتدالى . وأيضاً تتفق هذه النتيجة مع ما توصلت إليه نتائج دراسة (Alyasin (1991) بتميز أداء اختبار PSHS عن اختبار تحليل التغيرات البارامترى من حيث القوة وتقديرات للخطأ من النوع الأول .

وفيما يلى الخصائص التوزيعية لاختبار تحليل التغيرات والبدائل اللابارامترية السبعة فى

موقف القياس الخامس :

جدول (٤-٥) الخصائص التوزيعية

لاختبار تحليل التغيرات والبدائل اللابارامترية السبعة فى موقف القياس الخامس

تقدير القوة	β	مؤشر (تقدير) الضلاعة				α^*	α	الاختبار
		المعلم		المؤشر				
		$0.9\alpha \leq \alpha \leq 1.1\alpha$		$0.5\alpha \leq \alpha \leq 1.5\alpha$				
		الحد الأعلى	الحد الأدنى	الحد الأعلى	الحد الأدنى			
٠.١٤٠	٠.٢٦٠	٠.٠٥٥	٠.٠٤٥	٠.٠٧٥	٠.٠٢٥	٠.٩١٢	٠.٠٥	تحليل التغيرات
٠.٢٦٢	٠.٩٢٨	٠.٠٥٥	٠.٠٤٥	٠.٠٧٥	٠.٠٢٥	٠.٧١٩	٠.٠٥	Quade
٠.٧٥٧	٠.٢٤٢	٠.٠٥٥	٠.٠٤٥	٠.٠٧٥	٠.٠٢٥	٠.٦١٥	٠.٠٥	McSweeney and Porter
٠.٧٤٧	٠.٢٥٢	٠.٠٥٥	٠.٠٤٥	٠.٠٧٥	٠.٠٢٥	٠.٧٢٢	٠.٠٥	Burnett and Barr
٠.١٨٩	٠.٢١١	٠.٠٥٥	٠.٠٤٥	٠.٠٧٥	٠.٠٢٥	٠.٧٠٩	٠.٠٥	Shirley
٠.٦٨٢	٠.٤١٨	٠.٠٥٥	٠.٠٤٥	٠.٠٧٥	٠.٠٢٥	٠.٦١٦	٠.٠٥	Puri-Sen-Harwell-Serlin
٠.٧٥١	٠.٢٤٩	٠.٠٥٥	٠.٠٤٥	٠.٠٧٥	٠.٠٢٥	٠.٦١٨	٠.٠٥	Hettmansperger
٠.٦٨٩	٠.٤١١	٠.٠٥٥	٠.٠٤٥	٠.٠٧٥	٠.٠٢٥	٠.٦٤١	٠.٠٥	Puri-Sen

ملحوظة : α هو مستوى الدلالة الاسمى ، α^* هو مستوى الدلالة الفعلى (تقدير الخطأ من النوع الأول) ، β هو تقدير الخطأ من النوع الثانى .

== تحري الخصائص التوزيعية لبعض البدائل اللابارامترية لاختبار تحليل التغيرات ==
ويتضح من الجدول السابق (٤-٥) أن اختبار تحليل التغيرات البارامترى والبدائل اللابارامترية السبعة أظهروا تضخم في تقدير الخطأ من النوع الأول ، وأن هذا التقدير لا يساوي قيمة ألفا الاسمية وهذا يتوافق جزئياً مع وجهة نظر (Algina (2014); Hsu (1983) بأن معدل الخطأ من النوع الأول لا يساوي ألفا في حالة عدم استيفاء الافتراضات الأساسية لاختبار تحليل التغيرات البارامترى . وتتفق هذه النتيجة جزئياً مع ما توصلت إليه نتائج دراسة Rheinheimer and Penfield (2001) بأن عدم توافر شرط تجانس التباين وبخاصة في حالة التوليفة (التصميمات غير المتوازنة وعدم الاعتدالية الشديد) له تأثير كبير على تقديرات الخطأ من النوع الأول .

ويتضح أيضاً أن تقدير مؤشر الضلالة لاختبار تحليل التغيرات البارامترى والبدائل اللابارامترية السبعة لا يحقق المحك الصارم أو حتى المحك المتحرر للضلالة ، وبهذا فإن الاختبار البارامترى وبدائله اللابارامترية لا يتميزوا بالضلالة في موقف القياس الخامس ، ويتفق ذلك جزئياً مع ما ورد ببعض الأدبيات مثل (Hamilton (1976 بأن اختبار تحليل التغيرات البارامترى لا يظهر مستوى من الضلالة في حالة استخدام تصميم غير متوازن .

كما يتضح من الجدول السابق (٤-٥) أن اختبار تحليل التغيرات البارامترى والبدائل اللابارامترية السبعة تميزوا بخصائص قوة متميزة نظراً لانخفاض تقديرات الخطأ من النوع الثاني ، وهذا مؤداه أن قدرة اختبار تحليل التغيرات والبدائل اللابارامترية السبعة على رفض الفرض الصفري الخاطيء عالية في حالة استخدام عينات ذات أحجام كبيرة جداً . وتتفق هذه النتيجة جزئياً مع ما توصلت إليه نتائج دراسة (Olejnik, Algina and Abdel-Fattah (1987) بأن الفرق في تقديرات القوة بين اختبار تحليل التغيرات والبدائل اللابارامترية من جهة والفروق في تقديرات القوة بين البدائل اللابارامترية من جهة أخرى يمكن أن يكون موجب أو سالب ويمكن أن يكون تافه أو مهم اعتماداً على درجة الارتباط بين المتغير المصاحب ودرجات القياس البعدى ومدى الاعتدالية ودرجة عدم تجانس التباين . وتتفق هذه النتيجة مع ما توصلت إليه نتائج دراسة (Harwell & Serlin (1988); Shull & Nakonezny (2002) أن تقدير قوة اختبارى حالة التوزيع غير الاعتدالى . وتتفق هذه النتيجة مع ما توصلت إليه نتائج دراسة Alyasin (1991) بتميز أداء اختبار PSHS عن اختبار تحليل التغيرات البارامترى من حيث القوة وتقديرات الخطأ من النوع الأول .

• زيادة حجم العينة تطرد قوة اختبار تحليل التباين البارامترى Parametric ANCOVA عبر مواقف القياس الخمسة .

• تبقى تقديرات الخطأ من النوع الأول للبدائل اللابارامترية السبعة أقل من نظيراتها الخاصة باختبار تحليل التباين البارامترى في كافة مواقف القياس الخمسة ، وتقديرات الخطأ من النوع الأول الفعلي تعد أكبر من تقديرات الخطأ من النوع الأول الاسمي (تقديرات مستوى للدلالة الإحصائية الاسمي) .

• ظهر اختبار Hettmansperger بأنه اختبار متحرر Liberal Test بلغة الضلالة في موقف القياس الثاني .

• تحسن تقدير القوة الإحصائية لاختبار تحليل التباين البارامترى في موقف القياس الثاني بشكل ملحوظ واقترب ذلك مع أقل انحراف عن الاعتدالية لتوزيع درجات المتغيرين التابع والمصاحب مقارنة ببقية مواقف القياس (القيمة المطلقة للفرق = ٠.٥٤٠) .

• تدهور تقدير القوة الإحصائية لاختبار تحليل التباين البارامترى في موقف القياس الرابع بشكل حاد واقترب ذلك مع أكبر انحراف عن الاعتدالية لتوزيع درجات المتغيرين التابع والمصاحب مقارنة ببقية مواقف القياس (القيمة المطلقة للفرق = ٠.٨١٧) .

توصيات الدراسة:

في نهاية هذه الدراسة يعرض الباحث الحالى لبعض الممارسات الواجب القيام بها والأخرى الواجب تجنبها في عملية إجراء البحوث التربوية والنفسية كما يلي :

١. الحذر واليقظة : على الباحثين تجنب إجراء التحليل الإحصائي بصورة أوتوماتيكية ، والسبب وراء ذلك هو التغيرات التي تحصل وتتسارع مستمر في مجال الأبحاث الإحصائية ، وعلى الباحث أن يبقى على اطلاع دائم ومستمر بالتحسينات والإضافات في مجال الإحصاء بشكل عام .

٢. على الباحث الاهتمام بالقوة الإحصائية للاختبارات المستخدمة إلى حد القيام بالتخطيط لدرسته مسبقاً من حيث حجم العينة والاختيار والتعيين العشوائيين .

٣. استخدام تصميم متوازن يكفل وجود خلايا لها نفس حجم العينة والاعتماد عن استخدام اختبار تحليل التباين مع تصميمات غير متوازنة .

٤. استخدام البدائل اللابارامترية لاختبار تحليل التباين البارامترى في حالة عدم استيفاء البيانات بالافتراضات التي يستند إليها الاختبار .

تحري الخصائص التوزيعية لبعض البدائل اللابارامترية لاختبار تحليل التغيرات

٥. الاستفادة من تراكم نتائج البحوث والدراسات السابقة لتحديد المتغيرات المصاحبة لأجل تعديل درجات المتغير التابع وليس إعادة دراسة ارتباطها به للوصول إلى نتيجة تتفق مع الدراسات والبحوث السابقة .

٦. تقديم الضبط التجريبي على الضبط الإحصائي ، وفي حالة الاقتضاء يمكن اللجوء إلى اختبار تحليل التغيرات أو أحد بدائله اللابارامترية دون الحاجة إلى عمليات تكافؤ العينات قبل إجراء البحث .

٧. عند اتخاذ القرار الإحصائي ، يحسن الأخذ في الاعتبار الأهمية النسبية للمخاطر (الأخطاء) المتضمنة ، إذا كانت هناك طرق متوافرة لتقويم المخاطر .

٨. على الباحث تجنب أخطاء منطقية (أخطاء من الدرجة الأولى والثانية) تتطوى عليها تناقضات في تحليل البيانات وتفسيرها .

بحوث مقترحة:

١. تمديد الدراسة الحالية إلى حالة أكثر من متغير مصاحب .

٢. تمديد الدراسة الحالية من تحليل التغيرات الأحادي إلى تحليل التغيرات العاملي .

٣. مقارنة أداء البدائل الأخرى التي لم تتضمنها الدراسة الحالية مثل اختبار Koch,

Tangen, Jung, and Amara (1998) ، وإجراء Rogosa Procedure ، وإحصاء

NP الذي اقترحه (Akritas et al. (2000) ، واختبار YB الذي قدمه Young and

Bowman (1995) ، واختبار The Drop Test الذي قدمه McKean and

Schrader (1980)

المراجع:

١- السيد محمد خيرى (١٩٩٧) . الإحصاء النفسى . القاهرة : دار الفكر العربى .

٢- أحمد سليمان عودة ، خليل يوسف الخليلي (٢٠٠٠) . الإحصاء للباحث فى التربية والعلوم

الإنسانية . ط٢. عمان : دار الأمل .

٣- ج. ميلتون سميث (١٩٧٨) . الدليل إلى الإحصاء فى التربية وعلم النفس . (ترجمة : إبراهيم

بيسونى عميرة) . القاهرة : دار المعارف .

٤- زكريا الشربيني (١٩٩٠) . الإحصاء اللابارامترى فى العلوم التربوية والنفسية والاجتماعية .

القاهرة : مكتبة الأنجلو المصرية .

- ٥- سالم عويس (٢٠٠٣). إشكاليات البحث التربوي وآلياته الإحصائية : مراجعة نقدية لطرق البحث وآلياته الإحصائية . مجلة التربية . العدد (١٤٦) ، ١٤٢ - ١٥٤ .
- ٦- صلاح الدين محمود علام (١٩٩٣) . الأساليب الإحصائية الإستدلالية البارامترية واللابارامترية في تحليل بيانات البحوث النفسية والتربوية . القاهرة : دار الفكر العربي .
- ٧- صلاح جلال، عصام الطويل، عبد الحليم عشاوى (١٩٨٨) . الإحصاء الحيوى ومقدمة في تصميم التجارب (الجزء الأول). القاهرة: مركز التنمية البشرية والمعلومات .
- ٨- عبد الرحمن عيس (١٩٩٧). مبادئ الإحصاء فى التربية وعلم النفس (الجزء الثانى : الإحصاء التحليلى). ط٢. عمان: دار الفكر للطباعة والنشر والتوزيع .
- ٩- عزت عبد الحميد محمد حسن (٢٠١١). الإحصاء النفسى والتربوى تطبيقات باستخدام برنامج SPSS 18 . القاهرة : دار الفكر العربى .
- ١٠- عزو إسماعيل عفانة (١٩٩٦). قوة كفاءة بعض الاختبارات الإحصائية للابارامترية مقابل الاختبار الإحصائى البارامترى ستيوننت . مجلة للتقويم والقياس النفسى والتربوى . العدد (٧) ، ٦٧-٣٣ .
- ١١- على ماهر خطاب (٢٠١١). الإحصاء الاستدلالى فى العلوم النفسية والتربوية والاجتماعية. القاهرة. مكتبة الأنجلو المصرية .
- ١٢- فؤاد أبو حطب ، آمال صادق (١٩٩٦) . مناهج البحث وطرق التحليل الإحصائى فى العلوم النفسية والتربوية والاجتماعية (ط٢). القاهرة: مكتبة الأنجلو المصرية
- ١٣- ليونا أ. تايلر (١٩٨٣) . الاختبارات والمقاييس (ترجمة : سعد عبد الرحمن ، مراجعة : محمد عثمان نجاتى) . القاهرة : دار الشروق
- ١٤- محسوب عبد القادر الضوي (٢٠٠٤) . قوة وحجم تأثير بعض البدائل اللابارامترية لاختبار تحليل التباين العاملى، رسالة دكتوراه غير منشورة. كلية التربية بقنا، جامعة جنوب الوادى .
- ١٥- مسفر سليم الجعيد (٢٠٠٤). تحليل التباين المصاحب واستخدامه فى ضبط المتغيرات الإحصائية فى البحوث التربوية. رسالة ماجستير غير منشورة . كلية التربية. جامعة أم القرى.

== تحري الخصائص التوزيعية لبعض البدائل اللابارا مترية لاختبار تحليل التغيرات ==

- ١٦- محمد أبو يوسف (١٩٨٩). الإحصاء في البحوث العلمية. القاهرة: المكتبة الأكاديمية.
- 17- Akritas, M. G., Arnold, S. F., & Du, Y. (2000). Nonparametric Models and Methods for Nonlinear Analysis of Covariance. *Biometrika*, 87, 507-526.
- 18- Algina, J. (2014, January 19). Re: Help [Electronic Mailing List Message]. Retrieved from <https://us-mg5.mail.yahoo.com/neo/launch?.rand=d8vb1d9cagmhe>.
- 19- Algina, J., & Olejnik, S. (2003). Conducting Power Analysis for ANOVA and ANCOVA in Between-Subjects Designs. *Evaluation & The Health Professions*, 26(3), 288-314.
- 20- Alyasin, M. M. (1991). An Empirical Investigation of the Behavior of Some Parametric and Non-parametric Tests for Frequently Encountered Data in Educational Research. *Dissertation Abstracts International*, 5A(52), 721.
- 21- American Psychological Association (2010). *Publication Manual of the American Psychological Association* (6th ed.). Washington, DC: Author.
- 22- Barrett, T. J. (2011). Computations Using Analysis of Covariance. *WIREs Computational Statistics*, 3, 260-268.
- 23- Bradley, J. V. (1968). *Distribution-Free Statistical Tests*. Englewood Cliffs, New Jersey: Prentice-Hall, Inc.
- 24- Bradley, J. V. (1978). Robustness?. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 31, 144-152.
- 25- Burnett, T. D., & Barr, D. R. (1977). A Nonparametric Analogy of Analysis of Covariance. *Educational and Psychological Measurement*, 37, 341-348.
- 26- Conover, W. J., & Iman, R. L. (1981). Rank Transformations as A Bridge between Parametric and Nonparametric Statistics. *The American Statistician*, 35(3), 124-129.
- 27- Conover, W. J., & Iman, R. L. (1982). Analysis of Covariance Using the Rank Transformation. *Biometrics*, 38(3), 715-724.
- 28- Dyer, C. (1995). *Beginning Research in Psychology: A Practical Guide to Research Methods and Statistics*. Oxford: Blackwell Publishers Ltd.
- 29- Erceg-Hurn, D. M., & Mirosevich, V. M. (2008). Modern Robust Statistical Methods: An Easy Way to Maximize the Accuracy and Power of Your Research. *American Psychologist*, 63(7), 591-601.

- 30- Finch, S., Cumming, G., & Thompson, N. (2002). Past and Future APA Guidelines for Statistical Practice. *Theory & Psychology*, 23, 1-33.
- 34- Hamilton, B. L. (1976). A Monte Carlo Test of the Robustness of Parametric and Nonparametric Analysis of Covariance against Unequal Regression Slopes. *Journal of the American Statistical Association*, 71(356), 864-869.
- 35- Harwell, M. R. (1988). Choosing Between Parametric and Non-Parametric Tests. *Journal of Counseling and Development*, 67, 35-38.
- 36- Harwell, M. R. (1990). A General Approach to Hypothesis Testing for Nonparametric Tests. *Journal of Experimental Education*, 58(2), 143-156.
- 37- Harwell, M. R. (1991). Completely Randomized Factorial Analysis of Variance Using Ranks. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 44, 383-401.
- 38- Harwell, M. R., & Serlin, R. C. (1988). An Empirical Study of a Proposed Test of Non-parametric Analysis of Covariance. *Psychological Bulletin*, 104 (2), 268-281.
- 39- Harwell, M. R., & Serlin, R. C. (1989). A Non-parametric Test Statistic for the General Linear Model. *Journal of Educational Statistics*, 14(4), 351-371.
- 40- Harwell, M. R., & Serlin, R. C. (2001). Review of Non-parametric Tests for Complex Experimental Designs in Educational Research. Paper Presented at the Annual Meeting of the American Educational Research Association (Seattle, WA, April 24-28).
- 41- Headrick, T. C. (1997). Type I Error and Power of the Rank Transform Analysis of Covariance (ANCOVA) in a 3 x 4 Factorial Layout. Unpublished Doctoral Dissertation, Wayne State University, Detroit, MI.
- 42- Headrick, T. C., & Sawilowsky, S. S. (2000). Properties of the Rank Transformation in Factorial Analysis of Covariance. *Communications in Statistics: Simulation and Computation*, 29(4), 1059-1087.
- 43- Headrick, T. C., & Vineyard, G. (2001). An Investigation of Four Tests for Interaction in the Context of Factorial Analysis of Covariance. *Multiple Linear Regression*

Viewpoints, 27(2), 3-15.

- 44- Hettmansperger, T. P. (1984). *Statistical Inference Based on Ranks*. New York: Wiley.
- 45- Hsu, T. (1983). *The Robustness of ANCOA to the Violation of Various Assumptions: A Review of Recent Studies*. Paper Presented at the Annual Meeting of the American Educational Research Association (Monteral, Canada).
- 46- Huber, P. J. (1981). *Robust Statistics*. New York: John Wiley & Sons, Inc.
- 47- Huberty, C. J. (1994). *Applied Discriminant Analysis*. New York: John Wiley & Sons.
- 48- Keppel, G. (1982). *Design & Analysis: A Researcher's Handbook* (2nd ed.). Englewood Cliffs, New Jersey: Prentice-Hall, Inc.
- 49- Kerlinger, F. N., & Pedhazur, E. G. (1973). *Multiple Regression in Behavioral Research*. New York: Holt, Rinehart and Winston, Inc.
- 50- Keselman, H. J., Huberty, C. J., Lix, L. M., Olejnik, S., Cribbie, R. A., Donahue, B., Kowalchuk, R., Lowman, L. L., Petoskey, M. D., Keselman, J. C., & Levin, J. R. (1998). *Statistical Practices of Educational Researchers: An Analysis of Their ANOVA, MANOVA, and ANCOVA Analysis*. *Review of Educational Research*, 68(3), 350-386.
- 50- Kim, S. (2007). *Type I Error Rate and Statistical Power of ANCOVA, Potthoff's Modified Johnson-Neyman Method, and Wilcox Trimmed-Mean Method in Randomized Two-Group Experiment Design*. Unpublished Doctoral Dissertation, University of Georgia, Georgia.
- 51- Kim, S. (2010). *Alternatives to Analysis of Covariance for Heterogeneous Regression Slopes in Educational Research*. *Korean Journal of Teacher Education*. 26(1); 73-91.
- 52- Kisbu-Sakarya, Y., MacKinnon, D. P., & Aiken, L. S. (2013). *A Monte Carlo Comparison Study of the Power of the Analysis of Covariance, Simple Difference, and Residual Change Scores in Testing Two-Wave Data*. *Educational and Psychological Measurement*. 73(1), 47-62.

- 52- Koch, G. G., Tangen, C. M., Jung, J.-W., & Amara, I. A. (1998). Issues for Covariance Analysis of Dichotomous and Ordered Categorical Data from Randomized Clinical Trials and Non-Parametric Strategies for Addressing Them. *Statistics in Medicine*. 17, 1863-1892.
- 53- Koti, K. M. (1995). A Note on Rank-Set Sampling. Technical Report (95-01). Department of Statistics. The Pennsylvania State University.
- 54- MacDonald, P. (1999). Power, Type I Error, and Type II Error Rates of Parametric and Non-parametric Statistical Tests. *The Journal of Experimental Education*. 67(4), 367-379.
- 55- McKean Scharder (1980).
- 56- McSweeney, M., & Porter, A. C. (1971). Small Sample Properties of Nonparametric Index of Response and Rank Analysis of Covariance. Paper Presented at the Annual Meeting of the American Educational Research Association (New York, January).
- 57- Micceri, T. (1989). The Unicorn, the Normal Curve, and other Improbable Creatures. *Psychological Bulletin*. 105(1), 156-166.
- 58- Nakonezny, P. A., & Shull, R. D. (2007). JAMSM26: Hettmansperger and McKean Linear Model Aligned Rank Test for the Single Covariate and One-Way ANCOVA Case (SAS). *Journal of Modern Applied Statistical Methods*. 6(1), 336-340.
- 59- Olejnik, S. F., & Algina, J. (1983). Parametric ANCOVA vs. Rank Transform ANCOVA When Assumptions of Conditional Normality and Homoscedasticity Are Violated. ERIC Number: ED231882.
- 60- Olejnik, S. F., & Algina, J. (1984). Parametric ANCOVA and the Rank Transform ANCOVA When the Data are Conditionally Non-normal and Heteroscedastic. *Journal of Educational Statistics*. 9(2), 129-149.
- 61- Olejnik, S. F., & Algina, J. (1985). A Review of Non-parametric Alternatives to Analysis of Covariance. *Evaluation Review*, 9(1), 51-83.
- 62- Olejnik, S. F., Algina, J., & Abdel-Fattah, A. (1987). An Analysis of Statistical Power for Parametric ANCOVA and Rank Transform ANCOVA. *Communications in Statistics: Theory and Methods*, 16(7), 1923-1949.

- 63- Park, H. M. (2010). Hypothesis Testing and Statistical Power of a Test. Working Paper. The University Information Technology Services (UITS) Center for Statistical and Mathematical Computing, Indiana University. <http://www.indiana.edu/>.
- 64- Puri, M. L., & Sen, P. K. (1969a). Analysis of Covariance Based on General Rank Scores. *The Annals of Mathematical Statistics*, 40 (2), 610-618.
- 65- Puri, M. L., & Sen, P. K. (1969b). A Class of Rank Order Test for General Linear Hypothesis. *The Annals of Mathematical Statistics*. 40, 1325-1343.
- 66- Quade, D. (1967). Rank Analysis of Covariance. *Journal of the American Statistical Association*. 62(320), 1187-1200.
- 67- Rheinheimer, D. C., & Penfield, D. A. (2001). The Effects of Type I Error Rate and Power of the ANCOVA "F" Test and Selected Alternatives under Non-normality and Variance Heterogeneity. *Journal of Experimental Education*, 69(4), 373-391.
- 68- Rogosa, D. (1980). Comparing Nonparallel Regression Lines. *Psychological Bulletin*. 88 (2), 307-321.
- 69- Sawilowsky, S. S., & Fahoome, G. (2000). Review of Twenty Non-parametric Statistics and Their Large Sample Approximations. Paper Presented at the Annual Meeting of the American Educational Research Association (New Orleans, LA, April 24-28).
- 70- Seaman, S. (1984). Type I Error Probabilities and Power of the Rank and Parametric ANCOVA Procedures. Paper Presented at the Annual Meeting of the American Educational Research Association (68th, New Orleans, LA, April 23-27).
- 71- Seaman, S., Algina, J., & Olejnik, S. F. (1985). Type I Error probabilities and Power of the Rank and Parametric ANCOVA Procedures. *Journal of Educational Statistics*, 10(4), 345-367.
- 72- Shirley, E. A. C. (1981). A Distribution-Free Method for Analysis of Covariance Based on Ranked Data. *Journal of the Royal Statistical Society*, 30 (2), 158-62.
- 73- Shirley, E. A. C., & Newnham, P. (1984). The Choice between Analysis of Variance and Analysis of Covariance with Special Reference to the Analysis of Organ

- Weights in Toxicology Studies. *Statistics in Medicine*. 3(1), 85-91.
- 74- Shull, R. D., & Nakonezny, P. A. (2002). Power Curves and SAS Code to Aid in Selecting and Calculating Non-parametric ANCOVA Procedures. *Statistics in an Area of Technological Change*. 12(1), 13-25.
- 75- Wang, L., & Akritas, M. G. (2006). Testing for Covariate Effects in the Fully Nonparametric Analysis of Covariance Model. *Journal of the American Statistical Association*. 111(474), 722-736.
- 76- Young, S. G., & Bowman, A. W. (1995). Non-parametric Analysis of Covariance. *Biometrics*. 51, 920-931.
- 77- Zimmerman, D. W. (1996). A Note on Homogeneity of Variance of Scores and Ranks. *The Journal of Experimental Education*. 64, 351-362.
- 78- Zink, R. C., & Koch, G. G. (2012). NParCov3: A SAS/IML Macro for Nonparametric Randomization-Based Analysis of Covariance. *Journal of Statistical Software*. 50(3): Published Online.

**Investigating Distributional Properties
of Some Nonparametric Alternatives to the Parametric Analysis of
Covariance Test**

By

**Mahsoub Abdel Kader Al Dowy Hassan
Associated Professor of Educational Psychology
Educational Psychology Department
Qena Faculty of Education
South Valley University**

The current study aimed at investigating the distributional properties (type I, II error rates, robustness, and statistical power) of seven nonparametric alternatives to the parametric ANCOVA test those suggested by (1) Quade (1967); (2) Shirley (1981); (3) Burnett and Barr (1977); (4) McSweeney and Porter (1971); (5) Puri-Sen-Harwell-Serlin (1985); (6) Hettmansperger (1984); and (7) Puri-Sen (1969a).

The researcher used an empirical data collected by measuring achievement in a training program (stress management) within the Pathways for Higher Education project. The sample size was delimited to (701) students who participated in winter and summer sessions. The researcher derived many sample sizes according to the requirements of the data analysis to study the effects of using three training strategies (cooperative learning strategy, KWL strategy, brain storming strategy) on achievement by using unbalanced design including variety of sample sizes (very small, small, medium, large, and very large).

The study results indicated that: the parametric ANCOVA and the seven nonparametric alternatives showed similar performance leading to reject the null hypothesis. The parametric ANCOVA and the seven nonparametric alternatives showed inflation in the Type I error rates under all the conditions as the actual Type I error rate was considerably greater than the nominal Type I error rate except the second condition. The parametric ANCOVA and the seven nonparametric alternatives appeared not to be robust for unequal group sizes except Hettmansperger test which appeared to be near the maximum bound of liberal criteria for robustness under the second condition. Also, the results indicated that the statistical power of the seven nonparametric alternatives increased as the sample size increased, is usually more powerful than the parametric ANCOVA under all the conditions, and the parametric ANCOVA test showed only (acceptable, valuable) statistical power respectively under the second and fifth conditions.

The obtained results showed the importance and usefulness of the nonparametric ANCOVA alternatives in the research field, particularly for the analysis of experiments, where the errors are not normally distributed.