دار المنظومة
DAR ALMANDUMAH
الرواد في قواعد المعلومات العربية

العنوان:	تأثير عدد بدائل ليكرت على الخصائص السيكومترية للمقياس النفسي وافتراضات التصميم العاملي ثنائي الاتجاه
المصدر:	مجلة الارشاد النفسى -مصر
المؤلف الرئيسي:	علي، حجاج غانم أحمد
مؤلفين آخرين:	حسن، ياسر عبدالله حفني(م. مشارك)
المجلد/العدد:	ع 29
محكمة:	نعم
التاريخ الميلادي:	2011
الشهر:	سبتمبر
الصفحات:	56 - 131
رقم MD:	129667
نوع المحتوى:	بحوث ومقالات
قواعد المعلومات:	EduSearch
مواضيع:	التحليل التوكيدي، المقاييس النفسية، القياس النفسي، تدريج ليكرت، علم النفس التربوي، التحليل العاملي، مفهوم الذات، جمع البيانات، البيانات الإحصائية، الدراسات الإحصائية، التباين الثنائي، التباين الثلاثي، البحوث التربوية، البحوث النفسية، الرسائل الجامعية
رابط:	http://search.mandumah.com/Record/129667

© 2016 دار المنظومة. جميع الحقوق محفوظة.
هذه المادة متاحة بناء على الإتفاق الموقع مع أصحاب حقوق النشر، علما أن جميع حقوق النشر محفوظة. يمكنك تحميل أو طباعة هذه المادة للاستخدام الشخصي فقط، ويمنع النسخ أو التحويل أو النشر عبر أي وسيلة (مثل مواقع الانترنت أو البريد الالكتروني) دون تصريح خطي من أصحاب حقوق النشر أو دار المنظومة.

تأثير عدد بدائل ليكرت على الخصائص السيكومترية للمقياس النفسي وافتراضات التصميم العاملي ثنائي الاتجاه

إعداد

د / حجاج غانم أحمد على

أستاذ علم النفس التربوي المشارك

كلية التربية – جامعة القصيم – السعودية

د / ياسر عبدالله حفني حسن

مدرس علم النفس التربوي

كلية التربية بقنا جامعة جنوب الوادي

ملخص الدراسة

هدفت الدراسة الحالية إلى التعرف على أثر عدد بدائل تدريج Likert على الخصائص السيكومترية للمقياس النفسي متمثلة في : معامل Alpha-Cronbach كممثل لثبات المقياس ، والتحليل العاملي التوكيدى والفروق في الاتساق الداخلي كممثلين لصدق التكوين الفرضي ، وتأثير ذلك على اعتدالية وتجانس بيانات مجموعات وخلايا التصميم العاملي ثنائي الاتجاه المترتبة على تطبيق مقياس مفهوم الذات إعداد (صلاح الدين أبو ناهية ، ١٩٩٩) ذي الثلاثة بدائل من تدريج Likert ، وصورتين مقترحتين له (صورة ثنائية البدائل وصورة خماسية البدائل) ، وتم تطبيق المقياسين على (٥٨٧) طالب جامعي بكلية التربية بقنا – جامعة جنوب الوادي ، بالأقسام المختلفة العلمية والأدبية ، ولمعالجة الفروض الثلاثة للدراسة الحالية تم استخدام الأساليب الإحصائية التالية [معامل ثبات Alpha-Cronbach – معادلة (Feldt et al., 1987) لمقارنة معاملى ثبات ألفا لمجموعتين مرتبطتين – معامل ارتباط بيرسون– التحليل العاملى التوكيدى – مؤشرات جودة المطابقة – معادلة (Reynolds, 2000) للتعرف على دلالة الفروق بين الاتساقات الداخلية للمقياس عبر المجموعات – معامل الالتواء للتحقق من شرط الاعتدالية –اختبار Levene للتحقق من شرط التجانس– اختبار ف٢×٢ للقياسات المستقلة] ولقد تم استخدام كل من برنامج SPSS ، وبرنامج Amos 3.6 ، وبرنامج Excel لتنفيذ هذه الأساليب الإحصائية ، وتم التوصل إلى العديد من النتائج يمكن إجمالها في أن المقياس الأصلي ذي الثلاثة بدائل وصورته ذات الخمسة بدائل اللذين يتسمان بوجود نقطة متوسطة حظيا بثبات اتساق داخلي أفضل مقارنة بالصورة ثنائية البدائل ،كما لم يحقق المقياس الأصلي أو أي صورة من صورتيه درجات مقبولة من صدق التكوين الفرضي ، وبالرغم من أن المقياس الأصلي فقط هو الذي حقق شرطي الاعتدالية والتجانس معاً اللازمين لتطبيق اختبار ف٢×٢ إلا أنه تم تقديم مجموعة من التوصيات دارت حول الحذر من التعامل البارامتري مع بيانات تدريج Likert نظراً للطبيعة الرتبية التي تميِّز التدريج ، وتحتوى الدراسة على (٨٤) مرجع ، (١٣) جدول .

تأثير عدد بدائل ليكرت على الخصائص السيكومترية للمقياس النفسي وافتراضات التصميم العاملي ثنائي الاتجاه

إعداد

د / حجاج غانم أحمد على
أستاذ علم النفس التربوي المشارك
كلية التربية – جامعة القصيم – السعودية

د / ياسر عبدالله حفني حسن
مدرس علم النفس التربوي
كلية التربية بقنا جامعة جنوب الوادي

مقدمة الدراسة :

تُعد المقاييس النفسية من أساليب جمع البيانات التي تُعين الفاحص أو المهتم أو المسئول للتوصل لمعلومات تكون نقطة انطلاق لتصميم البرامج التربوية و العلاجية ، وهناك أنواع عديدة من هذه المقاييس ، منها المقاييس ذات الأداء الأقصى التي تقيس جوانب معرفية وعقلية في الشخصية مثل مقاييس الذكاء و مقاييس الاستعدادات و مقاييس التحصيل ، ومقاييس القدرات الخاصة كالتذكر والانتباه والإدراك والابتكار ، والنوع الآخر المقاييس ذات الأداء المميز التي تقيس جوانب انفعالية ومزاجية واجتماعية في الشخصية مثل مقاييس الميول والاتجاهات والقيم والدافعية وغيرها من المقاييس الشبيهة .

وتعد المقاييس ذات تدريج " ليكرت " Likert – نسبة لمؤسسها عالم النفس الأمريكي Likert Rensis – من أنواع المقاييس ذات الأداء المميز ، وهى نوع من المقاييس التي تنتمي لطريقة التقرير الذاتي وتختص بقياس السمات الشخصية والانفعالية في الشخصية ، بالإضافة إلى قياس الاتجاهات والميول ، وتُقدَّر استجابة المفحوص لبنود المقياس بناءً على اختياره بديل من عدة بدائل مقابلة لكل بند .

فلقد أشار (Narli, 2010, 520) نقلاً عن Tavsancil إلى أن هناك طرق عديدة لقياس الاتجاهات والسمات منها تدريج المسافة الاجتماعية لـ Bogardus ، وتدريج Thurston وتدريج Likert ، وتدريج Guttuman ، وتدريج المعنى الانفعالي لـ

Osgood ، ويعد من أشهر هذه الطرق أسلوب Likert ، ولعل سبب انتشاره يرجع إلى السهولة النسبية في إعداده وتطبيقه مقارنةً بالطرق الأخرى .

كما أوضح (Preston & Colman, 2000, 2) أن تدريجات التقدير وعلى رأسها تدريج Likert تعد أشهر أدوات القياس في علم النفس وتجويد البحث ، ويرجع ذلك إلى العديد من العوامل والتي منها صيغة مقياس التقدير نفسها بما تشمله من عدد بدائل الاستجابة .

وأضاف (Dittrich et al., 2007, 3) بالقول أن بنود تدريج Likert تستخدم بكثرة لفحص اتجاهات المستجيبين لسلسلة من العبارات أو البنود المكتوبة أو اللفظية ، فالعبارات تشكل أسئلة ومطلوب من المستجيبين التعبير عن قوة موافقتهم على العبارة وفق مقياس متدرج ، وغالباً ما يكون المقياس خماسي التدريج ويعرف بنهايتيه من ١- ٥ ، مثل " ليس كليا جاد " إلى " جاد جداً " ، " غير مهم بالمرة " إلى" مهم جداً " ، " لا أود بالمرة " إلى " أود بقوة " ، وأضافوا قائلين أن تدريج Likert أداة أساسية في علم النفس والاستبيانات الاجتماعية ، وهو أسلوب فعال لجمع المعلومات المتعلقة بالاتجاهات .

واستكمالاً للأنماط المختلفة لتدريج Likert أوضح (Bernard, 2000, 294) أن هناك أعداد مختلفة من بدائل Likert منها ٣ أو ٥ أو ٧ ، ويمكن أن يتأرجح نمط التدريج بين (الموافقة – عدم الموافقة) ، (الاستحسان – عدم الاستحسان) ، (التأييد – عدم التأييد) .

كما ذكر (فؤاد أبو حطب ، آمال صادق ، ١٩٩١ ، ١٤٩-١٥٣) أن هناك أعداد مختلفة من قوائم تقدير الاستجابة منها ٣ أو ٥ ، ويمكن أن تكون ٧ أو ٩ أو ١١ أو أكثر من ذلك ، إلا أن الشائع لعدد الفئات كحد أقصى هو العدد ٧ ، وفي جميع الأحوال يجب أن يكون العدد فردياً لتوفير نقطة التوسط في المقياس .

وأوضح (Flamer, 1983, 278) أن نمط الاستجابات الثنائية Binary Responses (أوافق- لا أوافق) هي أقل صيغة ممكنة من تدريج Likert .

وأضاف (DeVellis, 2003, 84) بالقول أن نمط الاستجابات الثنائية يتيح للمفحوص أن يختار بين خيارين ثنائيين لكل بند (أوافق – لا أوافق) ، وفيها يقوم المفحوصون بمراجعة كل الصفات على القائمة والتي يشعرون بأنها تنطبق عليهم ؛ أو ربما

يُطالَبون بوضع (نعم – لا) على قائمة من ردود الأفعال الانفعالية التي يتعرضون لها في موقف معين .

كما يشغل عدد بدائل الاستجابة ذهن الباحثين باستمرار ، وقد يكون بالنسبة لهم مصادراً للارتباك والحيرة ، والذي قد يفضي بدوره إلي تخفيض أو تقليل معدلات الاستجابة ، لذا يتجه بعض الباحثين إلي اختيار عدد بدائل الاستجابة الأقل رغبة منهم في سهولة التصحيح ، وكذلك سهولة إدخال البيانات وتحليلها وتفسيرها (Birkett , 1986, 488) .

وبذلك نجد أنه ليس هناك عدد ثابت من بدائل تدريج Likert وهذا ما أوضحه (Clason & Dormody, 1994) نقلاً عن Likert بالقول أن ألفاظ البدائل وكذلك عدد البدائل أمر مفتوح لمعد المقياس .

ومن ثم يتضح أن شهرة المقاييس النفسية المبنية في ضوء تدريج Likert تجعلنا كمهتمين بالعلوم الإنسانية والاجتماعية حريصين على اتسام هذه المقاييس بالدقة والكفاءة ، والذي يعني الثقة في صحة المعلومات الناتجة عن تطبيق هذه المقاييس ، ومن ثم بداية صحيحة للتدخل التربوي والعلاجي ، ولكي تتسم المقاييس النفسية بالدقة والكفاءة والموثوقية في نتائجها يجب أن تتوافر فيها خصائص ، صنفها المهتمون بالأمر إلى نوعين من الخصائص إحداهما خصائص سيكومترية مثل الثبات والصدق والمعايير ، والأخرى خصائص بديهية مثل الشمول والموضوعية والتقنين .

وإذا كانت الخصائص البديهية للمقياس من الشروط المهمة التي يجب توافرها ويتم التحقق منها بطرق ذاتية من جانب الباحث ، فإن الخصائص السيكومترية لا تقل عنها أهمية بل يمكن أن تزيد نظراً لأن التحقق منها يتأتى بمعالجات إحصائية للبيانات الناتجة عن تطبيق المقياس .

وفي هذا الصدد ذكر (Andrew et al., 2011, 202) أن أدوات القياس يجب أن تكون صادقة وثابتة حتى يتم الثقة في البيانات الناتجة عن تطبيق هذه الأدوات لأن ثبات وصدق المقاييس يخفّض من أخطاء القياس .

كما أوضح (صلاح الدين محمود علام ، ٢٠٠٠ ، ١٣١) أن مفهوم ثبات درجات الاختبارات يُقصد به مدى خلو الدرجات من الأخطاء غير المنتظمة التي تشوب القياس ، أي مدى قياس الاختبار للمقدار الحقيقي للسمة التي يهدف لقياسها ، وتتسم

درجات الاختبار بالثبات إذا كان الاختبار يقيس سمة معينة قياساً متسقاً في الظروف المتباينة التي قد تؤدي إلى أخطاء القياس ، وبذلك يعنى الثبات الاتساق أو الدقة في القياس.

ويضيف (Streiner, 2003, 99) أن هناك أساليب عديدة يمكن من خلالها التعرف على ثبات المقياس ، لعل من أهمها وأكثرها استخداماً أسلوب " ألفا كرونباخ " Alpha-Cronbach لأنه لا يستلزم تطبيقين للمقياس ، ولا يستلزم مصححين أو أكثر ، كما أنه يتطلب جهداً أقل مقارنة بأسلوب إعادة التطبيق .

وفي هذا الصدد يرى كل من (Johnson & Christensen, 2010, 142) أن قوة معامل ألفا تكمن في تعدد استخداماته Versatility ، فهو يستخدم في حالة بنود المقياس التي تسمح بترتيب للاستجابات ، مثل المقاييس خماسية الاستجابة ، كذلك يمكن أستخدام معامل ألفا في حالة البنود ثنائية الاستجابة .

أما صدق المقياس فهو من الخصائص السيكومترية المهمة التي يجب توافرها في المقياس النفسي حتى يتم الوثوق في النتائج المترتبة عليه ، ويعنى صدق المقياس قياس الصفة التي صُمّم من أجلها ولا يقيس سمة أخرى ، فمقياس القلق يقيس القلق ولا شئ غير القلق ، ومقياس مفهوم الذات يقيس هذه السمة ولا يقيس شيئاً غيرها ، وهناك طرق عديدة يتم من خلالها التحقق من صدق المقياس منها : صدق الارتباط بمحك وصدق المحك وصدق التكوين الفرضي .

وفيما يتعلق بصدق التكوين الفرضي أوضح (Goodwin, 2009, 132) أن صدق التكوين الفرضي هو أحد أشكال التحقق من صدق الاختبار ، ونعني بالتكوين الفرضي عامل مفترض يصمم كجزء من نظرية للمساعدة في شرح ظاهرة معينة حيث لا يمكن ملاحظته بصورة مباشرة ، وإنما يُستدل عليه من السلوكيات الملاحظة ، فالذكاء الوجداني تكوين فرضي يُستدل عليه من خلال استجابة المفحوص على بنود متعلقة بالانفعالات والمشاعر ، وصدق التكوين الفرضي يعنى حقيقة قياس الاختبار للتكوينات الفرضية .

وفي الواقع ومن خلال استقراء الباحِثَيْن لصدق التكوين الفرضي وجدا طرقاً عديدة للتحقق منه ، ومن هذه الطرق : التحليل العاملي الاستكشافي – انتحليل العاملي التوكيدي –

التشابه العاملي – التمييز بين المجموعات المتضادة – تشابه الاتساق الداخلي عبر المجموعات المختلفة .

وإذا كانت هناك علاقة محتملة بين خصائص تدريج Likert وثبات وصدق المقياس ، فإنه أيضاً يُتوقع وجود علاقة بين اختيار الباحث لأدوات بحثه المبنية في ضوء تدريج Likert ، والنتائج الإحصائية المترتبة عليه من جانب آخر ، ومن هذه النتائج " تحليل التباين الثنائي " والذي يعد من الاختبارات الإحصائية التي يلجأ إليها الباحثون بكثرة في بحوثهم .

فلقد أوضح (Kaptein et al., 2010) أنه في تحليل التباين الثنائي للبيانات المبنية على تدريج Likert ، معظم الباحثين يستخدم اختبار ف٢×٢ البارامتري المستخدم لاختبار الآثار الرئيسية لمتغيرين مستقلين والتفاعل بينهما ويتم اللجوء لهذا الخيار لأنه – من وجهة نظر الباحثين– أكثر قوة وأكثر ألفة وأكثر سهولة لتنفيذه ، ولكن صدق اختبار ف٢×٢ البارامتري يعتمد على عدد من الافتراضات والتي قد تُنتهك عند معاملة بيانات ليكرت كبيانات غير رتبية ، مما يجعل الباحثين يجرون تحويلات على بيانات ليكرت للالتزام بهذه الافتراضات .

ويُعد كل من الاعتدالية والتجانس من أهم الافتراضات أو الشروط المطلوبة في عدد من الأساليب الإحصائية البارامترية ومنها تحليل التباين الثنائي .

ولذلك فإن الدراسة الحاليةُ تعد محاولة للتعرف على أثر عدد بدائل " ليكرت " على الخصائص السيكومترية للمقياس النفسي متمثلةً في : معامل " ألفا كرونباخ " كممثل لثبات المقياس ، والتحليل العاملي التوكيدى والفروق في الاتساق الداخلي كممثلين لصدق التكوين الفرضي ، وتأثير ذلك على اعتدالية وتجانس بيانات مجموعات وخلايا التصميم العاملي ثنائي الاتجاه المترتبة على تطبيق كل صورة من الصور الثلاثة للمقياس المطبق في الدراسة الحالية وهو مقياس مفهوم الذات (صورة البديلين – صورة الثلاثة بدائل – صورة الخمس بدائل) .

مشكلة الدراسة :

تعد المقاييس المبنية في ضوء طريقة ليكرت من أشهر أدوات جمع بيانات البحوث التربوية والنفسية ، والتي ما تزال تحتل مكانة متميزة في البحث السيكولوجي والتربوي

والاجتماعي ، ومن المشكلات المتعلقة بها اختيار الباحث لعدد بدائل الاستجابة أو شكلها ، فرغبة الباحث في إنهاء بحثه تجعله يلجأ لتخفيض عدد بدائل الاستجابة لضمان سهولة التصحيح وسهولة إدخال البيانات وسهولة تفسير النتائج دون اعتبار لمرجعية علمية في هذا الإطار (Chomeya, 2010, 399-400) .

كما كَثُر استخدام الباحثين لمقاييس التقدير ذات البدائل المختلفة المعتمدة على تدريج Likert ، فهناك من يصمم مقياسه وفقاً لثلاثة بدائل ، وهناك من يصمم مقياسه وفقاً لأربعة بدائل وهناك من يصمم مقياسه وفقاً لخمسة بدائل ، وهناك من يصمم مقياسه لعدد بدائل أكثر من ذلك ، لكن ما هو العدد الأمثل لعدد البدائل الذي يعطي نتائج يمكن الوثوق فيها ؟

وفي المقابل ظهرت حالة خاصة من مقاييس تدريج Likert تعتمد على الاستجابة الثنائية للمفحوص بتخييره بين بديلين (نعم – لا) أو (أوافق – لا أوافق) أو غيرها من الاستجابات الثنائية ، والتساؤل الذي يمكن طرحه هنا : هل الاستجابات الثنائية تعطى نتائج أكثر موثوقية من الاستجابات المتعددة ؟

فلقد أشار (Maydeu-Olivares et al., 2009, 295) أن أي باحث يود تصميم مقياس تقدير سلوكي يُواجَه بالسؤال المهم ألا وهو : ما عدد البدائل الأمثل الذي يحقق أفضل خصائص سيكومترية .

وأيَّده في ذلك (Kim, 2010, 916) الذي أشار إلى أن عدد البدائل يعتبر عنصر مهم وحيوي في تصميم المقياس .

كما أوضح (Jacoby & Mattell, 1971, 495) أن السؤال الرئيسي الذي يدور حول أي مقياس تقدير هو العدد الأمثل من بدائل الاستجابة ، ولذلك كان بحثهما معنون بـ " مقاييس ليكرت ذات الثلاثة بدائل تعد جيدة بشكل كاف " Likert Scales Three-Point Are Good Enough ، ولكن في الوقت نفسه نقلا عن Komorita and Graham قولهما بأن السهولة في التطبيق والتصحيح تدفع الباحثين إلى استخدام المقاييس والاستبيانات ذات الاستجابات الثنائية .

ولكن أوضح (Cox III, 1980, 420) أن المقاييس ذات البديلين أو الثلاثة بدائل تكون غالباً غير ملائمة من حيث عدم قدرتها على نقل المعلومات عن المفحوص فهي تقيِّد

المفحوصين ، كما أن استخدام عدد بدائل فردي بدلاً من زوجي يعد أفضل ، ولذلك فضّل أن يكون عدد البدائل مساوياً لـ ٧±٢ بمعنى أنه محصور بين ٥ و ٩ .

كما ذكر (Cao et al., 2007, 308) أن عدد بدائل الاستجابة في تدريج Likert غالباً يكون ٥ ، ولكن يمكن أن تتغير إلى أعداد أخرى من البدائل تتراوح بين ٢ إلى ٢٠ بديل .

وفي ضوء هذا التفاوت في عدد بدائل تدريج Likert ، وعدم وجود اتفاق حول العدد الأمثل له والذي يعطى نتائج يمكن الاعتماد عليها ، دفع الباحثين إلى دراسة أثر عدد البدائل على كفاءة القياس المتمثل في ثباته وصدقه ، ويتفحص الباحثَيْن لنتائج هذه الدراسات تم إيجاد نتائج مختلفة ، فبعضها توصل إلى وجود تأثير إيجابي لزيادة عدد البدائل على ثبات معامل Alpha-Cronbach (Ray, 1980 ؛ Birkett, 1986 ؛ نورة صالح المحيميد ، ١٩٩٩ ؛ Preston & Colman, 2000 ؛ سعيد حسن الغامدي ، ٢٠٠٣ ؛ Adelson & McCoach, 2010 ؛ Chomeya, 2010 ؛ Kim, 2010) ، وبعض منها توصل إلي تأثير سلبي لعدد البدائل على ثبات معامل Alpha-Cronbach (Chang, 1993) ، بينما توصلت دراسات أخرى إلى عدم وجود علاقة بين عدد البدائل وثبات معامل Alpha-Cronbach (Jacoby & Matell, 1971 ؛ حسين أحمد العكام ،١٩٩٥؛ محمد حسين سعيد ، ٢٠٠٧ ؛ محسوب عبدالقادر الضوي ،٢٠١١) ، كما توجد دراسات توصلت إلى عدم وجود تأثير لزيادة عدد البدائل على دلائل أخرى للثبات مثل معامل ثبات إعادة تطبيق الإختبار (Dolnicar & Grun,2007 ; Grassi et al., 2007 ; Kulas et al., 2008)، وفي المقابل هناك دراسات توصلت إلى وجود تأثير إيجابي لزيادة عدد البدائل على معامل ثبات إعادة تطبيق الإختبار(Preston & Colman, 2000) ، هذا من جانب ومن جانب آخر توجد دراسات توصلت إلى وجود تأثير إيجابي لزيادة عدد البدائل على الصدق العاملي التوكيدي (Flamer, 1983; Hadge & Gillespie, 2003) ، كما توجد دراسات توصلت إلى وجود تأثير إيجابي لزيادة عدد البدائل على الصدق التمييزي (Preston & Colman, 2000; Chomeya, 2010) ، ودراسات أخرى توصلت إلى وجود تأثير إيجابي لزيادة عدد البدائل على صدق المحك (Preston & Colman, 2000) ، وفي

المقابل توجد دراسات أخرى توصلت إلى تأثير سلبي لعدد البدائل على الصدق العاملي التوكيدي (Chang, 1993; Kim, 2010) ، كما توجد دراسات أخرى توصلت إلى تأثير سلبي لعدد البدائل على الصدق العاملي الاستكشافي (Kim, 2010) ، ودراسات أخرى توصلت إلى عدم وجود علاقة بين عدد البدائل والصدق التلازمي للمقياس (Jacoby & Matell, 1971 ؛ سعيد حسن الغامدي ، ٢٠٠٣) ، فضلاً عن وجود دراسات أخرى توصلت إلى عدم وجود علاقة بين عدد البدائل والصدق العاملي الاستكشافي (Dolnicar & Grun, 2007; Grassi et al. 2007; Adelson & McCoach, 2010) ، ودراسات أخرى توصلت إلى عدم وجود علاقة بين عدد البدائل والصدق التنبؤي (Jacoby & Matell, 1971) ، ودراسات أخرى توصلت إلى عدم وجود علاقة بين عدد البدائل وصدق الارتباط بمحك (Kulas et al., 2008) ، ودراسات أخرى توصلت إلى عدم وجود علاقة بين عدد البدائل والصدق العاملي التوكيدي (Maydeu-Olivares et al., 2009).

ويبدو من النتائج السابقة أن عدم الاتفاق حول العدد الأمثل لبدائل تدريج Likert والذي يوفر قدراً ملائماً من الثبات والصدق ما زال قائماً ، ومن ثم فإن من بين أهداف الدراسة الحالية السعي للتعرف على العلاقة بين عدد بدائل تدريج Likert وثبات وصدق المقياس النفسي .

وإذا كان من المهم التعرف على تأثير عدد بدائل تدريج Likert على ثبات وصدق المقياس النفسي ، فإن التساؤل الذي يمكن طرحه هنا هل تؤثر عدد بدائل تدريج Likert على اعتدالية وتجانس البيانات كشرطين مهمين في تحليل التباين الثنائي ؟ بمعنى هل إذا تغيرت صياغة المقياس من صيغة ذات بديلين لتدريج Likert إلى صيغة ذات ثلاثة بدائل أو خمسة بدائل ستتغير اعتدالية أو تجانس البيانات أو (كليهما) ؟

وخصوصاً وأن هناك تنوع ظهر في الأساليب الإحصائية التي تتعامل مع البيانات المعتمدة على تدريج Likert كبيانات رتبية ، وهو ما يفرض تساؤلاً بأثر ذلك على توافر شرطي الاعتدالية والتجانس (Clason & Dormody, 1994) .

ولذلك أوصى (Kahler et al., 2008) بضرورة زيادة عدد البدائل ، واستخدام حجم عينة كبير إذا أردنا معالجة البيانات الناتجة عن تدريج Likert باستخدام اختبار ف- البارامتري ٢×٢ ، حتى نوفر شرطي الاعتدالية والتجانس .

كما ظهرت العديد من الدراسات التي هدفت للتعرف على تأثير صيغة تدريج Likert ذات الطبيعة الرتبية على الافتراضات المطلوبة لتطبيق الأساليب الإحصائية وما يتبعها من نتائج ، فلقد توصلت دراسة (Russell & Bobko, 1992) إلى أن استخدام مقياس متصل يعطي حجم تأثير في تحليل الانحدار أعلى من استخدام مقياس معتمد على تدريج Likert المتقطع لنفس السمة المُقاسة ، ودراسة (Kahler et al., 2008) التي اهتمت بمقارنة نتائج الأسلوب البارامتري لتحليل التباين الثنائي الناتجة من معاملة بيانات تدريج Likert كبيانات متصلة وما تتطلبه من توافر شرطي الاعتدالية والتجانس ونتائج أسلوبين لابارامترين بديلين لتحليل التباين الثنائي الناتجة من معاملة بيانات تدريج Likert كبيانات رتبية ، وتوصلت إلى أن استخدام بدائل لابارامترية في حالة بيانات تدريج Likert يعطي نتائج موثوقية أفضل ، كما حاول كل من (Winter & Dodou, 2010) التعرف على تأثير تدريج Likert الخماسي على قوة اختبارين إحصائيين أحدهما بارامتري وهو اختبار " ت " الذي يتطلب توافر شرطي الاعتدالية والتجانس والآخر لابارامتري وهو اختبار " مان – وتنى " و توصلا من بحثهما إلى أن الاختبارين يعطيا نتائج متكافئة ، كما توصلت دراسة (Hecke, 2010) إلى أنه في حالة الأحجام الصغيرة والبيانات المعتمدة على تدريج Likert يعطي اختبار " كروسكال– وليس " نتائج أكثر موثوقية من اختبار تحليل التباين أحادي الاتجاه ، كما أوضحت دراسة (Kaptein et al., 2010) أن ٨٠,٦ % من الدراسات التي استخدمت مقاييس معتمدة على تدريج Likert اعتمدت في تحليل البيانات على اختبارات بارامترية مثل " T-test " ، " Anova " ، وأن ٨,٣% منها اعتمدت على اختبارات لا بارامترية ، وتوصلت إلى أن الأساليب اللابارامترية أكثر فعالية من الأساليب البارامترية في تحليل البيانات المعتمدة على تدريج Likert ، و دراسة (Kim, 2010) التي توصلت إلى أن عدد بدائل تدريج Likert يؤثر على نتيجة اختبار " ت " ، ودراسة (Weijters et al., 2010) التي توصلت إلى أن الصياغة اللفظية لبدائل تدريج Likert تؤثر على نتائج الانحدار البسيط .

ولذلك هناك علامات استفهام فيما يختص بعلاقة البيانات المعتمدة على تدريج Likert باعتدالية وتجانس البيانات والنتائج الإحصائية المترتبة على ذلك ، وهذا ما دعا (Narli, 2010) إلى استخدام طريقة بديلة لتدريج Likert في تقدير السلوك تُسمى طريقة

تحليل بيانات المجموعات الخام ، وتوصل إلى فاعليتها في إعطاء معلومات يمكن فهمها وتفسيرها عن خصائص المستجيبين .

مما سبق يمكن بلورة مشكلة الدراسة الحالية في محاولة الإجابة عن السؤال الرئيسي التالي : هل يوجد تأثير لعدد بدائل ليكرت على ثبات وصدق المقياس النفسي ، واعتدالية وتجانس البيانات اللازمين لتطبيق اختبار ف٢×٢ ؟ ، ويتفرع من هذا السؤال الرئيسي الأسئلة الفرعية التالية :-

١- هل يوجد تأثير لمتغير عدد بدائل تدريج Likert لبنود مقياس مفهوم الذات (ذي البديلين - ذي الثلاثة بدائل - ذي الخمسة بدائل) على معاملات ثبات Alpha -Cronbach للمقياس الكلي وأبعاده الأربعة (مفهوم الذات الأكاديمي - مفهوم الذات الجسمي - مفهوم الذات الاجتماعي - الثقة بالنفس) .

٢- هل يوجد تأثير لمتغير عدد بدائل تدريج Likert لبنود مقياس مفهوم الذات (ذي البديلين - ذي الثلاثة بدائل - ذي الخمسة بدائل) على صدق التكوين الفرضي للمقياس .

٣- هل يوجد تأثير لمتغير عدد بدائل تدريج Likert لبنود مقياس مفهوم الذات (ذى البديلين - ذي الثلاثة بدائل - ذي الخمسة بدائل) على اعتدالية وتجانس بيانات مجموعات وخلايا التصميم العاملي ثنائي الاتجاه .

أهمية الدراسة :

تأتي أهمية الدراسة الحالية في ضوء الجوانب التالية :

١- تحظى طريقة Likert في التقدير بأهمية كبيرة ، ويتم الاعتماد عليها بكثرة بواسطة الباحثين في المجال النفسي والتربوي والاجتماعي .

٢- تسعى الدراسة الحالية إلى التوصل إلى أفضل عدد من بدائل تدريج Likert ، وهذا في حد ذاته قد يفيد الباحثين في تصميم المقاييس النفسية .

٣- يعد حساب ثبات وصدق درجات أدوات القياس ونتيجة تحليل التباين الثنائي المترتبة

عليهما ، أمراً حيوياً للباحثين ومؤشراً مهماً من المؤشرات الدالة علي صلاحية أدوات القياس لاستخدامها في جمع البيانات عن المتغيرات المرد قياسها .

٤- تهتم الدراسة الحالية بالتعرف على تأثير عدد بدائل تدريج Likert على توافر أهم افتراضين من افتراضات تحليل التباين وهما الاعتدالية والتجانس ، مما قد يوجه الباحثين إلى مراعاة ذلك في المعالجات الإحصائية .

٥- يتم في الدراسة الحالية إعداد صورتين مقترحتين من مقياس مفهوم الذات للراشدين تعتمد على بدائل مختلفة من تدريج Likert ، والتي قد توجه الباحثين إلى مزيد من الدراسات والبحوث عليهما .

أهداف الدراسة :

تسعى الدراسة الحالية إلى تحقيق الأهداف التالية :

١. التعرف على تأثير متغير عدد بدائل تدريج Likert لبنود مقياس مفهوم الذات (ذي البديلين – ذي الثلاثة بدائل – ذي الخمسة بدائل) على معاملات ثبات Alpha-Cronbach للمقياس الكلي وأبعاده الأربعة (مفهوم الذات الأكاديمي – مفهوم الذات الجسمي – مفهوم الذات الاجتماعي – الثقة بالنفس) .

٢. التعرف على تأثير متغير عدد بدائل تدريج Likert لبنود مقياس مفهوم الذات (ذي البديلين – ذي الثلاثة بدائل – ذي الخمسة بدائل) على صدق التكوين الفرضي للمقياس .

٣. التعرف على تأثير متغير عدد بدائل تدريج Likert لبنود مقياس مفهوم الذات (ذي البديلين – ذي الثلاثة بدائل – ذي الخمسة بدائل) على اعتدالية وتجانس بيانات مجموعات وخلايا التصميم العاملي ثنائي الاتجاه .

مصطلحات الدراسة :

١- عدد بدائل ليكرت : هي عدد من الاستجابات توضع أمام كل عبارة من عبارات مقياس مفهوم الذات موضوع الدراسة ، وعلى أساس اختيار المفحوص لاستجابة معينة يتحدد درجة امتلاكه للمضمون أو المعنى الذي ترمى إليه العبارة ، وهو من المتغيرات المستقلة للدراسة وله ثلاثة مستويات (مقياس ذي بديلين " نعم – لا " ، مقياس ذي

ثلاثة بدائل " نعم – إلى حد ما – لا " ، مقياس ذي خمسة بدائل " نعم – غالباً – إلى حد ماً – نادراً – لا " .

٢- ثبات المقياس : هو استقرار درجات المقياس عند إعادة تطبيقه وهو من المتغيرات التابعة في الدراسة الحالية ، ويتم الحصول عليه في الدراسة الحالية بمعامل Alpha-Cronbach.

٣- صدق المقياس : هو إعطاء المقياس لدرجة تعبر بالفعل عن الصفة المقاسة ، وهو من المتغيرات التابعة في الدراسة الحالية ويتم الحصول عليه في الدراسة الحالية باستخدام صدق التكوين الفرضي .

٤- تحليل التباين الثنائي ٢×٢ : هو أحد أنواع تحليل التباين العاملي ويهدف إلى التعرف على أثر متغيرين مستقلين ، كل متغير له مستويين على متغير تابع معين ، ويتم إجراؤه في الدراسة الحالية بالتعرف على تأثير متغيري : النوع (ذكر – أنثى) × التخصص (علمي – أدبي) على مفهوم الذات .

٥- اعتدالية البيانات : هى خضوع بيانات مجموعات (الذكور – الإناث – العلمي – الأدبي) وخلايا (الذكور العلمي – الذكور الأدبي – الإناث العلمي – الإناث الأدبي) التصميم العاملي ثنائي الاتجاه للتوزيع الطبيعي وتُعد من شروط تطبيق العديد من الأساليب الإحصائية البارامترية ومنها اختبار ف٢×٢ ، وتُحدد في الدراسة الحالية بمعامل الالتواء ، حيث أن وقوع معامل الالتواء في المدى (±٣) يعد دليلاً على اعتدالية البيانات .

٦- تجانس البيانات : هى تساوي تباينات بيانات مجموعات وخلايا التصميم العاملي ثنائي الاتجاه ، ويُعد من شروط تطبيق العديد من الأساليب الإحصائية البارامترية ومنها اختبار ف٢×٢ ، ويُحدد في الدراسة الحالية باختبار Levene ، حيث أن عدم دلالة الإحصاءة يعد دليلاً على تجانس البيانات .

٧- مفهوم الذات : هو الدرجة التي يحصل عليها الفرد على مقياس (صلاح الدين أبوناهية ، ١٩٩٩) لمفهوم الذات ، ومجالاته الفرعية (المجال الأكاديمي – المجال الجسمي – المجال الاجتماعي – مجال الثقة بالنفس) والتي تعبر عن مفهوم الفرد وإدراكه للعناصر المختلفة المكونة لشخصيته أو كينونته الداخلية والخارجية .

الإطار النظري و الدراسات والبحوث المرتبطة :

توجد أربعة متغيرات رئيسية في الدراسة الحالية منها متغير مستقل وهو : عدد بدائل ليكرت (٢ – ٣ – ٥) ، وثلاثة متغيرات تابعة هي : [الثبات ويُقاس بمعامل Alpha-Cronbach ؛ صدق التكوين الفرضي ويُقاس بواسطة كل من : مؤشرات جودة المطابقة(χ^2/df, RMSEA, GFI, AGFI, AIC) ودلالة الفروق بين الاتساقات الداخلية عبر المجموعات ؛ اعتدالية وتجانس البيانات الخاضعة للتحليل بواسطة اختبار ف٢×٢] وفيما يلي إلقاء نبذة عن كل متغير ، ثم تذييل ذلك بإلقاء الضوء على نتائج الدراسات والبحوث التي تناولت اثنين من هذه المتغيرات على الأقل ، كالتالي :-

١- عدد بدائل " ليكرت " Likert :

يعد Rensis Likert عالم النفس الأمريكي مؤسس طريقة تقدير السلوك المعتمدة على تدريج Likert ، وهى تستخدم في مجال قياس الصفات الانفعالية والاجتماعية وكذلك الميول والاتجاهات ، وبالرغم من بدء هذه الطريقة عام ١٩٣٢ إلا أنها تعد من أشهر الطرق وأكثرها استخداماً في مجال القياس النفسي والتربوي والاجتماعي .

كما أن هناك ثمة اتفاق بين الباحثين علي أن أدوات القياس المتدرجة بأسلوب " ليكرت " Likert تعد من أكثر أدوات جمع البيانات استخداماً في مجال العلوم النفسية والتربوية والاجتماعية ، وتسمى تلك الأدوات بموازين التقدير Rating Scales ، والتي تقوم علي استخدام مجموعة من الاستجابات المتدرجة لقياس المتغير المراد قياسه ,Chomeya) 2010) .

وتتلخص فكرة تدريج Likert في وضع عدد ثابت من البدائل أو الخيارات أمام كل بند من بنود المقياس ، وعلى قدر اختيار المفحوص للبديل تتحدد درجته على البند ، ثم تُجمع الدرجات للتوصل إلى الدرجة الكلية التي تعبر عن درجة امتلاك المفحوص للصفة أو السمة التي يقيسها المقياس .

مثال لبند في مقياس مصمم بطريقة تدريج Likert : أجد نفسي واثقاً فيمن حولي : (دائماً – غالباً – أحياناً – نادراً – أبداً) ، فالمثال السابق يحتوى على خمسة بدائل مُصاغة صياغة لفظية ، ولكن هل الصور السابقة (الخمسة بدائل اللفظية) هى الصورة الوحيدة لتدريج Likert ؟ فيما يتعلق بذلك أوضح (Hartley & Betts, 2010, 18) أن

هناك عدة صور من مقاييس Likert ، كل صورة تختلف في عدد البدائل (بديلين أو ٥ بدائل أو ٧ بدائل أو ١١ بديل أو أكثر) أو الصياغة اللفظية Labels للبدائل ، كما أن هناك صيغ لتدريج ليكرت تعتمد على أرقام ، فيمكن وضع الأرقام (١ – ٢ – ٣ – ٤ – ٥) أمام كل بند ، كما يمكن عكس الأرقام (٥ – ٤ – ٣ – ٢ – ١) ، وأيضاً يمكن وضع نمط الأرقام التالي أمام كل بند (-٢ ، -١، ٠ ، +١ ، +٢) ، كما يمكن وضع لفظين متطرفين يتوسطهما عدد من الأرقام مثل (واضح – ١٠ – ٩ – ٨ – ٧ – ٦ – ٥ – ٤ – ٣ – ٢ – ١ – ٠ – غير واضح) .

فلقد أوضح (Clason & Dormody, 1994) نقلاً عن Likert أن تدريج Likert هو مقياس تجميعي لقياس اتجاهات المستجيبين على أداة القياس ، والبنود الفردية قد تكون خماسية مثل : أفضل بشدة – أفضل – غير متأكد – لا أفضل – لا أفضل بشدة ، وقرَّر Likert أن ألفاظ البدائل وكذلك عدد البدائل أمر مفتوح لمعد المقياس ، كما أنه ليس من الضروري أن تتنوع بدائل الإجابة بين السلبية والايجابية .

كما أضاف (Morrow et al., 2005, 346) بالقول أن تدريج Likert يسمح باختيار واسع من التعبيرات اللفظية ويمكن استخدام كلمات عديدة في التدريج وقد تُدمج كلمات وأرقام ، ومن ثم تظهر صور مختلفة لتدريج Likert التي قد تختلف في عدد البدائل فقد تكون ٥ أو ٧ أو ١١ أو أكثر من ذلك ، وتختلف في الصياغة وكذلك في اتجاه البدائل ، فمثلاً قد يستخدم التدريج الخماسي الذي يحتوي على ألفاظ فقط مثل : دائماً – غالباً – أحياناً – نادراً – أبداً ، أو : أوافق بشدة – أوافق – لا يوجد رأى – لا أوافق – لا أوافق بشدة ، وقد تستخدم تدريجات تحتوي على ألفاظاً وأرقاماً معاً مثل : التدريج السباعي التالي : دائماً – ٢ – ٣ – ٤ – ٥ – ٦ – أبداً ، أو التدريج ذو الـ١١ بديل التالي : أوافق – ٢ – ٣ – ٤ – ٥ – ٦ – ٧ – ٨ – ٩ – ١٠ – لا أوافق ، أو التدريج الخماسي التالي : مهم بصورة كلية – ٤ – ٣ – ٢ – ليس مهم بالمرة .

و في هذا الصدد أوضح (Grover & Vriens, 2006, 88) أن الباحث يجب عليه اتخاذ أربعة قرارات أساسية عند تصميم المقاييس المعتمدة على تدريج Likert ، أول هذه القرارات هو عدد بدائل الاستجابة وهناك أمرين متناقضين متعلقين بذلك أولهما أن زيادة عدد البدائل تقوي من القدرة التمييزية لبنود المقياس ، وفي المقابل نجد أن معظم المستجيبين

لا يمكنهم التعامل مع البدائل الكثيرة ، وهناك إرشاد تقليدي متعلق بذلك وهو جعل عدد البدائل يساوي (٧±٢) أي بين ٥ و ٩ ، ومع ذلك لا يوجد عدد مثالي من بدائل الاستجابة ، أما القرار الثاني فيتعلق بالمقاييس الموزونة مقابل المقاييس غير الموزونة ، والمقاييس الموزونة تعنى أن هناك تساوي بين عدد البدائل المفضلة وعدد البدائل غير المفضلة في التدريج ، وتفضل البدائل الموزونة للحصول على بيانات موضوعية ، أما القرار الثالث فيتعلق بالعدد الزوجي Even أو العدد الفردي Odd من البدائل ، فالعدد الفردي يتيح نقطة توسطية ، ووضع هذه النقطة وصياغتها يؤثر تأثيراً دالاً في الاستجابة على المقياس ، وإذا وجدت نقطة توسطية فيمكن جعل المقياس موزون ، وإن القرار في استخدام عدد فردي أو زوجي يعتمد على إمكانية وجود بعض المفحوصين الذين يتسمون بالاستجابات المحايدة وفي هذه الحالة يفضل استخدام عدد فردي ، أما القرار الرابع فيتعلق بالتدريج الإجباري وهو يتعلق بإجبار المفحوصين على إصدار رأى متعلق باختياراتهم .

وقد ناقش بعض الباحثين أهمية تضمين فئة وسيطة ، بأنه يسمح للمفحوصين أن يستجيبوا استجابة وسيطة أو محايدة ، وأن يكونوا أكثر تميزاً في استجاباتهم ، وتكون درجات المقياس أكثر ثباتاً ، ويقبل المفحوصين أكثر علي إكمال الاستجابة ويصبح المقياس أكثر تفضيلاً ؛ ومن جهة أخرى أهتم بعض الباحثين بفكرة أن وجود استجابة وسيطة يجعل المفحوصين أقل تمييزاً ويظهرون أنفسهم أكثر حياداً في كثير من الأحيان حيث أن الحيادية تقودهم إلي بيانات غامضة وغير محددة ، بينما يجبر حذف الاستجابة الوسيطة المحايدة المفحوصين لأن يكونوا أكثر عمقاً ويظهر ذلك في شكل تقديرات دقيقة ومناسبة (Ory & Wise , 1981; Busch,1993) .

٢- معامل" ألفا كرونباخ " Alpha-Cronbach :

معامل Alpha-Cronbach هو معامل ظهر على يد عالم النفس الأمريكي Cronbach ، ويقيس ثبات المقياس عن طريق الاتساق الداخلي لبنوده ومدى ارتباطها ببعضها البعض ، الأمر الذي يُعد مؤشر من مؤشرات استقرار الدرجات وعدم اختلافها كثيراً من تطبيق لآخر .

ولقد ميَّز عدد من الباحثين بين طريقة Alpha-Cronbach والطرق الأخرى لحساب الثبات ، فلقد أشار كل من Gravetter & Forzano, 2008, 461) إلى أن هناك قيد خاص بطريقة " كيودر – ريتشاردسون " Kuder-Richardson في حساب الثبات وهى اقتصارها على الاستجابات الثنائية فقط ، أما طريقة Alpha-Cronbach فهي تعديل لطريقة Kuder-Richardson بإمكانية حساب الثبات للمقاييس ذات البدائل المتعددة الأكثر من بديلين مثل اختبار ليكرت الخماسي .

كما أوضح (صلاح الدين محمود علام ، ٢٠٠٠ ، ١٦٥) أنه إذا كان الاهتمام منصباً على بناء مقياس متدرج الميزان مثل موازين التقدير أو استبيانات قياس الاتجاهات و استطلاع الرأي أو بعض مقاييس الشخصية التي يستجيب الفرد لعبارات المقياس على ميزان ثلاثي أو خماسي التدريج مثل (موافق بشدة = ٥ ، موافق = ٤ ، غير متأكد = ٣ ، غير موافق= ٢ ، غير موافق على الإطلاق= ١) ، فهنا لا نستطيع اعتبار إحدى الاستجابات صحيحة والأخرى خطأ – أي لا يمكن تطبيق طريقة Kuder-Richardson ، وإنما تقع الاستجابات على متصل يتراوح بين موافق جداً وغير موافق على الإطلاق – ولذلك نستخدم معامل Alpha-Cronbach .

كما ذكر (Zeller & Garmines, 1980, 56) بالقول بأنه كاستجابة للعيوب المرتبطة بطريقة التجزئة النصفية وتطلبها التكافؤ بين النصفين ، بحث علماء القياس النفسي في إجراءات للاستفادة من كل المعلومات المتعلقة بالتباين والتغاير للبنود ولذلك كان معامل Alpha-Cronbach والذي يسمى أيضاً معامل الاتساق الداخلي بين البنود مفيداً للتخلص من تلك العيوب ، وكلما كانت هناك ارتباطات دالة بين البنود كلما زادت قيمة معامل Alpha-Cronbach .

كما أشار (Andrew et al., 2011, 202) إلى أن هناك طريقة شائعة لقياس ثبات الاتساق الداخلي لمجموعة من البنود وهو ما يُطلق عليه معامل Alpha-Cronbach ، وهو يقيس كيفية تعبير مجموعة من البنود المقاسة عن بعد وحيد ، ويتأتى ذلك من حساب الارتباطات بين البنود على مقياس معين ، وأن قيمة معامل Alpha-Cronbach ترتفع عندما توجد ارتباطات عالية بين البنود ، وتتراوح قيم ألفا بين صفر و ١ ، وفي العلوم الاجتماعية فإن القيمة ٠,٧ ، وما فوقها تعتبر قيمة مقبولة لمعامل Alpha-Cronbach ،

ولكن أشار في الوقت نفسه نقلاً عن Nunnally &Bernstein أن القيمة التي تعلو ٠,٩ ربما لا تكون مرغوبة لأنه من المحتمل أن يسبب ضيق في مجال المقياس وما يعرضه .

وفيما يتعلق بما أوضحه Andrew وزملاؤه ذكر (Streiner, 2003, 101-102) أن هناك بعض المعتقدات الخاطئة Myths عن معامل Alpha-Cronbach وهى المعتقد الأول : أن معامل Alpha-Cronbach خاصية ثابتة للمقياس ، والواقع يشير إلى أن Alpha-Cronbach خاصية لدرجات المقياس في ظروف معينة وعلى عينة معينة وليس خاصية للمقياس نفسه ، المعتقد الثاني : إن ارتفاع معامل Alpha-Cronbach يشير إلى ارتفاع الاتساق الداخلي للبنود ، والواقع يشير إلى أن ارتفاع قيمة Alpha-Cronbach شرط ضروري وليس كافي للاتساق الداخلي ، المعتقد الثالث : أنه كلما كانت قيمة معامل Alpha-Cronbach أعلى يكون أفضل ، والحقيقة أن قيمة معامل Alpha-Cronbach تعد مقبولة حتى أقل من ٠,٩ ولكن القيم التي تبدأ من ٠,٩ فأعلى تعكس ما يسمى تكرار غير ضروري لمحتوى البنود وتشير أكثر للحشو Redundancy أكثر منه للتجانس ، المعتقد الرابع إن قيمة معامل Alpha-Cronbach تتراوح بين صفر –١ ، والحقيقة أن قيمة معامل Alpha-Cronbach يمكن أن تكون أقل من الصفر إذا لم يتم تصحيح البنود المعكوسة بالسلب .

ويُعد من أهم الأمور المتعلقة بـ Alpha-Cronbach هو الحد الفاصل بين قبول قيمة المعامل وعدم قبولها ، وفي هذا الصدد اتفق العديد من الباحثين على أن قيمة ٠,٧ فما فوق تُعد مؤشر لقبول معامل Alpha-Cronbach ، ومن ثم الحكم على المقياس بتوافر خاصية الثبات فيه ومن هؤلاء الباحثين (Nunnally & Bernstein, 1994) ، مع الأخذ في الاعتبار النظر إلى قيمة المعامل نظرة سلبية إذا تعدت قيمته ٠,٩ في ضوء ما ذكره كل من (Streiner, 2003; Andrew et al., 2011) .

كماُ يعد معامل Alpha-Cronbach بمثابة مؤشر للاتساق الداخلي لأداة القياس، وهو يشير إلي قوة الارتباط أو التماسك بين بنود المقياس ، حيث يقوم علي حساب متوسط الارتباطات البينية بين درجات أفراد عينة الثبات علي كل بند من بنود المقياس وعندما تكون البنود متجانسة فإن تقدير معامل ألفا يكون الحد الأدنى لمعامل الثبات (Yuan et al., 2003; Graham, 2006)

كما قدَّم (Feldt et al., 1987) معادلة للتعرف على دلالة الفروق بين أي معاملين من معاملات Alpha-Cronbach ، وهناك صورتان لهذه المعادلة منها ما يهدف إلى المقارنة بين معاملي ثبات لاختبار تم تطبيقه على مجموعتين مختلفتين وهو ما يسمى بالمجموعتين غير المرتبطتين أو المجموعتين المستقلتين ، ومنها ما يهدف إلى المقارنة بين معاملي ثبات لاختبارين بعد تطبيقهما على نفس المجموعة وهو ما يسمى بالمجموعتين المرتبطتين والمعادلة المتعلقة بالحالة الأخيرة[٣] موضحة كالتالي :

معادلة (٢)

$$T = \frac{(alpha_2 - alpha_1) \times \sqrt{N-2}}{\sqrt{4 \times (1-alpha_2) \times (1-alpha_1) \times (1-r^2)}}$$

حيث T ترمز إلى الفرق المحسوب بين معاملي ثبات كل اختبارين من الاختبارات الخاضعة للمعالجة ، وهذا الفرق يأخذ نفس توزيع إحصاءة T (ت) أو النسبة التائية ، N عدد أفراد العينة التي طُبِّق عليها الاختباران ، r معامل الارتباط بين درجات الاختبارين ، وتتم مقارنة قيمة T المحسوبة بقيمة T الجدولية عند درجات حرية (N - 2) .

٣- صدق التكوين الفرضي :

يعد الصدق أحد الشروط الرئيسية التي يجب أن تتوافر في أداة القياس حتى نثق في البيانات التي تُجمَع بواسطة هذه الأداة ، ويعني هذا الشرط نجاح المقياس في قياس الخاصية أو السمة التي أُعِّد المقياس من أجلها ولا شئ غيرها .

وفي هذا الصدد أوضح (بركات حمزة حسن ، ٢٠٠٨ ، ٨٧-٩٩) أن هناك عدة جوانب لصدق المقياس هى : الصدق السطحي ، صدق المحتوى ، صدق الارتباط بمحك ، الصدق التنبؤي ، الصدق التلازمي ، صدق الارتباط بمفهوم والذي ألمح أيضاً أنه يُطلق عليه صدق التكوين الفرضي وله شكلان : الصدق التقاربي ، والصدق التمايزي .

---

[٣] وهى الحالة التي تنطبق عليها الدراسة الحالية نظراً لأنه تم تطبيق اختبارين على نفس المجموعة ، حيث كل صورة من صور المقياس الثلاث تُعد اختبار في حد ذاتها .

كما أوضح (Brown, 2006, 2) أن التكوين الفرضي يمثل العامل في التحليل العاملي التوكيدي وهو مفهوم نظري فمثلاً الاضطرابات العقلية مثل الاكتئاب الحاد والشيزوفرينيا تعد تكوينات فرضية موضحة بواسطة أعراض مقررة بواسطة المريض نفسه ، أو ملاحَظة بواسطة الآخرين ، وجنوح الأحداث Juvenile Delinquency ربما يكون تكوين فرضي لأشكال متعددة من السلوكيات غير المرغوبة المتعلقة بالجرائم وتعاطي المخدرات والرسوب الأكاديمي والعنف الاجتماعي ، والتحليل العاملي التوكيدي يعد أداة تحليلية للتحقق من صدق التكوين الفرضي في العلوم السلوكية والاجتماعية ، فنتائج التحليل العاملي التوكيدي يمكن أن تمدنا بدليل للصدق التمييزي والتقاربي للتكوينات المفترضة ، ونعني بالصدق التقاربي هو تشبع كل مجموعة من البنود على عامل معين ، أما الصدق التمييزي فيعني تميز كل عامل عن آخر والذي يتأتي بوجود ارتباط غير عال بين البنود المنتمية لعوامل مختلفة .

كما أوضح (LaNasa et al., 2009, 318) نقلاً عن Kline و Long أن هناك شكلان من صدق التكوين الفرضي أحدهما يسمى الصدق التقاربي والذي يعني أن البنود التي تقيس نفس التكوين الفرضي يجب أن ترتبط بصورة قوية فيما بينها ، والآخر الصدق التمييزي والذي يعني أن البنود التي تنتمي لتكوينات فرضية مختلفة (عوامل) يجب أن ترتبط ارتباطاً ضعيفاً فيما بينها .

كما أشار (Brown, 2006, 25) إلى أن صدق التكوين الفرضي يعنى إلى أي درجة يعكس الاختبار العوامل المفترضة ، والذي يتم التحقق منه بواسطة التحليل العاملي الاستكشافي أو التوكيدي .

وأضاف (Goodwin, 2009, 132) أن صدق التكوين الفرضي هو أحد أشكال التحقق من صدق الاختبار ، ونعني بالتكوين الفرضي عامل مفترض يصمم كجزء من نظرية للمساعدة في شرح ظاهرة معينة مثل تجمع السلوكيات المرتبطة فيما بينها والتي تمثل عامل تقدير الذات ، والتكوينات الفرضية لا يتم ملاحظتها بصورة مباشرة ، ولذلك يتم تعريفها إجرائياً بواسطة مجموعة من السلوكيات الملاحظة حتى يمكن قياسها ، فمثلاً الذكاء الوجداني يعد التكوين الفرضي الذي لا يمكن ملاحظته ، ولذلك يعرف إجرائياً بالدرجة على

اختبار الورقة والقلم الذي يعكس الاستجابة على بنود متعلقة بالانفعالات والمشاعر ، وصدق التكوين الفرضي يعنى حقيقة قياس الاختبار للتكوينات الفرضية .

كما أضاف (Aamodt, 2009, 212) طريقة أخرى للتحقق من صدق التكوين الفرضي من خلال التعرف على دلالة الفروق بين المجموعات المتضادة في المفهوم المفترض .

وأضاف كل من (Keith & Reynolds, 2003, 102-104) بالقول أن صدق التكوين الفرضي عبر المجموعات يمكن أن يُقاس من خلال التحليل الداخلي للاختبارات ، ويحدث التحيز في صدق التكوين الفرضي للاختبار عندما يقيس هذا الاختبار سمات فرضية مختلفة أو تكوينات فرضية لمجموعة معينة تختلف عن التكوينات الفرضية لنفس الاختبار بالنسبة لمجموعة أخرى ، أو عندما يقيس نفس التكوين الفرضي في المجموعتين ولكن بدرجات مختلفة من الدقة ، واستطرد المؤلفان قائلَين أن هناك عدة طرق للتحقق من صدق التكوين الفرضي منها التحليل العاملي بشقيه الاستكشافي والتوكيدي ، حيث أنه فيما يتعلق بالتحليل العاملي الاستكشافي يتم التحقق من صدق التكوين الفرضي بعدة طرق منها التشابه العاملي باستخدام معامل الارتباط بين تشبعات كل عامل على المجموعة الحالية وتشبعات نفس العامل لدراسة سابقة ، وكذلك حساب ما يسمى معامل التطابق The Coefficient of Congruence ، أما فيما يتعلق بالتحليل العاملي التوكيدي فتستخدم $\Delta X2$ للتعرف على دلالة الفروق في البناء العاملي للمقياس بين المجموعتين ، وهناك طرق أخرى تعتمد على مقارنة قيم الثبات لكل اختبار (أو اختبار فرعي) بين المجموعتين ، ولعل أشهر هذه الطرق هي التي تعتمد على مقارنة معامل ثبات Alpha-Cronbach للاختبار أو الاختبار الفرعي بين المجموعتين ، من خلال تطبيق المعادلة التالية :-

$$f = \frac{1 - Alpha1}{1 - Alpha2}$$ معادلة(٢)

حيث Alpha1 معامل الثبات بواسطة Alpha-Cronbach للاختبار في المجموعة الأولى ، Alpha2 معامل الثبات بواسطة Alpha-Cronbach للاختبار في المجموعة الثانية ، f توزيع ف عند درجات حرية ن١-١ للبسط ، ن٢-١ للمقام ، و -ا

Alpha تباين الخطأ ، ويوضع التباين الكبير في البسط دائماً .

و في هذا الصدد يشير (Reynolds, 2000, 270) إلى أنه في حالة استخدامنا الطريقة المعتمدة على ثبات Alpha-Cronbach في التحقق من صدق التكوين الفرضي ، فإنه إذا كانت النسبة الفائية دالة فهذا يعني اختلاف التكوين الفرضي بين العاملين مما يشير إلى تحيز للاختبار عبر العينة مما يعنى عدم قدرة الاختبار على قياس التكوين الفرضي عبر عينات مختلفة .

وإذا كانت المعادلة السابقة (معادلة٢) تعد إحدى الطرق العديدة التي يمكن من خلالها التحقق من صدق التكوين الفرضي ، فإن هناك طريقة أخرى تم استخدامها بواسطة عدد كبير من الباحثين منهم على سبيل المثال وليس الحصر (Brown, 2006; LaNasa et al., 2009) ، وهى طريقة التحليل العاملي التوكيدي .

ولقد استخدم هؤلاء الباحثون وغيرهم التحليل العاملي التوكيدي كأسلوب للتحقق من صدق التكوين الفرضي للمقياس الخاضع للدراسة عن طريق التعرف على الخصائص الإحصائية للنموذج البنائي المفترض للمقياس ، ولعل أشهر هذه الخصائص ما يُسمى مؤشرات جودة المطابقة التي تحكم على مطابقة النموذج المفترض للبيانات التجريبية ، ومن ثم تحقيق التكوين المفترض (العامل أو العوامل في التحليل) ، وفي الواقع هناك العديد من مؤشرات جودة المطابقة وكل منها له درجة قطع معينة Cut-off Levels ، ابتداءً منها يُقبل المؤشر ، ولقد قام الباحثان بناءً على آراء العديد من الباحثين (Brown,2006; Kim, et al., 2007; Albright & Park, 2009; Chen, et al., 2009; Reid, et al., 2009; Líbano, et al., 2010; Golay & Lecerf, 2011) بتبني قيم قطع معينة لبعض من هذه المؤشرات ، والتي سيتم تبنيها في الدراسة الحالية وهذه القيم موضحة في جدول (١) :

جدول (١)

قيم القطع لبعض مؤشرات جودة المطابقة في التحليل العاملي التوكيدي

مؤشرات جودة المطابقة	χ^2/df	RMSEA	GFI	AGFI	AIC	ECVI	TLI
مُسمّى المؤشر	نسبة مربع كا لدرجات الحرية	*Root Mean Square Error of Approximation* (الجذر التربيعي لمتوسط مربعات الخطأ التقاربي)	*Goodness-of-Fit-Index* (مؤشر جودة المطابقة)	Adjusted Goodness-of-Fit-Index (مؤشر جودة المطابقة المعدل)	*Akaike Information Criterion* (مؤشر المعلومات لأكيك)	مؤشر الصدق المتوقع *Expected Cross-Validated Index*	*Tucker-Lewis Index* (مؤشر توكر لويس)
درجة القطع	$\chi^2/df<5$	$GFI \geq 0.9$	$AGFI \geq 0.8$	$RMSEA \leq 0.06$	النموذج الأصلي أقل من النموذج المشبع	النموذج الأصلي أقل من النموذج المشبع	$TLI \geq 0.9$

٤- الاعتدالية والتجانس وتحليل التباين الثنائي:

يعد تحليل التباين الثنائي حالة خاصة من تحليل التباين العاملي ، فإذا كان الأخير يهدف إلى التعرف على تأثير تفاعل عدد من المتغيرات ذوي المستويات غير الأحادية (مستويين أو أكثر) على متغير تابع معين ، فإن الأول يهدف إلى التعرف على تأثير تفاعل متغيرين فقط ، كل منهما لديه مستويان أو أكثر على متغير تابع معين ، وفي هذه الحالة الأخيرة إذا كان كل متغير من المتغيرين له مستويان فقط مثل متغيري النوع (ذكر – أنثى) ، الوظيفة (يعمل – لا يعمل) فإن تحليل التباين يُطلق عليه تحليل التباين الثنائي ٢×٢ ، ويمكن أن نُطْلِق عليه أيضاً اختبار ف٢×٢ (زكريا أحمد الشربيني ، ١٩٩٥ ؛ صلاح أحمد مراد ، ٢٠٠٠ ؛ صلاح الدين محمود علام ، ٢٠٠٤) .

كما ذكر (جابر عبدالحميد جابر ، أحمد خيري كاظم ، ١٩٧٨ ، ٣٣٩) أن بعض الباحثين يتجهون عند محاولاتهم معرفة تأثير عدة متغيرات في ظاهرة معينة إلى القيام بتجربة متغير واحد في كل مرة حتى يتعرف على تأثيره ، ثم يكرر هذه العملية بالنسبة للمتغيرات الأخرى واحداً بعد الآخر غير أنه قد يحدث أن يتفاعل أحد هذه المتغيرات مع متغير آخر مما يجعلنا نرغب في دراسة هذين المتغيرين مجتمعين ، أو عدة متغيرات مجتمعة ، ويمكن بالوسائل الإحصائية تحقيق ذلك ، وإذا كان لدى الباحث متغيران أ ، ب ولكل منهما مستويان فإنه يُطلق على التجربة التصميم العاملي ٢×٢ .

كما أشار (Montgomery, 2008, 185) إلي أن نتائج التحليل العاملي الثنائي يمكن تعميمها للحالة العامة والتي تسمى التصميم العاملي العام The General Factorial Design والتي فيها يكون هناك عدد أ مستوي من العامل الأول ، وعدد ب مستوى من العامل الثاني وعدد ج من العامل الثالث وهكذا .

كما عرف (King et al., 2010, 336-338) تحليل التباين العاملي ٢×٢ بأنه تصميم لعاملين ومستويين لكل عامل ، ولكن هناك تصميمات ثنائية لمستويات متعددة مثل التصميم العاملي (٢ × ٣) ، أو (٢ × ٤) ، أو (٣ × ٣) ، كما استطردوا قائلين أنه باستخدام تحليل التباين العاملي نستطيع إجابة سؤال مهم لا يمكن الإجابة عليه بواسطة اختبار ت أو اختبار تحليل التباين الأحادي ، ألا وهو ما دلالة الفروق بين المستويات المتعددة للعامل ، وهل تختلف عن كل مستوى من مستويات العامل الآخر ، ويُعرف هذا النوع من الأسئلة في تحليل التباين بأثر التفاعل ، والتفاعل هنا يشير إلى الأثر المشترك

للمتغيرين المستقلين (العاملين) على المتغير التابع ، ويمكننا حساب نسبة ف لاختبار التفاعل ، حيث أنه إذا كان اختبار التفاعل دالاً هذا يعني أن أثر عامل معين يعتمد على مستوى العامل الآخر .

وأوضح (Hartas, 2010, 368) أن التصميم العاملي للمجموعات المستقلة مثله مثل التصميم العاملي أحادي الاتجاه يتطلب افتراضي الاعتدالية والتجانس ، بالإضافة إلى استقلالية الدرجات وأن يكون مستوى القياس مسافي أو نسبي ، ويتم فحص التجانس بين بيانات الخلايا أو المجموعات ، كما يتم فحص اعتدالية درجات كل خلية وكل مجموعة .

كما أوضح (فؤاد أبو حطب ، آمال صادق ، ١٩٩١ ، ٤١٩) وجود عدد من الافتراضات المطلوبة في تحليل التباين منها الاعتدالية والتجانس واللذان أعطياهما أهمية خاصة حيث أشارا إلى أن خرق هذين الافتراضين قد يترتب عليه تغير في احتمال الحصول على قيمة معينة للإحصاءة المحسوبة ، وبالتالي فإن الاحتمال الحقيقي للوقوع في النمط الأول من أخطاء الاستدلال يختلف عن ذلك الذي يحدده مستوى الدلالة المختار (٠,٠٥ أو ٠,٠١ أو ...) .

في ضوء العرض السابق رأينا أنه توجد أربعة متغيرات وهى (عدد بدائل تدريج Likert : كمتغير مهم متعلق بتصميم المقياس النفسي ؛ معامل Alpha-Cronbach : كممثل لثبات المقياس ؛ صدق التكوين الفرضي : كما يُقاس بالتحليل العاملي التوكيدي ونسبة ف بين الاتساقات الداخلية عبر المجموعات ؛ اعتدالية وتجانس البيانات اللازمة لتطبيق اختبار ف٢×٢) والعلاقة بين هذه المتغيرات الأربعة تأتي من منطلق أن عدد بدائل تدريج Likert قد يؤثر على ثبات وصدق المقياس والذي قد يؤثر بدوره على افتراضات تحليل التباين الثنائي للبيانات الناتجة عن تطبيق هذا المقياس .

ويتفحص الباحِثَيْن للدراسات والبحوث التي ارتبطت بشكل أو بآخر بالمتغيرات الأربعة سالفة الذكر أمكن تصنيفها في الآتي :

أولاً : دراسات وبحوث اهتمت بفحص تأثير تكوين تدريج " ليكرت " Likert على الخصائص السيكومترية للمقياس :

تعرض هذه المجموعة الدراسات والبحوث التي اهتمت بفحص تأثير تكوين تدريج " ليكرت " Likert علي ثبات وصدق المقياس النفسي ، وكذلك النتائج الإحصائية المترتبة على ذلك .

١- دراسة (Jacoby & Matell, 1971) التي أُجريت على (٣٦٠) مفحوصاً ، وتوصلت الدراسة إلى عدم تأثير عدد البدائل على ثبات المقياس (كما يقاس بمعامل Alpha-Cronbach ، والاستقرار) ، وصدق المقياس (كما يُقاس بالصدق التلازمي ، والصدق التنبؤي) .

٢- دراسة (Guy & Norvell, 1977) التي أُجريت على (٢٠٠) مفحوصاً ، وتوصلت الدراسة إلى العديد من النتائج منها أن النقطة المتوسطة في تدريج ليكرت تؤثر في الدرجة المركبة للأفراد وذلك ناتج عن تغير عدد البدائل من (٤) إلى (٥) .

٣- دراسة (Ray, 1980) التي أُجريت على (١٠٠) مفحوصاً ، وتوصلت الدراسة إلى العديد من النتائج منها أن الصيغة الثلاثية أقل من الصيغة الخماسية ، وأن الصيغة الثنائية أقل من الصيغة الثلاثية في ثبات معامل Alpha-Cronbach .

٤- دراسة (Flamer, 1983) التي أُجريت على (٢١٠) مفحوصاً موزعين بالتساوي على موقفين تجريبيين ، وتوصلت الدراسة إلى العديد من النتائج منها أن المقياس التساعي يعطي صدقاً عاملياً أعلى من المقياس الثنائي كما يقاس بمؤشر " لامبدا " للتحليل العاملي التوكيدي .

٥- دراسة (Birkett, 1986) التي أُجريت على (٩٠٠) مفحوصاً ، بواقع (٣٠٠) لكل صورة من صور المقياس الثلاثة ، ومن بين ما بينته النتائج زيادة قيمة معامل Alpha-Cronbach بزيادة عدد فئات الاستجابة من (٢) إلي (٦) .

٦- دراسة (Garland, 1991) التي أُجريت على (٤٤٨) مفحوصاً موزعين بالتساوي على موقفين تجريبيين ، وتوصلت الدراسة إلى العديد من النتائج منها أن التزييف في الاستجابة يقل في حالة استبعاد النقطة المتوسطة (غير متأكد) في تدريج ليكرت الخماسي أي مع استخدام تدريج رباعي بدون نقطة متوسطة .

٧- دراسة (Chang, 1993) التي أُجريت على (١١٢) مفحوصاً ، وتوصلت الدراسة إلى العديد من النتائج منها أن الصيغة الرباعية لمقياس ليكرت تعطي خصائص سيكومترية كما تتمثل في معامل Alpha-Cronbach ومؤشرات جودة المطابقة للتحليل العاملي التوكيدى أفضل من الصيغة السداسية .

٨- دراسة (حسين أحمد العكام ، ١٩٩٥) التي أُجريت على (٦١١) مفحوصاً ، ومن

بين ما بينته النتائج أن معامل Alpha-Cronbach يزداد بزيادة عدد فئات التدرج حتى الصورة خماسية التدرج ثم يقل في الصورة سداسية التدرج ويعود للزيادة مرة أخرى في الصورة سباعية التدرج ، ولم يجد الباحث فروقاً دالة بين المعاملات مؤكداً أن ثبات المقياس مستقل عن عدد البدائل ولا يتأثر بها .

٩- دراسة (نورة صالح المحيميد ، ١٩٩٩) التي أُجريت على (١٣٠٩) مفحوصاً ، ومن بين ما بينته النتائج زيادة قيم معامل Alpha-Cronbach بزيادة التقديرات من التقدير الثنائي إلي التقدير الخماسي مروراً بالتقدير الثلاثي والرباعي علي الترتيب .

١٠- دراسة (Preston & Colman, 2000) التي أُجريت على (١٤٩) مفحوصاً ، وتوصلت الدراسة إلى العديد من النتائج منها أن المقاييس الثنائية والثلاثية والرباعية تنتج خصائص سيكومترية ضعيفة كما يُستدل عليها من ضعف الثبات المقاس بواسطة معامل Alpha- Cronbach ، وضعف صدق المحك وضعف الصدق التمييزي ، وهذه الخصائص تزيد بزيادة البدائل .

١١- دراسة (سعيد حسن الغامدي ، ٢٠٠٣) التي أُجريت على (٤٥١) مفحوصاً ، وتوصلت الدراسة إلى العديد من النتائج كان منها أن معامل ثبات Alpha-Cronbach يزيد في حالة المقياس ذي الخمسة بدائل مقارنة ببقية المقاييس (ذي البديلين – ذي الثلاثة بدائل – ذي الأربعة بدائل) ، وفي المقابل توصلت الدراسة إلى أن المقياس ذي الأربعة بدائل يعطي معامل صدق تلازمي أعلى من بقية المقاييس (ذي البديلين – ذي الثلاثة بدائل – ذي الخمسة بدائل) .

١٢- دراسة (Hadge & Gillespie, 2003) التي أُجريت على (٧٨) مفحوصاً ، وتوصلت الدراسة إلى العديد من النتائج منها أن الصيغة المقترحة من تدريج ليكرت والمعتمد على (١١) بديل بصيغة لفظية مبنية على إكمال العبارة الأصلية Phrase Complete في كل بند في نهايتي التدريج (البديلين رقمي ١ و ١١) تتسم بمعامل ثبات أعلى كما يُقاس بمعامل Alpha-Cronbach ، كما تتسم بصدق تكوين فرضي مقبول كما يُقاس بالتحليل العاملي التوكيدي .

١٣- دراسة (Dolnicar & Grun, 2007) التي أُجريت على (٦٠) مفحوصاً بقياسات متكررة ، وتوصلت الدراسة إلى العديد من النتائج منها عدم وجود فروق بين

الاستجابات الثنائية والاستجابات السباعية والاستجابات الكمية (نسبة مئوية) في معاملات ثبات إعادة التطبيق والصدق العاملي كما يقاس بالتحليل العاملي الاستكشافي .

١٤- دراسة (Grassi et al., 2007) التي أُجريت على (٨٨٥٤) مفحوصاً ، وتوصلت الدراسة إلى العديد من النتائج منها عدم وجود اختلاف بين المقياس ثنائي البدائل والمقياس خماسي البدائل فيما يتعلق بمعامل الاستقرار (إعادة التطبيق) وكذلك الصدق العاملي ، مما دعا بالباحث إلى استخدام الصورة ثنائية البدائل لسهولة تطبيقها .

١٥- دراسة (محمد حسين سعيد ، ٢٠٠٧) التي أُجريت على (٤٥٠) مفحوصاً موزعين بالتساوي على المواقف التجريبية للدراسة البالغ عددها (١٨) موقفاً ، وتوصلت الدراسة إلى العديد من النتائج منها أن صورة المقياس ذي السبعة بدائل حققت أعلى معاملات لـ Alpha-Cronbach يليها صورة الثلاثة بدائل ثم صورة الخمسة بدائل في المرتبة الأخيرة .

١٦- دراسة (Kulas et al., 2008) التي أُجريت على (٢١٥٨٨) مفحوصاً Twenty One Thousand Five Hundred and Eighty-eight Individuals كدراسة أولى و(١٣٠) مفحوصاً كدراسة ثانية ، وتوصلت الدراسة إلى العديد من النتائج منها عدم تأثير النقطة المتوسطة في تدريج Likert على ثبات المقياس (كما يُقاس بمعامل الاستقرار) وصدق المقياس (كما يُقاس بصدق الارتباط بمحك) .

١٧- دراسة (Lozano et al., 2008) التي أُجريت على عينات متفاوتة (٥٠ - ١٠٠ - ٢٠٠ - ٥٠٠) ، وتوصلت الدراسة إلى العديد من النتائج منها أنه بزيادة عدد بدائل تدريج Likert يزداد كل من الثبات والصدق ، وأن العدد المثالي لبدائل تدريج Likert يتراوح بين ٤ إلى ٧ ، وأن عدد البدائل الأقل من ٤ يُضعف الخصائص السيكومترية للمقياس .

١٨- دراسة (Maydeu-Olivares et al., 2009) التي أُجريت على (١١٧٢) مفحوصاً ، تم تقسيمهم إلي دراستين الأولى تتكون من (٧٤٦) والثانية تتكون من (٤٢٦) ، وتوصلت الدراسة إلى العديد من النتائج منها أنه بزيادة عدد البدائل

يزداد معامل Alpha-Cronbach ، ولكن لا يوجد تأثير لعدد البدائل على صدق المقياس كما يُستدل عليه بالصدق التقاربي ومؤشرات جودة المطابقة ، وكانت هذه النتائج وفق عدة نماذج إحصائية تم استخدمها هى : نظرية القياس التقليدية ونظرية الاستجابة للمفردة والتحليل العاملي للبند .

١٩- دراسة (Adelson & McCoach, 2010) التي أُجريت على (٦٠٦) مفحوصاً ، وتوصلت الدراسة إلى أن البنية العاملية الاستكشافية للمقياس المعتمد على أربعة بدائل تتشابه مع البنية العاملية الاستكشافية للمقياس ذي الخمسة بدائل لتدريج Likert ، وأن وجود النقطة المتوسطة من عدمه يؤثر في ثبات المقياس حيث كانت هناك أفضلية للمقياس خماسية البدائل ، مما دعا الباحثين إلى التوصية باستخدام تدريج Likert الخماسي في بحوثهم .

٢٠- دراسة (Chomeya, 2010) التي أُجريت على (١٨٠) مفحوصاً موزعين بالتساوي على المواقف التجريبية للدراسة البالغ عددها (٣) مواقف ، وتوصلت الدراسة إلى العديد من النتائج منها أن المقياس ذي الستة بدائل يعطي خصائص سيكومترية أفضل من المقياس ذي الخمسة بدائل فيما يتعلق بمعامل ثبات Alpha-Cronbach ، والصدق التمييزي .

٢١- دراسة (Hartley & Betts, 2010) التي أُجريت على (٤٥٠) مفحوصاً ، وتوصلت الدراسة إلى العديد من النتائج منها أن تفاعل تغيير ترتيب البدائل الرقمية من ٠ – ١ – ٢ – ٣ – ٤ – ٥ – ٦ – ٧ – ٨ – ٩ – ١٠ إلى ١٠ – ٩ – ٨ – ٧ – ٦ – ٥ – ٤ – ٣ – ٢ – ١ – ٠ ، مع وضع اللفظين (واضح – غير واضح) أو (غير واضح – واضح) على طرفي الأرقام يؤثر على درجة المفحوص والذي يؤدي إلى أن نمط البدائل [واضح – ١٠–٩ – ٨ – ٧ – ٦ – ٥ – ٤ – ٣ – ٢ – ١ – ٠ – غير واضح] يعطى أعلى درجات مقارنة بالثلاثة أنماط الأخرى.

٢٢- دراسة (محسوب عبدالقادر الضوي ، ٢٠١١) التي أُجريت على (٧٣٢) مفحوصاً ، وتوصلت الدراسة إلى العديد من النتائج منها وجود فروق غير دالة بين قيمة معامل Alpha-Cronbach لصورة المقياس سباعي التدرج وقيمة معامل

Alpha-Cronbach لصورة المقياس خماسي التدرج في حالة الاحتفاظ بالدرجات المتطرفة وفي حالة حذف أعداد متباينة منها .

ثانياً : دراسات وبحوث اهتمت بفحص تأثير تدريج " ليكرت " Likert على افتراضات التصميم العاملي :

تعرض هذه المجموعة الدراسات والبحوث التي اهتمت بفحص تأثير تدريج " ليكرت " Likert كمقاييس رتبية في مقابل المقاييس المتصلة على اعتدالية وتجانس البيانات وكذلك النتائج الإحصائية المترتبة على ذلك سواء نتيجة اختبار " ت " أو نتيجة اختبار " ف " أحادي أو ثنائي الاتجاه أو غيرها من النتائج الإحصائية :

١- دراسة (Russell & Bobko, 1992) التي أُجريت على (٤٦) مفحوصاً بهدف مقارنة نتائج الثبات وتحليل الانحدار للبيانات المعتمدة على تدريج Likert المنقطع وبيانات أخرى تعتمد على مقياس متصل يسمى Line Segment Scales ، وتم التوصل إلى عدم وجود فروق دالة إحصائياً في ثبات معامل Alpha-Cronbach بين تدريج Likert والمقياس المتصل ، فلم يكن للاعتدالية دور في ذلك ، ولكن وُجدت فروق دالة إحصائياً في حجم التأثير في تحليل الانحدار الناتج عن تطبيق المقياسين لصالح المقياس المتصل الذي توافر فيه شرطا الاعتدالية والتجانس .

٢- دراسة (Clason & Dormody, 1994) وهى دراسة تتبعية قامت بتحليل الدراسات التي استخدمت مقاييس تدريج Likert كبيانات فردية أو رتبية ، ومعرفة الأساليب الإحصائية التي استخدمت معها فتوصلت إلى أن ٥٤% من عدد الدراسات استخدمت فقط إحصاءات وصفية متوسطات وانحرافات معيارية وتكرارات ونسب مئوية لكل بديل ،١٣% من عدد الدراسات استخدم أساليب لابارامترية مثل اختبار مربع كا ،اختبار مان وتني ولكوكسون ، واختبار كروسكال- واليس ،٣٤% من الدراسات استخدم اختبار " ت " و اختبار " ف " اللذين يتطلبان توافر شرطي الاعتدالية والتجانس .

٣- دراسة (Kahler et al., 2008) التي توصلت إلى العديد من النتائج منها أن

استخدام بدائل لابارامترية في حالة بيانات تدريج Likert يعطي نتائج أفضل موثوقية وأن اللجوء إلى الأساليب البارامترية في معالجة بيانات ليكرت يتوقف على وجود حجم عينة كبير (٣٠٠ فأكثر) مع زيادة عدد بدائل ليكرت إلى ٨ بدائل ، والذي يعطي فرصة أكثر لوجود توزيع اعتدالي .

٤- دراسة (Hecke, 2010) التي أُجريت على عينات مختلفة الحجم (١٠ ، ٢٠ ، ٣٠) مفحوصاً ، وتوصلت الدراسة إلى العديد من النتائج منها أنه في حالة الأحجام الصغيرة المختلفة والبيانات المعتمدة على تدريج Likert يعطي اختبار" كروسكال- وليس " نتائج أكثر موثوقية من اختبار تحليل التباين أحادي الاتجاه ومن ثم يتأثر اختبار " ف " أحادي الاتجاه بانتهاك افتراضات التوزيع .

٥- دراسة (Kaptein et al., 2010) التي أُجريت على (٢٠٠) مفحوصاً ، وتوصلت الدراسة إلى العديد من النتائج منها أن ٨٠,٦ % من الدراسات التي استخدمت مقاييس معتمدة على تدريج Likert اعتمدت في تحليل البيانات على اختبارات بارامترية مثل " T-test " و " Anova " تتطلب شرطي الاعتدالية والتجانس ، وأن ٨.٣% منها اعتمدت على اختبارات لا بارامترية ، كما توصلت إلى أن المعالجة البارامترية لبيانات تدريج Likert تؤدي إلى نتائج غير متسقة وأقل ثباتاً ، وفي المقابل نجد أن استخدام أسلوب لابارامتري لتحليل التباين الثنائي يسمى Anova Type Statistic (ATS) يلائم التصميمات العاملية ويؤدي لنتائج أكثر قوة و اتساقاً .

٦- دراسة (Kim, 2010) التي أُجريت على (٢٠١) مفحوصاً ، وتوصلت الدراسة إلى العديد من النتائج منها أن الصيغ الثلاث للمقياس الذي يعتمد على تدريج Likert (٥ بدائل – ٦ بدائل – ٧ بدائل) تعطي قيماً مقبولة فيما يتعلق بالثبات والصدق ، ولكن هناك بعض الفروق فزيادة عدد البدائل يزيد معامل Alpha-Cronbach ، كما أن صدق التكوين الفرضي كما يُقاس بالتحليل العاملي الاستكشافي والتوكيدي أضعف في حالة السبع بدائل ، ومن ثمَّ فزيادة البدائل يقلل الصدق ، كما أن عدد البدائل يؤثر على نتيجة اختبار " ت " .

٧- دراسة (Narli, 2010) التي أُجريت على (٢٠) مفحوصاً بهدف وضع طريقة بديلة لطريقة تدريج Likert في تقدير السلوك تُسمَّى طريقة تحليل بيانات المجموعات الخام Rough set data analysis ، وتوصل إلى فاعليتها في إعطاء معلومات يمكن فهمها وتفسيرها عن خصائص المستجيبين .

٨- دراسة (Weijters et al., 2010) التي أُجريت على (١٢٠٧) مفحوصاً كدراسة أولى تبعتها دراسة تجريبية تكونت من (٢٢٦) مفحوصاً ، وتوصلت الدراسة إلى العديد من النتائج منها زيادة عدد البدائل من ٢ إلى ٣ لا يؤثر على استجابات الإذعان ، ولكن ينقص الاستجابات المتطرفة ، كما أن المقياس الخماسي مع نهايتين متطرفتين يؤدي إلى نتائج أفضل لأنه يُنقص سوء الاستجابة للعبارات السلبية ، فضلاً عن اشتمال نقطة متوسطة يسهم أيضاً في زيادة الإذعان ، والبدائل اللفظية تؤدي إلى زيادة الإذعان وتخفض الميل للاستجابات المتطرفة ، وأخيراً أن الصيغة اللفظية للبنود تؤثر على نتائج الانحدار البسيط كما ظهر من الدراسة الثانية .

٩- دراسة (Winter & Dodou, 2010) التي أُجريت على (١٠٠٠٠) مفحوصاً تخيلياً بمحاكاة الكمبيوتر Computer Simulation ، و توصلت الدراسة إلى العديد من النتائج منها عدم تأثير تدريج Likert الخماسي على قوة اختبارين إحصائيين أحدهما بارامتري وهو اختبار " ت " والآخر لابارامتري وهو اختبار " مان – وتنى " وأن الاختبارين يعطيا نتائج متكافئة ، ومن ثم لم يكن هناك تأثير لتدريج Likert على الاعتدالية أو التجانس الأمر الذي دعاهما إلى التوصية بعدم قلق الباحثين في استخدام اختبار " مان – وتنى " إذا كان حجم العينة صغير .

◆ **تعقيب على الإطار النظري و نتائج الدراسات والبحوث السابقة :**

من خلال ما تم عرضه من إطار نظري و دراسات وبحوث سابقة يُلاحظ الآتي :-

١- وجود أهمية لطريقة تدريج Likert المستخدمة في تصميم المقياس النفسي ، ويتضح ذلك من خلال وجود عدد لا بأس به من الدراسات التي أُجريت على

فعالية هذه الطريقة وبدائلها المتنوعة .

٢- تنوعت الدراسات التي فحصت تأثير طريقة تدريج Likert على الخصائص السيكومترية للمقياس ، فبعضها استخدم النقطة المتوسطة في تدريج Likert (Garland, 1991; Kulas et al., 2008) ، وبعضها استخدم النقطة المتوسطة مع عدد البدائل (Guy & Norvell, 1977; Adelson & McCoach, 2010) ، وبعض الدراسات فحص عدد بدائل تدريج Likert (Jacoby & Matell, 1971؛ Ray, 1980 ؛ Flamer, 1983 ؛ Birkett, 1986؛ Chang, 1993 ؛ حسين أحمد العكام ، ١٩٩٥ ؛ نورة صالح المحيميد ، ١٩٩٩ ؛ سعيد حسن الغامدي ، ٢٠٠٣ ؛ Preston & Colman, 2000 ؛ Dolnicar & Grun, 2007 ؛ Grassi et al., 2007 ؛ محمد حسين سعيد ، ٢٠٠٧ ؛ Lozano et al., 2008 ؛ Maydeu-Olivares et al., 2009؛ Chomeya, 2010) والبعض منها استخدم النقاط المتطرفة وعدد البدائل (Hadge & Gillespie, 2003 ؛ محسوب عبدالقادر الضوي ، ٢٠١١)، ومنها التي استخدمت ترتيب بدائل تدريج Likert والنهايات المتطرفة (Hartley & betts, 2010) .

٣- لا يوجد اتفاق حول تأثير عدد بدائل تدريج Likert على ثبات المقياس ،فبعضها توصل إلى أن ثبات المقياس يزداد بزيادة عدد البدائل ومن هذه الدراسات Ray, 1980) ؛ Birkett, 1986 ؛ نورة صالح المحيميد ، ١٩٩٩ ؛ Preston & Colman, 2000 ؛ سعيد حسن الغامدي ، ٢٠٠٣ ؛ Hadge & Gillespie, 2003 ؛ Lozano et al., 2008 ؛ Maydeu-Olivares et al., 2009؛ Adelson & McCoach, 2010 ؛ Chomeya, 2010 ؛ Kim,2010) ، وبعضها توصل إلى أن ثبات المقياس يقل بزيادة عدد البدائل (chang, 1993) ، كما توصل البعض منها إلى عدم وجود تأثير لعدد بدائل تدريج Likert على ثبات المقياس (Jacoby & Matell, 1971 ؛ حسين أحمد العكام ،١٩٩٥ ؛ Dolnicar&Grun,2007 ؛ Grassi et al. 2007 ؛ محمد حسين سعد ،

٢٠٠٧ ؛ Kulas et al., 2008 ؛ Maydeu-Olivares et al.,2009 ؛ محسوب عبدالقادر الضوي ، ٢٠١١) .

٤- لا يوجد اتفاق حول تأثير عدد بدائل تدريج Likert على صدق المقياس ، فبعضها توصل إلى أن صدق المقياس يزداد بزيادة عدد البدائل ومن هذه الدراسات (Preston & Colman, 2000 ؛ Flamer, 1983 ؛ Hadge & Chomeya, 2010 ؛ Lozano et al., 2008 ؛ Gillespie, 2003) ، وبعضها توصل إلى أن صدق المقياس يقل بزيادة عدد البدائل (Chang, 1993; Kim, 2010) ، وبعضها توصل إلى عدم وجود تأثير لعدد بدائل تدريج Likert على صدق المقياس ومن هذه الدراسات (Jacoby & Matell, 1971 ؛ سعيد حسن الغامدي ، ٢٠٠٣ ؛ Dolnicar & Grun, 2007 ؛ Grassi et al., 2007 ؛ Kulas et al., 2008 ؛ Adelson & McCoach, 2010) .

٥- بإطلاع الباحِثَيْن على عدد كبير من الدراسات التي أُجريت على طريقة Likert اتضح وجود ندرة في الدراسات التي تناولت العلاقة بين طريقة Likert واعتدالية وتجانس البيانات وما يترتب عليهما من نتائج إحصائية ، فلم يجد الباحثان إلا دراسات قليلة في هذا الصدد ، احتوت على علاقة طريقة Likert بالنتائج الإحصائية متمثلةً في اختبار " ت " (Kim, 2010) أو في اختبار " ت " واختبار " مان – وتني " (Winter & Dodou, 2010) ، أو اختبار " ف " أحادي الاتجاه وبديله اللابارامترى اختبار " كروسكال – واليس" (Hecke, 2010)، أو تحليل التباين الثنائي وبديلين لا بارامتريين له (Kahler et al., 2008)، أو اختبار " ت " واختبار " ف " أحادي الاتجاه (kaptein et al., 2010) ، أو تحليل الانحدار (Russell & Bobko, 1992; Weijters et al., 2010) .

٦- تنوع الأساليب الإحصائية المستخدمة مع بيانات تدريج Likert الرتبية (Clason & Dormody, 1994) .

٧- بإطلاع الباحِثَيْن على عدد كبير من الدراسات التي أُجريت على طريقة ليكرت اتضح وجود ندرة في الدراسات التي تناولت العلاقة بين عدد بدائل ليكرت والنتائج

الإحصائية (Kahler et al., 2008; Kim, 2010).

٨- يعالج عدد من الباحثين البيانات المستخلصة بُناءً على تدريج Likert والتي تأخذ طابع رتبي في الأصل كبيانات متصلة ، وهذه تؤدي إلى أخطاء إحصائية ولذلك استخدم (Narli, 2010) طريقة بديلة لتدريج Likert تُسمى طريقة تحليل بيانات المجموعات الخام ، وهذا إن دلَّ على شئ فإنما يدل على تأثير اختلاف الصيغ المختلفة لتدريج Likert على النتائج الإحصائية .

٩- بإطلاع الباحثَيْن على عدد كبير من الدراسات التي أُجريت على طريقة ليكرت لم يجدا دراسات ربطت بين ثبات وصدق المقياس من جانب والنتائج الإحصائية المترتبة على ذلك من جانب آخر .

وبناء علي ما تقدم ونتيجة لقلة الدراسات والبحوث في هذا المجال ، نبعت فكرة الدراسة الحالية لإلقاء الضوء علي تأثير عدد بدائل تدريج " ليكرت " Likertعلي الخصائص السيكومترية للمقياس النفسي وافتراضات التصميم العاملي ثنائي الاتجاه .

فروض الدراسة :

مما تم عرضه من خلفية نظرية ودراسات سابقة على متغيرات الدراسة الحالية ، يتضح ضرورة صياغة الفرضين الأوليين من فروض الدراسة الحالية صياغة صفرية نظراً لعدم وجود اتفاق حول تأثير عدد بدائل تدريج Likert على ثبات وصدق المقياس النفسي ، أما بالنسبة للفرض الثالث فيتضح أن عدد بدائل تدريج Likert والمقاييس التي تعتمد التدريج تؤثر بدرجة أو بأخرى على الاعتدالية والتجانس ، ولذلك تم صياغة الفرض الثالث صياغة تقريرية وليست صفرية كالتالي :-

١- لا يوجد تأثير لمتغير عدد بدائل تدريج Likert لبنود مقياس مفهوم الذات (ذي البديلين - ذي الثلاثة بدائل - ذي الخمسة بدائل) على معاملات ثبات Alpha-Cronbach للمقياس الكلي وأبعاده الأربعة (مفهوم الذات الأكاديمي - مفهوم الذات الجسمي - مفهوم الذات الاجتماعي-الثقة بالنفس).

٢- لا يوجد تأثير لمتغير عدد بدائل تدريج Likert لبنود مقياس مفهوم الذات (ذى البديلين - ذي الثلاثة بدائل - ذي الخمسة بدائل) على صدق التكوين الفرضي

للمقياس كما يُقاس بـ (مؤشرات جودة المطابقة للنموذج البنائي الخاص بالمقياس – دلالة الفروق بين الاتساقات الداخلية لبنود المقياس عبر المجموعات) .

٣- يوجد تأثير لمتغير عدد بدائل تدريج Likert لبنود مقياس مفهوم الذات (ذى البديلين – ذي الثلاث بدائل – ذي الخمس بدائل) على اعتدالية وتجانس بيانات مجموعات وخلايا اختبار ف٢×٢ .

إجراءات الدراسة :

أولاً : عينة الدراسة :

تكونت عينة الدراسة الحالية من (٥٨٧) طالباً وطالبة بكلية التربية بقنا – جامعة جنوب الوادي ، بالأقسام المختلفة العلمية والأدبية ، بمتوسط عمري قدره ٢١.٥ سنة ، وانحراف معياري قدره ٠.٨٥ سنة ، وفيما يلي توزيع لأفراد العينة تبعاً لمتغيري النوع (ذكور – إناث) والتخصص الدراسي (علمي – أدبي) ، كما هو موضح في جدول (٢) التالي :

جدول (٢)

عينة الدراسة وتوزيعها في ضوء متغيري النوع (ذكور – إناث)

والتخصص الدراسي (علمي – أدبي)

المتغير / تخصص	النوع		العدد الكلي
	ذكور	إناث	
علمي	ن= ٧٥ م= ٢١,٣ ،ع= ٠,٦٢	ن= ٢٠٣ م= ٢١,٤ ،ع= ٠,٧١	ن= ٢٧٨ م= ٢١,٤ ،ع= ٠,٧٢
أدبي	ن= ٥٤ م= ٢١,١ ،ع= ٠,٤٧	ن= ٢٥٥ م= ٢١,٢ ،ع= ٠,٥٨	ن= ٣٠٩ م= ٢١,٢ ،ع= ٠,٥٧
العدد الكلي	ن= ١٢٩ م= ٢١,٤ ،ع= ٠,٧٧	ن= ٤٥٨ م= ٢١,٥ ،ع= ٠,٨٩	ن= ٥٨٧ م= ٢١,٥ ،ع= ٠,٨٩

ثانياً : أداة الدراسة : مقياس مفهوم الذات للراشدين :

أعد مقياس مفهوم الذات للراشدين (صلاح الدين أبو ناهية ، ١٩٩٩) ، وهو يتكون من (٨٠) بند موزعين بالتساوي على أربعة أبعاد (مفهوم الذات الأكاديمي –

مفهوم الذات الجسمي – مفهوم الذات الاجتماعي – الثقة بالنفس) بمعدل ٢٠ بند لكل بعد ، وتتبع البنود تدريج Likert الثلاثي (نعم – إلى حد ما – لا) .

وقد تكون سلم الاستجابة على المقياس من (٣) استجابات موزعة على النحو التالي : (نعم : درجتان ، إلى حد ما : درجة واحدة ، لا : صفر) ، هذا بالنسبة للبنود الإيجابية ، أما بالنسبة للبنود السلبية فقد تم عكس السلم قبل إجراء التحليل الإحصائي .

ويمكن الحصول علي درجة كلية للمقياس ، وهي مجموع الدرجات التي يحصل عليها الفرد في كل عبارة ، كما يمكن حساب الدرجة الفرعية لكل بعد من الأبعاد الأربعة التي يشتمل عليها المقياس ، حيث أن كل بعد من الأبعاد يمثل عمود في مفتاح التصحيح وهم كالآتي : العمود الأول يمثل البعد الأول الأكاديمي ، والعمود الثاني يمثل البعد الجسمي ، والعمود الثالث يمثل البعد الاجتماعي ، والعمود الرابع يمثل بعد الثقة بالنفس .

والملحق رقم (١) يبين المقياس الحالي وبنوده السلبية والإيجابية ، وكذلك مفتاح التصحيح للمقياس ، ولقد قام الباحثان بوضع المقياس في ثلاث صور تختلف فقط في عدد البدائل مع الاحتفاظ بمحتوى أو مضمون العبارة دون تغيير ، وذلك كالآتي :-

١- الصورة الأولي : ثنائية البدائل (نعم – لا) .
٢- الصورة الثانية (الصورة الأصلية) : ثلاثية البدائل (نعم – إلي حد ما – لا) .
٣- الصورة الثالثة : خماسية البدائل (نعم – غالباً – إلى حد ما – نادراً – لا) .

وقد روعي قبل عملية إدخال البيانات في التحليل الإحصائي استبعاد الاستجابات غير المكتملة ، وكذلك استبعاد الاستجابات ذات النمط الواحد (اختيار بديل واحدة فقط علي جميع البنود) ، فضلاً عن الاستجابات غير الصحيحة (اختيار أكثر من بديل على نفس البند على أي صورة من صور المقياس الثلاث) .

كما تم مراجعة مصفوفة البيانات بعد إدخالها للتأكد من عدم وجود أخطاء في رصد الدرجات المناظرة للاستجابات ، وأيضاً حذف الدرجات المتطرفة قبل حساب معاملات الثبات والصدق .

- **الكفاءة السيكومترية للمقياس** :

قام معد المقياس (صلاح الدين أبو ناهية ، ١٩٩٩ ، ٢٥ – ٢٨) بحساب الخصائص السيكومترية له ؛ حيث توصل إلى أن المقياس يتميز بمعاملات صدق مقبولة كما تقاس بمعاملات الاتساق الداخلي بين درجة كل بعد والدرجة الكلية للمقياس وهى معاملات ارتباط تراوحت بين (٠.٧٧١ – ٠.٨٠٣) وهى قيم دالة إحصائياً ، وإلى تميز المقياس بصدق المحتوى والذي تم التحقق منه بواسطة صدق المحكمين ، وكذلك تمييز المقياس بالصدق التلازمي ، والصدق التمييزي بطريقة المقارنة الطرفية ، كما يتسم المقياس بمعاملات ثباتُ مرضية حيث توصل إلي أن معاملات الثبات للأبعاد والدرجة الكلية علي المقياس تراوحت بين (٠.٦٨٤ – ٠.٠٩١) بالنسبة لطريقة إعادة الاختبار ، وتراوحت بين (٠.٧٣٩ – ٠.٩٣٠) بالنسبة لطريقة التجزئة النصفية .

كما أُجريت مجموعة من الدراسات على مقياس مفهوم الذات للراشدين ، وتوصلت إجمالاً إلى تميز الصورة الأصلية لمقياس مفهوم الذات بخصائص سيكومترية مقبولة ، فلقد توصلت دراسة (رسمية سعيد حنون ، ٢٠٠١) إلى تميز المقياس بثبات كما يُقاس بمعامل Alpha-Cronbach قدره ٠.٩١ للمقياس الكلي ، و ٠.٩٤ لبعد مفهوم الذات الأكاديمي ، و ٠.٨٧ لبعد مفهوم الذات الجسمي ، و ٠.٨٨ لبعد مفهوم الذات الاجتماعي ، و ٠.٨٦ لبعد الثقة بالنفس ، وإلى تميز المقياس بصدق محتوى والذي تم التحقق منه بواسطة صدق المحكمين ، كما توصلت دراسة (فايز علي الأسود ، ٢٠٠٤) إلى تميز المقياس بمعاملات صدق مقبولة كما تُقاس بمعاملات الارتباط البينية بين درجة كل بند ودرجة البعد المنتمية إليه ، وكذلك درجة البعد والدرجة الكلية للمقياس وهى معاملات ارتباط تراوحت إجمالاً بين (٠.٢٤٩ – ٠.٨١٣) وهى قيم دالة إحصائياً ، كما يتسم المقياس بمعامل ثبات باستخدام طريقة التجزئة النصفية للمقياس ككل قدره ٠.٨٠٣ ، ومعامل ثبات بواسطة معامل Alpha-Cronbach قدره ٠.٨٣٧ للمقياس ككل ، و ٠.٧٠٧ لبعد مفهوم الذات الأكاديمي ، و ٠.٦١٤ لبعد مفهوم الذات الجسمي ، و ٠.٦٢٢ لبعد مفهوم الذات

الاجتماعي ، و ٠.٧٠٢ لبعد الثقة بالنفس .

أما الخصائص السيكومترية (الثبات كما يُقاس بمعامل Alpha-Cronbach وصدق التكوين الفرضي كما يُقاس بكل من مؤشرات جودة المطابقة للنموذج البنائي الخاص بالمقياس ودلالة الفروق بين الاتساقات الداخلية لبنود المقياس عبر المجموعات) فهي تعد من الأهداف الرئيسة للدراسة ، وسيتم التحقق منها من خلال نتيجتي الفرضين الأول والثاني .

ثالثاً : إجراءات التطبيق :

اتبع الباحثان الإجراءات التالية لتطبيق أداة الدراسة الرئيسية الصورة الثانية (ذات الثلاثة بدائل) ، والصورتين المقترحتين : الصورة الأولى (ذات البديلين) والصورة الثالثة (ذات الخمسة بدائل) ، تلتها تفريغ الدرجات ومعالجتها إحصائياً للتحقق من صحة الفروض الموضوعة كالتالي :-

١- تم تطبيق الثلاث صور من مقياس مفهوم الذات في آنٍ واحد على أفراد عينة الدراسة المكونين من (٦٠٣) فرداً ، حيث يقابل كل بند من بنود المقياس المكون من (٨٠) بند الثلاثة أنماط من تدريج Likert : نمط البديلين (نعم – لا) ؛نمط الثلاث بدائل (نعم – إلى حد ما – لا) ؛نمط الخمس بدائل (نعم – غالباً – إلى حد ما – نادراً – لا) .

٢- تم تفحص استجابات أفراد العينة على الثلاث صور ، واستبعاد الاستجابات غير المكتملة أو الاستجابات ذات النمط الواحد (اختيار بديل واحدة فقط علي جميع البنود) أو الاستجابات غير الصحيحة (اختيار أكثر من بديل على نفس البند على أي صورة من صور المقياس الثلاث) ، وكان نتيجة ذلك استبعاد عدد (١٦) فرداً ، وبذلك وصل العدد الكلي لأفراد العينة (٥٨٧) فرداً .

٣- تم تصحيح استجابات أفراد العينة النهائية (٥٨٧) فرداً على كل صورة من صور المقياس الثلاث ، وفقاً لمفتاح التصحيح الخاص بكل صورة والموضح في ملحق (١) ، وبالتبعية تفريغ درجاتهم على برنامج SPSS ، بحيث كل فرد يصبح لديه

(٢٤٠) درجة على الـ (٢٤٠) بنداً الممثلين للصور الثلاث تمهيداً لإجراء المعالجات الإحصائية اللازمة للتحقق من صحة الفروض الموضوعة .

٤- تم تفريغ البيانات الاسمية لكل فرد [نوعه (ذكر – أنثى) ، تخصصه (علمي – أدبي)] ، وفقاً لكود خاص : ذكر(١) – أنثى (٢) – علمي (١) ، أدبي (٢) ، وتم تعريف البرنامج بهذا الكود لسهولة تفسير النتائج .

٥- تم حساب معامل ثبات Alpha-Cronbach لكل صورة من الصور الثلاث ، وكذلك معاملات الارتباط بين درجات كل صورتين من صور المقياس الثلاث على أفراد العينة الكلية ، وذلك للتحقق من صحة الفرض الأول .

٦- تم التوصل إلى مؤشرات جودة المطابقة للنموذج البنائي المفترض بواسطة معد المقياس ، وذلك على كل صورة من الصور الثلاث على أفراد العينة الكلية .

٧- تم تقسيم أفراد العينة الكلية عشوائياً إلى مجموعتين بواسطة أحد خيارات برنامج SPSS وهو خيار Select Cases ، وحساب معامل Alpha-Cronbach لكل صورة من صور المقياس الثلاث وذلك على كل مجموعة من المجموعتين .

٨- في ضوء الخطوتين ٦ ،٧ تم معالجة الفرض الثاني .

٩- تم تقسيم أفراد المجموعة الكلية (٥٨٧) فرداً إلى أربع مجموعات [٧٥ (علمي – ذكور) ، ٥٤ (أدبي – ذكور) ، ٢٠٣ (علمي – إناث) ، ٢٥٥ (أدبي – إناث)] ، ثم تم التوصل إلى اعتدالية وتجانس البيانات لخلايا ومجموعات اختبار ف٢×٢ ، نتيجة تطبيق كل صورة من الصور الثلاث للمقياس ، وذلك لمعالجة الفرض الثالث .

رابعاً: المعالجة الإحصائية للدراسة :

لمعالجة فروض الدراسة تم استخدام الأساليب الإحصائية التالية :

١- لمعالجة الفرض الأول والمتعلق بمقارنة معاملات ثبات Alpha-Cronbach تم استخدام كل من :

أ- معامل ثبات Alpha-Cronbach باستخدام برنامج SPSS .

ب- معامل ارتباط بيرسون باستخدام برنامج SPSS .

جـ- معادلة (١) للتعرف على دلالة الفروق بين معاملي ثبات ألفا - كرونباخ لمجموعتين مرتبطتين ، ولقد تم برمجة المعادلة على برنامج EXCEL ، للتحرر من الأخطاء اليدوية في الحسابات .

٢- لمعالجة الفرض الثاني المتعلق بمقارنة صدق التكوين الفرضي بين صور المقياس الثلاث ، تم استخدام كل من :

أ-التحليل العاملى التوكيدى باستخدام أسلوب النمذجة البنائية عن طريق برنامج AMOS3.6 .

ب- معادلة (٢) للتعرف على دلالة الفروق بين الاتساقات الداخلية لكل صورة عبر المجموعات ، ولقد تم برمجة المعادلة على برنامج EXCEL ، للتحرر من الأخطاء اليدوية في الحسابات .

٣- لمعالجة الفرض الثالث ، والمتعلق بشرطي الاعتدالية والتجانس لتحليل التباين الثنائي تم استخدام :-

أ- معامل الالتواء للتحقق من شرط الاعتدالية .

ب- اختبار Levene للتحقق من شرط التجانس .

جـ- اختبار ف٢×٢ للقياسات المستقلة .

خامساً: المنهج المستخدم في الدراسة :

إن التجربة هي نوع من الملاحظة المقننة أو المضبوطة ، إلا أنها تتميز عن محض الملاحظة في أنها تتطلب تدخلاً أو معالجة يقوم بها الباحث أو المجرب ، فالمجرب هو الذي يصطنع أحد العوامل أو المتغيرات ويتحكم فيه ويعالجه ولهذا يسمى المتغير المستقل ، ثم يلاحظ ما إذا كان عاملاً أو متغيراً آخراً (أو مجموعة أخرى من العوامل أو المتغيرات) تختلف تبعاً لاختلاف المتغير المستقل وكيف يحدث هذا الاختلاف ، ويسمى هذا العامل الآخر المتغير التابع ، وهذا الإجراء ينتمي إلى نوع من البحوث يسمى البحث التجريبي (فؤاد أبو حطب ، آمال صادق ، ١٩٩١ ، ٩٨) .

ونظراً لأن أفراد العينة في الدراسة الحالية يمرون بثلاثة مواقف تجريبية بحيث أن استجابة المفحوصين على كل صورة من صور المقياس الثلاث تمثل موقف تجريبي ، لذا فإن الدراسة الحالية تتعدى مرحلة وصف الظاهرة والتي يتسم بها (المنهج الوصفي) ، إلى مرحلة إحداث تغير مضبوط في الظاهرة موضوع الدراسة باختبار ثلاث صور مختلفة للمقياس [الصورة ذات البديلين – الصورة ذات الثلاثة بدائل – الصورة ذات الخمسة بدائل] لمعرفة آثارها المترتبة عليها في الخصائص السيكومترية للمقياس [ثبات الاتساق الداخلي (معامل Alpha-Cronbach) – صدق التكوين الفرضي باستخدام التحليل العاملى التوكيدى، ودلالة الفروق بين الاتساقات الداخلية لكل صورة عبر المجموعات] وكذلك اعتدالية وتجانس البيانات وما يترتب عليه من نتيجة اختبار ف٢×٢ (المتغيرات التابعة) ، وعلى ذلك فإن المنهج الذي تتبعه الدراسة الحالية هو (المنهج التجريبي) .

نتائج الدراسة :

[١] - نتائج الفرض الأول و تفسيرها :

والذي ينص علي " لا يوجد تأثير لمتغير عدد بدائل تدريج Likert لبنود مقياس مفهوم الذات (ذي البديلين – ذي الثلاثة بدائل – ذي الخمسة بدائل) على معاملات ثبات Alpha-Cronbach للمقياس الكلي وأبعاده الأربعة (مفهوم الذات الأكاديمي – مفهوم الذات الجسمي – مفهوم الذات الاجتماعي – الثقة بالنفس) .

ولمعالجة هذا الفرض إحصائياً تم استخدام برنامج SPSS لحساب معاملات ثبات Alpha-Cronbach لكل صورة من الصور الثلاث موضوع الدراسة ، وللتعرف على الدلالة الإحصائية للفروق بن كل معاملين من معاملات الثبات الثلاثة تم استخدام معادلة (١) ، وجداول (٣ ، ٤ ، ٥ ، ٦ ، ٧) توضح نتائج هذا الفرض .

جدول (٣)

الفروق بين معاملي ثبات Alpha-Cronbach لكل صورتين من صور مقياس مفهوم الذات (الدرجة الكلية)

البيانات الإحصائية / الصورتين موضوع المقارنة	r	T	درجات الحرية	مستوى الدلالة
الصورة ثنائية البدائل (٠.٧٩٥) ، الصورة ثلاثية البدائل (٠.٩١٢)	٠.٦٨٥	١٤.٤٧	٥٨٥	٠.٠١
الصورة ثنائية البدائل (٠.٧٩٥) ، الصورة خماسية البدائل (٠.٩٠٧)	٠.٦٩٢	١٣.٦٠	٥٨٥	٠.٠١
الصورة ثلاثية البدائل (٠.٩١٢) ، الصورة خماسية البدائل (٠.٩٠٧)	٠.٨٣١	١.٢٠	٥٨٥	غير دالة

جدول (٤)

الفروق بين معاملى ثبات Alpha-Cronbach لكل صورتين من صور مقياس مفهوم الذات (بعد مفهوم الذات الأكاديمي)

البيانات الإحصائية / الصورتين موضوع المقارنة	r	T	درجات الحرية	مستوى الدلالة
الصورة ثنائية البدائل (٠.٧١٠) ، الصورة ثلاثية البدائل (٠.٧٣٨)	٠.٦٤٨	١.٦١	٥٨٥	غير دالة
الصورة ثنائية البدائل (٠.٧١٠) ، الصورة خماسية البدائل (٠.٧٤٠)	٠.٦٤٣	١.٧٣	٥٨٥	غير دالة
الصورة ثلاثية البدائل (٠.٧٣٨) ، الصورة خماسية البدائل (٠.٧٤٠)	٠.٧٢٠	٠.١٣٤	٥٨٥	غير دالة

جدول (٥)

الفروق بين معاملى ثبات Alpha-Cronbach لكل صورتين من صور

مقياس مفهوم الذات (بعد مفهوم الذات الجسمي)

البيانات الإحصائية / الصورتين موضوع المقارنة	r	T	درجات الحرية	مستوى الدلالة
الصورة ثنائية البدائل (٠.٣٣٠) ، الصورة ثلاثية البدائل (٠.٧٠٨)	٠.٤٥٤	١١.٦١	٥٨٥	٠.٠١
الصورة ثنائية البدائل (٠.٣٣٠) ، الصورة خماسية البدائل (٠.٧٠٨)	٠.٤١٩	١١.٣٩	٥٨٥	٠.٠١
الصورة ثلاثية البدائل (٠.٧٠٨) ، الصورة خماسية البدائل (٠.٧٠٨)	٠.٧١٦	صفر	٥٨٥	غير دالة

جدول (٦)

الفروق بين معاملى ثبات Alpha-Cronbach لكل صورتين من صور

مقياس مفهوم الذات (بعد مفهوم الذات الاجتماعي)

البيانات الإحصائية / الصورتين موضوع المقارنة	r	T	درجات الحرية	مستوى الدلالة
الصورة ثنائية البدائل (٠.٧٥٠) ، الصورة ثلاثية البدائل (٠.٨٠٠)	٠.٦٣٢	٣.٤٩	٥٨٥	٠.٠١
الصورة ثنائية البدائل (٠.٧٥٠) ، الصورة خماسية البدائل (٠.٧٨٨)	٠.٦٦٠	٢.٦٦	٥٨٥	٠.٠١
الصورة ثلاثية البدائل (٠.٨٠٠) ، الصورة خماسية البدائل (٠.٧٨٨)	٠.٧٤٧	١.٠٦	٥٨٥	غير دالة

جدول (٧)

الفروق بين معاملى ثبات Alpha-Cronbach لكل صورتين من صور مقياس مفهوم الذات (بعد الثقة بالذات)

البيانات الإحصائية / الصورتين موضوع المقارنة	r	T	درجات الحرية	مستوى الدلالة
الصورة ثنائية البدائل (٠.٥٩٤) ، الصورة ثلاثية البدائل (٠.٧٥٩)	٠.٥٥٢	٧.٦٥	٥٨٥	٠.٠١
الصورة ثنائية البدائل (٠.٥٩٤) ، الصورة خماسية البدائل (٠.٧٣٦)	٠.٥٤٩	٦.٢٣	٥٨٥	٠.٠١
الصورة ثلاثية البدائل (٠.٧٥٩) ، الصورة خماسية البدائل (٠.٧٣٦)	٠.٧٣٥	١.٦٣	٥٨٥	غير دالة

- **تفسير نتائج الفرض الأول** :-

يُلاحَظ من جداول (٣ ، ٤ ، ٥ ، ٦ ، ٧) التي تبين نتيجة الفرض الأول أنه باستثناء بعد مفهوم الذات الأكاديمي في الصورة ثنائية البدائل نجد أفضلية كل من المقياس ثلاثي البدائل والمقياس خماسي البدائل على المقياس ثنائي البدائل من حيث ثبات الاتساق الداخلي المقاس بواسطة معامل Alpha-Cronbach ، كما يُلاحَظ في الوقت نفسه عدم وجود فروق ذات دلالة إحصائية بين المقياس الثلاثي والمقياس الخماسي في هذا الثبات ، وإذا تأملنا فحوى هذه النتيجة الإجمالية للفرض الحالي نجد أن أفضلية كل من المقياس ثلاثي البدائل والمقياس خماسي البدائل على المقياس ثنائي البدائل من حيث الثبات ترجع إلى وجود النقطة المتوسطة التي تميز كل من المقياس ثلاثي البدائل والمقياس خماسي البدائل ولا يمكن عزو هذا التفوق إلى عدد البدائل ويتضح ذلك من خلال عدم اختلاف الصورتين الثلاثية والخماسية إحصائياً في الثبات ، وعلى ذلك يمكن تفسير النتيجة الإجمالية للفرض الحالي بشئ من التفصيل كالتالي :-

١. يُلاحَظ من جداول (٣ ، ٤ ، ٥ ، ٦ ، ٧) أنه بالرغم من اتسام الصورة الأصلية الكلية للمقياس وكذلك الصورتين المقترحتين الكليتين بثبات مقبول ، حيث أن قيم معامل Alpha-Cronbach للصور الثلاث من مقياس مفهوم الذات (كمقاييس كلية) الموضحة في جدول (٣) تعدت ٠,٧ وهو المحك الذي اعتمد عليه عدد لا بأس به من الباحثين في قبول قيمة Alpha-Cronbach منهم (Bozack, 2011)إلا أنه يُلاحَظ من جداول (٣ ، ٤ ، ٥ ، ٦ ، ٧) أن معاملات ثبات الصيغة ثلاثية البدائل (كدرجة كلية وكأبعاد فرعية) أفضل بشكل دال إحصائياً من معاملات ثبات الصيغة ثنائية البدائل (كدرجة كلية كأبعاد فرعية) ، باستثناء (بعد مفهوم الذات الأكاديمي) ، ويمكن إرجاع أفضلية الصيغة ثلاثية البدائل (نعم – إلى حد ما – لا) على الصيغة ثنائية البدائل (نعم – لا) في معامل Alpha-Cronbach إلى وجود النقطة المتوسطة أو المحايدة (إلى حد ما) التي تميز الصيغة ثلاثية البدائل (وهى الصيغة الأصلية لمقياس مفهوم الذات) ، فإذا أخذنا في الاعتبار أن قيمة معامل Alpha-Cronbach الممثلة للثبات تزداد في حالة زيادة الارتباط بين بنود المقياس نجد أن تزايد هذا المعامل في حالة الاستجابات الثلاثية المحتوية على نقطة متوسطة (مقابل الاستجابات الثنائية الخالية من النقطة المتوسطة) يعد أمراً منطقياً فوجود بديل " يتوسط " البديلين (نعم – لا) ربما يعطي أريحية للمفحوص للجوء لهذا الاختيار [النقطة المتوسطة (إلى حد ما)] في حالة تأرجحه بين الاختيارين (نعم – لا) ، وهو الأمر الذي لم يحدث في حالة الصيغة ثنائية البدائل (نعم – لا) الذي يجد المفحوص نفسه مضطراً للاختيار بين البديلين المتطرفين (نعم – لا) ، فعند تعرض المفحوص لبنود المقياس ، نجد النقطة المتوسطة ستعطي احتمالية أكبر لتكرارها على بنود معينة الأمر الذي سيزيد من الارتباط بين هذه البنود مما سيرفع من قيمة معامل Alpha-Cronbach أما عدم وجود فروق ذات دلالة إحصائية بين معاملي ثبات المقياس الفرعي مفهوم الذات الأكاديمي في الصيغة ثلاثية البدائل وما يناظره في الصيغة ثنائية البدائل فيمكن تفسيره من منطلق إحصائي ألا وهو أن قيمة " ت " =١.٦١ وهى قيمة دالة عند دلالة الطرف الواحد ، ففي حالة تبنينا مستوى

دلالة الطرف الواحد وليس دلالة الطرفين (المتبع في الفرض الحالي) تصبح القيمة دالة لصالح الصيغة ثلاثية البدائل ، كما أن قيمة معامل ثبات المقياس الفرعي ذي الثلاثة بدائل =٠.٧٣٨ ، وما يناظره في الصيغة ثنائية البدائل =٠.٧١٠ ، وهو ما يصب في صالح الصيغة الثلاثية البدائل ، ومن ثم يمكن القول إجمالاً أن الصيغة ثلاثية البدائل بمقاييسها الفرعية تتفوق في معاملات Alpha-Cronbach الممثلة للثبات على الصيغة ثنائية البدائل .

٢. كما يُلاحَظ أيضاً من جداول (٣ ، ٤ ، ٥ ، ٦ ، ٧) أن معاملات ثبات الصيغة خماسية البدائل (كدرجة كلية وكأبعاد فرعية) أفضل بشكل دال إحصائياً من معاملات ثبات الصيغة ثنائية البدائل (كدرجة كلية وكأبعاد فرعية) ، باستثناء (بعد مفهوم الذات الأكاديمي) ، ويمكن إرجاع أفضلية الصيغة خماسية البدائل (نعم – غالباً – إلى حد ما – نادراً – لا) على الصيغة ثنائية البدائل (نعم – لا) في معامل Alpha-Cronbach إلى إضافة ثلاثة خيارات أخرى للمفحوص تتوسط البديلين (نعم – لا) ، والذي أتاح حرية للمفحوص في إعطاء درجة الانطباق التي تلاؤمه ، وإذا أخذنا في الاعتبار طبيعة معامل Alpha-Cronbach التي تم إيضاحها في الفقرة السابقة نجد أن تزايد الثبات بوجود حلول وسطية من [٢ (نعم – لا)] إلى [٥ (نعم – غالباً – إلى حد ما – نادراً – لا)] يعد أمراً منطقياً أيضاً ، فالبنود المقيدة بخيارين فقط (نعم – لا) ستضع المفحوص في حيرة من أمره بالنسبة للبنود التي يحتاج فيها لخيار أوسط ، وهنا سيضطر المفحوص إلى اختيار أي البديلين (نعم – لا) ، وحيث أن الاستجابة على هذه البنود ليست نابعة من خلفية سيكولوجية بقدر ما هي وسيلة للتخلص من الموقف بإصدار أي استجابة ولذلك يُتَوقَّع تناقص الارتباطات بين البنود في الصيغة الثنائية ، وفي المقابل نجد إضافة ثلاثة خيارات أخرى للمفحوص تتوسط البديلين (نعم – لا) ، ستخلِّص المفحوص من هذه الحيرة و ستجعل استجابته دقيقة على البند و تعكس بالفعل استجابته الأصلية ، حيث يمكن تقسيم البنود من حيث استجابة المفحوص إلى نوعين ، النوع الأول لا يحتار المفحوص في الاستجابة عليها حيث يستجيب لها بنعم أو لا ، وهنا لا توجد مشكلة بين الصيغتين الثنائية والخماسية ، ولكن ما يسبب

مشكلة كما سبق ذكره هي البنود التي يتردد المفحوص في الاستجابة عليها بنعم أو لا ، وهنا تأتي فائدة الصيغة الخماسية ، والتي تعنى أن المفحوص سيختار من بين البدائل الأخرى (غالباً – إلا حد ما – لا) وبالتالي سنجد ارتباطات أعلى بين البنود (مقارنة بالصيغة الثنائية) ، الأمر الذي سيرفع من قيمة معامل Alpha-Cronbach (كممثل للثبات) للصيغة خماسية البدائل مقارنة بالصيغة ثنائية البدائل ، أما عدم وجود فروق ذات دلالة إحصائية بين معاملي ثبات المقياس الفرعي مفهوم الذات الأكاديمي في الصيغة خماسية البدائل وما يناظره في الصيغة ثنائية البدائل فيمكن تفسيره من منطلق إحصائي ألا وهو أن قيمة ت =١.٧٣ وهى قيمة دالة عند دلالة الطرف الواحد ، وذلك في حالة تبنينا مستوى دلالة الطرف الواحد وليس دلالة الطرفين (المتبع في الفرض الحالي) حيث تصبح القيمة دالة لصالح الصيغة خماسية البدائل ، كما أن قيمة معامل ثبات المقياس الفرعي ذي الخمسة بدائل =٠.٧٤٠ ، وما يناظره في الصيغة ثنائية البدائل =٠.٧١٠ ، وهو ما يصب في صالح الصيغة خماسية البدائل ، ومن ثم يمكن القول إجمالاً أن الصيغة خماسية البدائل بمقاييسها الفرعية تتفوق في معاملات Alpha-Cronbach الممثلة للثبات على الصيغة ثنائية البدائل .

٣. كما يُلاحَظ من الجدولين (٥ ، ٧) أن معاملي ثبات المقياسين الفرعيين من الصيغة ثنائية البدائل وهو مقياس مفهوم الذات الجسمي ، ومقياس الثقة بالنفس بلغ (٠.٣٣٠) ، (٠.٥٩٤) على الترتيب وهما معاملي ثبات غير مقبولين لأن قيمتهما أقل من (٠.٧٠٠) وهو المحك الذي تم تبنيه بواسطة عدد لا بأس به من الباحثين كما تم إيضاحه في الإطار النظري ومقدمة تفسير الفرض الحالي مما يعني عدم ثبات هذين المقياسين الفرعيين من مقياس مفهوم الذات ثنائي الاستجابة المكون من أربعة مقاييس فرعية و الذي يُضعف من خاصية الثبات للمقياس ، ولعل تفسير هذه النتيجة يتكامل مع تفسير النتيجتين الموضحتين في فقرتي (١ – ٢) واللتين توضحان أفضلية كل من المقياس ثلاثي البدائل والمقياس خماسي البدائل بشكل دال إحصائياً في الثبات على المقياس ثنائي البدائل .

٤. كما يُلاحظ أيضاً من جداول (٣ ، ٤ ، ٥ ، ٦ ، ٧) عدم وجود فروق ذات دلالة

إحصائية بين معاملات ثبات الصيغتين ثلاثية البدائل (كمقياس كلي ومقاييس فرعية) ، وخماسية البدائل (كمقياس كلي ومقاييس فرعية) ، والذي يعني أن الصيغتين ثلاثية البدائل وخماسية البدائل تعطيان قدراً مرتفعاً من ثبات الاتساق الداخلي ولا يوجد أفضلية (دالة) لإحداهما على الأخرى ، ويمكن تفسير هذه النتيجة إذا اتضح أن كل من الصيغتين الثلاثية والخماسية تحتويان على نقطة متوسطة ، كما أن بدائل الصيغة الثلاثية هي (نعم – إلى حد ما – لا) ، وبدائل الصيغة الخماسية هي (نعم – غالباً – إلى حد ما – نادراً – لا) ، ومن ثم يصبح ما يميّز الصيغة الخماسية عن الصيغة الثلاثية هو وجود البديلين غالباً ونادراً على يمين ويسار البديل الأوسط (إلى حد ما) على الترتيب ، ومن ثم نجد هناك عدة احتمالات لاستجابات الطلاب تصب في مجملها إلى عدم وجود اختلاف جوهري في ثبات الاتساق الداخلي (معامل Alpha-Cronbach) بين الصيغتين ، وهذه الاحتمالات كالتالي :-

- الطلاب الذين يجدون انطباق تام للعبارات عليهم ، وفي هذه الحالة سيختارون البديل " نعم " في الصيغتين .
- الطلاب الذين يجدون عدم وجود انطباق للعبارات عليهم ، وفي هذه الحالة سيختارون البديل " لا " في الصيغتين .
- الطلاب الذين يميلون إلى التوسطية في إجاباتهم ، ومن ثم سيختارون البديل " إلى حد ما " في الصيغتين .
- الطلاب الذين ترددوا بين الاختيارات الثلاثة (غالباً – إلى حد ما – نادراً) في الصيغة الخماسية التي تتوسط البديلين (نعم – لا) ، ربما يلجأ معظمهم إلى اختيار البديل الأوسط (إلى حد ما) كحل للموقف و تخلصاً من حالة التردد ، وهو نفس الأمر الذي سيفعلوه في الصيغة الثلاثية ، لأنهم يجدون فقط بديل واحد (أوسط) يتوسط البديلين (نعم – لا) .
- من النقاط الأربع السابقة نجد تشابه كبير بين استجابة الطلاب على الصيغة الثلاثية والصيغة الخماسية ، وهو ما يفسّر عدم وجود فروق ذات دلالة إحصائية بين معاملات الثبات المتناظرة في الصورتين .

في ضوء ما تمّ عرضه من نتيجة الفرض الأول وتفاصيل هذه النتائج يتضح أمران :

الأمر الأول : تفوق المقياس الذي يحتوي على نقطة متوسطة في تدريج Likert [(٣) أو (٥) بدائل] في الدراسة الحالية من حيث ثبات الاتساق الداخلي الممثل بمعامل Alpha-Cronbach على المقياس ثنائي البدائل ، وهناك عدد من الباحثين الذين أشاروا إلى أفضلية النقطة المتوسطة في تدريج Likert ، فلقد أوضح (Kulas et al., 2008, 258) أن النقطة المتوسطة أو المحايدة Neutral تعتبر أرض النجاة Dumping Ground للاستجابات التي تثير التردد ، كما أوضح (فؤاد أبو حطب ، آمال صادق ، ١٩٩١ ، ١٥٠) أن عدد البدائل يجب أن يكون فردياً لتوفير نقطة التوسط أو الحياد في المقياس ، كما أضاف (سعيد حسن الغامدي ، ٢٠٠٣ ، ٨٧) بأن المقياس كلما زادت بدائله إلى خمسة بدائل كان أمام المستجيب فرصة كافية لتحديد ما يشعر به تماماً واختيار البديل الذي يعبر عنه بدقة ، وهذا بدوره يزيد من كمية التباين الحقيقي على حساب تباين الخطأ مما يؤدي بالضرورة إلى زيادة في قيمة معامل الثبات ، وهذا بعكس البدائل القليلة التي تحتم على المستجيب اختيار بديل قد لا يعبر عما يشعر به تماماً ويكون اختياره له اضطرارياً لعدم وجود بديل أكثر دقة مما يؤدي إلى الوقوع في الأخطاء غير المقصودة أو تلك المقصودة نتيجة شعور المستجيب بأن المقياس لا يلبيّ احتياجاته ولا ينسجم مع رأيه ولا يعبر عن قدرته ، وهناك عدد من الدراسات التي تتفق مع النتيجة الفرعية للفرض الحالي منها دراسة (Ray, 1980) التي توصلت إلى أن معامل Alpha-Cronbach للصيغة ثنائية البدائل أقل من الصيغة ثلاثية البدائل ، كما تتفق مع دراسة (حسين أحمد العكام ، ١٩٩٥) التي توصلت إلى أن معامل Alpha-Cronbach يزيد في الصورة الخماسية ويقل في الصورة السداسية ويزيد مرة أخرى في الصيغة السباعية والمتأمل في هذه النتيجة يري أهمية النقطة المتوسطة التي تميز الصيغة الخماسية والسباعية في الثبات ، كما تتفق أيضاً مع دراسة (نورة صالح المحيميد ، ١٩٩٩) التي توصلت إلى أفضلية الصيغة الخماسية (المحتوية على نقطة متوسطة) على الصيغة الثنائية (الخالية من النقطة المتوسطة) في معامل Alpha-Cronbach ، كما تتفق مع دراسة (سعيد حسن الغامدي ، ٢٠٠٣ ، ٨٧) التي توصلت إلى زيادة

قيمة معامل Alpha-Cronbach بزيادة عدد البدائل في تدريج Likert من ٢ إلى ٣ و من ٤ إلى ٥ في إشارة واضحة إلى أهمية النقطة المتوسطة (التي تتواجد دائماً في العدد الفردي من البدائل) ، كما تتفق مع دراسة (Adelson & McCoach, 2010) التي توصلت من بين نتائجها إلى أن وجود النقطة المتوسطة يحسّن من ثبات المقياس واتضح ذلك من ارتفاع معامل الثبات من الصيغة الرباعية (الخالية من النقطة المتوسطة) ، إلى الصيغة الخماسية المحتوية على نقطة متوسطة .

ولكن هناك عدد من الباحثين والدراسات والبحوث التي قللت من أهمية النقطة المتوسطة في تدريج Likert ودورها في الثبات فلقد أشار (Jacoby & Matell,1971, 496) نقلاً عن Komorita بالقول أن المقاييس ثنائية البدائل من تدريج Likert (Dichotomous Scale) الخالية من النقطة المتوسطة لا تنقص ثبات الاتساق الداخلي بشكل دال إحصائياً مقارنةً بالمقاييس الأعلى بدائل ، ودراسة (Birkett, 1986) التي توصلت إلى ارتفاع قيمة معامل Alpha-Cronbach من الصيغة الثنائية للصيغة السداسية في إشارة إلى عدم تأثير النقطة المتوسطة على الثبات ، وكذلك دراسة (Chang, 1993) التي توصلت إلى أفضلية الصيغة الرباعية على الصيغة السداسية في معامل Alpha-Cronbach متجاهلاً النقطة المتوسطة ودورها في الثبات ، وتتعارض أيضاً مع دراسة (Preston & Colman, 2000) التي توصلت إلى أن المقاييس الثنائية والثلاثية والرباعية تنتج ثبات ضعيف بما يعني عدم وجود تأثير للنقطة المتوسطة الموجودة في المقياس الثلاثي ، وتتعارض أيضاً مع دراسة (Kulas et al., 2008) التي توصلت إلى عدم وجود تأثير للنقطة المتوسطة على ثبات المقياس ، كما تتعارض مع دراسة (Chomeya, 2010) التي توصلت إلى أفضلية الصيغة السداسية في معامل Alpha-Cronbach على الصيغة الخماسية ، في إشارة إلى التأثير السلبي للنقطة المتوسطة على الثبات .

الأمر الثاني : لا يوجد تأثير لعدد البدائل على ثبات المقياس ويتضح ذلك من خلال عدم وجود اختلاف بين المقياس ثلاثي البدائل والمقياس خماسي البدائل ، وهي نتيجة تتفق مع دراسة (Jacoby & Matell, 1971) التي توصلت إلى عدم تأثير عدد البدائل على ثبات المقياس كما يقاس بمعامل Alpha-Cronbach وكذلك

الاستقرار ، كما أشار (Russell & bobko, 1992, 342) نقلاً عن Likert إلى عدم وجود علاقة بين عدد البدائل وثبات المقياس ، كما تتفق مع دراسة (محسوب عبدالقادر الضوي ،٢٠١١) التي توصلت إلى عدم وجود فروق دالة بين معاملي Alpha-Cronbach للصيغتين الخماسية والسباعية ومن ثم عدم وجود تأثير لعدد البدائل على ثبات المقياس ، ولكنها تتعارض مع ما أوضحته دراسة (Ray, 1980) التي توصلت إلى أن الصيغة الثلاثية أقل من الصيغة الخماسية في ثبات Alpha-Cronbach ، كما تتعارض مع دراسة (محمد حسين سعد ، ٢٠٠٧) التي توصلت من بين نتائجها إلى أفضلية المقياس الثلاثي في معامل Alpha-Cronbach على المقياس الخماسي ، كما تتعارض أيضاً مع دراسة (Lozano et al., 2008) التي توصلت من بين نتائجها إلى أنه بزيادة عدد بدائل تدريج Likert يزداد الثبات ، كما تتعارض مع دراسات (Preston & Colman, 2000 ; Maydeu-Olivares et al., 2009; Kim, 2010) التي توصلت إلى أن معامل Alpha-Cronbach يزيد بزيادة عدد بدائل المقياس .

[٢] - نتائج الفرض الثاني و تفسيرها :

والذي ينص علي " لا يوجد تأثير لمتغير عدد بدائل تدريج Likert لبنود مقياس مفهوم الذات (ذي البديلين – ذي الثلاثة بدائل – ذي الخمسة بدائل) على صدق التكوين الفرضي للمقياس كما يُقاس بـ (مؤشرات جودة المطابقة للنموذج البنائي الخاص بالمقياس – دلالة الفروق بين الاتساقات الداخلية لبنود المقياس عبر المجموعات) .

للتحقق من صحة هذا الفرض تم استخدام أسلوبين أحدهما التحليل العاملي التوكيدي لبنود كل صورة على العينة الكلية واستخلاص مؤشرات جودة المطابقة الخاصة بالنموذج البنائي المفترض الممثل لكل صورة كدليل على صدق التكوين الفرضي، والأسلوب الآخر هو اختبار إحصائي [(يتبع توزيع ف)–(معادلة٢)] ويهدف إلى التعرف على دلالة الفروق بين معاملي الاتساق الداخلي (Alpha-Cronbach) للمقياس

ككل، ولكل بعد من أبعاده الأربعة وذلك لكل صورة من صور المقياس الثلاث على كل مجموعة من مجموعتي الدراسة ، كدليل آخر على صدق التكوين الفرضي ، كما سبق ذكره في الإطار النظري للدراسة ، ويمكن إيضاح نتيجة هذا الفرض في جداول (٨ ، ٩ ، ١٠ ، ١١) .

جدول (٨)

مؤشرات جودة المطابقة للنموذج البنائي الممثل لكل صورة من صور المقياس الثلاثة (صورة البديلين – صورة الثلاثة بدائل – صورة الخمسة بدائل)

مؤشرات جودة المطابقة	النموذج					
	الصورة الأولى (بديلين)	قبول المؤشر	الصورة الثانية (ثلاثة بدائل)	قبول المؤشر	الصورة الثالثة (خمسة بدائل)	قبول المؤشر
χ^2/df	٣٠٧٦/٧٥٦٨ =٢.٤٦	مقبول	٣٠٧٦/٧٧٢٢ =٢.٥١	مقبول	٣٠٧٦/٧٤٨٨ =٢.٤٣	مقبول
RMSEA	٠.٠٥٠	مقبول	٠.٠٥١	مقبول	٠.٠٤٩	مقبول
GFI	٠.٧٣١	غير مقبول	٠.٧٠٧	غير مقبول	٠.٧١١	غير مقبول
AGFI	٠.٧١٧	غير مقبول	٠.٦٩٢	غير مقبول	٠.٦٩٦	غير مقبول
AIC	٧٨٩٦ (أصلي) ٦٤٨٠ (مشبع)	غير مقبول	٨٠٥٠ (أصلي) ٦٤٨٠ (مشبع)	غير مقبول	٧٨١٦ (أصلي) ٦٤٨٠ (مشبع)	غير مقبول
TLI	٠.٤٥٧	غير مقبول	٠,٥٢٤	غير مقبول	٠.٥١٧	غير مقبول
ECVI	١٣.٤٨(أصلي) ١١.٠٦(مشبع)	غير مقبول	١٣.٧٤(أصلي) ١١.٠٦(مشبع)	غير مقبول	١٣.٣٩(أصلي) ١١.٠٦(مشبع)	غير مقبول

جدول (٩)

نتيجة اختبار " ف " للتعرف على دلالة الفروق بين الاتساقات الداخلية لمجموعتي الدراسة كدلالة على صدق التكوين الفرضي (الصورة ثنائية البدائل)

البيان / المقياس	الاتساق الداخلي للمجموعة الأولى $alpha_1$	الاتساق الداخلي للمجموعة الثانية $alpha_2$	النسبة الفائية	درجة حرية البسط	درجة حرية المقام	مستوى الدلالة
المقياس ككل	٠.٨٩٨	٠.٧٣٠	٢.٦٥	٢٩٢	٢٩٣	٠.٠١
بعد مفهوم الذات الأكاديمي	٠.٧٠٩	٠.٧١٣	١.٠١	٢٩٢	٢٩٣	غير دالة
بعد مفهوم الذات الجسمي	٠.٦٩١	٠.٢٥٧	٢.٤٠	٢٩٢	٢٩٣	٠.٠١
بعد مفهوم الذات الاجتماعي	٠.٧٨٥	٠.٧١٥	١.٣٣	٢٩٢	٢٩٣	٠.٠١
بعد الثقة بالذات	٠.٧٠٤	٠.٥٣٣	١.٥٨	٢٩٢	٢٩٣	٠.٠١

جدول (١٠)

نتيجة اختبار " ف " للتعرف على دلالة الفروق بين الاتساقات الداخلية لمجموعتي البحث كدلالة على صدق التكوين الفرضي (الصورة ثلاثية البدائل)

البيان / المقياس	الاتساق الداخلي للمجموعة الأولى $alpha_1$	الاتساق الداخلي للمجموعة الثانية $alpha_2$	النسبة الفائية	درجة حرية البسط	درجة حرية المقام	مستوى الدلالة
المقياس ككل	٠.٩٢٣	٠.٨٩٧	١.٣٤	٢٩٢	٢٩٣	٠.٠١
بعد مفهوم الذات الأكاديمي	٠.٧٢٤	٠.٧٥٦	١.١٣	٢٩٢	٢٩٣	غير دالة
بعد مفهوم الذات الجسمي	٠.٧١٥	٠.٧٠١	١.٠٥	٢٩٢	٢٩٣	غير دالة
بعد مفهوم الذات الاجتماعي	٠.٨٣٨	٠.٧٤٤	١.٥٨	٢٩٢	٢٩٣	٠.٠١
بعد الثقة بالذات	٠.٨٠٣	٠.٦٩٩	١.٥٣	٢٩٢	٢٩٣	٠.٠١

جدول (١١)

نتيجة اختبار " ف " للتعرف على دلالة الفروق بين الاتساقات الداخلية لمجموعتي البحث كدلالة على صدق التكوين الفرضي (الصورة خماسية البدائل)

البيان / المقياس	الاتساق الداخلي للمجموعة الأولى $alpha_1$	الاتساق الداخلي للمجموعة الثانية $alpha_2$	النسبة الفائية	درجة حرية البسط	درجة حرية المقام	مستوى الدلالة
المقياس ككل	٠.٩١٨	٠.٨٩٤	١.٢٩	٢٩٢	٢٩٣	٠.٠٥
بعد مفهوم الذات الأكاديمي	٠.٧٥٩	٠.٧١٨	١.١٧	٢٩٢	٢٩٣	غير دالة
بعد مفهوم الذات الجسمي	٠.٧٣٠	٠.٦٨٥	١.١٧	٢٩٢	٢٩٣	غير دالة
بعد مفهوم الذات الاجتماعي	٠.٨١١	٠.٧٦٠	١.٢٧	٢٩٢	٢٩٣	٠.٠٥
بعد الثقة بالذات	٠.٧٦١	٠.٧٠٩	١.٢٢	٢٩٢	٢٩٣	٠.٠٥

- **تفسير نتائج الفرض الثاني** :-

تفسير نتيجة الفرض الثاني : يتضح من جدول (٨) عدم وصول معظم مؤشرات جودة المطابقة للحد المطلوب ، كما يتضح من جداول (٩ ، ١٠ ، ١١) أن أغلب القيم المقابلة لاختبار ف دالة ، بما يعني إجمالاً ضعف التكوين الفرضي لمقياس مفهوم الذات سواء في صورته الأصلية (الثلاثية) ، أو الصورتين المقترحتين (الثنائية والخماسية) ، والذي يعنى أيضاً عدم وجود تأثير لعدد بدائل تدريج Likert على صدق المقياس ، وبذلك يتحقق الفرض الثاني ، ويمكن عرض هذه النتيجة وتفسيرها بشئ من التفصيل كالتالي :

١-يتضح من جدول (٨) اتسام كل صورة من صور المقياس الثلاث (ثنائية البدائل- ثلاثية البدائل - خماسية البدائل) بقيمتين مقبولتين لمؤشري $\chi 2/df$ ،

و RMSEA حيث بلغت القيمتان [(٢.٤٦ ، ٠.٠٥) ؛ (٢.٥١ ، ٠.٠٥١) ؛ (٢.٤٣ ، ٠.٠٤٩)] على الترتيب ، ولكن باقي المؤشرات للصور الثلاث كانت غير مقبولة حيث وقعت في الحد غير المقبول فقيمتي AGF و TLI أقل من ٠.٩ ، كما أن قيمة AGFI أقل من ٠.٨ ، كما أن قيمتي AIC و ECVI للنموذج الأصلي أكبر من قيمتيهما للنموذج المشبع ، وإذا أخذنا في الاعتبار أن الاعتماد على مؤشري $\chi 2/df$ ، و RMSEA فقط لا يغني وحده في الحكم على قبول النموذج في ضوء ما أوضحه عدد من الباحثين منهم (Hu & Bentler, 1999, 3-4) ، وبذلك نجد إجمالاً ضعف البنية العاملية لكل صورة من صور المقياس الثلاث .

٢-يُلاحظ من جدول (٩) أن الصورة ثنائية البدائل أنتجت تكوين فرضي واحد أو عامل واحد – وهو بعد مفهوم الذات الأكاديمي – عبر المجموعات وهو التكوين الفرضي الذي حظي بنسبة غير دالة لـ " ف " ، بينما لم تستطع إعادة إنتاج التكوينات الفرضية الأربعة المتبقية (الدرجة الكلية والأبعاد الثلاثة الأخرى للمقياس) وهى التكوينات التي حظيت بنسب دالة لـ " ف " مما يعني اختلاف جوهري بين الاتساق الداخلي للمقياس على المجموعة الأولي والاتساق الداخلي المناظر له على المجموعة الثانية ، ومن ثمَّ فالصورة ذات البديلين من تدريج Likert لم تستطع إجمالاً إعادة إنتاج التكوينات الفرضية الخاصة بها عبر المجموعات ، مما يعطي دليلاً لضعف صدق التكوين الفرضي لهذه الصورة .

٣-يُلاحظ من جدول (١٠) أن الصورة ثلاثية البدائل أنتجت تكوينين فرضيين أو عاملين – وهما بعدي مفهوم الذات الأكاديمي ومفهوم الذات الجسمي – عبر المجموعات وهما التكوينان الفرضيان اللذان حظيا بنسبتين غير دالتين لـ " ف "، بينما لم تستطع إعادة إنتاج التكوينات الفرضية الثلاثة المتبقية (الدرجة الكلية والبعدين الآخرين للمقياس) وهى التكوينات التي حظيت بنسب دالة لـ " ف " مما يعني اختلاف جوهري بين الاتساق الداخلي للمقياس على المجموعة الأولي والاتساق الداخلي المناظر له على المجموعة الثانية ، ومن ثمَّ فالصورة ذات الثلاثة بدائل من تدريج Likert لم تستطع إجمالاً إعادة إنتاج التكوينات

الفرضية الخاصة بها عبر المجموعات ، مما يعطي دليلاً لضعف صدق التكوين الفرضي لهذه الصورة .

٤-يُلاحظ من جدول (١١) أن الصورة خماسية البدائل أنتجت تكوينين فرضيين أو عاملين- وهما بعدي مفهوم الذات الأكاديمي ومفهوم الذات الجسمي - عبر المجموعات وهما التكوينان الفرضيان اللذان حظيا بنسبتين غير دالتين لـ " ف "، بينما لم تستطع إعادة إنتاج التكوينات الفرضية الثلاثة المتبقية (الدرجة الكلية والبعدين الآخرين للمقياس) وهى التكوينات التي حظيت بنسب دالة لـ " ف " مما يعني اختلاف جوهري بين الاتساق الداخلي للمقياس على المجموعة الأولي والاتساق الداخلي المناظر له على المجموعة الثانية ، ومن ثمَّ فالصورة ذات الخمسة بدائل من تدريج Likert لم تستطع إجمالاً إعادة إنتاج التكوينات الفرضية الخاصة بها عبر المجموعات ، مما يعطي دليلاً لضعف صدق التكوين الفرضي لهذه الصورة .

⏮ في ضوء ما تمَّ عرضه من نتائج الفرض الثاني يتضح أن هناك عدة تفسيرات لهذا الفرض الحالي كالتالي :-

لا يمكن عزو ضعف صدق المقياس في أي صورة من صوره الثلاث لحجم العينة ، فحجم العينة في الدراسة الحالية =٥٨٧ مفحوصاً ، وهو حجم عينة كبير وشرط اختباري مقبول للتوصل إلى نتائج سيكومترية متعلقة بالاختبار فلقد توصلت دراسة (Jackson, 2001) إلى أن مؤشرات جودة المطابقة للبنية العاملية للمقياس كدليل على الصدق تزيد بزيادة حجم العينة ، فمثلاً مؤشر GFI يصل إلى ٠.٧٥ في حالة حجم عينة ٥٠ ، ويصل إلي ٠.٩٢ في حالة حجم عينة ٢٠٠ ، ويصل إلي ٠.٩٦ في حالة حجم عينة ٤٠٠ ، ولكن زيادة ٤٠٠ أخرى (٨٠٠) تزيد قيمة المؤشر بنسبة طفيفة بشرط توافر شروط الموقف الاختباري ، ويتفق ذلك مع دراسة كل من : دراسة (Babakus et al., 1987) التي استخدمت عدد ثابت من بدائل Likert ٥ بدائل ، وعالجت كل بديل كمتغير رتبي مستقل ، واستخدمت حجم العينة كمتغير مستقل ذي مستويين : عينة صغيرة ١٠٠ ، عينة كبيرة ٥٠٠ ، وتوصلت الدراسة إلى أن مؤشرات جودة المطابقة للبناء العاملي كدال على الصدق يعطي بنية عاملية أفضل في حالة زيادة حجم العينة ، ودراسة (Charter,

(1999 وهى دراسة تتبعيه توصل من خلالها إلى أن أقل عدد ممكن للتوصل إلى معاملات ثبات مقبولة هو ٤٠٠ فرد ، كما أنه للتوصل إلى معاملات صدق مقبولة وموثوق فيها يجب أن تزيد العينة على ٤٠٠ ، ودراسة (Fitzpatrick & Yen, 2001) التي توصلت إلى أن حجم عينة ٢٠٠ يعتبر قليل جداً للحصول على تقديرات بارامترات صحيحة للبنود ، ولذلك بزيادة حجم العينة إلى ٥٠٠ ثم ١٠٠٠ تزاد دقة تقديرات البارامترات .

وفي اتجاه موازي يمكن القول أن حجم العينة الحالي (٥٨٧ مفحوصاً) يحقق نسبة معقولة من نسبة المفحوصين لكل بند [٧ مفحوصين لكل بند تقريباً (٥٨٧ مفحوصاً /٨٠ بند)] ، وهى نسبة جيدة حيث أوضح (MacCallum et al., 2001, 636) أن نسبة المفحوصين للبند Ratio of subjects to variables (٤ : ١) أو أعلى أي أربعة مفحوصين (أو أعلى) لكل بند تعتبر نسبة جيدة لتحقيق اتساق الحل العاملي ، وفي الإطار نفسه أوضح (Nasser et al., 1998) أن نسبة المفحوصين للبند يجب ألا تقل عن (٥ : ١) للتحديد الحقيقي لعدد العوامل في التحليل العاملي .

ولعل ما سبق يسير في اتجاه أن حجم العينة ليس سبباً في ضعف صدق المقياس في أي صورة من صوره الثلاث ، وهناك أسباب أخرى- من وجهة نظر الباحثَيْن- يمكن من خلالها أن يُفسَّر ضعف الصدق للصور الثلاث من مقياس مفهوم الذات المُطبَّق في الدراسة الحالية ، ويمكن عرض التفسيرات المقترحة في النقاط التالية :-

- يعني مفهوم الصدق صلاحية المقياس في قياس الصفة أو السمة التي صُمِّم من أجلها ، فإذا لم يتم التدقيق في محتوى البنود نفسها وقدرتها على عكس التكوين الفرضي للمقياس لن يكون هناك صدق ولن يجدي في ذلك وضعنا بديلين أو ثلاثة أو أكثر من ذلك أمام كل بند ، فصدق المقياس الحالي – مقياس مفهوم الذات – وبغض النظر عن عدد بدائل تدريج Likert يعتمد بشكل أصيل على قدرة معد أو مصمم المقياس على صياغة بنود تعكس بالفعل المشاعر والانفعالات وردود الأفعال المختلفة التي يُخبرها المفحوص ويحس بها عن نفسه ، فماذا يُجدي مثلاً لو اخترنا ثلاثة بدائل للمقياس – على اعتبار مثلاً أنه الخيار الأفضل سيكومترياً – وفي نفس الوقت لم نهتم بصياغة بنود تعكس بالفعل السمة المقاسة ، فالصدق يتأثر أكثر بجوهر ومحتوى السمة المقاسة

والذي يظهر على البنود التي يتفاعل معها المفحوص ، وقد يكون لعدد البدائل دور في الصدق ولكن هذا الدور لا يرتقي لأن يكون دوراً أساسياً .

- قد يرجع سبب ضعف صدق المقياس إلى وجود فترة زمنية كبيرة مرت منذ إعداد المقياس عام ١٩٩٩ وميعاد تطبيقه عام ٢٠٠٩ – فعشر سنوات كافية لإحداث تغيرات مجتمعية متنوعة – الأمر الذي سينعكس بالطبع على صلاحية محتوى المقياس وقدرته على عكس مشاعر تتعلق بمفهوم المفحوص عن نفسه فلقد أوضح (فايز علي الأسود ، ٢٠٠٤ ، ٦٤٤) أن مفهوم الذات يرتبط بالعديد من المتغيرات النفسية والاجتماعية والبيئية والحياتية من حيث تفاعلاتها وتداخلاتها بمختلف أشكالها ومظاهرها وما ينجم عن ذلك من خبرات وأحكام تؤثر على سلوك الفرد ومفهومه لذاته .
- إذا كان مقياس مفهوم الذات وخاصةً صورتاه (ذات الثلاثة بدائل – ذات الخمسة بدائل) حقَّق درجات مقبولة من الثبات للمقاس بواسطة معامل Alpha-Cronbach كما ظهر في نتيجة الفرض الأول فهذا لا يعني تحقيقه درجات مقبولة من الصدق ، فلقد أوضح (صلاح الدين محمود علام ، ٢٠٠٠ ، ١٨٦) أن درجات الاختبار يمكن أن تكون على درجة عالية من الثبات دون أن يكون الاختبار صادقاً ، فالثبات شرط ضروري للصدق ولكنه غير كاف ، وهذا ما أكده (Maydeu-Olivares et al., 2009, 295) بالقول أنه ربما توفر عدد بدائل معينة درجة مقبولة من الثبات ولكن لا توفر نفس القدر من الصدق ، كما أضاف (Streiner, 2003, 101-103) أن قيمة معامل Alpha-Cronbach تتأثر بطول الاختبار وأن القيم المرتفعة لا تضمن الاتساق الداخلي أو تركز البنود حول بعد واحد unidimensionality ، فالمقاييس التي تتكون من ٢٠ بند فأعلى ربما يكون لها قيم مقبولة لـ Alpha-Cronbach بالرغم من احتوائها على بعدين غير مرتبطين أو ثلاثة .

وهناك دراسات تتفق نتائجها مع نتيجة الدراسة الحالية بعدم وجود علاقة بين عدد بدائل تدريج Likert وصدق المقياس ، منها دراسة (Jacoby & Matell, 1971) التي توصلت إلى عدم تأثير عدد البدائل على صدق المقياس كما يُقاس بالصدق التلازمي والصدق التنبؤي ، ودراسة (Dolnicar & Grun, 2007) التي توصلت إلى عدم وجود

فروق بين الاستجابات الثنائية والاستجابات السباعية والاستجابات الكمية في الصدق العاملي ، ودراسة (Grassi et al., 2007) التي توصلت إلى عدم وجود اختلاف بين المقياس ثنائي البدائل والمقياس خماسي البدائل فيما يتعلق بالصدق العاملي ، ودراسة (Kulas et al., 2008) التي توصلت إلى عدم تأثير النقطة المتوسطة في تدريج Likert على صدق المقياس كما يُقاس بصدق الارتباط بمحك ، ودراسة (Maydeu-Olivares et al., 2009) التي توصلت إلى عدم وجود تأثير لعدد البدائل على صدق المقياس كما يُستدل عليه بالصدق التقاربي ومؤشرات جودة المطابقة ، ودراسة (Adelson & McCoach, 2010) التي توصلت إلى أن البنية العاملية الاستكشافية للمقياس المعتمد على أربعة بدائل تتشابه مع البنية العاملية الاستكشافية للمقياس ذي الخمسة بدائل لتدريج Likert .

وفي المقابل قدَّم (Narli, 2010, 520) تفسيراً متعلقاً بالقدرة التفسيرية للمقاييس المعتمدة على تدريج Likert والتي تصب في اتجاه ضعف صدق المقاييس المعتمدة على تدريج Likert عندما أشار إلى بعض العيوب المرتبطة بطريقة Likert فيما يتعلق بتفسير الدرجة الكلية ، فلو كان هناك مقياس مبني في ضوء تدريج Likert ومكون من عدد من الأبعاد ، فالدرجات على الأبعاد يمكن أن تختلف فبعضها قد يكون مرتفعاً وبعضها قد يكون منخفضاً ، فمثلاً لو تكوَّن الاختبار من بعدين (أ –ب) ، وبحصول طالبين علي درجتين كليتين متساويتين ربما أحدهما يكون مرتفع في البعد (أ) ومنخفض في البعد (ب) ، والآخر مرتفع في البعد (ب) ومنخفض في البعد (أ) ، ولكن لأن درجتهما الكلية متساوية فيتم النظر إليها بتفسير واحد ، مما يمثل ضعفاً في تفسيرات المقاييس المبنية على تدريج Likert .

وهناك جانب من الدراسات أظهر نتائج تتعارض مع نتيجة الفرض الحالي منها دراسة (Flamer, 1983) التي توصلت إلى أن المقياس التساعي يعطي صدقاً عاملياً أعلى من المقياس الثنائي كما يقاس بمؤشر " لامبدا " للتحليل العاملي التوكيدي ، بما يعنى وجود تأثير لعدد البدائل على صدق المقياس ، ودراسة (Chang, 1993) التي توصلت إلى أن الصيغة الرباعية لتدريج Likert تعطي مؤشرات جودة المطابقة للتحليل العاملي التوكيدى أفضل من الصيغة السداسية ، ودراسة (Preston & Colman, 2000) التي توصلت إلى أن المقاييس الثنائية والثلاثية والرباعية من تدريج Likert تتسم بضعف صدق المحك وضعف الصدق التمييزي ، ولكن يمكن تحسين الصدق بزيادة عدد البدائل ، ودراسة (سعيد حسن الغامدي ، ٢٠٠٣) التي توصلت إلى أن المقياس ذي الأربعة بدائل يعطي معامل صدق تلازمي أعلى من بقية المقاييس (ذي البديلين – ذي الثلاثة بدائل – ذي الخمسة

بدائل) ، ودراسة (Lozano et al., 2008) التي توصلت إلى أنه بزيادة عدد بدائل تدريج Likert يزداد الصدق ، ودراسة (Chomeya, 2010) التي توصلت إلى أن المقياس ذي الستة بدائل يعطي خصائص سيكومترية أفضل من المقياس ذي الخمسة بدائل فيما يتعلق بالصدق التمييزي ، و دراسة (Kim, 2010) التي توصلت إلى أن صدق التكوين الفرضي كما يُقاس بالتحليل العاملي الاستكشافي والتوكيدي للمقياس أضعف في حالة السبعة بدائل مقارنة بالبدائل الأقل ، ومن ثمَّ فزيادة البدائل يقلل الصدق .

[٣] - نتائج الفرض الثالث و تفسيرها :

والذي ينص علي أنه " يوجد تأثير لمتغير عدد بدائل الاستجابة لبنود مقياس مفهوم الذات (ذي البديلين – ذي الثلاثة بدائل – ذي الخمسة بدائل) على اعتدالية وتجانس بيانات مجموعات وخلايا التصميم العاملي ثنائي الاتجاه " .

يتطلب تطبيق اختبار ف٢×٢ التحقق من شرطي الاعتدالية (بواسطة معامل الالتواء) والتجانس (بواسطة اختبار Levene) على بيانات المتغير التابع خلال المجموعات في كل صورة من صور المقياس الثلاث ، ويمكن عرض ذلك في جدول (١٢).

جدول (١٢)

اعتدالية توزيع درجات المتغير التابع وكذلك التجانس بين المجموعات الداخلة في التحليل على كل صورة من صور المقياس الثلاث

البيانات الإحصائية / المجموعات	الالتواء كمقياس للاعتدالية			اختبار Levene كمقياس للتجانس		
	صورة البديلين	صورة الثلاثة بدائل	صورة الخمسة بدائل	صورة البديلين	صورة الثلاثة بدائل	صورة الخمسة بدائل
الذكور	٣.١٦	-٠.٠٦٨	-٠.٥٠٤	٢.٤٢ (غير دال)	١.٨٥ (غير دال)	٢.٥٢ (غير دال)
الإناث	٠.٤٣	-٠.٢٤٣	-٠.٩٠٤			
العلمي	٢.٩٣	-٠.٥٠٨	-٠.٧٦٠	١.٧١ (غير دال)	٢.٥٨ (غير دال)	٥.٦ (دال)
الأدبي	٠.٧٥	٠.١٧١	-٠.٦٨٢			
الذكور العلمي	٤.٦٤	-٠.٠١٥	-٠.٣٥٧	١.٨٥ (غير دال)	١.٠٧ (غير دال)	٣.٠٠ (دال)
الذكور الأدبي	-٠.٢٨٠	٠.٤٢٠	-٠.٤٤٠			
الإناث العلمي	-٠.٥١٦	-٠.٧٥٥	-١.٠٤			
الإناث الأدبي	٠.٩٩٤	٠.١٢١	-٠.٧٣٨			

يُلاحظ من جدول (١٢) أن الصورة ثنائية البدائل حققت شرط التجانس بين المجموعات وهذا واضح من عدم دلالة اختبار Levene ، وعدم الدلالة تعني التجانس لأنه تم قبول الفرض الصفري الذي يشير إلى تساوي التباين بين المجموعات ورفض الفرض البديل الذي يشير إلى وجود اختلاف (عدم تجانس) بين المجموعات ، إلا أنها لم تحقق شرط الاعتدالية في مجموعتين وهما مجموعة (الذكور) ، ومجموعة (الذكور العلمي) نظراً لخروج قيمة الالتواء عن المدى المقبول للاعتدالية (±٣) ، ومن ثمَّ فقد أخلَّت هذه الصورة بأحد أهم افتراضين من افتراضات تحليل التباين الثنائي وهو (الاعتدالية) ، ولعلَّ نفس الأمر ينطبق على الصورة خماسية البدائل ولكن بشكل مختلف فهذه الصورة حققت شرط الاعتدالية وهذا واضح من وقوع كل قيم الالتواء الخاصة بهذه الصورة (خماسية البدائل) في المدى المقبول للاعتدالية (±٣) ، ولكن في الوقت نفسه نجد أن هذه الصورة لم تستطع الإيفاء بشرط التجانس وهذا واضح من دلالة اختبارين من اختبارات Levene الخاصة بهذه الصورة ، ومن ثمَّ أيضاً فقد أخلَّت هذه الصورة بأحد أهم افتراضين من افتراضات تحليل التباين الثنائي وهو (التجانس) ، أما الصورة ثلاثية البدائل فقد حققت شرطي الاعتدالية والتجانس وهذا واضح من وقوع كل قيم الالتواء الخاصة بهذه الصورة في المدى المقبول للاعتدالية (±٣) ، وكذلك عدم دلالة اختبارات Levene الثلاثة .

وبتطبيق اختبار ف٢×٢ للتعرف على تأثير كل من النوع (ذكور – إناث) والتخصص الدراسي (علمي – أدبي) والتفاعل بينهما على مقياس مفهوم الذات لدى أفراد عينة الدراسة الحالية ، وذلك على الصورة ثلاثية البدائل (التي حققت شرطي الاعتدالية والتجانس) تظهر النتائج في جدول (١٣) .

جدول (١٣)

نتيجة اختبار ف٢×٢ لمعرفة تأثير كل من النوع (ذكور – إناث) والتخصص (علمي – أدبي) والتفاعل بينهما على مقياس مفهوم الذات (صورة الثلاثة بدائل)

مصدر التباين / المتغير	مجموعة المربعات	درجات الحرية	متوسط المربعات	ف	الدلالة
النوع (ذكور – إناث)	٥٣٢.٦٣	١	٥٣٢.٦٣	١.٦٧	غير دالة
التخصص(علمي–أدبي)	١٢٩٢٥.٦٨	١	١٢٩٢٥.٦٨	٤٠.٥٨	٠.٠١
النوع (ذكور – إناث)× التخصص(علمي–أدبي)	١٩٧٩.١١	١	١٩٧٩.١١	٦.٢١	٠.٠١٣
الخطأ	١٨٥٧٠٢.٥	٥٨٣	٣١٨.٥٣		

وبالرجوع مرة أخرى لجدول (١٢) يتضح وجود اختلاف في افتراضي اختبار ف٢×٢ (الاعتدالية ، والتجانس) باختلاف المقياس المُطبَّق (صورة البديلين – صورة الثلاثة بدائل – صورة الخمسة بدائل) ، حيث يوضح الجدول أنه إذا اعتمدنا على بيانات مستخلصة من الصورة ثنائية البدائل من تدريج Likert سنجد عدم تحقق شرط اعتدالية التوزيع على مجموعتين من المجموعات الداخلة في تحليل التباين الثنائي ، مع توافر شرط التجانس ، كما أن اعتمادنا في التحليل على بيانات مستخلصة من الصورة خماسية البدائل من تدريج Likert أدّى إلى عدم تحقق شرط التجانس في اختبارين من اختبارات Levene الثلاثة ، مع توافر شرط الاعتدالية الأمر الذي أدى إلى عدم إمكانية تطبيق الأسلوب البارامتري (اختبار ف٢×٢) على البيانات المستخلصة من أي من الصورتين (الثنائية والخماسية) ، أما اعتمادنا في التحليل على بيانات مستخلصة من الصورة ثلاثية البدائل أدّى إلى توافر شرطي الاعتدالية والتجانس اللازمين لتطبيق اختبار ف٢×٢ .

ومن ثمّ بمجرد تغيير صيغة تدريج Likert من (ثنائية أو خماسية إلى ثلاثية) تغيرت اعتدالية أو تجانس البيانات ، فبالرغم من أن الصورة لنفس المقياس أي نفس البنود إلا أن عدد البدائل أدّى إلى تغير افتراضات اختبار ف٢×٢ ، والذي أدّى إلى عدم تطبيق اختبار ف٢×٢ على بيانات الصورة الثنائية أو الخماسية ، وتطبيقه على بيانات الصورة الثلاثية ، كما هو موضح في جدول (١٣) .

ويمكن تفسير هذه النتيجة من منطلق أن هناك بعض الإشكاليات المرتبطة بتدريج Likert ، فالتجمع الكمي لدرجات البنود عليها العديد من علامات الاستفهام لأن هذا التجمع يفترض تساوي المسافة بين كل بديلين من بدائل تدريج Likert ، أي افتراض أن مستوى القياس هو المستوى المسافي ولكن الواقع يشير إلى عدم توفر هذا المستوي ، وأن المستوى الذي تخضع إليه بيانات تدريج Likert هو المستوى الرتبي حيث يمكن إجراء ترتيب فقط بين بدائل ليكرت ، مع عدم إمكانية وجود مسافات متساوية بين البدائل ، ومن ثمّ فإن معاملة البيانات المستخلصة من مقاييس تدريج Likert ذات الطبيعة الرتبية والتي يلائمها الأساليب اللابارامترية كبيانات مسافية وتطبيق الأساليب البارامترية عليها مثل اختبار ف٢×٢ الحالي بالطبع سيؤدى إلى استنتاجات خاطئة .

كما إن توافر شرطي الاعتدالية والتجانس في الصورة الثلاثية وعدم توافر أحدهما في أي من الصورتين الثنائية أو الخماسية لا يعني أفضلية للصورة الثلاثية ، لأن إيفاء الصورة ثلاثية البدائل بأهم شرطين من شروط تحليل التباين (الاعتدالية والتجانس) مبني على أساس خاطئ وهو التجميع الكمي لدرجات البنود (ذات الطبيعة الرتبية) في الأصل ، وهنا تظهر عدة احتمالات لتحليل بيانات تدريج Likert :

- يتم تحليل بيانات تدريج Likert (الناتجة من التجميع الكمي) والتي استوفت شرطي الاعتدالية والتجانس باستخدام الأسلوب البارامتري اختبار ف٢×٢ .
- يتم تحليل بيانات تدريج Likert (الناتجة من التجميع الكمي) والتي لم تستوف شرط الاعتدالية أو التجانس (أو كليهما) باستخدام بديل لابارامتري (اختبار Harwell Serlin) مثلاً .
- يتم تحليل بيانات تدريج Likert (الناتجة من التجميع الكمي) سواء استوفت أم لم تستوف شرطي الاعتدالية والتجانس باستخدام بديل لابارامتري (اختبار Harwell Serlin) مثلاً .

ولكن الاحتمالات السابقة والتي لجأ إليها عدد ليس بالقليل من الباحثين لم تلق قبولاً بواسطة عدد من المتخصصين في المجال فلقد أوضح (Kaptein et al., 2010) أنه في تحليل التباين الثنائي للبيانات المبنية على مقياس ليكرت ، معظم الباحثين يستخدم اختبار ف٢×٢ البارامتري المستخدم لاختبار الآثار الرئيسية لمتغيرين مستقلين والتفاعل بينهما ويتم اللجوء لهذا الخيار لأنه – من وجهة نظر الباحثين – أكثر قوة وأكثر ألفة وأكثر سهولة لتنفيذه ، ولكن صدق اختبار ف٢×٢ البارامتري يعتمد على عدد من الافتراضات والتي قد تُنتهك عند معاملة بيانات Likert كبيانات غير رتبية ، والأفضل هو التعامل مع كل بديل كمتغير رتبي يُعالج بصورة منفردة ، كما استطردوا قائلين أن هناك قبول قليل لافتراض أن بيانات تدريج Likert ينبغي أن تصحح بإعطاء قيم رقمية معيارية من ١ إلى ن حيث ن عدد البدائل لتدريج Likert لأن عدد البدائل التي تعرض ترتيب ومسافات ثابتة بين البدائل لا يمكن تحقيقها بصورة معقولة وصائبة التفكير ، كما ألمحت دراسة (Rasmussen, 1989) أن استخدام البيانات المعتمدة على تدريج Likert وخاصة التدريج الخماسي يزيد من الخطأ الأول والخطأ الثاني في البيانات الإحصائية ، كما أوضح (Clason &

Likert أن تجاهل الطبيعة المتقطعة Discrete لبدائل (Dormody, 1994, 32) يمكن أن تؤدي لأخطاء استدلالية ، وأكملا أنه في حالة استخدام الأساليب الإحصائية البارامترية في التعرف على دلالة الفروق بين مجموعتين أو أكثر لمتغير يعتمد على بيانات Likert فإن هذه الأساليب ربما تفرط في تبسيط شئ إلى حد يؤدي إلى الخطأ Oversimplify ، وأضاف (Jamieson,2004, 1217) أن مقاييس ليكرت تقع في المستوى الرتبي حيث يمكن ترتيب استجابات المفحوصين على البنود فالمسافات الحقيقية بين القيم ليست متساوية، بالرغم من أن البعض اعتبر مقاييس Likert تتبع للمستوى المسافي بافتراض تساوي المسافات بين فئات الاستجابة ، وعلى ذلك فإن شرعية كون مقاييس Likert مسافية من عدمه يعد أمر مهم لأن الإحصاءات الوصفية والاستدلالية تختلف حسب المتغيرات المسافية أو الرتبية ، ومن ثم فلو تم استخدام أسلوب إحصائي خاطئ فإن الباحث سيصل إلى نتائج خاطئة ، فالأساليب الإحصائية التي تعتمد على المتوسط والانحراف المعياري في معالجة البيانات الرتبية تعد غير مناسبة وهناك أساليب استدلالية لا بارامترية بديلة مثل مربع " كا " وارتباط الرتب لـ " سبيرمان " واختبار " مان – وتني " ، كما أشار في الوقت نفسه إلى بعض الباحثين الذين تعاملوا مع بيانات Likert كبيانات متصلة وطبقوا عليها أساليب بارامترية مثل تحليل التباين ، وهذا يعد خطأ شائع فمتوسط جيد وحسن ليس جيد ونصف The Average of Fair and Good is Not Fair and Half ، كما أضاف (Russell & Bobko, 1992, 338) بالقول أن قياس المتغير التابع بناءً على تدريج Likert يسبب فقد في المعلومات والبيانات والتي تنتج خطأ متعلق بأثر التفاعل داخل المجموعات وهذا الخطأ ناتج عن الطبيعة المتقطعة لبيانات Likert ، فجمع درجات البنود الفردية على مقياس ليكرت الذي يعبر عن متغير تابع ليس نفس الأمر بتعريض المفحوصين لمقياس متصل من البداية ، للطبيعة المتقطعة Discrete لمقياس ليكرت ، وسار في نفس الاتجاه (Hecke et al., 2010, 1) عندما أشاروا إلى أن الإجراءات البارامترية أقل بكثير من حيث قوة الاختبار من الاختبارات اللابارامترية عندما تتوافر افتراضات الإحصاء البارامتري ، ولكن ماذا عن الحالة التي تصبح فيها البيانات لا تحقق افتراضات الإحصاء البارامتري فعلى سبيل المثال البيانات المعتمدة على تدريج Likert ، هذه النوعية من البيانات تنتهك افتراض المعيارية وغالباً التجانس عندما نجري تحليل بارامتري ، كما أضافوا

نقلاً عن Nanna and Sawilowsky بالقول أن مع بيانات تدريج Likert يعتبر اختبار " ولكوكسون " للرتب أكثر قوة من مقابله البارامتري اختبار " ت " .

وهناك عدد من الدراسات التي تتفق نتائجها بشكل أو بآخر مع نتيجة الفرض الحالي منها دراسة (Russell & Bobko, 1992) التي توصلت إلى تغير نتائج تحليل الانحدار بتغير تدريج Likert إلى المقياس المتصل ، ودراسة (Weijters et al., 2010) التي توصلت إلى أن الصياغة اللفظية لبدائل البنود تؤثر على نتائج الانحدار البسيط ، ودراسة (Kim, 2010) التي توصلت إلى أن عدد البدائل يؤثر على نتيجة اختبار " ت " ، ودراسة (Hecke, 2010) التي توصلت إلى العديد من النتائج منها أنه في حالة الأحجام الصغيرة المختلفة والبيانات المعتمدة على تدريج Likert يعطي اختبار " كروسكال – وليس " نتائج أكثر موثوقية من اختبار تحليل التباين أحادي الاتجاه ومن ثم يتأثر اختبار " ف " أحادي الاتجاه بانتهاك افتراضات التوزيع ، ودراسة (Kaptein et al., 2010) التي توصلت إلى أن المعالجة البارامترية لبيانات Likert تؤدي إلى نتائج غير متسقة وأقل ثباتاً، وفي المقابل نجد أن استخدام أسلوب لابارامتري لتحليل التباين الثنائي وهو أسلوب Anova Type Statistic (ATS) يلائم التصميمات العاملية ويؤدي لنتائج أكثر قوة واتساقاً ، ودراسة (Narli, 2010) التي قدمت طريقة بديلة لطريقة Likert في تقدير السلوك سُمّى طريقة تحليل بيانات المجموعات الخام Rough Set Data Analysis وهى طريقة تعتمد على التعامل مع بيانات Likert كبيانات رتبية وليس درجات متصلة ، وتوصل إلى فاعليتها في إعطاء معلومات يمكن فهمها و تفسيرها عن خصائص المستجيبين .

ولكنها تتعارض مع نتيجة دراسة (Kahler et al., 2008) التي توصلت إلى أن استخدام بدائل لابارامترية في حالة بيانات تدريج Likert يعطي نتائج أفضل موثوقية وأن اللجوء إلى الأساليب البارامترية في معالجة بيانات تدريج Likert يتوقف على وجود حجم عينة كبير ٣٠٠ فأكثر) وزيادة عدد بدائل ليكرت إلى ٨ بدائل ، والذي يعطي فرصة أكثر لوجود توزيع اعتدالي ، ودراسة (Winter & Dodou, 2010) التي توصلت إلى عدم تأثير تدريج ليكرت الخماسي على قوة اختبارين إحصائيين أحدهما بارامتري وهو اختبار" ت" الذي يتطلب شرطي الاعتدالية والتجانس والآخر لابارامتري وهو اختبار " مان – ونتى " وأن الاختبارين يعطيا نتائج متكافئة .

توصيات الدراسة :

في ضوء ما تم التوصل إليه من نتائج يمكن تقديم التوصيات التالية :

١- انتقاء أدوات القياس الملائمة التي تُعطي معلومات يمكن الوثوق فيها .

٢- يعتبر عدد البدائل (٣) عدد ملائم لتصميم المقاييس في ضوء تدريج Likert لأنه يوفر قدر مقبول من الثبات ، ولكن بشرط الاهتمام بصياغة ومحتوى البنود حتى تُحسّن من درجة الصدق الخاصة بالمقياس .

٣- تجنب إتباع الأساليب البارامترية في تحليل البيانات المعتمدة على تدريج Likert لأنها لا تلائم طبيعة التدريج الرتبية .

٤- عند تطبيق الأساليب اللابارامترية على البيانات المعتمدة على تدريج Likert يجب التعامل مع كل بديل (أوافق بشدة مثلاً) كمتغير منفرد ، وتجنب التجميع الكمي لدرجات البنود .

دراسات وبحوث مقترحة :

١- أثر عدد بدائل ليكرت على ثبات وصدق المقياس النفسي ونتائج تحليل الانحدار المتعدد .

٢- أثر عدد بدائل ليكرت على ثبات وصدق المقياس النفسي ونتائج تحليل التباين الثنائي .

٣- أثر عدد بدائل ليكرت على ثبات وصدق المقياس النفسي ونتائج اختبار " ت " .

٤- دراسة مقارنة بين قوة الاختبارات البارامترية وبدائلها اللابارامترية في تحليل البيانات المستخلصة من تدريج " ليكرت " .

٥- دراسة مقارنة بين الخصائص السيكومترية لأداة القياس المعتمدة على تدريج ليكرت وأداة القياس المعتمدة على تدريج المسافة الاجتماعية لـ " بوجاردس " .

٦- دراسة مقارنة بين الخصائص السيكومترية لأداة القياس المعتمدة على تدريج ليكرت وأداة القياس المعتمدة على تدريج " ثرستون " .

٧- دراسة مقارنة بين الخصائص السيكومترية لأداة القياس المعتمدة على تدريج ليكرت وأداة القياس المعتمدة على تدريج " جتمان " .

٨- دراسة مقارنة بين الخصائص السيكومترية لأداة القياس المعتمدة على تدريج ليكرت وأداة القياس المعتمدة على تدريج المعنى الانفعالي لـ " أسجود " .

٩- دراسة مقارنة بين الخصائص السيكومترية لأداة القياس المعتمدة على تدريج ليكرت وأداة القياس المعتمدة على تدريج تحليل بيانات المجموعات الخام .

مراجع الدراسة

● أولاً : المراجع العربية :

١- بركات حمزة حسن (٢٠٠٨) . *مبادئ القياس النفسي* . القاهرة : الدار الدولية للاستثمارات الثقافية .

٢- جابر عبد الحميد جابر ، أحمد خيري كاظم (١٩٧٨) . *مناهج البحث في التربية وعلم النفس* (ط ٢) . القاهرة : دار النهضة العربية .

٣- حسين أحمد العكام (١٩٩٥) . أثر فئات تدريج ليكرت لمقياس اتجاه على خصائصه السيكومترية . *رسالة ماجستير غير منشورة* ، كلية التربية ، جامعة اليرموك.

٤- رسمية سعيد حنون (٢٠٠١) . مفهوم الذات لدى طلبة جامعة النجاح الوطنية في فلسطين . *دراسات نفسية* ، ١١(٣) ، ٣٧٩ – ٤١٦ .

٥- زكريا أحمد الشربيني (١٩٩٥) . *الإحصاء وتصميم التجارب في البحوث النفسية والتربوية والاجتماعية* . القاهرة : مكتبة الانجلو المصرية .

٦- سعيد حسن الغامدي (٢٠٠٣) . مدى اختلاف الخصائص السيكومترية لأداة القياس في ضوء تغاير عدد بدائل الاستجابة والمرحلة الدراسية : دراسة حالة – مقياس ليكرت . *رسالة ماجستير غير منشورة* ، كلية التربية ، جامعة أم القرى .

٧- صلاح أحمد مراد (٢٠٠٠) . *الأساليب الإحصائية في العلوم النفسية والتربوية والاجتماعية* . القاهرة : مكتبة الانجلو المصرية .

٨- صلاح الدين أبو ناهية (١٩٩٩) . مقياس مفهوم الذات للراشدين : صورة جديدة لدراسة المفهوم عبر الأجيال . *مجلة التقويم والقياس النفسي والتربوي* ، جامعة الأزهر بغزة ، ٧(١٣) ، ١٥ – ٣٨ .

٩- صلاح الدين محمود علام (٢٠٠٠) . *القياس والتقويم التربوي والنفسي* . القاهرة : دار الفكر العربي .

١٠- صلاح الدين محمود علام (٢٠٠٤) . *الأساليب الإحصائية الاستدلالية في تحليل بيانات البحوث النفسية والتربوية والاجتماعية البارامترية واللابارامترية* . القاهرة : دار الفكر العربي .

١١- فايز علي الأسود (٢٠٠٤) . أثر بعض المتغيرات الدراسية والاجتماعية والبيئية على مفهوم الذات لدى طلبة الانتفاضة من أبناء جامعة الأقصى بغزة . بحث مقدم إلى *المؤتمر التربوي الأول التربية في فلسطين وتغيرات العصر* ، كلية التربية بالجامعة الإسلامية ، فلسطين ، ٦٤٠-٦٦٦ .

١٢- فؤاد أبو حطب ، آمال صادق (١٩٩١) . *مناهج البحث وطرق التحليل الإحصائي في العلوم النفسية والتربوية والاجتماعية* . القاهرة : مكتبة الأنجلو المصرية .

١٣- محسوب عبد القادر الضوي (٢٠١١) . تحري تأثير الدرجات المتطرفة وعدد فئات الاستجابة على تقدير معامل ألفا لكرونباخ ، *مجلة كلية التربية* ، جامعة أسيوط ، ٢٧(١) ، ١١٩- ١٧٥ .

١٤- محمد حسين سعيد (٢٠٠٧) . أثر اتجاه المفردة وعدد بدائل الاستجابة على ثبات أدوات القياس من نوع ليكرت . *المجلة المصرية للدراسات النفسية* ، ١٧(٥٦) ، ٢٩٧-٣٣٠ .

١٥- نورة صالح المحيميد (١٩٩٩) . أثر اختلاف عدد بدائل الاستجابة في أوزان ليكرت على معاملات الثبات والصدق . *رسالة ماجستير غير منشورة* ، كلية التربية ، جامعة الملك سعود .

● ثانيًا : المراجع الأجنبية

16. Aamodt, M. (2009). *Industrial/Organizational Psychology* (6th ed.). California: Wadsworth Publishing.

17. Adelson, J. & McCoach, D. (2010). Measuring the Mathematical Attitudes of Elementary Students: The Effects of a 4-Point or 5-Point Likert Scale. *Educational and Psychological Measurement*, 70(1), 796-807.

18. Albright, J. & Park, H. (2009). Confirmatory Factor Analysis Using Amos, LISREL, Mplus, and SAS/STAT CALIS. Working Paper. *The University Information Technology Services (UITS) Center for Statistical and Mathematical Computing, Bloomington, IN: Indiana University.*

19. Andrew, D. ; Pederson, P. & McEvoy, C. (2011). *Research Methods and Design in Sport Management*. Champaign, IL: Human Kinetics.

20. Babakus, E. ; Ferguson, C. & Jöreskog, K. (1987). The Sensitivity of Confirmatory Maximum Likelihood Factor Analysis to Violations of Measurement Scale and Distributional Assumptions. *Journal of Marketing Research*, 24(2), 222–228.

21. Bernard. R. (2000). *Social Research Methods: Qualitative and Quantitative Approaches*. London: Sage Publication Inc.

22. Birkett, N. (1986). Selecting the Number of Response Categories for a Likert-Type Scale. *Proceedings of the American Statistical Association* 1987 Annual Meetings, Section on Survey Research Methods, 488-492.

23. Bozack, A. (2011). Reading Between the Lines: Motives, Beliefs; and Achievement in Adolescent Boys. *High School Journal*, 94(2), 58-76.

24. Brown, T. (2006). *Confirmatory Factor Analysis for Applied Research*. New York: Guilford Press.

25. Busch, M. (1993). Using Likert Scales in L2 Research: A Researcher Comments. *TESOL Quarterly*, 27(4), 733-736.

26. Cao, Z. ; Forgasz, H. & Bishop, A. (2007). Doing surveys in Different Cultures: Difficulties and Differences–a Case from China and Australia. In B. Atweh, A. Barton, M. Borba, N. Gough, C. Keitel, C. Vistro-Yu & R. Vithal (Eds.), *Internationalization and Globalisation in Mathematics and Science Education* (pp.303-320). The Netherlands: Springer.

27. Chang, L. (1993). Using Confirmatory Factor Analysis of Multitrait-Multimethod Data to Assess the Psychometrical Equivalence of 4-Point and 6-Point Likert-Type Scales. *Paper Presented at the Annual Meeting of the National Council on Measurement in Education*, Atlanta, Ga.

28. Charter, R. (1999). Sample Size Requirements for Precise Estimates of Reliability, Generalizability, and Validity Coefficients. *Journal of Clinical and Experimental Neuropsychological*, 21(4), 559-566.

29. Chen, I. ; Chen, N. & Kinshuk (2009). Examining the Factors Influencing Participants' Knowledge Sharing Behavior in Virtual Learning Communities. *Educational Technology & Society*, 12(1), 134–148.

30. Chomeya, R. (2010). Quality of Psychology Test between Likert Scale 5 and 6 Points. *Journal of Social Sciences*, 6(3), 399-403.

31. Clason, D. & Dormody, T. (1994). Analyzing Data Measured by Individual Likert Type Items. *Journal of Agricultural Education*, 35(4), 31-35.

32. Cox III, E. (1980). The Optimal Number of Response Alternatives for a Scale: A Review. *Journal of Marketing Research*, 17(4), 407-422.

33. DeVellis, R. (2003). *Scale Development: Theory and Applications* (2nd ed.). London: Sage Publication Inc.

34. Dittrich, R. ; Francis, B. ; Hatzinger, R. & Katzenbeisser,W. (2007). A Paired Comparison Approach for the Analysis of Sets of Likert-Scale Responses. *Statistical Modeling*, 7(1), 3-28.

35. Dolnicar, S. & Grun, B. (2007). How Constrained a Response: A Comparison of Binary , Ordinal and Metric Answer Formats. *Journal of Retailing and Consumer Services*, 14(2), 108-122.

36. Feldt, L. ; Woodruff, D. ; Salih, F. (1987). Statistical Inference for Coefficient Alpha. *Applied Psychological Measurement*, 1(11), 93-103.

37. Fitzpatrick, A. & Yen, W. (2001). The Effects of Test Length and Sample Size on the Reliability and Equating of Tests Composed of Constructed-response Items. *Applied Measurement in Education*, 14(1), 31-57.

38. Flamer, S. (1983). Assessment of the Multitrait-Multimethod Matrix Validity of Likert Scales Via Confirmatory Factor Analysis. *Multivariate Behavior Research*, 18(3), 275-306 .

39. Garland, R. (1991). The Mid-Point on a Rating Scale : Is it Desirable? *Marketing Bulletin*, 3(2), 66 -70.

40. Golay, P. & Lecerf, T. (2011). Orthogonal Higher Order Structure and Confirmatory Factor Analysis of the French Wechsler Adult Intelligence Scale (WAIS–III). *Psychological Assessment*, 23(1), 143-152.

41. Goodwin, C. (2009). *Research in Psychology: Methods and Design* (6th ed.). Hoboken, N: John Wiley and Sons.

42. Graham, J. (2006). Congeneric and (Essentially) Tau-Equivalent Estimates of Score Reliability: What they are and How to Use Them. *Educational and Psychological Measurement*, 66(6), 930-944.

43. Grassi, M. ; Nucera, A. ; Zanolin, E. ; Omenaas, E. ; Anto, J. & Leynaert, B. (2007). Performance Comparison of Likert and Binary Formats of SF-36 Version 1.6 Across ECRHS II Adults Populations. *Value in Health*, 10(6), 478-488.

44. Gravetter, F.& Forzano, L. (2008). *Research Methods for the Behavioral Sciences* (3rd ed.). London : Cengage Learning.

45. Grover, R. & Vriens, M. (2006). *The Handbook of Marketing Research: Uses, Misuses, and Future Advances*. London: Sage Publication Inc.

46. Guy, R. & Norvell, M. (1977). The Neutral Point on a Likert Scale. *The Journal of Psychology*, 95(2), 199-204.

47. Hadge, D. & Gillespie, D. (2003). Phrase Completions: An Alternative to Likert Scales. *Social Work Research*, 27(1), 45-55.

48. Hartas, D. (2010). Between-Group Differences: Comparing Two or more Means. In D. Hartas (Ed.), *Educational Research and Inquiry: Qualitative and Quantitative Approaches* (PP.352-377). New York: Continuum International Publishing Group.

49. Hartley, J. & Betts, L. (2010). Four Layouts and a Finding: The Effects of Changes in the Order of the Verbal Labels and Numerical Values on Likert-type Scales. *International Journal of Social Research Methodology*, 13(1), 17-27.

50. Hecke, T. (2010). Power Study of Anova Versus Kruskal-Wallis Test. *In Practice*, 1-6.

51. Hu, l. & Bentler, P. (1999). Cutoff Criteria for Fit Indexes in Covariance Structure Analysis: Conventional Criteria Versus New Alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6(1), 1-55.

52. Jackson , D. (2001). Sample Size and Number of Parameter Estimates in Maximum Likelihood Confirmatory Factor Analysis: A Monte Carlo Investigation. *Structural Equation Modeling*, 8(2), 205-223.

53. Jacoby, J. & Matell, M. (1971). Three-Point Likert Scales are Good Enough. *Journal of Marketing Research*, 8(4),495-500.

54. Jamieson, S. (2004). Likert Scales: How to (AB)Use Them. *Medical Education*, 38(12), 1217-1218.

55. Johnson , R. & Christensen, L. (2010). *Educational Research: Quantitative, Qualitative, and Mixed Approaches* (4th ed). Thousand Oaks, CA: Sage.

56. Kahler, E. , Rogausch, A. , Brunner, E. & Himmel, W. (2008). A Parametric Analysis of Ordinal Quality-of-Life Data can Lead to Erroneous Results. *Journal of Clinical Epidemiology*, 61(5), 475-480 .

57. Kaptein, M. ; Nass, C. & Markopoulos, P. (2010). Powerful and Consistent Analysis of Likert-type Rating Scales. *In Proceedings CHI 2010, ACM*, New York, 2391-2394.

58. Keith, T. & Reynolds, C. (2003). Measurement and Design Issues in Child Assessment Research. In C. Reynolds & R. Kamphaus (Eds.), *Handbook of Psychological and Educational Assessment of Children: Intelligence, Aptitude, and Achievement* (2nd ed, pp.79-114). New York : Guilford Press.

59. Kim, S. (2010). The Influence of Likert Scale Format on Response Result, Validity, and Reliability of Scale-Using Scales Measuring Economic Shopping Orientation. *Journal of the Korean Society of Clothing and Textiles*, 34(6), 913-927.

60. Kim, S. ; Davison, M. & Frisby, C. (2007). Confirmatory Factor Analysis and Profile Analysis via Multidimensional Scaling. *Multivariate Behavioral Research*, 42(1), 1–32

61. King, B. ; Rosopa, P. & Minium, E. (2010). *Statistical Reasoning in the Behavioral Sciences*(6th ed.). London : John Wiley and Sons.

62. Kulas, J. ; Stachowski, A. & Haynes, B. (2008). Middle Response Functioning in Likert-Responses to Personality Items. *Journal of Business and Psychology*, 22(3), 251-259.

63. LaNasa, S. ; Cabrera, A. & Trangsrud, H. (2009). The Construct Validity of Student Engagement : A Confirmatory Factor Analysis Approach. *Research in Higher Education*, 50(4), 315–332.

64. Líbano, M. ; Llorens, S. ; Salanova, M. & Schaufeli, W. (2010). Validity of A Brief Workaholism Scale. *Psicothema*, 22(1), 143-150.

65. Lozano, L. ; Carcía-Cueto, E. & Muñoz, J. (2008). Effect of the Number of Response Categories on the Reliability and Validity of Rating Scales. *Methodology*, 4(2), 73-79.

66. MacCallum, R. ; Widaman, K. ; Preacher, K. & Hong, S. (2001). Sample Size in Factor Analysis: The Role of Model Error. *Multivariate Behavioral Research*, 36(4), 611-637.

67. Maydeu-Olivares, A. ; Kramp, U. ; García-Forero, C. ; Gallardo-Pujol, D. & Coffman, D. (2009). The Effect of Varying the Number of Response Alternatives in Rating Scales: Experimental Evidence from Intra-Individual Effects. *Behavior Research Methods*, 41(2), 295-308.

68. Montgomery, D. (2008). *Design and Analysis of Experiments* (7th ed). London : John Wiley and Sons.

69. Morrow, J. ; Jackson, A. ; Disch, J. & Mood, D. (2005). *Measurement and Evaluation in Human Performance* (3rd ed.). Champaign, IL: Human Kinetics.

70. Narli, S. (2010). An Alternative Evaluation Method for Likert Type Attitude Scales: Rough Set Data Analysis. *Scientific Research and Essays*, 5(6), 519-528.

71. Nasser, F. ; Wisenbaker, J. & Benson, J. (1998). Modeling the Observation-to-Indicator Ratio Using Logistic Regression: an Example from Factor Analysis. *Paper Presented at the Annual Meeting of the American Educational Research Association*, San Diego.

72. Nunnally, J. & Bernstein, I. (1994). *Psychometric Theory* (3rd ed.). New York: McGraw Hill.

73. Ory, J. & Wise, S. (1981). Attitude Change Measured by Scales with 4 and 5 Response Options. *Paper Presented at the Meeting of the National Council on Measurement in Education*, Chicago, IL.

74. Preston, C. & Colman , A. (2000). Optimal Number of Response Categories in Rating Scales: Reliability, Validity,

Discriminating Power, and Respondent Preferences. *Acta Psychologica*, 104(1), 1-15.

75. Rasmussen, J. (1989). Analysis of Likert-Scale Data: A Reinterpretation of Gregoire and Driver. *Psychological Bulletin*, 105(1), 167-170.

76. Ray, J. (1980). How Many Answer Categories Should Attitude and Personality Scales Use? *South African Journal of Psychology*, 10(1), 53–54.

77. Reid, R. ; Brown, T. ; Peterson, N. ; Snowden, L. & Hines, A. (2009). Testing the Factor Structure of A Scale to Assess African American Acculturation: A Confirmatory Factor Analysis. *Journal of Community Psychology*, 37(3), 293–304.

78. Reynolds, C. (2000). Methods for Detecting and Evaluating Cultural Bias in Neuropsychological Tests. In E. Fletcher-Janzen, T. Strickland & C. Reynolds (Eds.), *Handbook of cross-cultural neuropsychology* (pp.249-285). New York: Springer.

79. Russell, C. & Bobko, P. (1992). Moderated Regression Analysis and Likert Scales Too Coarse for Comfort. *Journal of Applied Psychology*, 77(3), 336-342.

80. Streiner, D. (2003). Starting at the Beginning: an Introduction to Coefficient Alpha and Internal Consistency. *Journal of Personality Assessment*, 80(1), 99-103.

81. Weijters, B. ; Cabooter, E. & Schillewaert, N. (2010). The effect of Rating Scale Format on Response Styles : The Number of Response Categories and Response Category Labels. *International Journal of Research in Marketing*, 27(3), 236 -247.

82. Winter, J. & Dodou, D. (2010). Five-Point Likert Items: T-Test Versus Mann-Whitney, Wilcoxon. *Practical Assessment, Research & Evaluation*, 15(11), 1-12.

83. Yuan K. , Guarnaccia C. & Hayslip B. (2003). A Study of the Distribution of Sample Coefficient Alpha With the Hopkins Symptom Checklist: Bootstrap Versus Asymptotics. *Educational & Psychological Measurement*, 63(1), 5–23.

84. Zeller, R. & Garmines, E. (1980). *Measurement in the Social Sciences*. Cambridge: Cambridge University Press.

The effects of Likert alternatives number on the psychometric properties of psychological scale and the assumptions of the two-way factorial design

Prepared by

Dr.Hagag Ghanem Ahmed Ali

Assistance Professor of Educational Psychology
Faculty of Education-Qassim University(KSA)

Dr.Yasser Abdullah Hofny Hassan

Lecturer of Educational Psychology
Faculty of Education-South Valley University (Egypt).

ABSTRACT

The current study aimed at identifying the effect of Likert alternatives number on the reliability of the psychological scale as represented by Alpha-Cranach Coefficient, and the validity as represented by each of confirmatory factor analysis and factorial invariance. It also aimed at identifying the effect of Likert alternatives number on the normality and homogeneity of the groups and cells data concerning two-way anova which resulting from the administration of three self-concept scale forms: the first form is the original scale that was prepared by (Sallah Abu-Nahia,1999) and consists of three Likert alternatives, the second and third forms are two proposed forms (two Likert alternatives and three Likert alternatives).The sample of study consists of (587) students which were enrolled in the scientific and literary departments of the Faculty of Education-South Valley University, Egypt. To test the hypotheses of the study ,the following statistical procedures were used { alpha coefficient ; Pearson correlation coefficient ; and (Feldt et al.,1986) equation which are used to identifying the reliability of the three forms ; confirmatory factor analysis ; goodness of fit indicators ; factorial invariance and (Reynolds, 2000) equation to identifying the construct validity of the three forms ; skewness coefficient to identifying the normality of data ; Levene test to identifying the homogeneity between groups and cells & two way ANOVA to identifying the effects of gender(male-female), specialization

(scientific- literary), and the interaction between them on self-concept} SPSS, AMOS3.6, and EXCEL were used to execute the previous statistical procedures. The results indicated in general that: the number of Likert alternatives has no effect on the reliability and the validity. But although the three-alternatives-form achieved the normality and homogeneity assumptions, more caution must be taken when dealing parametrically with Likert-scale data because it has ordinal level. The study contains (84) references and (13) tables.