أثر دلالة المعنى لطرفي تدريج ليكرت وترتيب المفردات في ضوء اتجاهها الموجب والسالب في الخصائص السيكومترية للمقياس النفسي وأداء الطلاب عليه وافتراضات التحليل الإحصائي لبياناته

إعداد

د/ عبد العزيز محمد حسب الله

مدرس علم النفس التربوي

كلية التربية – جامعة المنيا

ملخص البحث:

هدف البحث الحالي إلى تَعَرُّف أثر كل من: دلالة المعنى لطرفي تدريج ليكرت، وترتيب المفردات في ضوء اتجاهها الموجب والسالب في الخصائص السيكومترية للمقياس النفسي وأداء الطلاب عليه وافتراضات التحليل الإحصائي لبياناته، ولتحقيق هذا الهدف اعتمد الباحث على مقياس تقدير الذات لروزنبرج (١٩٦٥) تعريب عبد الكريم جرادات (٢٠٠٦)، ثم قام باختيار عينتين أساسيتين: العينة الأساسية الأولى وقوامها (٣٠٠ طالبًا وطالبة)، والعينة الأساسية الثانية وقوامها (٢٥٩ طالبًا وطالبة)، وقام بتطبيق مقياس تقدير الذات الصورة الأصل بالإضافة إلى ثلاث صور مقترحة له مختلفة في دلالة المعنى لطرفي تدريج ليكرت على العينة الأساسية الأولى، ثم تطبيق مقياس تقدير الذات الصورة الأصل ذات الترتيب العشوائي بالإضافة إلى ثلاث صور مقترحة له مختلفة في ترتيب المفردات من حيث اتجاه المفردة (موجبة وسالبة) على عينة البحث الأساسية الثانية.

وقد أسفر البحث عن عديد من النتائج ذات الأهمية التطبيقية، منها: (١) اختلاف أداء الطلاب على مقياس تقدير الذات نتيجة اختلاف دلالة المعنى لطرفي تدريج ليكرت، (٢) لم يؤثر اختلاف ترتيب مفردات مقياس تقدير الذات في ضوء اتجاه المفردة (موجبة- سالبة) في أداء الطلاب عليه، (٣) اختلاف قيمة معامل الصدق التمييزي لمقياس تقدير الذات من صورة إلى أخرى نتيجة اختلاف دلالة المعنى لطرفي تدريج ليكرت، (٤) اختلاف نتائج التحليل العاملي الاستكشافي لمقياس تقدير الذات من صورة إلى أخرى نتيجة اختلاف دلالة المعنى لطرفي تدريج ليكرت، (٥) اختلاف تشبعات المفردات بالعامل الكامن (تقدير الذات) واختلاف مؤشرات جودة المطابقة من صورة إلى أخرى نتيجة اختلاف دلالة المعنى لطرفي تدريج ليكرت، (٦) اختلاف قيمة معامل ألفا- كرونباك لثبات أداء الطلاب

على المقياس من صورة إلى أخرى نتيجة اختلاف دلالة المعنى لطرفي تدريج ليكـــرت، (٧) لم يؤثر اختلاف دلالة المعنى لطرفي تدريج ليكرت على اعتدالية بيانات مجموعـــات وخلايا تحليل التباين العاملي ثنائي الاتجاه، (٨) أدى اختلاف دلالة المعنى لطرفي تـــدريج ليكرت إلى اختلاف تجانس التباين بين مجموعات وخلايا تحليل التباين العـــاملي ثنـــائي الاتجاه، (٩) أدى اختلاف ترتيب مفردات مقياس تقدير الذات من صورة إلى أخرى إلـــى اختلاف قيمة معامل الصدق التمييزي له، (١٠) أدى اخـــتلاف ترتيـــب المفـــردات إلـــى اختلاف نتائج التحليل العاملي الاستكشافي لمقياس تقدير الذات من صورة إلـــى أخـــرى، (١١) أدى اختلاف ترتيب المفردات إلى اختلاف تشبعات المفردات بالعامل الكامن (تقدير الذات) واختلاف مؤشرات جودة المطابقة من صورة إلى أخرى، (١٢) اخـــتلاف قيمـــة معامل ألفا- كرونباك لثبات أداء الطلاب على المقياس من صورة إلـــى أخـــرى نتيجـــة اختلاف ترتيب المفردات، (١٣) لم يؤثر اختلاف ترتيب المفردات على اعتدالية وتجانس بيانات مجموعات وخلايا تحليل التباين العاملي ثنائي الاتجاه، وفي ضوء هذه النتائج قـــدم الباحث العديد من التوصيات.

الكلمات المفتاحية: دلالة المعنى لطرفي تدريج ليكرت، ترتيـــب المفـــردات، الخـــصائص السيكومترية للمقياس النفسي، افتراضات التحليل الإحصائي للبيانات.

Impact of The semantice of the meaning for both sides of the Likert scale, Items order in light of its positive and negative direction in psychometric properties of psychological scale, students' performance on it and the assumptions of the statistical analysis of its data

By

Dr. Abd-Alaziz Mohamad Hasaballh

ABSTRACT

The current research aims to identify the Impact the semantic of the meaning for both sides of the Likert scale, Items order in light of its positive and negative direction in psychometric properties of psychological scale, students' performance on it and the assumptions of the statistical analysis of its data. To achieve the research aim, the researcher relied on the Rosenberg self-esteem scale (1965) which was Arabized by Abdul Karim Jaradat (2006), then the researcher selected two basic samples: The first basic sample consisted of (300 male and female students), The second basic sample consisted of (259 male and female students), and then applied the self-esteem scale the original version in addition to three suggested versions of it, different in the semantic of the meaning for both sides of the Likert scale On the first basic sample, then applied the self-esteem scale The original version with random order in addition to three suggested images different in the order of the items in terms of the direction of the item (positive and negative) On the second basic sample of research.

The research has reached many findings, including: (1) The difference in students 'performance on the self-esteem scale as a result of the difference in the semantic of the meaning for both sides of the Likert scale, (2) The difference of Items order of the self-esteem scale in light of item direction (positive and negative) did not affect the students performance on it, (3) The difference in The value of the discriminant validity coefficient of the self-esteem scale from one image to another as

a result of the difference in the semantic of the meaning for both sides of the Likert scale, (4) The difference in The results of the exploratory factor analysis of the self-esteem scale from one image to another as a result of the difference in the semantic of the meaning for both sides of the Likert scale, (5) The difference in both: the items standard regression coefficients (saturation), quality indicators of conformity from one image to another due to the difference in the semantic of the meaning for both sides of the Likert scale, (6) The difference in Alpha- Cronbach reliability coefficient value for the stability of students 'performance on the scale from one image to another due to the difference in the semantic of the meaning for both sides of the Likert scale, (7) The difference in the semantic of the meaning for both sides of the Likert scale did not affect on the normal distribution of the groups and cells of the two-way factor analysis of variance, (8) The difference of homogeneity between the groups and cells of the two-way factor analysis of variance due to the difference in the semantic of the meaning for both sides of the Likert scale, (9) The difference of Items order of the self-esteem scale from one image to another led to a difference in the value of the discriminant validity coefficient, (10) The difference of Items order of the self-esteem scale led to differences in results of the exploratory factor analysis of the self-esteem scale from one version to another, (11) The difference of Items order of the self-esteem scale led to differences in the items standard regression coefficients (saturation), quality indicators of conformity from one image to another, (12) The difference in Alpha-Cronbak reliability coefficient value for the stability of students 'performance on the scale from one image to another due to the difference in Items order of the self-esteem scale, (13) The difference in items order did not affect the normal distribution and the homogeneity of the groups and cells of the two-way factor analysis of variance, in light of these results the researcher presented several recommendations.

Keywords: The semantic of the meaning for both sides of the Likert scale, Items order, psychometric properties of psychological scale, assumptions of the statistical analysis of data.

مقدمة البحث:

يُعد القياس أمرًا على قدر كبير جدًا من الأهمية في أي علم من العلوم، ويُشكل جزءًا أساسيًا في حياتنا اليومية، ليس ذلك فحسب بل إن التقدم العلمي في أي مجال من المجالات يرتبط باستخدام القياس، لذا لابد أن يحظى مجال القياس والتقويم التربوي والنفسي بعامة والمقاييس النفسية بخاصة بالاهتمام البحثي.

ويختلف القياس والتقويم في العلوم النفسية والتربوية عن القياس والتقويم في العلوم الطبيعية، ففي حين أن عملية القياس والتقويم في العلوم الطبيعية تكون محددة وواضحة تمامًا وموضوعية ويمكن التحكم في جميع المتغيرات التي يمكن أن تؤثر على نتائج القياس، إلا أنها ليست على نفس الدرجة من الدقة والموضوعية في العلوم التربوية والنفسية؛ نظرًا لصعوبة التحكم في جميع المتغيرات التي يمكن أن تؤثر في عملية القياس، ومن هذه المتغيرات ما هو مرتبط بالسمة أو الخاصية المراد قياسها من حيث درجة نموها وتغيرها عبر الزمن أو من حيث تأثرها بالوراثة والبيئة، ومنها ما هو مرتبط بالأفراد من حيث الحالة الانفعالية أو النفسية، ومنها ما هو مرتبط بالموقف الاختباري وظروف تطبيق أدوات القياس، ومنها ما هو مرتبط بأداة القياس نفسها من حيث مدى دقتها في قياس السمة المراد قياسها ومن حيث ثباتها وصدقها وموضوعيتها (محمد حسين سعيد، ٢٠٠٧، ٣٥٤).

علاوة على أن كثيرًا من الظواهر السلوكية يصعب قياسها على موازين مدرجة تدريجًا معياريًا متفق عليه كما هو الحال في موازين العلوم الطبيعية، إذ من الصعب قياس سمات شخصية الفرد مثل العدوانية أو الانطوائية، أو الإقدام أو التسلطية، أو العاطفة بنفس القدر من الدقة كما هو حال قياس درجة حرارة السائل أو شدة تيار كهربائي (صلاح الدين محمود علام، ٢٠٠٦، ١٦).

لذا فبناء وتطوير المقاييس النفسية ليس بالأمر الهين الذي يمكن تحقيقه من خلال التمني، ذلك لأن المتطلبات البشرية والمادية لبناء الاختبارات والمقاييس، وكذلك الإجراءات والخطوات الواجب القيام بها، بالإضافة إلى القاعدة العلمية الواسعة والصلبة الواجب توافرها لدى من يرغب القيام بهذه المهمة، تجعل منها أمرًا ليس بالهين واليسير (عبد الرحمن سليمان الطريري، ١٩٩٧، ١٣٤).

ولذلك يُعد بناء الأدوات والمقاييس النفسية والاهتمام بها من المراحل المهمة في البحوث النفسية والتربوية، ونتيجةً لتباين المنطلقات والأسس النظرية التي تبناها علماء القياس والتقويم

فقد تباينت الطرق والأساليب التي اتبعوها في إعداد وبناء مثل هذه الأدوات (محمد حسين سعيد، ٢٠٠٧، ٣٥٤).

ومن طرق بناء الاختبارات النفسية طريقة ثرستون Thurstone، والتي تسمى بطريقة الوحدات أو الفترات المتساوية؛ حيث تهتم هذه الطريقة بأن تكون بنود الاختبار منتظمة على متصل بحيث تكون المسافات الفاصلة بين هذه البنود متساوية، وذلك من خلال وسيطات هذه البنود أو القيم الوزنية لها، والتي تم التوصل إليها بعد عملية تحكيم من قِبَل مجموعة من المحكمين (عبد الرحمن سليمان الطريري، ١٩٩٧، ١٣٤).

حيث يتم كتابة كل بند على بطاقة مستقلة وتوضح التعليمات للمحكمين بأن هذا البند يقيس اتجاهًا نفسيًا معينًا، يتكون مقياسه من إحدى عشرة نقطة تبدأ بالاتفاق التام وتنتهي بالمعارضة التامة مرورًا بنقطة متوسطة محايدة، ويُطلب من المحكمين قراءة كل عبارة (بند) بدقة وتصنيفها في إحدى هذه الفئات الإحدى عشرة، بحيث تكون الفئة رقم (١) تضم العبارات المتفق عليها اتفاقًا تامًا، والفئة رقم (١١) تضم العبارات المرفوضة رفضًا تامًا، وذلك بغض النظر عن الرأي الشخصي للمحكم لكل بند، ولكن يتم التصنيف حسب محتوى العبارة ومعناها وعلاقتها بالاتجاه الذي من المفروض أن تقيسه (سعد عبد الرحمن، ٢٠٠٨، ٣٨٤-٣٨٥).

ومن الطرق الأخرى التي يُعتمد عليها في بناء الاختبارات والمقاييس النفسية طريقة الأسلوب التراكمي أو طريقة جتمان Guttman، والتي تستخدم في بناء المقاييس أحادية البُعد Unidimensional، فميزان الاتجاه يُعد أحادي البُعد فقط إذا أدى إلى ميزان تراكمي، والذي يعني أن العبارات تكون مرتبطة ببعضها بحيث إذا وافق الفرد على الفقرة (٢) فإنه يوافق أيضًا على الفقرة (١) التي تسبقها، ومن يوافق على الفقرة (٣) فإنه يوافق أيضًا على الفقرتين (١)، (٢) اللتين تسبقانها وهكذا (صلاح الدين محمود علام، ٢٠٠٦، ٥٤٥)، وهذا يعني أن الفقرات أو العبارات في طريقة جتمان تكون مرتبة من الأقل إيجابية إلى الأكثر إيجابية.

وتعتبر طريقة ليكرت Likert من أشهر الأساليب المستخدمة في مجال بناء الاختبارات والمقاييس النفسية؛ ذلك لأنها لا تستهلك نفس الجهد والوقت الذي تستهلكه طريقة ثرستون، بالإضافة إلى أن مقياس ليكرت يرتبط ارتباطًا موجبًا مع مقياس ثرستون، أي أنه يمكن أن نحصل على نفس النتائج تقريبًا عند استخدام كلا المقياسين، كما يتميز مقياس ليكرت بأن جميع بنوده تقيس نفس الشيء ولا يحتاج إلى مجموعة من الحكام من أجل تصنيف العبارات أو البنود، فكل عبارة من العبارات مدرجة ذاتيًا إبتداءً من الموافقة الكاملة إلى الرفض المطلق (سعد عبد الرحمن، ٢٠٠٨، ٣٨٦).

كما يختلف مقياس ليكرت عن مقياس ثرستون في أن أوزانه يتم تحديدها بعد ـــــ وليس قبل ـــــ جمع مادة الاتجاه، وهذا هو السبب في تسميته بأنه مقياس بعدي A Posteriori وليس مقياسًا قبليًا A priori كمقياس ثرستون، وتتميز مقاييس ليكرت بكونها أكثر اتساقًا وانسجامًا، وتسمح بتنوع أكبر في الدرجات (محمود أحمد عمر، حصة عبد الرحمن فخرو، تركي السبيعي، آمنة عبد الله تركي، ٢٠١٠، ٣٢٣).

كما أن من ضمن مزاياها المرونة حيث يستطيع الباحث أن يجعل ميزان الاتجاه مشتملًا على عدد من الفقرات يراه مناسبًا، وزيادة عدد الفقرات يُمكِنه من الكشف عن الفروق الفردية في الاتجاه المراد قياسه وبخاصة إذا كان عدد أفراد المجموعة كبير (صلاح الدين محمود علام، ٢٠٠٦، ٥٤٣-٥٤٤).

وهناك عديد من الأساليب الأخرى المستخدمة في بناء المقاييس النفسية منها: أسلوب التصنيف الترتيبي، وأساليب قياس العلاقات الاجتماعية، ولكن تُعد أساليب ثرستون وجتمان وليكرت أشهر هذه الأساليب على الإطلاق.

ونظرًا لأهمية المقاييس النفسية، لابد أن تتمتع هذه المقاييس بالخصائص السيكومترية الأساسية، والتي أهمها الصدق والثبات، حتى يمكننا الوثوق في النتائج التي نحصل عليها من خلالها، وفي تفسيرنا لهذه النتائج وفي القرارات التي نتخذها بناءً عليها.

لذا جاء هذا البحث لتعرف نموذج دلالة المعنى لطرفي تدريج ليكرت (التركيب اللغوي لنموذج تدريج ليكرت)، ونموذج ترتيب المفردات في ضوء اتجاه المفردة (موجبة وسالبة) اللَذَيْن يُمْكِنُنَا من خلالهما الحصول على أفضل خصائص سيكومترية للمقياس النفسي من نوع التقرير الذاتي المستخدم في هذا البحث (مقياس تقدير الذات لروزنبرج "١٩٦٥" تعريب: عبد الكريم جرادات "٢٠٠٦")، وهذه الخصائص متمثلة في: الصدق باستخدام: الصدق التمييزي للمقياس، والتحليل العاملي الاستكشافي، والتحليل العاملي التوكيدي، وفروق الاتساق الداخلي بين المجموعات، والثبات باستخدام معامل ألفا-كرونباك Alpha-Cronbach، وتأثير ذلك على اعتدالية وتجانس بيانات مجموعات وخلايا تحليل التباين العاملي ثنائي الاتجاه في كل صورة من صور مقياس تقدير الذات.

حيث قام الباحث بتطبيق أربع صور مختلفة من حيث دلالة المعنى لطرفي تدريج ليكرت على عينة من الطلاب، كما قام بتطبيق أربع صور مختلفة الترتيب (من حيث اتجاه المفردة سالبة وموجبة) من نفس المقياس على عينة أخرى من الطلاب.

مشكلة البحث:

لقد أصبحت أدوات القياس من نمط ليكرت أكثر استخدامًا منذ أن تم اقتراحها بواسطة ليكرت عام ١٩٣٢، فالمتتبع لرسائل الماجستير والدكتوراه في التخصصات التربوية المختلفة، وكذلك البحوث المنشورة في الدوريات التربوية المتخصصة، يجد أن طريقة ليكرت تكاد تكون الطريقة الوحيدة المستخدمة دون الطرق الأخرى (ثرستون، وجتمان،... وغيرها) في إعداد وبناء أدوات القياس التي استخدمتها هذه الرسائل والبحوث العلمية (محمد حسين سعيد، ٢٠٠٧، ٣٥٧).

وعلى الرغم من هذا الاستخدام الواسع لتدريج ليكرت في قياس سمات الشخصية والاتجاهات والميول، إلا أن من ضمن عيوبها اختلاف تفسير معنى البديل الواحد من مفحوص إلى آخر (أحمد محمد عبد الخالق، ١٩٩٦، ٢٣٦-٢٣٧).

فقد توصلت دراسة (محمد عبد الرحمن إسماعيل، ٢٠١٩) إلى وجود اختلاف كبير بين المفحوصين في فهم وتفسير معنى ومدلول بديل الوسط (محايد)، فقد ورد بأكثر من معنى لدى المفحوصين ومنها: لا أدري، لا أوافق، لا أستطيع الخيار، لا رأي لي، غير متأكد، لا تنطبق، عدم وضوح العبارة.

كما أشار صلاح الدين محمود علام (٢٠٠٦، ٥٦٨) إلى أن اختلاف صياغة فقرات الميزان أو التركيب اللغوي لبدائل الاستجابة يؤثر في استجابات الأفراد، فاستخدام بدائل مثل "موافق"، "غير متأكد"، "غير موافق على الإطلاق"، أو "غالبًا"، "أحيانًا"، "نادرًا" يؤدي إلى تفسيرات متباينة من جانب الأفراد فما يسميه البعض "أحيانًا" ربما يسميه البعض الآخر "غالبًا"، وتجمع هذه الأخطاء المنتظمة يؤدي إلى تحيز الدرجات.

فسيكولوجية أداء الأفراد على المفردات المؤلفة للمقياس النفسي تشير إلى أن استجابة الفرد على مفردة ما أو مجموعة من المفردات لها ثلاثة مظاهر: المفهوم، والحكم، وشكل أو نموذج الإستجابة، لذا فطبيعة حكم الفرد على المفردات المؤلفة لمقياس معين قد تتأثر بنموذج الاستجابة أي بدلالات أبعاد (بدائل) التدريج (تيسير النهار، ١٩٩٢، ٤٢).

كما أن التهيؤ العقلي للمفحوص (تفاعل المفحوص مع محتوى المفردة والتدريج وطبيعة السمة) عند الاستجابة على مفردات المقياس يختلف باختلاف دلالات التدريج، ففي النماذج ذات التدريج المطلق يجيب المفحوص على المفردات وفقًا لأبعاد (بدائل) تدريج مألوفة، بينما

نماذج التدريج الأقل إطلاقاً فإنها تستدعي مستوى أعلى من التفكير اللفظي للإجابة عنها (محمد محمود سليمان، ١٩٩٧، ٦٢).

فاختلاف الدلالات اللفظية لبدائل التدريج من حيث أن بعضها يشير إلى الإطلاق تمامًا مثل (خطأ تمامًا/ صحيح تمامًا) إلى دلالات أقل قربًا من الإطلاق مثل (أعارض/ أوافق)، قد يدفع المستجيب للمفردات المؤلفة لمقياس معين أن تكون تقديراته مختلفة باختلاف هذه الدلالات. فالمقاييس التي تستخدم بدائل (أبعاد) تدريج تشير إلى الإطلاق في نهايتي قائمة التدريج، تتمتع بمدى أوسع لمجال تقدير السمات أكثر من غيرها كما هو الحال عند استخدام تدريج (لا أوافق بشدة/ أوافق بشدة) مقارنة مع المقاييس التي تستخدم دلالات أقل قربًا من الإطلاق كما في استخدام تدريج (أرفض/ أوافق) (تيسير النهار، ١٩٩٢، ٤٣-٥٠).

وبناءً على ذلك فمن المتوقع أن اختلاف معنى بدائل طرفي تدريج ليكرت من مرة تطبيق إلى أخرى قد يؤدي إلى تباين في استجابات المفحوص الواحد، فضلًا عن التباين والاختلاف في الاستجابات بين المفحوصين نتيجةً لاختلافهم فيما يدركونه من معاني لطرفي التدريج، مما قد يؤثر في الخصائص السيكومترية للمقياس النفسي.

وانطلاقًا من هذه الافتراضات جاء هذا البحث كمحاولة أولى على مستوى البحث في علم النفس التربوي في مصر للتحقق من أثر اختلاف دلالة المعنى لطرفي تدريج ليكرت في كل من: أداء الطلاب على مقياس تقدير الذات المستخدم في هذا البحث، والخصائص السيكومترية له، واعتدالية وتجانس البيانات كافتراضين مهمين من افتراضات تحليل التباين العاملي ثنائي الاتجاه.

خاصة وأن المتتبع للبحوث والدراسات التربوية بشتى أنواعها التي تعتمد على مقياس ليكرت يجد تباينًا هائلًا في دلالة المعنى لطرفي التدريج (التركيب اللغوي لبدائل ليكرت) المستخدمة من قِبَل الباحثين؛ فهناك العديد من نماذج التدريج مطلقة النهايات، منها: (دائمًا/ أبدًا)، (موافق بشدة/ غير موافق بشدة)، (تنطبق عليّ تمامًا/ لا تنطبق عليّ إطلاقًا)، (صحيحة تمامًا/ خطأ تمامًا)... وغيرها من النماذج، وهناك العديد من نماذج التدريج النسبية (غير مطلقة النهايات)، منها: (موافق/ غير موافق)، (غالبًا صحيحة/ غالبًا خطأ)، (كثيرًا/ قليلًا)، (تنطبق عليّ كثيرًا/ تنطبق عليّ قليلًا)... وغيرها من النماذج، وذلك دون علم بتأثير دلالة المعنى لطرفي التدريج في الأداء على مقياس السمة موضع

القياس، وفي الخصائص السيكومترية لهذا المقياس، وفي اعتدالية وتجانس البيانات، فاختيار الباحثين لدلالة المعنى لطرفي تدريج ليكرت لايتم وفقًا لأسس علمية، وإنما وفقًا لميول وآراء شخصية يسيطر عليها الحظ والعشوائية.

فلا توجد أدلة بحثية كافية حول مدى تأثير الاختلافات في معاني البدائل اللغوية في درجات مقاييس الشخصية والاتجاهات (صلاح الدين محمود علام، ٢٠٠٦، ٥٦٨)، ومن ثم في خصائصها السيكومترية؛ فغالبية الدراسات السابقة ركزت على دراسة أثر اختلاف عدد بدائل ليكرت في الخصائص السيكومترية للمقياس النفسي، وليس دلالة المعنى لهذه البدائل.

كما قد أشار Weijters, Geuens and Baumgartner (2013, 368) إلى أن البحث الأكاديمي حول تأثير المعاني المختلفة لبدائل التدريج نادر جدًا، ولابد من الاهتمام به من أجل مساعدة الباحثين على اختيار تصنيفات الفئات المناسبة للاستجابة.

بالإضافة إلى أنه في كثير من الأحيان يعتمد الباحثون على مقاييس مُعدة من قِبَل باحثين آخرين، ويقومون بتغيير التركيب اللغوي لبدائل الاستجابة لتدريج ليكرت المستخدم للاستجابة عن مفردات المقياس في صورته الأصل... فهل يُعد هذا الإجراء أحد أسباب اختلاف الخصائص السيكومترية للمقياس عن خصائصه السيكومترية التي تم الحصول عليها على عينته الأصل (مع افتراض تشابه العينتين)؟... هذا ما ستجيب عنه نتائج البحث الحالي.

ومن ثم فهذا الموضوع في حاجة ماسة لمزيد من الدراسة والبحث لتوفير الأدلة البحثية الكافية حول مدى تأثير اختلاف دلالة المعنى لطرفي تدريج ليكرت في الأداء على مقياس السمة، وفي الخصائص السيكومترية لهذا المقياس؛ حتى يتسنى للباحثين اختيار معاني البدائل بناءً على أسس علمية سليمة بعيدًا عن العشوائية.

ويتمثل الجانب الثاني من مشكلة البحث في تَعَرُف أثر اختلاف ترتيب مفردات المقياس النفسي من حيث اتجاه المفردة (موجبة وسالبة) في كل من: أداء الطلاب على هذا المقياس، وخصائصه السيكومترية؛ واعتدالية وتجانس البيانات كافتراضين مهمين من افتراضات تحليل التباين العاملي ثنائي الاتجاه.

فعلى الرغم من أن استخدام المفردات الموجبة والسالبة في المقاييس النفسية (مقاييس التقرير الذاتي) أمر غير مرغوب فيه؛ حيث يؤدي هذا النهج في صياغة مفردات المقاييس إلى تشويه بنيتها، فقد توصلت دراسة كل من: (Benson & Hocevar,

(Pilotte & Gable, 1990) ،1985 إلى أن الصياغة المختلطة لمفردات المقياس بحيث يحتوي المقياس على مفردات موجبة ومفردات سالبة أدت إلى إلى تشويه بنية المقياس والحصول على عوامل تستند إلى صياغة العنصر، مما أدى إلى اختلاف البنية العاملية للمقياس أحادي البعد.

إلا أننا نجد أن جميع المقاييس النفسية المستخدمة من قِبَل الباحثين تحتوي على مفردات موجبة ومفردات سالبة موزعة بطريقة عشوائية، دون وعي بتأثير ذلك على الخصائص السيكومترية للمقياس، ودون وعي بوجود نماذج ترتيب أخرى مختلفة لمفردات المقياس في ضوء اتجاه المفردة (موجبة– سالبة) قد تؤدي إلى تباين في الأداء وفي الخصائص السيكومترية للمقياس.

فقضية ترتيب مفردات المقياس قضية محيرة في القياس النفسي (Schell & Oswald, 2013, 317)، ففي حين توصلت دراسة كل من: (Kirchner & Uphoff, 1955)، و(Schriesheim, 1981)، و (Sparfeldt, Schilling, Rost & Thiel, 2006)، و(Schell & Oswald, 2013) ، و(Pauwels, 2018) إلى عدم وجود تأثير لترتيب المفردات (الترتيب المُجَمَع حسب العامل، والترتيب العشوائي) في الخصائص السيكومترية للمقياس النفسي.

إلا أن دراسة كل من: (Schurr & Henriksen, 1983)، و (Solomon & Kopelman, 1984)، و(Schriesheim, Kopelman & Solomon, 1989a)، و(Schriesheim, Kopelman & Solomon, 1989b)، و(Melnick, 1993)، و (Steinberg, 1994)، و(Franke, 1997)، و(Frantom, Green & Lam, 2002)، و(Weijters, Beuckelaer & Baumgartner, 2014) توصلت إلى أن ترتيب مفردات المقياس في ضوء: الترتيب العشوائي، والترتيب المُجَمع (التجميعي أو الكُتلي) حسب العامل، والترتيب الدوري أو التبادلي يؤثر في الخصائص السيكومترية للمقياس النفسي. كما أشارت نتائج دراسة (Tippets & Benson, 1989) إلى أن ترتيب المفردات قد يكون مصدرًا للتباين في الأداء لا علاقة له بمحتوى المفردات.

يتضح مما سبق أنه تم إجراء عدد قليل نسبيًا من الدراسات حول قضية ترتيب مفردات المقياس النفسي، ونتائجها بشكل عام لا تدعم بعضها بعض، كما يتضح عدم وجود دراسات عربية سابقة تناولت بحث أثر ترتيب المفردات في ضوء اتجاه المفردة

(موجبة- سالبة) في خصائص المقياس النفسي السيكومترية موضع البحث؛ فالدراسة العربية الوحيدة في هذا الشأن هي دراسة (محمد حسين سعيد، ٢٠٠٧) ولكنها تناولت فقط "أثر اتجاه المفردة في ثبات المقياس"، وجميع الدراسات العربية السابقة ركزت على دراسة أثر اختلاف ترتيب مفردات الاختبارات التحصيلية من حيث السهولة والصعوبة في الخصائص السيكومترية للاختبار التحصيلي.

وبالنسبة لمقاييس التقرير الذاتي ركزت الدراسات العربية السابقة على دراسة أثر توزيع المفردات الموجبة والسالبة (من خلال عكس المفردات من موجبة إلى سالبة أو عكس صياغتها اللغوية) في الخصائص السيكومترية للمقياس النفسي، وذلك بهدف معرفة نسبة عدد المفردات الموجبة والسالبة (١٠٠% موجبة- أو ٧٥% موجبة و ٢٥% سالبة- أو ٥٠% موجبة و ٥٠% سالبة- أو ٢٥% موجبة و ٧٥% سالبة- أو ١٠٠% سالبة) في المقياس التي نحصل من خلالها على أفضل خصائص سيكومترية له، وهذا الإجراء يشوبه عوار يتمثل في الإخلال بمعنى المفردة، وهذا الإخلال أو التغيير قد يؤدي بطبيعة الحال إلى اختلاف في أداء الطلاب على مفردات المقياس من المفردة إلى معكوستها، مما قد يؤدي إلى اختلاف في الخصائص السيكومترية للمقياس من صورة إلى أخرى لنفس المقياس.

فلقد أشار Rorer (1956, 150) إلى أن عكس المفردات أو عكس صياغتها اللغوية قد يُخل بمعناها، على سبيل المثال أيُ المفردتين التاليتين هو المقابل المنطقي أو المعكوس الدقيق للمفردة "إنني عصبي المزاج" هل هي "إنني لست عصبي المزاج" أم "أنني هادئ الطبع"؟ ومن الذي يجزم بذلك (في: علاء الدين كفافي، ١٩٨٥، ٣٢٣).

لذا، يسعى هذا البحث لتَعَرُف أثر ترتيب المفردات الأصل للمقياس من حيث اتجاهها (موجبة وسالبة) دون عكسها في أداء الطلاب على المقياس، وفي خصائصه السيكومترية، خاصة وأنه في كثير من الأحيان يعتمد الباحثون على مقاييس مُعدة من قِبَل باحثين آخرين، وقد يقومون بتغيير ترتيب مفردات هذه المقاييس عن ترتيبها في صورتها الأصل، كما قد يقوم الباحث عند حسابه لثبات الأداء على مقياس ما بطريقة إعادة التطبيق بتطبيق المقياس بترتيب ما للمفردات في المرة الأولى ويعيد تطبيقه بترتيب مختلف في المرة الثانية لأي سبب ما، وقد يحدث ذلك عند التطبيق القبلي والبعدي... فهل يؤثر ذلك على أداء المفحوصين على المقياس وعلى الخصائص السيكومترية له؟

ومما دفع الباحث أيضًا لإجراء هذا البحث:

١. نُدرة الدراسات السابقة التي تناولت أثر دلالة المعنى لطرفي تدريج ليكرت في الخصائص السيكومترية للمقياس النفسي، فلم يقع بين يدي الباحث سوى دراسة كل من: (Frisbie & Brandenburg, 1979)، و(تيسير النهار، ١٩٩٢)، و(محمد محمود سليمان، ١٩٩٧).

٢. عدم وجود دراسات عربية سابقة تناولت أثر ترتيب مفردات المقياس النفسي في ضوء اتجاه المفردة (موجبة وسالبة) في خصائصه السيكومترية موضع البحث الحالي؛ فالدراسة العربية الوحيدة في هذا الشأن ـــ دراسة (محمد حسين سعيد، ٢٠٠٧) ـــ تناولت أثر اتجاه المفردة في ثبات أدوات القياس فقط.

٣. عدم وجود دراسات سابقة سواءً عربية أم أجنبية تناولت أثر كل من: ترتيب المفردات، ودلالة المعنى لطرفي تدرجي ليكرت في افتراضات التصميم العاملي ثنائي الاتجاه.

وبناءً على ما سبق فإن مشكلة البحث تتحدد في التساؤلات التالية:

١- هل يختلف تقدير الذات باختلاف دلالة المعنى لطرفي تدريج ليكرت؟

٢- هل يختلف تقدير الذات باختلاف ترتيب المفردات من حيث اتجاه المفردة (موجبة وسالبة)؟

٣- هل تختلف الخصائص السيكومترية لمقياس تقدير الذات باختلاف دلالة المعنى لطرفي تدريج ليكرت؟

- هل يختلف الصدق التمييزي للمقياس باختلاف دلالة المعنى لطرفي تدريج ليكرت؟
- هل تختلف نتائج التحليل العاملي الاستكشافي باختلاف دلالة المعنى لطرفي تدريج ليكرت؟
- هل تختلف نتائج التحليل العاملي التوكيدي باختلاف دلالة المعنى لطرفي تدريج ليكرت؟
- هل تختلف الاتساقات الداخلية لبنية المقياس عبر المجموعات (هل يختلف صدق التكوين الفرضي لمقياس تقدير الذات عبر المجموعات) باختلاف دلالة المعنى لطرفي تدريج ليكرت في كل صورة على حدها من الصور الأربعة للمقياس؟
- هل يختلف ثبات الأداء على المقياس باختلاف دلالة المعنى لطرفي تدريج ليكرت؟

٤- هل تختلف اعتدالية وتجانس بيانات مجموعات وخلايا تحليل التباين العاملي ثنائي الاتجاه باختلاف دلالة المعنى لطرفي تدريج ليكرت؟

٥- هل تختلف الخصائص السيكومترية لمقياس تقدير الذات باختلاف ترتيب المفردات في ضوء اتجاه المفردة (موجبة- سالبة)؟

- هل يختلف الصدق التمييزي للمقياس باختلاف ترتيب المفردات؟
- هل تختلف نتائج التحليل العاملي الاستكشافي باختلاف باختلاف ترتيب المفردات؟
- هل تختلف نتائج التحليل العاملي التوكيدي باختلاف ترتيب المفردات؟
- هل تختلف الاتساقات الداخلية لبنية المقياس عبر المجموعات (هل يختلف صدق التكوين الفرضي لمقياس تقدير الذات عبر المجموعات) باختلاف ترتيب المفردات في ضوء اتجاه المفردة (موجبة- سالبة) في كل صورة على حدها من الصور الأربعة للمقياس؟
- هل يختلف ثبات الأداء على المقياس باختلاف ترتيب المفردات؟

٦- هل تختلف درجة اعتدالية وتجانس بيانات مجموعات وخلايا تحليل التباين العاملي ثنائي الاتجاه باختلاف ترتيب المفردات؟

أهداف البحث:

١- تَعرُف أثر اختلاف دلالة المعنى لطرفي تدريج ليكرت في تقدير الذات.

٢- تَعرُف أثر اختلاف ترتيب المفردات في ضوء اتجاه المفردة (موجبة وسالبة) في تقدير الذات.

٣- تَعرُف أثر اختلاف دلالة المعنى لطرفي تدريج ليكرت في الخصائص السيكومترية (الصدق، الثبات) لمقياس تقدير الذات.

٤- تَعرُف تأثير اختلاف دلالة المعنى لطرفي تدريج ليكرت على درجة اعتدالية وتجانس بيانات مجموعات وخلايا تحليل التباين العاملي ثنائي الاتجاه.

٥- تَعرُف أثر اختلاف ترتيب المفردات في ضوء اتجاه المفردة (موجبة وسالبة) في الخصائص السيكومترية (الصدق، الثبات) لمقياس تقدير الذات.

٦- تَعرُف تأثير اختلاف ترتيب المفردات في ضوء اتجاه المفردة (موجبة وسالبة) على درجة اعتدالية وتجانس بيانات مجموعات وخلايا تحليل التباين العاملي ثنائي الاتجاه.

٧- تقديم مجموعة من المقترحات (التوصيات) في ضوء نتائج هذا البحث تساعد الباحثين في الحصول على خصائص سيكومترية جيدة للمقاييس النفسية.

أهمية البحث:

الأهمية النظرية:

أ- يُعد البحث الحالي ــ في حدود اطلاعات الباحث ــ أول بحث يتناول هذا الموضوع على مستوى البحث في علم النفس التربوي في مصر والوطن العربي؛ لذا فهو من البحوث التي يمكن أن تضيف للقارئ جديدًا.

ب- أهمية دراسة متغير: دلالة المعنى (التركيب اللغوي) لطرفي تدريج ليكرت في الخصائص السيكومترية للمقياس النفسي؛ حيث اهتمت غالبية الدراسات السابقة بعدد بدائل التدريج، ولكن نُدرة منها على الصعيدين العربي والأجنبي تناول دلالات المعنى لهذه البدائل، وعلى صعيد البحث في علم النفس التربوي في مصر لا توجد أية دراسة سابقة اهتمت بدراسة هذا المتغير وأثره في الخصائص السيكومترية للمقياس النفسي.

ج- أهمية دراسة متغير: ترتيب المفردات في ضوء اتجاه المفردة (موجب وسالب) في الخصائص السيكومترية للمقياس النفسي، وهو من المحاولات البحثية العربية الأولى في هذا الشأن، حيث ركزت جميع الدراسات العربية السابقة على دراسة أثر توزيع المفردات الموجبة والسالبة من خلال عكس صياغة مفردات المقياس من موجبة إلى سالبة بنسب مختلفة (٢٥%، ٥٠%، ٧٥%، ١٠٠%)، مما قد يفتح المجال أمام الباحثين لمزيد من البحوث في هذا الشأن.

د- أهمية موضوع البحث بصفة عامة؛ فهو من الموضوعات الجديرة بالدراسة والبحث، والتي تحتاج لمزيد من الدراسة والبحث.

الأهمية التطبيقية:

أ- تتضح الأهمية التطبيقية للبحث فيما قد يحققه من فوائد منهجية قد تؤدي إلى الضبط المنهجي في بحوث العلوم الإنسانية، وذلك على النحو التالي:

١- قد يفيد هذا البحث (من خلال ما سيتوصل إليه من نتائج) الباحثين عند بناء المقاييس النفسية في تحديد أي نماذج من بدائل تدريج ليكرت ينبغي استخدامها للحصول على خصائص سيكومترية جيدة للمقاييس النفسية، بناءً على أسس علمية بعيدًا عن العشوائية.

٢- قد يفيد هذا البحث (من خلال ما سيتوصل إليه من نتائج) الباحثين عند بناء المقاييس النفسية في تحديد أي نموذج من نماذج ترتيب المفردات في ضوء

اتجاه المفردة (موجبة وسالبة) ينبغي استخدامها للحصول على خصائص سيكومترية جيدة للمقاييس النفسية، بناءً على أسس علمية بعيدًا عن العشوائية.

٣- قد يفيد هذا البحث (من خلال ما سيتوصل إليه من نتائج) الباحثين عند استخدام مقاييس نفسية مُعَدة من قِبَل باحثين آخرين، من خلال توجيه انتباههم إلى ضرورة الالتزام بنفس صيغ بدائل الاستجابة ونفس الترتيب للمفردات حتى لا تتأثر البنية العاملية لهذه المقاييس.

ب-يهتم هذا البحث بتَعَرُف أثر كل من: دلالة المعنى لطرفي تدريج ليكرت، وترتيب المفردات في ضوء اتجاه الفردة (موجبة وسالبة) على افتراضات تحليل التباين العاملي ثنائي الاتجاه (الاعتدالية والتجانس)؛ مما قد يوجه انتباه الباحثين إلى مراعاة ذلك في جميع المعالجات الإحصائية التي تستخدم الأساليب الإحصائية البارامترية.

مصطلحات البحث:

أ- دلالة المعنى لطرفي تدريج ليكرت:

المعنى اللغوي الذي تدل عليه بدائل طرفي تدريج ليكرت الرباعي المستخدم للاستجابة عن مفردات مقياس تقدير الذات المستخدم في هذا البحث. وهي من المتغيرات المستقلة في البحث الحالي، حيث تم استخدام أربعة نماذج لتدريج ليكرت الرباعي مختلفة في دلالة المعنى لطرفي التدريج مع الاحتفاظ بمحتوى المفردات كما هو دون تغيير، وهذه النماذج كما في جدول (١):

جدول (١) نماذج تدريج ليكرت والدلالات اللفظية لبدائل (أبعاد) التدريج

نماذج التدريج مطلقة النهايات	الدلالات اللفظية لبدائل التدريج			
أوافق بشدة / لا أوافق بشدة	أوافق بشدة	أوافق	لا أوافق	لا أوافق بشدة
صحيحة تمامًا / خطأ تمامًا	صحيحة تمامًا	غالبًا صحيحة	غالبًا خطأ	خطأ تمامًا
نماذج التدريج غير مطلقة النهايات	**الدلالات اللفظية لبدائل التدريج**			
غالبًا صحيحة / غالبًا خطأ	غالبًا صحيحة	تميل إلى الصحة	تميل إلى الخطأ	غالبًا خطأ
أوافق / لا أوافق	أوافق	أميل إلى الموافقة	أميل إلى اللاموافقة	لا أوافق

١- **نماذج التدريج مطلقة النهايات:** هي النماذج التي تستخدم درجة الشدة المطلقة أو درجة الصحة المطلقة لبدائل طرفي (قطبي) تدريج ليكرت؛ حيث إن النماذج المستخدمة في هذا البحث ثنائية الاتجاه أو ثنائية القطب.

٢- **نماذج التدريج غير مطلقة النهايات (النسبية):** هي النماذج التي تكون بدائل طرفي (قطبي) تدريج ليكرت فيها أقل إطلاقًا.

ب- اتجاه المفردة (موجبة- سالبة):

ويقصد به طريقة صياغة المفردة، فالمفردة الموجبة هي المفردة التي تكون صياغتها إيجابية وتعبر عن الاتجاه الإيجابي للفرد، والمفردة السالبة هي المفردة التي تكون صياغتها سلبية وتعبر عن الاتجاه السلبي للفرد.

ج- ترتيب المفردات في ضوء اتجاهها الموجب والسالب:

تسلسل مفردات مقياس تقدير الذات لروزنبرج في ضوء اتجاهها الموجب والسالب مع الاحتفاظ بمحتوى المفردات كما هو دون تغيير، وهو من المتغيرات المستقلة في البحث الحالي، وقد تم ترتيب المفردات في ضوء نماذج الترتيب التالية:

١- النموذج الأول (الترتيب العشوائي) Randomized Order: النموذج الأصل وبه الترتيب عشوائي.

٢- النموذج الثاني (الترتيب المُجَمَع "التجميعي" الأول) The First Grouped Order: فيه تم ترتيب المفردات وتجميعها معًا حسب الاتجاه نحو الذات أو حسب اتجاه المفردات بحيث تكون مفردات الاتجاه السلبي مجمعة معًا أولًا (الخمس مفردات السالبة) تليها مفردات الاتجاه الإيجابي (الخمس مفردات الموجبة).

٣- النموذج الثالث (الترتيب المجمع "التجميعي" الثاني) The Second Grouped Order: فيه تم ترتيب المفردات وتجميعها معًا حسب الاتجاه نحو الذات أو حسب اتجاه المفردات بحيث تكون مفردات الاتجاه الإيجابي مجمعة معًا أولًا (الخمس مفردات الموجبة) تليها مفردات الاتجاه السلبي (الخمس مفردات السالبة).

٤- النموذج الرابع (الترتيب التبادلي أو الدوري غير المجمع) Cycled Order: فيه تم ترتيب المفردات بصورة تبادلية دورية خلال الاتجاهين الإيجابي والسلبي نحو الذات مفردة موجبة ثم مفردة سالبة؛ بحيث تنتمي المفردة الثانية إلى الاتجاه السلبي دائمًا.

د- الخصائص السيكومترية:

وهي المؤشرات الإحصائية التي تدل على كفاءة المقياس في قياس ما أُعد من أجله وتُشير هنا إلى:

١- صدق المقياس: ويتم التحقق منه كمتغير تابع في هذا البحث باستخدام: الصدق التمييزي للمقياس، وصدق التكوين الفرضي باستخدام التحليل العاملي الاستكشافي والتحليل العاملي التوكيدي، وفروق الاتساقات الداخلية عبر المجموعات.

٢- الثبات: ويتم التحقق منه كمتغير تابع في هذا البحث باستخدام معامل ألفا-كرونباك.

ه- افتراضات التحليل الإحصائي:

ويقصد بها هنا شروط استخدام الأسلوب الإحصائي البارامتري تحليل التباين العاملي ثنائي الاتجاه (تصميم ٢x٢)، والتي تشمل:

١- **اعتدالية البيانات:** وتعني أن درجات المتغير التابع (تقدير الذات) توزع توزيعًا اعتداليًا (أي تتبع التوزيع الطبيعي) في جميع مجموعات (الذكور، والإناث، والعلمي، والأدبي) وخلايا (ذكور التخصص العلمي، وذكور التخصص الأدبي، وإناث التخصص العلمي، وإناث التخصص الأدبي) التصميم العاملي ثنائي الاتجاه، ويتم التحقق منها كمتغير تابع في هذا البحث باستخدام معامل الالتواء؛ حيث إن اقتراب قيمة معامل الالتواء من الصفر أو وقوعها في المدى ±٣ يُعد دليلًا على اعتدالية البيانات.

٢- **تجانس البيانات:** ويعني تساوي تباينات درجات المتغير التابع (تقدير الذات) في مجموعات وخلايا التصميم العاملي ثنائي الاتجاه (تحليل التباين العاملي ثنائي الاتجاه)، ويتم التحقق منه كمتغير تابع في هذا البحث باستخدام اختبار Levene، فعدم دلالة قيمة الاختبار تُعد دليلًا على تساوي تباينات درجات المتغير التابع في المجموعات.

و- تقدير الذات:

هو حكم الفرد على ذاته أو معتقداته واتجاهه نحوها، ويُقاس بالدرجة التي يحصل عليها الطالب على مقياس تقدير الذات لروزنبرج Rosenberg Self- Esteem Scale (1965) تعريب: عبد الكريم جرادات (٢٠٠٦)، حيث تدل الدرجة المرتفعة على اتجاه

الفرد الإيجابي نحو ذاته وشعوره بأنه ذو قيمة، في حين تدل الدرجة المنخفضة على اتجاه الفرد السلبي نحو ذاته وشعوره بأنه عديم القيمة.

فروض البحث:

في ضوء نتائج الدراسات السابقة وفي إطار تساؤلات البحث وأهدافه، تم صياغة فروضه على النحو التالي:

أولًا: الفروض الخاصة بعينة البحث الأساسية الأولى.

أ- يختلف تقدير الذات باختلاف دلالة المعنى لطرفي تدريج ليكرت.

ب- تختلف الخصائص السيكومترية لمقياس تقدير الذات باختلاف دلالة المعنى لطرفي تدريج ليكرت.

١- يختلف الصدق التمييزي للمقياس باختلاف دلالة المعنى لطرفي تدريج ليكرت.

٢- تختلف نتائج التحليل العاملي الاستكشافي باختلاف دلالة المعنى لطرفي تدريج ليكرت.

٣- تختلف نتائج التحليل العاملي التوكيدي باختلاف دلالة المعنى لطرفي تدريج ليكرت.

٤- تختلف الاتساقات الداخلية لبنية المقياس عبر المجموعات (يختلف صدق التكوين الفرضي لمقياس تقدير الذات عبر المجموعات) باختلاف دلالة المعنى لطرفي تدريج ليكرت في كل صورة على حدها من الصور الأربعة للمقياس.

٥- يختلف ثبات الأداء على المقياس باختلاف دلالة المعنى لطرفي تدريج ليكرت.

ج- تختلف اعتدالية وتجانس بيانات مجموعات وخلايا تحليل التباين العاملي ثنائي الاتجاه باختلاف دلالة المعنى لطرفي تدريج ليكرت.

ثانيًا: الفروض الخاصة بعينة البحث الأساسية الثانية.

أ- لا يختلف تقدير الذات باختلاف ترتيب المفردات من حيث اتجاه المفردة (موجبة وسالبة).

ب- لا تختلف الخصائص السيكومترية لمقياس تقدير الذات باختلاف ترتيب المفردات في ضوء اتجاه المفردة (موجبة- سالبة).

١- لا يختلف الصدق التمييزي للمقياس باختلاف ترتيب المفردات في ضوء اتجاه المفردة (موجبة- سالبة).

٢- لا تختلف نتائج التحليل العاملي الاستكشافي باختلاف ترتيب المفردات في ضوء اتجاه المفردة (موجبة- سالبة).

٣- لا تختلف نتائج التحليل العاملي التوكيدي باختلاف ترتيب المفردات في ضوء اتجاه المفردة (موجبة- سالبة).

٤- لا تختلف الاتساقات الداخلية لبنية المقياس عبر المجموعات (لا يختلف صدق التكوين الفرضي لمقياس تقدير الذات عبر المجموعات) باختلاف ترتيب المفردات في ضوء اتجاه المفردة (موجبة- سالبة) في كل صورة على حدها من الصور الأربعة للمقياس.

٥- لا يختلف ثبات الأداء على المقياس باختلاف ترتيب المفردات في ضوء اتجاه المفردة (موجبة- سالبة).

ج- لا تختلف درجة اعتدالية وتجانس بيانات مجموعات وخلايا تحليل التباين العاملي ثنائي الاتجاه باختلاف ترتيب المفردات في ضوء اتجاه المفردة (موجبة- سالبة).

إجراءات البحث:

أ- عينة البحث:

اشتملت على عينتين؛ حيث رأى الباحث أن تطبيق أداة البحث على نفس العينة من الطلاب ثمانية مرات (أربع مرات مختلفة من حيث دلالة المعنى لطرفي تدريج ليكرت، وأربع مرات مختلفة من حيث ترتيب المفردات في ضوء اتجاه المفردة لنفس المقياس مع الاحتفاظ بنفس محتوى العبارات) سيؤدي إلى شعور الطلاب بالملل والتعب، كما سيؤدي إلى الحصول على نتائج غير دقيقة حول أثر المعالجات التي سيجريها الباحث والخاصة باختلاف دلالة المعنى واختلاف ترتيب المفردات في مستوى تقدير الذات وفي الخصائص السيكومترية لمقياس تقدير الذات.

فالآثار المحمولة Carry-Over Effects من معالجة إلى أخرى أو من مرة تطبيق إلى أخرى مع تعدد مرات التطبيق قد تؤدي إلى تلاشي الفروق بين المعالجات أو مرات التطبيق (فؤاد أبو حطب، آمال صادق، ١٩٩١، ٤٠٣)، فالخبرة أو الألفة بالمقاييس (الاختبارات) أو بنوع معين منها من خلال تكرار التعرض في فترات سابقة لموقف القياس (الاختبار) يخلق دراية وفهمًا لطريقة الأداء (صفوت فرج، ٢٠٠٧، ١٩٦).

١- العينة الأساسية الأولى:

وتكونت من ٣٠٠ طالبًا وطالبة من طلاب التخصصات العلمية والأدبية بالفرقة الرابعة بكلية التربية، ويوضح جدول (٢) توصيف هذه العينة.

جدول (٢) توزيع أفراد عينة البحث الأساسية الأولى طبقًا للنوع والتخصص

(ن= ٣٠٠)

النوع / التخصص	ذكور	إناث	المجموع
علمي	٢٣	١٧٧	٢٠٠
أدبي	١٨	٨٢	١٠٠
المجموع	٤١	٢٥٩	٣٠٠

٢- العينة الأساسية الثانية:

وتكونت من ٢٥٩ طالبًا وطالبة من طلاب التخصصات العلمية والأدبية بالفرقة الرابعة بكلية التربية، ويوضح جدول (٣) توصيف هذه العينة.

جدول (٣) توزيع أفراد عينة البحث الأساسية الثانية طبقًا للنوع والتخصص

(ن= ٢٥٩)

النوع / التخصص	ذكور	إناث	المجموع
علمي	١٦	١٥٩	١٧٥
أدبي	٢٠	٦٤	٨٤
المجموع	٣٦	٢٢٣	٢٥٩

ب- أدوات البحث:

١- مقياس تقدير الذات إعداد (1965) Rosenberg تعريب عبد الكريم جرادات (٢٠٠٦):

استخدم الباحث مقياس تقدير الذات لـ (1965) Rosenberg تعريب عبد الكريم جرادات (٢٠٠٦) (ملحق)، والمقياس في صورته الأصلية أعده (1965) Rosenberg لقياس تقدير الذات لدى طلاب المرحلة الثانوية، حيث تم تطبيق المقياس على عينة قوامها ٥٠٢٤ طالب وطالبة تم اختيارهم بصورة عشوائية من طلاب ١٠ مدارس بالمرحلة الثانوية بولاية نيويورك في الولايات المتحدة الأمريكية، ويتكون المقياس من ١٠ مفردات تقيس تقدير الذات العام، يتم الاستجابة عنها باختيار بديل واحد من بدائل التدريج اللفظي الرباعي (موافق بشدة، موافق، غير موافق، غير موافق بشدة) والتي تُقدر كميًا (٤، ٣، ٢، ١) على الترتيب بالنسبة للمفردات الموجبة، أما بالنسبة للمفردات السالبة فيتم عكس التقدير الكمي، حيث يتكون المقياس من خمسة مفردات موجبة هي المفردات رقم: ١، ٣، ٤، ٧، ١٠ وخمسة مفردات سالبة هي المفردات رقم: ٢، ٥، ٦، ٨، ٩، لذا فأعلى درجة يحصل عليها الطالب في هذا لمقياس هي ٤٠ درجة وأقل درجة هي ١٠ درجات.

ويرجع اعتماد الباحث على هذا المقياس إلى:

- تمتعه بالصدق والثبات في جميع البيئات التي استخدم فيها، حيث أجريت عليه العديد من الدراسات في جميع بلدان العالم (العربية والأجنبية) وفي العديد من البيئات الثقافية المختلفة، وأثبتت هذه الدراسات تمتعه بدرجات عالية من الصدق والثبات، ومن هذه الدراسات في الوطن العربي على سبيل الذكر دراسة كل من: (عبد الكريم جرادات، ٢٠٠٦)، و(عبد الحافظ قاسم الشايب، ٢٠١٠)، و(محمد إبراهيم محمد، ٢٠١٩)، و(عبد العزيز محمد حسب الله، ٢٠٢٠).
- مفرداته واضحة تمامًا وقصيرة وغير معقدة.
- من المقاييس المشهورة التي تعتمد عليه غالبية الدراسات في قياس تقدير الذات العام.
- اقتصاده للوقت؛ حيث يمكن الانتهاء منه في دقيقتين أو ثلاث دقائق، خاصة وأنه سيتم تطبيقه أكثر من مرة على الطلاب في جلسة واحدة.
- يتكون من عامل عام واحد (أحادي البعد)، وهو ما أراده الباحث لضبط هذا المتغير حتى يتمكن من تفسير الاختلاف في النتائج.

لذا فهو أنسب أداة يمكن استخدامها في الكشف عن أثر كل من: دلالة المعنى لطرفي التدريج، وترتيب المفردات في الخصائص السيكومترية للمقياس النفسي.

وفيما يتعلق بالخصائص السيكومترية لمقياس تقدير الذات في البحث الحالي؛ فهي من أهداف البحث وتم التحقق منها خلال فروض البحث، وقد بلغ معامل ثبات أداء الطلاب على الصورة الأصل للمقياس خلال عينة البحث الأولى (٠,٧٨٢) وخلال عينة البحث الثانية (٠,٦٩٩).

٢- ست صور مختلفة من مقياس تقدير الذات لروزنبرج:

بالإضافة إلى الصورة الأصل لمقياس تقدير الذات لروزنبرج أعد الباحث ست صور منه مع الاحتفاظ بنفس محتوى المفردات، كما يلي:

- من حيث دلالة المعنى لطرفي تدريج ليكرت:

أعد الباحث ثلاث صور مختلفة في دلالة المعنى لطرفي تدريج ليكرت، ويمكن توضيحهم كما يلي:

- الصورة الأولى: "موافق- أميل إلى الموافقة- أميل إلى اللاموافقة- غير موافق".
- الصورة الثانية: "صحيحة تمامًا، غالبًا صحيحة، غالبًا خطأ، خطأ تمامًا".
- الصورة الثالثة: "غالبًا صحيحة- تميل إلى الصحة- تميل إلى الخطأ- غالبًا خطأ".

علمًا بأن الصورة الأصل كانت بدائل تدريج ليكرت بها: "موافق بشدة- موافق- غير موافق- غير موافق بشدة"

- من حيث ترتيب المفردات في ضوء اتجاهها الموجب والسالب:

أعد الباحث ثلاث صور مختلفة في ترتيب المفردات في ضوء اتجاه المفردة (موجبة- سالبة)، ويمكن توضيحهم كما يلي:

- الصورة الأولى (نموذج الترتيب التجميعي الأول): فيها تم ترتيب المفردات ترتيبًا تجميعيًا حسب اتجاه المفردة بحيث تكون المفردات السالبة أولًا "٥ مفردات" ثم المفردات الموجبة "٥ مفردات".
- الصورة الثانية (نموذج الترتيب التجميعي الثاني): فيها تم ترتيب المفردات ترتيبًا تجميعيًا حسب اتجاه المفردة بحيث تكون المفردات الموجبة أولًا "٥ مفردات" ثم المفردات السالبة "٥ مفردات".

- الصورة الثالثة (نموذج الترتيب التبادلي): فيها تم ترتيب المفردات بصورة تبادلية دورية مفردة موجبة ثم مفردة سالبة.

علمًا بأن الصورة الأصل (نموذج الترتيب العشوائي) كان ترتيب المفردات فيها عشوائيًا.

ج- منهج البحث: تم استخدام منهجين في هذا البحث:

١- **المنهج الوصفي** المقارن؛ للمقارنة بين الصور المختلفة لمقياس تقدير الذات من حيث: دلالة المعنى لطرفي تدريج ليكرت، وترتيب المفردات في ضوء اتجاه المفردة في كل من: الأداء على مقياس تقدير الذات، والخصائص السيكومترية (الصدق والثبات) لمقياس تقدير الذات.

٢- **المنهج شبه التجريبي**؛ حيث إنه من ضمن تصميمات المنهج شبه التجريبي: تصميم داخل المجموعات أو تصميم المجموعة الواحدة، ويتعرض فيه نفس أفراد العينة لمعالجة تجريبية مختلفة في كل مرة ويتكرر قياس المتغير التابع بعدد هذه المعالجات، وهو ما تم إجراؤه في هذا البحث.

فطلاب عينتي البحث يمرون بأربعة مواقف تجريبية؛ حيث إن استجابة طلاب عينة البحث الأساسية الأولى على كل صورة من الصور الأربعة لمقياس تقدير الذات المختلفة من حيث دلالة المعنى لطرفي تدريج صيغة ليكرت الرباعية تُعد موقفًا تجريبيًا، كما أن استجابة طلاب عينة البحث الأساسية الثانية على كل صورة من الصور الأربعة لمقياس تقدير الذات المختلفة الترتيب من حيث اتجاه المفردة (موجبة وسالبة) تُعد موقفًا تجريبيًا، لذا فإن البحث الحالي لا يقتصر على مرحلة الوصف بل يتعداها إلى مرحلة إحداث تغيير مضبوط في الظاهرة موضع البحث باختبار أربعة صور مختلفة من حيث دلالة المعنى اللغوي لبدائل تدريج ليكرت الرباعي على عينة من الطلاب والطالبات، واختبار أربعة صور مختلفة من حيث ترتيب المفردات على عينة أخرى من الطلاب والطالبات لمعرفة تأثيرها على الخصائص السيكومترية للمقياس واعتدالية وتجانس البيانات في مجموعات وخلايا التصميم العاملي ثنائي الاتجاه.

فالتجربة هي نوع من الملاحظة المقننة أو المضبوطة، إلا أنها تتميز عن محض الملاحظة في أنها تتطلب تدخلًا 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 عاملًا أو متغيرًا آخر (أو مجموعة أخرى من العوامل

والمتغيرات) تختلف تبعًا لاختلاف المتغير المستقل وكيف يحدث هذا الاختلاف، ويسمى هذا العامل الآخر المتغير التابع (فؤاد أبو حطب، آمال صادق، ١٩٩١، ٩٨)، وهذا هو جانب مما قام به الباحث في هذا البحث؛ لذا فإن البحث الحالي بالإضافة إلى المنهج الوصفي فإنه يتبع المنهج التجريبي أيضًا.

د- إجراءات التطبيق:

اتبع الباحث الإجراءات التالية لتطبيق أدوات البحث على عينتي البحث، وتفريغ الدرجات ومعالجتها إحصائيًا للتحقق من فروض البحث:

١. اختيار عينة البحث الأساسية الأولى، والتي بلغ حجمها (٣٠٠) طالبًا وطالبة من طلاب التخصصين العلمي والأدبي بالفرقة الرابعة بكلية التربية.

٢. تطبيق أربع صور لمقياس تقدير الذات على هذه العينة، وهذه الصور لها نفس المحتوى (المفردات) ولكنها مختلفة المعاني اللغوية لبدائل تدريج ليكرت الرباعي المستخدم في الاستجابة عن مفردات المقياس، وهي: (الصورة الأصل "موافق بشدة- موافق- غير موافق- غير موافق بشدة"، الصورة الثانية: "موافق- أميل إلى الموافقة- أميل إلى اللاموافقة- غير موافق"، الصورة الثالثة: "صحيحة تمامًا، غالبًا صحيحة، غالبًا خطأ، خطأ تمامًا"، الصورة الرابعة: "غالبًا صحيحة- تميل إلى الصحة- تميل إلى الخطأ- غالبًا خطأ")، وذلك بصورة متتالية في جلسة واحدة؛ للتحقق من أثر دلالة المعنى لطرفي تدريج ليكرت في كل من: مستوى تقدير الذات، والخصائص السيكومترية لمقياس تقدير الذات، واعتدالية وتجانس البيانات في مجموعات وخلايا التصميم العاملي ثنائي الاتجاه.

٣. تصحيح استجابات أفراد العينة الأساسية الأولى (٣٠٠) طالبًا وطالبة على الصور الأربعة لمقياس تقدير الذات مختلفة دلالة المعنى لبدائل تدريج ليكرت وفقًا لمفتاح التصحيح الخاص بمقياس تقدير الذات.

٤. تفريغ درجات طلاب عينة البحث الأساسية الأولى على برنامج SPSS بحيث يكون لكل طالب وطالبة في العينة ٤٠ درجة على الـ ٤٠ مفردة الممثلين للصور الأربعة لمقياس تقدير الذات؛ تمهيدًا لإجراء المعالجات الإحصائية المناسبة للتحقق من فروض البحث المتعلقة بهذه العينة.

٥. تفريغ البيانات الاسمية لكل فرد في هذه العينة نوعه (ذكر – أنثى)، وتخصصه (أدبي– علمي) وفقًا للكود الخاص بذلك، ذكر (١)، وأنثى (٢)، وعلمي (٣)، وأدبي (٤).

٦. اختيار عينة البحث الأساسية الثانية، والتي بلغ حجمها (٢٥٩) طالبًا وطالبة من طلاب التخصصين العلمي والأدبي بالفرقة الرابعة بكلية التربية.

٧. تطبيق أربع صور لمقياس تقدير الذات على هذه العينة، وهذه الصور لها نفس المحتوى (المفردات) ولكنها مختلفة في ترتيب المفردات من حيث اتجاه المفردة (موجبة وسالبة)، وهي: (الصورة الأولى "الأصل": الترتيب عشوائي، والصورة الثانية: الترتيب التجميعي الأول، والصورة الثالثة: الترتيب التجميعي الثاني، والصورة الرابعة: الترتيب التبادلي، وذلك بصورة متتالية في جلسة واحدة؛ للتحقق من أثر ترتيب المفردات من حيث اتجاه المفردة (موجبة وسالبة) في: مستوى تقدير الذات، والخصائص السيكومترية لمقياس تقدير الذات، واعتدالية وتجانس البيانات في مجموعات وخلايا التصميم العاملي ثنائي الاتجاه.

٨. تصحيح استجابات أفراد العينة الأساسية الثانية (٢٥٩) طالبًا وطالبة على الصور الأربعة لمقياس تقدير الذات مختلفة ترتيب المفردات من حيث اتجاه المفردة وفقًا لمفتاح التصحيح الخاص بمقياس تقدير الذات.

٩. تفريغ درجات طلاب عينة البحث الأساسية الثانية على برنامج SPSS بحيث يكون لكل طالب وطالبة في العينة ٤٠ درجة على الـ ٤٠ مفردة الممثلين للصور الأربعة لمقياس تقدير الذات؛ تمهيدًا لإجراء المعالجات الإحصائية المناسبة للتحقق من فروض البحث المتعلقة بهذه العينة.

١٠. تفريغ البيانات الاسمية لكل فرد في هذه العينة نوعه (ذكر – أنثى)، وتخصصه (أدبي– علمي) وفقًا للكود الخاص بذلك، ذكر (١)، وأنثى (٢)، وعلمي (٣)، وأدبي (٤)، وتم تعريف البرنامج بهذه الأكواد لتيسير عملية المعالجة الإحصائية.

٥- المعالجة الإحصائية:

للتحقق من فروض البحث تم استخدام:

١- تحليل التباين أحادي الاتجاه للقياسات المتكررة للتحقق من الفرض الأول في العينتين والخاص بتعرف أثر كل من: اختلاف دلالة المعنى لطرفي تدريج ليكرت على مستوى

تقدير الذات في العينة الأولى، واختلاف ترتيب المفردات في ضوء اتجاه المفردة على مستوى تقدير الذات في العينة الثانية.

٢- للتحقق من الفرض الثاني في العينتين والخاص بتعرف أثر كل من: اختلاف دلالة المعنى لطرفي تدريج ليكرت على الخصائص السيكومترية لمقياس تقدير الذات في العينة الأولى، وأثر اختلاف ترتيب المفردات على الخصائص السيكومترية لمقياس تقدير الذات في العينة الثانية، تم استخدام العديد من الأساليب الإحصائية، كالتالي:

- معامل الارتباط الثنائي الأصيل لتعرف أثر كل من: اختلاف دلالة المعنى لطرفي تدريج ليكرت، واختلاف ترتيب المفردات في ضوء اتجاه المفردة على الصدق التمييزي لمقياس تقدير الذات.
- التحليل العاملي الاستكشافي لتعرف أثر كل من: اختلاف دلالة المعنى لطرفي تدريج ليكرت، واختلاف ترتيب المفردات في ضوء اتجاه المفردة على صدق التكوين الفرضي للمقياس من حيث: عدد العوامل، أحادية البعد، نسبة التباين المفسرة.
- معامل المطابقة لتوكر لتعرف مدى الاتفاق أو الاختلاف في البنية العاملية للمقياس بين الصور الأربعة للمقياس المختلفة من حيث كل من: دلالة المعنى لطرفي تدريج ليكرت، وترتيب المفردات في ضوء اتجاه المفردة.
- التحليل العاملي التوكيدي لتعرف أثر كل من: اختلاف دلالة المعنى لطرفي تدريج ليكرت، واختلاف ترتيب المفردات في ضوء اتجاه المفردة على صدق التكوين الفرضي للمقياس من حيث: تشبعات المفردات على العامل الكامن، مؤشرات جودة المطابقة.
- التحليل العاملي التوكيدي متعدد المجموعات باستخدام ثبات القياس للتحقق من تكافؤ القياس في الصور الأربعة للمقياس المختلفة من حيث كل من: دلالة المعنى لطرفي تدريج ليكرت، وترتيب المفردات في ضوء اتجاه المفردة.
- فروق الاتساق الداخلي لتعرف أثر كل من: اختلاف دلالة المعنى لطرفي تدريج ليكرت، واختلاف ترتيب المفردات في ضوء اتجاه المفردة على صدق التكوين الفرضي للمقياس عبر المجموعات في الحالتين، وعدم تحيزة لمجموعة معينة.

- معامل ثبات ألفا- كرونباك لتعرف أثر كل من: اختلاف دلالة المعنى لطرفي تدريج ليكرت، واختلاف ترتيب المفردات في ضوء اتجاه المفردة على ثبات أداء الطلاب على المقياس.

٣- للتحقق من الفرض الثالث في العينتين والخاص بتعرف أثر كل من: اختلاف دلالة المعنى لطرفي تدريج ليكرت، واختلاف ترتيب المفردات في ضوء اتجاه المفردة في اعتدالية وتجانس مجموعات وخلايا تحليل التباين العاملي ثنائي الاتجاه، تم استخدام معامل الالتواء واختبار ليفين.

نتائج البحث وتفسيرها:

أولًا: النتائج الخاصة بفروض عينة البحث الأساسية الأولى

أ- الإحصاءات الوصفية لدرجات طلاب عينة البحث الأساسية الأولى على الأربع صور المختلفة لمقياس تقدير الذات وفقًا لاختلاف دلالة المعنى لطرفي تدريج ليكرت (نماذج التدريج مطلقة النهايات ونماذج التدريج النسبية)، ويوضحها جدول (٤):

جدول (٤)

الإحصاءات الوصفية لدرجات عينة البحث الأساسية الأولى على الصور المختلفة لمقياس تقدير الذات من حيث دلالة المعنى لطرفي تدريج ليكرت (ن= ٣٠٠)

المتغير / الإحصاءة	نماذج التدريج ذات النهايات المطلقة لمقياس تقدير الذات		نماذج التدريج ذات النهايات النسبية غير المطلقة لمقياس تقدير الذات	
	تقدير الذات نموذج موافق بشدة/ غير موافق بشدة	تقدير الذات نموذج صحيحة تمامًا/ خطأ تمامًا	تقدير الذات نموذج موافق/ غير موافق	تقدير الذات نموذج غالبًا صحيحة/ غالبًا خطأ
المتوسط	٣٠,٦٤	٣٢,١٢	٣٣,٠٤	٣٢,٧٧
الوسيط	٣٠	٣٢,٥٠	٣٤	٣٣
المنوال	٣٠	٢٩	٣٧	٣٧
الانحراف المعياري	٣,٧٤٩	٤,٣٤٥	٤,٦١٢	٤,٣١٩
الالتواء	-٠,٥٢٨	-٠,٨٢١	-١,٠٤٨	-٠,٦٤٥

يتضح من جدول (٤) أن قيم المتوسط والوسيط والمنوال لكل صورة من صور مقياس تقدير الذات المختلفة في دلالة المعنى لطرفي تدريج ليكرت متقاربة من بعضها، بالإضافة إلى أن قيم معامل الالتواء لتوزيع درجات الطلاب في كل صورة على حدها تقترب من الصفر؛ وقيمة الانحراف المعياري في كل متغير أقل من قيمة المتوسط مما يدل على عدم وجود تشتتات أو قيمة شاذة، مما يعني أن توزيع درجات الطلاب في كل صورة من الصور الأربعة يقترب من الاعتدالية.

ب- التحقق من فروض البحث الخاصة بهذه العينة:

١ - (الفرض الأول): يختلف تقدير الذات باختلاف دلالة المعنى لطرفي تدريج ليكرت.

للتحقق من هذا الفرض استخدم الباحث تحليل التباين أحادي الاتجاه للقياسات المتكررة One-Way Repeated Measures Analysis of Variance تصميم داخل المجموعات (تصميم المجموعة الواحدة) للمقارنة بين متوسطات درجات طلاب عينة البحث الأساسية الأولى (٣٠٠ طالبًا وطالبة) على الصور الأربعة لمقياس تقدير الذات المختلفة من حيث دلالة المعنى لطرفي تدريج ليكرت (تقدير الذات نموذج موافق بشدة/ غير موافق بشدة، وتقدير الذات نموذج صحيحة تمامًا/ خطأ تمامًا، وتقدير الذات نموذج موافق/ غير موافق، وتقدير الذات نموذج غالبًا صحيحة/ غالبًا خطأ) علمًا بأن المفردات في الصور الأربعة كما هي لم يطرأ عليها أي تغيير، وقد تم التحقق من شروط استخدام أسلوب تحليل التباين أحادي الاتجاه للقياسات المتكررة، على النحو التالي:

- شرط الاعتدالية متحقق؛ ويتضح ذلك من خلال جدول (٤) السابق، بالإضافة إلى أنه يمكن الاستغناء عن هذا الشرط؛ نظرًا لكبر حجم العينة (٣٠٠ طالب وطالبة).

- شرط تجانس التباين أو فرض الكروية أو الدائرية ويتم التحقق منه عن طريق اختبار ماوتشليMauchly s Test، حيث يتم التحقق من أن تباين الفروق بين القياسات الأربعة لمتغير تقدير الذات متساوية أو غير دالة، فعلى الرغم من أن لدينا مجموعة واحدة وهو ما يعني إمكانية الاستغناء عن شرط التجانس، إلا أنه لدينا أربعة قياسات للمتغير التابع، لذا لابد من التحقق من تساوي الفروق بين هذه القياسات، ويوضح جدول (٥) نتيجة اختبار ماوتشلي:

جدول (٥)

نتيجة اختبار ماوتشلي لفرض الكروية أو الدائرية للقياسات المتكررة لتقدير الذات في ضوء اختلاف دلالة المعنى لطرفي تدريج ليكرت

ماوتشلي	كا^{٢}	د.ح	مستوى الدلالة	معامل تصحيح درجة الحرية إبسلون Epsilon	
				معامل التصحيح Greenhouse-Geisser	معامل التصحيح Huynh-Feldt
٠,٧٨٥	٧٢,٣	٥	٠,٠٠١	٠,٨٥١	٠,٨٥٩

يلاحظ من جدول (٥) أن قيمة كا^{٢}= ٧٢,٣ وهي دالة إحصائيًا عند مستوى ٠,٠٠١، مما يعني عدم تجانس التباين أو انتهاك مسلم الكروية أو الدائرية، لذا لابد من تعديل درجات الحرية؛ لأن الانتهاك الذي يتعرض له مسلم الدورية أو الكروية قد يؤدي إلى تحيز شديد في نتيجة الاختبار الأحادي غير المصحح (Sphericity Assumed) فمن الأفضل في معظم الحالات ألا نعتمد على هذه النتيجة، ونستخدم اختبارًا مصححًا بدلًا من هذا الاختبار إما باستخدام تعديل Greenhouse-Geisser أو تعديل Huynh-Feldt (رجاء محمود أبو علام، ٢٠٠٦، ٢٠٢).

وقد تم تعديل درجات الحرية باستخدام معامل تصحيح درجة الحرية إبسلون Epsilon عن طريق معامل التصحيح هيوني- فيلد Huynh-Feldt؛ حيث كانت قيمة معامل التصحيح جرين هاوس- جايسر Greenhouse-Geisser تساوي ٠,٨٥١ وهي أكبر من ٠,٧٥، ويوضح جدول (٦) نتائج تحليل التباين أحادي الاتجاه للقياسات المتكررة بعد تعديل درجات الحرية:

جدول (٦) نتائج تحليل التباين أحادي الاتجاه للقياسات المتكررة لتقدير الذات من خلال الصور المختلفة لمقياس تقدير الذات من حيث دلالة المعنى لطرفي تدريج ليكرت (ن=٣٠٠)

المتغير	مصدر التباين	مجموع المربعات	درجات الحرية	متوسط المربعات	قيمة ف ومستوى دلالتها	$\eta^{٢}$ الجزئي
تقدير الذات	بين صور المقياس	١٠٤٢,٠٣٧	٢,٥٧٧	٤٠٤,٣٨٢	٨٦,٦٠٨ (٠,٠٠١)	%٢٢,٥
	الخطأ	٣٥٩٧,٤٦٣	٧٧٠,٤٨٢	٤,٦٦٩		

يتضح من جدول (٦) وجود فروق دالة إحصائية بين القياسات الأربعة لتقدير الذات لدى طلاب عينة البحث الأساسية الأولى ترجع إلى اختلاف دلالة المعنى لطرفي تدريج ليكرت للصور الأربعة لمقياس تقدير الذات، وللتعرف على اتجاه هذه الفروق تم حساب المتوسطات الحسابية لدرجات الطلاب على الصور الأربعة لمقياس تقدير الذات، ثم تم استخدام اختبار بونفيروني Bonferroni، وكانت النتائج كما يوضحها جدول: (٧)، (٨):

جدول (٧)

المتوسطات الحسابية لدرجات عينة البحث الأساسية الأولى على الصور المختلفة لمقياس تقدير الذات من حيث دلالة المعنى لطرفي تدريج ليكرت (ن= ٣٠٠)

المتغير / الإحصاءة	نماذج تدريج ليكرت ذات النهايات المطلقة		نماذج تدريج ليكرت ذات النهايات النسبية غير المطلقة	
	تقدير الذات نموذج موافق بشدة/ غير موافق بشدة	تقدير الذات نموذج صحيحة تمامًا/ خطأ تمامًا	تقدير الذات نموذج موافق/ غير موافق	تقدير الذات نموذج غالبًا صحيحة/ غالبًا خطأ
المتوسط	٣٠,٦٤	٣٢,١٢	٣٣,٠٤	٣٢,٧٧

جدول (٨)

نتائج اختبار بونفيروني للمقارنات المتعددة بين متوسطات درجات طلاب عينة البحث الأساسية الأولى على الصور الأربعة لمقياس تقدير الذات (ن= ٣٠٠)

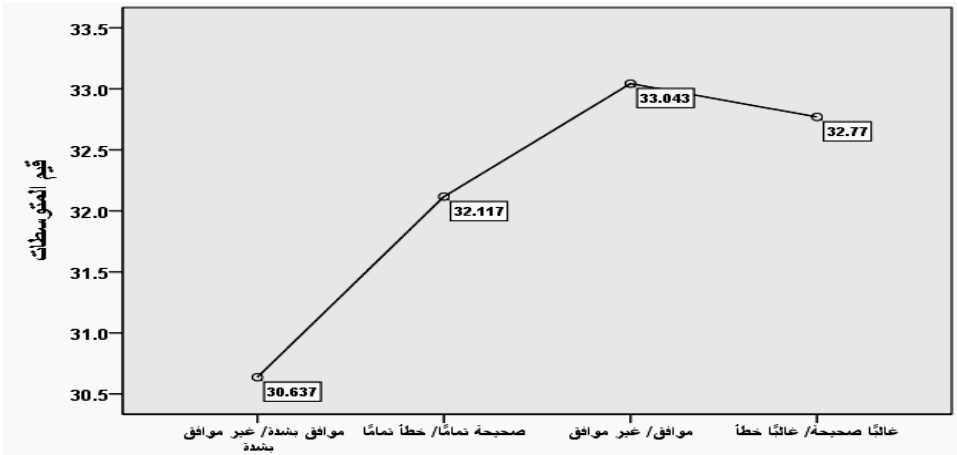
الصورة (النموذج)	موافق بشدة/ غير موافق بشدة	صحيحة تمامًا/ خطأ تمامًا	موافق/ غير موافق	غالبًا صحيحة/ غالبًا خطأ
موافق بشدة/ غير موافق بشدة	–			
صحيحة تمامًا/ خطأ تمامًا	١,٤٨٠*	–		
موافق/ غير موافق	٢,٤٠٧*	٠,٩٢٧*	–	
غالبًا صحيحة/ غالبًا خطأ	٢,١٣٣*	٠,٦٥٣*	٠,٢٧٣-	–

(*) الفرق بين المتوسطين دال عند مستوى ٠,٠٥

يتضح من جدول (٨) (مصفوفة الفروق بين الصور المختلفة لمقياس تقدير الذات من حيث دلالة المعنى لطرفي تدريج ليكرت) ما يلي:

- وجود فرق دال إحصائيًا (١,٤٨٠*) بين متوسطَي درجات طلاب عينة البحث على مقياس تقدير الذات نموذج صحيحة تمامًا/ خطأ تمامًا ونموذج موافق بشدة/ غير موافق بشدة لصالح نموذج صحيحة تمامًا/ خطأ تمامًا.
- وجود فرق دال إحصائيًا (٢,٤٠٧*) بين متوسطَي درجات طلاب عينة البحث على مقياس تقدير الذات نموذج موافق/ غير موافق ونموذج موافق بشدة/ غير موافق بشدة لصالح نموذج موافق/ غير موافق.
- وجود فرق دال إحصائيًا (٠,٩٢٧*) بين متوسطَي درجات طلاب عينة البحث على مقياس تقدير الذات نموذج موافق/ غير موافق ونموذج صحيحة تمامًا/ خطأ تمامًا لصالح نموذج موافق/ غير موافق.
- وجود فرق دال إحصائيًا (٢,١٣٣*) بين متوسطَي درجات طلاب عينة البحث على مقياس تقدير الذات نموذج غالبًا صحيحة/ غالبًا خطأ ونموذج موافق بشدة/ غير موافق بشدة لصالح نموذج غالبًا صحيحة/ غالبًا خطأ.
- وجود فرق دال إحصائيًا (٠,٦٥٣*) بين متوسطَي درجات طلاب عينة البحث على مقياس تقدير الذات نموذج غالبًا صحيحة/ غالبًا خطأ ونموذج صحيحة تمامًا/ خطأ تمامًا لصالح نموذج غالبًا صحيحة/ غالبًا خطأ.
- عدم وجود فرق دال إحصائيًا (-٠,٢٧٣) بين متوسطَي درجات طلاب عينة البحث على مقياس تقدير الذات نموذج غالبًا صحيحة/ غالبًا خطأ ونموذج صحيحة تمامًا/ خطأ تمامًا لصالح نموذج غالبًا صحيحة/ غالبًا خطأ.

يتضح من أ، ب، ج، د، ه، و أن الفروق بين متوسطات الصور المختلفة لمقياس تقدير الذات من حيث دلالة المعنى لطرفي تدريج ليكرت كانت جميعها في اتجاه نماذج تدريج ليكرت النسبية غير مطلقة النهايات (نموذج: موافق/ غير موافق، ونموذج: غالبًا صحيحة/ غالبًا خطأ)، ولا توجد فروق بين هذه النماذج النسبية وبعضها بعض، ويوضح شكل (١) هذه الفروق بوضوح:



شكل (1) التمثيل البياني لمتوسطات درجات الطلاب على الصور الأربعة لمقياس تقدير الذات المختلفة من حيث دلالة المعنى لطرفي تدريج ليكرت

يتضح من شكل (١) اختلاف مستوى تقدير الذات باختلاف دلالة المعنى لنموذج تدريج ليكرت؛ حيث كان أعلى مستوى لتقدير الذات على صور مقياس تقدير الذات ذات نماذج تدريج ليكرت النسبية أو غير مطلقة النهايات (نموذج: موافق/ غير موافق، ونموذج: غالبًا صحيحة/ غالبًا خطأ)، ومن خلال جدول (٦)، وجدول (٨)، وشكل (١) يتضح تحقق الفرض الأول من فروض البحث الخاصة بعينة البحث الأساسية الأولى؛ حيث اختلف تقدير الذات باختلاف دلالة المعنى لطرفي تدريج ليكرت.

وكان حجم تأثير دلالة المعنى لطرفي تدريج ليكرت في تقدير الذات (أي نسبة التباين في درجات الطلاب على مقياس تقدير الذات التي ترجع إلى تأثير دلالة المعنى لطرفي تدريج ليكرت) η^2 الجزئي (Partial Eta Squared)= ٢٢,٥%، وهو حجم تأثير كبير جدًا، وهذا يعني أن الفروق في تقدير الذات التي ترجع إلى اختلاف دلالة المعنى لطرفي تدريج ليكرت لها دلالة تطبيقية على درجة كبيرة جدًا من الأهمية.

وتعني هذه النتيجة أن اختلاف معنى طرفي التدريج أدى إلى اختلاف في تفسير المفحوصين لبدائل الاستجابة؛ مما أدى إلى اختلاف الأداء على الصور الأربعة للمقياس لنفس العينة من الطلاب.

وقد يرجع ذلك إلى ما أشار إليه تيسير النهار (١٩٩٢، ٤٢-٥٠) بأن سيكولوجية أداء الأفراد على المفردات المؤلفة للمقياس النفسي تشير إلى أن استجابة الفرد على مفردة ما أو مجموعة من المفردات لها ثلاثة مظاهر: المفهوم، والحكم، وشكل أو نموذج

الإستجابة، لذا فطبيعة حكم الفرد على المفردات المؤلفة لمقياس معين قد تتأثر بنموذج الاستجابة أي بدلالات أبعاد (بدائل) التدريج؛ فاختلاف الدلالات اللفظية لبدائل التدريج من حيث أن بعضها يشير إلى الإطلاق تمامًا مثل (خطأ تمامًا/ صحيح تمامًا) إلى دلالات أقل قربًا من الإطلاق مثل (أعارض/ أوافق)، قد يدفع المستجيب للمفردات المؤلفة لمقياس معين أن تكون تقديراته مختلفة باختلاف هذه الدلالات.

وتتفق هذه النتيجة مع ما أشار إليه صلاح الدين محمود علام (٢٠٠٦، ٥٦٨) بأن اختلاف صياغة فقرات الميزان أو التركيب اللغوي لبدائل الاستجابة يؤثر في استجابات الأفراد، فاستخدام بدائل مثل "موافق"، "غير متأكد"، "غير موافق على الإطلاق"، أو "غالبًا"، "أحيانًا"، "نادرًا" يؤدي إلى تفسيرات متباينة من جانب الأفراد فما يسميه البعض "أحيانًا" ربما يسميه البعض الآخر "غالبًا"، وتجمع هذه الأخطاء المنتظمة يؤدي إلى تحيز الدرجات أو تحيز الأداء لصالح نماذج تدريج أو فقرات أو بدائل معينة.

وتتفق هذه النتيجة أيضًا مع نتيجة دراسة (Wyatt & Meyers, 1987) والتي توصلت إلى وجود فروق بين متوسطات أداء الطلاب على الصور المختلفة للمقاييس من حيث الدلالات اللفظية لنموذج أو قائمة تدريج ليكرت؛ حيث ارتبط التباين الأكبر في الأداء بالمقاييس التي تحتوي على نقاط نهاية (بدائل طرفي التدريج) أقل قربًا من نقاط النهاية المطلقة (نماذج تدريج ليكرت النسبية أو غير مطلقة النهايات) وليس أكثر قربًا من نقاط النهاية المطلقة (نماذج تدريج ليكرت مطلقة النهايات)، وقد فسر ذلك بأنه عند استخدام نماذج التدريج ذات نقاط النهاية المطلقة تميل استجابات المفحوصين نحو الوسط، أي تتمركز استجاباتهم حول بدائل الوسط لتدريج ليكرت المستخدم، مما يعني حصولهم على درجات متوسطة، وعند استخدام نماذج التدريج ذات نقاط النهاية الأقل قربًا من نقاط النهاية المطلقة فإن استجابات المفحوصين تكون أكثر اتزاناً، مما يسمح بالتباين في درجات المفحوصين على المقياس فيزيد متوسط درجاتهم.

ويمكن تفسير تمركز استجابات المفحوصين حول بدائل الوسط عند استخدام نماذج التدريج ذات نقاط النهاية المطلقة في ضوء قوانين الفروق الفردية فلا يوجد شخص يمتلك السمة بدرجة تامة أو تنطبق عليه الصفة تمامًا أو يقوم بسلوكيات ما بصورة دائمة، ولا يوجد شخص تنعدم لديه السمة أو لا تنطبق عليه الصفة إطلاقًا أو لا يقوم بسلوكيات ما بصورة مطلقة، مما يؤدي إلى تجنب المفحوصين اختيار النهايات (طرفي التدريج) المطلقة لتدريج ليكرت وميلهم إلى اختيار بدائل أو نقاط الوسط، ومن ثم ينخفض متوسط

درجاتهم على هذه النماذج، وذلك على النقيض من نماذج التدريج ذات النهايات النسبية لنفس المقياس المستخدم؛ حيث يميل المفحوصون عند استخدام هذه النماذج إلى اختيار بدائل طرفي التدريج؛ لأن هذه البدائل نسبية لا تعبر عن انعدام السمة ولا تعبر عن امتلاكها بشكل تام، ومن ثم يرتفع متوسط درجات الطلاب على هذه النماذج مقارنة بمتوسط درجاتهم على نماذج النهايات المطلقة لنفس المقياس المستخدم.

ولكي يتأكد الباحث من صحة تفسيره قام بحساب تكرارات البدائل أو معاملات شيوعها لمفردات مقياس تقدير الذات في النماذج الأربعة لتدريج ليكرت المستخدمة وذلك قبل إعادة ترميز المفردات السالبة لدى عينة البحث الأساسية الأولى (ن= ٣٠٠)، كما في جدول: (٩)، (١٠):

جدول (٩) تكرارات البدائل لمفردات مقياس تقدير الذات في النماذج مطلقة النهايات لدى عينة البحث الأولى (ن=٣٠٠)

تكرارات البدائل في النماذج مطلقة النهايات									
	نموذج (موافق بشدة/ غير موافق بشدة)				نموذج (صحيحة تمامًا/ خطأ تمامًا)				
المفردة	غير موافق بشدة	غير موافق	موافق	موافق بشدة	المفردة	خطأ تمامًا	غالبًا خطأ	غالبًا صحيحة	صحيحة تمامًا
١	٦	٢٢	١٧٤	٩٨	١	٣	١٠	١٤٤	١٤٣
٢	٦٧	١٨٨	٣٦	٩	٢	١٣٦	١١٤	٤٣	٧
٣	١	٧	١٧٣	١١٩	٣	١	٧	١٢٢	١٧٠
٤	٢	١٣	١٧٥	١١٠	٤	١	١٣	١٤٧	١٣٩
٥	٦٦	١٧٣	٥٢	٩	٥	١٠٧	١١٣	٦٠	٢٠
٦	١٢٩	١٤٩	١٩	٣	٦	١٧٢	١٠٢	١٦	١٠
٧	٥	١٥	١٩٢	٨٨	٧	٢	١٥	١٥٥	١٢٨
٨	١٠	٣٢	١٣٩	١١٩	٨	١٧	٣١	١٣٥	١١٧
٩	٩٥	١٧٦	٢٤	٥	٩	١٥٧	١١٧	١٩	٧
١٠	٣	١٦	٢٠٥	٧٦	١٠	٢	١٣	١٤٨	١٣٧
المجموع	٣٨٤	٧٩١	١١٨٩	٦٣٦	المجموع	٥٩٨	٥٣٥	٩٨٩	٨٧٨
النسبة	%١٢,٨	%٢٦,٣٦	%٣٩,٦٣	%٢١,٢	النسبة	%١٩,٩	%١٧,٨	%٣٢,٩٦	%٢٩,٢٦
		نسبة اختيار بدائل الوسط= ٦٦% نسبة اختيار بدائل الطرفين= ٤٤%					نسبة اختيار بدائل الوسط= ٥٠,٨% نسبة اختيار بدائل الطرفين= ٤٩,٢%		

يتضح من جدول (٩) أن نسبة اختيار بدائل الوسط لتدريج ليكرت لجميع مفردات المقياس العشرة في نماذج النهايات المطلقة أعلى من نسبة اختيار بدائل طرفي التدريج؛

حيث كانت نسبة اختيار بدائل الوسط في نموذج (موافق بشدة/ غير موافق بشدة) ٦٦% في مقابل ٤٤% لبدائل طرفي التدريج، وكانت نسبة اختيار بدائل الوسط في نموذج (صحيحة تمامًا/ خطأ تمامًا) ٥٠,٨% في مقابل ٤٩,٢% لبدائل طرفي التدريج.

مما يؤكد أنه عند استخدام نماذج التدريج ذات نقاط النهاية المطلقة تميل استجابات المفحوصين نحو الوسط، أي تتمركز استجاباتهم حول بدائل الوسط لتدريج ليكرت المستخدم، مما يعني حصولهم على درجات متوسطة، وتكون درجاتهم في هذه الحالة أكثر تجانسًا وأقل تباينًا؛ مما قد يؤدي إلى انخفاض معاملات الثبات والصدق لمقاييس التقرير الذاتي التي تستخدم هذه النماذج مطلقة النهايات، وهذا ما يسعى البحث الحالي للتأكد منه في فرض قادم.

جدول (١٠)

تكرارات البدائل لمفردات مقياس تقدير الذات في نماذج تدريج ليكرت النسبية لدى عينة البحث الأساسية الأولى (ن=٣٠٠)

تكرارات البدائل في النماذج النسبية (غير مطلقة النهايات)									
	نموذج (موافق / غير موافق)					نموذج (غالبًا صحيحة/ غالبًا خطأ)			
المفردة	غير موافق	أميل إلى اللاموافقة	أميل إلى الموافقة	موافق	المفردة	غالبًا خطأ	تميل إلى الخطأ	تميل إلى الصحة	غالبًا صحيحة
١	٣	١١	٩١	١٩٥	١	٣	٦	٩١	٢٠٠
٢	١٥٩	٩٢	٤١	٨	٢	١٣٦	١١٦	٣٥	١٣
٣	٤	٦	٩٧	١٩٣	٣	٢	٦	١٠٦	١٨٦
٤	٢	٩	١١٥	١٧٤	٤	٢	٧	١٢٣	١٦٨
٥	١٣٢	٩٣	٥٥	٢٠	٥	١٢٢	٨٩	٦٣	٢٦
٦	١٩٤	٨٣	١٥	٨	٦	١٨١	٩١	١٩	٩
٧	٤	١٣	١١٧	١٦٦	٧	٥	١٠	١٢٠	١٦٥
٨	١٨	٢٩	١١١	١٤٢	٨	٢٣	٢٩	١٠٣	١٤٥
٩	١٩٥	٧٩	١٨	٨	٩	١٧٨	٩٨	١٨	٦
١٠	٥	٩	١٠٣	١٨٣	١٠	٦	٣	١١٥	١٧٦
المجموع	٧١٦	٤٢٤	٧٦٣	١٠٩٧	المجموع	٦٥٨	٤٥٥	٧٩٣	١٠٩٤
النسبة	%٢٣,٨	%١٤,١	%٢٥,٤	%٣٦,٥	النسبة	%٢١,٩	%١٥,١	%٢٦,٤	%٣٦,٤
		نسبة اختيار بدائل الوسط= ٣٩,٥٦%					نسبة اختيار بدائل الوسط= ٤١,٦%		
		نسبة اختيار بدائل الطرفين= ٦٠,٤٤%					نسبة اختيار بدائل الطرفين= ٥٨,٤%		

يتضح من جدول (١٠) أن نسبة اختيار بدائل طرفي تدريج ليكرت لجميع مفردات المقياس العشرة في نماذج النهايات النسبية أعلى من نسبة اختيار بدائل وسط التدريج؛ حيث كانت نسبة اختيار بدائل الوسط في نموذج (موافق/ غير موافق) ٣٩,٥٦% في مقابل ٦٠,٤٤% لبدائل طرفي التدريج، وكانت نسبة اختيار بدائل الوسط في نموذج (غالبًا صحيحة/ غالبًا خطأ) ٤١,٦% في مقابل ٥٨,٤% لبدائل طرفي التدريج.

مما يؤكد أنه عند استخدام نماذج التدريج ذات نقاط النهاية النسبية تميل استجابات المفحوصين نحو بدائل طرفي التدريج، أي تتمركز استجاباتهم حول قطبي تدريج ليكرت المستخدم، مما يعني حصولهم على درجات مرتفعة؛ لأنه بعد إعادة ترميز التقييمات الكمية للبدائل في المفردات السالبة ستتحول درجات القطبين السالبين (غير موافق، وغالبًا خطأ) اللذين تتمركز حولهما الاستجابات من الدرجة ١ إلى الدرجة ٤ بالإضافة إلى درجات القطبين الموجبين (موافق، وغالبًا صحيحة) واللذين تتمركز حولهما الاستجابات أيضًا؛ مما يؤدي إلى زيادة متوسط درجات الطلاب على هذه النماذج مقارنة بنماذج النهايات المطلقة.

كما تتفق هذه النتيجة مع نتيجة دراسة كل من: (Frisbie & Brandenburg, 1979)، و(تيسير النهار، ١٩٩٢)، و(محمد محمود سليمان، ١٩٩٧) والتي توصلت إلى أن أداء الطلاب يختلف باختلاف دلالات أبعاد (بدائل) التدريج، وكذلك تختلف معها من حيث أن هذه الدراسات توصلت إلى أن الاختلاف في الأداء لصالح المقاييس التي تستخدم النهايات المطلقة (أوافق بشدة/ لا أوافق بشدة، صحيحة تمامًا/ خطأ تمامًا)، وذلك على النقيض من نتيجة هذا البحث والذي توصل إلى أن الاختلاف في الأداء لصالح المقاييس التي تستخدم النهايات النسبية الأقل إطلاقًا (موافق/ غير موافق) و(غالبًا صحيحة/ غالبًا خطأ).

وهذا يعطي نتيجة مؤداها أن الاعتماد على نماذج تدريج ليكرت ذات النهايات النسبية عند بناء المقاييس النفسية؛ سيسمح بالتباين في أداء المفحوصين على هذه المقاييس، مما سيترتب عليه الحصول على نتائج دقيقة حول مستوى أداء العينة، والحصول على معاملات ثبات وصدق مرتفعة، لذا ينبغي على الباحثين الاعتماد على هذه النماذج عند بناء المقاييس النفسية.

٢- (الفرض الثاني): تختلف الخصائص السيكومترية لمقياس تقدير الذات المستخدم في هذا البحث باختلاف دلالة المعنى لطرفي تدريج ليكرت.

تم التحقق من هذا الفرض في ضوء النقاط التالية:

- يختلف الصدق التمييزي لمقياس تقدير الذات باختلاف دلالة المعنى لطرفي تدريج ليكرت.

قام الباحث بترتيب درجات طلاب عينة البحث الأساسية الأولى (٣٠٠ طالبًا وطالبة) تنازليًا في ضوء درجاتهم الكلية على مقياس تقدير الذات في كل صورة من الصور الأربعة (نموذج موافق بشدة/ غير موافق بشدة، ونموذج صحيحة تمامًا/ خطأ تمامًا، ونموذج موافق/ غير موافق، ونموذج غالبًا صحيحة/ غالبًا خطأ) لمقياس تقدير الذات وتحديد أعلى ٢٧% من الطلاب (٨١ طالبًا وطالبة)، وأقل ٢٧% من الطلاب (٨١ طالبًا وطالبة) على كل صورة، ثم قام بحساب معامل الارتباط الثنائي الأصيل Point-Biserial correlation بين مستوى تقدير الذات (مرتفعي ومنخفضي تقدير الذات) والدرجة الكلية لتقدير الذات على كل صورة من الصور الأربعة للمقياس.

وقد استخدم الباحث معامل الارتباط الثنائي الأصيل؛ رغبةً في الحصول على قيم عددية تتمثل في معامل الصدق التمييزي يمكن مقارنتها ببعضها، وذلك بدلًا من الاعتماد على المقارنة الطرفية باستخدام اختبار "ت" والذي يعطي فقط مؤشرًا للصدق، وكانت النتائج كما في جدول (١١):

جدول (١١) قيم معاملات الصدق التمييزي للصور الأربعة لمقياس تقدير الذات في ضوء نماذج تدريج ليكرت

الإحصاءة	نموذج موافق بشدة/ غير موافق (ن= ١٦٢)	نموذج صحيحة تمامًا/ خطأ تمامًا (ن= ١٦٢)	نموذج موافق/ غير موافق (ن= ١٦٢)	نموذج غالبًا صحيحة/ غالبًا خطأ (ن= ١٦٢)
معامل الصدق التمييزي	٠,٨٧٢**	٠,٩٠٧**	٠,٩٠٧**	٠,٩٣٥**

يتضح من جدول (١١) أن جميع قيم معامل الصدق التمييزي موجبة ودالة إحصائيًا عند مستوى ٠,٠١ مما يعني قدرة المقياس على التمييز بين المجموعتين المتمايزتين: مرتفعي تقدير الذات، ومنخفضي تقدير الذات وأن الفرق بينهما لصالح مرتفعي تقدير الذات (لأن قيمة معامل الصدق التمييزي موجبة) وذلك عند استخدام أي نموذج من نماذج تدريج ليكرت سواءً أكانت نماذج التدريج مطلقة النهايات أم نماذج التدريج النسبية.

كما يتضح أن أعلى قيمة لمعامل الصدق التمييزي كانت لدى نموذج التدريج النسبي: غالبًا صحيحة/ غالبًا خطأ؛ حيث بلغت قيمته ٠,٩٣٥ وهي قيمة دالة إحصائيًا عند مستوى ٠,٠١؛ وأقل قيمة لمعامل الصدق التمييزي للمقياس كانت لدى نموذج التدريج المطلق: موافق بشدة/ غير موافق حيث بلغت قيمته ٠,٨٧٢ وهي قيمة دالة إحصائيًا عند مستوى ٠,٠١

ويرتبط تفسير الانخفاض في قيمة معامل الصدق التمييزي للمقياس عند استخدام نموذج التدريج مطلق النهايات (موافق بشدة/ غير موافق بشدة) عن قيمة معامل الصدق التمييزي لنفس المقياس عند استخدام نموذج التدريج النسبي (غالبًا صحيحة/ غالبًا خطأ) بتفسير نتيجة الفرض الأول الخاص بهذه العينة من حيث تمركز استجابات الطلاب حول بدائل التدريج سواء الطرفين أو الوسطين؛ ففي نماذج التدريج ذات النهايات النسبية كنموذج (غالبًا صحيحة/ غالبًا خطأ) كانت استجابات الطلاب تتمركز حول بدائل الطرفين بدرجة أكبر من بدائل الوسط؛ حيث كانت نسبة اختيارهم لبدائل الطرفين ٥٨,٤% في حين كانت نسبة اختيارهم لبدائل الوسط ٤١,٦% مما يعني زيادة التباين بين درجاتهم واتساع مدى الفروق الفردية بينهم في الأداء على المقياس، وزيادة الفرق بين متوسطي أداء المجموعتين المتمايزتين (مرتفعي ومنخفضي تقدير الذات)، فيزيد معامل الارتباط أو معامل الصدق التمييزي.

أما في نماذج التدريج ذات النهايات المطلقة كنموذج (موافق بشدة/ غير موافق بشدة) فكانت استجاباتهم تتمركز حول بدائل الوسط؛ حيث كانت نسبة اختيارهم لبدائل الوسط ٦٦% في حين بلغت ٤٤% لبدائل طرفي التدريج، ويترتب على ذلك أن يقل التباين بين درجات الطلاب ويضيق مدى الفروق الفردية بينهم، ويقل الفرق بين متوسطي المجموعتين المتمايزتين على هذه النماذج، فيقل معامل الارتباط أو التمييز؛ حيث إن معامل التمييز هو معامل ارتباط ومعامل الارتباط يتأثر بالتباين بين الدرجات، فكلما زاد التباين زاد معامل الصدق.

ولكي يتأكد الباحث من ذلك قام بحساب المتوسطات الحسابية للمجموعتين المتمايزتين على نموذج (موافق بشدة/ غير موافق بشدة) ونموذج (غالبًا صحيحة/ غالبًا خطأ) كل على حده، وحساب الفرق بين كل متوسطين على كل نموذج على حده، فكانت النتائج كما في جدول (١٢):

جدول (١٢) قيم المتوسطات للمجموعتين المتمايزتين في نموذج (موافق بشدة/ غير موافق بشدة)
ونموذج غالبًا صحيحة/ غالبًا خطأ

الإحصاءة	نموذج موافق بشدة/ غير موافق (ن= ١٦٢)		نموذج غالبًا صحيحة/ غالبًا خطأ (ن= ١٦٢)	
	منخفضي تقدير الذات (ن= ٨١)	مرتفعي تقدير الذات (ن= ٨١)	منخفضي تقدير الذات (ن= ٨١)	مرتفعي تقدير الذات (ن= ٨١)
المتوسط	٢٦,٤٧	٣٥,١٦	٢٧,١٩	٣٧,٥٤
الفرق بين المتوسطين	٨,٦٩		١٠,٣٥	

يتضح من جدول (١٢) أن الفرق بين متوسطي المجموعتين المتمايزتين في نموذج (موافق بشدة/ غير موافق بشدة) أقل من الفرق بينهما في نموذج (غالبًا صحيحة/ غالبًا خطأ)، مما يُدعم تفسير الباحث بأن السبب في الفرق بين قيمتي معامل التمييز لنموذج النهاية المطلقة (موافق بشدة/ غير موافق بشدة) ونموذج النهاية النسبية (غالبًا صحيحة/ غالبًا خطأ) هو زيادة التباين بين درجات الطلاب في المجموعتين المتمايزتين لنموذج النهاية النسبية (غالبًا صحيحة/ غالبًا خطأ) عنه لنموذج النهاية المطلقة (موافق بشدة/ غير موافق بشدة).

فمعامل الارتباط يتأثر بمدى الفروق الفردية بين الأفراد، فإذا انعدمت هذه الفروق بالنسبة لخاصية من الخصائص فإن معامل ارتباط هذه الخاصية بغيرها يصبح صفرًا، ويكون من المستحيل علينا أن نتنبأ بمركز الفرد في أية خاصية أخرى من معرفة درجته في الاختبار الذي وضعناه، أي أن تجانس العينة قد يؤدي إلى انخفاض قيمة الارتباط بين المتغيرين أو الخاصيتين دون أن يدل ذلك على ضعف العلاقة بينهما، أما عدم تجانسها قد يؤدي إلى حصولنا على معامل ارتباط أعلى (فؤاد أبو حطب، وسيد أحمد عثمان، وآمال صادق، ٢٠٠٨، ١٥٨-١٥٩).

ومن ثم فالصدق يتأثر بمدى القدرة أو السمة التي يقيسها الاختبار (المقياس)، وبصفة عامة، كلما تناقص المدى الذي تنتشر به القدرة في عينة معينة فمن المحتمل أن يتناقص الارتباط بين درجات الاختبار ودرجات المحك، فإذا وصلت الفروق بين الأفراد فيما يقيسه الاختبار إلى حد التلاشي، نجد أن الارتباط بين درجات الاختبار ودرجات المحك يتقلص ليقترب من الصفر (محمود أحمد عمر وآخرون، ٢٠١٠، ٢٠٦).

ومن ثم فتحديد مدى الفروق الفردية له تأثير على معامل الارتباط بوجه عام، ويطلق على هذه الظاهرة في علم الإحصاء اسم المدى المحدود للعينة Restricted Range ويعتمد في جوهرة على مدى التباين في العينة (فؤاد أبو حطب وآخَرَيْن، ٢٠٠٨، ١٥٩).

ويرجع وجود اختلاف بين قيمة معامل الصدق التمييزي لنموذج (صحية تمامًا/ خطأ تمامًا) ونموذج (موافق بشدة/ غير موافق بشدة) على الرغم من أن النموذجين ذوو نهايات مطلقة إلى نفس التفسير السابق؛ حيث تتباين درجات الطلاب بين المجموعتين المتمايزتين لنموذج (صحيحة تمامًا/ خطأ تمامًا) بدرجة أعلى من تباينها بين نفس المجموعتين لنموذج (موافق بشدة/ غير موافق بشدة)، وذلك في ضوء تفسير الفرض السابع من هذا البحث؛ حيث كانت نسبة اختيار الطلاب للبدائل في نموذج (صحية تمامًا/ خطأ تمامًا) هي ٥٠,٨% لبدائل الوسط و ٤٩,٢% لبدائل الطرفين، في حين كانت لنموذج (موافق بشدة/ غير موافق بشدة) ٦٦% لبدائل الوسط و ٤٤% لبدائل الطرفين، مما يعني أن التباين في الدرجات على نموذج (صحية تمامًا/ خطأ تمامًا) أعلى منه على نموذج (موافق بشدة/ غير موافق بشدة)، مما أدى إلى وجود اختلاف في معامل الصدق التمييزي بين النموذجين لصالح نموذج (صحية تمامًا/ خطأ تمامًا).

وتتفق هذه النتيجة مع نتيجة دراسة (محمد محمود سليمان، ١٩٩٧) والتي توصلت إلى أن الصدق التمييزي للمقياس يختلف باختلاف دلالة المعنى لطرفي التدريج، كما تختلف معها من حيث أنها توصلت إلى أن الاختلاف كان لصالح نموذج النهاية المطلقة (موافق بشدة/ غير موافق بشدة)، في حين توصل هذا البحث إلى أن الاختلاف في معامل التمييز كان لصالح نموذج النهاية النسبية (غالبًا صحيحة/ غالبًا خطأ)

والجدير بالذكر أن هذه النتائج تؤكد الاستنتاج الذي توصل إليه الباحث من خلال نتائج الفرض الأول الخاص بهذه العينة، والذي في ضوئه أوصى بضرورة اعتماد

الباحثين عند بناء المقاييس النفسية على نماذج تدريج ليكرت ذات النهايات النسبية؛ لأنها تسمح بالتباين في أداء المفحوصين على المقياس، مما يترتب عليه الحصول على نتائج دقيقة حول مستوى أداء العينة، والحصول على معاملات ثبات وصدق مرتفعة.

ونخلص من هذه النتائج إلى أن الصدق التمييزي للمقياس اختلف باختلاف دلالة المعنى لطرفي تدريج ليكرت، وأن نماذج تدريج ليكرت ذات النهايات النسبية غير المطلقة (غالبًا صحيحة/ غالبًا خطأ) هي أفضل نماذج تحصل من خلالها على نتائج للصدق التمييزي.

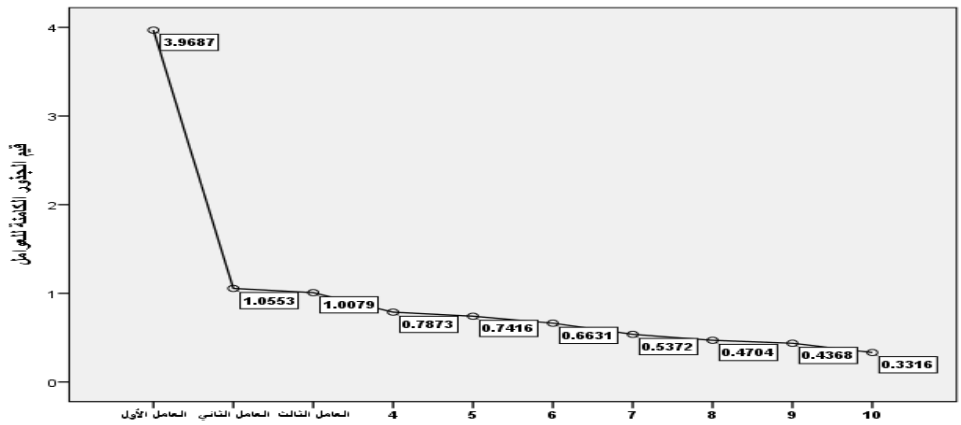
- تختلف نتائج التحليل العاملي الاستكشافي باختلاف دلالة المعنى لطرفي تدريج ليكرت:

للتحقق من ذلك أخضع الباحث درجات طلاب عينة البحث الأساسية الأولى (ن= ٣٠٠ طالبًا وطالبة) على كل صورة من الصور الأربعة لمقياس تقدير الذات للتحليل العاملي الاستكشافي بطريقة المكونات الأساسية Principal Component، مع استخدام التدوير المائل بطريقة البروماكس Promax واعتمادًا على المحكات التالية: العامل الجوهري هو ما كان له جذر كامن ≥ ١، ومحك التشبع الجوهري للمفردة بالعامل ≥ ٠,٤، وذلك لبيان مدى الاختلاف في نتائج هذا التحليل بين الصور الأربعة للمقياس من حيث: عدد العوامل المستخلصة، ونسبة التباين المفسرة، وأحادية البعد، ويوضح جدول (١٣) العوامل التي تم الحصول عليها والجذور الكامنة لها ونسبة تباينها ونسبة التباين التراكمية (التكرار المتجمع الصاعد)، ويوضح شكل: (٢)، و(٣)، (٤)، (٥) العوامل المستخلصة بالرسم.

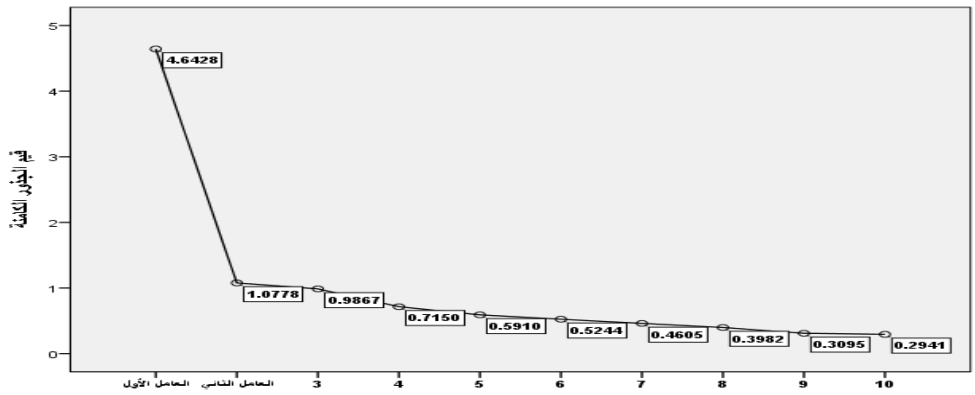
جدول (١٣) نتائج التحليل العاملي الاستكشافي للصور الأربعة لمقياس تقدير الذات في ضوء دلالة تدريج ليكرت

العامل	(١) نموذج (موافق بشدة/ غير موافق بشدة) ن= ٣٠٠			العامل	(٢) نموذج (صحيحة تمامًا/ خطأ تمامًا) ن= ٣٠٠		
	الجذر الكامن	نسبة التباين التي يفسرها العامل	نسبة التباين التراكمية		الجذر الكامن	نسبة التباين التي يفسرها العامل	نسبة التباين التراكمية
الأول	٣,٩٦٩	٣٩,٦٨٧	٣٩,٦٨٧	الأول	٤,٦٤٣	٤٦,٤٢٨	٤٦,٤٢٨
الثاني	١,٠٥٥	١٠,٥٥٣	٥٠,٢٤١	الثاني	١,٠٧٨	١٠,٧٧٨	٥٧,٢٠٦
الثالث	١,٠٠٨	١٠,٠٧٩	٦٠,٣٢٠				
	(٣) نموذج (موافق/ غير موافق) ن= ٣٠٠				(٤) نموذج (غالبًا صحيحة/ غالبًا خطأ) ن= ٣٠٠		

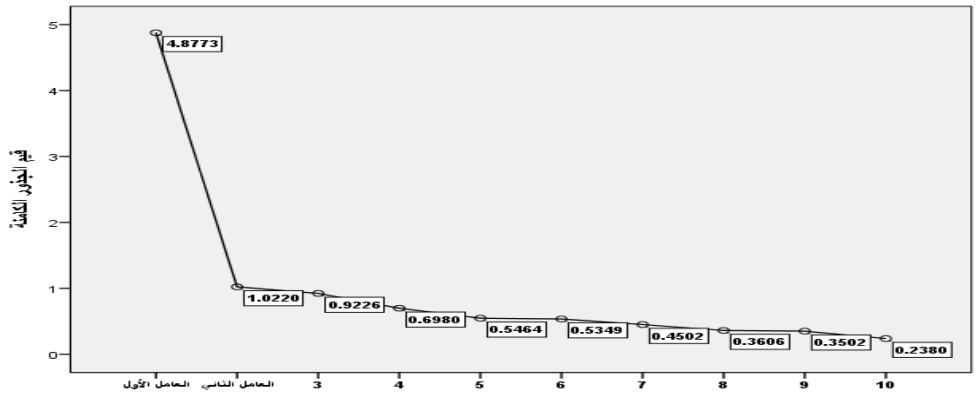
العامل	(١) نموذج (موافق بشدة/ غير موافق بشدة) ن= ٣٠٠			العامل	(٢) نموذج (صحيحة تمامًا/ خطأ تمامًا) ن= ٣٠٠		
	الجذر الكامن	نسبة التباين التي يفسرها العامل	نسبة التباين التراكمية		الجذر الكامن	نسبة التباين التي يفسرها العامل	نسبة التباين التراكمية
العامل	الجذر الكامن	نسبة التباين التي يفسرها العامل	نسبة التباين التراكمية	العامل	الجذر الكامن	نسبة التباين التي يفسرها العامل	نسبة التباين التراكمية
الأول	٤,٨٧٧	٤٨,٧٧٣	٤٨,٧٧٣	الأول	٤,٤٤٥	٤٤,٤٤٦	٤٤,٤٤٦
الثاني	١,٠٢٢	١٠,٢٢٠	٥٨,٩٩٣	الثاني	١,١٤٩	١١,٤٩١	٥٥,٩٣٧



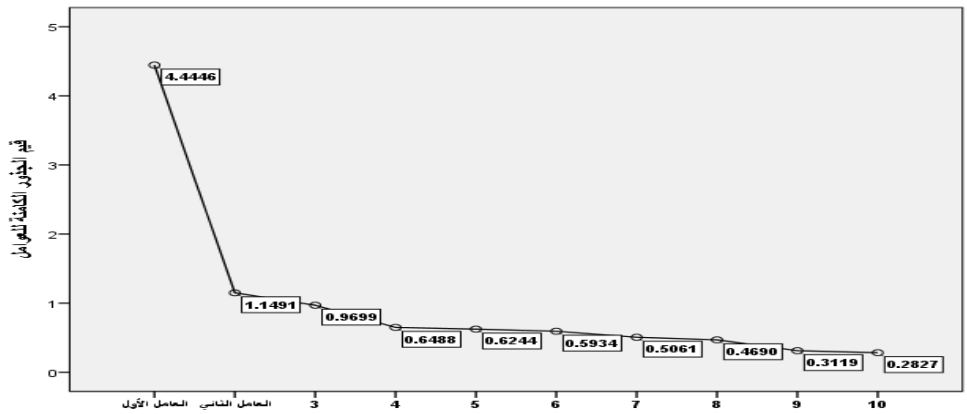
شكل (2) عدد العوامل الناتجة عن التحليل العاملي الاستكشافي لمقياس تقدير الذات نموذج موافق بشدة/ غير موافق بشدة (ن= 300)



شكل (3) عدد العوامل الناتجة عن التحليل العاملي الاستكشافي لمقياس تقدير الذات نموذج صحيحة تمامًا/ خطأ تمامًا (ن= 300)



شكل (4) عدد العوامل الناتجة عن التحليل العاملي الإستكشافي لمقياس تقدير الذات نموذج موافق/ غير موافق (ن= 300)



شكل (5) عدد العوامل الناتجة عن التحليل العاملي الإستكشافي لمقياس تقدير الذات نموذج خاطئا صحيحة/ خاطئا خطأ (ن= 300)

والجدير بالذكر في هذا السياق أن الباحث لم يأخذ بمحك جوهرية العامل (ثلاث مفردات على الأقل) لبيان أفضل صورة من صور المقياس نحصل من خلالها على عامل عام أو عوامل طائفية على قدر من الأهمية، والصور التي نحصل من خلالها على عوامل خاصة أو ثانوية ضعيفة قليلة الأهمية في ضوء نتائج التحليل، ولبيان مدى مطابقة العوامل الناتجة عن التحليل العاملي الاستكشافي لكل صورة من صور المقياس دون تدخل من الباحث.

ويتضح من جدول (١٣) وشكل: (٢)، و(٣)، (٤)، (٥) ما يلي:

- بالنسبة للنموذج الأول (موافق بشدة/ غير موافق بشدة):

- عدد العوامل المستخلصة من التحليل والتي جذرها الكامن أكبر من ١ ثلاثة عوامل، بلغ الجذر الكامن للعامل الأول ٣,٩٦٩ ويفسر ٣٩,٦٨٧% من التباين الكلي بينما بلغ

الجذر الكامن للعامل الثاني ١,٠٥٥ ويفسر ١٠,٥٥٣% من التباين الكلي، وبلغ الجذر الكامن للعامل الثالث ١,٠٠٨ ويفسر ١٠,٠٧٩% من التباين الكلي.

- نسبة التباين المفسرة للعوامل الثلاثة (للمقياس ككل) ٦٠,٣٢٠%.
- نسبة التباين المفسر للعامل الأول أعلى من ٢٠%؛ إذ بلغت ٣٩,٦٨٧%.
- نسبة تباين العامل الأول إلى العامل الثاني أعلى من الضعف؛ حيث بلغت ٣,٧٦٠.

- بالنسبة للنموذج الثاني (صحيحة تمامًا/ خطأ تمامًا):

- عدد العوامل المستخلصة من التحليل والتي جذرها الكامن أكبر من ١ عاملان فقط، بلغ الجذر الكامن للعامل الأول ٤,٦٤٣ ويفسر ٤٦,٤٢٨% من التباين الكلي بينما بلغ الجذر الكامن للعامل الثاني ١,٠٧٨ ويفسر ١٠,٧٧٨% من التباين الكلي.
- نسبة التباين المفسرة للعاملين (للمقياس ككل) ٥٧,٢٠٦%.
- نسبة التباين المفسر للعامل الأول أعلى من ٢٠%؛ إذ بلغت ٤٦,٤٢٨%.
- نسبة تباين العامل الأول إلى العامل الثاني أعلى من الضعف؛ حيث بلغت ٤,٣٠٧

- بالنسبة للنموذج الثالث (موافق/ غير موافق):

- عدد العوامل المستخلصة من التحليل والتي جذرها الكامن أكبر من ١ عاملان فقط، بلغ الجذر الكامن للعامل الأول ٤,٨٧٧ ويفسر ٤٨,٧٧٣% من التباين الكلي بينما بلغ الجذر الكامن للعامل الثاني ١,٠٢٢ ويفسر ١٠,٢٢٠% من التباين الكلي.
- نسبة التباين المفسرة للعاملين (للمقياس ككل) ٥٨,٩٩٣%.
- نسبة التباين المفسر للعامل الأول أعلى من ٢٠%؛ إذ بلغت ٤٨,٧٧٣%.
- نسبة تباين العامل الأول إلى العامل الثاني أعلى من الضعف؛ حيث بلغت ٤,٧٧٢

- بالنسبة للنموذج الرابع (غالبًا صحيحة/ غالبًا خطأ):

- عدد العوامل المستخلصة من التحليل والتي جذرها الكامن أكبر من ١ عاملان فقط، بلغ الجذر الكامن للعامل الأول ٤,٤٤٥ ويفسر ٤٤,٤٤٦% من التباين الكلي بينما بلغ الجذر الكامن للعامل الثاني ١,١٤٩ ويفسر ١١,٤٩١% من التباين الكلي.
- نسبة التباين المفسرة للعاملين (للمقياس ككل) ٥٥,٩٣٧%.
- نسبة التباين المفسر للعامل الأول أعلى من ٢٠%؛ إذ بلغت ٤٤,٤٤٦%.

- نسبة تباين العامل الأول إلى العامل الثاني أعلى من الضعف؛ حيث بلغت ٣,٨٦٧

وبناءً على هذه النتائج يمكن القول بأن نتائج التحليل العاملي الاستكشافي اختلفت باختلاف دلالة المعنى لطرفي تدريج ليكرت؛ حيث:

- اختلف عدد العوامل المستخلصة من التحليل؛ حيث كانت ثلاثة عوامل في النموذج الأول (موافق بشدة/ غير موافق بشدة) بينما كانت عاملين في النماذج الثلاثة الأخرى.
- اختلفت نسبة التباين المفسرة للمقياس من نموذج إلى آخر؛ حيث كانت أعلى نسبة تباين فسرها المقياس في النموذج الأول (موافق بشدة/ غير موافق بشدة)؛ إذ بلغت ٦٠,٣٢% بينما كانت أقل نسبة تباين فسرها المقياس في النموذج الرابع (غالبًا صحيحة/ غالبًا خطأ)؛ إذ بلغت ٥٥,٩٣٧%.
- اختلفت درجة تحقق أحادية البعد من نموذج إلى آخر؛ حيث كان أفضل نموذج لتدريج ليكرت حقق أحادية البعد هو النموذج النسبي ذو النهايات غير المطلقة (موافق/ غير موافق) حيث كانت نسبة التباين المفسر للعامل الأول أعلى من ٢٠%؛ إذ بلغت ٤٨,٧٧٣%، كما أن نسبة تباين العامل الأول إلى العامل الثاني كانت أعلى من الضعف وبلغت ٤,٧٧٢، ويتضح ذلك من الشكل (٤) حيث إن المسافة الفاصلة على الرسم بين النقطة الممثلة للجذر الكامن للعامل الأول والنقطة الممثلة للجذر الكامن للعامل الثاني أكبر من جميع النماذج، بينما كان أقل نموذج حقق أحادية البعد هو نموذج تدريج ليكرت ذو النهايات المطلقة (موافق بشدة/ غير موافق بشدة) حيث كانت نسبة التباين المفسر للعامل الأول أعلى من ٢٠%؛ إذ بلغت ٣٩,٦٨٧%، كما بلغت نسبة تباين العامل الأول إلى العامل الثاني ٣,٧٦٠، ويتضح ذلك من الشكل (٢) حيث إن المسافة الفاصلة على الرسم بين النقطة الممثلة للجذر الكامن للعامل الأول والنقطة الممثلة للجذر الكامن للعامل الثاني أقل من جميع النماذج.

ويتضح من هذه النتائج أن أفضل نموذج حقق الصدق العاملي لمقياس تقدير الذات هو النموذج النسبي ذو النهايات غير المطلقة (موافق/ غير موافق)؛ حيث إنه أفضل نموذج حقق أحادية البعد التي تُميز البنية العاملية لمقياس روزنبرج لتقدير الذات، حيث فسر العامل الأول المستخلص من التحليل العاملي في هذا النموذج أعلى نسبة تباين (٤٨,٧٧٣%) من التباين الكلي للمصفوفة الارتباطية مقارنة بنسبة التباين التي فسرها العامل الأول في الثلاثة نماذج الأخرى، كما تشبعت على هذا العامل جميع مفردات المقياس فيما عدا مفردة واحدة فقط هي المفردة رقم ٨ والتي تشبعت على العامل الثاني.

وذلك على الرغم من أن النموذج الأول ذو النهايات المطلقة (موافق بشدة/ غير موافق بشدة) فسر أعلى نسبة تباين للمقياس من التباين الكلي إذ بلغت ٦٠,٣٢%، ولكنه اشتمل على عوامل قليلة الأهمية توزعت عليها نسبة التباين فقللت من أحادية البعد التي يتميز بها مقياس روزنبرج لتقدير الذات، ويرجع ذلك كما ذكرنا مسبقًا إلى احتواء مقياس روزنبرج لتقدير الذات على مفردات موجبة ومفردات سالبة، الأمر الذي أدى إلى تجمع المفردات الموجبة معًا على عامل والمفردات السالبة معًا على عامل آخر؛ حيث تجمعت أربعة مفردات سالبة (٢، ٥، ٦، ٩) معًا على العامل الأول، وتجمعت المفردات الموجبة (٣، ٤، ٧، ١٠) معًا على العامل الثاني، بينما تشبعت المفردة السالبة (٨) فقط على العامل الثالث.

- **معامل المطابقة لتوكر** Tucker's Congruence Coefficient:

وللتحقق من مدى اختلاف أو اتفاق البنية العاملية لمقياس تقدير الذات من نموذج إلى آخر استخدم الباحث معامل المطابقة لتوكر، والذي أشار إليه Lovik, Nassiri, Verbeke and Molenberghs (2020, 59) بأنه أحد أفضل وأشهر معاملات تطابق العوامل الناتجة عن التحليل العاملي الاستكشافي. ويُحسب من خلال المعادلة التالية (Tucker, 1951, 19; Lorenzo-Seva & ten Berge, 2006, 57):

$$\varphi = r_c = \frac{\sum_{i,j} x_{i,j} y_{i,j}}{\sqrt{\left(\sum_{i,j} x_{i,j}^2\right)\left(\sum_{i,j} y_{i,j}^2\right)}}$$

حيث إن x_i هي تشبع المفردة رقم i على العامل X و y_i هي تشبع نفس المفردة رقم i على العامل Y، وحيث إن قيمة معامل التطابق حساسة للتغيرات في إشارة التشبعات الفردية للمفردة على العامل، فعندما تتغير إشارة أحد التشبعات X أو Y يكون حاصل ضرب التشبعين سالبًا فتنخفض قيمة البسط فينخفض معامل التطابق، ولتفادي هذه المشكلة يتم استخدام الصيغة المعدلة لمعامل التطابق لتوكر والتي تعتمد على القيمة المطلقة لكل حاصل ضرب تشبعين في البسط $|x_iy_i|$ ليكون بسط المعادلة السابقة هو $\Sigma|x_iy_i|$ بدلًا من Σx_iy_i (Lovik et al., 2020, 61-62).

وباستخدام برنامج Microsoft Office Excel قام الباحث بحساب قيم معامل المطابقة بين العوامل المستخلصة من التحليل العاملي الاستكشافي في كل نموذج من النماذج الأربعة، ويوضح جدول (١٤) هذه القيم.

جدول (١٤) قيم معاملات المطابقة بين عوامل تقدير الذات المستخلصة من التحليل العاملي الاستكشافي للصور الأربعة لمقياس تقدير الذات المختلفة في دلالة المعنى لطرفي تدريج ليكرت (ن= ٣٠٠)

العوامل	معامل المطابقة	العوامل	معامل المطابقة
الأول نموذج (١) X الأول نموذج (٢)	٠,٩٠٧	الأول نموذج (٢) X الأول نموذج (٣)	٠,٢٥٧
الأول نموذج (١) X الأول نموذج (٣)	٠,٤٦٤	الأول نموذج (٢) X الأول نموذج (٤)	٠,٨٠٩
الأول نموذج (١)X الأول نموذج (٤)	٠,٧٨٦	الثاني نموذج (٢) X الثاني نموذج (٣)	٠,٥١٥
الثاني نموذج (١) X الثاني نموذج (٢)	٠,٥٨٤	الثاني نموذج (٢)X الثاني نموذج (٤)	٠,٦٧٤
الثاني نموذج (١) X الثاني نموذج (٣)	٠,٠٥٦	الأول نموذج (٣)X الأول نموذج (٤)	٠,٢٣١
الثاني نموذج (١)X الثاني نموذج (٤)	٠,٧٨٤	الثاني نموذج (٣)X الثاني نموذج (٤)	٠,٠٧٤

يتضح من جدول (١٤) أن جميع قيم معامل المطابقة أقل من قيمة القطع ٠,٨٢ التي وضعها Tucker كحد فاصل بين المطابقة وعدم المطابقة بين العوامل، فيما عدا مطابقة العامل الأول في النموذج الأول (موافق بشدة/ غير موافق بشدة) للعامل الأول في النموذج الثاني (صحيحة تمامًا/ خطأ تمامًا)، مما يعني عدم اتفاق البنية العاملية لمقياس تقدير الذات بين الصور الأربعة للمقياس نتيجة اختلاف دلالة المعنى لطرفي تدريج ليكرت.

ويرجع عدم تطابق العوامل بين النماذج الأربعة أو عدم اتفاق البنية العاملية للمقياس بين النماذج الأربعة، إلى أن اختلاف دلالة المعنى لطرفي تدريج ليكرت أدت إلى

اختلاف المفردات التي تشبعت على العوامل في الصور الأربعة للمقياس، واختلاف قيمة التشبع للمفردات التي تشبعت على نفس العوامل في الصور الأربعة.

فعدم تطابق العامل الأول في النموذج الأول (موافق بشدة/ غير موافق بشدة) مع كل من: العامل الأول في النموذج الثالث (موافق/ غير موافق) يرجع إلى أن العامل الأول في النموذج الأول تشبعت عليه المفردات: ٢، ٥، ٦، ٩ بينما العامل الأول في النموذج الثالث تشبعت عليه المفردات: ١، ٢، ٣، ٤، ٥، ٦، ٧، ٩، ١٠، بالإضافة إلى اختلاف تشبعات المفردات (٢، ٥، ٦، ٩) على العاملين؛ حيث كانت تشبعاتها على العامل الأول في النموذج الأول (٠,٩٤٦، ٠,٧٢٥، ٠,٦٤١، ٠,٧٣٩) بينما كانت تشبعاتها على العامل الأول في النموذج الثالث (٠,٧٤٥، ٠,٦٣٩، ٠,٧٩٧، ٠,٨٢٢) على الترتيب.

كما يرجع عدم تطابق العامل الأول في النموذج الأول (موافق بشدة/ غير موافق بشدة) مع العامل الأول في النموذج الرابع (غالبًا صحيحة/ غالبًا خطأ) إلى اختلاف تشبعات المفردات على العاملين على الرغم من أن العاملين تشبعت عليهما نفس المفردات (٢، ٥، ٦، ٩) إلا أن اختلاف قيم التشبع للمفردات أدى إلى عدم الاتفاق بين العاملين في النموذجين؛ حيث كانت تشبعات المفردات (٢، ٥، ٦، ٩) على العامل الأول في النموذج الأول (٠,٩٤٦، ٠,٧٢٥، ٠,٦٤١، ٠,٧٣٩) بينما كانت تشبعات نفس المفردات على العامل الأول في النموذج الرابع (٠,٨٣٦، ٠,٧٩١، ٠,٩٥٥، ٠,٧٧٤). ولنفس الاسباب يرجع عدم تطابق العوامل الأخرى بين النماذج الأربعة

ونستنتج من النتائج السابقة:

- أن نماذج تدريج ليكرت ذات النهايات النسبية غير المطلقة (موافق/ غير موافق) هي أفضل نماذج نحصل من خلالها على نتائج للصدق العاملي.
- يُفضل أن تصاغ مفردات المقياس جميعها في اتجاه واحد سواءً أكان موجبًا أم سالبًا؛ حتى لا تشوه البنية العاملية للمقياس من خلال الحصول على عوامل طائفية أو خاصة قليلة الأهمية.
- عند اعتماد الباحث على مقاييس مُعدة من قِبَل باحثين آخرين، فإن عليه الالتزام بنموذج تدريج ليكرت كما هو في صورته الأصل؛ حتى يمكنه ضبط أحد العوامل التي قد تؤدي إلى اختلاف البنية العاملية لهذه المقياس عن بنيتها الأصل.

- تختلف نتائج التحليل العاملي التوكيدي باختلاف دلالة المعنى لطرفي تدريج ليكرت:

للتحقق من ذلك تم إخضاع درجات الطلاب على الصور الأربعة لمقياس تقدير الذات للتحليل العاملي التوكيدي من الدرجة الأولى؛ لاختبار نموذج العامل الكامن الواحد الذي تنتظم حوله العشرة مفردات، وذلك باستخدام برنامج AMOS؛ لبيان مدى اختلاف الخصائص الإحصائية التالية: معاملات الانحدار المعيارية (التشبعات)، ومؤشرات جودة المطابقة، وذلك من صورة إلى أخرى من صور المقياس الأربعة.

والجدير بالذكر في هذا السياق أن الباحث لم يبن التحليل العاملي التوكيدي على نتائج التحليل العاملي الاستكشافي، لأن ذلك يعني قطعًا اختلاف نتائج التحليل العاملي التوكيدي (تشبعات المفردات، ومؤشرات جودة المطابقة) من صورة إلى أخرى في ضوء اختلاف نتائج التحليل العاملي الاستكشافي، أو اتفاقها في ضوء اتفاق نتائج التحليل العاملي الاستكشافي، والهدف هو بيان مدى الاختلاف في نتائج التحليلين (الاستكشافي والتوكيدي) كل على حده من صورة إلى أخرى من صور مقياس مشهود له بالكفاءة السيكومترية ويتكون من عامل عام وليس مقياس قيد البناء والتقنين، وبيان أفضل صورة نحصل من خلالها على نتائج للتحليلين، كما أنه حتى يمكننا المقارنة بين تشبعات المفردات في كل صورة من صور المقياس ينبغي أن تكون الصور لها نفس البناء العاملي، وهو ما يوفره نموذج العامل الكامن الواحد الذي تنتظم حوله العشرة مفردات.

- **معاملات الانحدار المعيارية (التشبعات) للمفردات في الصور الأربعة لمقياس تقدير الذات** ويوضحها جدول (١٥):

جدول (١٥) معاملات الانحدار المعيارية للمفردات في الصور الأربعة للمقياس

المفردة	نموذج (موافق بشدة/ غير موافق)	نموذج (صحيحة تمامًا/ خطأ تمامًا)	نموذج (موافق/ غير موافق)	نموذج (غالبًا صحيحة/ غالبًا خطأ)
١	٠,٥٧٥	٠,٦٢٠	٠,٧٠١	٠,٥٣٧
٢	٠,٦٠٤	٠,٧١٧	٠,٦٩١	٠,٧٦٠
٣	٠,٥٦٢	٠,٦٢٤	٠,٦٧٧	٠,٦٨٤
٤	٠,٤٨٨	٠,٥٩٦	٠,٦٥١	٠,٥٧٠
٥	٠,٥٣٧	٠,٦٠١	٠,٥٦٠	٠,٥٦٥

المفردة	نموذج (موافق بشدة/ غير موافق)	نموذج (صحيحة تمامًا/ خطأ تمامًا)	نموذج (موافق/ غير موافق)	نموذج (غالبًا صحيحة/ غالبًا خطأ)
٦	٠,٧٥٥	٠,٧٥٥	٠,٧٧٠	٠,٧٦٥
٧	٠,٤٩٥	٠,٦٢٧	٠,٦٤١	٠,٦٢٠
٨	٠,٠٨٥-	٠,١٥٣-	٠,٠٨١-	٠,١٦٥-
٩	٠,٧١٦	٠,٧٨٧	٠,٧٩٨	٠,٧٩٧
١٠	٠,٧٠١	٠,٦٩٦	٠,٧٤٤	٠,٥١٢

يتضح من جدول (١٥) ما يلي:

- اختلاف تشبعات المفردات بالعامل الكامن (تقدير الذات) من صورة إلى أخرى بسبب اختلاف دلالة المعنى لطرفي تدريج ليكرت؛ حيث تجاوزت الفروق بين التشبعات ٠,٠١
- أعلى تشبعات للمفردات بالعامل الكامن كانت في النموذج ذي النهايات النسبية (موافق/ غير موافق) وذلك باستثناء المفردة رقم ٨ التي كان تشبعها غير دال إحصائيًا.
- اختلاف عدد المفردات المتشبعة على العامل الكامن؛ حيث تشبعت تسع مفردات على العامل الكامن في: نموذج (موافق بشدة/ غير موافق بشدة)، ونموذج (موافق/ غير موافق)؛ نظرًا لأن تشبع المفردة رقم ٨ على العامل الكامن غير دال إحصائيًا في هذين النموذجين، بينما النموذجين: صحيحة تمامًا/ خطأ تمامًا، وغالبًا صحيحة/ غالبًا خطأ تشبعت عليهما جميع المفردات العشرة.

- **مؤشرات جودة المطابقة للنموذج البنائي لمقياس تقدير الذات في الصور الأربعة للمقياس.**

جدول (١٦) مؤشرات جودة المطابقة للنموذج البنائي لمقياس تقدير الذات في الصور الأربعة للمقياس

مؤشر المطابقة	نموذج (موافق بشدة/ غير موافق)	نموذج (صحيحة تمامًا/ خطأ تمامًا)	نموذج (موافق/ غير موافق)	نموذج (غالبًا صحيحة/ غالبًا خطأ)
CMIN/DF	٣,٢٢٠***	٥,٢٠٠***	٤,٧٤٧***	٤,٦٨٤***
IFI	٠,٩٠٤	٠,٨٧٣	٠,٨٩٧	٠,٨٧٩
TLI	٠,٨٧٥	٠,٨٣٦	٠,٨٦٦	٠,٨٤٣
CFI	٠,٩٠٣	٠,٨٧٢	٠,٨٩٦	٠,٨٧٨
PCFI	٠,٧٠٢	٠,٦٧٩	٠,٦٩٧	٠,٦٨٣

يتضح من جدول (١٦) ما يلي:

- اختلاف مؤشرات جودة المطابقة من صورة إلى أخرى من صور المقياس، ولا يرجع ذلك لحجم العينة؛ حيث تم استخدام عينة واحدة حجمها ٣٠٠ طالبًا وطالبة طُبِقت عليها الصور الأربعة للمقياس، ولكن يرجع إلى ختلاف دلالة المعنى لطرفي تدريج ليكرت من صورة إلى أخرى من صور المقياس.
- أفضل قيم لمؤشرات جودة المطابقة حققها النموذج ذو النهايات المطلقة (موافق بشدة/ غير موافق)، ثم يليه النموذج ذو النهايات النسبية (موافق/ غير موافق) ثم النموذج ذو النهايات النسبية (غالبًا صحيحة/ غالبًا خطأ) وأخيرًا كانت أقل قيم لمؤشرات جودة المطابقة في النموذج ذو النهايات المطلقة (صحيحة تمامًا/ خطأ تمامًا).
- مؤشر نسبة كا^{2} إلى درجات الحرية (CMIN/DF) دال إحصائيًا في جميع صور المقياس؛ حيث إنه يتأثر بحجم العينة (ن= ٣٠٠)، ولكن كانت أقل قيمة له في نموذج (موافق بشدة/ غير موافق).

- تكافـــــــــــــــــــــــــــؤ القيـــــــــــــــــــــــاس:

ولتحديد ما إذا كان هناك اختلاف دال إحصائيًا في البنية العاملية لمقياس تقدير الذات باختلاف دلالة المعنى لطرفي تدريج ليكرت أو تكـــافؤ فـــي القيـــاس Measurement Invariance بين الصور الأربعة للمقياس، استخدم الباحث أســلوب التحليـــل العـــاملي التوكيـــدي متعـــدد المجموعـــات Multigroup Confirmatory Factor Analysis باستخدام AMOS Measurement Invariance.

وذلك في ضوء أربعة مستويات تكافؤ، هي:

- التكافؤ (الثبـــات) الـــشكلي(Configural Invariance (Unconstrained والـــذي يتعلق بالتكافؤ في عدد العوامل الكامنة، وعدد المفردات المتشبعة عليها بحيث تكـــون المفردات المتشبعة على العوامل هي نفسها في جميع نماذج أو صور المقياس.
- التكافؤ المتري (Metric Invariance (Measurement Weights والذي يتمثـــل في عدم وجود فروق دالة إحصائيًا بين تشبعات المفردات على العوامل فـــي نمـــاذج التحليل المختلفة.
- تكافؤ التدريج (Scalar Invariance (Structural Covariances والذي يتمثل في عدم وجود فروق دالة إحصائيًا بين ارتباطات العوامل الكامنة في نماذج التحليل المختلفة.
- تكـــافؤ البـــواقي (Residual Invariance (Measurement Residuals والـــذي يتمثل في عدم وجود فروق دالة إحصائيًا بين البواقي في نماذج التحليل المختلفة.

وهذه المستويات متدرجة من أدنى مستويات التكافؤ (التكافؤ الشكلي) إلى أعلاهـــا (تكـــافؤ البواقي)، ولا يمكن الانتقال من مستوى إلى الذي يليه إلا بعد تحقيق المستوى الأول.

وقد أسفرت نتائج التحليل العاملي التوكيدي متعدد المجموعات للمقارنة بـــين البنيـــة العاملية للمقياس في الصور الأربعة المختلفة من حيث دلالة المعنى لطرفي التدريج عـــن النتائج التالية كما في جدول: (١٧):

جدول (١٧)

نتائج تكافؤ القياس لنموذج العامل العام لمقياس تقدير الذات في الصور الأربعة للمقياس المختلفة من حيث دلالة المعنى لطرفي تدريج ليكرت (ن= ٣٠٠)

نموذج التكافؤ	رمز النموذج	CMIN	DF	P-Value	RMSEA	GFI	IFI	TLI	CFI
Configural Invariance	M0	٦٢٤,٧٨	١٤٠	٠,٠٠١	٠,٠٥٤	٠,٨٩٥	٠,٨٨٧	٠,٨٥٤	٠,٨٨٦

يتضح من جدول (١٧) أن المقياس لم يحافظ على التكافؤ الشكلي Configural Invariance (صورة البناء الرئيسة) عبر الصور الأربعة له؛ حيث كانت قيمة كا[٢] (CMIN) دالة إحصائيًا، وبالتالي لا يمكن اكتمال اختبار التكافؤ وصولًا إلى أعلى مستويات التكافؤ (تكافؤ البواقي Residual Invariance) طالما أن أدنى مستويات التكافؤ (التكافؤ الشكلي) لم يتحقق، وهذا يعني أن هناك اختلاف في البنية العاملية للمقياس من صورة إلى أخرى نتيجة اختلاف دلالة المعنى لطرفي تدريج ليكرت، وهي نتيجة منطقية؛ حيث يتضح من جدول (١٥) أن عدد المفردات المتشبعة على العامل الكامن غير متساوي في الأربع صور؛ حيث تشبعت تسع مفردات على العامل الكامن في: نموذج (موافق بشدة/ غير موافق بشدة)، ونموذج (موافق/ غير موافق)؛ نظرًا لأن تشبع المفردة رقم ٨ على العامل الكامن غير دال إحصائيًا في هذين النموذجين، حيث كانت القيمة الحرجة للانحدار اللامعياري للمفردة (٨) في النموذجين غير دالة إحصائيًا، بينما النموذجين: (صحيحة تمامًا/ خطأ تمامًا)، و(غالبًا صحيحة/ غالبًا خطأ) تشبعت عليهما جميع المفردات العشرة.

وعدم تحقق التكافؤ المتري يعني وجود فروق دالة إحصائيًا بين تشبعات المفردات على العامل الكامن في الصور الأربعة للمقياس، وعدم تحقق تكافؤ البواقي يعني وجود فروق دالة إحصائيًا بين البواقي (الأخطاء) لجميع المفردات في الصور الأربعة للمقياس.

وبناءً على هذه النتائج يمكن القول بأن المعالجات التي قام بها الباحث والمتعلقة باختلاف دلالة المعنى لطرفي تدريج ليكرت أدت إلى فروق في البنية الخاصة بالمقياس، أي أن اختلاف دلالة طرفي التدريج لمقياس تقدير الذات من نموذج إلى آخر جعل أوزان المفردات مختلفة عن بعضها بعض، أو أدى إلى جعل الطالب يفكر في المفردات بطريقة مختلفة.

الاستنتاج المبني على هذه النتائج:

نستنتج من ذلك أنه لا يمكن المقارنة بين مجموعتين من الطلاب في سمة ما إذا اختلفت دلالة المعنى لطرفي تدريج ليكرت لنفس مقياس السمة المستخدم في المجموعتين، ولابد من مقارنة البنية العاملية للمقياس والتحقق من تكافؤ القياس أولًا.

وفي حالة عدم تحقق تكافؤ القياس تمامًا كما دلت على ذلك النتائج السابقة فإن المقياس في هذه الحالة لا يصلح للمقارنة بين المجموعات من الأساس؛ حيث إن هناك اختلافًا في تفسير المفردات من مجموعة إلى أخرى، وإذا تم استخدام المقياس للمقارنة في هذه الحالة ودلت النتائج على وجود فرق بين مجموعتي المقارنة فإن هذا الفرق فرقًا زائفًا؛ حيث إنه لا يرجع إلى الفرق بين المجموعتين في درجة امتلاك السمة بل يرجع إلى اختلاف بنية المقياس من مجموعة مقارنة إلى أخرى.

- تختلف الاتساقات الداخلية لبنية المقياس عبر المجموعات (يختلف صدق التكوين الفرضي لمقياس تقدير الذات عبر المجموعات) باختلاف دلالة المعنى لطرفي تدريج ليكرت في كل صورة على حدها من الصور الأربعة للمقياس.

صدق التكوين الفرضي عبر المجموعات يعني أن المقياس يقيس تكوينًا فرضيًا واحدًا عبر المجموعات، ويتم التحقق من ذلك عن طريق حساب الفروق في الاتساقات الداخلية بين مجموعتي العينة الواحدة، ولحساب هذه الفروق قام الباحث بتقسيم طلاب عينة البحث الأساسية الأولى (٣٠٠ طالبًا وطالبة) إلى مجموعتين بطريقة عشوائية بواسطة أحد خيارات برنامج SPSS وهو خيار Select Cases، حيث كان حجم المجموعة الأولى (ن١= ١٥٠)، وحجم المجموعة الثانية (ن٢= ١٥٠) ثم قام بحساب معامل ألفا- كرونباك لكل مجموعة، وذلك في كل صورة على حدها من صور المقياس الأربعة (نموذج موافق بشدة/ غير موافق بشدة، ونموذج صحيحة تمامًا/ خطأ تمامًا، ونموذج موافق/ غير موافق، ونموذج غالبًا صحيحة/ غالبًا خطأ)، ثم قام بحساب قيمة اختبار "ف" لدلالة الفروق بين الاتساقات الداخلية للمجموعتين في كل صورة من الصور الأربعة للمقياس على حدها؛ وذلك للتأكد من أن المقياس غير متحيز لعينة معينة أو لمجموعة معينة في كل نموذج، وأن التكوين الفرضي الذي يقيسه المقياس في المجموعة الأولى هو نفس التكوين الفرضي الذي يقيسه في المجموعة الثانية، وذلك من خلال المعادلة التالية (Reynolds, 2000, 269-270):

$$f = \frac{1 - \alpha 1}{1 - \alpha 2}$$

حيث α1 هي معامل الاتساق الداخلي للمجموعة الأولى، α2 هي معامل الاتساق الداخلي للمجموعة الثانية، ويتم حساب قيمة اختبار "ف" ومقارنة القيمة المحسوبة بالقيمة الجدولية عند درجات حرية ن١– ١ للبسط، ن٢– ١ للمقام، مع وضع التباين الكبير في البسط، وإذا كانت قيمة "ف" دالة إحصائيًا فإن ذلك يكشف عن وجود تباين دال إحصائيًا في الاتساقات الداخلية للمقياس عبر المجموعتين، وفي هذه الحالة يكون المقياس متحيزًا لمجموعة أو لعينة على حساب الأخرى، أي أن المقياس يقيس تكوينات فرضية مختلفة عبر المجموعتين، وهناك تفاوتًا في قدرة المقياس على قياس السمة المعنية عبر المجموعات (Reynolds, 2000, 270)، وقام الباحث بإجراء الحسابات يدويًا وكانت النتائج كما في جدول (١٨):

جدول (١٨)

نتيجة اختبار "ف" لدلالة الفروق بين الاتساقات الداخلية للمجموعتين الفرعيتين للعينة الأساسية الأولى على كل صورة من الصور الأربعة لمقياس تقدير الذات

الصورة (النموذج)	المجموعة	معامل الاتساق الداخلي	د.ح البسط	د.ح المقام	النسبة الفائية	مستوى الدلالة
نموذج (موافق بشدة/ غير موافق بشدة)	المجموعة الأولى	٠,٧٩٠	١٤٩	١٤٩	٠,٩٦٧	غير دالة
	المجموعة الثانية	٠,٧٨٣				
نموذج (صحيحة تمامًا/ خطأ تمامًا)	المجموعة الأولى	٠,٨٤٣	١٤٩	١٤٩	٠,٧٣٣	غير دالة
	المجموعة الثانية	٠,٧٨٦				
نموذج (موافق/ غير موافق)	المجموعة الأولى	٠,٨٤٤	١٤٩	١٤٩	٠,٩١٧	غير دالة
	المجموعة الثانية	٠,٨٣٠				
نموذج (غالبًا صحيحة/ غالبًا خطأ)	المجموعة الأولى	٠,٨٠٥	١٤٩	١٤٩	٠,٨٦٦	غير دالة
	المجموعة الثانية	٠,٧٧٥				

يتضح من جدول (١٨) أن الفروق في الاتساقات الداخلية بين المجموعتين في كل صورة على حدها من الصور الأربعة لمقياس تقدير الذات غير دالة إحصائيًا؛ مما يعني أن المقياس يقيس تكوينًا فرضيًا واحدًا عبر المجموعتين في كل صورة أو كل نموذج

تدريج ولا يوجد تحيز لمجموعة معينة؛ أي أن المقياس قادر على قياس تقدير الذات عبر المجموعات المختلفة، ولم يؤثر اختلاف دلالة المعنى لطرفي تدريج ليكرت في هذه القدرة.

- أثر اختلاف دلالة المعنى لطرفي تدريج ليكرت على ثبات الأداء على المقياس:

وللتحقق من هذا الفرض تم استخدام برنامج SPSS لحساب الثبات بطريقة ألفا- كرونباك لمقياس تقدير الذات في الصور الأربعة للمقياس، وكانت النتائج كما في جدول (١٩):

جدول (١٩) قيم معاملات ثبات أداء الطلاب على الصور الأربعة لمقياس تقدير الذات (ن= ٣٠٠)

طريقة حساب الثبات	نموذج (موافق بشدة/ غير موافق)	نموذج (صحيحة تمامًا/ خطأ تمامًا)	نموذج (موافق/ غير موافق)	نموذج (غالبًا صحيحة/ غالبًا خطأ)
معامل ألفا- كرونباك	٠,٧٨٢	٠,٨١٨	٠,٨٣٧	٠,٧٩٣

يتضح من جدول (١٩) ما يلي:

- اختلاف قيمة معامل ألفا- كرونباك لثبات أداء الطلاب على المقياس من صورة إلى أخرى نتيجة اختلاف دلالة المعنى لطرفي تدريج صيغة ليكرت الرباعية؛ حيث كانت الفروق بين قيم معامل الثبات أكبر من ٠,٠١
- بلغت قيمة معامل ألفا- كرونباك لمقياس تقدير الذات نموذج (موافق بشدة/ غير موافق بشدة) ٠,٧٨٢
- بلغت قيمة معامل ألفا- كرونباك لمقياس تقدير الذات نموذج (صحيحة تمامًا/ خطأ تمامًا) ٠,٨١٨
- بلغت قيمة معامل ألفا- كرونباك لمقياس تقدير الذات نموذج (موافق / غير موافق) ٠,٨٣٧
- بلغت قيمة معامل ألفا- كرونباك لمقياس تقدير الذات نموذج (غالبًا صحيحة / غالبًا خطأ) ٠,٧٩٣
- أعلى قيمة لمعامل ألفا- كرونباك كانت لمقياس تقدير الذات نموذج (موافق / غير موافق) حيث بلغ ٠,٨٣٧، بينما أقل قيمة له كانت لمقياس تقدير الذات نموذج (موافق بشدة/ غير موافق بشدة) حيث بلغ ٠,٧٨٢

ويرجع الاختلاف في قيمة معامل ثبات أداء الطلاب على المقياس باختلاف دلالة المعنى لطرفي تدريج ليكرت إلى أن اختلاف دلالة المعنى لطرفي تدريج ليكرت يؤدي إلى اختلاف في أداء الطلاب على المقياس من نموذج تدريج إلى آخر، فقد توصلت نتائج الفرض الأول من فروض البحث الخاصة بهذه العينة إلى وجود فروق في أداء الطلاب على الصور الأربعة لمقياس تقدير الذات ترجع إلى الاختلاف في دلالة المعنى لطرفي تدريج ليكرت لنفس المقياس وذلك لصالح نماذج التدريج النسبية (موافق/ غير موافق) و(غالبًا صحيحة/ غالبًا خطأ).

كما أنه في ضوء نتائج الفرض الأول من فروض البحث الخاصة بهذه العينة يزداد التباين في الأداء بين الطلاب ويزداد مدى الفروق الفردية بينهم في نماذج التدريج ذات النهايات النسبية كنموذج (موافق/ غير موافق) حيث تتمركز استجابات الطلاب في هذه النماذج حول بدائل طرفي التدريج بنسبة أعلى من نسبة تمركزها حول بدائل الوسط، وذلك على النقيض من نماذج التدريج ذات النهايات المطلقة كنموذج (موافق بشدة/ غير موافق) حيث يقل التباين في الأداء بين الطلاب ويقل مدى الفروق الفردية بينهم، نتيجة تمركز استجاباتهم نحو بدائل الوسط بنسبة أعلى من نسبة تمركزها حول بدائل طرفي التدريج.

والقيمة التقديرية لمعامل الثبات تعتمد على مدى الفروق بين الأفراد، فكلما ازداد تباين الدرجات الحقيقية للأفراد تزداد قيمة معامل الثبات، فالثبات يشير إلى اتساق قياس الفروق الفردية الحقيقية، فكلما زادت هذه الفروق يسهل الحصول على قياسات متسقة إذا تكررت عملية القياس على نفس المجموعة من الأفراد، فإذا كانت مجموعة الأفراد متجانسة في القدرة أو السمة التي يقيسها المقياس فإن تباين الدرجات الحقيقية يقل، وبالتالي تنخفض قيمة معامل الثبات (صلاح الدين محمود علام، ٢٠٠٦، ١٨٠).

ويرجع السبب في ذلك إلى أن انخفاض مدى الدرجات يؤدي إلى الانخفاض في قيمة التباين بين درجات أفراد العينة، وبالتالي الانخفاض في قيمة التباين الحقيقي على درجات الاختبار وزيادة قيمة تباين الخطأ، مما يؤدي إلى انخفاض قيمة معامل الثبات (محمد عبد السلام غُنيم، ٢٠٠٤، ٨٣).

لذا، فمن أهم أسباب انخفاض ثبات المقاييس النفسية أيضًا زيادة تجانس المجموعة المطبق عليها المقياس أي انخفاض التباين بين أفرادها، فالثبات يرتفع على المقياس بزيادة تباين درجات الأفراد عليه (بدر محمد الأنصاري، ٢٠٠٠، ١٣٣).

وتتفق هذه النتيجة مع نتيجة دراسة (محمد محمود سليمان، ١٩٩٧) والتي توصلت إلى أن قيم معاملات ثبات ألفا– كرونباك تختلف باختلاف نموذج التدريج، كما تختلف معها من حيث أنها توصلت إلى أن الاختلافات في قيمة معامل الثبات كانت لصالح معامل الثبات في نموذج التدريج مطلق النهايات (أوافق بشدة/ لا أوافق بشدة)، عكس البحث الحالي والذي توصل إلى أن الاختلافات كانت لصالح النموذج النسبي (موافق/ غير موافق)

كما تختلف هذه النتيجة مع نتيجة دراسة كل من: (Wyatt & Meyers, 1987)، و(تيسير النهار، ١٩٩٢) واللتين توصلتا إلى أن ثبات المقياس لا يختلف باختلاف دلالات أبعاد التدريج.

وبناءً على ذلك يمكن القول بأن اختلاف دلالة المعنى لطرفي التدريج من مرة تطبيق إلى أخرى يؤدي إلى اختلاف في تفسير المفحوصين لبدائل الاستجابة؛ مما يؤدي إلى التباين في استجابات المفحوص الواحد من مرة تطبيق إلى أخرى، فضلًا عن التباين والاختلاف في الاستجابات بين المفحوصين نتيجةً لاختلافهم فيما يدركونه من معاني لطرفي التدريج، الأمر الذي يؤدي إلى اختلاف الخصائص السيكومترية للمقياس النفسي.

ونستنتج من النتائج السابقة أنه ينبغي على الباحثين عند بناء المقاييس النفسية الاعتماد على نماذج تدريج ليكرت ذات النهايات النسبية؛ لأنها تسمح بالتباين في أداء المفحوصين، مما يترتب عليه الحصول على خصائص سيكومترية جيدة للمقاييس ونتائج دقيقة حول مستوى أداء العينة.

٣- (الفرض الثالث): تختلف اعتدالية وتجانس بيانات مجموعات وخلايا تحليل التباين العاملي ثنائي الاتجاه باختلاف دلالة المعنى لطرفي تدريج صيغة ليكرت الرباعية.

للتحقق من مدى تأثر أو اختلاف اعتدالية وتجانس بيانات مجموعات وخلايا تحليل التباين العاملي ثنائي الاتجاه باختلاف دلالة المعنى لطرفي تدريج ليكرت، تم حساب معامل الالتواء لدرجات طلاب عينة البحث الأساسية الأولى (ن= ٣٠٠ طالبًا وطالبة) على الصور الأربعة لمقياس تقدير الذات في مجموعات وخلايا تحليل التباين الثنائي، ثم تم تطبيق اختبار ف$_{٢X٢}$ على درجات هؤلاء الطلاب في الصور الأربعة للمقياس للتعرف على قيمة اختبار التجانس لليفين Levene في كل صورة، وكانت النتائج كما في جدول (٢٠):

جدول (٢٠) اعتدالية توزيع درجات تقدير الذات والتجانس بين مجموعات التحليل العاملي ثنائي الاتجاه على الصور الأربعة لمقياس تقدير الذات لدى عينة البحث الأساسية الأولى (ن= ٣٠٠).

الإحصاءة / المجموعة	معامل الالتواء كمقياس للاعتدالية				اختبار ليفين Levene كمقياس للتجانس			
	نموذج (موافق بشدة/ غير موافق بشدة)	نموذج (صحيحة تمامًا/ خطأ تمامًا)	نموذج (موافق/ غير موافق)	نموذج (غالبًا صحيحة/ غالبًا خطأ)	نموذج (موافق بشدة/ غير موافق بشدة)	نموذج (صحيحة تمامًا/ خطأ تمامًا)	نموذج (موافق/ غير موافق)	نموذج (غالبًا صحيحة/ غالبًا خطأ)
الذكور	٠,٣٦٦	-٠,٠٤٢	-٠,٧٩٦	٠,٠٩٠	١,٥٢٨ (غير دال)	١,٠٧٥ (غير دال)	٠,٢٠٧ (غير دال)	٠,٠٤٩ (غير دال)
الإناث	-٠,٧٥٢	-٠,٩٦٠	-١,٠٩٩	-٠,٧٥٠				
العلمي	-٠,٧١٨	-٠,٩٤٤	-١,١٨٦	-٠,٧٣١	١,١٤٣ (غير دال)	٤,٤٥٣ (دال)	٣,٣٩٢ (غير دال)	١,٧٠٤ (غير دال)
الأدبي	٠,١٨٩	-٠,٣٥٧	-٠,٥٠٧	-٠,٤٦٩				
ذكورالعلمي	٠,٥١٦	٠,٠٩٠	-٠,٧٠٧	٠,٠٩٢	٣,٠٠٥ (دال)	٢,٣١٥ (غير دال)	١,٥٢٧ (غير دال)	٠,٥١٨ (غير دال)
ذكور الأدبي	٠,٢٩٩	٠,١٧٣	-٠,٥١٥	٠,١٢٦				
إناث العلمي	-١,٠٨٧	-١,١٢٦	-١,٢٧٧	-٠,٨٤٢				
إناث الأدبي	٠,٢٦٣	-٠,٤١١	-٠,٤٩٣	-٠,٥٦٤				

يتضح من جدول (٢٠) أن شرط الاعتدالية متحقق في جميع مجموعات وخلايا التحليل العاملي ثنائي الاتجاه في جميع نماذج مقياس تقدير الذات مطلقة النهايات (موافق بشدة/ غير موافق بشدة، صحيحة تمامًا/ خطأ تمامًا) وغير مطلقة النهايات (موافق/ غير موافق، غالبًا صحيحة/ غالبًا خطأ)؛ حيث كانت قيمة معامل الالتواء قريبة من الصفر ومحصورة بين القيمتين (±٣)، مما يعني أن اعتدالية توزيع درجات الطلاب على مقياس تقدير الذات لم تتأثر أو تختلف باختلاف دلالة المعنى لطرفي تدريج ليكرت من نموذج إلى آخر.

كما يُلاحظ من جدول (٢٠) أنه على الرغم من أن الصور الأربعة لمقياس تقدير الذات قد حققت شرط الاعتدالية في جميع مجموعات وخلايا التحليل العاملي ثنائي الاتجاه، إلا أنها لم تحقق شرط التجانس في نماذج تدريج ليكرت مطلقة النهايات (موافق بشدة/ غير موافق بشدة، صحيحة تمامًا/ خطأ تمامًا)؛ حيث كانت قيمة اختبار Levene في نموذج (موافق بشدة/ غير موافق بشدة) دالة إحصائيًا بين مجموعات خلايا التحليل العاملي (ذكور التخصص العلمي، وذكور التخصص الأدبي، وإناث التخصص العلمي، وإناث التخصص الأدبي) والدلالة تعني عدم تجانس التباين أو عدم تساوي التباين بين المجموعات الأربعة.

كما كانت قيمة اختبار Levene في نموذج (صحيحة تمامًا/ خطأ تمامًا) دالة إحصائيًا بين مجموعتي التخصص العلمي والتخصص الأدبي، مما يعني أن هذين النموذجين قد أخلا بأحد أهم افتراضين من افتراضات تحليل التباين العاملي ثنائي الاتجاه وهو التجانس.

وعدم تحقق شرط التجانس بين مجموعات التحليل العاملي الثنائي في النماذج مطلقة النهايات: (موافق بشدة/ غير موافق بشدة)، و(صحيحة تمامًا/ خطأ تمامًا) يعني عدم إمكانية تطبيق الأسلوب البارامتري تحليل التباين العاملي ثنائي الاتجاه على درجات الطلاب المستمدة من هذين النموذجين.

لكن يتضح من جدول (٢٠) أن النماذج النسبية (غير مطلقة النهايات): نموذج (موافق/ غير موافق)، ونموذج (غالبًا صحيحة/ غالبًا خطأ) قد حققت شرط التجانس بين مجموعات وخلايا تحليل التباين العاملي ثنائي الاتجاه؛ حيث كانت قيمة اختبار Levene غير دالة إحصائيًا بين جميع مجموعات وخلايات تحليل التباين العاملي ثنائي الاتجاه في النموذجين.

وتحقيق نماذج تدريج ليكرت النسبية (نموذج: موافق بشدة/ غير موافق بشدة، ونموذج: صحيحة تمامًا/ خطأ تمامًا) لأهم افتراضين من افتراضات تحليل التباين العاملي ثنائي الاتجاه، وهما الاعتدالية والتجانس بين مجموعات وخلايا التحليل يعني إمكانية تطبيق الأسلوب البارامتري تحليل التباين العاملي ثنائي الاتجاه على درجات الطلاب المستمدة من هذين النموذجين.

ويرجع تجانس التباين بين مجموعات وخلايا تحليل التباين العاملي الثنائي في نموذج موافق/ غير موافق، ونموذج غالبًا صحيحة/ غالبًا خطأ إلى عدم وجود فروق بين مجموعات التحليل في الأداء على مقياس تقدير الذات في كل نموذج على حده؛ فقد تحقق

الباحث من ذلك بإيجاد قيمة اختبار "ت" للفرق بين متوسطي درجات مجموعتي الذكور والإناث على مقياس تقدير الذات في كل نموذج، فكانت قيمتها على نموذج (موافق/ غير موافق) ٠,١١٧ وعلى نموذج (غالبًا صحيحة/ غالبًا خطأ) -٠,٤٥٠ والقيمتين غير دالتين إحصائيًا، كما كانت قيمة اختبار "ت" بين متوسطي درجات مجموعتي التخصص العلمي والتخصص الأدبي في نموذج (موافق/ غير موافق) ٠,٠٦٢ وفي نموذج (غالبًا صحيحة/ غالبًا خطأ) ٠,٩٠٧ والقيمتين غير دالتين إحصائيًا، كما كانت قيمة اختبار "ف" لتحليل التباين أحادي الاتجاه بين متوسطات درجات مجموعات خلايا التحليل العاملي الثنائي (ذكور التخصص العلمي، وذكور التخصص الأدبي، وإناث التخصص العلمي، وإناث التخصص الأدبي) في نموذج (موافق/ غير موافق) ٠,١٩٦ وفي نموذج (غالبًا صحيحة/ غالبًا خطأ) ٠,٣٩٠ والقيمتين غير دالتين إحصائيًا.

وبناءً على هذه النتائج فإن:

- اعتدالية بيانات مجموعات وخلايا تحليل التباين العاملي ثنائي الاتجاه لا تختلف باختلاف دلالة المعنى لطرفي تدريج ليكرت.
- تجانس التباين بين مجموعات وخلايا تحليل التباين العاملي ثنائي الاتجاه يختلف باختلاف دلالة المعنى لطرفي تدريج ليكرت؛ حيث حققت النماذج النسبية التجانس بين هذه المجموعات، في حين لم تحقق النماذج المطلقة التجانس بين هذه المجموعات.

ملخص نتائج البحث الخاصة بالعينة الأساسية الأولى:

- يختلف تقدير الذات باختلاف دلالة المعنى لطرفي تدريج ليكرت؛ وكانت الفروق لصالح نماذج تدريج ليكرت النسبية غير مطلقة النهايات (نموذج: موافق/ غير موافق، ونموذج: غالبًا صحيحة/ غالبًا خطأ).
- أدى اختلاف دلالة المعنى لطرفي تدريج ليكرت إلى اختلاف قيمة معامل الصدق التمييزي للمقياس، حيث كان أعلى معامل صدق تمييزي لنموذج تدريج ليكرت ذي النهايات النسبية غير المطلقة (غالبًا صحيحة/ غالبًا خطأ)، وكان أقلها هو نموذج تدريج ليكرت ذي النهايات المطلقة (موافق بشدة/ غير موافق بشدة).
- أدى اختلاف دلالة المعنى لطرفي تدريج ليكرت إلى اختلاف نتائج التحليل العاملي الاستكشافي؛ حيث:

- اختلف عدد العوامل المستخلصة من التحليل؛ حيث كان عددها ثلاثة عوامل في النموذج الأول (موافق بشدة/ غير موافق بشدة) بينما كان عاملين في النماذج الثلاثة الأخرى، ولم تتطابق هذه العوامل باستخدام معامل المطابقة لتوكر.
- اختلفت نسبة التباين المفسرة للمقياس من نموذج إلى آخر حيث كانت أعلى نسبة تباين فسرها المقياس في النموذج الأول (موافق بشدة/ غير موافق بشدة)؛ إذ بلغت ٦٠,٣٢% بينما كانت أقل نسبة تباين فسرها المقياس في النموذج الرابع (غالبًا صحيحة/ غالبًا خطأ)؛ إذ بلغت ٥٥,٩٣٧%.
- اختلفت درجة تحقق أحادية البعد من نموذج إلى آخر؛ حيث كان أفضل نموذج لتدريج ليكرت حقق أحادية البعد هو النموذج النسبي ذو النهايات غير المطلقة (موافق/ غير موافق) بينما كان أقل نموذج حقق أحادية البعد هو نموذج تدريج ليكرت ذو النهايات المطلقة (موافق بشدة/ غير موافق بشدة).

- أدى اختلاف دلالة المعنى لطرفي تدريج ليكرت إلى اختلاف تشبعات المفردات بالعامل الكامن (تقدير الذات) من صورة إلى أخرى، وكانت أعلى التشبعات في النموذج ذي النهايات النسبية (موافق/ غير موافق).
- أدى اختلاف دلالة المعنى لطرفي تدريج ليكرت إلى اختلاف مؤشرات جودة المطابقة من صورة إلى أخرى من صور المقياس، حيث كانت أفضل قيم لمؤشرات جودة المطابقة حققها النموذج ذو النهايات المطلقة (موافق بشدة/ غير موافق) وأقل قيم لمؤشرات جودة المطابقة حققها النموذج ذو النهايات المطلقة (صحيحة تمامًا/ خطأ تمامًا).
- أثبت التحليل العاملي التوكيدي متعدد المجموعات عدم تكافؤ القياس بين الصور الأربعة للمقياس نتيجة اختلاف دلالة المعنى؛ مما يعني أن الفروق بين تشبعات المفردات في الصور الأربعة للمقياس وفروق البواقي دالة إحصائيًا.
- لم يؤثر اختلاف دلالة المعنى لطرفي تدريج ليكرت على الاتساقات الداخلية لبنية المقياس عبر المجموعات المختلفة، أي لم يؤثر اختلاف دلالة المعنى على صدق التكوين الفرضي للمقياس عبر المجموعات المختلفة في كل صورة من صور المقياس الأربعة المختلفة من حيث دلالة المعنى لطرفي تدريج ليكرت.
- أدى اختلاف دلالة المعنى لطرفي تدريج ليكرت إلى اختلاف قيمة معامل ألفا-كرونباك لثبات أداء الطلاب على المقياس من صورة إلى أخرى؛ حيث كانت أعلى

قيمة لمعامل ألفا- كرونباك لمقياس تقدير الذات نموذج (موافق/ غير موافق) حيث بلغ ٠,٨٣٧، بينما أقل قيمة له كانت لمقياس تقدير الذات نموذج (موافق بشدة/ غير موافق بشدة) حيث بلغ ٠,٧٨٢

- لم يؤثر اختلاف دلالة المعنى لطرفي تدريج ليكرت على اعتدالية بيانات مجموعات وخلايا تحليل التباين العاملي ثنائي الاتجاه.
- أدى اختلاف دلالة المعنى لطرفي تدريج ليكرت إلى اختلاف تجانس التباين بين مجموعات وخلايا تحليل التباين العاملي ثنائي الاتجاه؛ حيث حققت النماذج النسبية التجانس بين هذه المجموعات، في حين لم تحقق النماذج المطلقة التجانس بين هذه المجموعات.

ثانيًا: نتائج البحث الخاصة بعينة البحث الأساسية الثانية.

أ- الإحصاءات الوصفية لدرجات طلاب عينة البحث الأساسية الثانية على الأربع صور المختلفة لمقياس تقدير الذات وفقًا لاختلاف ترتيب المفردات من حيث اتجاه المفردة (موجبة وسالبة)، ويوضحها جدول (٢١):

جدول (٢١) الإحصاءات الوصفية لدرجات عينة البحث الأساسية الثانية على الصور المختلفة لمقياس تقدير الذات من حيث ترتيب المفردات (ن= ٢٥٩)

المتغير / الإحصاءة	تقدير الذات الصورة الأصل ترتيب عشوائي	تقدير الذات الترتيب التجميعي الأول (٥ سالب ثم ٥ موجب)	تقدير الذات الترتيب التجميعي الثاني (٥ موجب ثم ٥ سالب)	تقدير الذات الترتيب التبادلي الدوري (١ موجب ثم ١ سالب)
المتوسط	٣٠,٨٨	٣٠,٨٦	٣٠,٩٧	٣٠,٨٤
الوسيط	٣٠	٣٠	٣٠	٣٠
المنوال	٢٩	٢٩	٢٩	٢٩
الانحراف المعياري	٣,١٦٧	٣,٣٥٤	٣,٥٤٥	٣,٥٦٣
الالتواء	٠,٢٧٠	٠,٣٩٥	٠,٣١٦	٠,٣٠٦

يتضح من جدول (٢١) أن قيم المتوسط والوسيط والمنوال في كل صورة على حدها تكاد تكون متساوية، بالإضافة إلى أن قيم معامل الالتواء لتوزيع درجات الطلاب في كل صورة على حدها تقترب من الصفر، كما أن قيم المتوسط في كل صورة من الصور الأربعة أكبر من قيم الانحراف المعياري، مما يعني عدم تشتت الدرجات أو عدم وجود قيم شاذة؛ وبناءً على ذلك فتوزيع درجات الطلاب في كل صورة من الصور الأربعة يقترب من الاعتدالية.

ب- نتائج الفروض الخاصة بعينة البحث الأساسية الثانية.

١- (الفرض الأول): لا يختلف تقدير الذات باختلاف ترتيب المفردات من حيث اتجاه المفردة (موجبة وسالبة).

للتحقق من هذا الفرض استخدم الباحث تحليل التباين أحادي الاتجاه للقياسات المتكررة تصميم داخل المجموعات (تصميم المجموعة الواحدة) للمقارنة بين متوسطات درجات نفس العينة من الطلاب (٢٥٩ طالبًا وطالبة) على الصور الأربعة من مقياس تقدير الذات مختلفة الترتيب للمفردات من حيث اتجاه المفردة (موجبة وسالبة) علمًا بأن المفردات في الصور الأربعة كما هي لم يطرأ عليها أي تغيير، وقد تم التحقق من شروط استخدام أسلوب تحليل التباين أحادي الاتجاه للقياسات المتكررة، على النحو التالي:

- شرط الاعتدالية متحقق؛ ويتضح ذلك من خلال جدول (٢١) السابق، بالإضافة إلى أنه يمكن الاستغناء عن هذا الشرط؛ نظرًا لكبر حجم العينة (٢٥٩ طالب وطالبة).

- شرط تجانس التباين وتم التحقق منه عن طريق اختبار ماوتشلي Mauchly □ s Test لفرض الكروية أو الدائرية، ويوضح جدول (٢٢) نتيجة اختبار ماوتشلي:

جدول (٢٢) نتيجة اختبار ماوتشلي لفرض الكروية أو الدائرية للقياسات المتكررة لتقدير الذات في ضوء اختلاف ترتيب المفردات من حيث اتجاه المفردة

ماوتشلي	كا^{٢}	د.ح	مستوى الدلالة	معامل تصحيح درجة الحرية إبسلون Epsilon	
				معامل التصحيح Greenhouse-Geisser	معامل التصحيح Huynh-Feldt
٠,٨٧٢	٣٥,٠٧	٥	٠,٠٠١	٠,٩١٠	٠,٩٢١

يلاحظ من جدول (٢٢) أن قيمة اختبار كا^{٢}= ٣٥,٠٧ وهي دالة إحصائيًا عند مستوى ٠,٠٠١، مما يعني عدم تجانس التباين، لذا تم تعديل درجات الحرية باستخدام معامل تصحيح درجة الحرية إبسلون Epsilon عن طريق معامل التصحيح هيوني- فيلد Huynh-Feldt؛ حيث كانت قيمة معامل التصحيح جرين هاوس- جايسر Greenhouse-Geisser تساوي ٠,٩١٠ وهي أكبر من ٠,٧٥، ويوضح جدول (٢٣) نتائج تحليل التباين أحادي الاتجاه للقياسات المتكررة بعد تعديل درجات الحرية:

جدول (٢٣) نتائج تحليل التباين أحادي الاتجاه للقياسات المتكررة لتقدير الذات من خلال الصور المختلفة لمقياس تقدير الذات من حيث ترتيب المفردات (ن=٢٥٩)

المتغير	مصدر التباين	مجموع المربعات	درجات الحرية	متوسط المربعات	قيمة ف ومستوى دلالتها	$\eta^{٢}$ الجزئي
تقدير الذات	بين صور المقياس	٢,٢٧٣	٢,٧٦٣	٠,٨٢٣	٠,٥٠٢ (٠,٦٦٦)	%٠,٢
	الخطأ	١١٦٧,٩٧٧	٧١٢,٨٩٩	١,٦٣٨		

يتضح من جدول (٢٣) عدم وجود فروق دالة إحصائية بين القياسات الأربعة لتقدير الذات لدى طلاب عينة البحث ترجع إلى اختلاف ترتيب مفردات مقياس تقدير الذات من حيث اتجاه المفردة في الصور الأربعة للمقياس، مما يعني تحقق الفرض الثامن من فروض البحث.

وتعني هذه النتيجة أن أداء الطلاب على مقياس تقدير الذات لم يتأثر باختلاف ترتيب المفردات من حيث اتجاه المفردة (موجبة وسالبة)، وقد يرجع ذلك إلى إدراك المفحوصين الجيد لمحتوى المفردات؛ نظرًا لقلة عدد مفردات المقياس، أو لميل المفحوصين للمعايير الاجتماعية

وسيطرة وجهة الاستجابة المستحسنة اجتماعيًا على استجاباتهم، الأمر الذي يجعلهم يدركون محتوى المفردة واتجاهها وقبول المرغوب اجتماعيًا منها (المفردات الموجبة) وإنكار غير المرغوب اجتماعيًا منها (المفردات السالبة)، على الرغم من اختلاف موقع المفردة في كل مرة.

كما قد يرجع إلى الآثار المحمولة Carry-Over Effects من معالجة إلى أخرى أو من مرة تطبيق إلى أخرى، أي الخبرة السابقة التي اكتسبها الطالب من موقف القياس أو مرة التطبيق الأولى، والتي أدت إلى تلاشي الفروق بين المعالجات أو مرات التطبيق (فؤاد أبو حطب، آمال صادق، ١٩٩١، ٤٠٣)، فالخبرة أو الألفة بالمقاييس (الاختبارات) أو بنوع معين منها من خلال تكرار التعرض في فترات سابقة لموقف القياس (الاختبار) تخلق دراية وفهمًا لطريقة الأداء (صفوت فرج، ٢٠٠٧، ١٩٦).

وتتفق هذه النتيجة مع نتيجة دراسة (Melnick, 1993) والتي توصلت إلى عدم وجود اختلاف في متوسط أداء الطلاب على نموذجي ترتيب المقياس (الترتيب العشوائي، والترتيب التجميعي)، كما تتفق مع نتيجة دراسة (Ortner, 2004)والتي توصلت إلى أن تغير موقع المفردة لا يؤثر في متوسط أداء الطلاب على المقياس.

٢- (الفرض الثاني): لا تختلف الخصائص السيكومترية لمقياس تقدير الذات المستخدم في هذا البحث باختلاف ترتيب المفردات من حيث اتجاه المفردة (موجبة وسالبة).

- لا يختلف الصدق التمييزي لمقياس تقدير الذات باختلاف ترتيب المفردات.

قام الباحث بترتيب درجات طلاب عينة البحث الأساسية الثانية (٢٥٩ طالبًا وطالبة) تنازليًا في ضوء درجاتهم الكلية على مقياس تقدير الذات في كل صورة من الصور الأربعة مختلفة الترتيب لمقياس تقدير الذات وتحديد أعلى ٢٧% من الطلاب (٧٠ طالبًا وطالبة)، وأقل ٢٧% من الطلاب (٧٠ طالبًا وطالبة) على كل صورة، ثم قام بحساب معامل الارتباط الثنائي الأصيل بين مستوى تقدير الذات (مرتفعي ومنخفضي تقدير الذات) والدرجة الكلية لمقياس تقدير الذات في كل صورة من الصور الأربعة للمقياس، وكانت النتائج كما في جدول (٢٤):

جدول (٢٤) قيم معاملات الصدق التمييزي للصور الأربعة لمقياس تقدير الذات في ضوء ترتيب المفردات

الإحصاءة	(١) تقدير الذات الصورة الأصل ترتيب عشوائي (ن= ١٤٠)	(٢) تقدير الذات الترتيب التجميعي الأول (ن= ١٤٠)	(٣) تقدير الذات الترتيب التجميعي الثاني (ن= ١٤٠)	(٤) تقدير الذات الترتيب التبادلي (ن= ١٤٠)
معامل الصدق التمييزي	٠,٩٠٥**	٠,٩١٣**	٠,٩١٣**	٠,٩١٦**

يتضح من جدول (٢٤) أن جميع قيم معامل الصدق التمييزي موجبة ودالة إحصائيًا عند مستوى ٠,٠١ مما يعني قدرة المقياس على التمييز بين المجموعتين المتمايزتين: مرتفعي تقدير الذات، ومنخفضي تقدير الذات وأن الفرق بينهما لصالح مرتفعي تقدير الذات، وذلك عند استخدام أي صورة من صور المقياس بالرغم من اختلاف ترتيب المفردات.

كما تتضح الاختلافات البسيطة في قيمة معامل الصدق التمييزي نتيجة اختلاف ترتيب المفردات بين الصور المختلفة للمقياس، حيث كانت أعلى قيمة في النموذج الرابع (نموذج الترتيب التبادلي) ٠,٩١٦، وأقل قيمة في نموذج الترتيب العشوائي ٠,٩٠٥، وكان الفرق بين القيمتين ٠,٠١١

ويرجع ذلك إلى اتساع مدى الفرق والتباين في تقدير الذات بين متوسطي المجموعتين المتمايزتين (مرتفعي تقدير الذات، ومنخفضي تقدير الذات) في نموذج الترتيب التبادلي عنه في نموذج الترتيب العشوائي، كما في جدول (٢٥):

جدول (٢٥) قيم المتوسطات للمجموعتين المتمايزتين في نموذج الترتيب العشوائي ونموذج الترتيب التبادلي

الإحصاءة	نموذج الترتيب العشوائي (ن= ١٤٠)		نموذج الترتيب التبادلي (ن= ١٤٠)	
	منخفضي تقدير الذات (ن= ٧٠)	مرتفعي تقدير الذات (ن= ٧٠)	منخفضي تقدير الذات (ن= ٧٠)	مرتفعي تقدير الذات (ن= ٧٠)
المتوسط	٢٧,٥٠	٣٤,٩٤	٢٧,١٦	٣٥,٦٠
الفرق بين المتوسطين	٧,٤٤		٨,٤٤	

وكلما زاد التباين واتسع مدى الفروق بين درجات الطلاب في تقدير الذات زادت قيمة معامل الارتباط (معامل الصدق التمييزي)، فالصدق يتأثر بمدى القدرة أو السمة التي يقيسها المقياس، وبصفة عامة كلما تناقص المدى الذي تنتشر به القدرة في عينة معينة فمن المحتمل أن يتناقص الارتباط بين درجات الطلاب على المقياس ودرجاتهم على المحك، أي تتناقص قيمة معامل الارتباط بين درجة الطلاب على مقياس تقدير الذات ومستوى تقدير الذات.

وتتفق هذه النتيجة ــ من حيث أن معامل الصدق التمييزي لنموذجي الترتيب التجميعي الأول والثاني أعلى من معامل الصدق التمييزي لنموذج الترتيب العشوائي ــ مع نتيجة دراسة كل من:(Schriesheim et al., 1989a) ، و(Schriesheim et al., 1989b) ، و(Weijters et al., 2014).

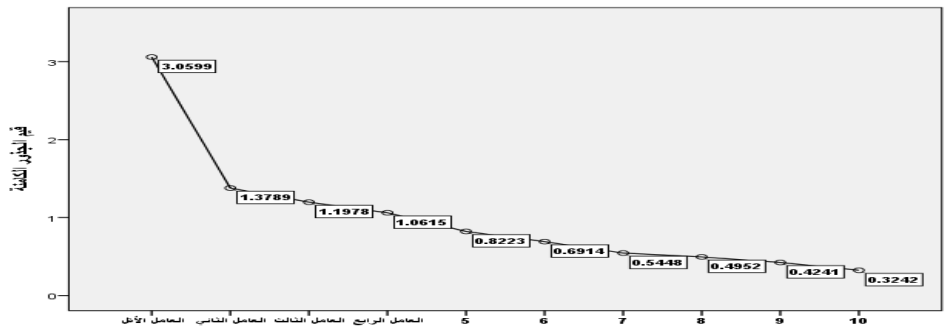
كما تتفق هذه النتيجة بشكل أو بآخر مع نتيجة دراسة (نضال كمال محمد، ١٩٩٥) والتي توصلت إلى أن أقل قيمة لمعامل الصدق التنبؤي لمقياس الاتجاهات نحو الفيزيائي كانت في حالة الترتيب العشوائي للعبارات الموجبة والسالبة.

- لا تختلف نتائج التحليل العاملي الاستكشافي باختلاف ترتيب المفردات:

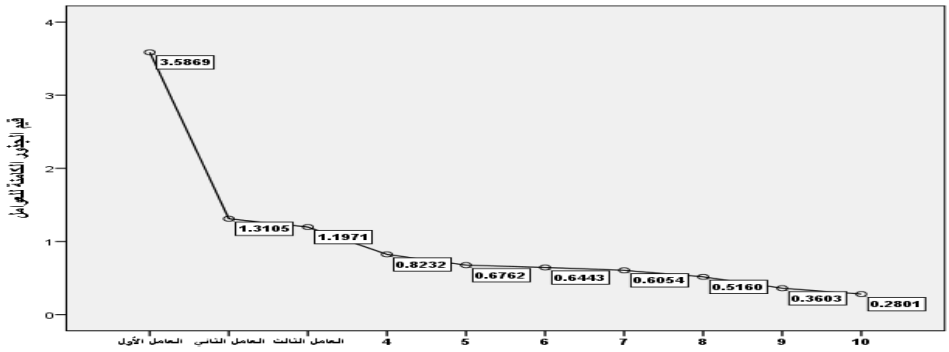
للتحقق من ذلك أخضع الباحث درجات طلاب عينة البحث الأساسية الثانية (ن= ٢٥٩ طالبًا وطالبة) على كل صورة من الصور الأربعة لمقياس تقدير الذات للتحليل العاملي الاستكشافي بطريقة المكونات الأساسية، مع استخدام التدوير المائل بطريقة البروماكس واعتمادًا على المحكات التالية: العامل الجوهري هو ما كان له جذر كامن ≤ ١، ومحك التشبع الجوهري للمفردة بالعامل ≤ ٠,٤، وذلك لبيان مدى الاختلاف في نتائج هذا التحليل بين الصور الأربعة للمقياس من حيث: عدد العوامل المستخلصة، ونسبة التباين المفسرة، وأحادية البعد، ويوضح جدول (٢٦) العوامل التي تم الحصول عليها والجذور الكامنة لها ونسبة تباينها ونسبة التباين التراكمية (التكرار المتجمع الصاعد)، ويوضح شكل: (٦)، و(٧)، (٨)، (٩) العوامل المستخلصة بالرسم.

جدول (٢٦) نتائج التحليل العاملي الاستكشافي للصور الأربعة لمقياس تقدير الذات (ن= ٢٥٩)

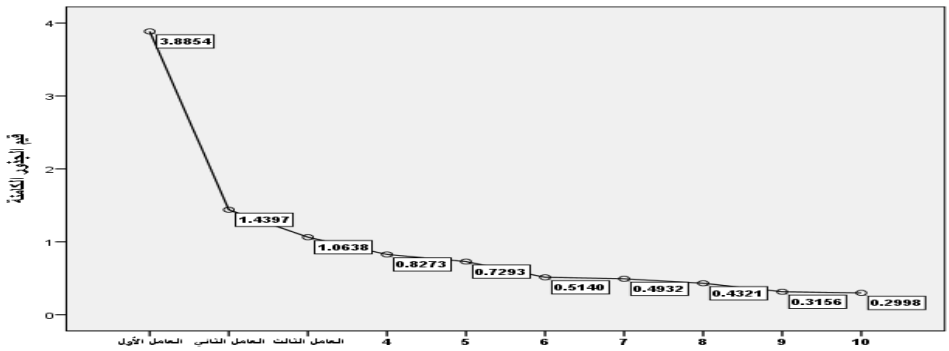
العامل	(نموذج ١) تقدير الذات الصورة الأصل ترتيب عشوائي ن= ٢٥٩			العامل	(نموذج ٢) تقدير الذات الترتيب التجميعي الأول (٥ سالب ثم ٥ موجب) ن= ٢٥٩		
	الجذر الكامن	نسبة التباين التي يفسرها العامل	نسبة التباين التراكمية		الجذر الكامن	نسبة التباين التي يفسرها العامل	نسبة التباين التراكمية
الأول	٣,٠٦٠	٣٠,٥٩٩	٣٠,٥٩٩	الأول	٣,٥٨٧	٣٥,٨٦٩	٣٥,٨٦٩
الثاني	١,٣٧٩	١٣,٧٨٩	٤٤,٣٨٨	الثاني	١,٣١١	١٣,١٠٥	٤٨,٩٧٤
الثالث	١,١٩٨	١١,٩٧٨	٥٦,٣٦٧	الثالث	١,١٩٧	١١,٩٧١	٦٠,٩٤٥
الرابع	١,٠٦١	١٠,٦١٥	٦٦,٩٨١				
العامل	(نموذج ٣) تقدير الذات الترتيب التجميعي الثاني (٥ موجب ثم ٥ سالب) ن= ٢٥٩			العامل	(نموذج ٤) تقدير الذات الترتيب التبادلي (١ موجب ثم ١ سالب) ن= ٢٥٩		
	الجذر الكامن	نسبة التباين التي يفسرها العامل	نسبة التباين التراكمية		الجذر الكامن	نسبة التباين التي يفسرها العامل	نسبة التباين التراكمية
الأول	٣,٨٨٥	٣٨,٨٥٤	٣٨,٨٥٤	الأول	٤,١٢٤	٤١,٢٣٦	٤١,٢٣٦
الثاني	١,٤٤٠	١٤,٣٩٧	٥٣,٢٥١	الثاني	١,٤٧٩	١٤,٧٩١	٥٦,٠٢٦
الثالث	١,٠٦٤	١٠,٦٣٨	٦٣,٨٨٩	الثالث	١,٠١٦	١٠,١٥٧	٦٦,١٨٣



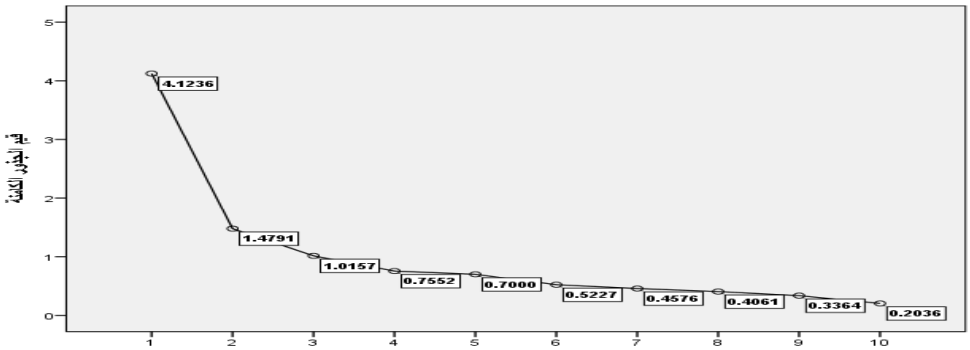
شكل (6) عدد العوامل الناتجة عن التحليل العاملي الاستكشافي لمقياس تقدير الذات نموذج الترتيب العشوائي (ن= 259)



شكل (7) عدد العوامل الناتجة عن التحليل العاملي الاستكشافي لمقياس تقدير الذات نموذج الترتيب (خمس مفردات سالبة تليها خمس مفردات موجبة) ن= 259



شكل (8) عدد العوامل الناتجة عن التحليل العاملي الاستكشافي لمقياس تقدير الذات نموذج ترتيب (خمس مفردات موجبة تليها خمس مفردات سالبة) ن= 259



شكل (9) عدد العوامل الناتجة عن التحليل العاملي الاستكشافي لمقياس تقدير الذات نموذج الترتيب التبادلي (مفردة موجبة تليها مفردة سالبة) ن= 259

يتضح من جدول (٢٦) وشكل: (٦)، و(٧)، (٨)، (٩) ما يلي:

- بالنسبة للنموذج الأول (الترتيب العشوائي):

- عدد العوامل المستخلصة من التحليل والتي جذرها الكامن أكبر من ١ أربعة عوامل، بلغ الجذر الكامن للعامل الأول ٣,٠٦٠ ويفسر ٣٠,٥٩٩% من التباين الكلي بينما بلغ

الجذر الكامن للعامل الثاني ١,٣٧٩ ويفسر ١٣,٧٨٩% من التباين الكلي، وبلغ الجذر الكامن للعامل الثالث ١,١٩٨ ويفسر ١١,٩٧٨% من التباين الكلي، وبلغ الجذر الكامن للعامل الرابع ١,٠٦١ ويفسر ١٠,٦١٥% من التباين الكلي.

- نسبة التباين المفسرة للعوامل الأربعة (للمقياس ككل) ٦٦,٩٨١%.
- نسبة التباين المفسر للعامل الأول أعلى من ٢٠%؛ إذ بلغت ٣٠,٥٩٩%.
- نسبة تباين العامل الأول إلى العامل الثاني أعلى من الضعف؛ حيث بلغت ٢,٢١٩.

- **بالنسبة للنموذج الثاني (الترتيب التجميعي الأول):**

- عدد العوامل المستخلصة من التحليل والتي جذرها الكامن أكبر من ١ ثلاثة عوامل، بلغ الجذر الكامن للعامل الأول ٣,٥٨٧ ويفسر ٣٥,٨٦٩% من التباين الكلي بينما بلغ الجذر الكامن للعامل الثاني ١,٣١١ ويفسر ١٣,١٠٥% من التباين الكلي، وبلغ الجذر الكامن للعامل الثالث ١,١٩٧ ويفسر ١١,٩٧١% من التباين الكلي
- نسبة التباين المفسرة للمقياس ككل ٦٠,٩٤٥%.
- نسبة التباين المفسر للعامل الأول أعلى من ٢٠%؛ إذ بلغت ٣٥,٨٦٩%.
- نسبة تباين العامل الأول إلى العامل الثاني أعلى من الضعف؛ حيث بلغت ٢,٧٣٧

- **بالنسبة للنموذج الثالث (الترتيب التجميعي الثاني):**

- عدد العوامل المستخلصة من التحليل والتي جذرها الكامن أكبر من ١ ثلاثة عوامل، بلغ الجذر الكامن للعامل الأول ٣,٨٨٥ ويفسر ٣٨,٨٥٤% من التباين الكلي بينما بلغ الجذر الكامن للعامل الثاني ١,٤٤٠ ويفسر ١٤,٣٩٧% من التباين الكلي، وبلغ الجذر الكامن للعامل الثالث ١,٠٦٤ ويفسر ١٠,٦٣٨% من التباين الكلي
- نسبة التباين المفسرة للمقياس ككل ٦٣,٨٨٩%.
- نسبة التباين المفسر للعامل الأول أعلى من ٢٠%؛ إذ بلغت ٣٨,٨٥٤%.
- نسبة تباين العامل الأول إلى العامل الثاني أعلى من الضعف؛ حيث بلغت ٢,٦٩٨

- **بالنسبة للنموذج الرابع (نموذج الترتيب التبادلي):**

- عدد العوامل المستخلصة من التحليل والتي جذرها الكامن أكبر من ١ ثلاثة عوامل، بلغ الجذر الكامن للعامل الأول ٤,١٢٤ ويفسر ٤١,٢٣٦% من التباين الكلي بينما بلغ

الجذر الكامن للعامل الثاني ١,٤٧٩ ويفسر ١٤,٧٩١% من التباين الكلي، وبلغ الجذر الكامن للعامل الثالث ١,٠١٦ ويفسر ١٠,١٥٧% من التباين الكلي

- نسبة التباين المفسرة للمقياس ككل ٦٦,١٨٣%.
- نسبة التباين المفسر للعامل الأول أعلى من ٢٠%؛ إذ بلغت ٤١,٢٣٦%.
- نسبة تباين العامل الأول إلى العامل الثاني أعلى من الضعف؛ حيث بلغت ٢,٧٨٨

وبناءً على هذه النتائج يمكن القول بأن نتائج التحليل العاملي الاستكشافي اختلفت باختلاف ترتيب مفردات المقياس من حيث اتجاه المفردة (موجبة وسالبة)؛ حيث:

- اختلف عدد العوامل المستخلصة من التحليل؛ حيث كانت أربعة عوامل في نموذج الترتيب العشوائي بينما كانت ثلاثة عوامل في النماذج الثلاثة الأخرى.
- اختلفت نسبة التباين المفسرة للمقياس من نموذج إلى آخر؛ حيث كانت أعلى نسبة تباين فسرها المقياس في النموذج الأول (الترتيب العشوائي)؛ إذ بلغت ٦٦,٩٨١% بينما كانت أقل نسبة تباين فسرها المقياس في النموذج الثاني (ترتيب: ٥ سالب تليها ٥ موجب)؛ إذ بلغت ٦٠,٩٤٥%.
- اختلفت درجة تحقق أحادية البعد من نموذج إلى آخر؛ حيث كان أفضل نموذج ترتيب حقق أحادية البعد هو النموذج الرابع (الترتيب التبادلي) حيث كانت نسبة التباين المفسر للعامل الأول أعلى من ٢٠%؛ إذ بلغت ٤١,٢٣٦%، كما أن نسبة تباين العامل الأول إلى العامل الثاني كانت أعلى من الضعف وبلغت ٢,٧٨٨، ويتضح ذلك من الشكل (٩) حيث إن المسافة الفاصلة على الرسم بين النقطة الممثلة للجذر الكامن للعامل الأول والنقطة الممثلة للجذر الكامن للعامل الثاني أكبر من جميع النماذج، بينما كان أقل نموذج حقق أحادية البعد النموذج الأول (الترتيب العشوائي) حيث كانت نسبة التباين المفسر للعامل الأول أعلى من ٢٠%؛ إذ بلغت ٣٠,٥٩٩%، كما بلغت نسبة تباين العامل الأول إلى العامل الثاني ٢,٢١٩، ويتضح ذلك من الشكل (٦) حيث إن المسافة الفاصلة على الرسم بين النقطة الممثلة للجذر الكامن للعامل الأول والنقطة الممثلة للجذر الكامن للعامل الثاني أقل من جميع النماذج.

ويتضح من هذه النتائج أن أفضل نموذج حقق الصدق العاملي لمقياس تقدير الذات هو النموذج الرابع (الترتيب التبادلي)؛ حيث إنه أفضل نموذج حقق أحادية البعد التي تُميز البنية العاملية لمقياس روزنبرج لتقدير الذات، حيث فسر العامل الأول المستخلص من

التحليل العاملي في هذا النموذج أعلى نسبة تباين (٤١,٢٣٦%) من التباين الكلي للمصفوفة الارتباطية مقارنة بنسبة التباين التي فسرها العامل الأول في الثلاثة نماذج الأخرى، كما أن نسبة التباين التي فسرها المقياس ككل بلغت ٦٦,١٨٣%.

وذلك على الرغم من أن النموذج الأول (نموذج الترتيب العشوائي) فسر أعلى نسبة تباين للمقياس من التباين الكلي إذ بلغت ٦٦,٩٨١%، ولكنه اشتمل على عدد أكبر من العوامل الخاصة قليلة الأهمية التي توزعت عليها نسبة التباين فقللت من أحادية البعد التي يتميز بها مقياس روزنبرج لتقدير الذات.

- معامل المطابقة لتوكر:

وللتحقق من مدى اتفاق أو اختلاف البنية العاملية لمقياس تقدير الذات من نموذج إلى آخر استخدم الباحث معامل المطابقة لتوكر، وكانت النتائج كما في جدول (٢٧):

جدول (٢٧) قيم معاملات المطابقة بين عوامل تقدير الذات المستخلصة من التحليل العاملي الاستكشافي للصور الأربعة لمقياس تقدير الذات المختلفة من حيث ترتيب المفردات في ضوء اتجاه المفردة (ن= ٢٥٩)

العوامل	معامل المطابقة	العوامل	معامل المطابقة
الأول نموذج (١) X الأول نموذج (٢)	٠,٨٢٦	الأول نموذج (٢) X الأول نموذج (٣)	٠,٩١٤
الأول نموذج (١) X الأول نموذج (٣)	٠,٨٨٦	الأول نموذج (٢) X الأول نموذج (٤)	٠,٨٢٥
الأول نموذج (١)X الأول نموذج (٤)	٠,٨٨٥	الثاني نموذج (٢) X الثاني نموذج (٣)	٠,٩٤٧
الثاني نموذج (١) X الثاني نموذج (٢)	٠,٨٢٥	الثاني نموذج (٢)X الثاني نموذج (٤)	٠,٨٧٥
الثاني نموذج (١) X الثاني نموذج (٣)	٠,٨٤٦	الثالث نموذج (٢)X الثالث نموذج (٣)	٠,٩٢٦
الثاني نموذج (١)X الثاني نموذج (٤)	٠,٧٧٤	الثالث نموذج (٢)X الثالث نموذج (٤)	٠,٨٩٠
الثالث نموذج (١) X الثالث نموذج (٢)	٠,٤٨٨	الأول نموذج (٣) X الأول نموذج (٤)	٠,٩٤٥
الثالث نموذج (١) X الثالث نموذج (٣)	٠,٤٠٧	الثاني نموذج (٣) X الثاني نموذج (٤)	٠,٩٥١
الثالث نموذج (١) X الثالث نموذج (٤)	٠,٣٨٩	الثالث نموذج (٣)X الثالث نموذج (٤)	٠,٩٧٣

يتضح من جدول (٢٧) اتفاق البنية العاملية الناتجة عن التحليل العاملي الاستكشافي لمقياس تقدير الذات في النموذج: الثاني، والثالث، والرابع؛ حيث إن جميع قيم معامل المطابقة أعلى من قيمة القطع ٠,٨٢ التي وضعها Tucker كحد فاصل بين المطابقة وعدم المطابقة بين العوامل.

كما يتضح من جدول (٢٧) عدم اتفاق البنية العاملية الناتجة عن التحليل العاملي الاستكشافي لمقياس تقدير الذات في النموذج الأول مع البنية العاملية الناتجة عن التحليل العاملي الاستكشافي لنفس المقياس (تقدير الذات) في النموذج: الثاني، والثالث، والرابع.

وبناءً على النتائج السابقة يمكن القول بأن البنية العاملية لمقياس تقدير الذات اختلفت باختلاف موقع المفردات في المقياس من مرة تطبيق إلى أخرى أو باختلاف ترتيبها في ضوء اتجاهها (موجبة وسالبة)، وهي نتيجة على قدر كبير جدًا من الأهمية التطبيقية.

ويرجع عدم تطابق البنية العاملية الناتجة عن التحليل العاملي الاستكشافي للنموذج الأول لمقياس تقدير الذات مع البنية العاملية الناتجة عن التحليل العاملي الاستكشافي للنموذج: الثاني، والثالث، والرابع لمقياس تقدير الذات إلى أن اختلاف ترتيب المفردات أدى إلى اختلاف المفردات التي تشبعت على العوامل في النموذج الأول عن المفردات التي تشبعت على العوامل في النموذج: الثاني، والثالث، والرابع، بالإضافة إلى اختلاف قيمة التشبع للمفردات التي تشبعت على نفس العوامل في النموذج الأول والنماذج الثلاثة الأخرى.

فعدم تطابق العامل الثالث للنموذج الأول مع العامل الثالث للنموذج الثاني، يرجع إلى أن العامل الثالث في النموذج الأول تشبعت عليه المفردات (١، ٢، ٤، ٥، ٦، ٧، ٩، ١٠) بينما العامل الثالث للنموذج الثاني تشبعت عليه المفردات (٢، ٣، ٥، ٧، ٨، ١٠)، كما أن المفردات (٢، ٥، ٧، ١٠) المتشبعة على العاملين في النموذجين اختلفت قيم تشبعها من النموذج الأول إلى الثاني؛ حيث كانت تشبعاتها على العامل الثالث في النموذج الأول (٠,١٤٣، ٠,١٠٦، ٠,٣٢٤، ٠,٧٥٦) بينما بلغت قيم تشبعاتها على العامل الثالث في النموذج الثاني (٠,١٢٤، ٠,٥٧٩، ٠,٢٠٢، ٠,١٠١)، ولنفس الأسباب ترجع عدم مطابقة العامل الثالث للنموذج الأول مع العامل الثالث في النموذجين الثالث والرابع.

وتتفق هذه النتيجة مع نتيجة دراسة (Steinberg, 1994) والتي توصلت إلى أن قياس بنية الشخصية باستخدام مقاييس التقرير الذاتي يؤدي إلى اختلاف في البنية المقاسة نتيجة اختلاف الترتيب التسلسلي للمفردات.

في حين أنها تختلف مع نتيجة دراسة كل من: (Sparfeldt et al., 2006)، و(Pauwels, 2018)، واللتين توصلتا إلى أن اختلاف ترتيب المفردات بين الترتيب التجميعي والترتيب العشوائي لا يُغير من البنية العاملية للمقياس.

الاستنتاجات المبنية على النتائج السابقة:

- احتواء المقياس على مفردات موجبة وسالبة يؤدي إلى تشويه البنية العاملية للمقياس.
- إذا اشتمل المقياس عند بنائه على مفردات موجبة ومفردات سالبة (وهو أمر غير مرغوب فيه) فإن نموذج الترتيب التبادلي للمفردات (مفردة موجبة تليها مفردة سالبة) هو أفضل نموذج ترتيبي للمفردات في ضوء اتجاه المفردة (موجبة وسالبة) نحصل من خلاله على نتائج للصدق العاملي للمقياس.
- عند اعتماد الباحث على مقاييس مُعدة من قِبَل باحثين آخرين، فإن عليه الالتزام بترتيب مفردات هذه المقاييس في ضوء اتجاه المفردة كما هو في صورتها الأصل؛ حتى يمكنه ضبط أحد العوامل التي قد تؤدي إلى اختلاف البنية العاملية لهذه المقاييس عن بنيتها الأصل.
- **لا تختلف نتائج التحليل العاملي التوكيدي باختلاف ترتيب مفردات المقياس في ضوء اتجاه المفردة:**

للتحقق من ذلك تم إخضاع درجات طلاب عينة البحث الأساسية الثانية (ن= ٢٥٩) على الصور الأربعة لمقياس تقدير الذات للتحليل العاملي التوكيدي من الدرجة الأولى؛ لاختبار نموذج العامل الكامن الواحد الذي تنتظم حوله العشرة مفردات، وذلك باستخدام برنامج AMOS؛ لبيان مدى اختلاف الخصائص الإحصائية التالية: معاملات الانحدار المعيارية (التشبعات)، ومؤشرات جودة المطابقة، وذلك من صورة إلى أخرى من صور المقياس الأربعة.

- **معاملات الانحدار المعيارية (التشبعات) للمفردات في الصور الأربعة لمقياس تقدير الذات.**

جدول (٢٨) معاملات الانحدار المعيارية للمفردات في الصور الأربعة للمقياس

المفردة	نموذج الترتيب العشوائي (الأصل)	المفردة	نموذج الترتيب التجميعي الأول (الخمس مفردات السالبة تليها الخمس الموجبة)	المفردة	نموذج الترتيب التجميعي الثاني (الخمس مفردات الموجبة تليها الخمس السالبة)	المفردة	نموذج الترتيب التبادلي (الدوري): مفردة موجبة تليها مفردة سالبة
١	٠,٤٠٢	٢	٠,٥١٨	١	٠,٥٦٩	١	٠,٥٦٦
٢	٠,٦١٥	٥	٠,٣٥٥	٣	٠,٥٠٥	٢	٠,٧٤٤
٣	٠,٤٤٤	٦	٠,٦٤٢	٤	٠,٤٩٩	٣	٠,٥٩٩
٤	٠,٣٩٥	٨	-٠,٠٣٦	٧	٠,٣١٤	٥	٠,٥٢٢
٥	٠,٢٥٥	٩	٠,٦٨٨	١٠	٠,٦٦٢	٤	٠,٤٠٥
٦	٠,٧٠٩	١	٠,٦٥٥	٢	٠,٧٦٣	٦	٠,٨٠٩
٧	٠,٢٨٤	٣	٠,٥٤٢	٥	٠,٤٧٠	٧	٠,٣٦٠
٨	٠,٠٣٧	٤	٠,٥٥٣	٦	٠,٧٣٠	٨	-٠,٠٣٥
٩	٠,٧٤٠	٧	٠,٣٥٢	٨	-٠,٠٠٧	١٠	٠,٦٦٢
١٠	٠,٥٣٩	١٠	٠,٧٢١	٩	٠,٧٤٧	٩	٠,٧٨٣

يتضح من جدول (٢٨) ما يلي:

- اختلاف تشبعات المفردات بالعامل الكامن (تقدير الذات) من صورة إلى أخرى بسبب اختلاف ترتيب المفردات.
- عدم اختلاف المفردات المتشبعة على العامل الكامن من نموذج ترتيب إلى آخر؛ حيث تشبعت جميع المفردات على العامل الكامن (تقدير الذات) في جميع نماذج الترتيب، فيما عدا المفردة (٨) التي كان تشبعها على العامل الكامن غير دال إحصائيًا في جميع نماذج الترتيب الأربعة.
- أعلى تشبعات للمفردات بالعامل الكامن كانت في نموذج الترتيب التبادلي (الدوري) حيث تراوحت بين ٠,٣٦٠ و ٠,٨٠٩ وذلك باستثناء المفردة رقم ٨ التي كان تشبعها غير دال إحصائيًا في جميع النماذج الترتيب.

- **مؤشرات جودة المطابقة للنموذج البنائي لمقياس تقدير الذات في الصور الأربعة للمقياس.**

جدول (٢٩) مؤشرات جودة المطابقة للنموذج البنائي لمقياس تقدير الذات في الصور الأربعة للمقياس

مؤشر المطابقة	(١) نموذج الترتيب العشوائي	(٢) نموذج الترتيب التجميعي الأول	(٣) نموذج الترتيب التجميعي الثاني	(٤) نموذج الترتيب التبادلي (الدوري)
CMIN/DF	٥,٦٣٨***	٥,٧٢٤***	٦,٦٥٠***	٧,٩٠٢***
IFI	٠,٦٩٢	٠,٧٥٥	٠,٧٥٧	٠,٧٤٦
TLI	٠,٥٩٦	٠,٦٨١	٠,٦٨٤	٠,٦٧٠
CFI	٠,٦٨٦	٠,٧٥٢	٠,٧٥٤	٠,٧٤٤
PCFI	٠,٥٣٤	٠,٥٨٥	٠,٥٨٧	٠,٥٧٨

يتضح من جدول (٢٩) ما يلي:

- قيم مؤشرات جودة المطابقة IFI، TLI، CFI، PCFI في كل من النموذج: الثاني، والثالث، والرابع تكاد تكون متساوية ولكنها تختلف عن قيمها في النموذج الأول (الترتيب العشوائي) حيث إنها في النماذج الثلاثة (الثاني، والثالث، والرابع) أفضل من النموذج الأول.
- مؤشر كا^{2} (CMIN/DF) دال إحصائيًا في جميع صور المقياس؛ حيث إنه يتأثر بحجم العينة (ن= ٢٥٩)، ولكن كانت أقل قيمة له في النموذج الثاني.

- تكافؤ القياس:

ولتحديد ما إذا كان هناك اختلاف دال إحصائيًا في البنية العاملية لمقياس تقدير الذات باختلاف ترتيب المفردات أو تكافؤ في القياس بين الصور الأربعة للمقياس، استخدم الباحث أسلوب التحليل العاملي التوكيدي متعدد المجموعات باستخدام AMOS Measurement Invariance.

وقد أسفرت نتائج التحليل العاملي التوكيدي متعدد المجموعات للمقارنة بين البنية العاملية للمقياس في الصور الأربعة للمقياس المختلفة من حيث ترتيب المفردات عن النتائج التالية كما في جدول: (٣٠)، (٣١):

جدول (٣٠) نتائج تكافؤ القياس لنموذج العامل العام لمقياس تقدير الذات في الصور الأربعة للمقياس المختلفة من حيث ترتيب المفردات (ن= ٢٥٩)

نموذج التكافؤ	رمز النموذج	CMIN	DF	P-Value	RMSEA	GFI	IFI	TLI	CFI
Configural Invariance	M0	٨٠,٨٧٢	٦٤	٠,٠٧٦	٠,٠١٦	٠,٩٨٥	٠,٩٩٤	٠,٩٨٤	٠,٩٩٤
Metric Invariance	M1	٣٨١,٩٩٥	٩٢	٠,٠٠١	٠,٠٥٥	٠,٩٥٥	٠,٩٠٤	٠,٨٠٦	٠,٩٠١
Scalar Invariance	M2	٧٢٨,٢٨٨	٩٥	٠,٠٠١	٠,٠٨٠	٠,٩٢٠	٠,٧٩٠	٠,٥٩٠	٠,٧٨٤
Residual Invariance	M3	٩١٦,٨١٩	١٨٢	٠,٠٠١	٠,٠٦٣	٠,٨٨٧	٠,٧٤٩	٠,٧٥٢	٠,٧٤٩

يتضح من جدول (٣٠) أن المقياس حافظ فقط على التكافؤ الشكلي (صورة البناء الرئيسة) عبر الصور الأربعة له؛ حيث كانت قيمة كا^{2} (CMIN) غير دالة إحصائيًا، وكانت مؤشرات جودة المطابقة CFI, TLI, IFI, GFI, RMSEA متحققة بدرجة عالية، والجدير بالذكر أن هذا التكافؤ الشكلي تم التوصل إليه بعد إجراء عدد من الارتباطات الجزئية بين الأخطاء على الرغم من تشبع نفس العدد من المفردات (تسع مفردات) على العامل الكامن (تقدير الذات) في جميع النماذج، كما أن المفردات المتشبعة على العامل الكامن في النماذج الأربعة هي نفس المفردات (١، ٢، ٣، ٤، ٥، ٦، ٧، ٩، ١٠) حيث كان تشبع المفردة (٨) على العامل الكامن غير دال إحصائيًا في جميع النماذج، وهو ما يوضحه جدول (٢٨) السابق، ومن ثم ليس هناك ما يمنع تحقيق التكافؤ الشكلي، لذا قام الباحث بإجراء التعديل سابق الذكر على النموذج المفترض.

جدول (٣١) مقارنة نماذج التكافؤ

مقارنة النماذج	ΔCMIN	ΔDF	P-Value
M1-M0	٣٠١,١٢٣	٢٨	٠,٠٠١
M2-M0	٦٤٧,٤١٥	٣١	٠,٠٠١
M3-M0	٨٣٥,٩٤٦	١١٨	٠,٠٠١
M2-M1	٣٤٦,٢٩٢	٣	٠,٠٠١
M3-M1	٥٣٤,٨٢٣	٩٠	٠,٠٠١
M3-M2	١٨٨,٥٣١	٨٧	٠,٠٠١

يتضح من جدول (٣١) أن الفروق في قيمة كا٢ (ΔCMIN) للنماذج المختلفة دالة إحصائيًا مما يدل على عدم ثبات أو عدم تكافؤ القياس بين النماذج الأربعة نتيجةً لاختلاف ترتيب المفردات.

وبناءً على النتائج في جدول (٣٠)، وجدول (٣١) يتضح عدم تحقق التكافؤ المتري، مما يعني وجود فروق دالة إحصائيًا بين تشبعات المفردات (١، ٢، ٣، ٤، ٥، ٦، ٧، ٩، ١٠) على العامل الكامن في الصور الأربعة للمقياس، فقد كانت قيم النسبة الحرجة للفروق Critical Ratios For Differences بين تشبعات المفردات على العامل الكامن في النماذج الأربعة أكبر من القيمة ١,٩٦.

كما يتضح عدم تحقق تكافؤ البواقي، مما يعني وجود فروق دالة إحصائيًا بين البواقي (الأخطاء) لجميع المفردات في الصور الأربعة للمقياس.

وبناءً على هذه النتائج يمكن القول بأن المعالجات التي قام بها الباحث والمتعلقة باختلاف ترتيب المفردات في ضوء اتجاه المفردة (موجبة- سالبة) أدت إلى فروق في البنية الخاصة بالمقياس، أي أن اختلاف ترتيب مفردات مقياس تقدير الذات من نموذج إلى آخر أدى إلى جعل أوزان المفردات مختلفة عن بعضها بعض، أو أدى إلى جعل الطالب يفكر في المفردات بطريقة مختلفة.

الاستنتاج المبني على هذه النتائج:

نستنتج من ذلك أنه لا يمكن المقارنة بين مجموعتين من الطلاب في سمة ما إذا اختلف ترتيب مفردات نفس مقياس السمة المستخدم في المجموعتين إلا بعد مقارنة البنية العاملية للمقياس والتحقق من تكافؤ القياس أولًا، فإذا تحقق التكافؤ الشكلي ولم يتحقق التكافؤ المتري كما دلت على ذلك النتائج السابقة، فعلى الباحث البحث عن المفردة التي فرق التشبع عليها دال إحصائيًا واستبعاد درجتها من الدرجة الكلية للطلاب في المجموعتين ثم إجراء المقارنة.

حيث إن وجود فرق في تشبع أي من المفردات على العامل الكامن من نموذج إلى آخر يعني اختلاف معنى وتفسير هذه المفردة من مجموعة إلى أخرى.

- لا تختلف الاتساقات الداخلية لبنية المقياس عبر المجموعات (لا يختلف صدق التكوين الفرضي لمقياس تقدير الذات عبر المجموعات) باختلاف ترتيب المفردات من حيث اتجاه المفردة (موجبة- سالبة) في كل صورة على حدها من الصور الأربعة للمقياس.

وللتحقق من ذلك قام الباحث بتقسيم طلاب عينة البحث الأساسية الثانية (٢٥٩ طالبًا وطالبة) إلى مجموعتين بطريقة عشوائية بواسطة خيار Select Cases في برنامج SPSS، ثم قام بحساب معامل ألفا- كرونباك لكل مجموعة، وذلك في كل صورة من صور المقياس الأربعة (نموذج الترتيب العشوائي، ونموذج الترتيب التجميعي الأول، ونموذج الترتيب التجميعي الثاني، ونموذج الترتيب التبادلي أو الدوري)، ثم قام بحساب قيمة اختبار "ف" لدلالة الفروق بين الاتساقات الداخلية للمجموعتين في كل صورة على حداها من الصور الأربعة للمقياس، وكانت النتائج كما في جدول (٣٢):

جدول (٣١)

نتيجة اختبار "ف" لدلالة الفروق بين الاتساقات الداخلية للمجموعتين الفرعيتين للعينة الأساسية الثانية على كل صورة من الصور الأربعة لمقياس تقدير الذات

الصورة (النموذج)	المجموعة	معامل الاتساق الداخلي	د.ح البسط	د.ح المقام	النسبة الفائية	مستوى الدلالة
نموذج الترتيب العشوائي	المجموعة الأولى	٠,٧٢٤	١٢٩	١٢٨	٠,٨٩٦	غير دالة
	المجموعة الثانية	٠,٦٩٢				
نموذج (خمس سالبة تليها خمس موجبة)	المجموعة الأولى	٠,٧٨٠	١٢٩	١٢٨	٠,٨٠٥	غير دالة
	المجموعة الثانية	٠,٧٢٧				
نموذج (خمس موجبة تليها خمس سالبة)	المجموعة الأولى	٠,٧٩٩	١٢٩	١٢٨	٠,٨٦٦	غير دالة
	المجموعة الثانية	٠,٧٦٨				
نموذج (الترتيب التبادلي)	المجموعة الأولى	٠,٨٠٢	١٢٩	١٢٨	٠,٩٨٠	غير دالة
	المجموعة الثانية	٠,٧٩٨				

يتضح من جدول (٣٢) أن الفروق في الاتساقات الداخلية بين المجموعتين في كل صورة على حداها من الصور الأربعة لمقياس تقدير الذات غير دالة إحصائيًا؛ مما يعني أن المقياس يقيس تكوينًا فرضيًا واحدًا عبر المجموعتين في كل صورة أو كل نموذج ترتيب ولا يوجد تحيز لمجموعة معينة؛ أي أن المقياس قادر على قياس تقدير الذات عبر المجموعات المختلفة، ولم يؤثر اختلاف الترتيب في هذه القدرة.

- لا يختلف ثبات الأداء على المقياس باختلاف ترتيب المفردات في ضوء اتجاهها:

وللتحقق من هذا الفرض تم استخدام برنامج SPSS لحساب الثبات بطريقة ألفا- كرونباك لمقياس تقدير الذات في الصور الأربعة للمقياس، وكانت النتائج كما في جدول (٣٣):

جدول (٣٣) قيم معاملات ثبات أداء طلاب عينة البحث الأساسية الثانية على الصور الأربعة لمقياس تقدير الذات (ن= ٢٥٩)

طريقة حساب الثبات	(١) نموذج الترتيب العشوائي	(٢) نموذج الترتيب التجميعي الأول	(٣) نموذج الترتيب التجميعي الثاني	(٤) نموذج الترتيب التبادلي (الدوري)
معامل ألفا- كرونباك	٠,٦٩٩	٠,٧٥١	٠,٧٨١	٠,٧٩٧

يتضح من جدول (٣٣) ما يلي:

- اختلاف قيمة معامل ألفا- كرونباك لثبات أداء الطلاب على المقياس من صورة إلى أخرى نتيجة اختلاف ترتيب مفردات المقياس في ضوء اتجاه المفردة (موجبة وسالبة).
- بلغت قيمة معامل ألفا- كرونباك لمقياس تقدير الذات نموذج الترتيب العشوائي ٠,٦٩٩
- بلغت قيمة معامل ألفا- كرونباك لمقياس تقدير الذات نموذج الترتيب التجميعي الأول ٠,٧٥١
- بلغت قيمة معامل ألفا- كرونباك لمقياس تقدير الذات نموذج الترتيب التجميعي الثاني ٠,٧٨١
- بلغت قيمة معامل ألفا- كرونباك لمقياس تقدير الذات نموذج الترتيب التبادلي ٠,٧٩٧
- أعلى قيمة لمعامل ألفا- كرونباك كانت لمقياس تقدير الذات نموذج الترتيب التبادلي حيث بلغت ٠,٧٩٧، بينما أقل قيمة له كانت لمقياس تقدير الذات نموذج الترتيب العشوائي حيث بلغ ٠,٦٩٩

وبناءً على نتائج الصدق والثبات يتضح أن مقياس تقدير الذات نموذج الترتيب التبادلي حقق أفضل نتائج للصدق العاملي، وأفضل تشبعات للمفردات بالعامل الكامن، وأفضل مؤشرات جودة مطابقة، وأفضل قيمة لمعامل ألفا- كرونباك لثبات المقياس، وقد يرجع ذلك إلى أن الترتيب التبادلي يساعد في الحصول على الاستجابة التلقائية من المفحوصين عن مفردات المقياس المفردة تلو الأخرى، مما يؤدي إلى اتساق أدائهم على جميع المفردات بدرجة أعلى من نموذج الترتيب العشوائي، كما يؤدي إلى زيادة التباين الحقيقي بين درجاتهم، ويترتب على ذلك ارتفاع قيمة معامل الثبات والصدق.

وتتفق هذه النتيجة مع نتيجة دراسة (Solomon & Kopelman, 1984) والتي توصلت إلى أن الترتيب التجميعي للمفردات حسب العامل يعطي معاملات ثبات أعلى من الترتيب العشوائي، كما تتفق مع نتيجة دراسة (Schriesheim et al., 1989b) والتي توصلت إلى أن الاتساق الداخلي، وإعادة التطبيق يكون أعلى في الترتيب التجميعي عنه في حالة الترتيب العشوائي.

بينما تختلف هذه النتيجة مع نتيجة دراسة(Schell & Oswald, 2013) والتي توصلت إلى أن اختلاف ترتيب مفردات المقياس بين الترتيب العشوائي، والترتيب حسب العامل (التجميعي)، والترتيب الدوري لا يؤثر في الاتساق الداخلي ولا يؤثر في الارتباطات على مستوى العوامل.

وبناءً على هذه النتائج يمكن القول بأن اختلاف ترتيب المفردات من حيث اتجاهها (موجبة وسالبة) أدى إلى اختلاف الخصائص السيكومترية لمقياس تقدير الذات المستخدم، ونستنتج منها أنه ينبغي على الباحثين عند بناء المقاييس النفسية الاعتماد على نموذج الترتيب التبادلي؛ لأنه يسمح بالتباين في أداء المفحوصين عليها، مما يترتب عليه الحصول على خصائص سيكومترية جيدة للمقاييس ونتائج دقيقة حول مستوى أداء العينة.

٣- (الفرض الثالث): لا تختلف اعتدالية وتجانس بيانات مجموعات وخلايا تحليل التباين العاملي ثنائي الاتجاه باختلاف ترتيب المفردات من حيث اتجاه المفردة (موجبة وسالبة).

للتحقق من مدى تأثر أو اختلاف اعتدالية وتجانس بيانات مجموعات وخلايا تحليل التباين العاملي ثنائي الاتجاه باختلاف ترتيب المفردات، تم حساب معامل الالتواء لدرجات طلاب عينة البحث الأساسية الثانية (ن= ٢٥٩ طالبًا وطالبة) على الصور الأربعة لمقياس

تقدير الذات في مجموعات وخلايا تحليل التباين العاملي الثنائي، ثم تم تطبيق اختبار ف٢x٢ على درجات هؤلاء الطلاب في الصور الأربعة للمقياس للتعرف على قيمة اختبار التجانس لليفين Levene في كل صورة، وكانت النتائج كما في جدول (٣٤):

جدول (٣٤) اعتدالية توزيع درجات تقدير الذات والتجانس بين مجموعات التحليل العاملي ثنائي الاتجاه على الصور الأربعة لمقياس تقدير الذات لدى عينة البحث الأساسية الثانية (ن= ٢٥٩).

الإحصاءة / المجموعة	معامل الالتواء كمقياس للاعتدالية				اختبار ليفين Levene كمقياس للتجانس			
	نموذج الترتيب العشوائي	نموذج الترتيب التجميعي الأول	نموذج الترتيب التجميعي الثاني	نموذج الترتيب التبادلي	نموذج الترتيب العشوائي	نموذج الترتيب التجميعي الأول	نموذج الترتيب التجميعي الثاني	نموذج الترتيب التبادلي
الذكور	٠,٦٥٥	٠,٧٥٢	٠,٦٧٧	٠,٩٧٢	١,٢٨٥	٠,٠٨٨	٠,١١١	٢,٤٢٣
الإناث	٠,٢٦٦	٠,٣٦٥	٠,٢٨٥	٠,٢٧٥	غير دال	غير دال	غير دال	غير دال
العلمي	٠,٠٩٦	٠,٢٢٤	٠,٠٩١	٠,١٣٠	١٤,٤٤	١٤,٧٠	١٢,٣٠٨	١٥,٧١
الأدبي	٠,٨٠٦	٠,٨٨٨	١,٠٧٧	٠,٨٦٧	دال	دال	دال	دال
ذكورالعلمي	-٠,٢٢٤	-٠,٥٤٠	-٠,٢٥١	٠,٤٢٠	٥,٣٤ دال	٥,٤٤ دال	٤,٠٦٧ دال	٥,٦٥٧ دال
ذكور الأدبي	١,٩٢٩	٢,٨٠	١,٨٣١	١,٧٧١				
إناث العلمي	٠,١٨١	٠,٣٠٦	٠,١٤٣	٠,١٦٦				
إناث الأدبي	٠,٥٣٥	٠,٥٣١	٠,٩٢٦	٠,٧٠٠				

يتضح من جدول (٣٤) أن شرط الاعتدالية متحقق في جميع مجموعات وخلايا تحليل التباين العاملي ثنائي الاتجاه في جميع نماذج مقياس تقدير الذات بالرغم من اختلاف ترتيب المفردات فيها من حيث اتجاه المفردة؛ حيث كانت قيمة معامل الالتواء محصورة بين القيمتين (±٣)، مما يعني أن اعتدالية توزيع درجات الطلاب على مقياس تقدير الذات لم تتأثر أو تختلف باختلاف ترتيب مفردات المقياس في ضوء اتجاه المفردة (موجبة وسالبة).

كما يُلاحظ من جدول (٣٤) أنه على الرغم من أن الصور الأربعة لمقياس تقدير الذات قد حققت شرط الاعتدالية في جميع مجموعات وخلايا التحليل العاملي ثنائي الاتجاه، إلا أنها لم تحقق شرط التجانس؛ حيث كانت قيمة اختبار Levene دالة إحصائيًا بين مجموعتي التخصص العلمي والتخصص الأدبي، كما كانت دالة إحصائيًا بين مجموعات خلايا التحليل العاملي (ذكور التخصص العلمي، وذكور التخصص الأدبي، وإناث التخصص العلمي، وإناث التخصص الأدبي).

وعدم تحقق شرط التجانس بين مجموعات وخلايا التحليل العاملي الثنائي في جميع صور المقياس، يعني عدم إمكانية تطبيق الأسلوب البارامتري تحليل التباين العاملي ثنائي الاتجاه على درجات الطلاب المستمدة من هذه الصور.

ويرجع عدم تجانس التباين بين مجموعات وخلايا تحليل التباين العاملي الثنائي في الصور الأربعة لمقياس تقدير الذات إلى وجود فروق بين مجموعات التحليل في الأداء على مقياس تقدير الذات في كل نموذج على حده.

وبناءً على هذه النتائج فإن:

- اعتدالية بيانات مجموعات وخلايا تحليل التباين العاملي ثنائي الاتجاه لا تختلف باختلاف ترتيب مفردات المقياس في ضوء اتجاه المفردة (موجبة وسالبة)
- تجانس التباين بين مجموعات وخلايا تحليل التباين العاملي ثنائي الاتجاه لا يختلف باختلاف ترتيب المفردات؛ فمجموعتي التخصص العلمي والتخصص الأدبي كانتا غير متجانستين على الصور الأربعة للمقياس، والمجموعات الأربعة لخلايا التحليل العاملي الثنائي (ذكور التخصص العلمي، وذكور التخصص الأدبي، وإناث التخصص العلمي، وإناث التخصص الأدبي) كانت غير متجانسة على الصور الأربعة للمقياس، كما أن مجموعتي الذكور والإناث كانتا متجانستين على الصور الأربعة للمقياس، لذا فاختلاف الترتيب لم يُغير من التجانس.

ملخص نتائج الفروض الخاصة بعينة البحث الأساسية الثانية:

- لا يختلف مستوى تقدير الذات لدى الطلاب باختلاف ترتيب مفردات المقياس.
- أدى اختلاف ترتيب مفردات المقياس إلى اختلاف قيمة معامل الصدق التمييزي للمقياس، حيث كان أعلى معامل صدق تمييزي لنموذج الترتيب التبادلي، وكان أقلها لنموذج الترتيب العشوائي.
- أدى اختلاف ترتيب المفردات إلى اختلاف نتائج التحليل العاملي الاستكشافي؛ حيث:
  - اختلف عدد العوامل المستخلصة من التحليل؛ حيث كان عددها أربعة عوامل في النموذج الأول (الترتيب العشوائي) بينما كان ثلاثة عوامل في النماذج الثلاثة الأخرى، ولم تتطابق هذه العوامل باستخدام معامل المطابقة لتوكر.

- اختلفت نسبة التباين المفسرة للمقياس من نموذج إلى آخر حيث كانت أعلى نسبة تباين فسرها المقياس في النموذج الأول (الترتيب العشوائي)؛ إذ بلغت ٦٦,٩٨١% بينما كانت أقل نسبة تباين فسرها المقياس في النموذج الثاني (خمس مفردات سالبة تليها خمس موجبة)؛ إذ بلغت ٦٠,٩٤٥%.
- اختلفت درجة تحقق أحادية البعد من نموذج إلى آخر؛ حيث كان أفضل نموذج حقق أحادية البعد هو نموذج الترتيب التبادلي بينما كان أقل نموذج حقق أحادية البعد هو نموذج الترتيب العشوائي.

- أدى اختلاف ترتيب المفردات إلى اختلاف تشبعات المفردات بالعامل الكامن (تقدير الذات) من صورة إلى أخرى، وكانت أعلى التشبعات في نموذج الترتيب التبادلي.
- أدى اختلاف ترتيب المفردات إلى اختلاف مؤشرات جودة المطابقة؛ حيث كانت أفضل قيم لمؤشرات جودة المطابقة حققتها نماذج الترتيب: الثاني، والثالث، والرابع، وأقل قيم لمؤشرات جودة المطابقة حققها نموذج الترتيب الأول (العشوائي).
- أثبت التحليل العاملي التوكيدي متعدد المجموعات عدم تكافؤ القياس بين الصور الأربعة للمقياس نتيجة اختلاف ترتيب المفردات؛ مما يعني أن الفروق بين تشبعات المفردات في الصور الأربعة للمقياس وفروق البواقي دالة إحصائيًا.
- لم يؤثر اختلاف ترتيب المفردات على الاتساقات الداخلية لبنية المقياس عبر المجموعات، أي لم يؤثر اختلاف ترتيب المفردات على صدق التكوين الفرضي للمقياس عبر المجموعات المختلفة في كل صورة من صور المقياس الأربعة المختلفة من حيث ترتيب المفردات.
- أدى اختلاف ترتيب المفردات إلى اختلاف قيمة معامل ألفا- كرونباك لثبات أداء الطلاب على المقياس من صورة إلى أخرى؛ حيث كانت أعلى قيمة لمعامل ألفا- كرونباك لمقياس تقدير الذات نموذج (الترتيب التبادلي) حيث بلغ ٠,٧٩٧، بينما أقل قيمة له كانت لمقياس تقدير الذات نموذج (الترتيب العشوائي) حيث بلغ ٠,٦٩٩
- لم تختلف اعتدالية وتجانس بيانات مجموعات وخلايا تحليل التباين العاملي ثنائي الاتجاه باختلاف ترتيب المفردات من حيث اتجاه المفردة (موجبة وسالبة).
- التوصيات (أوجه الإفادة من نتائج البحث):

١- على الباحثين التحقق من تكافؤ القياس قبل المقارنة بين مجموعتين في سمة ما طُبق عليهما نفس مقياس السمة، ولكنه اختلف في دلالة المعنى لطرفي تدريج ليكرت أو اختلف في ترتيب المفردات في ضوء اتجاه المفردة (موجبة – سالبة) من مجموعة إلى أخرى.

٢- على الباحثين التحقق من تكافؤ القياس عند ترجمة مقياس أو تعريبه أو نقله من ثقافة إلى ثقافة أخرى خاصة في الدراسات عبر الثقافية.

٣- على الباحثين مراعاة التحقق من افتراضي الاعتدالية والتجانس في جميع المعالجات الإحصائية التي تستخدم الأساليب الإحصائية البارامترية.

٤- في حالة الاعتماد على مقاييس مُعدة مُسبقًا بواسطة باحثين آخرين لابد من الالتزام بنفس التركيب اللغوي لبدائل الاستجابة؛ حيث إن اختلافها يؤدي إلى اختلاف الخصائص السيكومترية للمقياس، فضلًا عن الاختلاف الناتج عن اختلاف العينة، واختلاف الموقف الاختباري.

٥- في حالة الاعتماد على مقاييس مُعدة مُسبقًا بواسطة باحثين آخرين لابد من الالتزام بنفس ترتيب المفردات من حيث اتجاه المفردة (موجبة وسالبة)؛ حيث إن اختلافها يؤدي إلى اختلاف الخصائص السيكومترية للمقياس، فضلًا عن الاختلاف الناتج عن اختلاف العينة، واختلاف الموقف الاختباري.

٦- الاعتماد على نموذج الترتيب الدوري أو التبادلي عند بناء المقاييس التي تحتوي على مفردات موجبة وسالبة للحصول على خصائص سيكومترية جيدة لهذه المقاييس.

٧- الاعتماد على نماذج تدريج ليكرت النسبية غير مطلقة النهايات عند بناء المقاييس النفسية للحصول على خصائص سيكومترية جيدة لهذه المقاييس؛ لأنها تسمح بالتباين في الأداء بين المفحوصين.

المراجـــــــع

- أحمد محمد عبد الخالق. (١٩٩٦). *قياس الشخصية*. الكويت: مجلس النشر العلمي بجامعة الكويت.
- بدر محمد الأنصاري. (٢٠٠٠). *قياس الشخصية*. القاهرة: دار الكتاب الحديث.
- تيسير النهار. (١٩٩٢). الخصائص السيكومترية لثلاثة مقاييس باختلاف دلالات أبعاد التدريج. *مجلة أبحاث اليرموك "سلسلة العلوم الإنسانية والاجتماعية"*، ٨(٢)، ٤١-٥٣.
- رجاء محمود أبو علام. (٢٠٠٦). *التحليل الإحصائي للبيانات باستخدام برنامج SPSS*. ط٢، القاهرة: دار النشر للجامعات.
- سعد عبد الرحمن. (٢٠٠٨). *القياس النفسي: النظرية والتطبيق*. ط٥، الجيزة (مصر): هبة النيل العربية للنشر والتوزيع.
- صلاح الدين محمود علام. (٢٠٠٦). *القياس والتقويم التربوي والنفسي: أساسياته وتطبيقاته وتوجهاته المعاصرة*. القاهرة (مصر): دار الفكر العربي.
- عبد الحافظ قاسم الشايب. (٢٠١٠). أثر طريقة صياغة فقرات الصورة المعربة لمقياس روزنبرغ لتقدير الذات في البناء العاملي للمقياس. *المجلة الدولية للأبحاث التربوية بجامعة الإمارات العربية المتحدة*، ٢٨، ١-٢٠.
- عبد الرحمن سليمان الطريري. (١٩٩٧). *القياس النفسي والتربوي: نظريته، أسسه، تطبيقاته*. الرياض (المملكة العربية السعودية): مكتبة الرشد للنشر والتوزيع.
- عبد العزيز محمد حسب الله. (٢٠٢٠). أثر ضبط وجهة الاستجابة المستحسنة اجتماعيًا لدى الطلاب في الخصائص السيكومترية للمقياس النفسي وافتراضات التصميم العاملي ثنائي الاتجاه. *مجلة كلية التربية جامعة بني سويف*، ٢، ١-٩٥.
- عبد الكريم جرادات. (٢٠٠٦). العلاقة بين تقدير الذات والاتجاهات اللاعقلانية لدى الطلبة الجامعيين. *المجلة الأردنية في العلوم التربوية*، ٢ (٣)، ١٤٣-١٥٣.
- فؤاد أبو حطب، سيد أحمد عثمان، آمال صادق. (٢٠٠٨). *التقويم النفسي*. ط٤، القاهرة: مكتبة الأنجلو المصرية.

ـ محمد حسين سعيد. (٢٠٠٧). أثر اتجاه المفردة وعدد بدائل الاستجابة على ثبات أدوات القياس من نوع" ليكرت". *المجلة المصرية للدراسات النفسية*، ١٧(٥٦)، ٣٥٣-٣٩٢.

ـ محمد عبد الرحمن إسماعيل. (٢٠١٩). أثر استخدام نقطة المنتصف "محايد" في مقياس ليكرت في الخصائص السيكومترية للمقياس وقياس الاتجاهات. *مجلة الإدارة العامة الصادرة عن معهد الإدارة العامة بالمملكة العربية السعودية*، ٥٩(٣)، ٥٨٥-٦٤٢.

ـ محمد عبد السلام غُنيم. (٢٠٠٤). *مبادئ القياس والتقويم النفسي والتربوي*. الإسكندرية: مركز الكتاب الجامعي.

ـ محمد محمود سليمان. (١٩٩٧). الخصائص السيكومترية لمقياس اتجاه من نوع ليكرت الخماسي بدلالة المعنى لطرفي التدريج. *رسالة ماجستير* غير منشورة، كلية التربية والفنون بجامعة اليرموك بالأردن.

ـ محمود أحمد عمر، حصة عبد الرحمن فخرو، تركي السبيعي، آمنة عبد الله تركي. (٢٠١٠). *القياس النفسي والتربوي*. عمان "الأردن": دار المسيرة للنشر والتوزيع.

ـ نضال كمال محمد. (١٩٩٥). أثر توزيع الفقرات الموجبة والسالبة في مقياس اتجاه على خصائصه السيكومترية وأداء الطلبة عليه. *رسالة ماجستير*، كلية التربية جامعة اليرموك بالمملكة الأردنية الهاشمية.

- Benson, J., & Hocevar, D. (1985). The Impact of Item Phrasing on the Validity of Attitude Scales for Elementary School Children. *Journal of Educational Measurement*, 22(3), 231-240.

- Franke, G. H. (1997). ‘‘The whole is more than the sum of its parts’’: The effects of grouping and randomizing on the reliability and validity of questionnaires. *European Journal of Psychological Assessment*, 13(2), 67–74.

- Frantom, C., Green, K. E., & Lam, T. (2002). Item grouping effects on invariance of attitude items. *Journal of Applied Measurement*, 3(1), 38–49.
- Frisbie, D.A., & Brandenburg, D.C. (1979). Equivalence of Questionnaire Items with Varying Response Formats. *Journal of Educational Measurement,* 16(1), 43-48. https://doi.org/10.1111/j.1745-3984.1979.tb00085.x
- Jensen, A.R. (1998). *The g factor: the science of mental ability*. London: Praeger Publishers
- Kirchner, W. K., & Uphoff, W. H. (1955). The effect of grouping scale items in union-attitude measurement. *Journal of Applied Psychology*, 39(3), 182–183.
- Lorenzo-Seva, U., & ten Berge, J.M.F. (2006). Tucker's Congruence Coefficient as a Meaningful Index of Factor Similarity. *Methodology,* 2(2), 57–64.
- Lovik,A., Nassiri, V., Verbeke, G., & Molenberghs, G. (2020). A Modified Tucker's Congruence Coefficient for Factor Matching. *Methodology*, 16(1), 59–74.
- Melnick, S. A. (1993). The effects of item grouping on the reliability and scale scores of an affective measure. *Educational and Psychological Measurement, 53*(1), 211–216. https://doi.org/10.1177/0013164493053001023
- Ortner, T.M. (2004). On changing the position of items in personality questionnaires–analysing effects of item sequence using IRT. *Psychology Science*, 46(4), 466-476.
- Pauwels, J. (2018). Do you really measure the same?Presentation mode of personality questionnaire items online and measurement invariance. *Masteral Dissertation*, Ghent University

- Pilotte, W. J., & Gable, R. K. (1990). The impact of positive and negative item stems on the validity of a computer anxiety scale. *Educational and Psychological Measurement, 50*(3), 603–610.
- Reynolds, C.R. (2000). Methods for Detecting and Evaluating Cultural Bias in Neuropsychological Tests. In E. Fletcher-Janzen, T.L. Strickland & C.R. Reynolds (Eds.), *Handbook of cross-cultural neuropsychology* (pp. 249-285). New York: Springer Science+Business Media.
- Rosenberg, M. (1965). *Society and the Adolescent Self-Image*. Princeton, New Jersey: Princeton University Press.
- Schell, K.L., & Oswald, F.L. (2013). Item grouping and item randomization in personality measurement. *Journal of Personality and Individual Differences,* 55, 317-321.
- Schriesheim, C. A. (1981). The effect of grouping or randomizing items on leniency response bias. *Educational and Psychological Measurement*, 41(2), 401–411.
- Schriesheim, C. A., Solomon, E., & Kopelman, R. E. (1989a). Grouped versus randomized format: An investigation of scale convergent and discriminant validity using LISREL confirmatory factor analysis. *Applied Psychological Measurement*, 13(1), 19–32.
- Schriesheim, C. A., Kopelman, R. E., & Solomon, E. (1989b). The effect of grouped versus randomized questionnaire format on scale reliability and Validity: A three-study investigation. *Educational and Psychological Measurement*, 49(3), 487–508.
- Schurr, K. T., & Henriksen, L. W. (1983). Effects of item sequencing and grouping in low-inference type questionnaires. *Journal of Educational Measurement*, 20(4), 379–391. https://doi.org/10.1111/j.1745-3984.1983.tb00215.x

- Solomon, E., & Kopelman, R. E. (1984). Questionnaire format and scale reliability: An examination of three modes of item presentation. *Psychological Reports*, 54(2), 447–452.
- Sparfeldt, J., Schilling, S., Rost, D., & Thiel, A. (2006). Blocked Versus Randomized Format of Questionnaires. A Confirmatory Multigroup Analysis. *Educational and Psychological Measurement*, 66(6), 961-974.
- Steinberg, L. (1994). Context and serial-order effects in personality measurement: Limits on the generality of measuring changes the measure. *Journal of Personality and Social Psychology, 66*(2), 341–349. https://doi.org/10.1037/0022-3514.66.2.341
- Tippets, E., & Benson, J. (1989). The Effect of Item Arrangement on Test Anxiety. *Applied Measurement in Education*, 2(4), 289-296, DOI: 10.1207/s15324818ame0204_2
- Tucker, L. R. (1951). *A method for synthesis of factor analysis studies* (No. PRS-984). Princeton, NJ, USA: Educational Testing Service.
- Weijters, B., Geuens, M., & Baumgartner, H. (2013). The Effect of Familiarity with the Response Category Labels on Item Response to Likert Scales. Journal of Consumer Research, 40(2), 368-381.
- Weijters, B., Beuckelaer, A., & Baumgartner, H. (2014). Discriminant Validity Where There Should Be None: Positioning Same-Scale Items in Separated Blocks of a Questionnaire. *Applied Psychological Measurement*, 38(6), 450-463.
- Wyatt, R. C., & Meyers, L. S. (1987). Psychometric properties of four 5-point Likert-type response scales. *Educational and Psychological Measurement, 47*(1), 27–35. https://doi.org/10.1177/0013164487471003.