تأثير بعض المتغيرات المرتبطة بعينة البحث على تقديرات الخصائص السيكومترية للمقياس النفسي ومفرداته "مقياس تقدير الذات لروزنبرج نموذجاً"

إعـــداد

دكتور/ عبد العزيز محمد حسب الله

أستاذ علم النفس التربوي المساعد

كلية التربية- جامعة المنيا

تأثير بعض المتغيرات المرتبطة بعينة البحث على تقديرات الخصائص السيكومترية للمقياس النفسي ومفرداته "مقياس تقدير الذات لروزنبرج نموذجاً"

دكتور/ عبد العزيز محمد حسب الله
أستاذ علم النفس التربوي المساعد
كلية التربية- جامعة المنيا

ملخص البحث:

هدف البحث الحالي إلى تَعَرُف أثر بعض متغيرات العينة (النوع والتخصص الدراسي) في الخصائص السيكومترية للمقياس النفسي ومفرداته، من حيث: معاملات الصعوبة ومعاملات التمييز للمفردات، والصدق التمييزي والاتساق الداخلي وصدق التكوين الفرضي عبر المجموعات وأحادية البعد والتحليل العاملي التوكيدي وتكافؤ القياس والثبات للمقياس، ولتحقيق هذا الهدف اعتمد الباحث على مقياس تقدير الذات لروزنبرج (1965) تعريب عبد الكريم جرادات (2006)، وبعد التحقق من الخصائص السيكومترية لهذا المقياس على عينة قوامها (300 طالبًا وطالبة)، قام الباحث باختيار عينة البحث الأساسية وقوامها (844 طالبًا وطالبة)، ثم أجرى الدراسة الأساسية.

وقد أسفر البحث عن عديد من النتائج ذات الأهمية التطبيقية، منها: (1) عدم وجود تأثير دال إحصائيًا لكل من: النوع، والتخصص على تقديرات معاملات الصعوبة لمفردات مقياس تقدير الذات، (2) عدم وجود تأثير دال إحصائيًا للنوع على تقديرات معاملات التمييز لمفردات المقياس باستثناء المفردة رقم "3" حيث كانت أكثر قدرة على التمييز لدى عينة الذكور، (3) وجود تأثير دال إحصائيًا للتخصص على تقديرات معاملات تمييز المفردات (1، 3، 5، 6، 7، 9، 10) حيث كانت أكثر قدرة على التمييز لدى عينة التخصص العلمي، بينما لم يكن للتخصص تأثير دال إحصائيًا على تقديرات معاملات تمييز المفردات (2، 4، 8)، (4) عدم وجود تأثير دال إحصائيًا لكل من: النوع، والتخصص على تقديرات معامل الصدق التمييزي

للمقياس، (5) عدم وجود تأثير دال إحصائيًا لكل من: النوع، والتخصص على الاتساق الداخلي كمؤشر لصدق وثبات المقياس، (6) وجود تأثير دال إحصائيًا للنوع على صدق التكوين الفرضي للمقياس عبر المجموعات، (7) عدم وجود تأثير دال إحصائيًا للتخصص على صدق التكوين الفرضي للمقياس عبر المجموعات، (8) عدم تحقق أحادية البعد لدى النوعين، (9) عدم تحقق أحادية البعد لدى التخصصين، (10) اختلاف نتائج التحليل العاملي الاستكشافي باختلاف كل من: النوع، والتخصص من حيث: نسبة التباين التي يفسرها المقياس ككل، ونسبة التباين التي يفسرها كل عامل على حده، والمفردات المتشبعة على العوامل، ومطابقة العوامل، (11) اختلاف نتائج التحليل العاملي التوكيدي باختلاف كل من: النوع، والتخصص من حيث: قيم معاملات الانحدار المعيارية، وقيم مؤشرات جودة المطابقة حيث كانت أفضل لدى عينة الذكور وعينة التخصص العلمي، (12) وجود تأثير دال إحصائيًا لكل من: النوع، والتخصص على تكافؤ القياس، (13) عدم وجود تأثير دال إحصائيًا للنوع على قيم معاملات ألفا-كرونباك، (14) وجود تأثير دال إحصائيًا للتخصص على قيم معاملات ألفا-كرونباك، وفي ضوء هذه النتائج قدم الباحث عديد من التوصيات ذات الأهمية التطبيقية في ضبط عملية القياس وتقليل أخطائها.

الكلمات المفتاحية: المتغيرات المرتبطة بعينة البحث، الخصائص السيكومترية، المقياس النفسي ومفرداته، مقياس تقدير الذات لروزنبرج.

The effect of some variables associated with the research sample on the estimates of the psychometric properties of the psychological scale and its items "Rosenberg's self-esteem scale as a model"

Dr/ Abd-Elaziz mohamad Hasab-Allah
Assistant Professor of Educational Psychology
College of Education, Minia University

ABSTRACT

The current research aimed to identify the effect of some variables associated with the research sample (gender and academic specialization) on the psychometric properties of the psychological scale and its items, in terms of: difficulty coefficients, discrimination coefficients, discriminatory validity, internal consistency, Construct Validity across groups, unidimensionality, confirmatory factor analysis, measurement invariance, and scale reilability. To achieve this goal, the researcher relied on Rosenberg's self-esteem scale (1965) which was Arabized by Abdul Karim Jaradat (2006). After verifying the psychometric properties of this scale on a sample of 300 male and female students, the researcher selected the basic research sample of 844 male and female students, and then conducted the basic study.

The research has reached many findings with practical significance, including:

(1) There was no statistically significant effect of either gender or specialty on the estimates of difficulty coefficients for the self-esteem scale items . (2) There was no statistically significant effect of gender on the estimates of discrimination coefficients for the scale items, except for item 3, which was more discriminating among male students. (3) There was a statistically significant effect of specialty on the estimates of discrimination coefficients for items 1, 3, 5, 6, 7, 9, and 10, which were

more discriminating among students of scientific specialty, while specialty had no statistically significant effect on the estimates of discrimination coefficients for items 2, 4, and 8. (4) There was no statistically significant effect of either gender or specialty on the estimates of discriminatory validity coefficient for the scale. (5) There was no statistically significant effect of either gender or specialty on internal consistency as an indicator of the validity and reilability of the scale. (6) There was a statistically significant effect of gender on the construct validity of the scale across groups. (7) There was no statistically significant effect of specialty on the construct validity of the scale across groups. (8) Unidimensionality was not achieved in either gender. (9) Unidimensionality was not achieved in either specialty. (10) The results of the exploratory factor analysis differed depending on gender and specialty in terms of: the percentage of variance explained by the scale as a whole, the percentage of variance explained by each factor, the items saturated on the factors, and factor Congruence. (11) The results of the confirmatory factor analysis differed depending on gender and specialty in terms of: the values of standardized regression coefficients, and the values of quality Congruence indicators, which were better among male students and students of scientific specialty. (12) There was a statistically significant effect of both gender and specialty on measurement invariance. (13) There was no statistically significant effect of gender on Cronbach's alpha coefficients. (14) There was a statistically significant effect of specialty on Cronbach's alpha coefficients.

In light of these findings, the researcher presented several recommendations with practical importance in controlling the measurement process and reducing its errors.

***Keywords*:** variables associated with the research sample, the psychometric properties, the psychological scale and its items, Rosenberg's self-esteem scale

مقدمة البحث:

تتمتع المقاييس النفسية بأهمية بالغة في قياس الجوانب المعرفية والوجدانية لدى الأفراد، فبناءً على المعلومات المستمدة منها تُتَخَذ القرارات المتعلقة بالأفراد في كافة الميادين، وتصنف هذه المقاييس في ضوء طريقة أداء الفرد عليها إلى نوعين: مقاييس أقصى أداء وهي التي تقيس أفضل وأجود أداء يستطيع الفرد أن يُقدمه في موقف يتضمن تحديًا لقدراته، ومقاييس الأداء المميز أو الأداء النمطي وهي التي تقيس ما يقوم به الفرد عادةً وليس ما يستطيع القيام به (عبد العزيز محمد حسب الله، 2020أ، 68).

وفي هذا البحث، سيتم التركيز على مقاييس التقرير الذاتي التي تعتبر من مقاييس الأداء النمطية أو المميزة، والتي يُطلب فيها من المفحوص أن يقدم بيانات عن نفسه، ويتضمن ذلك معلومات شخصية حول ميوله وقيمه واتجاهاته.

ولقد لاقت مقاييس التقرير الذاتي بصفة عامة والاستبانات بصفة خاصة اهتمامًا كبيرًا من قِبَل المتخصصين في مجال القياس؛ وذلك لدورها الكبير حيث تستخدم في عديد من المجالات النفسية والتربوية والاجتماعية والإنسانية لتجميع البيانات التي تمثل حجر الأساس الذي يتم بناء الأبحاث ونتائجها واستنتاجاتها واتخاذ القرارات في ضوئها، ومن ثم شغل اهتمام المختصين جودة البيانات التي يتم الحصول عليها من أدوات التقرير الذاتي والاستبيانات تجنبًا لما تعانيه تلك الأدوات من أخطاء في القياس تؤدي إلى التضليل العلمي في النتائج والتفسيرات والاستنتاجات (محمد إبراهيم محمد، 2019، 1008).

ولكي تتصف هذه المقاييس بالدقة والموثوقية في نتائجها، يجب أن تتمتع بنوعين من الخصائص، إحداهما خصائص أساسية وهي الخصائص السيكومترية مثل الثبات والصدق، ويتم التحقق منها بالمعالجات الإحصائية للبيانات الناتجة عن تطبيق هذه المقاييس، والأخرى خصائص ثانوية كالشمول والموضوعية وهي من الشروط الواجب توافرها في المقياس النفسي ويتم التحقق منها بطرق ذاتية من جانب الباحث (حجاج غانم أحمد، ياسر عبد الله حفني، 2011، 59).

فالمقياس النفسي لكي يكون صالحًا للاستخدام، ولكي يوثق في النتائج التي يُحصَل عليها من خلال تطبيقه، لابد أن يتمتع بدرجة عالية من الصدق والثبات، فثبات درجات المقياس النفسي يعني مدى خلوها من الأخطاء غير المنتظمة التي تشوب القياس، أي مدى قياس أداة

القياس للمقدار الحقيقي للسمة (التباين الحقيقي) المراد قياسها، وكذلك الأخطاء المنتظمة ربما تؤدي إلى تضخيم أو تقليل ثبات الاختبار ولكن بطريقة متسقة (صلاح الدين محمود علام، 2006، 131).

وصدق المقياس النفسي يعني أن يقيس المقياس ما أُعِد من أجله، ويتوقف صدق المقياس على ثباته؛ فالثبات يُعد شرطًا من شروط الصدق (شرطًا ضروريًا ولكنه غير كافٍ)، فمن الناحية النظرية ارتفاع قيمة معامل الثبات تعني ارتفاع قيمة معامل الصدق، وانخفاضها يعني انخفاض قيمة معامل الصدق؛ حيث إن أقصى قيمة للصدق هي الجذر التربيعي لمعامل الثبات، لكن من الناحية التجريبية قد يكون المقياس يتمتع بدرجة عالية من الثبات ولكنه غير صادق (عبد العزيز محمد حسب الله، 2020أ، 69).

وزيادة تباين الخطأ تؤدي إلى انخفاض قيمتي معاملي الصدق والثبات، وبصفة عامة فالدقة والموضوعية أمران يصعب تحقيقهما في مجال القياس النفسي ـ في إطار النظرية الكلاسيكية للقياس ـ لما يعانيه هذا المجال من أخطاء، حتى أصبحت هذه الأخطاء خاصية ضمن خصائصه، وذلك على عكس القياس الطبيعي الذي يعتمد على المنهج التجريبي ويتصف بالدقة والموضوعية والضبط لجميع المتغيرات التي من الممكن أن تؤثر في نتائج القياس.

ويرجع تباين الخطأ في القياس النفسي إلى أنه قياس غير تام؛ فهو يقيس عينة من السلوكيات الدالة على السمة أو المتغير، كما أنه غير مباشر ونسبي؛ لأنه يعتمد في تفسير الدرجة التي يحصل عليها الفرد على مقارنته بمجموعته المعيارية وليس على ما يمتلكه الفرد في مجال السمة موضع القياس، لذا لا يوجد صفر مطلق في القياس النفسي، وذلك استنادًا إلى مبادئ الفروق الفردية والتي تشير إلى أن جميع الأفراد يمتلكون جميع السمات بدرجات متفاوتة، وأن هناك حدود معينة للفروق بين الأفراد في أي سمة من السمات فلا يوجد فرد يمتلك السمة بدرجة تامة ولا يوجد فرد تنعدم عنده السمة بدرجة مطلقة.

بالإضافة إلى صعوبة التحكم في جميع المتغيرات التي يمكن أن تؤثر في عملية القياس النفسي؛ لذا تتعدد مصادر تباين الخطأ في القياس النفسي، فمنها ما يرتبط بالسمة أو الخاصية المراد قياسها من حيث درجة نموها وتغيرها عبر الزمن أو من حيث تأثرها بالوراثة والبيئة، ومنها ما يرتبط بالفرد ذاته من حيث حالته الانفعالية أو النفسية، ومنها ما يرتبط بالموقف الاختباري وظروف تطبيق أدوات

القياس، ومنها ما يرتبط بأداة القياس نفسها من حيث مدى دقتها في قياس السمة المراد قياسها ومن حيث ثباتها وصدقها وموضوعيتها (محمد حسين سعيد، 2007، 354).

وهناك متغيرات أخرى يحتمل أن تؤثر في الخصائص السيكومترية للمقياس النفسي كمتغيرات العينة: النوع (ذكور – إناث)، والتخصص الدراسي (علمي– أدبي)؛ فهما متغيران يُحدثان بطبعهما تباينًا في السلوك. فقد أشار صلاح الدين محمود علام (1987، 20) إلى أن الخصائص السيكومترية للمقياس النفسي تعتمد على خصائص عينة الأفراد التي يطبق عليها المقياس، وعلى خصائص عينة المفردات التي يشتمل عليها.

فتشبعات المتغيرات بالعوامل تعتمد على خصائص العينة (من حيث مدى تجانسها من حيث النوع والتخصص والمهنة ...) أو المقياس أو كليهما، وأن المشكلة تكمن في تحديد مدى التشابه أو الاختلاف بين العوامل المتحصل عليها من تحليلات عاملية مختلفة، أو ما يسمى بثبات أو استقرار العوامل Factorial Invariance (فؤاد أبو حطب، وآمال صادق، 1991، 602).

فهناك بعض الاختلافات بين الذكور والإناث من جانب وبين طلاب التخصصات العلمية وطلاب التخصصات الأدبية من جانب آخر في طريقة التفكير أو المعالجة وحل المشكلات، وقد ترجع هذه الاختلافات بين النوعين إلى اختلافات بيولوجية واختلافات في التنشئة الاجتماعية، أما بين التخصصين العلمي والأدبي فقد ترجع إلى اختلافات في اهتمامات الطلاب والمناهج والمقررات الدراسية. والبنية العقلية تبنى في ضوء المثيرات التي لطالما تعرض لها الفرد، والمثيرات التي يتعرض لها طالب التخصص العلمي تختلف عن المثيرات التي يتعرض لها طالب التخصص الأدبي؛ حيث تركز التخصصات العلمية على الرياضيات والعلوم بينما تركز التخصصات الأدبية على اللغة والتارخ.

وهذه الاختلافات بين النوعين أو بين التخصصين قد تؤدي إلى اختلاف في أدائهم على المقاييس النفسية بصرف النظر عن درجة امتلاكهم للسمة موضع القياس، مما يترتب عليه زيادة تباين الخطأ في عملية القياس، واختلاف الخصائص السيكومترية للمقاييس من عينة لأخرى.

مشكلة البحث:

لا يخلو بحث علمي في مجال البحوث النفسية والتربوية والاجتماعية من فحص الخصائص السيكومترية – الثبات والصدق – لأدوات القياس، وتعد معاملات الثبات والصدق

المرتفعة مؤشرًا لطمأنة الباحث لأن يتجه نحو جمع بيانات بحثه بمزيد من الثقة (محسوب عبد القادر الضوي، 2011، 124).

ونظـرًا لأن معظـم البحـوث فـي مجـال العلـوم النفسـية والتربويـة والاجتماعيـة تعتمـد علـى التحليل العاملي الاستكشافي والتحليل العاملي التوكيدي في حسابها للصدق، وعلى معامل ألفا– كرونباك في حسابها لثبات الأداء على المقياس، لذا كان لابد من تحري بعض متغيرات العينة التي قد تؤثر على تقديرات هذه المعاملات؛ لضمان تكافؤ القياس بين فئات هذه المتغيرات.

فإذا كـان تمتـع أدوات القيـاس بخصـائص سيكومترية عاليـة أمـر بـالغ الأهميـة، فـإن تكـافؤ القياس لنفس السمة بين فئات متغيرات العينة (الذكور والإنـاث– التخصص العلمي والتخصص الأدبي) أمر على نفس القدر من الأهمية، إلا أنه في حدود ما إطلع عليه الباحث من بحوث في مجال علم النفس التربوي فإن غالبيتها اهتمت بدراسة الفروق بين العينات الفرعية في السمة موضـع القيـاس، حتـى أصـبح هذا الأمـر تقليـدًا متبعًـا ومن ثوابـت الفروض البحثيـة، دون أدنـى محاولـة للتحقق من تكافؤ القياس لدى هذه العينـات وتأثير ذلك علـى الخصـائص السيكومترية للمقياس المستخدم، خاصة في ظل اعتماد غالبية البحوث على النظرية الكلاسيكية في القياس.

والمتتبع لنتائج البحوث والدراسات التربوية في مجال علم النفس التربوي وخاصـة تلك التي تعتمد على مقاييس التقرير الذاتي يُلاحظ وجود تباينًا هائلًا في نتائج هذه البحوث والدراسات، وذلـك فيمـا يتعلـق بـالفرق بـين النـوعين (الـذكور والإنـاث) والفـرق بـين التخصصـين (العلمـي والأدبـي) فـي السمة موضـع القياس؛ حيث توجد عديد من البحوث أسفرت نتائجها عن وجود فرق بين النوعين في سمة ما، في حين توجد أيضًـا عديد من البحوث الأخرى أسفرت نتائجها عن عدم وجود فرق بين النوعين في نفس السمة محل القياس، على الرغم من أن هذه البحوث قد تكون قد أُجريت على عينات من نفس المرحلة العمرية أو الدراسية، وقد تكون استخدمت نفس أداة القياس، وهكذا الحال بالنسبة لمتغير التخصص.

وهذه الفروق بين النوعين أو بين التخصصين في السمة موضع القياس قد لا ترجع إلى فروق فعلية في درجة امتلاك السمة، وإنما قد ترجع إلى اختلاف في فهم وتفسير معنى مفردات المقياس؛ نتيجة اختلاف النوع أو التخصص.

حيث توجد أربع عمليات متتابعة يقوم بها المستجيب عند الإجابة عن مفردات المقياس هي: الإدراك والذي يعني فهم المفردة وتكوين معنى مناسب لها، والتذكر والذي يعني استرجاع

المعلومات المرتبطة بالمفردة من الذاكرة، والحكم والذي يعني تقييم بدائل الاستجابة من خلال المعلومات المتوفرة عن المفردة لدى المستجيب، والانتقاء ويعني اختيار البديل المناسب للاستجابة عن المفردة في ضوء الحكم السابق (Tourangeau, Rips & Rasinski, 2000, 8; Podsakoff, MacKenzie, Lee & Podsakoff, 2003, 884, 887)

وهذا الاختلاف في فهم وتفسير معنى المفردات من عينة إلى أخرى قد يؤدي بدوره إلى اختلاف في البنية العاملية لنفس المقياس لدى هذه العينات، مما يعني أن هناك مشكلة جوهرية في القياس وهي عدم تكافؤ أو عدم ثبات القياس بين العينات (عينة الذكور وعينة الإناث – عينة التخصص العلمي وعينة التخصص الأدبي)، وما قد يترتب على ذلك من اختلاف في تقديرات الخصائص السيكومترية لهذا المقياس، واختلاف في تقدير قيم الإحصاءات المبنية عليه.

لذا فمن أهم المشكلات التي تواجه إعداد المقاييس النفسية عدم مراعاة الباحثين للمتغيرات المرتبطة بعينة البحث أو خصائصها الأساسية عند حساب الخصائص السيكومترية للمفردات أو للمقياس، على الرغم من أن هناك بعض المتغيرات المرتبطة بالعينة قد تؤثر في تقدير درجة المستجيب، ومن ثم فإن النتائج قد تتباين وهذا التباين قد لا يتأتى من التباين في درجات السمة موضع القياس، بل من تأثير هذه المتغيرات، وقد يزداد هذا التباين لدى طلبة الجامعة إذ أنهم يتباينون في النوع وفي التخصص، ومع ذلك فإن الباحثين لا يراعون هذه المتغيرات عند إعداد المقياس حيث يعدونه لجميع المتغيرات دون التحقق من مدى التجانس في المتغيرات أو عدمه (نبيل عبد الغفور عبد المجيد، 2006، 7).

فقد دلت نتائج بعض البحوث على أن متغيرات العينة: النوع، والتخصص لها تأثير دال إحصائيًا على الخصائص السيكومترية للمقياس النفسي كدراسة (ذياب عايض المالكي، 2019) والتي توصلت إلى أن ثبات مقياس تقييم كفاءة أداء أعضاء هيئة التدريس المستخدم في الدراسة يختلف باختلاف النوع؛ حيث كانت قيمة معامل ألفا–كرونباك 0,723 للذكور و 0,849 للإناث وذلك خلال مرة التطبيق الأولى، واختلف أيضًا ثبات المقياس باختلاف النوع في مرة التطبيق الثانية؛ حيث بلغ معامل ألفا–كرونباك 0,803 للذكور و 0,887 للإناث.

ودراسة (العيد قرين، عبد الحميد معوش، 2022) والتي توصلت إلى أن الثبات باستخدام معامل ألفا لكرونباك والاتساق الداخلي عن طريق معامل الارتباط بين درجة المفردة والدرجة

الكلية لمقياس جولمان للذكاء الوجداني يختلفان باختلاف النوع؛ حيث كانا أفضل لدى عينة الإناث، وقد أوصت هذه الدراسات بإجراء مزيدًا من البحوث في هذا الموضوع حول العديد من الخصائص السيكومترية الأخرى للمقياس وللمفردات.

والنُدْرة القليلة في أدبيات مناهج البحث والإحصاء ركزت على دراسة أثر متغيرات العينة (النوع، والتخصص) في الخصائص السيكومترية المتمثلة في الثبات باستخدام معامل ألفا– كرونباك، والاتساق الداخلي (عن طريق: معامل الارتباط بين درجة المفردة والدرجة الكلية للبعد، ومعامل الارتباط بين درجة المفردة والدرجة الكلية للمقياس، ومعامل الارتباط بين درجة البعد والدرجة الكلية للمقياس) كمؤشر للصدق، ولا توجد أية دراسات سابقة – في حدود إطلاع الباحث – تصدت لتَعرُف أثر متغيرات العينة في الخصائص السيكومترية (موضع البحث الحالي) للمقياس النفسي من نوع التقرير الذاتي.

كما أن هذه النُدْرة قد تباينت في نتائجها، ففي حين توصلت دراسة كل من: (ذياب عايض المالكي، 2019)، و(العيد قرين، عبد الحميد معوش، 2022) إلى وجود تأثير دال إحصائيًا للنوع على تقدير معامل الثبات باستخدام ألفا– كرونباك، توصلت دراسة (نبيل عبد الغفور عبد المجيد، 2006) إلى عدم وجود تأثير دال إحصائيًا للنوع والتخصص على تقدير معامل الثبات باستخدام ألفا– كرونباك.

وإن كانت هناك دراسات سابقة عربية أو أجنبية قد تناولت أثر أي من متغيرات العينة قيد البحث في الخصائص السيكومترية للمقياس النفسي ومفرداته، فهي لم تتناول المقاييس النفسية من نوع التقرير الذاتي، بل تناولت جميعها الاختبارات التحصيلية وركزت على الخصائص السيكومترية لمفرداتها كمعاملات الصعوبة والتمييز، وبعضها تطرق لثبات هذه الاختبارات، ومنها على سبيل الذكر دراسة كل من: (معزوز جابر جميل، 2016)، و(صالح موسى محمد، 2021)، و(Bielinski & Davison, 1998)، و(Bielinski & Davison, 2001)، و(Simens & Globni, 2001)، و(Kyriakidees & Antoniou, 2009).

كما أن أدوات القياس من نوع التقرير الذاتي تعاني عديد من أخطاء القياس المنتظمة Systematic Errors، والتي أولى الباحثون لها جُل اهتمامهم كتشويه أو تحيز الاستجابة Response Bias بنمطيه: وجهة الاستجابة Response Set، وأسلوب الاستجابة Response Style، فهناك عديد من الدراسات السابقة حول هذه الأخطاء، كدراسة كل من:

(Cronbach, 1946)، و(علاء الدين أحمد كفافي، 1985)، و(King & Bruner, 2000)، و(Van Herk, Poortinga & Verhallen, 2004)، و(Harzing, 2006)، و(Vaerenbergh & Thomas, 2013)، و(Tutz & Berger, 2016)، و(محمد إبراهيم محمد، 2019)، و(عبد العزيز محمد حسب الله، 2020أ).

ووجهة الاستجابة هي خطأ منتظم مرتبط بمحتوى المفردة، وتعني ميل المفحوص إلى اختيار الإجابة المستحسنة اجتماعيًا أو التي تلقى قبولًا لدى الآخرين، وذلك بناءً على فهمه لمعنى المفردة، أما أسلوب الاستجابة فهو خطأ منتظم غير مرتبط بمحتوى المفردة، ويعني نزعة أو ميل المفحوص نحو الاستجابة باختيار بدائل معينة بصرف النظر عن معنى المفردة كالنزعة نحو اختيار البدائل المتطرفة في تدريج ليكرت أو النزعة نحو الموافقة باختيار البدائل المعبرة عن الموافقة أو النزعة نحو عدم الموافقة باختيار البدائل المعبرة عن عدم الموافقة أو النزعة نحو التملص باختيار بديل الوسط أو البديل المحايد، وتؤدي هذه الأخطاء بدورها إلى تحريف النتائج ومن ثم عدم دقة الاستنتاجات والقرارات التربوية المتخذة بناءً عليها (في: عبد العزيز محمد حسب الله،2020أ، 86-90).

وهذه الأخطاء المنتظمة للقياس تتأثر بمتغيرات العينة؛ حيث تختلف باختلاف النوع أو التخصص، فأساليب الاستجابة كنمط من أنماط تحيز الاستجابة رغم أنها تعد ميولًا أو اتجاهات مستقرة إلى حد كبير عبر إدارات الاستبيانات المختلفة إلا أنها تتأثر بالعوامل الديموغرافية: العمر، النوع، ومستوى التعليم (Weijters, 2006; Weijters, Geuens & Schillewaert, 2010)

فقد أشارت دراسة (De Jong, Steenkamp, Fox & Baumgartner, 2008) إلى أن العوامل الديموجرافية مثل النوع تؤثر في أساليب الاستجابة، وأن الإناث أكثر ميلًا لاستخدام أساليب الاستجابة من الذكور.

فالنزعة نحو اختيار بدائل طرفي مقياس التدريج أو نحو استخدام أساليب الاستجابة بصفة عامة ترجع إلى عدم التوافق بين خصائص المقياس والفئات الذاتية للمستجيبين (Arce-Ferrer, 2006, 374).

وبناءً على ما سبق، فإن المتغيرات المرتبطة بعينة البحث والتي أهمها النوع والتخصص (موضع البحث الحالي) تؤثر في أخطاء القياس المنتظمة كأساليب الاستجابة، كما تؤثر في

فهم وتفسير معنى المفردات أي أنها تؤثر أيضًا في وجهة الاستجابة كخطأ من أخطاء القياس المنتظمة. لذا، فاختلاف النوع أو التخصص قد يؤدي إلى اختلاف في الخصائص السيكومترية للمقياس المستخدم وعدم تكافؤ القياس بين العينات الفرعية لعينة البحث، ومن ثم فالنتائج التي سيتم الحصول عليها اعتمادًا على مقاييس التقرير الذاتي قد تكون نتائج زائفة لا تعكس الفروق الحقيقية في المتغير أو السمة موضع القياس.

فاختلاف الأداء نتيجة اختلاف في فهم وتفسير معنى المفردات يحول دون تكافؤ القياس لدى العينات الفرعية للعينة الأساسية، ومن ثم يؤدي إلى تشوه في قيم متوسطات السمة موضع القياس لدى هذه العينات، مما يجعل تقدير الفرق بين العينات في السمة موضع القياس غير دقيق نتيجة تجاهل هذا الخطأ المنتظم، ويؤثر ذلك على جودة النتائج والاستنتاجات والقرارات المبنية عليها.

ومما يؤكد هذه المشكلة أن نظرية القياس التقليدية مازالت تُستَخْدَم في بناء المقاييس النفسية وتفسير الدرجات على تلك المقاييس، والخصائص السيكومترية للمقياس النفسي والخصائص السيكومترية لمفرداته (معاملات الصعوبة والتمييز) تعتمد على خصائص عينة الأفراد التي يُجرى عليها القياس (محمد حبشي حسين، 2018، 17).

وقد أشار Feldt, Woodruff and Salih (1987, 96) إلى أنه إذا كانت طريقة تطبيق الاختبار على المفحوصين في صورة إلكترونية أم بالورقة والقلم تثير عديدًا من التساؤلات حول مدى تكافؤ القياس في الحالتين، فمن الأهمية العملية والتطبيقية بمكان أن يتم دراسة ما إذا كان اختلاف العينات الفرعية للعينة الأساسية كالنوع والتخصص يؤدي إلى اختلاف في الخصائص السيكومترية لأداة القياس المستخدمة أم أن هناك تكافؤ في القياس.

وكذلك أشارت دراسة (Cheung & Rensvold, 2000) إلى أنه إذا كانت أنماط الاستجابة المتطرفة (ERS) وأنماط استجابة الإذعان (ARS) كمصادر مهمة للاختلافات بين العينات الفرعية في أدوات من نوع التقرير الذاتي قد تؤدي إلى نتائج زائفة لا تعكس الاختلافات الحقيقية في المواقف أو التصورات، فإنه من الأهمية بمكان التحقق من تكافؤ القياس باستخدام التحليل العاملي التوكيدي متعدد المجموعات باعتباره الطريقة الأكثر فعالية لتحديد ما إذا كان يمكن مقارنة العينات الفرعية للعينة الكلية بشكل مفيد.

خاصة وأن عينة البحث لابد وأن تشمل عينات فرعية كعينة: الذكور، والإناث، والتخصص العلمي، والتخصص الأدبي ... وغيرها، لذا فهذا البحث سيجيب عن التساؤل: هل يجب على الباحثين التحقق من ثبات القياس (تكافؤ القياس) بين المجموعات الفرعية للعينة الكلية كالذكور والإناث، والتخصص العلمي والتخصص الأدبي قبل إجراء المقارنات بينهم في السمة موضع القياس؟

ومن ثم فهناك مشكلة علمية (جديرة بالدراسة) تواجه جميع الباحثين الذين يعتمدون على النظرية الكلاسيكية في القياس عند المقارنة بين العينات المختلفة في درجة امتلاك سمة ما، وهي أن المتغيرات الديموغرافية تؤثر على دقة ومصداقية القياسات؛ نتيجة تأثيرها في الخصائص السيكومترية لأدوات القياس.

بالإضافة إلى ما سبق فإنه يقع على عاتق المتخصصين في مجال القياس والتقويم العمل على إثراء المكتبة العربية وتقويم وتطوير المقاييس المستخدمة في المجال التربوي والحد من احتمالية الوقوع في أخطاء القياس المحتملة (ذياب عايض المالكي، 2019، 189).

وبناءً على ما تقدم ونتيجة لندرة البحوث والدراسات في هذا المجال على المستوى المحلي والعربي والأجنبي، نبعت فكرة البحث الحالي لإلقاء الضوء على تأثير متغيرات العينة (النوع والتخصص) على تقديرات الخصائص السيكومترية للمقياس النفسي ومفرداته: معاملات الصعوبة والتمييز للمفردات، والصدق التمييزي والاتساق الداخلي وصدق التكوين الفرضي عبر المجموعات وأحادية البعد والتحليل العاملي التوكيدي وتكافؤ القياس والثبات للمقياس، وفحص دلالة الفروق بين هذه التقديرات المستقلة لدى فئات متغيرات العينة، ومن ثم يمكن تحديد مشكلة البحث في التساؤلات التالية:

أ- التساؤل الرئيس الأول: هل تختلف تقديرات الخصائص السيكومترية لمقياس تقدير الذات المستخدم في هذا البحث باختلاف النوع (ذكور – إناث)؟ ويتفرع منه التساؤلات التالية:

1. هل تختلف معاملات الصعوبة لمفردات مقياس تقدير الذات باختلاف النوع؟
2. هل تختلف معاملات التمييز لمفردات مقياس تقدير الذات باختلاف النوع؟
3. هل يختلف الصدق التمييزي لمقياس تقدير الذات باختلاف النوع؟
4. هل يختلف الاتساق الداخلي كمؤشر لصدق وثبات المقياس باختلاف النوع؟
5. هل يختلف صدق التكوين الفرضي لمقياس تقدير الذات عبر المجموعات باختلاف النوع؟

6. هل تختلف نتائج التحليل العاملي الاستكشافي لمقياس تقدير الذات باختلاف النوع؟
7. هل تختلف نتائج التحليل العاملي التوكيدي لمقياس تقدير الذات باختلاف النوع؟
8. هل يتكافئ قياس تقدير الذات بين عينتي الذكور والإناث؟
9. هل يختلف ثبات الأداء على مقياس تقدير الذات باختلاف النوع؟

ب- التساؤل الرئيس الثاني: هل تختلف تقديرات الخصائص السيكومترية لمقياس تقدير الذات المستخدم في هذا البحث باختلاف التخصص (علمي- أدبي)؟ ويتفرع منه التساؤلات التالية:

1. هل تختلف معاملات الصعوبة لمفردات مقياس تقدير الذات باختلاف التخصص؟
2. هل تختلف معاملات التمييز لمفردات مقياس تقدير الذات باختلاف التخصص؟
3. هل يختلف الصدق التمييزي لمقياس تقدير الذات باختلاف التخصص؟
4. هل يختلف الاتساق الداخلي كمؤشر لصدق وثبات المقياس باختلاف التخصص؟
5. هل يختلف صدق التكوين الفرضي لمقياس تقدير الذات عبر المجموعات باختلاف التخصص؟
6. هل تختلف نتائج التحليل العاملي الاستكشافي لمقياس تقدير الذات باختلاف التخصص؟
7. هل تختلف نتائج التحليل العاملي التوكيدي لمقياس تقدير الذات باختلاف التخصص؟
8. هل يتكافئ قياس تقدير الذات بين عينتي التخصص العلمي والتخصص الأدبي؟
9. هل يختلف ثبات الأداء على مقياس تقدير الذات باختلاف التخصص؟

أهداف البحث: يسعى البحث الحالي إلى تحقيق الأهداف التالية:

أ- الهدف الرئيس الأول: تَعَرُف أثر اختلاف النوع على تقديرات الخصائص السيكومترية للمقياس النفسي، ويتفرع منه الأهداف التالية:

1. تَعَرُف أثر اختلاف النوع على معاملات الصعوبة لمفردات المقياس النفسي.
2. تَعَرُف أثر اختلاف النوع على معاملات التمييز لمفردات المقياس النفسي.
3. تَعَرُف أثر اختلاف النوع على الصدق التمييزي للمقياس النفسي.
4. تَعَرُف أثر اختلاف النوع على الاتساق الداخلي كمؤشر لصدق وثبات المقياس النفسي.
5. تَعَرُف أثر اختلاف النوع على صدق التكوين الفرضي للمقياس النفسي.
6. تَعَرُف أثر اختلاف النوع على نتائج التحليل العاملي الاستكشافي للمقياس النفسي.

7. تَعَرُف أثر اختلاف النوع على نتائج التحليل العاملي التوكيدي للمقياس النفسي.
8. تَعَرُف أثر اختلاف النوع على تكافؤ قياس المتغير النفسي.
9. تَعَرُف أثر اختلاف النوع على ثبات الأداء على المقياس النفسي.

ب- الهدف الرئيس الثاني: تَعَرُف أثر اختلاف التخصص على تقديرات الخصائص السيكومترية للمقياس النفسي، ويتفرع منه الأهداف التالية:

1. تَعَرُف أثر اختلاف التخصص على معاملات الصعوبة لمفردات المقياس النفسي.
2. تَعَرُف أثر اختلاف التخصص على معاملات التمييز لمفردات المقياس النفسي.
3. تَعَرُف أثر اختلاف التخصص على الصدق التمييزي للمقياس النفسي.
4. تَعَرُف أثر اختلاف التخصص على الاتساق الداخلي كمؤشر لصدق وثبات المقياس النفسي.
5. تَعَرُف أثر اختلاف التخصص على صدق التكوين الفرضي للمقياس النفسي.
6. تَعَرُف أثر اختلاف التخصص على نتائج التحليل العاملي الاستكشافي للمقياس النفسي.
7. تَعَرُف أثر اختلاف التخصص على نتائج التحليل العاملي التوكيدي للمقياس النفسي.
8. تَعَرُف أثر اختلاف التخصص على تكافؤ قياس المتغير النفسي.
9. تَعَرُف أثر اختلاف التخصص على ثبات الأداء على المقياس النفسي.

ج- الهدف الرئيس الثالث: تقديم مجموعة من المقترحات (التوصيات) في ضوء نتائج هذا البحث والتي قد تساعد في اختيار المعالجة الإجرائية والإحصائية المناسبة التي تعمل على تحقيق ضبط ودقة وموضوعية المقاييس النفسية، ومن ثم الثقة في استخدامها وفي النتائج التي يتم الحصول عليها من خلالها وفي القرارات التربوية التي تُتَخَذ بناءً على هذه النتائج.

أهمية البحث:

الأهمية النظرية:

أ- أهمية مجال القياس والتقويم التربوي والنفسي؛ إذ يُعد من المجالات الحيوية التي تؤدي دورًا بارزًا في تقدم العلوم السلوكية.

ب-نُدرة البحوث على المستوى المحلي والعربي والأجنبي التي تناولت هذا الموضوع بعامة والخصائص السيكومترية قيد البحث بخاصة، لذا يُعد البحث الحالي – في حدود اطلاعات الباحث – أول بحث يتناول تأثير متغيرات العينة (النوع والتخصص) في الخصائص

السيكومترية (موضع البحث) لمقاييس التقرير الذاتي، ومن ثم فهو من البحوث التي يمكن أن تضيف للقارئ جديدًا.

ج- تسليط الضوء على مشكلة تحيز المقاييس النفسية لفئة معينة؛ لما لها من تأثير سلبي على الخصائص السيكومترية للمقاييس النفسية ودقة النتائج.

د- أهمية موضوع البحث بصفة عامة؛ فهو من الموضوعات الجديرة بالدراسة والبحث، والتي تحتاج أيضًا لمزيد من الدراسة والبحث؛ حيث تعد الخصائص السيكوترية لأدوات القياس أمر في غاية الأهمية للباحثين في مجال العلوم النفسية والاجتماعية والتربوية، ومؤشرًا على جودتها وصلاحيتها للاستخدام في الأغراض البحثية.

الأهمية التطبيقية:

أ- ما قد يحققه من فوائد منهجية قد تؤدي إلى الضبط المنهجي في بحوث العلوم الإنسانية، فقد يفيد هذا البحث (من خلال ما سيتوصل إليه من نتائج) الباحثين عند بناء المقاييس النفسية في التحقق من تكافؤ القياس بين العينات الفرعية لعينة البحث الكلية، مما يعني دقة وموضوعية عملية القياس وعدم تحيزها لعينة معينة ودقة وموثوقية النتائج (خاصة فيما يتعلق بنتائج الفروض الفارقة) وما يترتب عليها من ضمان لدقة القرارات التربوية المتخذة بناءً عليها.

ب-ما قدمه البحث من طرق للتحقق من الخصائص السكومترية لأدوات البحث في ضوء النظرية الكلاسيكية للقياس، وخاصة تكافؤ القياس ومستوياته المختلفة.

مصطلحات البحث:

أ- الخصائص السيكومترية Psychometric Properties:

هي المؤشرات الإحصائية التي تدل على: كفاءة المقياس في قياس ما أُعد من أجله، ومدى اتساق أداء المفحوصين عليه، ويتم التحقق منها كمتغير تابع في هذا البحث من خلال:

1- معامل صعوبة المفردة Item difficulty coefficient:

يقاس في الاختبارات التحصيلية بنسبة من أجابوا إجابة صحيحة عن المفردة إلى العدد الكلي للطلاب الذي أجابوا عن هذه المفردة سواءً أكانت إجابتهم صحيحة أم خطأ، لذا كلما ارتفعت قيمة معامل الصعوبة دل ذلك على سهولة المفردة (CrocKer & Algina, 2006, 90; Hogan, 2015, 214; Gregory, 2015, 145)

أما في المقاييس النفسية ذات المفردات متدرجة الاستجابة فيحسب معامل الصعوبة في ضوء نظرية القياس التقليدية من خلال حساب متوسط أداء الطلاب على المفردة (محمد حبشي حسين، 2018، 52)، ولأن مفردات مقياس تقدير الذات لروزنبرج "1965" المستخدم في هذا البحث متدرجة الاستجابة على مقياس ليكرت الرباعي (موافق بشدة "4"، موافق "3"، غير موافق "2"، غير موافق بشدة "1")، لذا فإن أفضل قيمة لمعامل الصعوبة هي وسيط تقديرات البدائل "2,5"، وفي هذه الحالة تكون المفردة متوسطة الصعوبة، أي أن أفراد عينة البحث يميلون إلى اختيار بدائل الوسط.

وفي حالة زيادة قيمة معامل الصعوبة عن هذه القيمة فإن المفردة تكون سهلة ودرجات الطلاب تميل نحو الارتفاع، أما في حالة انخفاض قيمة معامل الصعوبة عن القيمة 2,5 فإن المفردات تكون صعبة ودرجات الطلاب تميل نحو الانخفاض.

2- معامل تمييز المفردة Item discrimination coefficient:

يعني قدرة المفردة على التمييز بين مرتفعي ومنخفضي السمة موضع القياس، والطريقة الشائعة لحسابه في حالة الاختبارات التحصيلية عن طريق ترتيب طلاب عينة البحث تنازليًا في ضوء درجتهم الكلية على الاختبار وتحديد الإرباعي الأعلى (أعلى 27% من الطلاب) والإرباعي الأدنى (أقل 27% من الطلاب)، ويقاس بنسبة الفرق بين من أجابوا إجابة صحيحة عن المفردة في المجموعة العليا ومن أجابوا عنها إجابة صحيحة في المجموعة الدنيا إلى عدد طلاب إحدى المجموعتين، ويكون معامل التمييز مقبولًا إذا بلغت قيمته 0,3 فأكثر.

لكن هذه الطريقة وإن كانت سهلة الحساب والتفسير، إلا أنها ليست الطريقة المثلى لحساب معامل التمييز؛ حيث إنها تلغي 50% من عينة البحث؛ لاعتمادها على الإرباعيين الأعلى والأدنى فقط، كما أنه لا يمكن اختبار دلالة قيمة معامل التمييز.

وهناك طرق أخرى عديدة أهمها - في حالة مقاييس التقرير الذاتي - الطريقة التي اعتمد عليها الباحث في البحث الحالي من خلال حساب معامل الارتباط بين درجة المفردة والدرجة الكلية المصححة للمقياس، أي بعد حذف درجة المفردة من الدرجة الكلية للمقياس؛ حتى لا يحدث تضخم لقيمة معامل التمييز (Kaplan & Saccuzzo, 2018).

3- صـــدق المقيـــاس Scale Validty:

يعني أن يقيس المقياس السمة التي وضع من أجل قياسها، أي أن يحقق المقياس الغرض منه.

4- الصدق التمييزي للمقياس Scale Discriminatory Validity: يعني قدرة المقياس على التمييز بين مرتفعي ومنخفضي السمة موضع القياس.

وحيث إن طريقة المقارنة الطرفية باستخدام الأسلوب الإحصائي (اختبار "ت") تعطي فقط مؤشرًا لصدق الأداة، وليست القيمة العددية لمعامل الصدق التمييزي، وأن معامل الارتباط الثنائي الأصيل Point-Biserial correlation يعطي القيمة العددية لهذا المعامل (عبد المُنعم أحمد الدردير، 2006، 185).

لذا استخدم الباحث معامل الارتباط الثنائي الأصيل لحساب الصدق التمييزي لمقياس تقدير الذات المستخدم في هذا البحث، وذلك من خلال ترتيب درجات طلاب عينة البحث تنازليًا في ضوء درجتهم الكلية على مقياس تقدير الذات، وتحديد أعلى 27% وأقل 27%، ثم قام بحساب معامل الارتباط الثنائي الأصيل بين مستوى تقدير الذات (مرتفعي ومنخفضي تقدير الذات) والدرجة الكلية لمقياس تقدير الذات، وذلك في كل عينة على حدها (ذكور، إناث، التخصص العلمي، التخصص الأدبي).

وإذا كانت قيم معامل الصدق التمييزي موجبة ودالة إحصائيًا، فإن ذلك يعني قدرة المقياس على التمييز بين المجموعتين المتمايزتين (مرتفعي السمة، ومنخفضي السمة) وأن الفرق بينهما لصالح مرتفعي السمة (تقدير الذات).

5- الاتساق الداخلي كمؤشر لصدق وثبات المقياس (Internal Consistency as an indicator of the validity and reilability of the scale):

ويعني الاتساق الداخلي أن أداء المفحوص على المفردات التي تقيس نفس البناء (نفس المقياس) يتصف بالاتساق من مفردة إلى أخرى، أي أن المفحوص يجيب عن المفردات بنفس الطريقة، ويقاس بعدة طرق منها إيجاد متوسط معاملات الارتباط بين مفردات المقياس؛ حيث إن الارتباطات بين المفردات في كثير من الأحيان تكون مختلفة القيمة، لذا فمتوسط هذه الارتباطات هو أفضل وأبسط أسلوب للتعرف على درجة الارتباط بين المفردات المختلفة لنفس المقياس، ويُعد Cronbach (1951) هو أول من اقترح استخدام متوسط الارتباطات الداخلية بين المفردات لقياس الاتساق الداخلي للمقياس (Tang, Cui & Babenko, 2014, 206-207).

ويُعد الاتساق الداخلي مؤشر لصدق وثبات المقياس؛ لأنه إذا كان أداء الطلاب على مفردات البعد أو المقياس يتصف بالاتساق من مفردة إلى أخرى وهو ما يُشير إلى الثبات، فإن ذلك يعني أن المفردات متجانسة وتقيس نفس البناء وهو ما يشير إلى الصدق (عبد العزيز محمد حسب الله، 2021، 540).

6-صدق التكوين الفرضي عبر المجموعات Construct validity across groups:

يُقصد بصدق التكوين الفرضي عبر المجموعات أن يقيس المقياس تكوينًا فرضيًا واحدًا عبر المجموعات، ويتم التحقق من ذلك عن طريق حساب الفروق في الاتساقات الداخلية باستخدام معامل ألفا- كرونباك Cronbach's alpha coefficient بين مجموعتي العينة الواحدة، وذلك للتأكد من أن المقياس غير متحيز لمجموعة معينة، وأن التكوين الفرضي الذي يقيسه المقياس في المجموعة الأولى هو نفس التكوين الفرضي الذي يقيسه في المجموعة الثانية لنفس العينة (Reynolds, 2000, 269-270).

ويتم التحقق من دلالة هذه الفروق باستخدام اختبار "كا2" لدلالة الفروق بين الاتساقات الداخلية للمجموعتين المستقلتين للعينة الواحدة، من خلال حزمة البرامج COCRON الإصدار 1.0-1 وهي اختصار لـ (COmparing CRONbach's alphas"; version 1.0-1) وتعتمد على الأساليب التي وضعها Feldt et al (1987) لقياس دلالة الفروق بين معاملات ألفا-كرونباك للمجموعات المستقلة (Diedenhofen & Musch, 2016, 54).

وإذا كانت قيمة "كا2" دالة إحصائيًا فإن ذلك يكشف عن وجود تباينًا دالًا إحصائيًا في الاتساقات الداخلية للمقياس عبر مجموعتي العينة الواحدة، وفي هذه الحالة يكون المقياس متحيزًا لمجموعة على حساب الأخرى، أي أنه يقيس تكوينات فرضية مختلفة عبر مجموعتي العينة الواحدة، وهناك تفاوتًا في قدرة المقياس على قياس السمة المعنية عبر المجموعات.

7- أحادية البعد Unidimensionality:

وتعني وجود عامل واحد كامن أو قدرة واحدة كامنة هي التي تفسر التباين في أداء أفراد عينة البحث على مفردات المقياس، حيث تتشبع على هذا العامل جميع مفردات المقياس.

ويتم التحقق منها من خلال التحليل العاملي الاستكشافي Exploratory Factor Analysis لدرجات عينة البحث على مفردات المقياس باستخدام التدوير المتعامد (Orthogonal Rotation) بطريقة الفاريماكس Varimax (Ziegler & Hagemann, 2015, 234).

8- التحليل العاملي التوكيدي Confirmatory Factor Analysis:

مجموعة من الأساليب الإحصائية التي تستخدم كمدخل تثبيتي للتحقق من البناء العاملي لمقياس تم إعداده ودراسة مكوناته مسبقًا بالتحليل العاملي الاستكشافي ويستند لنظرية أو دراسات سابقة (محمد إبراهيم محمد، 2019، 1020).

9- تكافؤ القياس Measurement Invariance:

ويقصد به تكافؤ البنية العاملية لمقياس السمة موضع البحث لدى العينات الفرعية للعينة الأساسية، ويتم التحقق منه باستخدام أسلوب التحليل العاملي التوكيدي متعدد المجموعات Multigroup Confirmatory Factor Analysis باستخدام AMOS Measurement Invariance حيث تتم المقارنة بين العينات الفرعية للعينة الأساسية في ضوء أفضل نموذج لمقياس السمة موضع البحث والذي حقق مؤشرات جودة مطابقة جيدة مع بيانات هذه العينات الفرعية.

وتوجد أربعة مستويات لتكافؤ القياس تتدرج من أدنى مستويات التكافؤ (التكافؤ الشكلي) إلى أعلاها (تكافؤ البواقي)، ولا يمكن الانتقال من مستوى تكافؤ إلى المستوى الذي يليه إلا بعد تحقيق المستوى الأول، وهذه المستويات هي (محمد حبشي حسين، 2020؛ Brown, 2006):

مستويات تكافؤ القياس Levels of Measurement Invariance:

- **التكافؤ (الثبات) الشكلي Configural Invariance (Unconstrained):**

من خلاله يتم تقييم مدى تكافؤ النموذج المفترض لمقياس السمة موضع البحث في العينات الفرعية من حيث الشكل، والمتمثل في:

عدد العوامل الكامنة في النموذج في العينتين متساوي Equal factor pattern.

العوامل الكامنة متشبع عليها نفس العدد من المفردات في العينتين.

المفردات المتشبعة على العوامل الكامنة للنموذج في العينة الفرعية الأولى هي نفس المفردات المتشبعة على العوامل الكامنة للنموذج في العينة الفرعية الثانية في ضوء ترتيب العوامل، ويتم الحكم على جودة التكافؤ الشكلي من خلال مؤشرات جودة المطابقة الناتجة عن التحليل العاملي التوكيدي متعدد المجموعات.

- **التكافؤ المتري Metric Invariance (Measurement Weights):**

من خلاله يتم تقييم مدى تكافؤ تشبعات المفردات على العوامل الكامنة "Equal factor loading" في العينتين الفرعيتين، بحيث تكون الفروق بين هذه التشبعات غير دالة إحصائيًا، ويتم الحكم على جودة التكافؤ المتري من خلال مؤشرات جودة المطابقة الناتجة عن التحليل العاملي التوكيدي متعدد المجموعات.

- **تكافؤ التدريج Scalar Invariance (Structural Covariances):**

من خلاله يتم تقييم مدى تكافؤ الارتباطات بين العوامل الكامنة للمقياس "Equal intercept" في العينتين الفرعيتين، بحيث تكون الفروق بين هذه الارتباطات غير دالة إحصائيًا، ويتم الحكم على جودة تكافؤ التدريج من خلال مؤشرات جودة المطابقة الناتجة عن التحليل العاملي التوكيدي متعدد المجموعات.

- **تكافؤ البواقي Residual Invariance (Measurement Residuals):**

من خلاله يتم تقييم مدى تكافؤ البواقي (الأخطاء) "Equal Residuals variances" لمفردات المقياس في العينتين الفرعيتين، بحيث تكون الفروق بين البواقي غير دالة إحصائيًا، ويتم الحكم على جودة تكافؤ البواقي من خلال مؤشرات جودة المطابقة الناتجة عن التحليل العاملي التوكيدي متعدد المجموعات.

10- الثبات Reilability:

خاصية تشير إلى اتساق القياس من حيث الزمن أو البنود أو الدرجات أو المفحوصين أو الفاحصين أو الدقة في التصنيف أو اتساق النتائج، ويشير الاتساق إلى أن الاختبار ينتج عنه نفس تقدير القدرة للفرد أو تقدير قريبًا منه عندما يجرى الاختبار على الفرد نفسه عدة مرات مع الافتراض بأن السمة موضع القياس غير قابلة للتغيير (في: محسوب عبد القادر الضوي، 2011، 128)، ويتم التحقق منه كمتغير تابع في هذا البحث باستخدام معامل ألفا-كرونباك.

ب- تقدير الذات Self-Steam:

هو حكم الفرد على ذاته أو معتقداته واتجاهه نحوها، ويُقاس في البحث الحالي بالدرجة التي يحصل عليها الطالب على مقياس تقدير الذات لروزنبرج Rosenberg Self- Esteem Scale (1965) تعريب: عبد الكريم جرادات (2006)، 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 إطار تساؤلات البحث وأهدافه، تم صياغة فروضه على النحو التالي:

الفرض الرئيس الأول: لا تختلف الخصائص السيكومترية لمقياس تقدير الذات المستخدم في هذا البحث باختلاف النوع (ذكور – إناث).

1. لا تختلف معاملات الصعوبة لمفردات مقياس تقدير الذات باختلاف النوع.
2. لا تختلف معاملات التمييز لمفردات مقياس تقدير الذات باختلاف النوع.
3. لا يختلف الصدق التمييزي لمقياس تقدير الذات باختلاف النوع.
4. لا يختلف الاتساق الداخلي كمؤشر لصدق وثبات المقياس باختلاف النوع.
5. لا يختلف صدق التكوين الفرضي لمقياس تقدير الذات عبر المجموعات باختلاف النوع.
6. لا تختلف نتائج التحليل العاملي الاستكشافي لمقياس تقدير الذات باختلاف النوع.
7. لا تختلف نتائج التحليل العاملي التوكيدي لمقياس تقدير الذات باختلاف النوع.
8. لا يتكافئ قياس تقدير الذات بين عينتي الذكور والإناث.
9. لا يختلف ثبات الأداء على مقياس تقدير الذات باختلاف النوع.

الفرض الرئيس الثاني: لا تختلف الخصائص السيكومترية لمقياس تقدير الذات المستخدم في هذا البحث باختلاف التخصص (علمي– أدبي).

1. لا تختلف معاملات الصعوبة لمفردات مقياس تقدير الذات باختلاف التخصص.
2. لا تختلف معاملات التمييز لمفردات مقياس تقدير الذات باختلاف التخصص.
3. لا يختلف الصدق التمييزي لمقياس تقدير الذات باختلاف التخصص.
4. لا يختلف الاتساق الداخلي كمؤشر لصدق وثبات المقياس باختلاف التخصص.
5. لا يختلف صدق التكوين الفرضي لمقياس تقدير الذات عبر المجموعات باختلاف التخصص.
6. لا تختلف نتائج التحليل العاملي الاستكشافي لمقياس تقدير الذات باختلاف التخصص.
7. لا تختلف نتائج التحليل العاملي التوكيدي لمقياس تقدير الذات باختلاف التخصص.
8. لا يتكافئ قياس تقدير الذات بين عينتي التخصص العلمي والتخصص الأدبي.

9. لا يختلف ثبات الأداء على مقياس تقدير الذات باختلاف التخصص.

إجراءات البحث:

أ- منهج البحث:

اعتمد الباحث على المنهج الوصفي المقارن؛ للمقارنة بين الخصائص السيكومترية لمقياس تقدير الذات لدى عينتي الذكور والإناث، وعينتي التخصصين العلمي والأدبي.

ب- عينة البحث:

1- **عينة التحقق من الخصائص السيكومترية**.

تم اختيارها بطريقة عشوائية من طلاب الفرقة الرابعة بكلية التربية جامعة المنيا من التخصصات العلمية والأدبية، وتكونت من 300 طالبًا وطالبة.

2- العينة الأساسية:

تم اختيارها بطريقة عشوائية من طلاب وطالبات التخصصات العلمية والأدبية بالفرقة الرابعة بكلية التربية، وتكونت من 911 طالبًا وطالبة، وبعد استبعاد ذوي المرغوبية الاجتماعية وذوي أساليب الاستجابة (النزعة نحو الموافقة، والنزعة نحو عدم الموافقة) والبالغ عددهم 67 طالبًا وطالبة أصبح حجم العينة 844 طالبًا وطالبة، ويوضح جدول (1) توصيف هذه العينة.

جدول (1)

توزيع أفراد عينة البحث الأساسية الرابعة طبقًا للنوع والتخصص (ن= 844)

النوع / التخصص	ذكور	إناث	المجموع
علمي	80	427	507
أدبي	60	277	337
المجموع	140	704	844

يتضح من جدول (1) أن حجم الإناث في عينة البحث بلغ 704 طالبة بنسبة بلغت 83,4% بينما بلغ حجم الذكور 140 طالب فقط بنسبة بلغت 16,6%، كما يتضح أن حجم التخصص العلمي بلغ 507 طالب وطالبة بنسبة بلغت 60% بينما بلغ حجم التخصص الأدبي 337 طالب وطالبة بنسبة بلغت 40%، وهذه النسب طبيعية في ضوء مجتمع طلاب كلية التربية جامعة المنيا والذي يغلب فيه من حيث العدد الإناث وطلاب التخصصات العلمية،

وسيترتب على هذه النسب قيام الباحث بإجراءات من شأنها ضبط حجم العينة؛ حتى لا تتأثر الدلالة الإحصائية.

ج: أداة البحث: مقياس تقدير الذات إعداد Rosenberg (1965)

استخدم الباحث الصورة المعربة من مقياس تقدير الذات لـ Rosenberg (1965) والذي قام بتعريبها عبد الكريم جرادات (2006) (ملحق)، والمقياس في صورته الأصلية أعده Rosenberg (1965) لقياس تقدير الذات لدى طلاب المرحلة الثانوية، حيث تم تطبيق المقياس على عينة قوامها 5024 طالب وطالبة تم اختيارهم بصورة عشوائية من طلاب 10 مدارس بالمرحلة الثانوية بولاية نيويورك في الولايات المتحدة الأمريكية، ويتكون المقياس من 10 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 (4، 3، 2، 1) على الترتيب بالنسبة للمفردات الموجبة، أما بالنسبة للمفردات السالبة فيتم عكس التقدير الكمي، حيث يتكون المقياس من خمسة مفردات موجبة هي المفردات رقم: 1، 3، 4، 7، 10 وخمسة مفردات سالبة هي المفردات رقم: 2، 5، 6، 8، 9، لذا فأعلى درجة يحصل عليها الطالب في هذا لمقياس هي 40 درجة وأقل درجة هي 10 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، 2006)، و(عبد الحافظ قاسم الشايب، 2010)، و(محمد إبراهيم محمد، 2019)، و(عبد العزيز محمد حسب الله، 2020أ، ب)

مفرداته واضحة تمامًا وقصيرة وغير معقدة، وذلك في ضوء آراء عينة التحقق من الخصائص السيكومترية.

من المقاييس المشهورة التي تعتمد عليه غالبية الدراسات في قياس تقدير الذات العام.

اقتصاده للوقت؛ حيث يمكن الانتهاء منه في دقيقتين أو ثلاث دقائق.

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: النوع، والتخصص في الخصائص السيكومترية للمقياس النفسي.

ولقد تحقق الباحث من ثبات المقياس في البحث الحالي بعد تطبيقه على عينة التحقق من الخصائص السيكومترية (300 طالب وطالبة) باستخدام معامل ألفا– كرونباك والتي بلغت قيمته 0.727، بالإضافة إلى أن جميع الخصائص السيكومترية للمقياس سيتم التحقق منها خلال التحقق من فروض البحث.

د- إجراءات التطبيق:

اتبع الباحث الإجراءات التالية لتطبيق أداة البحث على عينة البحث الأساسية، وتفريغ الدرجات ومعالجتها إحصائيًا للتحقق من فروض البحث:

اختيار عينة البحث الأساسية، والتي بلغ حجمها (911) طالبًا وطالبة من طلاب التخصصين العلمي والأدبي بالفرقة الرابعة بكلية التربية، ثم تطبيق مقياس تقدير الذات عليها لتَعَرُف أثر كل من: النوع، والتخصص في الخصائص السيكومترية لمقياس تقدير الذات.

تصحيح استجابات أفراد العينة الأساسية (911) طالبًا وطالبة على مقياس تقدير الذات وفقًا لمفتاح التصحيح الخاص به.

تفريغ درجات طلاب عينة البحث الأساسية على برنامج SPSS بحيث يكون لكل طالب وطالبة في العينة 10 درجات على العشر مفردات الممثلين لمقياس تقدير الذات؛ تمهيدًا لإجراء المعالجات الإحصائية المناسبة للتحقق من فروض البحث المتعلقة بهذه العينة.

تفريغ البيانات الاسمية لكل فرد في هذه العينة نوعه (ذكر– أنثى)، وتخصصه (أدبي– علمي) وفقًا للكود الخاص بذلك، ذكر (1)، وأنثى (2)، وعلمي (3)، وأدبي (4)، وتم تعريف البرنامج بهذه الأكواد لتيسير عملية المعالجة الإحصائية.

مراجعة البيانات بعد إدخالها على برنامج الـ SPSS للتأكد من عدم وجود أخطاء في رصد الدرجات المناظرة لبدائل استجابات ليكرت.

التأكد من إعادة ترميز المفردات السالبة أرقام (2، 5، 6، 8، 9).

ترتيب درجات الطلاب تنازليًا واستبعاد الدرجات المتطرفة التي قد تؤثر على تقديرات الخصائص السيكومترية وخاصة معامل ثبات ألفا- كرونباك، وبهذا الإجراء تم ضبط متغير المرغوبية الاجتماعية.

تم استبعاد الطلاب ذوي أساليب الاستجابة: النزعة نحو الموافقة، والنزعة نحو عدم الموافقة.

تم إجراء المعالجات الإحصائيات لفروض البحث على عينة البحث بعد استبعاد ذوي المرغوبية الاجتماعية وذوي أساليب الاستجابة والبالغ عددهم 67 طالبًا وطالبة.

هـ- المعالجة الإحصائية:

للتحقق من الفرضين الرئيسين الأول والثاني للبحث والخاصين بتعرف أثر اختلاف كل من: النوع، والتخصص على الخصائص السيكومترية لمقياس تقدير الذات، تم استخدام عديد من الأساليب الإحصائية، كما يلي:

للتحقق من الفرض الأول في كل من: عينة النوع، وعينة التخصص والذي ينص على: لا تختلف معاملات الصعوبة لمفردات مقياس تقدير الذات باختلاف النوع/ التخصص، تم استخدام المتوسط الحسابي لدرجات الطلاب على كل مفردة من مفردات المقياس في كل عينة، ووسيط تقديرات بدائل تدريج ليكرت الرباعي، واختبار "ت" لدلالة الفرق بين متوسطي عينتين مستقلتين Independent-Samples T Test.

للتحقق من الفرض الثاني في كل من: عينة النوع، وعينة التخصص والذي ينص على: لا تختلف معاملات التمييز لمفردات مقياس تقدير الذات باختلاف النوع/ التخصص، تم استخدام معامل ارتباط بيرسون، واختبار "Z" لفيشر (Fisher r to z).

للتحقق من الفرض الثالث في كل من: عينة النوع، وعينة التخصص والذي ينص على: لا يختلف الصدق التمييزي لمقياس تقدير الذات باختلاف النوع/ التخصص، تم استخدام معامل الارتباط الثنائي الأصيل Point-Biserial correlation، واختبار "Z" لفيشر (Fisher r to z).

للتحقق من الفرض الرابع في كل من: عينة النوع، وعينة التخصص والذي ينص على: لا يختلف الاتساق الداخلي كمؤشر لصدق وثبات المقياس باختلاف النوع/ التخصص، تم استخدام معامل ارتباط بيرسون والمتوسط الحسابي.

للتحقق من الفرض الخامس في كل من: عينة النوع، وعينة التخصص والذي ينص على: لا يختلف صدق التكوين الفرضي لمقياس تقدير الذات عبر المجموعات باختلاف النوع/ التخصص، تم استخدام معامل ألفا-كرونباك ، واختبار كا2 لدلالة الفرق بين معاملات ثبات ألفا للمجموعتين المستقلتين باستخدام حزمة البرامج COCRON الإصدار 1-1.0.

للتحقق من الفرض السادس في كل من: عينة النوع، وعينة التخصص والذي ينص على: لا تختلف نتائج التحليل العاملي الاستكشافي لمقياس تقدير الذات باختلاف النوع/ التخصص، تم استخدام التحليل العاملي الاستكشافي، ومعامل مطابقة العوامل لتوكر Tucker's Congruence Coefficient.

للتحقق من الفرض السابع في كل من: عينة النوع، وعينة التخصص والذي ينص على: لا تختلف نتائج التحليل العاملي التوكيدي لمقياس تقدير الذات باختلاف النوع/ التخصص، تم استخدام التحليل العاملي التوكيدي.

للتحقق من الفرض الثامن في كل من: عينة النوع، وعينة التخصص والذي ينص على: لا يتكافئ قياس تقدير الذات بين عينتي (الذكور والإناث)/ عينتي (التخصص العلمي والتخصص الأدبي)، تم استخدام التحليل العاملي التوكيدي متعدد المجموعات، والنسبة الحرجة للفروق بين التشبعات.

للتحقق من الفرض التاسع في كل من: عينة النوع، وعينة التخصص والذي ينص على: لا يختلف ثبات الأداء على مقياس تقدير الذات باختلاف النوع/ التخصص، تم استخدام معامل ألفا-كرونباك، واختبار كا2 لدلالة الفرق بين معاملات ثبات ألفا للمجموعتين المستقلتين باستخدام حزمة البرامج COCRON الإصدار 1-1.0.

نتائج البحث وتفسيرها:

أ- الإحصاءات الوصفية لدرجات طلاب عينة البحث على مقياس تقدير الذات في ضوء مجموعات المقارنة: الذكور والإناث، والتخصص العلمي والتخصص الأدبي.

جدول (2)

الإحصاءات الوصفية لدرجات طلاب العينات الفرعية (عينة الذكور، عينة الإناث، عينة التخصص العلمي، عينة التخصص الأدبي) لعينة البحث الأساسية على مقياس تقدير الذات

المتغير / الإحصاءة	تقدير الذات لدى عينة الذكور (ن= 140)	تقدير الذات لدى عينة الإناث (ن= 704)	تقدير الذات لدى عينة التخصصات العلمية (ن= 507)	تقدير الذات لدى عينة التخصصات الأدبية (ن= 337)	تقدير الذات عينة كلية (ن= 844)
المتوسط	31.19	30.81	30.92	30.81	30.87
الوسيط	31	30	31	30	30.50
المنوال	29	29	29	29	29
الانحراف المعياري	3.586	3.526	3.842	3.024	3.536
الالتواء	0.161	0.408-	0.467-	0.162	0.308-

يتضح من جدول (2) أن قيم المتوسط والوسيط والمنوال في جميع العينات تكاد تكون متساوية، بالإضافة إلى أن قيم معامل الالتواء لتقدير الذات في جميع العينات تقترب من الصفر؛ مما يعني أن توزيع درجات الطلاب على مقياس تقدير الذات في جميع العينات يقترب من الاعتدالية.

ب- التحقق من فروض البحث:

الفرض الرئيس الأول: **لا تختلف الخصائص السيكومترية لمقياس تقدير الذات المستخدم في هذا البحث باختلاف النوع** (**ذكور-إناث**).

للتحقق من هذا الفرض اعتمد الباحث على درجات طلاب وطالبات العينات الفرعية لعينة البحث الأساسية (عينة الذكور ن ذكور= 140، وعينة الإناث ن إناث= 704) على مقياس تقدير الذات، ولأن حجم عينة الإناث يبلغ خمسة أمثال حجم عينة الذكور، وقد يؤثر ذلك في الدلالة الإحصائية لصالح عينة الإناث؛ لذا ساوى الباحث بين حجم العينتين بحيث تكون نذكور= نإناث= 140، وقد تم اختيار طالبات عينة الإناث بطريقة عشوائية من التخصصين العلمي والأدبي بواسطة أحد أوامر برنامج SPSS وهو الأمر Select Cases، علمًا بأنه قد تم تمثيل التخصصين العلمي والأدبي في عينة الإناث بنفس تمثيلهما في عينة الذكور بواقع 80 طالبة علمي و 60 طالبة أدبي، وكانت النتائج على النحو التالي:

1- **لا تختلف معاملات الصعوبة لمفردات مقياس تقدير الذات باختلاف النوع**.

للتحقق من هذا الفرض قام الباحث بحساب قيم معاملات الصعوبة لمفردات المقياس باستخدام برنامج SPSS، وذلك من خلال حساب متوسط أداء كل من عينة الذكور وعينة الإناث على كل مفردة من مفردات المقياس؛ حيث إن معامل الصعوبة في حالة المفردات متدرجة الاستجابة يحسب من خلال متوسط المفردة، والمفردة الأكثر سهولة تكون أعلى في معامل صعوبتها، ويوضح جدول (3) تلك النتائج.

جدول (3)

معاملات صعوبة مفردات مقياس تقدير الذات لدى عينتي الذكور والإناث

(ن ذكور=ن إناث= 140)

م	المفـــــــردة	عينـــــة الذكور	عينـــــة الإناث
		معامل الصعوبة	معامل الصعوبة
1	إنني راض عن نفسي بشكل عام.	3,22	3,23
2	أعتقد أنني لست جيدًا على الإطلاق.	3,05	3,19
3	أشعر أن لدي عدد من الصفات الايجابية.	3,47	3,47
4	أشعر أنني قادر على القيام بالأعمال كمعظم الأشخاص الآخرين.	3,44	3,34
5	أشعر أنه ليس لدي الكثير كي أفخر به.	2,91	3,04
6	أشعر أنه لا فائدة منى.	3,45	3,40
7	أشعر أنني شخص ذو قيمة، على الأقل بدرجة مساوية للآخرين.	3,25	3,30
8	أتمنى أن احترم نفسي أكثر.	1,79	1,85
9	أشعر أنني فاشل.	3,34	3,28
10	اتجاهي نحو نفسي ايجابي.	3,27	3,24

يتضح من جدول (3) ما يلي:

– اختلاف معاملات الصعوبة لجميع مفردات مقياس تقدير الذات باختلاف النوع، فيما عدا المفردة رقم 3 " أشعر أن لدي عدد من الصفات الايجابية"؛ حيث بلغ معامل صعوبتها لدى العينتين 3,47، أما باقي المفردات فتراوحت معاملات صعوبتها لدى عينة الذكور بين 1,79 و3,45 ولدى عينة الإناث بين 1,85 و3,40.

– قيم معاملات صعوبة مفردات مقياس تقدير الذات لدى عينة الذكور أعلى من القيمة 2,5 (سبق الإشارة إلى هذه القيمة في تعريف معامل صعوبة المفردة) على مقياس ليكرت الرباعي؛ مما يعني أن المفردات سهلة أي أن الطلاب يميلون إلى اختيار البدائل الأعلى تقديرًا، فيما عدا المفردة رقم 8 " أتمنى أن أحترم نفسي أكثر" حيث بلغ معامل صعوبتها 1,79 مما يعني أنها مفردة صعبة بالنسبة لعينة الذكور أي أنهم يميلون إلى اختيار البدائل الأقل تقديرًا، والمفردة رقم 5 "أشعر أنه ليس لدي الكثير كي أفخر به" بلغ معامل صعوبتها 2,91 مما يعني أنها متوسطة الصعوبة.

– قيم معاملات صعوبة مفردات مقياس تقدير الذات لدى عينة الإناث جميعها أعلى من القيمة 2,5 على مقياس ليكرت الرباعي؛ مما يعني أنها مفردات سهلة، فيما عدا المفردة السالبة رقم 8 (أتمنى أن أحترم نفسي أكثر)؛ حيث بلغ معامل صعوبتها 1,85 مما يعني أنها مفردة صعبة بالنسبة لعينة الإناث أيضًا.

وللتحقق من دلالة الفروق بين معاملات صعوبة المفردات لدى عينتي الذكور والإناث استخدم الباحث اختبار "ت" لدلالة الفرق بين متوسطي عينتين مستقلتين، وكانت النتائج كما في جدول (4).

جدول (4)

دلالة الفروق بين معاملات صعوبة مفردات مقياس تقدير الذات لدى عينتي الذكور والإناث (ن ذكور=ن إناث= 140)

المفردة	عينة الذكور (ن=140)		عينة الإناث (ن=140)		درجات الحرية	قيمة "ت"	مستوى الشك	دلالة قيمة "ت"
	معامل الصعوبة	الانحراف المعياري	معامل الصعوبة	الانحراف المعياري				
1	3,22	0,635	3,23	0,580	278	0,098-	0,922	غير دالة
2	3,05	0,713	3,19	0,607	278	1,715-	0,087	غير دالة
3	3,47	0,581	3,47	0,529	278	0,000	1,000	غير دالة
4	3,44	0,603	3,34	0,583	278	1,512	0,132	غير دالة
5	2,91	0,786	3,04	0,708	278	1,518-	0,130	غير دالة
6	3,45	0,650	3,40	0,547	278	0,697	0,487	غير دالة
7	3,25	0,613	3,30	0,559	278	0,713-	0,476	غير دالة
8	1,79	0,718	1,85	0,729	278	0,744-	0,458	غير دالة

9	3,34	0,630	3,28	0,647	278	0,749	0,455	غير دالة
10	3,27	0,621	3,24	0,558	278	0,506	0,613	غير دالة

يتضح من جدول (4) أن جميع قيم "ت" للفروق بين معاملات صعوبة المفردات لدى عينتي الذكور والإناث أقل من القيمة ±1,96؛ مما يعني أنها غير دالة إحصائيًا، أي أنه لا توجد فروق دالة إحصائيًا بين معاملات صعوبة المفردات لدى عينتي الذكور والإناث، مما يعني أن النوع ليس له تأثيرًا دالًا إحصائيًا على قيم معاملات صعوبة المفردات، وتتفق هذه النتيجة بصفة عامة مع نتيجة دراسة كل من: (Simens & Globni, 2001)، و(معزوز جابر جميل، 2016)، و(صالح موسى محمد، 2021) واللتين توصلتا إلى عدم وجود تأثير دال إحصائيًا للنوع على معاملات صعوبة مفردات اختبار تحصيلي في الرياضيات.

2- **لا تختلف معاملات التمييز لمفردات مقياس تقدير الذات باختلاف النوع**.

للتحقق من صحة هذا الفرض قام الباحث بحساب معاملات التمييز لمفردات مقياس تقدير الذات لدى عينتي الذكور والإناث كل عينة على حدها من خلال حساب معامل الارتباط بين درجة المفردة والدرجة الكلية المصححة للمقياس، أي بعد حذف درجة المفردة من الدرجة الكلية للمقياس؛ حتى لا يحدث تضخم لقيمة معامل التمييز، وكانت النتائج كما في جدول (5)

جدول (5)

معاملات تمييز مفردات مقياس تقدير الذات لدى عينتي الذكور والإناث (ن ذكور=ن إناث= 140)

م	المفـــــــردة	عينـــــة الذكور معامل التمييز	عينـــــة الإناث معامل التمييز
1	إنني راض عن نفسي بشكل عام.	0,360	0,416
2	أعتقد أنني لست جيدًا على الإطلاق.	0,392	0,473
3	أشعر أن لدي عدد من الصفات الايجابية.	0,560	0,354
4	أشعر أنني قادر على القيام بالأعمال كمعظم الأشخاص الآخرين.	0,401	0,403
5	أشعر أنه ليس لدي الكثير كي أفخر به.	0,422	0,302
6	أشعر أنه لا فائدة منى.	0,479	0,580
7	أشعر أنني شخص ذو قيمة، على الأقل بدرجة مساوية للآخرين.	0,396	0,332

8	أتمنى أن احترم نفسي أكثر.	0,051-	0,078
9	أشعر أنني فاشل.	0,530	0,623
10	اتجاهي نحو نفسي ايجابي.	0,618	0,559

يتضح من جدول (5) ما يلي:

- اختلاف معاملات التمييز لمفردات مقياس تقدير الذات باختلاف النوع؛ حيث تراوحت معاملات تمييز المفردات لدى عينة الذكور بين -051,0 و 0,618 بينما لدى عينة الإناث تراوحت بين 0,078 و 0,623، وتتفق هذه النتيجة مع نتيجة دراسة (العيد قرين، عبد الحميد معوش، 2022).
- معاملات تمييز المفردات لدى عينتي الذكور والإناث جميعها مقبولة؛ حيث إنها أكبر من القيمة 0,30 كما أنها دالة إحصائيًا عند مستوى 0,01فيما عدا معامل تمييز المفردة رقم 8 لدى العينتين، مما يؤكد قدرة المفردات (1، 2، 3، 4، 5، 6، 7، 9، 10) على التمييز بين مرتفعي ومنخفضي تقدير الذات لدى العينتين.
- على الرغم من قيام الباحث بإعادة ترميز تقديرات البدائل في العبارات السالبة إلا أنه يلاحظ أن المفردة السالبة رقم "8" معامل تمييزها لدى الذكور -0,051 ولدى الإناث 0,078، وقد يرجع ذلك إلى سوء صياغة العبارة أو لعدم ارتباطها كمكون رئيس للمقياس.
- معاملات تمييز المفردات الموجبة (1، 3، 4، 7، 10) لدى عينة الذكور أعلى منها لدى عينة الإناث حيث تراوحت لدى الذكور بين 0,360 و0,618 بينما لدى الإناث تراوحت بين 0,332 و 0,559
- معاملات تمييز المفردات السالبة (2، 5، 6، 8، 9) لدى عينة الإناث أعلى منها لدى عينة الذكور حيث تراوحت لدى الإناث بين 0,078 و0,623 بينما لدى الذكور تراوحت بين -0,051 و 0,530

وللتحقق من دلالة الفرق بين معاملات تمييز المفردات لدى عينتي الذكور والإناث استخدم الباحث اختبار "Z" لفيشر (Fisher r to z) لحساب دلالة الفروق بين معاملات الارتباط (معاملات التمييز) باستخدام المعادلة التالية (Fisher, 1921):

$$z = \frac{\left(\frac{1}{2}\ln\frac{1+r_1}{1-r_1}\right) - \left(\frac{1}{2}\ln\frac{1+r_2}{1-r_2}\right)}{\sqrt{\frac{1}{n_1-3} + \frac{1}{n_2-3}}}$$

- وقد تم حساب قيمة Z باستخدام برنامج Soper Version 4.0 (Soper, 2020) علمًا بأن حجم عينة الذكور= 140 طالب، وحجم عينة الإناث= 140 طالبة، وكانت النتائج كما في جدول (6):

جدول (6)

دلالة الفروق بين معاملات تمييز مفردات مقياس تقدير الذات

لدى عينة الذكور (ن=140) وعينة الإناث (ن=140)

المفردة	معامل تمييز المفردة لدى عينة الذكور	معامل تمييز المفردة لدى عينة الإناث	قيمة Z	مستوى الشك	دلالة الفرق (دلالة قيمة z)
1	0,360	0,416	0,545-	0,585	غير دال
2	0,392	0,473	0,825-	0,408	غير دال
3	0,560	0,354	2,175	0,05	دال
4	0,401	0,403	0,019-	0,984	غير دال
5	0,422	0,302	1,145	0,252	غير دال
6	0,479	0,580	1,165-	0,243	غير دال
7	0,396	0,332	0,610	0,541	غير دال
8	0,051-	0,078	0,224-	0,822	غير دال
9	0,530	0,623	1,156-	0,247	غير دال
10	0,618	0,559	0,748	0,454	غير دال

يتضح من خلال جدول (6):

- عدم وجود فروق دالة إحصائيًا بين معاملات تمييز مفردات مقياس تقدير الذات (أرقام: 1، 2، 4، 5، 6، 7، 8، 9، 10) لدى عينتي الذكور والإناث؛ حيث جاءت قيم "Z" لدلالة الفروق بين معاملات التمييز غير دالة إحصائيًا لجميع المفردات، مما يعني تساوي القدرة التمييزية لهذه المفردات بين مرتفعي ومنخفضي تقدير الذات لدى عينتي الذكور والإناث، وتتفق هذه النتيجة بصفة عامة مع نتيجة دراسة كل من: (Simens & Globni, 2001)، و(معزوز جابر

جميل، 2016)، و(صالح موسى محمد، 2021) واللتين توصلتا إلى عدم وجود تأثير دال إحصائيًا للنوع على معاملات تمييز مفردات اختبار تحصيلي في الرياضيات، ويرجع ذلك إلى أن الفرق بين النوعين في تقدير الذات لا يكفي لتفسير قدرة المفردة على التمييز بين مرتفعي ومنخفضي تقدير الذات.

– وجود فرق دال إحصائيًا بين معاملي تمييز المفردة رقم 3 (أشعر أن لدي عدد من الصفات الايجابية) لدى عينتي الذكور والإناث؛ حيث كانت قيمة Z للفرق بين معاملي تمييز هذه المفردة "2,175" وهي دالة إحصائيًا عند مستوى ثقة 0,95 (مستوى شك 0,05)، مما يعني أن هذه المفردة أكثر قدرة على التمييز بين مرتفعي ومنخفضي تقدير الذات لدى عينة الذكور عنها لدى عينة الإناث.

3- لا يختلف الصدق التمييزي لمقياس تقدير الذات باختلاف النوع.

للتحقق من هذا الفرض استخدم الباحث معامل الارتباط الثنائي الأصيل لحساب الصدق التمييزي للمقياس لدى كل من: عينة الذكور، وعينة الإناث؛ حيث قام بترتيب درجات عينة الذكور (ن= 140) ودرجات عينة الإناث (ن= 140) تنازليًا في ضوء درجاتهم الكلية على مقياس تقدير الذات، وتحديد أعلى 27% في عينة الذكور (38 طالبًا) وأعلى 27% في عينة الإناث (38 طالبة)، وأقل 27% في عينة الذكور (38 طالبًا) وأقل 27% في عينة الإناث (38 طالبة)، ثم قام بحساب معامل الارتباط الثنائي الأصيل بين مستوى تقدير الذات (مرتفعي ومنخفضي تقدير الذات) والدرجة الكلية لمقياس تقدير الذات، وذلك في كل عينة على حدها، وكانت النتائج كما في جدول (7):

جدول (7)

قيم معاملات الصدق التمييزي لمقياس تقدير الذات لدى عينتي الذكور والإناث

الإحصاءة	عينة الذكور (ن= 76)	عينة الإناث (ن= 76)
معامل الصدق التمييزي	**0,935	**0,894

يتضح من جدول (7):

– اختلاف قيمة معامل الصدق التمييزي للمقياس باختلاف النوع، حيث بلغت 0,935 لدى عينة الذكور بينما بلغت 0,894 لدى عينة الإناث.

- قيم معامل الصدق التمييزي للمقياس لدى العينتين موجبة ودالة إحصائيًا عند مستوى ثقة 0,99 (مستوى شك 0.01) مما يعني قدرة المقياس على التمييز بين المجموعتين المتمايزتين: مرتفعي تقدير الذات، ومنخفضي تقدير الذات وأن الفرق بينهما لصالح مرتفعي تقدير الذات، وذلك لدى عينتي الذكور والإناث.

وللتحقق من دلالة الفرق بين معاملي الصدق التمييزي للمقياس لدى عينتي الذكور والإناث استخدم الباحث اختبار "Z" لفيشر، وبلغت قيمة Z 1,542 عند مستوى شك 0,123 وهي غير دالة إحصائيًا مما يعني أن الفرق بين معاملي الصدق التمييزي للعينتين غير جوهري، أي أن النوع لا يؤثر تأثيرًا دالًا إحصائيًا على الصدق التمييزي للمقياس.

وقد يرجع ارتفاع قيمة معامل الصدق التمييزي لدى عينة الذكور عنها لدى عينة الإناث، إلى اتساع مدى الفرق والتباين بين متوسطي درجات المجموعتين المتمايزتين (مرتفعي تقدير الذات، ومنخفضي تقدير الذات) لدى عينة الذكور عنه لدى عينة الإناث، كما في جدول (8).

جدول (8)

قيم المتوسطات للمجموعتين المتمايزتين (مرتفعي تقدير الذات، ومنخفضي تقدير الذات) لدى عينتي الذكور والإناث

الإحصاءة	عينة الذكور (ن= 76)		عينة الإناث (ن= 76)	
	منخفضو تقدير الذات (ن= 38)	مرتفعو تقدير الذات (ن= 38)	منخفضو تقدير الذات (ن= 38)	مرتفعو تقدير الذات (ن= 38)
المتوسط	26,97	35,74	27,84	35,53
الفرق بين المتوسطين	8,77		7,69	

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 أو السمة في عينة معينة فمن المحتمل أن يتناقص الارتباط بين درجات الطلاب على هذه السمة ودرجاتهم على أي متغير آخر، أي تتناقص قيمة معامل الارتباط بين متغيري: درجة الطلاب على مقياس تقدير الذات ومستوى تقدير الذات لدى هذه العينة.

4- **لا يختلف الاتساق الداخلي كمؤشر لصدق وثبات المقياس باختلاف النوع**.

للتحقق من هذا الفرض قام الباحث بإيجاد مصفوفة معاملات الارتباط بين مفردات المقياس ومتوسط هذه المعاملات لدى كل عينة على حدها، كما يلي:

- **الاتساق الداخلي لمقياس تقدير الذات لدى عينة الذكور**.

يوضح جدول (9) مصفوفة معاملات الارتباط بين مفردات المقياس، ويوضح جدول (10) متوسط معاملات الارتباط بين المفردات وأكبر وأصغر قيمة ارتباط ومدى الارتباطات وانحرافها المعياري:

جدول (9)

مصفوفة معاملات الارتباط بين مفردات مقياس تقدير الذات لدى عينة الذكور

(ن=140)

المفردة	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1	1,00									
2	0,150	1,00								
3	0,202	0,325	1,00							
4	0,118	0,132	0,488	1,00						
5	0,344	0,252	0,239	0,194	1,00					
6	0,210	0,355	0,463	0,314	0,125	1,00				
7	0,171	0,004	0,394	0,379	0,243	0,239	1,00			
8	0,03-	0,035	0,13-	-0,228	0,181	0,06-	0,025	1,00		
9	0,298	0,347	0,351	0,344	0,209	0,419	0,284	-0,07	1,00	
10	0,357	0,375	0,480	0,368	0,317	0,390	0,312	-0,04	0,482	1,00

جدول (10)

متوسط معاملات الارتباط بين مفردات مقياس تقدير الذات وأكبر وأصغر قيمة ارتباط ومدى الارتباطات وانحرافها المعياري لدى عينة الذكور (ن=140)

الإحصاءة	متوسط الارتباطات	أقل ارتباط بين المفردات	أعلى ارتباط بين المفردات	مدى الارتباطات	الانحراف المعياري للارتباطات
القيمة	0,229	0,004	0,488	0,484	0,176

يتضح من جدول (10) ما يلي:

1- أقل قيمة لمعامل الارتباط بين المفردات هي 0,004 وهي غير دالة إحصائيًا ودليل على الاغتراب.

2- أعلى قيمة لمعامل الارتباط بين المفردات هي 0,488

3- متوسط معاملات الارتباط بين مفردات المقياس بلغ 0,229 وهي قيمة غير مقبولة؛ حيث إن الحد الأدنى المقبول لقيمة متوسط معاملات الارتباط الدالة على الاتساق الداخلي بين مفردات المقياس هو 0,30

وتعني هذه النتائج أن أداء عينة الذكور على مفردات مقياس تقدير الذات لا يتصف بالاتساق، أي أن المفردات غير متجانسة ولا تقيس نفس البناء وهو تقدير الذات أحادي البعد (عامل عام).

- **الاتساق الداخلي لمقياس تقدير الذات لدى عينة الإناث**.

يوضح جدول (11) مصفوفة معاملات الارتباط بين مفردات المقياس، ويوضح جدول (12) متوسط معاملات الارتباط بين المفردات وأكبر وأصغر قيمة ارتباط ومدى الارتباطات وانحرافها المعياري.

جدول (11)

مصفوفة معاملات الارتباط بين مفردات مقياس تقدير الذات لدى عينة الإناث (ن=140)

المفردة	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1	1,00									
2	0,308	1,00								
3	0,068	0,241	1,00							
4	0,133	0,128	0,370	1,00						
5	0,046	0,199	0,195	0,366	1,00					
6	0,254	0,555	0,413	0,298	0,197	1,00				
7	0,120	0,216	0,346	0,263	0,131	0,264	1,00			
8	0,184	0,03-	0,07-	0,069	0,068	0,02-	0,08-	1,00		
9	0,443	0,472	0,160	0,265	0,162	0,598	0,225	0,166	1,00	
10	0,544	0,337	0,157	0,153	0,211	0,349	0,302	0,123	0,575	1,00

جدول (12)

متوسط معاملات الارتباط بين مفردات مقياس تقدير الذات وأكبر وأصغر قيمة ارتباط ومدى الارتباطات وانحرافها المعياري لدى عينة الإناث (ن=140)

الإحصاءة	متوسط الارتباطات	أقل ارتباط بين المفردات	أعلى ارتباط بين المفردات	مدى الارتباطات	الانحراف المعياري للارتباطات
القيمة	0,232	0,02-	0,598	0,578	0,164

يتضح من جدول (12) ما يلي:

1- أقل قيمة لمعامل الارتباط بين المفردات هي 0,02- وهي غير دالة إحصائيًا ودليل على الاغتراب.

2- أعلى قيمة لمعامل الارتباط بين المفردات هي 0,598

3- متوسط معاملات الارتباط بين مفردات المقياس بلغ 0,232 وهي قيمة غير مقبولة؛ حيث إن الحد الأدنى المقبول لقيمة متوسط معاملات الارتباط الدالة على الاتساق الداخلي بين مفردات المقياس هو 0,30

وتعني هذه النتائج أن أداء عينة الإناث على مفردات مقياس تقدير الذات لا يتصف بالاتساق أيضًا كعينة الذكور، أي أن المفردات غير متجانسة ولا تقيس نفس البناء وهو تقدير الذات أحادي البعد (عامل عام).

ويمكن تفسير نتائج عدم الاتساق الداخلي لمقياس تقدير الذات لدى عينتي الذكور والإناث إلى أن المقياس يتكون من مفردات موجبة (1، 3، 4، 7، 10) ومفردات سالبة (2، 5، 6، 8، 9)، وقد يختلف أداء الأفراد من المفردة الموجبة إلى السالبة، مما يعني عدم الاتساق في الأداء، الأمر الذي قد يشير إلى أن المفردات الموجبة تمثل بناء أو بعد يمكن تسميته تقدير الذاتي الإيجابي، والمفردات السالبة تمثل بعد آخر يمكن تسميته تقدير الذات السلبي.

ومما يؤكد ذلك ما أشارت إليه دراسة (Sonderen, Sanderman & Coyne, 2013) بأن احتواء المقياس أحادي البعد على مفردات موجبة وأخرى سالبة يؤدي إلى انتهاك أحادية البعد عند إجراء التحليل العاملي الاستكشافي، فيبدو المقياس متعدد الأبعاد، كما يؤدي إلى انخفاض الاتساق الداخلي للمقياس.

يتضح من خلال الجداول: (9)، (10)، (11)، (12) أنه على الرغم من اختلاف قيم معاملات الارتباط بين المفردات، واختلاف مدى الارتباطات، واختلاف قيمة الانحراف المعياري لمعاملات الارتباط بين عينتي الذكور والإناث، إلا أن اختلاف النوع لم يؤثر على الاتساق الداخلي لمقياس تقدير الذات؛ حيث لم يتحقق الاتساق الداخلي للمقياس لدى بيانات العينتين.

5- لا يختلف صدق التكوين الفرضي لمقياس تقدير الذات عبر المجموعات باختلاف النوع.

للتحقق من هذا الفرض قسم الباحث طلاب عينة الذكور (140 طالبًا) إلى مجموعتين ($ن_1$= $ن_2$= 70) بطريقة عشوائية بواسطة خيار Select Cases في برنامج SPSS، وكذلك قسم طالبات عينة الإناث (140 طالبة) إلى مجموعتين ($ن_1$= $ن_2$= 70) بنفس الطريقة، ثم قام بحساب معامل ألفا– كرونباك لكل مجموعة، وذلك في كل عينة على حدها، ثم قام بحساب قيمة اختبار "$كا^2$" لدلالة الفروق بين الاتساقات الداخلية للمجموعتين المستقلتين للعينة الواحدة، وذلك للتأكد من أن المقياس غير متحيز لمجموعة معينة، وأن التكوين الفرضي الذي يقيسه المقياس في المجموعة الأولى هو نفس التكوين الفرضي الذي يقيسه في المجموعة الثانية في العينتين.

وتم حساب كا^2 لدلالة الفرق بين معاملات ثبات ألفا للمجموعتين المستقلتين الفرعيتين لكل من عينة الذكور وعينة الإناث كل عينة على حدها باستخدام حزمة البرامج COCRON (COmparing CRONbach's alphas"; version 1.0-1) الإصدار 1.0-1 وهي اختصار لـ (1.0-1) وتعتمد على الأساليب التي وضعها Feldt et al (1987) لقياس دلالة الفروق بين معاملات ألفا–كرونباك للمجموعات المستقلة (Diedenhofen & Musch, 2016, 54) وكانت النتائج كما في جدول (13).

جدول (13)

نتيجة اختبار كا^2 لدلالة الفرق بين الاتساقات الداخلية للمجموعتين المستقلتين الفرعيتين لكل من عينة الذكور وعينة الإناث على مقياس تقدير الذات

العينة	المجموعة	الحجم	عدد مفردات المقياس	معامل الاتساق الداخلي ألفا	قيمة Chisq	مستوى الشك	دلالة قيمة Chisq
ذكور	المجموعة الأولى	70	10	0,749	0,0175	0,8949	غير دالة
	المجموعة الثانية	70	10	0,740			
إناث	المجموعة الأولى	70	10	0,812	5,242	0,02	دالة
	المجموعة الثانية	70	10	0,652			

يتضح من جدول (13) ما يلي:

- قيمة كا^2 لدلالة الفرق في الاتساقات الداخلية بين مجموعتي عينة الذكور بلغت 0,0175 وهي غير دالة إحصائيًا؛ مما يعني أن المقياس يقيس تكوينًا فرضيًا واحدًا عبر مجموعتي عينة الذكور، ولا يوجد تحيز لمجموعة معينة؛ أي أن المقياس قادر على قياس تقدير الذات عبر المجموعات المختلفة لعينة الذكور.
- قيمة كا^2 لدلالة الفرق في الاتساقات الداخلية بين مجموعتي عينة الإناث بلغت 5,242 وهي دالة إحصائيًا عند مستوى ثقة 0,98 (مستوى شك 0,02)؛ مما يعني أن المقياس لا يقيس تكوينًا فرضيًا واحدًا عبر مجموعتي عينة الإناث، ومن ثم يوجد تحيز لمجموعة معينة؛ أي أن المقياس غير قادر على قياس تقدير الذات عبر المجموعات المختلفة لعينة الإناث.

- اختلف صدق التكوين الفرضي لمقياس تقدير الذات عبر المجموعات باختلاف النوع، حيث إن المقياس يقيس تكوينًا فرضيًا واحدًا لدى مجموعتي عينة الذكور، ولكنه لا يقيس تكوينًا فرضيًا واحدًا لدى مجموعتي عينة الإناث.

6- **لا تختلف نتائج التحليل العاملي الاستكشافي لمقياس تقدير الذات باختلاف النوع**.

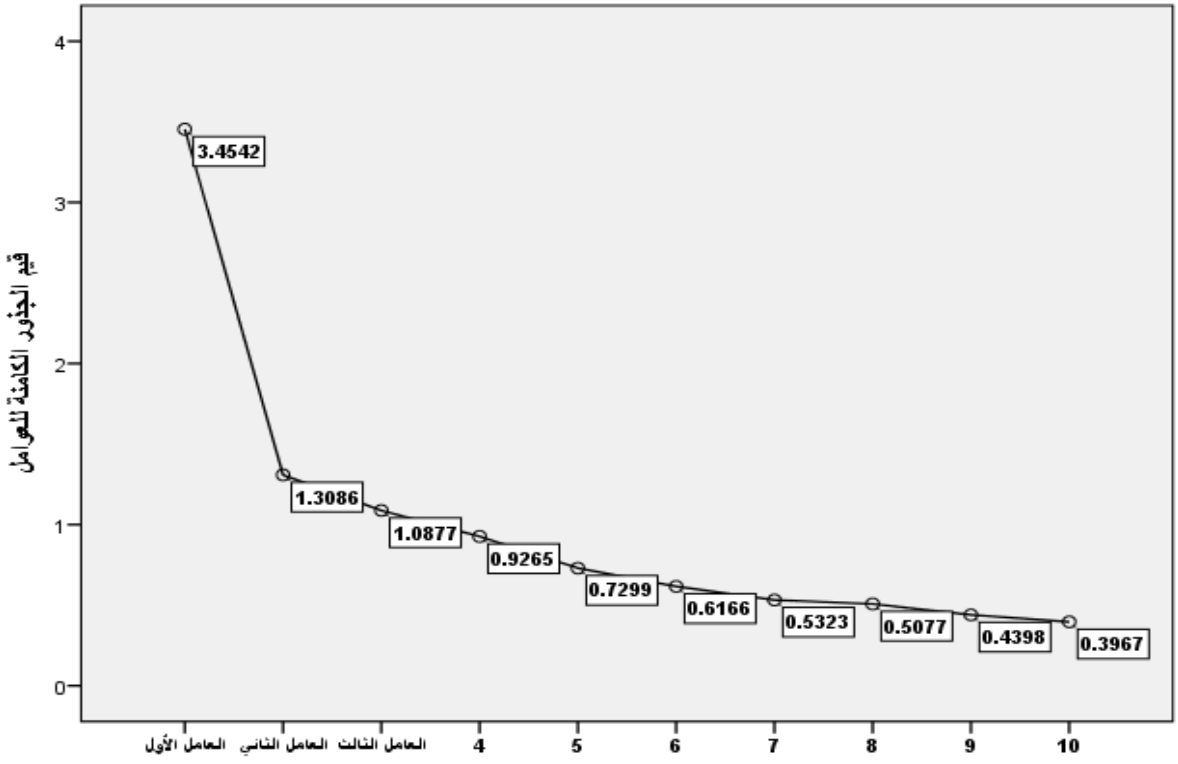
للتحقق من ذلك أخضع الباحث درجات طلاب عينة الذكور (ن= 140 طالبًا) ودرجات طلاب عينة الإناث (ن= 140 طالبة) على مقياس تقدير الذات للتحليل العاملي الاستكشافي بطريقة المكونات الأساسية Principal Component، مع استخدام التدوير المتعامد بطريقة الفاريماكس Varimax واعتمادًا على المحكات التالية: العامل الجوهري هو ما كان له جذر كامن ≥ 1، ومحك التشبع الجوهري للمفردة بالعامل ≥ 0.4،

وذلك لبيان مدى الاختلاف في نتائج هذا التحليل بين النوعين من حيث: عدد العوامل المستخلصة، ونسبة التباين المفسرة، وأحادية البعد، ويوضح جدول (14) العوامل التي تم الحصول عليها والجذور الكامنة لها ونسبة تباينها ونسبة التباين التراكمية (التكرار المتجمع الصاعد)، ويوضح شكل: (1)، و(2) العوامل المستخلصة بالرسم.

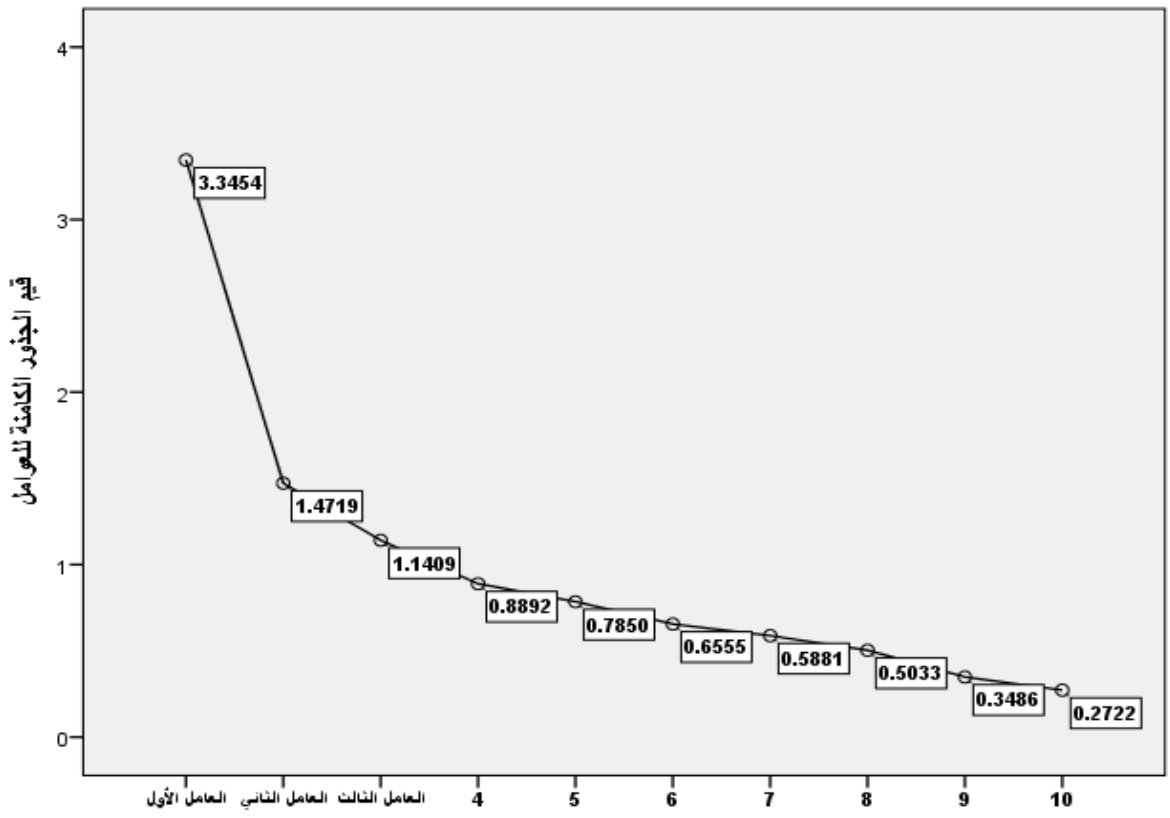
جدول (14)

نتائج التحليل العاملي الاستكشافي لمقياس تقدير الذات لدى عينتي الذكور والإناث

العامل	عينة الذكور (ن= 140)			العامل	عينة الإناث (ن= 140)		
	الجذر الكامن	نسبة التباين التي يفسرها العامل	نسبة التباين التراكمية		الجذر الكامن	نسبة التباين التي يفسرها العامل	نسبة التباين التراكمية
الأول	3.454	34.542	34.542	الأول	3.345	33.454	33.454
الثاني	1.309	13.086	47.627	الثاني	1.472	14.719	48.173
الثالث	1.088	10.877	58.504	الثالث	1.141	11.409	59.582



شكل (1) عدد العوامل الناتجة عن التحليل العاملي الاستكشافي لمقياس تقدير الذات لدى عينة الذكور (ن= 140)



شكل (2) عدد العوامل الناتجة عن التحليل العاملي الاستكشافي لمقياس تقدير الذات لدى عينة الإناث (ن= 140)

يتضح من جدول (14) وشكل: (1)، و(2) ما يلي:

أولًا: بالنسبة لعينة الذكور:

- عدد العوامل المستخلصة من التحليل والتي جذرها الكامن أكبر من 1 ثلاثة عوامل، بلغ الجذر الكامن للعامل الأول 3,454 ويفسر 34,542% من التباين الكلي بينما بلغ الجذر الكامن للعامل الثاني 1,309 ويفسر 13,086% من التباين الكلي، وبلغ الجذر الكامن للعامل الثالث 1,088 ويفسر 10,877% من التباين الكلي.
- نسبة التباين المفسرة للعوامل الثلاثة (للمقياس ككل) 58,504%.
- نسبة التباين المفسر للعامل الأول أعلى من 20%؛ إذ بلغت 34,542%.
- نسبة تباين العامل الأول إلى العامل الثاني أعلى من الضعف؛ حيث بلغت 2,639

ثانياً: بالنسبة لعينة الإناث:

- عدد العوامل المستخلصة من التحليل والتي جذرها الكامن أكبر من 1 ثلاثة عوامل، بلغ الجذر الكامن للعامل الأول 3,345 ويفسر 33,454% من التباين الكلي بينما بلغ الجذر الكامن للعامل الثاني 1,472 ويفسر 14,719% من التباين الكلي، وبلغ الجذر الكامن للعامل الثالث 1,141 ويفسر 11,409% من التباين الكلي
- نسبة التباين المفسرة للمقياس ككل 59,582%.
- نسبة التباين المفسر للعامل الأول أعلى من 20%؛ إذ بلغت 33,454%.
- نسبة تباين العامل الأول إلى العامل الثاني أعلى من الضعف؛ حيث بلغت 2,272
- **معامل المطابقة لتوكر:**

للتحقق من مدى اتفاق أو اختلاف البنية العاملية الناتجة عن التحليل العاملي الاستكشافي لدرجات عينتي الذكور والإناث على مقياس تقدير الذات 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. وذلك من خلال المعادلة التالية (Tucker, 1951, 19; Bedeian, Armenakis & Randolph, 1988, 560; Lorenzo-Seva & ten Berge, 2006, 57):

$$\varphi\,(X,Y) = \frac{\sum X_i Y_i}{\sqrt{\sum X_i^{\,2} \sum Y_i^{\,2}}}$$

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 $|x_i y_i|$ ليكون بسط المعادلة السابقة هو $\Sigma|x_i y_i|$ بدلًا من $\Sigma x_i y_i$ كما يلي (Lovik et al., 2020, 61-62):

$$\varphi\ (X,Y) = \frac{\sum |X_i Y_i|}{\sqrt{\sum X_i^2 \sum Y_i^2}}$$

وباستخدام برنامج Microsoft Office Excel قام الباحث بحساب قيم معامل المطابقة بين العوامل المستخلصة من التحليل العاملي الاستكشافي لدى عينتي الذكور والإناث، ويوضح جدول (15) هذه القيم.

جدول (15)

قيم معاملات المطابقة لتوكر بين عوامل تقدير الذات المستخلصة من التحليل العاملي الاستكشافي لمقياس تقدير الذات لدى عينتي الذكور والإناث

العوامل	معامل المطابقة
الأول ذكور X الأول إناث	0,822
الثاني ذكور X الثاني إناث	0,555
الثالث ذكور X الثالث إناث	0,670

يتضح من جدول (15) ما يلي:

1- مطابقة العامل الأول لدى عينة الذكور للعامل الأول لدى عينة الإناث؛ حيث كانت قيمة معامل المطابقة بينهما 0.822 وهي أعلى من قيمة القطع 0,82 التي وضعها Tucker كحد فاصل بين المطابقة وعدم المطابقة بين العوامل.

2- عدم مطابقة العامل الثاني لدى عينة الذكور للعامل الثاني لدى عينة الإناث؛ حيث كانت قيمة معامل المطابقة بين العاملين 0.555 وهي أقل من قيمة القطع 0,82 التي وضعها Tucker كحد فاصل بين المطابقة وعدم المطابقة بين العوامل.

3- عدم مطابقة العامل الثالث لدى عينة الذكور للعامل الثالث لدى عينة الإناث؛ حيث كانت قيمة معامل المطابقة بين العاملين 0.670 وهي أقل من قيمة القطع 0,82 التي وضعها Tucker كحد فاصل بين المطابقة وعدم المطابقة بين العوامل.

كما أن جميع القيم أقل من قيمة القطع 0,85 التي وضعها Lorenzo-Seva and ten Berge (2006, 61) كحد فاصل يمنع التطابق أدناه، وقد أشار Jensen (1998, 172) إلى أنه إذا تخطت قيمة معامل المطابقة 0,90 فإنها تعني أن العوامل تتشابه بدرجة عالية

"Highly Similar" وإذا تخطت القيمة 0,95 فإنها تعني مطابقة واقعية بين العوامل "Virtual Identity".

وبناءً على هذه النتائج فإن البنية العاملية لمقياس تقدير الذات لدى عينة الذكور لا تتفق مع البنية العاملية لنفس المقياس لدى عينة الإناث، وقد يرجع ذلك إلى اختلاف المفردات التي تشبعت على العوامل بين الذكور والإناث بالإضافة إلى اختلاف قيمة التشبعات للمفردات التي تشبعت على نفس العوامل لدى الذكور والإناث، ويوضح ذلك جدول (16):

جدول (16)

تشبعات المفردات على العوامل الناتجة من التحليل العاملي الاستكشافي لدرجات عينتي الذكور والإناث على مقياس تقدير الذات.

المفردة	عينة الذكور			عينة الإناث		
	العامل الأول	العامل الثاني	العامل الثالث	العامل الأول	العامل الثاني	العامل الثالث
1	-	-	0,408	0,832	-	-
2	0,934	-	-	0,636	-	-
3	-	0,496	-	-	0,509	-
4	-	0,735	-	-	0,855	-
5	-	-	0,697	-	0,787	-
6	0,683	-	-	0,557	-	-
7	-	0,879	-	-	-	-
8	-	-	0,734	-	-	0,830-
9	0,618	-	-	0,841	-	-
10	0,577	-	-	0,813	-	-

يتضح من جدول (16) ما يلي:

1- العامل الأول لدى الذكور تشبعت عليه أربع مفردات أرقام: 2، 6، 9، 10 بقيم تشبع تراوحت بين 0,577 و 0,934 والعامل الأول لدى الإناث تشبعت عليه نفس المفردات (2، 6، 9، 10) بالإضافة إلى المفردة رقم 1 وتراوحت تشبعاتها بين 0,557 و0,841، أي أن العاملين اشتركا في 4 مفردات (2، 6، 9، 10) وهو ما يفسر تطابق العاملين.

2- العامل الثاني لدى الذكور تشبعت عليه ثلاث مفردات أرقام: 3، 4، 7 وتراوحت تشبعاتها بين 0,496 و 0,879 أما العامل الثاني لدى الإناث فتشبعت عليه ثلاث مفردات أرقام: 3، 4، 5 وتراوحت تشبعاتها بين 0,509 و 0,855، نجد هنا أن كل من العاملين تشبعت عليه مفردة مختلفة عن العامل الآخر، فلدى الذكور تشبعت المفردة رقم 7 على العامل الثاني بالإضافة إلى المفردتين أرقام (3، 4)، ولدى الإناث تشبعت المفردة رقم 5 على العامل الثاني بالإضافة إلى المفردتين أرقام (3، 4)، مما يُفسر سبب عدم تتطابق العاملين.

3- العامل الثالث لدى الذكور تشبعت عليه ثلاث مفردات أرقام: 1، 5، 8 بقيم تشبع تراوحت بين 0,408 و 0,734أما لدى الإناث فتشبعت عليه مفردة واحدة رقم 8 بقيمة تشبع 0,830، مما يُفسر سبب عدم تتطابق العاملين.

وبناءً على هذه النتائج يمكن القول بأن نتائج التحليل العاملي الاستكشافي لمقياس تقدير الذات لدى عينتي الذكور والإناث **اتفقت من حيث:**

- تساوى عدد العوامل المستخلصة من التحليل في العينتين (ثلاثة عوامل).
- عدم تحقق أحادية البعد في العينتين.
- تطابق العامل الأول الناتج عن التحليل العاملي لمقياس تقدير الذات لدى كل من عينة الذكور وعينة الإناث.

بينما اختلفت هذه النتائج من حيث:

- نسبة التباين التي يفسرها المقياس ككل في العينتين؛ حيث كانت لدى الذكور 58.504% بينما لدى الإناث 59.582%.
- نسبة التباين التي يفسرها كل عامل على حده من العوامل الثلاثة لدى العينتين.
- المفردات المتشبعة على العوامل في العينتين.
- مطابقة العوامل المستخلصة من التحليل؛ حيث لم يتطابق العاملين الثاني والثالث الناتجين عن التحليل العاملي لدى عينة الذكور مع العاملين الثاني والثالث الناتجين عن التحليل العاملي لدى عينة الإناث.

وقد يرجع سبب استخلاص التحليل العاملي الاستكشافي لدرجات عينتي الذكور والإناث على مقياس تقدير الذات لـ Rosenberg (1965) لثلاثة عوامل على الرغم من أن المقياس عامل

عام (أحادي البُعد) إلى احتواء المقياس على مفردات موجبة ومفردات سالبة، وقد يحدث أن تتجمع المفردات الموجبة معًا على عامل والمفردات السالبة معًا على عامل ويتم الحصول على عاملين بدلًا من عامل واحد (عبد العزيز محمد حسب الله، 2020أ، 130-131).

وهو ما حدث هنا بالفعل لدى العينتين؛ ففي عينة الذكور تجمعت ثلاث مفردات سالبة (2، 6، 9) على العامل الأول، وثلاث مفردات موجبة (3، 4، 7) على العامل الثاني، ومفردتان سالبتان (5، 8) على العامل الثالث، وهكذا الحال بالنسبة لعينة الإناث.

وتتفق نتائج هذا التحليل مع ما أشار إليه Chen, Rendina-Gobioff and Dedrick (2010, 21-22) بأن احتواء مقاييس التقرير الذاتي على مفردات موجبة ومفردات سالبة يؤدي إلى وجود أخطاء القياس من النوع المنتظمة، والتي تعمل على تشويه النتائج والتفسيرات المبنية عليها، كما قد تؤدي إلى ظهور المفاهيم أحادية البعد متعددة الأبعاد نتيجة وجود عوامل مصطنعة مرتبطة بطريقة صوغ المفردات، أي أن المفردات الموجبة والسالبة قد تشكل عاملين.

كما تتفق مع نتيجة دراسة (Harvey, Billings & Nilan, 1985) والتي توصلت إلى أن احتواء المقياس على مفردات ذات صياغة سالبة أو ذات ترميز عكسي قد ينتج عنها في التحليل العاملي الاستكشافي عوامل فعلية تتكون من مفردات سالبة.

كذلك تتفق مع نتيجة دراسة (Carmines & Zeller, 1979, 63-70) والتي تحققت ـ باستخدام التحليل العاملي الاستكشافي أيضًا ـ من البنية العاملية لمقياس تقدير الذات لـ Rosenberg (1965) (المستخدم في البحث الحالي)، وأسفرت نتائج التحليل عن عاملين يعكسان المفردات الموجبة والسالبة، تم تسمية العامل الأول بتقدير الذات الإيجابي والعامل الثاني بتقدير الذات السلبي، وأرجع الباحثان هذه النتيجة إلى تأثير طريقة صوغ المفردات (الصياغة الموجبة والصياغة السالبة).

كما تتفق مع نتائج دراسة (محمد إبراهيم محمد، 2017) والتي هدفت إلى دراسة أثر طريقة صياغة المفردات على البناء العاملي للمقياس، حيث أظهرت نتائج التحليل العاملي الاستكشافي تأثر البنية العاملية للمقياس المستخدم بطريقة صياغة المفردات، فقد تجمعت المفردات السالبة على عامل وتجمعت المفردات الموجبة على عامل آخر، وكونا عاملين مستقلين، رغم أن مقياس كفاءة الذات المستخدم في هذا البحث كان أحادي البعد.

وكذلك تتفق مع نتيجة دراسة كل من: (نضال كمال الشريفين، 2009)، و(جمال ذياب العضايلة، 2018) واللتين توصلتا إلى أنه كلما قل عدد المفردات السالبة وزاد عدد المفردات الموجبة كانت معاملات صدق وثبات المقياس أفضل، وأن أفضل نمط لصياغة مفردات المقياس من حيث الخصائص السيكومترية، هو النمط الذي جميع مفرداته إيجابية.

وذلك لأن طريقة صياغة مفردات المقياس تمثل أحد أوجه مصادر أخطاء القياس المنتظمة التي يمكن أن تشوه معنى وتفسير الدرجات داخل المجموعات وفيما بينها عن طريق قمع أو تضخيم العلاقات بين المتغيرات (Bagozzi, 1993, 50; Marsh, Scalas & Nagengast, 2010, 367).

وتؤدي هذه النتائج إلى إجراء لابد منه عند بناء المقاييس النفسية لضمان الضبط المنهجي في بحوث العلوم الإنسانية، وهو ضرورة صياغة جميع مفردات المقياس في اتجاه واحد سواءً أكان موجبًا أم سالبًا؛ حتى لا يحدث تشوه للبنية العاملية للمقياس، ولا يتم انتهاك أحادية البعد، بما يضمن دقة وموضوعية القياس، ومن ثم دقة وموضوعية النتائج، فاحتواء المقياس على مفردات موجبة وسالبة يؤدي إلى تشويه البنية العاملية للمقياس.

7- لا تختلف نتائج التحليل العاملي التوكيدي لمقياس تقدير الذات باختلاف النوع.

للتحقق من هذا الفرض أخضع الباحث درجات طلاب عينة الذكور (ن= 140) ودرجات طالبات عينة الإناث (ن= 140) على مقياس 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.

أولاً: معاملات الانحدار غير المعيارية للمفردات والخطأ المعياري والقيمة الحرجة:

يوضح جدول (17)، وجدول (18) الانحدارات غير المعيارية (قيم بيتا غير المعيارية) للمفردات والخطأ المعياري والقيمة الحرجة لدى عينتي الذكور والإناث على الترتيب، علمًا بأن القيمة الحرجة تساوي خارج قسمة الانحدار غير المعياري على الخطأ المعياري لتشبع المفردة على العامل الكامن، وهي إحصاءة لها توزيع قيمة Z لذا تكون دالة عند مستوى ثقة 0,95 (مستوى شك 0.05) إذا كانت قيمتها أكبر من أو تساوي 1,96.

جدول (17)

التقديرات غير المعيارية لمفردات مقياس تقدير الذات والخطأ المعياري والقيمة الحرجة ومستوى الدلالة لدى عينة الذكور (ن=140)

المفردة	الانحدار غير المعياري	الخطأ المعياري	القيمة الحرجة	مستوى الشك
1	1,000	–	–	–
2	1,288	0,368	3,504	0,001
3	1,605	0,386	4,163	0,001
4	1,344	0,348	3,861	0,001
5	1,209	0,377	3,206	0.001
6	1,533	0,388	3,948	0,001
7	1,133	0,320	3,546	0,001
8	0,301-	0,272	1,105-	0,269
9	1,564	0,389	4,022	0,001
10	1,766	0,421	4,196	0,001

يتضح من جدول (17):

- المفردة رقم (1) تم تثبيتها بالقيمة "1" قبل إجراء التحليل العاملي التوكيدي؛ لذا لا يظهر لها خطأ معياري أو قيمة حرجة أو مستوى شك.
- أن قيم بيتا غير المعيارية تراوحت بين 301,0- و 1,766 والقيم الحرجة تراوحت بين 1,105- و 4,196 وجميعها دالة إحصائيًا فيما عدا القيمة الحرجة للمفردة رقم 8 حيث كانت أقل من القيمة 1,96، مما يعني أن تشبعات المفردات بالعامل الكامن (تقدير الذات) لدى عينة الذكور جميعها دالة إحصائيًا فيما عدا المفردة رقم 8.

جدول (18)

التقديرات غير المعيارية لمفردات مقياس تقدير الذات والخطأ المعياري والقيمة الحرجة ومستوى الدلالة لدى عينة الإناث (ن=140)

المفردة	الانحدار غير المعياري	الخطأ المعياري	القيمة الحرجة	مستوى الشك
1	1,000	–	–	–
2	1,258	0,249	5,051	0,001
3	0,645	0,184	3,499	0,001
4	0,716	0,203	3,519	0,001
5	0,673	0,237	2,843	0.004
6	1,327	0,242	5,478	0,001
7	0,689	0,195	3,533	0,001
8	0,255	0,229	1,112	0,266

9	1,724	0,303	5,686	0,001
10	1,213	0,234	5,188	0,001

يتضح من جدول (18) أن قيم بيتا غير المعيارية تراوحت بين 0,255 و 1,724 والقيم الحرجة تراوحت بين 1,112 و 5,686 وجميعها دالة إحصائيًا فيما عدا القيمة الحرجة للمفردة رقم 8 حيث كانت أقل من القيمة 1,96، مما يعني أن تشبعات المفردات بالعامل الكامن (تقدير الذات) لدى عينة الإناث جميعها دالة إحصائيًا فيما عدا المفردة رقم 8، وتتفق هذه النتائج مع نتائج عينة الذكور.

ثانياً: معاملات الانحدار المعيارية (التشبعات) للمفردات لدى عينتي الذكور والإناث

جدول (19)

معاملات الانحدار المعيارية للمفردات لدى عينتي الذكور والإناث

المفردة	عينة الذكور ن= 140	عينة الإناث ن= 140	المفردة	عينة الذكور ن= 140	عينة الإناث ن= 140
1	0.398	0.515	6	0.596	0.724
2	0.456	0.618	7	0.467	0.368
3	0.698	0.364	8	0.106-	0.104
4	0.563	0.366	9	0.627	0.795
5	0.389	0.283	10	0.718	0.649

يتضح من جدول (19) ما يلي:

- اختلاف معاملات الانحدار المعيارية بسبب اختلاف النوع.
- المفردات المتشبعة على العامل الكامن (تقدير الذات) في عينة الذكور هي نفس المفردات المتشبعة على العامل الكامن في عينة الإناث.
- جميع المفردات متشبعة على العامل الكامن باستثناء المفردة رقم 8 التي كان معامل انحدارها غير دال إحصائيًا في العينتين.
- المفردات السالبة (2، 6، 9) معاملات انحدارها لدى عينة الإناث أعلى من معاملات انحدارها لدى عينة الذكور.

- المفردات الموجبة (3، 4، 7، 10) معاملات انحدارها لدى عينة الذكور أعلى من معاملات انحدارها لدى عينة الإناث.

ثالثًا: مؤشرات جودة المطابقة للنموذج البنائي لمقياس تقدير الذات لدى العينتين.

جدول (20)

مؤشرات جودة المطابقة للنموذج البنائي لمقياس تقدير الذات لدى عينتي الذكور والإناث

مؤشر المطابقة	عينة الذكور ن= 140	عينة الإناث ن= 140
CMIN/DF	2.058***	3.300***
IFI	0.872	0.756
TLI	0.830	0.677
CFI	0.868	0.749
PCFI	0.675	0.582

يتضح من جدول (20) ما يلي:

- اختلاف قيم مؤشرات جودة المطابقة IFI، TLI، CFI، PCFI باختلاف النوع؛ حيث كانت أفضل لدى عينة الذكور؛ حيث تقترب من القيمة التي تحقق أفضل مطابقة للبيانات؛ مما يدل على أن أفضل مطابقة للبنية العاملية المفترضة للمقياس (نموذج العامل الكامن الواحد) كانت مع بيانات عينة الذكور.
- مؤشر نسبة كا^2 إلى درجات الحرية (CMIN/DF) دال إحصائيًا في العينتين؛ حيث إنه يتأثر بحجم العينة (ن= 140)، ولكن كانت قيمته أقل لدى عينة الذكور، وهو مؤشر سوء مطابقة كلما انخفضت قيمته دلت على حسن المطابقة.

من خلال النتائج السابقة في جدول: (19)، و(20) يتضح أن نتائج التحليل العاملي التوكيدي لمقياس تقدير الذات فيما يتعلق بمعاملات الانحدار المعيارية للمفردات ومؤشرات جودة المطابقة قد اختلفت باختلاف النوع؛ حيث كانت أفضل لدى عينة الذكور.

8- **لا يتكافئ قياس تقدير الذات بين عينتي الذكور والإناث**:

للتحقق من هذا الفرض استخدم الباحث أسلوب التحليل العاملي التوكيدي متعدد المجموعات باستخدام AMOS Measurement Invariance حيث تمت المقارنة بين

عينتي الذكور والإناث في ضوء أفضل نموذج لمقياس تقدير الذات (نموذج العامل العام) والذي حقق مؤشرات جودة مطابقة جيدة مع بيانات العينتين.

وتم التحقق من تكافؤ القياس في ضوء مستويات التكافؤ الأربعة: التكافؤ الشكلي، التكافؤ المتري، تكافؤ التدريج، وتكافؤ البواقي، وقد أسفرت نتائج التحليل العاملي التوكيدي متعدد المجموعات للمقارنة بين البنية العاملية للمقياس في العينتين عن النتائج التالية كما في جدول (21).

جدول (21)

نتائج تكافؤ القياس لنموذج العامل العام لمقياس تقدير الذات لدى عينتي الذكور والإناث (ن1=ن2= 140)

نموذج التكافؤ	رمز النموذج	CMIN	DF	P-Value	RMSEA	GFI	IFI	TLI	CFI
Configural Invariance	M0	43.876	32	0.079	0.037	0.969	0.982	0.944	0.980
Metric Invariance	M1	61.492	42	0.026	0.041	0.958	0.970	0.930	0.968
Residual Invariance	M2	130.548	71	0.001	0.055	0.920	0.904	0.874	0.901

يتضح من جدول (21) ما يلي:

أ- عدم احتوائه على أية نتائج خاصة بتكافؤ التدريج والذي من خلاله يتم تقييم مدى تكافؤ الارتباطات بين العوامل الكامنة لمقياس تقدير الذات لدى عينتي الذكور والإناث، ويرجع ذلك إلى أن المقياس لدى كل من العينتين يتكون من عامل واحد فقط؛ حيث تم اختبار نموذج العامل العام لتقدير الذات الذي تتشبع عليه العشرة مفردات لدى العينتين، والذي حقق أفضل مؤشرات جودة مطابقة لديهما، وقد تم تثبيت التباين في هذا العامل لدى العينتين بالقيمة "1".

ب- المقياس حافظ فقط على التكافؤ الشكلي (صورة البناء الرئيسة) بين عينتي الذكور والإناث؛ حيث كانت قيمة كا^2 (CMIN) غير دالة إحصائيًا، وكانت مؤشرات جودة المطابقة CFI, TLI, IFI, GFI, RMSEA متحققة بدرجة عالية، أما التكافؤ المتري وتكافؤ البواقي فهما غير متحققين؛ حيث كانت قيمة كا^2 (CMIN) في كل منهما دالة إحصائيًا، وهذا يعني:

1. وجود تكافؤ في البنية العاملية الشكلية للمقياس بين عينتي الذكور والإناث من حيث:
   - عدد العوامل الكامنة في العينتين (عامل واحد).

- عدد المفردات المتشبعة على هذا العامل في العينتين (9 مفردات).
- المفردات المتشبعة على العامل الكامن في عينة الذكور هي نفس المفردات المتشبعة على العامل الكامن في عينة الإناث، ويتضح ذلك من الجدول: (17)، (18) و(19).

2. وجود فروق دالة إحصائيًا بين تشبعات المفردات على العامل الكامن بين عينتي الذكور والإناث، ويوضح جدول (22) قيم النسبة الحرجة للفروق Critical Ratios For Differences بين تشبعات المفردات على العامل الكامن في العينتين.

جدول (22)

النسبة الحرجة للفروق بين تشبعات المفردات على العامل الكامن (تقدير الذات) لدى عينتي الذكور والإناث (ن1=ن2= 140)

فرق تشبعات المفردات	ذ1-ث1	ذ2-ث2	ذ3-ث3	ذ4-ث4	ذ5-ث5	ذ6-ث6	ذ7-ث7	ذ8-ث8	ذ9-ث9	ذ10-ث10
النسبة الحرجة للفرق	0,532	2.238	1,533	1,158	0,194	1,834	1,858	0,045	1,316	1,552

ذ1-ث1 (تشير إلى قيمة الفرق بين تشبع المفردة الأولى على العامل الكامن لدى عينة الذكور وتشبع نفس المفردة على العامل الكامن لدى عينة الإناث)

يتضح من جدول (22) أن قيم النسبة الحرجة Z للفرق بين تشبع المفردات على العامل الكامن في العينتين غير دالة إحصائيًا؛ حيث كانت القيم أقل من القيمة 1,96 فيما عدا قيمة Z لفرق تشبع المفردة رقم (2) في العينتين؛ حيث بلغت قيمتها 2,238 وهي أكبر من 1,96؛ لذا لم يتحقق التكافؤ المتري، ومن ثم لا يمكن تحقق تكافؤ البواقي، ويرجع ذلك إلى اختلاف فهم وتفسير المفردة رقم "2" بين العينتين.

الاستنتاج المبني على نتائج هذا الفرض:

نستنتج من ذلك أنه لا يمكن المقارنة بين عينتي الذكور والإناث على مقياس تقدير الذات إلا بعد مقارنة البنية العاملية للمقياس والتحقق من تكافؤ القياس بينهما أولًا، فإذا تحقق التكافؤ الشكلي ولم يتحقق التكافؤ المتري كما دلت على ذلك نتائج هذا الفرض (الفرض الفرعي الثامن للفرض الرئيس الأول)، فعلى الباحث البحث عن المفردات التي فرق تشبعها على العامل العام في العينتين دال إحصائيًا واستبعاد درجات هذه المفردات من الدرجة الكلية للطلاب في العينتين

ثم إجراء المقارنة؛ حيث إن وجود فرق في تشبع أي من المفردات على العامل الكامن من عينة إلى أخرى يعني اختلاف معنى وتفسير هذه المفردة من الذكور إلى الإناث.

9- **لا يختلف ثبات الأداء على مقياس تقدير الذات باختلاف النوع**:

وللتحقق من هذا الفرض تم استخدام برنامج SPSS لحساب الثبات بطريقة ألفا- كرونباك لمقياس تقدير الذات لدى العينتين، وكانت النتائج كما في جدول (23):

جدول (23)

قيم معاملات ثبات أداء طلاب عينتي الذكور والإناث على مقياس تقدير الذات

طريقة حساب الثبات	عينة الذكور ن= 140	عينة الإناث ن= 140
معامل ألفا- كرونباك	0,737	0,738

يتضح من جدول (23) عدم اختلاف قيمة معامل ألفا- كرونباك لثبات أداء الطلاب على المقياس من الذكور إلى الإناث؛ حيث كان الفرق بين قيمتي معامل الثبات أقل من 0,01 أي لا يوجد تأثير للنوع في ثبات الأداء على المقياس، وتتفق هذه النتيجة مع نتيجة دراسة (نبيل عبد الغفور عبد المجيد، 2006)، كما تتفق بصفة عامة مع نتيجة دراسة كل من: (معزوز جابر جميل، 2016)، و(صالح موسى محمد، 2021) واللتين توصلتا إلى عدم وجود تأثير دال إحصائيًا للنوع على تقدير معامل ألفا-كرونباك لثبات اختبار تحصيلي في الرياضيات.

ويرجع عدم وجود اختلاف في قيمة معامل الثبات بين عينتي الذكور والإناث إلى عدم وجود فرق بينهما في تقدير الذات؛ فقد تحقق الباحث من عدم وجود فرق في تقدير الذات بين عينتي الذكور والإناث ($ن_{ذكور} = ن_{إناث} = 140$) المستخدمتين في التحقق من هذا الفرض؛ باستخدام اختبار "ت" لعينتين مستقلتين؛ حيث كانت قيمة "ت" 0,346 عند مستوى شك 0,730 وهي غير دالة إحصائيًا.

وحيث إن معامل الثبات يختلف من مجموعة إلى أخرى باختلاف متوسط مستوى القدرة فيهما (فؤاد أبو حطب، وسيد أحمد عثمان، وآمال صادق، 2008، 159)، فإن عدم وجود اختلاف بين متوسطي درجات عينتي الذكور والإناث في تقدير الذات يُفسر عدم وجود اختلافات بينهما في معامل الثبات.

وتختلف هذه النتيجة مع نتيجة دراسة (ذياب عايض المالكي، 2019) والتي توصلت إلى أن ثبات المقياس النفسي يختلف باختلاف النوع؛ حيث كانت قيمة معامل ألفا– كرونباك لثبات مقياس تقييم كفاءة أداء أعضاء هيئة التدريس المستخدم في الدراسة 0,723 للذكور و 0,849 للإناث وذلك خلال مرة التطبيق الأولى، واختلفت أيضًا قيمة معامل ألفا–كرونباك باختلاف النوع في مرة التطبيق الثانية؛ حيث بلغ 0,803 للذكور و 0,887 للإناث.

كما تختلف نتيجة البحث الحالي مع نتيجة دراسة (العيد قرين، عبد الحميد معوش، 2022) والتي توصلت إلى أن قيمة معامل ألفا–كرونباك لثبات مقياس جولمان للذكاء الوجداني تختلف باختلاف النوع؛ حيث بلغت لدى عينة الإناث 0,715 بينما بلغت لدى عينة الذكور 0,651

الفرض الرئيس الثاني: لا تختلف الخصائص السيكومترية لمقياس تقدير الذات المستخدم في هذا البحث باختلاف التخصص (علمي- أدبي).

للتحقق من هذا الفرض اعتمد الباحث على درجات طلاب التخصصين العلمي والأدبي بعينة البحث الأساسية (ن علمي= 507، ن أدبي= 337) على مقياس تقدير الذات، ولأن حجم عينة التخصص العلمي يبلغ مرة ونصف حجم عينة التخصص الأدبي، وقد يؤثر ذلك في الدلالة الإحصائية لصالح عينة التخصص العلمي؛ لذا ساوى الباحث بين حجم العينتين بحيث تكون ن علمي= ن أدبي= 337، وقد تم اختيار طلاب عينة التخصص العلمي بطريقة عشوائية من النوعين الذكور والإناث بواسطة أحد أوامر برنامج SPSS وهو الأمر Select Cases، علمًا بأنه قد تم تمثيل النوعين في عينة التخصص العلمي بنفس تمثيلهما في عينة التخصص الأدبي بواقع 60 ذكر و 277 أنثى، وكانت النتائج على النحو التالي:

1- **لا تختلف معاملات الصعوبة لمفردات مقياس تقدير الذات باختلاف التخصص.**

للتحقق من هذا الفرض قام الباحث بحساب قيم معاملات الصعوبة لمفردات المقياس باستخدام برنامج SPSS، وذلك من خلال حساب متوسط أداء كل من عينة التخصص العلمي (337 طال وطالبة) وعينة التخصص الأدبي (337 طالب وطالبة) على كل مفردة من مفردات المقياس، ويوضح جدول (24) تلك النتائج.

جدول (24)

معاملات صعوبة مفردات مقياس تقدير الذات لدى عينتي التخصصين العلمي والأدبي

(ن علمي=ن أدبي= 337)

م	المفـــــــردة	عينـــــة العلمي	عينـــــة الأدبي
		معامل الصعوبة	معامل الصعوبة
1	إنني راض عن نفسي بشكل عام.	3,24	3,18
2	أعتقد أنني لست جيدًا على الإطلاق.	3,12	3,09
3	أشعر أن لدي عدد من الصفات الايجابية.	3,45	3,47
4	أشعر أنني قادر على القيام بالأعمال كمعظم الأشخاص الآخرين.	3,31	3,38
5	أشعر أنه ليس لدي الكثير كي أفخر به.	3,01	2,94
6	أشعر أنه لا فائدة منى.	3,37	3,32
7	أشعر أنني شخص ذو قيمة، على الأقل بدرجة مساوية للآخرين.	3,28	3,20
8	أتمنى أن احترم نفسي أكثر.	1,88	1,69
9	أشعر أنني فاشل.	3,25	3,30
10	اتجاهي نحو نفسي ايجابي.	3,22	3,24

يتضح من جدول (24) ما يلي:

– اختلاف معاملات الصعوبة لجميع مفردات مقياس تقدير الذات باختلاف التخصص؛ حيث تراوحت لدى عينة التخصص العلمي بين 1,88 و3,45 ولدى عينة التخصص الأدبي بين 1,69 و3,47.

– قيم معاملات صعوبة مفردات مقياس تقدير الذات لدى عينة التخصص العلمي أعلى من القيمة 2,5 على مقياس ليكرت الرباعي؛ مما يعني أن المفردات سهلة أي أن الطلاب يميلون إلى اختيار البدائل الأعلى تقديرًا، فيما عدا المفردة رقم 8 "*أتمنى أن أحترم نفسي أكثر*"؛ حيث بلغ معامل صعوبتها 1,88 مما يعني أنها مفردة صعبة بالنسبة لعينة التخصص العلمي أي أنهم يميلون إلى اختيار البدائل الأقل تقديرًا.

– قيم معاملات صعوبة مفردات مقياس تقدير الذات لدى عينة التخصص الأدبي جميعها أعلى من القيمة 2,5 على مقياس ليكرت الرباعي؛ مما يعني أنها مفردات سهلة، فيما عدا المفردة السالبة رقم 8 (أتمنى أن أحترم نفسي أكثر)؛ حيث بلغ معامل صعوبتها 1,69 مما يعني أنها

مفردة صعبة بالنسبة لعينة التخصص الأدبي أيضًا، والمفردة رقم 5 "*أشعر أنه ليس لدي الكثير كي أفخر به*" كانت متوسطة الصعوبة حيث بلغ معامل صعوبتها 2,94.

وللتحقق من دلالة الفروق بين معاملات صعوبة المفردات لدى عينتي التخصصين العلمي والأدبي استخدم الباحث اختبار "ت" لدلالة الفرق بين متوسطي عينتين مستقلتين، وكانت النتائج كما في جدول (25).

جدول (25)

دلالة الفروق بين معاملات صعوبة مفردات مقياس تقدير الذات لدى عينتي التخصص العلمي والتخصص الأدبي (ن علمي=ن أدبي= 337)

المفردة	عينة التخصص العلمي (ن=337)		عينة التخصص الأدبي (ن=337)		درجات الحرية	قيمة "ت"	مستوى الشك	دلالة قيمة "ت"
	معامل الصعوبة	الانحراف المعياري	معامل الصعوبة	الانحراف المعياري				
1	3,24	0,640	3,18	0,620	672	1,284	0,200	غير دالة
2	3,12	0,701	3,09	0,628	672	0,637	0,525	غير دالة
3	3,45	0,575	3,47	0,517	672	0,634-	0,527	غير دالة
4	3,31	0,627	3,38	0,533	672	1,522-	0,128	غير دالة
5	3,01	0,769	2,94	0,711	672	1,352	0,177	غير دالة
6	3,37	0,670	3,32	0,601	672	1,089	0,276	غير دالة
7	3,28	0,627	3,20	0,592	672	1,769	0,077	غير دالة
8	1,88	0,800	1,69	0,660	672	3,413	0,001	دالة
9	3,25	0,665	3,30	0,610	672	1,147-	0,252	غير دالة
10	3,22	0,636	3,24	0,529	672	0,527-	0,598	غير دالة

يتضح من جدول (25) أن جميع قيم "ت" للفروق بين معاملات صعوبة المفردات لدى عينتي التخصصين العلمي والأدبي غير دالة إحصائيًا، فيما عدا الفرق بين معاملي صعوبة المفردة 8 لدى العينتين حيث بلغت قيمة "ت" 3,413 وكانت دالة إحصائيًا عند مستوى شك 0,001؛ أي أنه لا توجد فروق دالة إحصائيًا بين معاملات صعوبة المفردات (1، 2، 3، 4، 5، 6، 7، 9، 10) لدى عينتي التخصصين العلمي والأدبي؛ مما يعني أن اختلاف التخصص لم يؤثر تأثيرًا دالًا إحصائيًا على قيم معاملات صعوبة هذه المفردات.

أما المفردة رقم 8 فيوجد فرق دال إحصائيًا في معامل صعوبتها بين عينتي التخصصين العلمي والأدبي لصالح التخصص العلمي، أي أنها أكثر صعوبة لدى التخصص الأدبي عن التخصص العلمي.

2- لا تختلف معاملات التمييز لمفردات مقياس تقدير الذات باختلاف التخصص.

للتحقق من هذا الفرض قام الباحث بحساب معاملات التمييز لمفردات مقياس تقدير الذات لدى عينتي التخصصين العلمي والأدبي كل عينة على حدها من خلال حساب معامل الارتباط بين درجة المفردة والدرجة الكلية المصححة للمقياس، وكانت النتائج كما في جدول (26).

جدول (26)

معاملات تمييز مفردات مقياس تقدير الذات لدى عينتي التخصصين العلمي والأدبي

(ن علمي=ن أدبي= 337)

م	المفـــــــردة	عينـــــة التخصص العلمي	عينـــــة التخصص الأدبي
		معامل التمييز	معامل التمييز
1	إنني راض عن نفسي بشكل عام.	0,484	0,305
2	أعتقد أنني لست جيدًا على الإطلاق.	0,499	0,430
3	أشعر أن لدي عدد من الصفات الايجابية.	0,526	0,357
4	أشعر أنني قادر على القيام بالأعمال كمعظم الأشخاص الآخرين.	0,389	0,408
5	أشعر أنه ليس لدي الكثير كي أفخر به.	0,472	0,327
6	أشعر أنه لا فائدة منى.	0,627	0,525
7	أشعر أنني شخص ذو قيمة، على الأقل بدرجة مساوية للآخرين.	0,420	0,273
8	أتمنى أن احترم نفسي أكثر.	0,077	0,123-
9	أشعر أنني فاشل.	0,649	0,483
10	اتجاهي نحو نفسي ايجابي.	0,653	0,459

يتضح من جدول (26) ما يلي:

- اختلاف معاملات التمييز لمفردات مقياس تقدير الذات باختلاف التخصص؛ حيث كانت أفضل لدى عينة التخصص العلمي، إذ تراوحت بين 0,077 و 0,653 بينما لدى عينة التخصص الأدبي تراوحت بين 0,123- و 0,525
- معاملات تمييز المفردات لدى عينة التخصص العلمي جميعها مقبولة؛ حيث إنها أكبر من القيمة 0,30 كما أنها دالة إحصائيًا عند مستوى 0,01 فيما عدا معامل تمييز المفردة رقم 8

والذي بلغ 0,077، مما يؤكد قدرة المفردات (1، 2، 3، 4، 5، 6، 7، 9، 10) على التمييز بين مرتفعي ومنخفضي تقدير الذات لدى عينة التخصص العلمي.

- معاملات تمييز المفردات لدى عينة التخصص الأدبي جميعها مقبولة؛ حيث إنها أكبر من القيمة 0,30 كما أنها دالة إحصائيًا عند مستوى 0,01 فيما عدا معاملي تمييز المفردتين رقمي (7، 8)؛ حيث بلغ معامل تمييز المفردة رقم (7) 0,273 وبلغ معامل تمييز المفردة رقم (8) −0,123، مما يؤكد قدرة المفردات (1، 2، 3، 4، 5، 6، 9، 10) على التمييز بين مرتفعي ومنخفضي تقدير الذات لدى عينة التخصص الأدبي.

وللتحقق من دلالة الفرق بين معاملات تمييز المفردات لدى عينتي التخصصين العلمي والأدبي استخدم الباحث اختبار "Z" لفيشر، وكانت النتائج كما في جدول (27).

جدول (27)

دلالة الفروق بين معاملات تمييز مفردات مقياس تقدير الذات لدى عينتي التخصصين العلمي والأدبي (ن علمي=ن أدبي= 337)

المفردة	معامل تمييز المفردة لدى عينة العلمي	معامل تمييز المفردة لدى عينة الأدبي	قيمة Z	مستوى الشك	دلالة الفرق (دلالة قيمة z)
1	0,484	0,305	2,754	0,01	دال
2	0,499	0,430	1,138	0,25	غير دال
3	0,526	0,357	2,728	0,01	دال
4	0,389	0,408	0,291	0,77	غير دال
5	0,472	0,327	2,237	0,05	دال
6	0,627	0,525	1,980	0,05	دال
7	0,420	0,273	2,165	0,05	دال
8	0,077	0,123−	0,600−	0,548	غير دال
9	0,649	0,483	3,187	0,01	دال
10	0,653	0,459	3,676	0,01	دال

يتضح من خلال جدول (27):

- وجود فروق دالة إحصائيًا بين معاملات تمييز مفردات مقياس تقدير الذات (أرقام: 1، 3، 5، 6، 7، 9، 10) لدى عينتي التخصصين العلمي والأدبي؛ حيث كانت قيم "Z" لدلالة الفروق بين معاملات تمييز هذه المفردات أكبر من القيمة ±1,96، مما يعني أن هذه المفردات أكثر

قدرة على التمييز بين مرتفعي ومنخفضي تقدير الذات لدى عينة التخصص العلمي عنها لدى عينة التخصص الأدبي؛ مما يعني أن التخصص له تأثير دال إحصائيًا على معاملات تمييز هذه المفردات.

- عدم وجود فروق دالة إحصائيًا بين معاملات تمييز المفردات أرقام (2، 4، 8) لدى عينتي التخصصين العلمي والأدبي، مما يعني أن هذه المفردات لها نفس القدرة التمييزية بين مرتفعي ومنخفضي تقدير الذات لدى العينتين.

3- **لا يختلف الصدق التمييزي لمقياس تقدير الذات باختلاف التخصص**:

للتحقق من هذا الفرض قام الباحث بترتيب درجات طلاب عينة التخصص العلمي (ن= 337) ودرجات طلاب عينة التخصص الأدبي (ن= 337) تنازليًا في ضوء درجاتهم الكلية على مقياس تقدير الذات، وتحديد أعلى 27% في عينة العلمي (91 طالبًا وطالبة) وأعلى 27% في عينة الأدبي (91 طالبة وطالبة)، وأقل 27% في عينة العلمي (91 طالبًا وطالبة) وأقل 27% في عينة الأدبي (91 طالبًا وطالبة)، ثم قام بحساب معامل الارتباط الثنائي الأصيل بين مستوى تقدير الذات (مرتفعي ومنخفضي تقدير الذات) والدرجة الكلية لمقياس تقدير الذات، وذلك في كل عينة على حدها، وكانت النتائج كما في جدول (28):

جدول (28)

قيم معاملات الصدق التمييزي لمقياس تقدير الذات لدى عينتي التخصصين العلمي والأدبي

العينة / الإحصاءة	عينة العلمي (ن= 182)	عينة الأدبي (ن= 182)
معامل الصدق التمييزي	**0,893	**0,905

يتضح من جدول (28):

- اختلاف قيمة معامل الصدق التمييزي للمقياس باختلاف التخصص؛ حيث بلغت 0,893 لدى عينة التخصص العلمي بينما بلغت 0,905 لدى عينة التخصص الأدبي.
- قيمة معامل الصدق التمييزي للمقياس لدى العينتين موجبة ودالة إحصائيًا عند مستوى ثقة 0,99 ومستوى شك 0.01 مما يعني قدرة المقياس على التمييز بين المجموعتين

المتمايزتين: مرتفعي تقدير الذات، ومنخفضي تقدير الذات وأن الفرق بين المجموعتين لصالح مرتفعي تقدير الذات، وذلك لدى عينتي التخصص العلمي والتخصص الأدبي.

وللتحقق من دلالة الفرق بين معاملي الصدق التمييزي للمقياس لدى عينتي التخصص العلمي والتخصص الأدبي استخدم الباحث اختبار "Z" لفيشر، وبلغت قيمة Z 0,592- عند مستوى شك 0,553 وهي غير دالة إحصائيًا مما يعني أن الفرق بين معاملي الصدق التمييزي للعينتين غير جوهري، أي أن التخصص لا يؤثر تأثيرًا دالًا إحصائيًا على الصدق التمييزي للمقياس.

وقد يرجع ارتفاع قيمة معامل الصدق التمييزي لدى عينة التخصص الأدبي عنها لدى عينة التخصص العلمي إلى اتساع مدى الفرق والتباين بين متوسطي درجات المجموعتين المتمايزتين (مرتفعي تقدير الذات ومنخفضي تقدير الذات) لدى عينة التخصص الأدبي عنه لدى عينة التخصص العلمي، كما في جدول (29).

جدول (29)

قيم المتوسطات للمجموعتين المتمايزتين (مرتفعي تقدير الذات، ومنخفضي تقدير الذات) لدى عينتي التخصصين العلمي والأدبي

الإحصاءة	عينة التخصص العلمي (ن= 182)		عينة التخصص الأدبي (ن= 182)	
	منخفضو تقدير الذات (ن= 91)	مرتفعو تقدير الذات (ن= 91)	منخفضو تقدير الذات (ن= 91)	مرتفعو تقدير الذات (ن= 91)
المتوسط	27,49	34,66	26,59	35,99
الفرق بين المتوسطين	7,17		9,40	

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 أي متغير آخر، أي تتناقص قيمة معامل الارتباط بين متغيري تقدير الذات ومستوى تقدير الذات في هذه العينة.

4- **لا يختلف الاتساق الداخلي كمؤشر لصدق وثبات المقياس باختلاف النوع**.

للتحقق من هذا الفرض قام الباحث بإيجاد مصفوفة معاملات الارتباط بين مفردات المقياس ومتوسط هذه المعاملات لدى كل عينة على حدها، كما يلي:

- **الاتساق الداخلي لمقياس تقدير الذات لدى عينة التخصص العلمي**.

يوضح جدول (30) مصفوفة معاملات الارتباط بين مفردات المقياس، ويوضح جدول (31) متوسط معاملات الارتباط بين المفردات وأكبر وأصغر قيمة ارتباط ومدى الارتباطات وانحرافها المعياري.

جدول (30)

مصفوفة معاملات الارتباط بين مفردات مقياس تقدير الذات لدى عينة التخصص العلمي (ن=337)

المفردة	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1	1,00									
2	0,328	1,00								
3	0,283	0,326	1,00							
4	0,206	0,139	0,456	1,00						
5	0,271	0,377	0,267	0,262	1,00					
6	0,303	0,513	0,432	0,246	0,405	1,00				
7	0,283	0,201	0,402	0,245	0,189	0,301	1,00			
8	0,033	0,036	- 0,021	0,044	0,143	0,066	-0,034	1,00		
9	0,490	0,416	0,351	0,286	0,330	0,588	0,354	0,083	1,00	
10	0,470	0,382	0,416	0,320	0,322	0,498	0,449	0,075	0,576	1,00

جدول (31)

متوسط معاملات الارتباط بين مفردات مقياس تقدير الذات وأكبر وأصغر قيمة ارتباط ومدى الارتباطات وانحرافها المعياري لدى عينة التخصص العلمي (ن=337)

الإحصاءة	متوسط الارتباطات	أقل ارتباط بين المفردات	أعلى ارتباط بين المفردات	مدى الارتباطات	الانحراف المعياري للارتباطات
القيمة	0,291	0,021-	0,588	0,567	0,158

يتضح من جدول (31) ما يلي:

- أقل قيمة لمعامل الارتباط بين المفردات هي 0,021- وهي غير دالة إحصائيًا ودليل على الاغتراب.
- أعلى قيمة لمعامل الارتباط بين المفردات هي 0,588
- متوسط معاملات الارتباط بين مفردات المقياس بلغ 0,291 وهي قيمة غير مقبولة؛ حيث إن الحد الأدنى المقبول لقيمة متوسط معاملات الارتباط الدالة على الاتساق الداخلي بين مفردات المقياس هو 0,30

وتعني هذه النتائج أن أداء عينة التخصص العلمي على مفردات مقياس تقدير الذات لا يتصف بالاتساق، أي أن المفردات غير متجانسة ولا تقيس نفس البناء وهو تقدير الذات أحادي البعد (عامل عام).

- الاتساق الداخلي لمقياس تقدير الذات لدى عينة التخصص الأدبي.

يوضح جدول (32) مصفوفة معاملات الارتباط بين مفردات المقياس، ويوضح جدول (33) متوسط معاملات الارتباط بين المفردات وأكبر وأصغر قيمة ارتباط ومدى الارتباطات وانحرافها المعياري.

جدول (32)

مصفوفة معاملات الارتباط بين مفردات مقياس تقدير الذات لدى عينة الأدبي (ن=337)

المفردة	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1	1,00									
2	0,320	1,00								
3	0,062	0,204	1,00							
4	0,218	0,169	0,460	1,00						
5	0,160	0,185	0,145	0,173	1,00					
6	0,190	0,360	0,297	0,344	0,312	1,00				
7	0,074	0,130	0,286	0,269	0,164	0,138	1,00			
8	0,068-	0,115-	0,0187-	0,162-	0,035	0,025-	0,092-	1,00		
9	0,156	0,444	0,206	0,222	0,215	0,465	0,130	0,024-	1,00	

10	0,330	0,277	0,253	0,252	0,128	0,278	0,244	0,029-	0,380	1,00

جدول (33)

متوسط معاملات الارتباط بين مفردات مقياس تقدير الذات وأكبر وأصغر قيمة ارتباط ومدى الارتباطات وانحرافها المعياري لدى عينة الأدبي (ن=337)

الإحصاءة	متوسط الارتباطات	أقل ارتباط بين المفردات	أعلى ارتباط بين المفردات	مدى الارتباطات	الانحراف المعياري للارتباطات
القيمة	0,177	0,024-	0,465	0,441	0,158

يتضح من جدول (33) ما يلي:

- أقل قيمة لمعامل الارتباط بين المفردات هي 024,0- وهي غير دالة إحصائيًا ودليل على الاغتراب.
- أعلى قيمة لمعامل الارتباط بين المفردات هي 0,465
- متوسط معاملات الارتباط بين مفردات المقياس بلغ 0,177 وهي قيمة غير مقبولة؛ حيث إن الحد الأدنى المقبول لقيمة متوسط معاملات الارتباط الدالة على الاتساق الداخلي بين مفردات المقياس هو 0,30

وتعني هذه النتائج أن أداء عينة التخصص الأدبي على مفردات مقياس تقدير الذات لا يتصف بالاتساق، أي أن المفردات غير متجانسة ولا تقيس نفس البناء وهو تقدير الذات أحادي البعد (عامل عام).

ويمكن تفسير نتائج عدم الاتساق الداخلي لمقياس تقدير الذات لدى عينتي التخصصين العلمي والأدبي إلى أن المقياس يتكون من مفردات موجبة (1، 3، 4، 7، 10) ومفردات سالبة (2، 5، 6، 8، 9)، وقد يختلف أداء الأفراد من المفردة الموجبة إلى السالبة، مما يعني عدم الاتساق في الأداء، الأمر الذي قد يشير إلى أن المفردات الموجبة تمثل بناء أو بعد (تقدير الذاتي الإيجابي) والمفردات السالبة تمثل بعد آخر (تقدير الذات السلبي).

يتضح من خلال الجداول: (30)، (31)، (32)، (33) أنه على الرغم من أن متوسط معاملات الارتباط بين مفردات المقياس لدي عينتي التخصصين العلمي والأدبي أقل من الحد الأدنى المقبول (0,30) الدال على اتساق الأداء على المفردات، إلا أن اتساق الأداء لدى عينة التخصص العلمي كان أفضل منه لدى عينة التخصص الأدبي؛ حيث بلغت قيمة متوسط

الارتباطات بين المفردات 0,291 بقيمة انحراف عن قيمة متوسط الارتباط المقبولة بلغت 0,009، بينما لدى عينة التخصص الأدبي بلغت قيمة متوسط الارتباطات بين المفردات 0,177 بقيمة انحراف عن قيمة متوسط الارتباط المقبولة بلغت 0,123، إذن اختلاف التخصص أثر على الاتساق الداخلي لمقياس تقدير الذات؛ حيث كان أفضل لدى عينة التخصص العلمي.

5- لا يختلف صدق التكوين الفرضي لمقياس تقدير الذات عبر المجموعات باختلاف التخصص.

وللتحقق من هذا الفرض قام الباحث بحساب فروق الاتساق الداخلي بين المجموعات في كل عينة، عن طريق تقسيم طلاب عينة التخصص العلمي (337 طالبًا وطالبة) إلى مجموعتين (ن$_1$= 168، ن$_2$= 169) بطريقة عشوائية بواسطة خيار Select Cases في برنامج SPSS، وكذلك تقسيم طلاب عينة التخصص الأدبي (337 طالبًا وطالبة) إلى مجموعتين (ن$_1$= 169، ن$_2$= 168) بنفس الطريقة، ثم قام بحساب معامل ألفا- كرونباك لكل مجموعة، وذلك في كل عينة على حدها، ثم قام بحساب قيمة اختبار "كا^2" لدلالة الفروق بين الاتساقات الداخلية للمجموعتين المستقلتين الفرعيتين لكل من عينة التخصص العلمي وعينة التخصص الأدبي باستخدام حزمة البرامج COCRON الإصدار 1-1.0، وكانت النتائج كما في جدول (34):

جدول (34)

نتيجة اختبار كا^2 لدلالة الفرق بين الاتساقات الداخلية للمجموعتين المستقلتين الفرعيتين لكل من عينة التخصص العلمي وعينة التخصص الأدبي على مقياس تقدير الذات

العينة	المجموعة	الحجم	عدد مفردات المقياس	معامل الاتساق الداخلي ألفا	قيمة Chisq	مستوى الشك	دلالة قيمة Chisq
علمي	المجموعة الأولى	168	10	0,816	1,505	0,219	غير

	المجموعة الثانية	169	10	0,773			دالة
أدبي	المجموعة الأولى	169	10	0,680	0,0324	0,857	غير
	المجموعة الثانية	168	10	0,670			دالة

يتضح من جدول (34) ما يلي:

- قيمة كا^2 لدلالة الفروق في الاتساقات الداخلية بين مجموعتي عينة التخصص العلمي بلغت 1,505 وهي غير دالة إحصائيًا؛ مما يعني أن المقياس يقيس تكوينًا فرضيًا واحدًا عبر مجموعتي عينة التخصص العلمي، ولا يوجد تحيز لمجموعة معينة؛ أي أن المقياس قادر على قياس تقدير الذات عبر المجموعات المختلفة لعينة التخصص العلمي.
- قيمة كا^2 لدلالة الفروق في الاتساقات الداخلية بين مجموعتي عينة التخصص الأدبي بلغت 0,0324 وهي غير دالة إحصائيًا؛ مما يعني أن المقياس يقيس تكوينًا فرضيًا واحدًا عبر مجموعتي عينة التخصص الأدبي، ولا يوجد تحيز لمجموعة معينة؛ أي أن المقياس قادر على قياس تقدير الذات عبر المجموعات المختلفة لعينة التخصص الأدبي.
- لا يختلف صدق التكوين الفرضي لمقياس تقدير الذات عبر المجموعات باختلاف التخصص، حيث إن المقياس يقيس تكوينًا فرضيًا واحدًا لدى مجموعتي عينة التخصص العلمي ولدى مجموعتي عينة التخصص الأدبي.

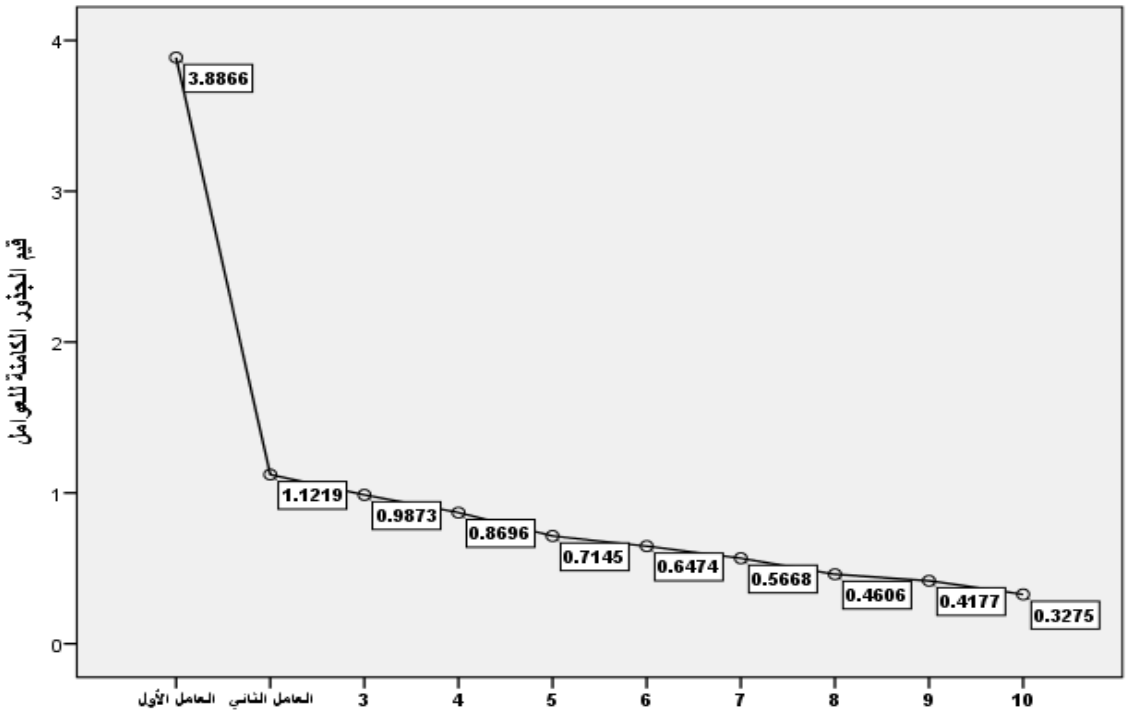
6- لا تختلف نتائج التحليل العاملي الاستكشافي لمقياس تقدير الذات باختلاف التخصص:

للتحقق من هذا الفرض أخضع الباحث درجات طلاب عينة التخصص العلمي (ن= 337 طالبًا وطالبة) ودرجات طلاب عينة التخصص الأدبي (ن= 337 طالبًا وطالبة) على مقياس تقدير الذات للتحليل العاملي الاستكشافي بطريقة المكونات الأساسية Principal Component، مع استخدام التدوير المتعامد بطريقة الفاريماكس Varimax واعتمادًا على المحكات التالية: العامل الجوهري هو ما كان له جذر كامن ≥ 1، ومحك التشبع الجوهري للمفردة بالعامل ≥ 0,4، وذلك لبيان مدى الاختلاف في نتائج هذا التحليل بين التخصصين من حيث: عدد العوامل المستخلصة، ونسبة التباين المفسرة، وأحادية البعد، ويوضح جدول (35) العوامل التي تم الحصول عليها والجذور الكامنة لها ونسبة تباينها ونسبة التباين التراكمية (التكرار المتجمع الصاعد)، ويوضح شكل: (3)، و(4) العوامل المستخلصة بالرسم.

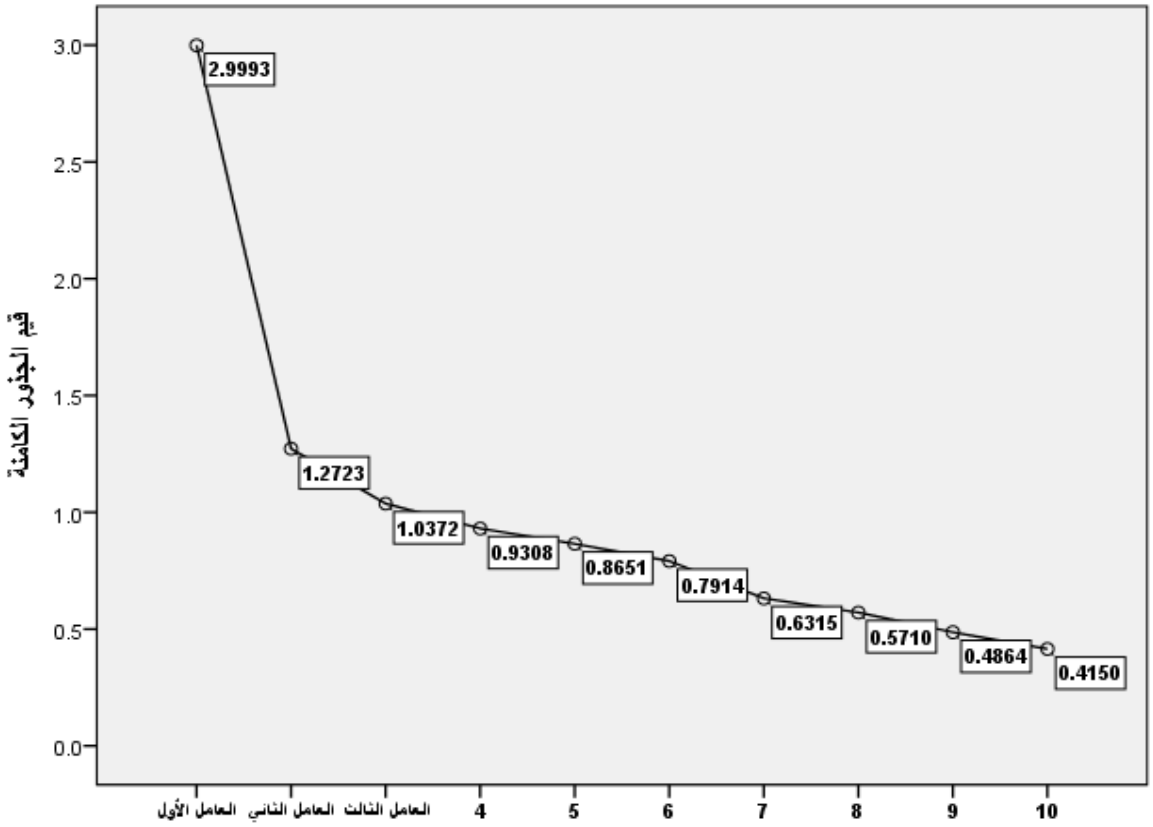
جدول (35)

نتائج التحليل العاملي الاستكشافي لمقياس تقدير الذات لدى عينتي التخصص العلمي والتخصص الأدبي

العامل	عينة العلمي (ن= 337)			العامل	عينة الأدبي (ن= 337)		
	الجذر الكامن	نسبة التباين التي يفسرها العامل	نسبة التباين التراكمية		الجذر الكامن	نسبة التباين التي يفسرها العامل	نسبة التباين التراكمية
الأول	3,887	38,866	38,866	الأول	2,999	29,993	29,993
الثاني	1,122	11,219	50,086	الثاني	1,272	12,723	42,716
				الثالث	1,037	10,372	53,089



شكل (3) عدد العوامل الناتجة عن التحليل العاملي الاستكشافي لمقياس تقدير الذات لدى عينة التخصص العلمي (ن= 337)



شكل (4) عدد العوامل الناتجة عن التحليل العاملي الاستكشافي لمقياس تقدير الذات لدى عينة التخصص الأدبي (ن= 337)

يتضح من جدول (35) وشكل: (3)، و(4) ما يلي:

أولًا: بالنسبة لعينة التخصص العلمي:

- عدد العوامل المستخلصة من التحليل والتي جذرها الكامن أكبر من 1 عاملان، بلغ الجذر الكامن للعامل الأول 3,887 ويفسر 38,866% من التباين الكلي بينما بلغ الجذر الكامن للعامل الثاني 1,122 ويفسر 11,219% من التباين الكلي.
- نسبة التباين المفسرة للمقياس ككل 50,086%.
- نسبة التباين المفسر للعامل الأول أعلى من 20%؛ إذ بلغت 38,866%.
- نسبة تباين العامل الأول إلى العامل الثاني أعلى من الضعف؛ حيث بلغت 3,464

ثانياً: بالنسبة لعينة التخصص الأدبي:

- عدد العوامل المستخلصة من التحليل والتي جذرها الكامن أكبر من 1 ثلاثة عوامل، بلغ الجذر الكامن للعامل الأول 2,999 ويفسر 29,993% من التباين الكلي بينما بلغ الجذر الكامن للعامل الثاني 1,272 ويفسر 12,723% من التباين الكلي، وبلغ الجذر الكامن للعامل الثالث 1,037 ويفسر 10,372% من التباين الكلي.
- نسبة التباين المفسرة للمقياس ككل 53,089%.
- نسبة التباين المفسر للعامل الأول أعلى من 20%؛ إذ بلغت 29,993%.
- نسبة تباين العامل الأول إلى العامل الثاني أعلى من الضعف؛ حيث بلغت 2,357

معامل المطابقة لتوكر:

وللتأكد من مدى اتفاق أو اختلاف العاملين المستخلصين لدى عينة التخصص العلمي مع أي من العوامل الثلاثة المستخلصة من عينة التخصص الأدبي استخدم الباحث معامل المطابقة لتوكر، وكانت النتائج كما في جدول (36):

جدول (36)

قيم معاملات المطابقة بين عوامل تقدير الذات المستخلصة من التحليل العاملي الاستكشافي لدى عينتي التخصصين العلمي والأدبي

العوامل	معامل المطابقة
الأول أدبي X الأول علمي	0,674
الثاني أدبي X الثاني علمي	0,996
الثالث أدبي X الأول علمي	0,700
الثالث أدبي X الثاني علمي	0,000

يتضح من جدول (36) ما يلي:

1- عدم مطابقة العامل الأول لدى عينة التخصص العلمي للعامل الأول لدى عينة التخصص الأدبي؛ حيث كانت قيمة معامل المطابقة بينهما 0,674 وهي أقل من قيمة القطع 0,82 التي وضعها Tucker كحد فاصل بين المطابقة وعدم المطابقة بين العوامل.

2- مطابقة العامل الثاني لدى عينة التخصص العلمي للعامل الثاني لدى عينة التخصص الأدبي؛ حيث كانت قيمة معامل المطابقة بين العاملين 0,996وهي أعلى من قيمة القطع 0,82 التي وضعها Tucker كحد فاصل بين المطابقة وعدم المطابقة بين العوامل.

3- عدم مطابقة العامل الثالث لدى عينة الأدبي للعامل الأول لدى عينة العلمي؛ حيث كانت قيمة معامل المطابقة بين العاملين 0,700 وهي أقل من قيمة القطع 0,82 التي وضعها Tucker كحد فاصل بين المطابقة وعدم المطابقة بين العوامل.

4- عدم مطابقة العامل الثالث لدى عينة الأدبي للعامل الثاني لدى عينة العلمي؛ حيث كانت قيمة معامل المطابقة بين العاملين 0,000.

وبناءً على هذه النتائج فإن البنية العاملية لمقياس تقدير الذات لدى عينة التخصص العلمي لا تتفق مع البنية العاملية لنفس المقياس لدى عينة التخصص الأدبي، وقد يرجع ذلك إلى اختلاف المفردات التي تشبعت على العوامل لدى التخصصين بالإضافة إلى اختلاف قيم التشبعات للمفردات التي تشبعت على نفس العوامل لدى العينتين ويوضح ذلك جدول (37):

جدول (37)

تشبعات المفردات على العوامل الناتجة من التحليل العاملي الاستكشافي لدرجات عينتي التخصص العلمي والتخصص الأدبي على مقياس تقدير الذات.

المفردة	عينـــــة الأدبي			عينـــــة العلمي	
	العامل الأول	العامل الثاني	العامل الثالث	العامل الأول	العامل الثاني
1	0,821	-	-	0,447	-
2	0,794	-	-	0,676	-
3	-	0,830	-	-	0,688
4	-	0,734	-	-	0,580
5	-	-	0,589	0,694	-
6	-	-	0,409	0,656	-
7	-	0,695	-	-	0,692
8	-	-	0,739	0,682	-
9	0,590	-	-	0,613	-
10	0,586	-	-	0,478	-

يتضح من جدول (37) ما يلي:

1- العامل الأول لدى عينة التخصص الأدبي تشبعت عليه أربع مفردات أرقام: 1، 2، 9، 10 بقيم تشبع تراوحت بين 0,586 و 0,821 أما العامل الأول لدى عينة التخصص العلمي فتشبعت عليه نفس المفردات (1، 2، 9، 10) بالإضافة إلى المفردات أرقام: 5، 6، 8 وتراوحت تشبعاتها بين 0,447 و0,694، وهو ما يفسر عدم تطابق العاملين؛ حيث بلغت قيمة معامل المطابقة بينهما 0,674.

2- العامل الثاني لدى عينة التخصص الأدبي تشبعت عليه ثلاث مفردات أرقام: 3، 4، 7 وتراوحت تشبعاتها بين 0,695 و 0,830 والعامل الثاني لدى عينة التخصص العلمي تشبعت عليه نفس المفردات (3، 4، 7) وتراوحت تشبعاتها بين 0,580 و 0,692، وهو ما يفسر تطابق العاملين؛ حيث بلغت قيمة معامل المطابقة بينهما 0,996، وقد أشار Jensen (1998, 172) إلى أنه إذا تخطت قيمة معامل المطابقة القيمة 0,95 فإنها تعني مطابقة واقعية بين العوامل "Virtual Identity".

3- العامل الثالث لدى عينة التخصص الأدبي تشبعت عليه ثلاث مفردات أرقام: 5، 6، 8 بقيم تشبع تراوحت بين 0,409 و 0,739 أما لدى عينة التخصص العلمي فلم تسفر نتائج التحليل العاملي الاستكشافي عن عامل ثالث.

وبناءً على هذه النتائج يمكن القول بأن نتائج التحليل العاملي الاستكشافي لمقياس تقدير الذات اختلفت باختلاف التخصص من حيث:

- عدد العوامل المستخلصة من التحليل؛ حيث كان عدد العوامل لدى التخصص العلمي عاملين، ولدى التخصص الأدبي ثلاثة عوامل.
- نسبة التباين التي يفسرها المقياس ككل في العينتين؛ حيث كانت لدى العلمي 50,086% بينما لدى الأدبي 53,089%.
- نسبة التباين التي يفسرها كل عامل على حده.
- البنية العاملية لدى عينة العلمي لا تتطابق مع البنية العاملية لدى عينة الأدبي.

بينما اتفقت نتائج التحليل العاملي الاستكشافي لمقياس تقدير الذات لدى عينتي التخصصين من حيث عدم تحقق أحادية البعد.

7- لا تختلف نتائج التحليل العاملي التوكيدي لمقياس تقدير الذات باختلاف التخصص:

للتحقق من هذا الفرض أخضع الباحث درجات طلاب عينة التخصص العلمي (ن= 337) ودرجات طلاب عينة التخصص الأدبي (ن= 337) على مقياس 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.

أولاً: معاملات الانحدار غير المعيارية للمفردات والخطأ المعياري والقيمة الحرجة:

يوضح جدول: (38)، و(39) الانحدارات غير المعيارية (قيم بيتا غير المعيارية) للمفردات والخطأ المعياري والقيمة الحرجة لدى عينتي التخصصين العلمي والأدبي على الترتيب.

جدول (38)

التقديرات غير المعيارية لمفردات مقياس تقدير الذات والخطأ المعياري والقيمة الحرجة ومستوى الدلالة لدى عينة العلمي (ن=337)

المفردة	الانحدار غير المعياري	الخطأ المعياري	القيمة الحرجة	مستوى الشك
1	1,000	–	–	–
2	1,118	0,137	8,164	0,001
3	0,917	0,112	8,166	0,001
4	0,734	0,114	6,453	0,001
5	1,049	0,144	7,283	0.001
6	1,341	0,142	9,451	0,001
7	0,871	0,118	7,384	0,001
8	0,188	0,132	1,424	0,154
9	1,396	0,144	9,708	0,001
10	1,311	0,136	9,612	0,001

يتضح من جدول (38) أن قيم بيتا غير المعيارية تراوحت بين 0,188 و 1,396 والقيم الحرجة تراوحت بين 1,424 و 9,708 وجميعها دالة إحصائيًا فيما عدا القيمة الحرجة للمفردة رقم 8 حيث كانت أقل من القيمة 1,96، مما يعني أن تشبعات المفردات بالعامل الكامن (تقدير الذات) لدى عينة التخصص العلمي جميعها دالة إحصائيًا فيما عدا المفردة رقم 8.

جدول (39) التقديرات غير المعيارية لمفردات مقياس تقدير الذات والخطأ المعياري والقيمة الحرجة ومستوى الدلالة لدى عينة الأدبي (ن=337)

المفردة	الانحدار غير المعياري	الخطأ المعياري	القيمة الحرجة	مستوى الشك
1	1,000	–	–	–
2	1,508	0,279	5,408	0,001
3	1,071	0,210	5,098	0,001
4	1,183	0,225	5,249	0,001
5	1,119	0,252	4,439	0.001
6	1,673	0,295	5,666	0,001
7	0,850	0,202	4,199	0,001
8	0,389-	0,187	2,081-	0,037
9	1,630	0,291	5,600	0,001
10	1,217	0,229	5,322	0,001

يتضح من جدول (39) أن قيم بيتا غير المعيارية تراوحت بين −0,389 و 1,673 والقيم الحرجة تراوحت بين −2,081 و 5,666 وجميعها دالة إحصائيًا، مما يعني أن تشبعات المفردات بالعامل الكامن (تقدير الذات) لدى عينة الأدبي جميعها دالة إحصائيًا، وتختلف هذه النتائج مع نتائج عينة العلمي حيث كان تشبع المفردة رقم 8 غير دال إحصائيًا لدى عينة العلمي.

ثانيًا: معاملات الانحدار المعيارية (التشبعات) للمفردات في عينتي التخصص العلمي والتخصص الأدبي:

جدول (40)

معاملات الانحدار المعيارية للمفردات في عينة التخصصين العلمي والأدبي

المفردة	عينة العلمي ن= 337	عينة الأدبي ن= 337	المفردة	عينة العلمي ن= 337	عينة الأدبي ن= 337
1	0.563	0.373	6	0.720	0.643
2	0.573	0.555	7	0.500	0.332
3	0.574	0.479	8	0.084	0.136-
4	0.421	0.513	9	0.756	0.617
5	0.491	0.364	10	0.742	0.532

يتضح من جدول (40) ما يلي:

- اختلاف تشبعات المفردات بالعامل الكامن (تقدير الذات) بسبب اختلاف التخصص.

- أعلى تشبعات للمفردات بالعامل الكامن كانت لدى عينة التخصص العلمي حيث تراوحت بين 0.421 و 0.756 وذلك باستثناء المفردة رقم 8 التي كان تشبعها غير دال إحصائيًا.
- عدد المفردات المتشبعة على العامل الكامن في عينة التخصص العلمي تسع مفردات؛ حيث كان تشبع المفردة رقم (8) غير دال إحصائيًا، بينما عدد المفردات المتشبعة على العامل الكامن في عينة التخصص الأدبي عشرة مفردات؛ حيث كان تشبع جميع المفردات بالعامل الكامن دال إحصائيًا.

ثالثاً: مؤشرات جودة المطابقة للنموذج البنائي لمقياس تقدير الذات لدى عينتي التخصصين العلمي والأدبي.

جدول (41)

مؤشرات جودة المطابقة للنموذج البنائي لمقياس تقدير الذات لدى التخصصين العلمي والأدبي

مؤشر المطابقة	عينة العلمي ن= 337	عينة الأدبي ن= 337
CMIN/DF	3.848***	4.222***
IFI	0.889	0.789
TLI	0.856	0.724
CFI	0.888	0.785
PCFI	0.691	0.611

يتضح من جدول (41) ما يلي:

- اختلاف قيم مؤشرات جودة المطابقة IFI، TLI، CFI، PCFI باختلاف التخصص؛ حيث كانت أفضل لدى عينة التخصص العلمي.
- مؤشر نسبة كا^2 إلى درجات الحرية (CMIN/DF) دال إحصائيًا في العينتين؛ حيث إنه يتأثر بحجم العينة (ن= 337)، ولكن كانت قيمته أقل لدى عينة التخصص العلمي، وهو مؤشر سوء مطابقة كلما انخفضت قيمته دلت على حسن المطابقة.

من خلال النتائج السابقة في جدول: (40)، و(41) يتضح أن نتائج التحليل العاملي التوكيدي لمقياس تقدير الذات فيما يتعلق بمعاملات الانحدار المعيارية للمفردات ومؤشرات جودة المطابقة قد اختلفت باختلاف التخصص؛ حيث كانت أفضل لدى عينة التخصص العلمي.

8- **لا يتكافئ قياس تقدير الذات بين عينتي التخصص العلمي والتخصص الأدبي**.

لتحديد ما إذا كان هناك اختلاف دال إحصائيًا أو تكافؤ في قياس تقدير الذات بين التخصصين، استخدم الباحث أسلوب التحليل العاملي التوكيدي متعدد المجموعات باستخدام برنامج الـ AMOS ؛ حيث تمت المقارنة بين عينتي التخصصين في ضوء أفضل نموذج لمقياس تقدير الذات (نموذج العامل العام) والذي حقق مؤشرات جودة مطابقة جيدة مع بيانات العينتين.

وقد أسفرت نتائج التحليل العاملي التوكيدي متعدد المجموعات للمقارنة بين البنية العاملية للمقياس في عينة التخصص العلمي وعينة التخصص الأدبي عن النتائج التالية كما في جدول (42).

جدول (42)

نتائج تكافؤ القياس لنموذج العامل العام لمقياس تقدير الذات لدى عينتي التخصص العلمي والتخصص الأدبي (ن1=ن2= 337)

نموذج التكافؤ	رمز النموذج	CMIN	DF	P-Value	RMSEA	GFI	IFI	TLI	CFI
Configural Invariance	M0	282.456	70	0.001	0.067	0.921	0.852	0.807	0.850

يتضح من جدول (42) أن المقياس لم يحافظ على التكافؤ الشكلي (صورة البناء الرئيسة) عبر العينتين؛ حيث كانت قيمة كا^2 (CMIN) دالة إحصائيًا عند مستوى ثقة 0,999 ومستوى شك 0,001، وبالتالي لا يمكن اكتمال اختبار التكافؤ وصولًا إلى أعلى مستويات التكافؤ (تكافؤ البواقي) طالما أن أدنى مستويات التكافؤ (التكافؤ الشكلي) لم يتحقق، وهذا يعني أن هناك اختلاف في البنية العاملية للمقياس بين عينتي التخصص العلمي والتخصص الأدبي أي أن هناك عدم تكافؤ في قياس تقدير الذات لدى العينتين رغم استخدام نفس المقياس، وهذا يعني أن:

– المفردات المتشبعة على العامل الكامن مختلفة من عينة إلى أخرى؛ فعدد المفردات المتشبعة على العامل الكامن في عينة التخصص العلمي تسع مفردات؛ حيث كان تشبع المفردة رقم (8) غير دال إحصائيًا، بينما عدد المفردات المتشبعة على العامل الكامن في عينة التخصص الأدبي

عشرة مفردات؛ حيث كان تشبع جميع المفردات بالعامل الكامن دال إحصائيًا، ويتضح ذلك من جدول: (38)، (39)، و(40).

- توجد فروق دالة إحصائيًا بين تشبعات المفردات على العامل الكامن في العينتين.
- توجد فروق دالة إحصائيًا بين البواقي (الأخطاء) لجميع المفردات في العينتين.

لذا في ضو هذه النتائج يمكن القول بأن الفرض قد تحقق، وأن اختلاف التخصص أثر تأثيرًا دالًا إحصائيًا على تكافؤ القياس في مستوياته الأربعة؛ حيث اختلف القياس لتقدير الذات لدى عينتي التخصصين العلمي والأدبي باختلاف التخصص رغم استخدام نفس المقياس.

الاستنتاج المبني على نتائج هذا الفرض:

يُستنتج من هذه النتائج أنه لا يمكن المقارنة بين عينتي الذكور والإناث على مقياس تقدير الذات إلا بعد التحقق من تكافؤ قياس تقدير الذات في العينتين أولًا، وفي حالة عدم تحقق تكافؤ القياس تمامًا كما دلت على ذلك نتائج هذا الفرض (الفرض الفرعي الثامن للفرض الرئيس الثاني) فإن المقياس في هذه الحالة لا يصلح للمقارنة بين العينتين؛ حيث إن هناك اختلافًا في فهم وتفسير معنى المفردات من عينة إلى أخرى، وإذا تم استخدام المقياس للمقارنة في هذه الحالة ودلت النتائج على وجود فرق دال إحصائيًا بين الذكور والإناث فإن هذا الفرق فرقًا مضللًا؛ حيث إنه لا يرجع إلى الفرق في تقدير الذات بين العينتين بل يرجع إلى اختلاف بنية المقياس بينهما.

9- **لا يختلف ثبات الأداء على مقياس تقدير الذات باختلاف التخصص**.

وللتحقق من هذا الفرض تم استخدام برنامج SPSS لحساب الثبات بطريقة ألفا- كرونباك لمقياس تقدير الذات لدى العينتين، وكانت النتائج كما في جدول (43):

جدول (43)

قيم معاملات ثبات أداء طلاب عينتي التخصصين العلمي والأدبي على مقياس تقدير الذات

طريقة حساب الثبات	عينة التخصص العلمي ن= 337	عينة التخصص الأدبي ن= 337
معامل ألفا- كرونباك	0.794	0.669

يتضح من جدول (43) اختلاف قيمة معامل ألفا- كرونباك لثبات أداء الطلاب على المقياس باختلاف التخصص؛ حيث كانت قيمة معامل الثبات أعلى لدى التخصص العلمي.

وللتحقق من دلالة الفرق بين معاملي الثبات قام الباحث بحساب قيمة اختبار "كا^2" لدلالة الفروق بين معاملات ثبات ألفا لعينتين مستقلتين باستخدام حزمة البرامج COCRON الإصدار 1.0-1 وكانت النتائج كما في الجدول (44).

جدول (44) دلالة الفرق بين معاملي ثبات ألفا لعينتي التخصصين العلمي والأدبي باستخدام حزمة البرامج COCRON (ن$_1$=ن$_2$=337)

العينة	الحجم	عدد مفردات المقياس	معامل ألفا	قيمة Chisq	مستوى الشك	دلالة قيمة Chisq
العلمي	337	10	0,794	15,2877	0,001	دالة
الأدبي	337	10	0,669			

يتضح من جدول (44) أن قيمة كا^2= 15,2877 وهي دالة إحصائيًا عند مستوى شك 0,001 مما يعني أنه يوجد فرق دال إحصائيًا بين قيمتي معامل ثبات ألفا لمقياس تقدير الذات بين عينتي التخصص العلمي والتخصص الأدبي لصالح عينة التخصص العلمي، وتختلف هذه النتيجة مع نتيجة دراسة (نبيل عبد الغفور عبد المجيد، 2006) والتي توصلت إلى عدم وجود تأثير دال إحصائيًا للتخصص في قيمة معامل ألفا– كرونباك.

ويمكن تفسير نتيجة هذا الفرض بناءً على نتائج عدم تكافؤ القياس السابقة (نتائج الفرض الفرعي الثامن للفرض الرئيس الثاني) والتي تعني أن هناك اختلاف في البنية العاملية للمقياس لدى العينتين، والذي نتج عن اختلاف في فهم وتفسير معنى المفردات من التخصص العلمي إلى التخصص الأدبي، والذي من المنطقي أن يترتب عليه اختلاف جوهري في قيمة معامل ثبات ألفا؛ حيث إن بنية المقياس مختلفة في الحالتين رُغم إن مكوناته (مفرداته) واحدة.

ملخص نتائج البحث:

أ- فيما يتعلق بنتائج الفرض الرئيس الأول والخاص بعينة النوع (ذكور- إناث):

1. اختلفت معاملات الصعوبة لجميع مفردات مقياس تقدير الذات باختلاف النوع، فيما عدا المفردة رقم 3 "أشعر أن لدي عدد من الصفات الايجابية"؛ حيث بلغ معامل صعوبتها لدى العينتين 3,47. إلا أن الفروق بين معاملات صعوبة المفردات لدى عينتي الذكور والإناث كانت غير دالة إحصائيًا؛ مما يعني أن النوع ليس له تأثيرًا دالًا إحصائيًا على قيم معاملات صعوبة المفردات.

2. اختلفت معاملات التمييز لمفردات مقياس تقدير الذات باختلاف النوع؛ حيث كانت أفضل لدى الإناث إذ تراوحت بين 0,078 و 0,623 بينما لدى عينة الذكور تراوحت بين −0,051 و 0,618. إلا أن الفروق بين معاملات تمييز المفردات أرقام (1، 2، 4، 5، 6، 7، 8، 9، 10) لدى عينتي الذكور والإناث لم تكن دالة إحصائيًا؛ مما يعني تساوي القدرة التمييزية لهذه المفردات بين مرتفعي ومنخفضي تقدير الذات لدى عينتي الذكور والإناث.

أما الفرق بين معاملي تمييز المفردة رقم 3 (أشعر أن لدي عدد من الصفات الايجابية) لدى عينتي الذكور والإناث فكان دالًا إحصائيًا؛ مما يعني أن هذه المفردة أكثر قدرة على التمييز بين مرتفعي ومنخفضي تقدير الذات لدى عينة الذكور عنها لدى عينة الإناث؛ حيث كان معامل تمييزها لدى عينة الذكور 0,560 بينما لدى الإناث 0,354.

3. اختلفت قيمة معامل الصدق التمييزي للمقياس باختلاف النوع، حيث بلغت 0,935 لدى عينة الذكور بينما بلغت 0,894 لدى عينة الإناث، إلا أن الفرق بين معاملي الصدق التمييزي للمقياس لدى العينتين لم يكن دالًا إحصائيًا؛ مما يعني أن النوع لا يؤثر تأثيرًا دالًا إحصائيًا على الصدق التمييزي للمقياس.
4. الاتساق الداخلي كمؤشر لصدق وثبات المقياس لم يختلف باختلاف النوع.
5. اختلف صدق التكوين الفرضي لمقياس تقدير الذات عبر المجموعات باختلاف النوع، حيث إن المقياس يقيس تكوينًا فرضيًا واحدًا لدى مجموعتي عينة الذكور، ولكنه لا يقيس تكوينًا فرضيًا واحدًا لدى مجموعتي عينة الإناث.
6. اتفقت نتائج التحليل العاملي الاستكشافي لمقياس تقدير الذات لدى عينتي الذكور والإناث من حيث:
   - تساوى عدد العوامل المستخلصة من التحليل في العينتين (ثلاثة عوامل).
   - عدم تحقق أحادية البعد في العينتين.
   - تطابق العامل الأول الناتج عن التحليل العاملي لمقياس تقدير الذات لدى كل من عينة الذكور وعينة الإناث.
7. اختلفت نتائج التحليل العاملي الاستكشافي لمقياس تقدير الذات لدى عينتي الذكور والإناث من حيث:

– نسبة التباين التي يفسرها المقياس ككل في العينتين؛ حيث كانت لدى الذكور 58.504% بينما لدى الإناث 59.582%.

– نسبة التباين التي يفسرها كل عامل على حده من العوامل الثلاثة لدى العينتين.

– المفردات المتشبعة على العوامل في العينتين.

– مطابقة العوامل المستخلصة من التحليل؛ حيث لم يتطابق العاملين الثاني والثالث الناتجين عن التحليل العاملي لدى عينة الذكور مع العاملين الثاني والثالث الناتجين عن التحليل العاملي لدى عينة الإناث.

8. اختلفت نتائج التحليل العاملي التوكيدي لمقياس تقدير الذات (فيما يتعلق بمعاملات الانحدار المعيارية للمفردات ومؤشرات جودة المطابقة) باختلاف النوع؛ حيث كانت أفضل لدى عينة الذكور.
9. اختلف قياس تقدير الذات باختلاف النوع؛ حيث حافظ المقياس على التكافؤ الشكلي (صورة البناء الرئيسة) فقط بين عينتي الذكور والإناث؛ حيث كانت قيمة كا^2 (CMIN) غير دالة إحصائيًا، أما التكافؤ المتري وتكافؤ البواقي فهما غير متحققين؛ حيث كانت قيمة كا^2 (CMIN) في كل منهما دالة إحصائيًا، مما يعني أن النوع له تأثير دال إحصائيًا على تكافؤ القياس.
10. لا يوجد تأثير دال إحصائيًا للنوع في ثبات الأداء على المقياس.

ب- فيما يتعلق بنتائج الفرض الرئيس الثاني والخاص بعينة التخصص الدراسي (علمي-أدبي):

1. اختلفت معاملات الصعوبة لجميع مفردات مقياس تقدير الذات باختلاف التخصص؛ حيث تراوحت لدى عينة التخصص العلمي بين 1,88 و3,45 ولدى عينة التخصص الأدبي بين 1,69 و3,47.

إلا أن الفروق بين معاملات صعوبة المفردات (1، 2، 3، 4، 5، 6، 7، 9، 10) لدى عينتي التخصصين العلمي والأدبي كانت غير دالة إحصائيًا؛ مما يعني أن اختلاف التخصص لم يؤثر تأثيرًا دالًا إحصائيًا على قيم معاملات صعوبة هذه المفردات، أما الفرق بين معاملي صوبة المفردة رقم 8 لدى عينتي التخصصين العلمي والأدبي فكان دالًا

إحصائيًا لصالح التخصص العلمي، أي أنها أكثر صعوبة لدى التخصص الأدبي عن التخصص العلمي.

2. اختلفت معاملات التمييز لمفردات مقياس تقدير الذات باختلاف التخصص؛ حيث كانت أفضل لدى عينة التخصص العلمي، إذ تراوحت بين 0,077 و 0,653 بينما لدى عينة التخصص الأدبي تراوحت بين −0,123 و 0,525.

وكانت الفروق بين معاملات تمييز المفردات أرقام (1، 3، 5، 6، 7، 9، 10) لدى عينتي التخصصين العلمي والأدبي دالةً إحصائيًا؛ مما يعني أن هذه المفردات أكثر قدرة على التمييز بين مرتفعي ومنخفضي تقدير الذات لدى عينة التخصص العلمي عنها لدى عينة التخصص الأدبي؛ مما يعني أن التخصص له تأثير دال إحصائيًا على معاملات تمييز هذه المفردات.

أما الفروق بين معاملات تمييز المفردات أرقام (2، 4، 8) لدى عينتي التخصصين العلمي والأدبي فكانت غير دالة إحصائيًا، مما يعني أن هذه المفردات لها نفس القدرة التمييزية بين مرتفعي ومنخفضي تقدير الذات لدى العينتين.

3. اختلفت قيمة معامل الصدق التمييزي للمقياس باختلاف التخصص؛ حيث بلغت 0,893 لدى عينة التخصص العلمي بينما بلغت 0,905 لدى عينة التخصص الأدبي، إلا أن الفرق بين معاملي الصدق التمييزي للمقياس لدى العينتين لم يكن دالًا إحصائيًا؛ مما يعني أن التخصص لا يؤثر تأثيرًا دالًا إحصائيًا على الصدق التمييزي للمقياس.
4. الاتساق الداخلي كمؤشر لصدق وثبات المقياس لم يختلف باختلاف التخصص.
5. لا يختلف صدق التكوين الفرضي لمقياس تقدير الذات عبر المجموعات باختلاف التخصص، حيث إن المقياس يقيس تكوينًا فرضيًا واحدًا لدى مجموعتي عينة التخصص العلمي ولدى مجموعتي عينة التخصص الأدبي.
6. اختلفت نتائج التحليل العاملي الاستكشافي لمقياس تقدير الذات باختلاف التخصص من حيث:

- عدد العوامل المستخلصة من التحليل؛ حيث كان عدد العوامل لدى التخصص العلمي عاملين، ولدى التخصص الأدبي ثلاثة عوامل.
- نسبة التباين التي يفسرها المقياس ككل في العينتين؛ حيث كانت لدى العلمي 50,086% بينما لدى الأدبي 53,089%.

– البنية العاملية لدى عينة العلمي لا تتطابق مع البنية العاملية لدى عينة الأدبي.

7. اتفقت نتائج التحليل العاملي الاستكشافي لمقياس تقدير الذات لدى عينتي التخصصين من حيث عدم تحقق أحادية البعد.
8. اختلفت نتائج التحليل العاملي التوكيدي لمقياس تقدير الذات (فيما يتعلق بمعاملات الانحدار المعيارية للمفردات ومؤشرات جودة المطابقة) باختلاف التخصص؛ حيث كانت أفضل لدى عينة التخصص العلمي.
9. التخصص له تأثير دال إحصائيًا على تكافؤ القياس في مستوياته الأربعة؛ حيث اختلف قياس تقدير الذات لدى عينتي التخصصين العلمي والأدبي باختلاف التخصص رغم استخدام نفس المقياس.
10. يوجد تأثير دال إحصائيًا للتخصص على ثبات أداء الطلاب على المقياس باستخدام معامل ألفا لكرونباك لصالح عينة التخصص العلمي؛ حيث كانت قيمة معامل ألفا أعلى.

- **التوصيات (أوجه الإفادة المبنية على نتائج البحث)**:

– حساب الخصائص السيكومترية للمقياس النفسي لدى كل فئة من فئات متغيرات العينة، والتحقق من تكافؤ القياس قبل المعالجة الإحصائية للفروض، وخاصة الفروض الفارقة عند المقارنة بين أي مجموعتين فرعيتين للعينة الأساسية في السمة موضع القياس؛ ففي حالة عدم التكافؤ المتري كما دلت على ذلك نتائج الفرض الرئيس الأول لهذا البحث والخاص بعينة النوع، يقوم الباحث بحذف المفردة التي فرق التشبع فيها بين العينتين دال إحصائيًا، وتحسب الدرجة الكلية للمقياس في العينتين بعد حذف درجة هذه المفردة؛ لأن هذه المفردة اختلف تفسير عينة الذكور لها عن عينة الإناث، وفي حالة عدم تكافؤ القياس تمامًا كما دلت على ذلك نتائج الفرض الرئيس الثاني لهذا البحث والخاص بعينة التخصص فإن المقياس لا يصلح للمقارنة بين التخصصين من الأساس؛ حيث إن هناك اختلاف في تفسير جميع المفردات من تخصص إلى آخر.

– صياغة مفردات المقياس في ضوء السمة التي يقيسها المقياس؛ حتى لا يحدث تشوه للبنية العاملية للمقياس، وهنا ستكون جميع عبارات المقياس موجبة سواءً أكانت السمة موضع القياس موجبة أم سالبة؛ فالعبارة الموجبة لا تعني أنها تعبر عن الاتجاه الإيجابي للفرد، بل هي العبارة التي تعبر عن سلوك يتفق مع السمة أو المتغير الذي تقيسه الأداة.

- معامل الثبات الذي حُسِب للمقياس النفسي على عينة تقنين معينة لا يكون صالحًا إلا لعينة مشابهة لعينة التقنين الأصل الذي حُسِب عليها لأول مرة.
- الأبعاد التي حصلنا عليها للمقياس النفسي على عينة تقنين معينة قد لا يتم الحصول عليها مرة ثانية إلا إذا تم تطبيق المقياس على عينة مشابهة لعينة التقنين الأصل.
- توضيح تعليمات الإجابة عن مفردات المقياس لجميع أفراد العينة والتأكد من فهمهم لها؛ حتى لا يكون عدم فهم تعليمات الإجابة لفئة من فئات متغيرات العينة سببًا من أسباب تباين الخطأ.
- إجراء بحوث مماثلة باستخدام مقاييس نفسية أخرى في ظل متغيرات أخرى للعينة كالفرقة الدراسية، ومحل الإقامة، والمستوى الاقتصادي الاجتماعي.
- استخدام نظرية الاستجابة للمفردة في التحقق من الخصائص السيكومترية للمقياس النفسي، بحيث تكون هذه الخصائص مستقلة عن خصائص العينة.

- **التوصيات العامة بناءً على الإجراءات التي قام بها الباحث في هذا البحث، والتي تقلل من أخطاء القياس**:

- إن كان المقياس يحتوي على مفردات موجبة وسالبة (وهو أمر غير محبذ) لابد من التأكد من إعادة ترميز تقديرات المفردات السالبة قبل إجراء المعالجات الإحصائية.
- مراجعة البيانات بعد إدخالها على برنامج الـ SPSS للتأكد من عدم وجود أخطاء في رصد الدرجات المناظرة لبدائل استجابات ليكرت.
- الكشف عن ذوي المرغوبية الاجتماعية العالية، وذوي أساليب الاستجابة واستبعادهم لتقليل أخطاء القياس وتجنب تشويه النتائج.
- ضرورة استبعاد الدرجات المتطرفة التي قد تؤثر في تقديرات الخصائص السيكومترية وخاصة معامل ثبات ألفا– كرونباك.

المراجـــع

- العيد قرين، عبد الحميد معوش. (2022). أثر بعض المتغيرات على الخصائص السيكومترية في مقياس جولمان للذكاء الوجداني "دراسة على عينة من طلبة مرحلتي التعليم الثانوي والجامعي". *مجلة العلوم النفسية والتربوية*، 8 (1)، 42–57.

- جمال ذياب العضايلة. (2018). أثر عدد الفقرات السلبية وعدد فئات تدريج ليكرت على الخصائص السيكومترية لمقياس الاتجاه نحو الرياضيات. *رسالة ماجستير غير منشورة*، عمادة الدراسات العليا بجامعة مؤتة بالأردن.
- حجاج غانم أحمد، ياسر عبد الله حفني. (2011). تأثير عدد بدائل ليكرت على الخصائص السيكومترية للمقياس النفسي وافتراضات التصميم العاملي ثنائي الاتجاه. *مجلة الإرشاد النفسي الصادرة عن مركز الإرشاد النفسي*، 29، 56-131.
- ذياب عايض المالكي. (2019). تأثر الخصائص السيكومترية والبناء العاملي لمقياس تقييم كفاءة أداء أعضاء هيئة التدريس من وجهة نظر الطلاب في ظل متغير الجنس وتوقيت تطبيق المقياس. *مجلة جامعة أم القرى للعلوم التربوية والنفسية*، 10(2)، 185-213.
- صالح موسى محمد. (2021). أثر التفاعل بين نمط الاختبار وجنس المستجيب على ثبات الاختبار وبعض الخصائص السيكومترية للفقرات. *مجلة كلية التربية جامعة الأزهر*، 191 (5)، 551-616.
- صلاح الدين محمود علام. (1987). دراسة موازنة ناقدة لنماذج السمات الكامنة والنماذج الكلاسيكية في القياس النفسي والتربوي. *المجلة العربية للعلوم الإنسانية بالكويت*، 7(27)، 18-43.
- صلاح الدين محمود علام. (2006). *القياس والتقويم التربوي والنفسي: أساسياته وتطبيقاته وتوجهاته المعاصرة*. القاهرة: دار الفكر العربي.
- عبد الحافظ قاسم الشايب. (2010). أثر طريقة صياغة فقرات الصورة المعربة لمقياس روزنبرغ لتقدير الذات في البناء العاملي للمقياس. *المجلة الدولية للأبحاث التربوية بجامعة الإمارات العربية المتحدة*، 28، 1-20.
- عبد العزيز محمد حسب الله. (2020 أ). أثر ضبط وجهة الاستجابة المستحسنة اجتماعيًا لدى الطلاب في الخصائص السيكومترية للمقياس النفسي وافتراضات التصميم العاملي ثنائي الاتجاه. *مجلة كلية التربية جامعة بني سويف*، عدد أكتوبر (2)، 66-158.

- عبد العزيز محمد حسب الله. (2020 ب). 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. *مجلة جامعة الفيوم للعلوم التربوية والنفسية*، 14 (1)، 153-244
- عبد العزيز محمد حسب الله. (2021). التأثير غير المباشر المشروط لليقظة العقلية في قلق الاختبار الإلكتروني لدى طلاب الجامعة عبر الطفو الأكاديمي كمتغير وسيط مُعَدَل في ضوء بعض المتغيرات الفئوية المُعَدِلَة. *مجلة جامعة الفيوم للعلوم التربوية والنفسية*، 15 (1)، 509-608.
- عبد الكريم جرادات. (2006). العلاقة بين تقدير الذات والاتجاهات اللاعقلانية لدى الطلبة الجامعيين. *المجلة الأردنية في العلوم التربوية*، 2 (3)، 143-153.
- عبد المنعم أحمد الدردير. (2006). *الإحصاء البارامتري واللابارامتري في اختبار فروض البحوث النفسية والتربوية والاجتماعية*. القاهرة: عالم الكتب.
- علاء الدين أحمد كفافي. (1985). مشكلة تشويه الاستجابة في قياس الشخصية. *حولية كلية التربية جامعة قطر*، 4(4)، 319-338.
- فؤاد أبو حطب، آمال صادق. (1991). *مناهج البحث وطرق التحليل الإحصائي في العلوم النفسية والتربوية والاجتماعية*. القاهرة: مكتبة الأنجلو المصرية.
- فؤاد أبو حطب، سيد أحمد عثمان، آمال صادق. (2008). *التقويم النفسي*. ط4، القاهرة: مكتبة الأنجلو المصرية.
- محسوب عبد القادر الضوي. (2011). تحري تأثير الدرجات المتطرفة وعدد فئات الاستجابة على تقدير معامل ألفا لكرونباخ. *المجلة العلمية لكلية التربية جامعة أسيوط*، 27(1)، 117-175.
- محمد إبراهيم محمد. (2017). أثر طريقة صياغة المفردات على البناء العاملي والثبات للمقياس. *المجلة المصرية للدراسات النفسية الصادرة عن الجمعية المصرية للدراسات النفسية*، 27 (95)، 343-367.

- محمد إبراهيم محمد. (2019). تقييم أساليب الاستجابة لدى الطلاب وأثرها على صدق المفردات وأحادية البعد والتحليل العاملي التوكيد والثبات. *المجلة التربوية لكلية التربية جامعة سوهاج*، 65، 1005-1046.
- محمد حبشي حسين. (2018). الخصائص السيكومترية لمقياس اليقظة العقلية: مقارنة بين نظرية القياس التقليدية والنماذج الأحادية والمتعددة لنظرية الاستجابة للمفردة. *المجلة المصرية للدراسات النفسية*، 28(99)، 17-76.
- محمد حبشي حسين. (2020). *ثبات القياس باستخدام التحليل العاملي التوكيدي متعدد المجموعات باستخدام AMOS Measurement Invariance*. متاح على شبكة المعلومات الدولية، على الرابط الإلكتروني التالي:
https://www.youtube.com/watch?v=-HjqZipB3LQ
- محمد حسين سعيد. (2007). أثر اتجاه المفردة وعدد بدائل الاستجابة على ثبات أدوات القياس من نوع" ليكرت". *المجلة المصرية للدراسات النفسية*، 17(56)، 353-392.
- معزوز جابر جميل. (2016). أثر حجم العينة ونمط الفقرة وجنس الطلبة على الخصائص السيكومترية لاختبار تحصيلي في الرياضيات لدى طلبة الصف الحادي عشر في المدارس الحكومية الفلسطينية. *مجلة جامعة المدينة العالمية "مجمع"*، 17، 426-473.
- نبيل عبد الغفور عبد المجيد. (2006). أثر بعض المتغيرات المرتبطة بالعينة في الخصائص السيكومترية لمقاييس الاتجاهات وباختلاف تدرجات بدائل الإجابة. *رسالة دكتوراه غير منشورة*، كلية التربية جامعة بغداد.
- نضال كمال الشريفين. (2009). أثر نمط صياغة الفقرة في مقياس اتجاه في الخصائص السيكومترية للفقرات وللمقياس وتقديرات القدرة للأفراد وفق نظرية الاستجابة للفقرة. *مجلة العلوم التربوية والنفسية بجامعة البحرين*، 10(4)، 13-40.
- Arce-Ferrer, A. J. (2006). An Investigation Into the Factors Influencing Extreme-Response Style: Improving Meaning of Translated and Culturally Adapted Rating Scales. *Educational and Psychological Measurement*, 66(3), 374–392.

- Bagozzi, R. P. (1993). Assessing construct validity in personality research: Applications to measures of self-esteem. *Journal of Research in Personality*, 27, 49–87.
- Bedeian, A.G., Armenakis, A.A., & Randolph, W.A. (1988). The significance of congruence coefficients: A comment and statistical test. *Journal of Management*, 14(4), 559-566.
- Bielinski, J., & Davison, M. L. (1998). Gender Differences by Item Difficulty Interactions in Multiple-Choice Mathematics Items. *American Educational Research Journal*, *35*(3), 455–476.
- Bielinski, J., & Davison, M. L. (2001). A sex difference by item difficulty interaction in multiple-choice mathematics items administered to national probability samples. *Journal of Educational Measurement, 38*(1), 51–77.
- Brown, T. A. (2006). Confirmatory factor analysis for applied research. New York: Guilford Press.
- Carmines, E. G., & Zeller, R. A. (1979). *Reliability and validity assessment.* Series: Quantitative Applications in the Social Sciences (Number: 07-017), New Delhi: SAGE PUBLICATIONS (The International Professional Publishers).
- Chen, Y.-H., Rendina-Gobioff, G., & Dedrick, R. F. (2010). Factorial Invariance of a Chinese Self-Esteem Scale for Third and Sixth Grade Students: Evaluating Method Effects Associated with Positively and Negatively Worded Items. *International Journal of Educational and Psychological Assessment*, 6(1), 21–35.
- Cheung, G.W., & Rensvold, R.B. (2000). Assessing Extreme and Acquiescence Response Sets in Cross-Cultural Research Using Structural Equation Modeling. *Journal of Cross-cultural Psychology*, 31 (2), 187-212.
- CrocKer, L., & Algina, J. (2006). *Introduction to Classical and Modern Test Theory*. USA: Cengage Learning.
- Cronbach, L.J. (1946). Response Sets and Test Validity. *Educational and Psychological Measurement, 6*, 475 - 494.
- Diedenhofen, B., & Musch, J. (2016). cocron: A web interface and R package for the statistical comparison of Cronbach's alpha coefficients. *International Journal of Internet Science*, *11*(1), 51–60.
- Feldt, L.S, Woodruff, D.J., & Salih, F.A. (1987). Statistical Inference for Coefficient Alpha. *Applied Psychological Measurement*, 1(11), 93-103.
- Fisher, R. A. (1921). On the Probable Error of a Coefficient of Correlation Deduced from a Small Sample. *Metron*, 1, 3-32.
- De Jong, M. G., Steenkamp, J.-B., Fox, J.-P., & Baumgartner, H. (2008). Using Item Response Theory to Measure Extreme Response Style in

Marketing Research: A Global Investigation. *Journal of Marketing Research*, 45 (1), 104-115.

- Gregory, R.J. (2015). Psychological Testing History, Principles, and Applications. Global Edition, Pearson eTextbook.
- Harvey, R. J., Billings, R. S., & Nilan, K. J. (1985). Confirmatory factor analysis of the Job Diagnostic Survey: Good news and bad news. *Journal of Applied Psychology, 70* (3), 461–468. https://doi.org/10.1037/0021-9010.70.3.461
- Harzing, A.-W. (2006). Response Styles in Cross-national Survey Research A 26-country Study. *International Journal of Cross Cultural Management*, 6(2), 243-266.
- Hogan, T.P. (2015). *Psychological Testing: A Practical Introduction*. 3rd Edition, New York: John Wiley and Sons.
- Jensen, A.R. (1998). *The g factor: the science of mental ability*. London: Praeger Publishers.
- Kaplan, R.M., & Saccuzzo, D.P. (2018). Psychological Testing : Principles, Applications, and Issues. 9th Edition, USA: Cengage Learning.
- King, M., & Bruner, G. (2000). Social Desirability Bias: A Neglected Aspect of Validity Testing. *Psychology and Marketing*, 17(2), 79 - 103.
- Kyriakidees, L., & Antoniou, P. (2009). Gender Differences in mathematics achievement: an investigation of gender differences by item difficulty interactions. *Educational research and evaluation*, 15(3), 223-242.
- Lovik, A., Nassiri, V., Verbeke, G., & Molenberghs, G. (2020). A Modified Tucker's Congruence Coefficient for Factor Matching. *Methodology*, 16(1), 59–74.
- 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.
- Marsh, H. W., Scalas, L. F., & Nagengast, B. (2010). Longitudinal tests of competing factor structures for the Rosenberg Self-Esteem Scale: Traits, Ephemeral Artifacts, and Stable Response Styles. *Psychological Assessment*, 22(2), 366-381.
- Podsakoff, P.M., MacKenzie, S.B., Lee, J-Y., & Podsakoff, N.P. (2003). Common Method Biases in Behavioral Research: A Critical Review of the Literature and Recommended Remedies. *Journal of Applied Psychology*, 88 (5), 879–903.
- 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.

- Simens, S., & Globni, N. (2001). Gender differences in three multiple choice formats in Mathematics testing: Effects of item difficulty and discrimination. *Mathematics Education*, 12 (3), 248-259.
- Soper, D.S. (2020). Significance of the Difference between Two Correlations Calculator [Software]. Available from https://www.danielsoper.com/statcalc
- Sonderen, E.V., Sanderman, R., & Coyne, J.C. (2013). Ineffectiveness of Reverse Wording of Questionnaire Items: Let's Learn from Cows in the Rain. *PloS one*, 8 (7), 1-7.
- Tang, W., Cui, Y., & Babenko, O. (2014). Internal Consistency: Do We Really Know What It Is and How to Assess It?. *Journal of Psychology and Behavioral Science*, 2(2), 205-220.
- Tourangeau, R., Rips, L.J., & Rasinski, K. (2000). *The Psychology of Survey Response*. NY: Cambridge University Press.
- Tucker, L. R. (1951). *A method for synthesis of factor analysis studies* (No. PRS-984). Princeton, NJ, USA: Educational Testing Service.
- Tutz, G. & Berger, M. (2016). Response Styles in Rating Scales: Simultaneous Modeling of Content-Related Effects and the Tendency to Middle or Extreme Categories. *Journal of Educational and Behavioral Statistics*, 41(3), 239-268.
- Vaerenbergh, Y.V. & Thomas, T. (2013). Response Styles in Survey Research: A Literature Review of Antecedents, Consequences, and Remedies. *International Journal of Public Opinion Research.* 25 (5). 195-217.
- Van Herk, H., Poortinga, Y. H., & Verhallen, T. M. M. (2004). Response styles in rating scales: Evidence of method bias in data from 6 EU countries. *Journal of Cross-Cultural Psychology*, 35(3), 346-360.
- Weijters, B. (2006). Response styles in consumer research. *Doctoral dissertation*, Ghent University, Ghent, Belgium.
- Weijters, B., Geuens, M., & Schillewaert, N. (2010). The Stability of Individual Response Styles. *Psychological methods*. 15 (1), 96-110.
- Ziegler, M., & Hagemann, D. (2015). Testing the Unidimensionality of Items Pitfalls and Loopholes. *European Journal of Psychological Assessment*, 31(4), 231–237.