استخدام نموذج سلم التقدير لأندريش في تدريج مقياس التعلم المنظم ذاتياً وتأثيره على الأداء التفاضلي للمقياس باستخدام طريقة مانتيل- هانزل المعممة

إعداد

د/ياسر عبدالله حفني حسن

أستاذ علم النفس التربوي المساعد
كلية التربية بقنا - جامعة جنوب الوادي

ملخص الدراسة

هدفت الدراسة إلى تدريج مقياس التعلم المنظم ذاتياً باستخدام نموذج سلم التقدير لأندريش وتأثيره على الأداء التفاضلي للمقياس باستخدام طريقة مانتيل- هانزل المعممة، وتكونت عينة الدراسة من ٤٠٠ طالباً وطالبة تراوحت أعمارهم بين (١٨,٩- ٢٠,٣) سنة، من طلاب كليات التربية والآداب والعلوم بجامعة جنوب الوادي، تم اختيارهم بالطريقة العشوائية الطبقية، طبق عليهم مقياس التعلم المنظم ذاتياً من إعداد/الباحث والذي يتألف من ٦٠ مفردة تغطي ٦ أبعاد، وتم معالجة النتائج وتحليلها باستخدام البرامج الإحصائية (GMHDIF - Winsteps (3.67) - SPSS(22))، وتوصل الباحث إلى النتائج الآتية: تدريج مفردات مقياس التعلم المنظم ذاتياً باستخدام نموذج سلم التقدير لأندريش على ميزان تدريج خطي واحد، وقد بلغ عدد مفردات المقياس بعد التدريج (٤٤) مفردة بعد حذف المفردات غير الملاءمة لأسس القياس الموضوعي والتي بلغ عددها (١٦) مفردة، كما أمكن حساب تقديرات قدرات الأفراد المقابلة لكل درجة خام كلية محتملة على المقياس بعد تدريجه، وتم التحقق من دلالات صدق ومعاملات ثبات المقياس بعد تدريجه، وتم سحب صورتين مختصرتين متعادلتين من المقياس بعد تدريجه تغطي كافة جوانب المقياس، وتم الكشف عن المُفردات التي أظهرت أداءً تفاضليًا بالنسبة للنوع (ذكور- إناث) والتخصص الأكاديمي (علمي- أدبي) في مقياس التعلم المنظم ذاتياً بعد تدريجه باستخدام طريقة مانتل- هانزل المعممة، وعددها (٤) مفردات تم حذفها، ومن ثم تكون مقياس التعلم المنظم ذاتياً فى صورته النهائية بعد تدريجه وفقاً لنموذج سلم التقدير لأندريش المنبثق عن نموذج راش كأحد نماذج نظرية الاستجابة للمفردة، وحذف المفردات التي أبدت أداءً تفاضليًا وفقًا للنوع والتخصص باستخدام طريقة مانتل- هانزل المعممة (٤٠) مفردة، وباستخدام التحليل العاملي التوكيدي متعدد المجمعات أكدت النتائج تأثير الأداء التفاضلي للمفردات على الأداء التفاضلي للمقياس ككل، وأن البنية الكامنة المقاسة تختلف باختلاف النوع والتخصص، كما توصلت الدراسة إلى وجود تأثيرات دالة إحصائياً لمتغيري النوع والتخصص والتفاعلات المشتركة بينهما على مقياس التعلم المنظم ذاتياً، كما أمكن للدراسة حساب معايير الرتب المئينية والدرجات التائية التي تفسر تقديرات الأفراد على المقياس في صورته النهائية بعد تدريجه وحذف المفردات التي أبدت أداءً تفاضليًا.

الكلمات المفتاحية: نموذج سلم التقدير لأندريش، الأداء التفاضلي، طريقة مانتيل- هانزل المعممة، نظرية الاستجابة للمفردة، تدريج مقياس التعلم المنظم ذاتياً.

استخدام نموذج سلم التقدير لأندريش في تدريج مقياس التعلم المنظم ذاتياً وتأثيره على الأداء التفاضلي للمقياس باستخدام طريقة مانتيل- هانزل المعممة

د/ياسر عبدالله حفني حسن

Using Andrich's Rating Scale Model for Calibrating Self-Regulated Learning Scale and the Impact on Differential Test Functioning by Using Generalized Mantel-Hansel Method

Dr. Yasser A. H. Hassan

The study aimed at calibrating Self-Regulated Learning Scale using Andrich's Rating Scale Model and the impact on Differential Test Functioning by using Generalized Mantel-Hansel Method. The sample of the study consisted of (400) male and female students aging from (18.9-20.3) years, from the faculties of Education, Arts and Science at South Valley University, who have been chosen stratified randomly. The study tool is represented in the Self-Regulated Learning Scale (prepared by the researcher) which consists of 60 items measuring 6 dimensions. Data were analyzed through using (SPSS+22, Winsteps 3.67, GMHDIF). The results showed calibrating the items of Self-Regulated Learning Scale on one linear metric according to Andrich Model. The process of calibration involved eliminating (16) items of the scale that showed statistical misfit to Andrich Model, so the calibrated scale consisted of (44) items. It is possible to calculate the individuals' estimates corresponding to each possible total score on the scale after its calibrating. The researcher was able to study the verification of the reliability and validity of the scale finalized after calibrating using Andrich model. It was possible to obtain two equated short versions of the calibrated scale covering all aspects of the total scale. It was revealed that differential items functioning related for gender (males/females), academic specialty (scientific/literary) in the self-structured learning scale after its calibrating by using the generalized Mantel-Hansel Method. The process involved eliminating (4) items, and then the Self-Regulated Learning Scale in its final form consisted of (40) items, after its calibrating by using Generalized Mantel-Hansel Method. Emanating from Rasch Model as one model Item Response theory, after eliminating items of differential items functioning related for gender and academic specialty by using the Generalized Mantel-Hansel Method. By using Multiple Group Confirmatory Factor Analysis results confirmed the impact of differential items functioning on the Differential Test Functioning as a Whole. The Latent structure was measured differently by gender, and academic major. The results showed the existence of statistically significant effects for gender (males/females), academic major (scientific/literary) and the bi-reactions among them on Self-Regulated Learning Scale. In addition, it is possible to calculate norms percentile ranks and T-scores that help interpret estimating the parameters of individuals on the final scale after its calibration and eliminating items that showed differential items functioning.

Key Words: Andrich's Rating Scale Model, Differential Test Functioning, Generalized Mantel-Hansel Method, Item Response theory, Calibrating Self-Regulated Learning Scale.

مقدمة:

يحاول العلماء والباحثون في القياس النفسي والتربوي إيجاد طرائق ووسائل تساعد في قياس الظواهر النفسية بصورة كمية، لاسيما من خلال إيجاد الخصائص السيكومترية للمقاييس التي يمكن أن تقلل من نسبة ومعدل الخطأ، فضلاً عن البحث في تطوير الإجراءات الدقيقة للمراحل الأولى لإعداد المقاييس واستخدام الأساليب الإحصائية المناسبة التي تساعد في تحديد مدى استيفاء هذه المقاييس للشروط العلمية.

ولقد شهد مجال القياس النفسي والتربوي في الآونة الأخيرة اهتماماً ملحوظاً على أيدي خبراء القياس في كثير من دول العالم؛ كرد فعل للنقد الذي تم توجيهه إلى نظرية القياس التقليدية، إذ يُعاب عليها اعتمادها على موازنة أداء الفرد بأداء أقرانه وفقاً للمجموع الكلي لدرجاته على الاختبار، سواء جرت هذه المقارنة على أساس الدرجات الخام أو الدرجات المعيارية، فإن هذه الدرجات تخضع لخصائص عينة الأفراد التي تستخدم في اشتقاق معايير الاختبار، كما تخضع لخصائص عينة الأسئلة التي يشتمل عليها الاختبار واختلاف هذه الخصائص يؤثر بلا شك في صدق هذه الموازنات، وبذلك يصعب تعميم نتائج الاختبارات أو الاستفادة منها، فتدريج صعوبة أسئلة الاختبار يتباين باختلاف قدرات الأفراد الذين يختبرون بهذه الأسئلة، وقياس قدرات أو سمات الأفراد يتباين باختلاف صعوبة الأسئلة، كما أن ثبات درجات الاختبار يتأثر بتباين قدرات الأفراد الذين يجري عليهم الاختبار ومستوى هذه القدرات (صلاح الدين محمود علام، ٢٠٠٧).

ومن أجل التخلص من قصور النظرية التقليدية في القياس، ظهرت نظرية الاستجابة للمفردة، وهي ثورة القياس النفسي والتربوي، التي تفترض أنه يمكن التنبؤ بأداء الأفراد أو تفسير أدائهم في اختبار نفسي أو تربوي في ضوء خصائص تميز هذا الأداء

تسمى سمات أو قدرات، وهذه السمات غير ملاحظة، ولكن يمكن قياسها من خلال أداء الأفراد على مفردات الاختبار، كما تسمى هذه النظرية أيضاً بنظرية المنحنى المميز للمفردة حيث يستخدم المنحنى المميز للمفردة في عمل استقراءات حول السمة الكامنة من خلال الاستجابات الملاحظة، حيث يمثل هذا المنحنى العلاقة بين احتمال الاستجابة الصحيحة لمفردة من مفردات الاختبار، والسمة أو القدرة موضوع القياس (Kline,1999; Ojerinde, 2013).

ومن هنا ظهر اتجاه جديد في القياس يحاول التغلب على قصور ومشكلات القياس التقليدي، وذلك بأن يقترب من موضوعية القياس الفيزيائي ويحقق أهدافاً قريبة من أهدافه، ويتمثل هذا الاتجاه الجديد في أساليب القياس الموضوعي التي تعتمد على ما سمي بنظرية السمات الكامنة Latent Traits Theory (LTT) والتي تفترض أنه يمكن تفسير الأداء الملاحظ للأفراد على اختبار ما بسمات أو قدرات تميز الأفراد، وهذه السمات لا يمكن قياسها مباشرة ولهذا سميت سمات كامنة، والتي أطلق عليها فيما بعد نظرية الاستجابة للمفردة Item Response Theory (IRT) (أمينة محمد كاظم، ٢٠٠٤).

ولقد انبثق عن نظرية الاستجابة للمفردة مجموعة من النماذج التي استخدمت في بناء وتطوير المقاييس والاختبارات التي يمكن من خلالها الحصول على مؤشرات إحصائية للمفردة، لا تعتمد على خصائص المفحوصين وتقديراتهم، ولا تعتمد على صعوبة مفردات المقياس، ومن هنا أعطيت أهمية اللاتغير في تقدير معالم المفردات بين مختلف مجموعات الأفراد، ووصفت هذه الأهمية بأنها أكبر الصفات المهمة في نظرية الاستجابة للمفردة (Lord, 1980; Reise & Revicki, 2015).

ويعتبر نموذج راش أبسط نماذج السمات الكامنة وأكثرها استخداماً في بناء الاختبارات والمقاييس النفسية والتربوية وتطويرها، كما يتميز بثلاث سمات أساسية تتعلق بمفهوم موضوعية القياس هي: الاستقلال الإحصائي للقيمة التقديرية لقدرة الفرد عن عينة المفردات التي أُختبر بها، الاستقلال الإحصائي للقيم التقديرية لمعاملات الصعوبة والتمييز للمفردات عن عينة الأفراد التي أُجرى عليها الاختبار، والحصول على معامل إحصائي يدل على مدى دقة تقدير قدرة كل فرد (Bond & Fox, 2015).

ولقد طُورت عبر السنوات الماضية مجموعة من نماذج نظرية الاستجابة للمفردة وسميت بأسماء وظيفتها المقترحة، وتهدف هذه النماذج إلى تحديد العلاقة بين أداء الفرد على مفردات الاختبار وبين السمات أو القدرات الكامنة وراء هذا الأداء وتفسيره، وقد أُستخدم نموذج سلم التقدير لأندريش Andrich's Rating Scale Model كتعميم لنموذج راش في تحليل البيانات متعددة الاستجابات، وقد أثبت فاعليته في قياس قدرات الأفراد، كما يقدم معلومات أكثر دقة وتفصيلاً من نموذج راش الذي يعتمد على الاستجابة الثنائية فقط، وكذلك فاعليته في تدريج المفردات والأفراد بدرجة عالية من الدقة (Dodd & Koch, 1987; Reise & Revicki, 2015; Ueckert, 2018; Wright & Masters, 1988) .

ولأن موضوعية وصدق نتائج الاختبارات تعتمد على دقة الأساليب المستخدمة في بنائه واختيار مفرداته وتفسير نتائجه، ووصفها للقدرة التي يقيسها الاختبار لذلك فإن الأمر يتطلب ضرورة استخدام نظرية الاستجابة للمفردة التي أثبتت الدراسات والبحوث أنها تحقق الدقة والموضوعية المنشودة في العلوم النفسية والتربوية، من خلال توفيرها لمؤشرات إحصائية ثابتة للاختبار، ومفرداته لا تختلف باختلاف عينة الأفراد، مما يوفر قياساً أكثر ثباتاً مع أخطاء أقل للقياس (Nitko & Brookhart, 2006).

ومن ثم أمكن استخدام نظرية الاستجابة للمفردة على نطاق واسع في مجال القياس النفسي والتربوي حيث أُستخدمت في قياس السمات الشخصية، والمتغيرات المزاجية، علاوة على الجوانب المعرفية متمثلة في بناء الاختبارات التحصيلية، وعمل بنوك الأسئلة، فضلاً عن استخدامها في بناء وتطوير المقاييس والاختبارات النفسية والتربوية (Embretson & Reise, 2000; 2004).

كما تحظى قضية عدالة المقياس باهتمام المختصين في مجال القياس النفسي والتربوي، وذلك نظراً لأهمية القرارات التي يتم اتخاذها استناداً إلى نتائج أداء العينة المفحوصة على المقياس، ويتصف المقياس بالعدالة عندما يكون صادقاً بالنسبة لجميع أفراد العينة، ويعطي فرصاً متساوية لجميع المفحوصين، فإذا كان المقياس منحازاً لمجموعة من المفحوصين، فإنه بذلك يفقد خاصية أساسية وشرطاً جوهرياً من الشروط التي تجعل من تطبيقه موضوعياً وسليماً؛ كونه يفتقر إلى العدالة ويتسم بالتحيز والذي يعد أحد مهددات صدق نتائج القياس حيث يعطي أفضلية لمجموعة في التوصل إلى الإجابة الصحيحة على المفردة دون مجموعة أخرى لا تحظى بهذه الأفضلية، لذلك يعد التحقق من عدالة المقياس وعدم تحيزه خطوة مهمة من خطوات بناء وتطوير المقاييس النفسية والتربوية (عادل أحمد الناجي، ٢٠١١ ؛ محمد نور السكارنة،٢٠١٨).

وترتبط ظاهرة تحيز الاختبار بما بات يعرف بـ "الأداء التفاضلي" للمفردات، فمنذ منتصف ستينيات القرن العشرين، انصب اهتمام مطوري الاختبارات على خصائص من نوع الصدق والثبات للتأكد من أن الاختبارات النفسية والتربوية مقاييس صادقة لما وضعت لقياسه، وبدقة كبيرة، ولكن هناك خاصية إضافية لقيت اهتماماً واسعاً من قبل المختصين في القياس، وهي خاصية الأداء التفاضلي للمفردات، والتي تحدث عندما يكون للمختبرين من مجموعات عرقية أو ثقافية مختلفة، احتمالات مختلفة للإجابة على المفردة إجابة صحيحة، بعد مساواتهم في القدرة الأساسية التي يقيسها الاختبار (إسماعيل

سلامة البرصان، ٢٠١٣؛ حسان العمري، عبدالله شطناوي، ٢٠١٦؛ علي صالح النوافلة،٢٠١٣؛ نضال كمال الشريفين، ٢٠١٨).

ولقد هدفت الدراسات والبحوث المتعلقة بالأداء التفاضلي إلى الكشف عنه ومحاولة إزالته من الاختبارات والمقاييس النفسية والتربوية، فأداء الفرد على الاختبار يجب ألا يتغير عبر المجموعات المختلفة إذا كان أفرادها لهم نفس القدرة على السمة التي يقيسها الاختبار، ويظهر الأداء التفاضلي للمفردة عندما يختلف أداء المفحوصين المتساوين في القدرة؛ والذين ينتمون إلى مجموعات مختلفة (Abedalaziz, 2010; Abedalaziz, Ismail & Hussin, 2011; Dimitrov, 2017; Lee & Geisinger, 2016; Meade & Wright, 2012; Ozdemir, 2015; Runnels, 2013).

ويشير Khalid & Glas, (2014) إلى أن طريقة مانتل-هاينزل تعد من أشهر طرق تحديد الأداء التفاضلي من خلال الكشف عن تحيز مفردات الاختبار، حيث يكمن تميز هذه الطريقة في كونها لا تركز على طبيعة التحيز بل على المقارنة بين شكل التحيز في كلا المجموعتين الخاضعتين لعملية القياس الفعلي، وخاصة في مصفوفة المتغير ذات البارامترتين والثلاث بارامترات.

وتستخدم طريقة مانتل-هانزل المعممة Generalized Mantel-Haenszel (GMH) في الكشف عن الأداء التفاضلي لنوعين من البيانات (البيانات ثنائية التدريج) والبيانات (متعددة التدريج) وهذا ما يميز طريقة مانتل-هانزل المعممة عن الطريقة التقليدية لمانتل-هانزل، حيث تقوم بفحص الفرضية الصفرية التي تنص على "عدم وجود فروق في المجموعات" حيث يتم الكشف عن المجموعات المتحررة من الأداء التفاضلي وأيضاً عمل مقارنات بعدية بين المجموعات من خلال تعديل قيمة ألفا لمعرفة في أي

مجموعة يوجد الأداء التفاضلي (Fidalgo, 2011a,b; Fidalgo & Bartram, 2010; Fidalgo & Scalon, 2010)

ويعد التعلم المنظم ذاتياً Self-Regulated Learning من أهم وأحدث المصطلحات التي ظهرت فى مجال علم النفس فى العقود الأخيرة فى القرن العشرين، وتكمن أهميته فى وظيفته الفعالة والأساسية فى مجال التربية التي تعزى إلى كونه يساعد على تنمية مهارات التعلم مدى الحياة وزيادة مستوى الأداء والكفاءة، والتي تعد من أهم الأهداف التعليمية فى التركيز على شخصية المتعلم بوصفه مشاركاً نشطاً وفعالاً فى عملية التعلم، بما يؤدى فى النهاية إلى تحسين وارتقاء مستوى العملية التعليمية، وهو هدف من أهم الأهداف التي تسعى المؤسسات التربوية إلى تحقيقها (عبدالناصر الجراح، ٢٠١٠؛ عصام على الطيب، ٢٠١٢).

ويذكر كل من (Fettahlioglu, 2011; Schunk & Zimmerman, 2008)أن التعلم المنظم ذاتياً أكثر جودة وفعالية من الأساليب التقليدية فى الجانب التعليمي، وذلك بسبب تأثير الجهد المبذول من قبل المتعلمين فى التعلم المنظم ذاتياً للحصول على المسئولية الأولية للتحكم فى دراساتهم أكثر من الاعتماد على توجيهات المعلم، حيث إنه من الأفضل أن يكون المتعلم مسئولاً عن تعلمه، والوقوف على نقاط القوة واستغلالها، ونقاط الضعف وتجاوزها، وإكسابهم المرونة فى تبني تعلم جديد يتلاءم وطبيعة المهام التعليمية الموكلة إليهم، الأمر الذي يوفر عليهم هدر الكثير من الجهود، ويمكنهم من استثمار قدراتهم إلى أقصى حد. كما يعد التعلم المنظم ذاتياً أحد أهم المتغيرات المؤثرة فى الأداء التعليمي لتحسين العملية التعليمية داخل الجامعات، والتي يمكن من خلالها التأكد من مدى إتقان الطلاب للمعلومات والمعارف المقررة عليهم، وذلك لأن استراتيجيات التعلم المنظم ذاتياً تساعد المتعلمين على التمييز الدقيق بين المواد التي يتم تعلمها بشكل جيد والمواد التي يتم تعلمها بشكل أقل جودة، كما أنها تؤكد

على دور المتعلم الفعال فى عملية التعلم، مما حدا بالباحثين فى مجال علم النفس التربوي والمعرفي إلى جعل التعلم المنظم ذاتياً هدفاً ومجالاً مهماً للدراسة والبحث (Bartels, Magun-Jackson & Ryan, 2010; Dembo & Seli, 2016).

ومن ثم فإن الدراسة الحالية تُعد محاولة لاستخدام نموذج سلم التقدير لأندريش في تدريج مقياس التعلم المنظم ذاتياً من جهة، وتأثيره على الأداء التفاضلي للمقياس باستخدام طريقة مانتل- هانزل المعممة من جهة أخرى؛ حيث إن هذا الميدان فى حاجة إلى مزيد من الدراسات والبحوث، والدراسة الحالية تعد بمثابة دعوة فى هذا الاتجاه.

مشكلة الدراسة :

تشهد الآونة الأخيرة حراكاً نشطاً تجاه بناء وتطوير المقاييس النفسية باستخدام نظرية الاستجابة للمفردة، بيد أنه لا يزال أمامنا الكثير لننجزه في هذا الشأن حتى نلحق بركب الغرب الذي بدأ في ذلك الحراك منذ أعوام طويلة حتى صارت مؤسساته تزخر بالمئات من المقاييس النفسية المعدة والمطورة باستخدام نماذج الاستجابة للمفردة في مختلف الميادين، ومن هنا تبرز مشكلة الدراسة الحالية التي تبحث إمكانية توفير أداة موضوعية تصلح لقياس التعلم المنظم ذاتياً لدى طلاب الجامعية.

لذلك اتجهت الأنظار إلى نظرية الاستجابة للمفردة ونماذجها التي تهدف إلى تحقيق الموضوعية؛ بحيث يكون الحصول على تقديرات للمفردات مستقلة عن خصائص العينة، وتقديرات لقدرات الأفراد مستقلة عن خصائص المفردات، وتحقيق كفاءة عالية في الاختبار من خلال استقلالية خصائص الاختبار عن كل من العينة وخصائص المفردات (أمينة محمد كاظم، ١٩٨٨ ؛ Sharkness & DeAngelo, 2011)

كما تعاني الاختبارات والمقاييس المعتمدة على نظرية القياس التقليدية من مشكلة التحيز وعدم الموضوعية حيث تتأثر خصائص الاختبار بخصائص العينة

وظروف التطبيق كما تتأثر تقديرات العينة بخصائص المفردات من حيث الصعوبة والتمييز والتخمين؛ مما يؤدي إلى الحصول على تقديرات غير دقيقة لكل من الأفراد والمفردات، ومن ثم الشك في تقديرات الخصائص السيكومترية لتلك الاختبارات.

لذلك ظهر الاهتمام بالدراسات والبحوث المتعلقة بالأداء التفاضلي في التربية وعلم النفس، والذي يتمثل في أحد جوانبه بوجود طرق إحصائية عديدة للكشف عن الأداء التفاضلي، إلا أنّ هذه الطرق لم تؤدِّ إلى نتائج متسقة وثابتة، وهذا يمكن أن يحد من تفسير أثر الأداء التفاضلي على تطوير الاختبارات والمقاييس، ولذلك من المهم إعادة النظر في الدراسات والبحوث المتعلقة بالأداء التفاضلي للآثار المترتبة عليها في تحقيق العدالة في التقييمات التربوية (علي صلاح حسن، ٢٠١٦؛ Huang & Han, 2012;).

ويعتبر الأداء التفاضلي للمفردة مشكلة في السياقات التربوية والنفسية، مما جعله الموضوع الرئيس في القياس النفسي والتربوي خلال العقود الأربعة الماضية حيث برز كقضية من أهم قضايا الاختبارات، إذ يلاحظ المتتبع للجهود التي بذلها علماء القياس خلال العقدين الماضيين أن هناك اهتماماً نظرياً وعملياً بدراسة خاصية الأداء التفاضلي للاختبارات والمفردات، وقد أدى هذا الاهتمام إلى اعتبار خلو الاختبار أو مفرداته من الأداء التفاضلي من أهم الشروط التي ينبغي توافرها في الاختبار قبل نشره، مع التأكد من أن الفروق في الأداء ترتبط بشكل أساسي بالمهارات التي يجري تقويمها أكثر من كونها ترتبط بعوامل ليست ذات صلة بالاختبار (عبدالرحمن عبدالله النفيعي، ٢٠٠٨؛ علي يوسف البطوش، ٢٠١٨).

ففي حالة وجود مفردات لها أداءً تفاضلياً في أداة القياس، فإن المقارنة بين المجموعات المختلفة قد ينتج عنها وجود فروق غير حقيقية بين تلك المجموعات، انطلاقاً من فكرة أن أداء الفرد على الاختبار يجب أن يكون ناتجاً فقط لمستوى السمة الكامنة

وليس شيئاً آخر خلاف ذلك(Gomes, 2012; Stump, Monahan & McHorney, 2005) ؛ كما أن عدم تنقية الدرجة الكلية من تأثير المفردات التي لها أداءً تفاضلياً يسهم في ابتعاد الدرجات الملاحظة عن المستوى الحقيقي للسمة ويجعل التوزيع الحقيقي للسمة الكامنة في المجموعتين غير متماثل، وهذا الافتراض هو أهم الافتراضات التي تقوم عليها إجراءات الكشف عن الأداء التفاضلي للبنود (Kanjee, 2007; Magis & De Boeck, 2014) .

وتتميز طريقة مانتل-هاينزل بأنها أحد أسهل الطرق التي يمكن الكشف من خلالها على الأداء التفاضلي لمفردات الاختبار، حيث أن الكشف عن الأداء التفاضلي باستخدام نظرية الاستجابة للمفردة تحتاج إلى عينة لا تقل عن ١٠٠٠ فرد، وبنود مفردات لا يقل عن ٤٠ مفردة، أما طريقة مانتل-هاينزل لا تحتاج إلى هذين الشرطين، بالإضافة إلى أن طريقة مانتل-هاينزل تستند إلى اختبار الدلالة الإحصائية للحكم على دلالة الفروق الخاصة بالتحيز، بالإضافة إلى أنها تعطي نتائج أكثر دقة عندما لا تكون مجموعتا المقارنة ذات مستويات قدرة غير متكافئة أو عندما يكون الاختبار قصيراً (علي يوسف البطوش، ٢٠١٨؛ مايسة فاضل أبو مسلم، ٢٠١٠؛ Casabianca & Lewis, 2018; Fidalgo & Bartram, 2010).

كما تعتبر طريقة مانتل-هاينزل المعممة هي الطريقة الأكثر تطوراً والأكثر توسعاً من طريقة مانتل-هاينزل سابقة الذكر، حيث تقوم الطريقة التقليدية على تنظيم البيانات في جدول توافق ثنائي البعد فقط (٢×٢)، بينما في طريقة مانتل-هاينزل المعممة يتم تحليل (DIF) لجداول Q بالأبعاد RXC لذلك نستطيع تطبيق إحصائيات مانتل-هاينزل المعممة في مجموعات كثيرة (R>2) سواء المفردات ثنائية (C=2) أو المفردات متعددة الاستجابة (C>2)، وبشكل متزامن، حيث تنتظم البيانات في جدول توافق متعدد الأبعاد Q:RXC (Fidalgo, 2011a,b; Fidalgo & Madeira, 2008; Fidalgo & Scalon, 2010).

ويعد التعلم المنظم ذاتياً أحد الموضوعات التي نالت اهتماماً خاصاً فى السنوات الأخيرة؛ حيث أصبح مطلباً ملحاً وأساسياً لإصلاح النظام التعليمي فى جامعتنا، وذلك لمواجهة الطرق التقليدية فى التدريس والتي أصبحت تركز بصفة خاصة على عمليتي الحفظ والاستظهار، بالإضافة لما لهذا النوع من التعلم من إسهامات كبيرة فى مواجهة الأعداد الكبيرة من المتعلمين على الاكتساب الذاتي للمعرفة والبحث عنها ومن هنا فالمسئولية الملقاة على عاتق الجامعة فى تحقيق ذلك كبيرة جداً (بلال عماد الخطيب، ٢٠١٨؛ عبدالرؤوف إبراهيم السواح، ٢٠٠٧؛ عفاف عبداللاه عثمان، ٢٠١٧؛ هانم على عبدالمقصود، ٢٠٠٩).

كما افترضت الكثير من الدراسات والبحوث أن التعلم المنظم ذاتياً يساعد الطلاب على تجاوز العقبات التعليمية التي تقابلهم، وتحسين نوعية التعلم لديهم، وذلك من خلال مساعدتهم كي يصبحوا متعلمين فعالين فى بيئاتهم التعليمية، ومشاركين جادين فى النشاط التعليمي، وقادرين على مراقبة مدى تقدمهم فى دراساتهم الأكاديمية، كما يتيح هذا النوع من التعلم حرية استخدام الاستراتيجيات المختلفة فى التعلم والتي تناسب قدرات الطلاب وإمكاناتهم التعليمية مدعومين فى ذلك بسلوك استراتيجي موجه ومؤثر وفعال (عزت عبدالحميد حسن، ٢٠٠٧؛ هشام محمد الخولي، ٢٠١٨ ؛ Baris, 2015; Tang & Neber, 2008;).

وتؤكد الأدبيات النفسية على أهمية الدور المتقدم للتعلم المنظم ذاتياً حيث إنه يساعد على إحداث التعلم بصورة أفضل، وذلك لأنه يعمل كجسر بين السمات الشخصية والقدرات المعرفية، كما أن سلوك الطالب المنظم ذاتياً غالباً ما يتم تفسيره فى ضوء استخدامه لاستراتيجيات التعلم من أجل التنظيم الذاتي وهذا جانب مهم للمتعلم فى أدائه الأكاديمي، ويظهر ذلك بوضوح من خلال أن المرتفعين فى استراتيجيات التعلم المنظم ذاتياً كانوا قادرين على التحكم فى التعلم وإدارته وتقويمه بفعالية، كما أنهم يتميزون

بكونهم أكثر فعالية وإنجازاً فى مناشط الحياة المختلفة (Hoover, Kubina & Mason, 2012; Wondimu, 2017).

وقد أظهرت العديد من الدراسات والبحوث أن الطلاب الذين يستخدمون التعلم المنظم ذاتياً يحصلون على درجات أفضل فى المهام التعليمية التي يكلفون بها، فقد توصلت دراسات: (Baris, 2015; Bartels et al., 2010; Vargas, Martinez & Uribe, 2012) إلى وجود تأثير دال إحصائياً للتعلم المنظم ذاتياً على الإنجاز الأكاديمي لدى المتعلمين بالمراحل التعليمية المختلفة وأن هؤلاء الطلاب كانوا أكثر كفاءة ونشاطاً تعليمياً من الطلاب المعتمدين على الطرق التقليدية، كما توصلت دراسات (جمال فرغل الهواري، منال على الخولي، ٢٠٠٦ ؛ مديحة عثمان عبدالفضيل، ٢٠٠٩) إلى أن هناك تأثيراً إيجابياً للتعلم المنظم ذاتياً على استراتيجيات معالجة المعلومات وأن هناك فروقاً بين مرتفعي ومنخفضي السعة العقلية فى التعلم المنظم ذاتياً لصالح الطلاب مرتفعي السعة العقلية، وتوصلت دراسات (سالم علي الغرايبة، ٢٠١٧؛ محمد ذياب السرحان ٢٠١٦؛ Ozan, Gundogdu, Bay & Celkan, 2012; Yusuf, 2011) إلى وجود علاقات موجبة وذات دلالة إحصائية بين التعلم المنظم ذاتياً والمعتقدات الذاتية وتوجيهات أهداف الإنجاز والكفاءة الذاتية لدى الطلاب، وتوصلت دراسات (إبراهيم السيد إسماعيل، ٢٠١٢؛ هشام محمد الخولي، ٢٠١٨) إلى أن هناك تأثيراً إيجابياً لبيئة التعلم الصفي على استخدام التعلم المنظم ذاتياً، حيث أدى ذلك إلى التعلم العميق والفهم الجيد للمقررات الدراسية، وفى هذا الإطار أجرى كل من (حمودة عبدالواحد حمودة، ٢٠١٧؛ Evangelia & Fotios, 2015; Rahman & Mokhtar, 2012) دراسات عن أهمية استخدام التعلم المنظم ذاتياً فى الحياة الأكاديمية وتم التوصل إلى أن التعلم المنظم ذاتياً له دوراً مهماً فى تحقيق النمو المهني والأكاديمي للطلاب، مما قد يكون له أثراً ايجابياً فى زيادة تحصيلهم الدراسي وزيادة دافعتيهم للإنجاز.

هذا من جانب، ومن جانب آخر فلقد تباينت نتائج الدراسات والبحوث التي تناولت الفروق بين الجنسين تبايناً كبيراً؛ حيث انقسمت حول نفسها فى تحديد اتجاه هذه الفروق، فهناك فريق من الباحثين أشارت نتائج دراساتهم إلى عدم وجود فروق بين الجنسين فى التعلم المنظم ذاتياً؛ مثل دراسات (رامي عبد الله طشطوش، سليمان الترجمي، ٢٠١٧؛ علا حمدي السمان، ٢٠٠٩ ؛ محسن محمد عبدالنبي، ٢٠١٠؛ Ebru, 2016; Fettahlioglu, 2011) ، بينما أشارت بعض الدراسات إلى وجود فروق بين الجنسين لصالح الذكور مثل دراسات (جليلة عبدالمنعم مرسي، ٢٠٠٩؛ حمودة عبدالواحد حمودة، ٢٠١٧؛ عبدالناصر الجراح، ٢٠١٠)، وكانت الفروق لصالح الإناث فى دراسات (بلال عماد الخطيب، ٢٠١٨؛ عبدالله عبدالهادي العنزي، ٢٠١٥؛ Bruso & Stefaniak, 2016; Saki & Nadari, 2018).

أما بالنسبة للفروق بين التخصصات العلمية والأدبية نجد نفس الاختلاف فى النتائج بين الدراسات والبحوث ففي حين أوضحت نتائج بعض الدراسات أن الطلاب ذوي التخصصات العلمية أكثر استخداماً للتعلم المنظم ذاتياً من الطلاب ذوي التخصصات الأدبية؛ مثل دراسات (إبراهيم عبدالله الحسينان،٢٠١٠؛ غالية حمد السليم، ٢٠١٨) ، نجد أنه فى دراسات (رامي عبدالله طشطوش، سليمان الترجمي، ٢٠١٧؛ هدى تركي السبيعي، ٢٠٠٨) أوضحت أن الطلاب ذوي التخصصات الأدبية أكثر استخداماً للتعلم المنظم ذاتياً من الطلاب ذوي التخصصات العلمية، بينما أوضحت نتائج بعض الدراسات والبحوث عدم وجود فروق فى التعلم المنظم ذاتياً بين طلاب التخصصات العلمية والأدبية مثل دراسة (سالم علي الغرايبة، ٢٠١٧).

ولقد لاحظ الباحث من خلال اطلاعه على أغلب المقاييس المستخدمة لقياس التعلم المنظم ذاتياً أن تلك المقاييس تعتمد بوجه عام في بنائها وتقنينها على نظرية القياس التقليدية، ونتيجة لبعض العيوب المرتبطة بهذه النظرية، جاءت فكرة استخدام أحد

النماذج الحديثة في القياس وهو نموذج سلم التقدير لأندريش المنبثق من نموذج راش من أجل معرفة أهم الخصائص السيكومترية التي يحققها لمقياس التعلم المنظم ذاتيا لدى طلاب الجامعة الذي تم بناؤه في الدراسة الحالية.

وبناءً على ما سبق عرضه من طرح نظري وبعض نتائج الدراسات والبحوث السابقة ينصب اهتمام الدراسة الراهنة على التعرف على استخدام نموذج سلم التقدير لأندريش في تدريج مقياس التعلم المنظم ذاتياً وتأثيره على الأداء التفاضلي للمقياس باستخدام طريقة مانتل- هانزل المعممة، ومن ثم تتحد مشكلة الدراسة الحالية فى التساؤلات التالية:

١- ما تدريج مفردات مقياس التعلم المنظم ذاتياً باستخدام نموذج سلم التقدير لأندريش المنبثق عن نموذج راش كأحد نماذج نظرية الاستجابة للمفردة؟
٢- ما تقديرات السمة المقابل لكل درجة خام كلية محتملة على مقياس التعلم المنظم ذاتياً بعد تدريجه وفقاً لنموذج سلم التقدير لأندريش؟
٣- ما دلالات صدق ومعاملات ثبات مقياس التعلم المنظم ذاتياً بعد تدريجه وفقاً لنموذج سلم التقدير لأندريش؟
٤- ما إمكانية تكوين صورة/ صور اختبارية متعادلة القياس من مقياس التعلم المنظم ذاتياً بعد تدريجه وفقاً لنموذج سلم التقدير لأندريش؟
٥- ما المُفردات التي تُظهر أداءً تفاضليًا بالنسبة لمتغيري النوع (ذكور- إناث) والتخصص الأكاديمي (علمي- أدبي) في مقياس التعلم المنظم ذاتياً بعد تدريجه وفقاً لنموذج سلم التقدير لأندريش باستخدام طريقة مانتل- هانزل المعممة؟
٦- هل تتشابه البنية الكامنة المقاسة باستخدام مقياس التعلم المنظم ذاتياً في صورته النهائية بعد تدريجه وحذف المفردات التي أبدت أداءً تفاضليًا بالنسبة لمتغيري النوع

(ذكور– إناث) والتخصص الأكاديمي (علمي– أدبي) باستخدام التحليل العاملي التوكيدي متعدد المجموعات؟

٧- هل توجد تأثيرات دالة إحصائياً لكل من النوع (ذكور– إناث) والتخصص الأكاديمي (علمي– أدبي) والتفاعلات المشتركة بينهما على مقياس التعلم المنظم ذاتياً في صورته النهائية بعد تدريجه وحذف المفردات التي أبدت أداءً تفاضليًا لدى طلاب الجامعة؟"

٨- ما معايير القياس التي تفسر على أساسها تقديرات الأفراد على مقياس التعلم المنظم ذاتياً في صورته النهائية بعد تدريجه وحذف المفردات التي أبدت أداءً تفاضليًا؟

أهداف الدراسة :

تسعى الدراسة الحالية إلى تحقيق الأهداف التالية:

١- تدريج مفردات مقياس التعلم المنظم ذاتياً باستخدام نموذج سلم التقدير لأندريش المنبثق عن نموذج راش كأحد نماذج نظرية الاستجابة للمفردة.

٢- عمل تقديرات السمة المقابل لكل درجة خام كلية محتملة على مقياس التعلم المنظم ذاتياً بعد تدريجه وفقاً لنموذج سلم التقدير لأندريش.

٣- التحقق من دلالات صدق ومعاملات ثبات مقياس التعلم المنظم ذاتياً بعد تدريجه وفقاً لنموذج سلم التقدير لأندريش.

٤- تكوين صورة/ صور اختبارية متعادلة القياس من مقياس التعلم المنظم ذاتياً بعد تدريجه وفقاً لنموذج سلم التقدير لأندريش.

٥- الكشف عن المفردات التي تُظهر أداءً تفاضليًا بالنسبة لمتغيري النوع (ذكور– إناث) والتخصص الأكاديمي (علمي– أدبي) في مقياس التعلم المنظم ذاتياً بعد تدريجه وفقاً لنموذج سلم التقدير لأندريش باستخدام طريقة مانتل- هانزل المعممة.

٦- التعرف على مدى ثبات البنية الكامنة المقاسة باستخدام مقياس التعلم المنظم ذاتياً في صورته النهائية بعد تدريجه وحذف المفردات التي أبدت أداءً تفاضليًا لمتغيري النوع (ذكور- إناث) والتخصص الأكاديمي (علمي- أدبي) باستخدام التحليل العاملي التوكيدي متعدد المجموعات.

٧- التعرف على تأثير كل من النوع (ذكور- إناث) والتخصص الأكاديمي (علمي - أدبي) والتفاعلات المشتركة بينهما على مقياس التعلم المنظم ذاتياً في صورته النهائية بعد تدريجه وحذف المفردات التي أبدت أداءً تفاضليًا لدى طلاب الجامعة.

٨- عمل معايير القياس التي تفسر على أساسها تقديرات الأفراد على مقياس التعلم المنظم ذاتياً في صورته النهائية بعد تدريجه وحذف المفردات التي أبدت أداءً تفاضليًا.

أهمية الدراسة :

تأتي أهمية الدراسة الحالية فى ضوء الجوانب التالية:

١- التوصل إلى تدريج مفردات مقياس التعلم المنظم ذاتياً باستخدام أحد نماذج نظرية الاستجابة للمفردة (نموذج سلم التقدير لأندريش) المنبثق عن نموذج راش، مما يحقق دقة القياس وموضوعيته.

٢- استخدام نظرية الاستجابة للمفردة في تدريج مقياس التعلم المنظم ذاتياً يزيد من ثبات المقياس وكذلك يزيد من صدقه من خلال حذف استجابات الأفراد غير الملائمين والمفردات غير الملائمة.

٣- تدريج المقياس يتيح الحصول على تقديرات للقدرة تقابل كل درجة كلية محتملة على المقياس، مما يجعله صالحاً لقياس القدرات المختلفة غير تلك الناتجة عن العينة المستخدمة في الدراسة الحالية.

٤- استخدام نظرية الاستجابة للمفردة في تدريج المقياس يوفر تقسيم المقياس إلى صور اختبارية مختصرة متعادلة القياس لا تختلف تقديرات قدرة الأفراد باستخدام أي من هذه الصور المختصرة.

٥- يساهم الأداء التفاضلي في الكشف عن المفردات التي تظهر أداءً تفاضلياً في المقاييس النفسية والتربوية عموماً، وفي مقياس التعلم المنظم ذاتياً بشكل خاص، ومحاولة تعديلها أو حذفها، الأمر الذي يكون له أثر مهم في تطوير المقياس وضمان تحقق عدالته وكافة الشروط السيكومترية له، والاعتماد على نتائجه في اتخاذ القرارات المناسبة المتعلقة بشأن تحسين جودة نواتج التعلم.

٦- تكمن أهمية الدراسة الحالية فى تناولها للتعلم المنظم ذاتياً لما له من تأثير فى المجال الحياتي بصفة عامة والمجال التعليمي بصفة خاصة، وذلك لأنه يساعد فى تحسين محتوى المناهج وطريقة بنائها وتقديمها وتقويمها، كما أن استخدام الطلاب له يساعدهم فى الاستمرار فى التعلم والرقى المهني الأمر الذي يوفر عليهم هدر الكثير من الجهد ويمكنهم من استثمار قدراتهم إلى أقصى حد ممكن.

٧- يتم فى هذه الدراسة إعداد مقياساً للتعلم المنظم ذاتياً مدرجاً باستخدام نظرية الاستجابة للمفردة ومزوداً بمعايير الرتب الميئينية، لا يظهر أداء تفاضلياً للنوع أو التخصص الأكاديمي؛ والذي يمكن الاستفادة منه فى الدراسات والبحوث المستقبلية.

٨- توجيه نظر الباحثين لضرورة تضمين بيانات عن الأداء التفاضلي لمفردات المقاييس المستخدمة في بحوثهم واعتبارها جزء من إجراءات التأكد من شروط أدوات الدراسة كالصدق والثبات، خاصة مع توافر العديد من إجراءات الكشف عن الأداء التفاضلي والمتاحة من خلال البرامج الإحصائية.

مصطلحات الدراسة:

١- نظرية الاستجابة للمفردة Item Response Theory(IRT):

من النظريات السيكومترية المعاصرة التي تحاول نمذجة العلاقة بين مستوى سمة معينة لدى الفرد والتي يقيسها اختبار معين، واستجابته لمفردة من مفردات الاختبار، وتسعي إلى تحقيق الموضوعية وتوفير خطية واستقلالية القياس، وتفترض وجود واحدة أو أكثر من السمات الأساسية غير الملاحظة التي تحدد استجابات الفرد الملاحظة لمفردات اختبار ما، وعادة يفترض أن السمة التي تنطوي عليها الاستجابات بمثابة قدرة من نوع معين، أي خاصية تميز الفرد بحيث توجد علاقة منتظمة بين مستويات القدرة لمختلف الأفراد، واحتمالات إجابتهم على مفردات اختبارية مختلفة إجابة صحيحة (صلاح الدين محمود علام، ٢٠٠٥؛ Harris, 1989; Nering & Ostini, 2010; Reise & Revicki, 2015).

٢- نموذج راش Rash Model:

يعد هذا النموذج أبسط نماذج استجابة المفردة أحادية البعد وأكثرها استخداماً في بناء الاختبارات وتحليل مفرداتها، ويعرف باسم نموذج راش أو النموذج اللوغاريتمي أحادي البارامتر، ويعتمد هذا النموذج على افتراضات صارمة حيث يتم بتحديد موقع المفردة الاختبارية على ميزان صعوبة جميع المفردات التي تشكل الاختبار، وأن جميع المفردات في الاختبار متساوية التمييز، وينفي وجود معامل التخمين في الإجابة، ويحقق العلاقة بين قدرة الفرد (βv) وصعوبة البند (δi) وتتمثل نتائج العلاقة في الاستجابة الملاحظة (xvi) والتي يمكن التوصل منها إلى تدريجات البنود، وتقديرات الأفراد، التي تحقق متطلبات الموضوعية في القياس السلوكي (أمينة محمد كاظم، ١٩٩٥؛ Andrich & Marais, 2019; Bond & Fox, 2015; Lin, 2018; Reid, Kolakowsky, Lewis & Armstrong, 2007).

٣- نموذج سلم التقدير لأندريش Andrich's Rating Scale Model:

أحد نماذج نظرية الاستجابة للمفردة المنبثقة عن نموذج راش، ويأخذ شكل استجابات متعددة بتدريجات تفصل بينها مسافات متساوية (تغريد عبد الرحمن حجازي، ٢٠١٢؛ Ambiel, Noronha & De Francisco 2015; Andrich, 1995; 2002; 2004; Andrich & Hagquist, 2012; 2015).

ويعرّفه الباحث إجرائياً بأنه: هو النموذج المعمم لنموذج راش، ويأخذ شكل استجابات متعددة بتدريجات تفصل بينها مسافات متساوية لمقياس التعلم المنظم ذاتياً.

٤- تدريج المقياس Measurement Calibration:

يقصد بتدريج أي مقياس من المقاييس –التي توضع لتقدير إحدى القدرات او السمات السلوكية – إنشاء ميزان لتدريج هذه القدرة أو السمة مقدراً بوحدة معرّفة، ويتمثل هذا في تدريج بنود المقياس على متصل هذه القدرة أو الصفة وذلك بوحدة قياس معرّفة (أمينة محمد كاظم، ١٩٨٨).

٥- الأداء التفاضلي للإختبار Differential Test Functioning (DTF)

يعني عدم تماثل بنية السمة المقاسة بواسطة أداة القياس في المجموعات المختلفة من نفس مستوى السمة، ويكون للاختبار أداء تفاضلي إذا أتضح أنه يقيس سمات كامنة مختلفة لدى المجموعات المختلفة التي يمكن أن يطبق عليها أو أنه يقيس نفس السمة ولكن بدرجات متفاوتة من الدقة، والذي يسهم في زيادة أو نقصان درجات أحد المجموعات موضوع المقارنة (Andrich & Hagquist, 2015; Meade & Wright, 2012; Pae & Park, 2006; Runnels, 2013; Woods, 2009)

ويعرّفه الباحث إجرائياً بأنه: بأنه عدم تماثل البنية الكامنة المقاسة بمقياس التعلم المنظم ذاتياً لدى الطلاب والطالبات ذوى التخصصات العلمية والتخصصات الأدبية، ويتم الكشف عنه باستخدام التحليل العاملي التوكيدي متعدد المجموعات.

٦- الأداء التفاضلي للمفردة Differential Item Functioning (DIF):

يعرف الأداء التفاضلي للمفردة بأنه الفروق السيكومترية في أداء المفردة لدى مجموعتين مختلفتين، ويحدث حينما تظهر مجموعتين متكافئتين في السمة احتمالات مختلفة للإجابة الصحيحة على نفس المفردة، (Khalid & Glas, 2014; Kline, 2004; Lee & Geisinger, 2016).

ويعرف الباحث المفردة التي تظهر أداء تفاضلياً إجرائياً: بأنها المفردة التي تظهر فروق في الاستجابة بين الطلاب والطالبات ذوى التخصصات العلمية والتخصصات الأدبية، علي مقياس التعلم المنظم ذاتياً، والتي يتم الكشف عنها باستخدام طريقة مانتل- هاينزل المعممة.

٧- طريقة مانتل - هانزل المعممة (Generalized Mantel – Hansel):

تعرف طريقة مانتل-هانزل المعممة (GMH) بأنها إحدى الطرق المستخدمة في الكشف عن الأداء التفاضلي للمفردات؛ والتي تعتمد على الدرجات الملاحظة وإحصائي مربع كاي، حيث تقوم هذه الطريقة باستقصاء الأداء التفاضلي سواء كانت المفردات ثنائية الاستجابة (C=2) أو المفردات متعددة الاستجابة (C> 2) في مجموعات كثيرة (R> 2) وبشكل متزامن، حيث تنتظم البيانات في جدول توافق متعدد الأبعاد Q:RXC (Fidalgo, 2011a,b; Fidalgo & Bartram, 2010; Fidalgo & Madeira, 2008; Fidalgo & Scalon, 2010; Jyun-Hong, Hsiu-Yi & Ching-Lin 2018).

٨- التعلم المنظم ذاتياً Self-Regulated Learning:

يشير التعلم المنظم ذاتياً إلي العمليات الفعالة والبناءة والتي بواسطتها يستطيع الطلاب القيام بالتنظيم الذاتي لأعمالهم وأفكارهم وانفعالاتهم بغية تحقيق الأهداف التعليمية الأكاديمية على أساس فعالية الذات، ويعكس الدرجة التي بها يستطيع المتعلم

استخدام العمليات الشخصية لتنظيم السلوك على نحو استراتيجي (Bartels et al., 2010; DiBenedetto, 2018; Pintrich & Zusho, 2007; Powers, 2017; Vargas et al., 2012; Zimmerman, 2002; 2008).

ومن ثم يمكن تعريف التعلم المنظم ذاتياً فى الدراسة الحالية بأنه: مجموعة من العمليات البنائية النشطة المعرفية والدافعية والسلوكية والبيئية والتي يستخدمها الطلاب من أجل استكمال وإنجاز المهام الأكاديمية التي تسهم فى تحقيق الأهداف التعليمية المنشودة، حيث تساعد الطلاب فى تحقيق الاستقلالية والاعتماد على النفس فى ضبط وتنظيم عمليات التعلم الخاصة بهم، من خلال تخطيط وتوجيه وتنظيم ومراقبة وضبط معارفهم ودافعيتهم وسلوكياتهم والسياق الذي يتم فيه التعلم، ليحققوا أقصى استفادة من قدراتهم وإمكاناتهم وما يتاح لهم من مصادر بدقة وكفاءة وفاعلية.

ويتحد التعلم المنظم ذاتياً إجرائياً فى الدراسة الحالية تبعاً لدرجة الطالب على مقياس التعلم المنظم ذاتياً المعد فى الدراسة الحالية، والمكونة من ستة أبعاد على النحو التالي:

- **التخطيط للتعلم والاستذكار:**

قدرة الطالب على السعي للتخطيط الجيد للتعلم والاستذكار لإنجاز المهام التعليمية المطلوبة، وتحقيق المزيد من الفهم للمقررات الدراسية، والتي تعينه على تقييم مخرجات تعلمه وتساعده على تحقيق تفوقه، وتنفيذ أدائه وفقاً لما هو مخطط له، فى ضوء الأهمية النسبية لكل مادة حسب أهميتها، والبعد عن أي عمل لا يسبقه تخطيط كاف، مع وضع تصور للقيام بأداء المهمة التعليمية على الوجه الأكمل.

- **التنظيم والمراقبة الذاتية:**

قدرة الطالب على إعادة ترتيب وتنظيم المواد التعليمية التي يدرسها كي يسهل فهمها وتعلمها، مع القدرة على التسجيل الذاتي للأداء من خلال الملاحظة الذاتية أثناء إنجازه

للمهام التعليمية، وذلك بغرض تحسين عملية تعلمه، مع تركيز عمليات الانتباه نحو المقررات الدراسية وبخاصة الأجزاء المهمة منها، واكتشاف العلاقات المتداخلة بين تلك المقررات، مما يسهم فى تكوين بناء معرفي أكثر استقراراً.

- **الضبط الدافعي والانفعالي:**

قدرة الطالب على تنظيم بيئة تعلمه الدافعية والانفعالية، وتمثل ذلك في قيامه بضبط بيئة تعلمه الدافعية من خلال (زيادة دافعيته للإنجاز والاهتمام بتحقيق مهام التعلم، والابتعاد عن حالة الشعور بالملل، مما يزيد من إتمام المهام التعليمية)، وكذلك ضبط بيئة تعلمه الانفعالية من خلال (إدارة بيئة تعلمه وتمتعه بما يدرسه وثقته فى نفسه وقدراته العقلية والمعرفية، والابتعاد عن أسباب الفشل، مما يزيد من فرص تفوقه).

- **حوار الذات عن الإتقان:**

قدرة الطالب على حوار الذات عن أداء المهام التعليمية بكفاءة وفعالية، والتأكيد على أسباب إكمال المهمة وتحقق مستويات عالية من الإتقان، وتقدير ذاته وثقته بها واعتقاده فى فاعليتها، وهنا يحاول المتعلم أن يدفع ذاته بتذكير نفسه بأهمية نتائج الأداء وأن هدفه هو اكتساب معلومات لم يكن يعرفها من قبل وأنه يستطيع القيام بهذا العمل بالصورة التي ترضيه وتجعله يحقق مستويات عالية من التفوق.

- **الاحتفاظ بالسجلات ومراجعتها:**

قدرة الطالب على تسجيل الملاحظات والاحتفاظ بها ومراجعتها، والتي تتضح من خلال تسجيله للنقاط المهمة التي ترد فى المناقشات بغرض الاستفادة منها، مما يساعد فى حفظ المعلومات وترتيبها وتنظيمها ومن ثم استرجاعها بشكل منظم عند الحاجة إليها على نحو فعال، وكذلك الجهود التي يبذلها من أجل إعادة قراءة الملاحظات والتقارير والسجلات المدونة سابقاً والمحتفظ بها لديه استعداداً للامتحانات.

- **التقويم الذاتي:**

قدرة الطالب على التحقق من جودة نواتج التعلم، من خلال الجهود التي يبذلها في متابعة تقويم جودة ما يؤديه من الأعمال والمهام التعليمية، بمقارنة مخرجات التعلم مع معايير الجودة الموضوعة لقياس نواتج الأداء والأهداف المراد تحقيقها، وللتأكد من مدى اتصاف تلك الأعمال والمهام التعليمية بالجودة والإتقان، وللوقوف على المستوى الحالي لتعلمه ومقارنته بالمستوى المرجو الوصل إليه.

إجراءات الدراسة:

أولاً : عينة الدراسة:

١- عينة تقنين الأدوات:

تم تقنين الأداة المستخدمة فى الدراسة على عينة من طلاب الفرقة الثالثة (شعبة اللغة العربية وشعبة التاريخ بكلية التربية، وشعبة الرياضيات وشعبة الكيمياء بكلية العلوم) جامعة جنوب الوادي بقنا، قوامها ٣٢٠ طالب وطالبة، تتراوح أعمارهم بين (١٩,٢ – ٢٠,٢) سنة، بمتوسط عمري قدره ١٩,٧ سنة، وانحراف معياري قدره ٠,٤٦ سنة، وقد روعي أن تتوافر فيها معظم خصائص ومواصفات العينة الأساسية للدارسة الحالية.

٢ - عينة الدراسة الأساسية:

تكونت عينة الدراسة الأساسية من طلاب الفرقة الثالثة بكليات [التربية (شعبة اللغة العربية – شعبة الرياضيات) ، والآداب (شعبة اللغة الانجليزية – شعبة التاريخ) ، والعلوم (شعبة الفيزياء – شعبة الكيمياء)] بجامعة جنوب الوادي بقنا، بلغ عددهم ٤٠٠ طالباً وطالبة، منهم (١٨٩) طالباً و(٢١١) طالبة، مقسمين إلى (١٩٧من ذوى التخصصات العلمية، ٢٠٣ من ذوى التخصصات الأدبية) ، حيث تراوحت أعمارهم بين (١٨,٩– ٢٠,٣) سنة، بمتوسط عمري قدره ١٩,٦ سنة، وانحراف معياري قدره ٠,٦٣

سنة، تم اختيارهم بالطريقة العشوائية الطبقية خلال العام الجامعي ٢٠١٧ / ٢٠١٨ م، وقد اختار الباحث العينة بهذا الحجم بناء على ما أشارت إليه دراسة امبيرتسون وريز (Embretson & Reise, 2004) حول حجم العينة المناسب، إذ أشارت أن اختيار أي نموذج من نماذج IRT يؤثر في حجم العينة المختارة، فنماذج مثل نموذج سلم التقدير تحتاج إلى ٢٥٠ فرداً، وذلك للحصول على تقديرات دقيقة للمعالم، كما أن كبر حجم العينة يؤثر على قيم إحصاءات الملائمة الخاصة ببرنامج (Winsteps).

ثانياً: أداة الدراسة:

- **مقياس التعلم المنظم ذاتياً**: (**إعداد : الباحث**)

لتحقيق هدف الدراسة والمتمثل في تدريج مقياس التعلم المنظم ذاتياً باستخدام نموذج سلم التقدير لأندرش كأحد نماذج نظرية الاستجابة للمفردة، قام الباحث بتصميم أداة الدراسة، وعملية تصميم المقاييس في المقام الأول تعتمد على القيام بعدة خطوات متسلسلة تؤدي في النهاية إلى تجنب كثير من الأخطاء وتتيح إمكانية إعداد مقياساً جيداً يُعتمد عليه في المجال المعني، ولقد مر بناء مقياس التعلم المنظم ذاتياً لدى طلاب الجامعة بالخطوات الآتية:

١- تم الإطلاع على الأطر النظرية التي تناولت التعلم المنظم ذاتياً، حيث تم مراجعة عدد كبير من الدراسات والبحوث السابقة، والاطلاع على الكتابات والآراء النظرية المختلفة التي تناولت التعلم المنظم ذاتياً بصفة عامة التعلم المنظم ذاتياً لدى طلاب الجامعة بصفة خاصة، والتي أمكن الإفادة منها فى إعداد مفردات المقياس وتحديد أهم أبعاده الواجب توافرها لدى الطلاب المتفوقين دراسياً بالمرحلة الجامعية.

٢- تم الاطلاع على ما توافر من المقاييس السابقة والتي صممت من أجل قياس التعلم المنظم ذاتياً لدى فئات مختلفة فى كل من المجتمع العربي والأجنبي، والتي تم الاستفادة منها فى إعداد المقياس الحالي.

٣- فى ضوء الخطوات السابقة تم صياغة مفردات المقياس الحالي، والتي روعي فى صياغتها أن تكون بسيطة وواضحة وذات معنى محدد، ليبلغ عدد مفردات المقياس فى بادئ الأمر(٨٠) مفردة موزعة على الأبعاد الأساسية الستة للمقياس وهى: (التخطيط للتعلم والاستذكار ، التنظيم والمراقبة الذاتية ، الضبط الدافعي والانفعالي ، حوار الذات عن الإتقان ، الاحتفاظ بالسجلات ومراجعتها ، التقويم الذاتي) ولكل مفردة خمس استجابات (تنطبق علىّ دائماً – تنطبق علىّ كثيراً – تنطبق علىّ أحياناً – تنطبق علىّ قليلاً – لا تنطبق علىّ إطلاقاً).

٤- تم عرض المقياس فى صورته الأولية على مجموعة من المحكمين فى مجال علم النفس التربوي والقياس النفسي مرفقاً به التعريفات الإجرائية للمقياس للحكم على مدى صلاحيته وصدق مفرداته لقياس التعلم المنظم ذاتياً لدى طلاب الجامعة، ولإبداء الرأي حول هذه المفردات من حيث وضوحها ومدى انتمائها للبعد الذي وضعت لقياسه ومدى مناسبتها لطبيعة العينة التي تستخدم معها.

٥- أسفرت نتيجة الخطوة السابقة عن حذف (٨) مفردة وكان محك استبعاد المفردات هو عدم حصول المفردة على نسبة اتفاق تصل إلى ٩٠٪ من جملة المحكمين، كما تم تعديل وإعادة صياغة بعض مفردات المقياس، وبالتالي أصبح العدد النهائي لمفردات المقياس بعد عمليات التعديل والحذف والإضافة (٧٢) مفردة موزعة على الستة أبعاد.

- **الخصائص السيكومترية لمقياس التعلم المنظم ذاتياً**:

♦ **صدق مقياس التعلم المنظم ذاتياً**:

١- صدق التحليل العاملي:

أولاً- التحقق من شروط إجراء التحليل العاملي:

تم التحقق من مدى ملاءمة بيانات عينة الدراسة لإجراء التحليل العاملي عليها من خلال دلالة اختبار (كا^{٢}) مما يعني تحقق شرط تجانس العينة ومناسبة البيانات لمتابعة إجراء التحليل العاملي، وكانت قيمة اختبار (KMO) دالة؛ حيث أنها أكبر من ٠,٥، أي أن حجم عينة الدراسة كان كافياً ومناسباً بما يسمح بإجراء التحليل العاملي، وأن القيمة المطلقة لمحدد مصفوفة الارتباط كانت أكبر من ٠,٠٠٠٠١ ، وهي قيمة لا تساوي الصفر ومن ثم لا تكون المصفوفة من النوع المفرد، كما اتضح ملائمة المعاينة (MSA) والموجودة في قطر مصفوفة معاملات الارتباط الصورية، حيث كانت جميع القيم الحرجة لكل فقرة أكبر من ٠,٥، بالتالي يمكن اكمال التحليل والوثوق بدرجة كبيرة في نتائجه.

ثانياً: إجراء التحليل العاملي:

١- تم إجراء التحليل العاملي Factorial Analysis لمقياس التعلم المنظم ذاتياً باستخدام طريقة " المكونات الأساسية " Method Principal Components التي اقترحها هوتلنج Hottelling وهى من أفضل طرق التحليل العاملي من حيث الدقة ويستخلص فيها كل عامل أقصى تباين ممكن، كما تم إجراء التدوير المتعامد للمحاور (العوامل) باستخدام طريقة " الفاريماكس " Varimax Rotation، للوقوف على التركيب العاملي للمقياس، وقد تم استخدام محك " كايزر" Kaiser ، الذي اقترحه "جتمان" بأخذ العوامل التي جذرها الكامن Eigenvalue يساوي أو أكبر من الواحد الصحيح، من أجل تحقيق النقاء والوضوح السيكولوجي لتشبعات المفردات

على العوامل وذلك كما ذكر صفوت فرج (١٩٩١) بواسطة حزمة البرامج الإحصائية فى العلوم الاجتماعية (22) SPSS، وذلك على عينة التقنين المكونة من (٣٢٠) طالباً وطالبة بكليتي التربية والعلوم – جامعة جنوب الوادي.

٢- تم الإبقاء على العوامل التي جذرها الكامن Eigenvalue ≥ ١ ، كما تم حذف المفردات التي لم تتشبع بأي عامل من العوامل تشبعاً يصل إلى المستوى المقبول ≥ ±٠,٣ طبقاً لمحك جيلفورد، فضلاً عن حذفت العوامل التي تشبعت بها مفردة واحدة أو مفردتان فقط تشبعاً مقبولاً، وقد تم الإبقاء على العوامل التي تشبعت بها ثلاث مفردات فأكثر، بقيمة تشبع حدها الأدنى (±٠,٣) وهذا يضمن نقاءً عاملياً أفضل للعوامل التي تم الحصول عليها، وفى ضوء عمليات الحذف السابقة بلغ مجموع عدد العوامل ستة عوامل، وبلغ مجموع عدد المفردات المستخلصة (٦٠) مفردة موزعة على هذه العوامل.

٣- لكي تتضح معالم هذه العوامل فقد تم استخراج التشبعات الجوهرية لكل عامل على حدة، وذلك من خلال إدراج المفردة تحت العامل الذي حققت عليه أعلى التشبعات، ثم ترتيب المفردات تنازلياً بحسب حجم التشبع حتى يسهل معرفة أهم المفردات تأثيراً فى بناء العامل، وبالتالي يتم تبين معالمه النفسية ومن ثم يسهل تسميته، معتمدين فى تحقيق ذلك على المصفوفة العاملية بعد التدوير المتعامد.

٤- لقد استوعبت العوامل الستة المستخلصة من التحليل العاملي تبايناً بمقدار (٨٢,٣٢٪) من التباين الكلي لمتغيرات المصفوفة العاملية وذلك كما هو موضح بجدول (١) التالي:

جدول (١)

الجذور الكامنة والنسب المئوية لتباين العوامل المستخلصة من التحليل العاملي لمفردات مقياس (التعلم المنظم ذاتياً) بعد التدوير المتعامد

رقم العامل	ترتيب العامل	الجذر الكامن	النسبة المئوية لتباين العامل
١	التخطيط للتعلم والاستذكار	١٤,٥٤	٢٠,١٩٪
٢	التنظيم والمراقبة الذاتية	١٠,٦٥	١٤,٧٩٪
٣	الضبط الدافعي والانفعالي	١٠,٢٣	١٤,٢١٪
٤	حوار الذات عن الإتقان	٩,٧٣	١٣,٥٢٪
٥	الاحتفاظ بالسجلات ومراجعتها	٧,٨٥	١٠,٩٠٪
٦	التقويم الذاتي	٦,٢٧	٨,٧١٪
النسبة المئوية للتباين الكلي للعوامل المستخلصة الثلاثة عشر = ٨٢,٣٢٪			

يتضح مما سبق أن التحليل العاملي لمفردات مقياس التعلم المنظم ذاتياً قد أسفر عن استخلاص (٦) عوامل استوعبت (٨٢,٣٢ ٪) من التباين الكلي لمتغيرات المصفوفة الارتباطية، كما أسفر هذا التحليل العاملي عن تشبع جميع مفردات المقياس تشبعاً دالاً على عوامل المقياس الستة، ما عدا المفردات أرقام (٤ ، ٩ ، ١٣ ، ٢٥ ، ٣٦ ، ٤٢ ، ٤٩ ، ٥١ ، ٥٧ ، ٦٤ ، ٦٨ ، ٧١) ، لم تتشبع على أي عامل من هذه العوامل تشبعاً دالاً، مما دفع الباحث إلى حذفها من المقياس ليصبح العدد النهائي لمفردات المقياس (٦٠) مفردة موزعة على الستة أبعاد، مما يشير إلى وجود بناء نظري خلف المقياس وهذا يعد مؤشراً على صدقة.

٢- الصدق المرتبط بالمحك:

تم حساب معاملات الارتباط بين درجات الطلاب عينة التقنين على مقياس التعلم المنظم ذاتياً [الأبعاد – الدرجة الكلية] المعد من قبل الباحث، والدرجات على مقياس التعلم المنظم ذاتياً [الأبعاد – الدرجة الكلية] من إعداد: لطفي عبد الباسط إبراهيم،

٢٠٠١ ؛ كمحك، وتم التوصل إلى معاملات ارتباط قدرها ٠,٨٨ ، ٠,٨٦ ، ٠,٨٥ ، ٠,٨٧ ، ٠,٨٦ ، ٠,٨٨ على الترتيب، وهى قيم دالة إحصائياً عند مستوى ٠,٠١.

٣ - صدق المقارنة الطرفية:

تم تطبيق المحك وهو مقياس التعلم المنظم ذاتياً من إعداد (لطفي عبد الباسط إبراهيم، ٢٠٠١) ، وفى ضوء درجات الطلاب على المحك تم تقسيم أفراد عينة التقنين إلى مجموعتين (أعلى ٢٧٪) و (أدنى ٢٧٪) من عدد الطلاب بعد ترتيبهم تنازلياً، حيث أصبحت هذه العينة بهذه الطريقة تتكون من (٨٦) طالباً وطالبة لهم أعلى الدرجات، (٨٦) طالباً وطالبة لهم أدنى الدرجات، وتم حساب النسبة الحرجة بين متوسطي درجات هاتين المجموعتين فى مقياس إستراتيجيات التعلم المنظم ذاتياً موضوع الدراسة من إعداد الباحث، واتضح أن قيمة النسبة الحرجة تزيد على ٢,٥٨ درجة معيارية، إذن الفرق القائم بين المتوسطين له دلالة إحصائية أكيدة ولا يرجع إلى الصدفة، أي أن درجات هذا المقياس تميز تميزاً دالاً وواضحاً بين المستويات الضعيفة والقوية فى الميزان.

٤ - الصدق العاملي التوكيدي:

تم استخدام التحليل العاملي التوكيدي Confirmatory Factor Analysis بهدف التأكد من البنية العاملية لمقياس التعلم المنظم ذاتياً، وذلك من خلال التأكد من انتماء أبعاد المقياس إلى عامل كامن واحد هو التعلم المنظم ذاتياً، وللتحقق من ذلك تم افتراض نموذج يتضمن عامل كامن واحد وهو التعلم المنظم ذاتياً تتشبع عليه أبعاد المقياس الستة (التخطيط للتعلم والاستذكار ، التنظيم والمراقبة الذاتية ، الضبط الدافعي والانفعالي ، حوار الذات عن الإتقان ، الاحتفاظ بالسجلات ومراجعتها ، التقويم الذاتي) ، حيث تم إخضاع النموذج للتحليل العاملي التوكيدى باستخدام البرنامج الإحصائي Amos (22)، وباستخدام طريقة أقصى احتمال Maximum Likelihood فى التحليل، كانت مؤشرات جودة المطابقة للنموذج المفترض تقع فى المدى المثالي لها، مما

يدل على أن نموذج العامل الواحد يحقق حسن مطابقة جيدة للبيانات، كما هى موضحة فى جدول (٢) التالي:

جدول (٢)

مؤشرات جودة المطابقة للنموذج المفترض لمقياس التعلم المنظم ذاتياً

م	المؤشر الإحصائي	قيمته	المدى المثالي للمؤشر
١	قيمة X^2 (كا^2)	١٠,١٢٤	أن تكون غير دالة إحصائياً
٢	درجات الحرية DF	٩	من صفر إلى ٢
	نسبة كا^2 = كا^2 / درجات الحرية X^2/DF	٩/١٠,١٢٤= ١,١٢٥	
٣	مؤشر جذر متوسط مربع الخطأ التقريبي RMSEA	٠,٠١٨	من صفر إلى ٠,٠٨
٤	مؤشر حسن المطابقة GFI	٠,٩٨٥	٩٠٪ فأكثر
٥	مؤشر حسن المطابقة المعدل AGFI	٠,٩٦٥	٩٠٪ فأكثر
٦	مؤشر المطابقة المقارن CFI	٠,٩٩٩	٩٠٪ فأكثر
٧	مؤشر المطابقة المعياري NFI	٠,٩٩١	٩٠٪ فأكثر
٨	مؤشر المطابقة المتزايد IFI	٠,٩٩٩	٩٠٪ فأكثر
٩	مؤشر توكر لويس TLI	٠,٩٩٩	٩٠٪ فأكثر

يتضح من جدول (٢) السابق أن افتراض عامل كامن واحد هو " التعلم المنظم ذاتياً " تتشبع عليه كل عوامل المقياس الحالي (النموذج المفترض) يطابق تماماً البيانات موضوع المعالجة ومن ثم يحظى بمؤشرات جودة مطابقة عالية، حيث كانت قيم (مؤشر حسن المطابقة GFI ، ومؤشر حسن المطابقة المعدلة AGFI ، ومؤشر المطابقة المقارن CFI ، ومؤشر المطابقة المعياري NFI ، ومؤشر المطابقة المتزايدة IFI ، ومؤشر توكر لويس TLI) جميعها قيم مرتفعة وقريبة جداً من الواحد الصحيح (الحد الأقصى لهذه المؤشرات) ، وكذلك قيمة مؤشر جذر متوسط مربع الخطأ التقريبي

RMSEA كانت أقل من ٠,٠٥ وهى قريبة جداً من الصفر (حيث يتم رفض النموذج إذا زادت هذه القيمة عن ٠,٠٨ ، ويكون النموذج مطابقاً تماماً إذا قلت هذه القيمة عن ٠,٠٥ ، وإذا كانت القيمة محصورة بين ٠,٠٥ ، ٠,٠٨ دل ذلك على أن النموذج يتطابق بدرجة كبيرة مع البيانات) ، فضلاً عن أن قيمة كا^{٢} غير دالة إحصائياً وكذلك النسبة بين $X^{٢}$ (كا^{٢}) ، DF (درجات الحرية) وقعت فى المدى المثالي لها، وهو ما يؤكد الصدق البنائي لمقياس التعلم المنظم ذاتياً.

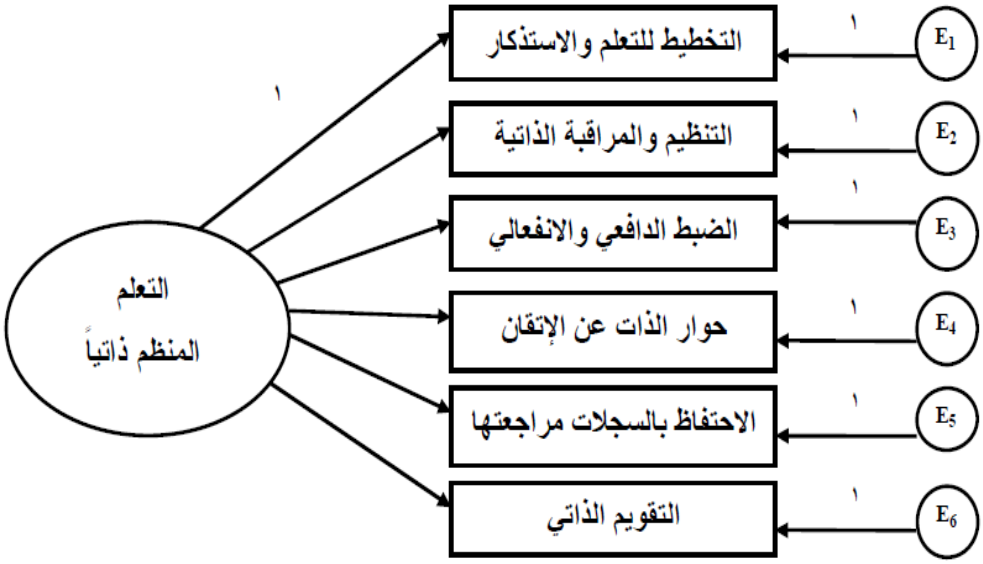
ويوضح جدول (٣) التالي الوزن الانحداري المعياري (تشبعات) لكل بعد من أبعاد المقياس على التعلم المنظم ذاتياً باعتبارها مؤشرات لعامل كامن عام:

جدول (٣)

الوزن الانحداري المعياري لأبعاد مقياس التعلم المنظم ذاتياً

التعلم المنظم ذاتياً	الوزن الانحداري المعياري	التعلم المنظم ذاتياً	الوزن الانحداري المعياري
التخطيط للتعلم والاستذكار	٠,٧٥٦	حوار الذات عن الإتقان	٠,٨٦٨
التنظيم والمراقبة الذاتية	٠,٨٤٣	الاحتفاظ بالسجلات ومراجعتها	٠,٧٩١
الضبط الدافعي والانفعالي	٠,٧٦٧	التقويم الذاتي	٠,٨٥٧

يتضح من جدول (٣) السابق أن أبعاد المقياس لها تشبعات دالة، حيث تراوحت معاملات الصدق (الوزن الانحداري المعياري) بين (٠,٧٥٦- ٠,٨٦٨) مما يؤكد صدق أبعاد المقياس الحالي وتشبعها على عامل كامن واحد هو التعلم المنظم ذاتياً، والشكل التالي يوضح النموذج المفترض لمقياس التعلم المنظم ذاتياً لدى الطلاب المتفوقين بالمرحلة الجامعية:



شكل (١)

النموذج المفترض لمقياس التعلم المنظم ذاتياً

♦ ثبات مقياس التعلم المنظم ذاتياً:

تم حساب ثبات مقياس التعلم المنظم ذاتياً بتطبيقه على عينة التقنين، وذلك باستخدام طريقة إعادة تطبيق الاختبار (بفاصل زمني قدره ثلاثة أسابيع) ، وطريقة التجزئة النصفية باستخدام كل من معادلة "سبيرمان – براون" ، معادلة "جتمان" ، وطريقة تحليل التباين باستخدام معامل "ألفا كرونباخ"؛ حيث تراوحت قيم معاملات الثبات بين (٠,٧٩ – ٠,٨٩) ، وجميعها دالة عند مستوى دلالة ٠,٠١ ، وهى قيم مرتفعة مما يعطي مؤشراً جيداً على ثبات المقياس، يتضح مما سبق أن المقياس يتمتع بدرجة كبيرة من الثبات والصدق مما يجعله صالحاً للاستخدام فى الدراسة الحالية.

ثالثاً: المعالجة الإحصائية:

تم استخدام الأساليب الإحصائية الآتية فى معالجة النتائج التي تم الحصول عليها بعد تطبيق أداة الدراسة على عينة الدراسة الأساسية وهى:

١- المتوسطات الحسابية والانحرافات المعيارية.

٢- مقاييس النزعة المركزية ومقاييس التشتت والرتب المئينية.

٣- حجم التأثير (مربع معامل إيتا η^2).

٤- تحليل التباين العاملى ذي التصميم (٢X ٢) للمتوسطات غير الموزونة.

٥- التحليل العاملي Factorial Analysis .

وقد تم معالجة نتائج الدراسة وتحليلها باستخدام حزمة البرامج الإحصائية SPSS(22) - Winsteps (3.67) - GMHDIF.

رابعاً : **منهج الدراسة** : تتبع الدراسة المنهج الوصفي المقارن .

نتائج الدراسة وتفسيرها:

[١] - نتائج التساؤل الأول وتفسيرها:

والذي ينص على "ما تدريج مفردات مقياس التعلم المنظم ذاتياً باستخدام نموذج سلم التقدير لأندريش المنبثق عن نموذج راش كأحد نماذج نظرية الاستجابة للمفردة؟"، وللإجابة عن هذا التساؤل تم إجراء الخطوات التالية:

أولاً: التحقق من افتراضيات نظرية الاستجابة للمفردة لمقياس التعلم المنظم ذاتياً.

[١] التحقق من افتراض أحادية البعد:

نظراً لأن برامج التحليل القائمة على نموذج راش تفترض أحادية البعد في البيانات المدخلة لذا كان من الضروري التحقق أولاً من مدى توافر هذا الشرط في مقياس التعلم المنظم ذاتياً لضمان مصداقية نتائج التحليل، وفي إطار ذلك تم استخدام نتائج

تحليل المكونات الأساسية للبواقي الذي يجريه برنامج Winsteps 3.67، كما يتضح في جدول (٤) التالي:

جدول (٤)

نتائج تحليل المكونات الأساسية للبواقي

البيان	حجم التباين مقدراً بوحدات القيم المميزة للمفردات Eigen Values	نسبة التباين من التباين الكلي	
		الملاحظ	المتوقع
التباين الكلي في الاستجابات	٨٥,١	٪١٠٠	٪١٠٠
التباين الذي فسره العامل الرئيسي (تقديرات نموذج راش)	٢٥,١	٪٢٩,٥	٪٣٠,٣
مجموع التباين غير المفسر	٦٠	٪٧٠,٥	٪٦٩,٧
التباين الذي فسره العامل الثاني (الأول في البواقي)	٣,٧	٪٤,٤	٪٦,٢

يتضح من خلال نتائج جدول (٤) السابق والمتعلقة بالتحقق من افتراض أحادية البعد ما يلي:

١- أن نسبة التباين الذي فسره العامل الأول (تقديرات راش) (٢٩,٥) تعد نسبة ضئيلة استرشاداً بما ورد في دليل البرنامج.

٢- نسبة التباين الذي فسرها العامل الثاني تعد نسبة ضئيلة إذا ما قورنت بالنسبة التي فسرها العامل الأول (نسبة ١: ٥)، مع ملاحظة أن العامل الثاني هو اكبر العوامل الموجودة في البواقي.

حيث يطرح لياكر في دليل برنامج Winsteps 3.67 الإرشادات التالية للمساعدة في تفسير نتائج تحليل المكونات الأساسية للبواقي الذي يجريه البرنامج:

١. إذا كانت نسبة التباين المفسر بالعامل الأول (تقديرات نموذج راش) > ٥٠٪ من التباين الكلي فإن ذلك يعد مؤشراً جيداً لأحادية البعد.
٢. إذا كانت نسبة التباين المفسر بالعامل الثاني (الأول في البواقي) < ٥٪ من التباين الكلي فإن ذلك يعد مؤشراً ممتازاً على توافر أحادية البعد في البيانات.

هدف تحليل المكونات الأساسية للبواقي الذي يجريه برنامج Winsteps 3.67 إلى تفسير التباين المتبقي (غير المفسر بالعامل الأول) من خلال البحث عن أكبر نسبة من التباين المتبقي، وإذا كانت تلك النسبة عند مستوى التشويش (<٥٪) فذلك يعني عدم وجود عامل ثاني في البيانات أي لا يعتبر هذا العامل عامل حقيقي أو ذو دلالة معلوماتية (أي لا يخبر عن شيء ما حقيقي بخصوص المفردات)، وبناء على ما سبق فقد تم التوصل إلى أن التعلم المنظم ذاتياً تكوين فرضي أحادي البعد، وذلك بالاعتماد على التقديرات الموضوعية التي يوفرها نموذج سلم التقدير لأندريش المنبثق عن نموذج راش.

[٢] - التحقق من افتراض الاستقلال الموضعي:

يقصد بالاستقلال الموضعي أنه عند مستوى قدرة معين فإنه لا يوجد ارتباط بين احتمالية إجابة الأفراد على سؤال ما إجابة صحيحة واحتمالية إجابتهم إجابة صحيحة على سؤال آخر، ولهذا فقد أطلق على هذا الافتراض الاستقلال الشرطي (استجابة الفرد على المفردات في المقياس مستقلة احصائياً)، ويرى كل من (Baghaei & Ravand, 2016; Hambleton, Swaminathan & Rogers, 1991; Hulin, Drasgow & Parson, 1983) أن هذا الشرط يتحقق ضمنياً بتحقق شرط أحادية البعد؛ حيث أن هناك ارتباط وثيق بين تحقق افتراض أحادية البعد وتحقق افتراض الاستقلال الموضعي، وترى تغريد عبدالرحمن حجازي (٢٠١٢)، إلى أن التحقق من هذا الافتراض يتم من خلال قيمة إحصاء المطابقة الداخلية والخارجية، وهذا ما سيتحقق لهذا المقياس بعد

الكشف عن دلالات المطابقة الناتجة عن تطبيق المقياس وفق نموذج سلم التقدير لأندرش، ومن ثم حذف الأفراد والمفردات التي تجاوزت حدود الملائمة.

[٣]- التحقق من افتراض التحرر من عامل السرعة:

إن وجود عامل واحد رئيس يقع خلف الاستجابة على مفردات المقياس (نظراً للتأكد من تحقق افتراض أحادية البعد) يعد مؤشراً على أن عامل السرعة ليس عاملاً مؤثراً في الاستجابة على مفردات المقياس؛ حيث يري كل من (Hambleton & Swaminathan, 1985; Reise & Revicki, 2015) أن هناك افتراض أساس عام لجميع نماذج نظرية الاستجابة للمفردة، وهو أن المقياس الذي يسعى النموذج لمطابقة بياناته لم يتم تطبيقه تحت ظرف السرعة، بمعنى أن الأفراد الذين أخفقوا في الإجابة على مفردات المقياس لم يكن ذلك بسبب إخفاقهم في السرعة الكافية لإنجاز المقياس، وإنما يعود ذلك إلى محدودية قدراتهم، كما ولقد راعى الباحث أثناء تطبيقه للمقياس إعطاء الطلاب الوقت الكافي للانتهاء من الإجابة عن مفردات المقياس، أي أن عامل السرعة لا يلعب دوراً في الإجابة عن مفردات المقياس.

ثانياً: اختبار مدى كفاءة مقياس التقدير خماسي الفئة (تنطبق عليّ دائماً – تنطبق عليّ كثيراً – تنطبق عليّ أحياناً – تنطبق عليّ قليلاً – لا تنطبق عليّ إطلاقاً) في تقييم سمة التعلم المنظم ذاتياً وفقاً لنموذج سلم التقدير لأندريش المنبثق عن نموذج راش.

إن فحص كيفية استخدام المفحوصين لفئات الاستجابة ينبغي أن يتم كخطوة أولى عند تحليل البيانات وفقاً لنموذج مقياس التقدير، وقد استخدم الباحث لاختبار كفاءة مقياس التقدير إحصاءات الفئات التي يقدمها برنامج Winsteps 3.67 والتي يلخصها جدول (٥) التالي:

جدول (٥)

أهم إحصاءات فئات الاستجابة على المقياس الكلي

رتبة الفئة	الدرجة المخصصة للفئة	النسبة المئوية لظهور الفئة في البيانات الملاحظة	متوسط تقديرات الأفراد داخل الفئة		إحصاءات Mnsq الملائمة الفئات		عتبات راش- أندريش
			الملاحظ	المتوقع	التقاربية	التباعدية	
١	١	٪٩	٠,١٨-	٠,٢٣-	١,٠٨	١,١٥	-
٢	٢	٪١٤	٠,٠٧	٠,٠٥	١,٠١	١,٠٢	٠,٥٦-
٣	٣	٪٢٣	٠,٢٦	٠,٣٠	٠,٩١	٠,٩٠	٠,٣٥-
٤	٤	٪٢٥	٠,٥٤	٠,٥٦	٠,٩١	٠,٨٥	٠,٣١
٥	٥	٪٢٩	٠,٨٩	٠,٨٧	١,٠٢	١,٠٤	٠,٦٠

ويتضح من جدول (٥) السابق ما يلي:

١. تدرج في النسبة المئوية لظهور الفئة في البيانات الملاحظة.
٢. متوسطات تقديرات السمة في الفئات الخمس مرتبة تصاعدياً حسب درجة الفئة، وذلك على النحو المتوقع.
٣. جميع فئات الاستجابة ملائمة إحصائياً تبعاً لمقياسي الملاءمة التقاربي والتباعدي، حيث لم تتجاوز إحصاءات Mnsq لملائمة الفئات حدود الملاءمة (٠,٨ إلى ١,٢).
٤. ترتيب عتبات (بارامترات) راش - أندريش للفئات Ordered Rasch- Andrich Thresholds على النحو المتوقع.

ويشير بارامتر راش- أندريش لفئة ما إلى القيمة المقدرة بوحدة اللوجيت للانتقال من الفئة الدنيا إلى تلك الفئة، وتعين عتبات راش- أندريش بنقاط تقاطع المنحنيات الاحتمالية للفئات المتجاورة، وبذلك فإن عتبة راش- أندريش للفئة (٢) مثلاً تشير إلى النقطة على متصل السمة الكامنة التي يتساوى عندها احتمال ملاحظة الفئة (٢) مع احتمال ملاحظة الفئة السابقة لها (١)، ويتوقع أن يتزايد هذا

البارامتر مع زيادة قيمة الفئة، أما عدم ترتيب تقديرات هذا البارامتر للفئات فيوضح ان اختيار بعض الفئات من قبل أفراد العينة نادر الحدوث نسبياً، أي تحتل هذه الفئات فترات ضيقة على متصل السمة الكامنة (Linacre, 2015).

ثالثاً: تحليل البيانات باستخدام نموذج سلم التقدير لأندريش المنبثق عن نموذج راش:

بعد التأكد من توافر افتراضيات نظرية الاستجابة للمفردة في البيانات الخاصة باستجابات أفراد العينة على مقياس التعلم المنظم ذاتياً، تم استخدام البيانات لتحليلها وفق نموذج سلم التقدير لأندريش باستخدام برنامج التحليل الإحصائي Winsteps 3.67 وذلك بهدف تحديد واستبعاد الحالات غير الملائمة لأسس القياس الموضوعي من الأفراد والمفردات ثم تدريج المفردات تدريجاً خطياً على متصل السمة المقاسة وذلك بوحدة قياس ثابتة ومعرّفة هي اللوجيت، وفيما يلي نتائج هذا التحليل:

[١] - حذف البيانات التامة والصفرية من مصفوفة التحليل:

يقوم برنامج Winsteps 3.67 آلياً باستبعاد جميع البيانات التامة والصفرية (بالنسبة للأفراد والمفردات على حد سواء) قبل أن يبدأ التحليل، ويقصد بالبيانات التامة والصفرية بالنسبة للأفراد تلك البيانات الخاصة بكل فرد استجاب على جميع مفردات المقياس باختيار الفئة العليا أو الفئة الدنيا في مقياس الاستجابة أي حصل على الحد الأقصى أو الأدنى للدرجة على المقياس حيث يعد مستوى هؤلاء الأفراد أعلى أو أقل من مستوى المقياس وهو ما ينطوي على عدم قدرة المقياس على التمييز بين مستويات هؤلاء الأفراد على السمة المقاسة (تدريج المقياس).

وفي الدراسة الحالية لم يتم حذف أي فرد أو مفردة تبعاً لهذا المحك، وقد يرجع ذلك إلى كبر حجم عينة التحليل (٤٠٠) طالب وطالبة، الأمر الذي يصعب معه إجماع أفراد العينة على اختيار فئة واحدة من فئات الاستجابة على أي مفردة من مفردات القياس، علاوة على طول المقياس مع تعدد فئات الاستجابة عليه وهو الأمر الذي يصعب معه حصول أي فرد من أفراد العينة على الحد الأقصى للدرجة على المقياس.

[٢] – حذف البيانات غير الملائمة لأسس القياس الموضوعي من الأفراد والمفردات:

يذكر رايت وليناكر Wright & Linacre, (1994) أنه لا توجد قيم مطلقة يمكن أن تتخذ كقواعد صريحة لتقييم ملاءمة الأفراد والمفردات، بل يبقى ذلك قراراً للباحث يحدده وفقاً لمعطيات وأهداف موقف القياس، وفي الدراسة الحالية تم استخدم القيم (٠,٨ ، ١,٢) كحدود لملائمة الأفراد، بينما تم استخدم القيم (٠,٧٥ ، ١,٣) كحدود لملائمة المفردات، وذلك على كل من مقياسي الملائمة التقاربية والتباعدية، وهي تتفق مع القيم المستخدمة في دراسة كل من (حصة عبد الرحمن فخرو، أنور رياض عبد الرحيم، محمد إبراهيم محمد ، ٢٠٠٩).

١- حذف الأفراد غير الملائمين لأسس القياس الموضوعي:

تم إجراء التحليل الأول للبيانات باستخدام برنامج Winsteps 3.67 لتحديد وحذف الأفراد غير الصادقين أي الأفراد الذين تجاوزوا حدود الملائمة (٠,٨ ، ١,٢ بإحصاء Mnsq) على أي من مقياسي الملائمة التقاربية Infit (مؤشر احصائي للسلوكيات غير المتوقعة التي تؤثر في استجابات الأفراد للفقرات التي تقترب من مستوى قدراتهم) أو الملائمة التباعدية Outfit (مؤشر احصائي أكثر حساسية للسلوكيات غير المتوقعة من الأفراد عن الفقرات التي تبتعد عن مستوى قدراتهم) .

حيث أشار Linacre, (2015) إلى أن:

أ- تجاوز الحد ١,٢ (Underfit) يشير إلى وجود عوامل مشوشة Noise أو مصادر أخرى للتباين في الاستجابات خلافاً للمتغير موضوع القياس، وهو ما قد يشكل تهديداً خطيراً لصدق القياس.

ب- أما تجاوز الحد ٠,٨ (Overfit) فيشير إلى ملائمة البيانات للنموذج بشكل تام وغير واقعي مما يؤدي إلى الحصول على إحصاءات خادعة ومضللة للثبات Inflated Reliability Statistics .

وقد أشار رايت وستون (Wright & Stone, (1979 إلى أن ضعف ملائمة الفرد للنموذج (Underfit) يعني أن نمط استجابات الفرد يختلف عما يتوقع منه، وقد يرجع ذك إلى التسرع أو الإهمال أو عدم الجدية أثناء التطبيق، بينما يعني فرط ملاءمة الفرد للنموذج (Overfit) أن نمط استجابات الفرد متسق بدرجة غير واقعية، وقد يرجع ذلك إلى البطء الشديد أو الحرص الشديد.

وقد بلغ عدد الأفراد الذين حذفوا تبعاً لهذا المحك في الدراسة الحالية (١١٠) فرداً، منهم (٩٨) فرداً تجاوزوا الحد (١,٢)، ومنهم (١٤) فرداً تجاوزوا الحد (٠,٨)، وبذلك لم يتبقى سوى الأفراد الصادقين في استجاباتهم على مفردات المقياس.

٢- حذف المفردات غير الملائمة لأسس القياس الموضوعي:

أعيد التحليل للمرة الثانية بعد حذف الأفراد غير الصادقين وذلك بهدف تحديد وحذف المفردات غير الملائمة لأسس القياس الموضوعي أي المفردات التي تجاوزت حدود الملاءمة (٠,٧٥ ، ١,٣) على أي من مقياسي الملائمة التقاربية Infit أو التباعدية Outfit حيث أن تجاوز الحد ١,٣ يشير إلى ضعف ملائمة المفردة (Underfit) بينما يشير تجاوز الحد ٠,٧٥ إلى فرط ملائمة المفردة (Overfit) للنموذج.

ويعني ضعف ملائمة المفردة للنموذج (Underfit) أن هناك عيباً في صياغة المفردة أو عدم اتفاقها فيما تقيسه مع باقي المفردات أي عدم صدق هذه المفردة فيما وضعت لقياسه، بينما يعني فرط ملاءمة المفردة للنموذج (Overfit) عدم استقلال المفردة عن باقي المفردات أي أن هذه المفردة تعتمد في إجابتها على إجابة مفردات أخرى في الاختبار، أو أنها تقيس متغير شديد الارتباط بالمتغير موضوع القياس، ولا يوفر هذا تحقيقاً جيداً لفروض النموذج وينبغي حذفها (أمينة محمد كاظم،١٩٨٨).

وقد أسفرت هذه الخطوة عن حذف (١٦) مفردة من مقياس التعلم المنظم ذاتياً، وبذلك لم يتبقى سوى المفردات الصادقة في تعريفها للمتغير موضوع القياس وعددها (٤٤) مفردة.

ومما تجدر الإشارة إليه أن نتائج التحليل الاحصائي باستخدام نموذج سلم التقدير لأندريش المنبثق عن نموذج راش، والتي أسفرت في الدراسة الحالية عن حذف بعض المفردات لتجاوزها المحكات الإحصائية للملائمة، قد دعمتها نتائج التحليل البياني للمفردات والتي أسفرت عما يلي:

أ- تمتع غالبية المفردات الملائمة لأسس القياس الموضوعي بخصائص جيدة من حيث التمييز واستخدام فئات مقياس التقدير من قبل الأفراد.

ب- وجود مشكلات في المفردات المحذوفة تبعاً لعدم الملائمة الإحصائية تتعلق بضعف قدرتها على التمييز أو عدم استخدام بعض فئات الاستجابة على النحو الأمثل.

ويعد الاتفاق السابق بين نتائج التحليل البياني للمفردات ونتائج التحليل الإحصائي كما يوفرها برنامج Winsteps 3.67 مؤشراً إيجابياً على كفاءة محكات الملائمة الخاصة ببرنامج التحليل الإحصائي Winsteps 3.67، الأمر الذي يساعد في التحقق من صدق وكفاءة مقياس التعلم المنظم ذاتياً، ويتفق هذا مع بعض الدراسات والأدبيات التي تنادي بضرورة استخدام نموذج راش كجزء أساسي من منظومة بناء وتدريج الاختبارات لما توفره من موضوعية في القياس، وما توفره من صدق المفردات في تعريفها للمتغير موضوع القياس (أمينة محمد كاظم، ١٩٩٦).

[٣] - فحص المفردات المحذوفة من الصورة الأولية للمقياس وتفسير حذفها:

يستعرض الباحث فيما يلي المفردات المحذوفة من الصورة الأولية لمقياس التعلم المنظم ذاتياً في ضوء المحكات الإحصائية للملائمة لنموذج سلم التقدير لأندريش المنبثق عن نموذج راش، محاولاً تفسير أسباب عدم ملاءمة تلك المفردات من الوجهة السيكولوجية، ويوضح جدول (٦) التالي بياناً بأرقام تلك المفردات المحذوفة وتقديراتها مصحوبة بأخطائها المعيارية وقيم إحصاءات Mnsq للملاءمة التقاربية والتباعدية الخاصة بها إضافة إلى مسميات الأبعاد التي تتبعها تلك المفردات:

جدول (٦)

ملخص للبيانات الخاصة بالمفردات المحذوفة من الصورة الأولية للمقياس

م	رقم المفردة	البعد الذي تندرج تحته المفردة	تقدير بارامتر المفردة باللوجيت	الخطأ المعياري للتقدير باللوجيت	إحصاء Mnsq لملاءمة المفردة	
					التقاربي	التباعدي
١	٢	التنظيم والمراقبة الذاتية	١,٢٣-	٠,٠٩	١,٤٧	١,٣٥
٢	٥	الاحتفاظ بالسجلات ومراجعتها	٠,٠٤-	٠,٠٦	٠,٦٧	٠,٦٨
٣	٩	الضبط الدافعي والانفعالي	٠,٧٣-	٠,٠٧	١,٣١	١,٣٠
٤	١١	الاحتفاظ بالسجلات ومراجعتها	٠,٩٨	٠,٠٦	١,٤٠	١,٤٢
٥	١٦	حوار الذات عن الإتقان	٠,٦٦	٠,٠٦	١,٤٩	١,٤٩
٦	٢١	الضبط الدافعي والانفعالي	٠,٣٠	٠,٠٦	١,٤٠	١,٤١
٧	٢٥	التخطيط للتعلم والاستذكار	٠,٤٠	٠,٠٦	٠,٥٤	٠,٥٥
٨	٢٨	حوار الذات عن الإتقان	١,١٢-	٠,١١	١,٣٣	١,٢٦
٩	٣٦	التقويم الذاتي	١,٨٣	٠,٠٧	١,٣٢	١,٣٠
١٠	٣٨	التنظيم والمراقبة الذاتية	٠,٤٧-	٠,٠٧	٠,٧٢	٠,٧٠
١١	٤٢	التقويم الذاتي	٠,١٤-	٠,٠٦	٠,٦٣	٠,٦٣
١٢	٤٣	التخطيط للتعلم والاستذكار	٠,٣٥-	٠,٠٦	٢,٠٤	٢,١٥
١٣	٤٥	الضبط الدافعي والانفعالي	٠,٣٩	٠,٠٦	١,٣٢	١,٣٧
١٤	٤٨	التقويم الذاتي	٠,٩٧	٠,٠٦	١,٥٠	١,٥٣
١٥	٥٤	التقويم الذاتي	٠,٠٥	٠,٠٦	٠,٦٨	٠,٦٨
١٦	٥٦	التنظيم والمراقبة الذاتية	٠,٤٤	٠,٠٦	٠,٦٦	٠,٦٧

يتضح من جدول (٦) السابق ما يلي:

١- المفردة (٢): ونصها "أقوم بتلخيص وتنظيم الأجزاء المهمة من المقرر الدراسي حتى يسهل فهمها "، وقد حذفت هذه المفردة لتجاوز إحصاء الملاءمة التقاربي والتباعدي لها الحد الأعلى (١,٣) من تدريج الملاءمة، وربما يرجع ذلك إلى أن المفردة قد تقيس متغير آخر خلافاً التعلم المنظم ذاتياً، أي أنها غير صادقة في قياس متغير التعلم المنظم ذاتياً.

٢- المفردة (٥): ونصها " أقوم بتسجيل الملاحظات وعمل الملخصات للأفكار الرئيسة لكل مقرر دراسي حتى يسهل مذاكرته "، وقد حذفت هذه المفردة لتجاوز إحصاء الملاءمة التقاربي والتباعدي لها الحد الأدنى (٠,٧٥) من تدريج الملاءمة، وربما يرجع ذلك إلى أن المفردة قد تكون معتمدة في الاستجابة عليها على مفردة أخرى في مقياس التعلم المنظم ذاتياً.

٣- المفردة (٩): ونصها " أستطيع التغلب على أسباب الفشل مما يزيد من فهمي للمقرات الدراسة وتعلمها بنجاح وتفوق "، وقد حذفت هذه المفردة لتجاوز إحصاء الملاءمة التقاربي والتباعدي لها الحد الأعلى (١,٣) من تدريج الملاءمة، ويرجع عدم ملاءمة هذه المفردة إلى ضعف تمييزها.

٤- المفردة (١١): ونصها " عندما أذاكر فإنني أكتب الملاحظات المهمة على هوامش الكتاب الجامعي حتى يسهل حفظها وتذكرها "، وقد حذفت هذه المفردة لتجاوز إحصاء الملاءمة التقاربي والتباعدي لها الحد الأعلى (١,٣) من تدريج الملاءمة، وربما يرجع ذلك إلى أن المفردة قد تقيس متغير آخر خلافاً التعلم المنظم ذاتياً، أي أنها غير صادقة في قياس متغير التعلم المنظم ذاتياً.

٥- المفردة (١٦): ونصها " أتحاور مع نفسي حتى أقتنع بأهمية إكمال ما أقوم به من مهام لتحقيق مستويات عالية من الفهم "، وقد حذفت هذه المفردة لتجاوز إحصاء الملاءمة التقاربي والتباعدي لها الحد الأعلى (١,٣) من تدريج الملاءمة، وربما يرجع ذلك إلى أن المفردة قد تقيس متغير آخر خلافاً التعلم المنظم ذاتياً، أي أنها غير صادقة في قياس متغير التعلم المنظم ذاتياً.

٦- المفردة (٢١): ونصها " أجيد استخدام الوقت المخصص للمذاكرة لكل مقرر دراسي بصورة تتيح له الاستخدام الأمثل "، وقد حذفت هذه المفردة لتجاوز إحصاء الملاءمة التقاربي والتباعدي لها الحد الأعلى (١,٣) من تدريج الملاءمة، وربما يرجع ذلك

إلى أن المفردة قد تقيس متغير آخر خلافاً التعلم المنظم ذاتياً، أي أنها غير صادقة في قياس متغير التعلم المنظم ذاتياً.

٧- المفردة (٢٥): ونصها " أضع أهدافاً محددة لكل مقرر دراسي توجه نشاطاتي أثناء تعلمه بغرض جعل التعلم أكثر دقة "، وقد حذفت هذه المفردة لتجاوز إحصاء الملاءمة التقاربي والتباعدي لها الحد الأدنى (٠,٧٥) من تدريج الملاءمة، وربما يرجع ذلك إلى أن المفردة قد تكون معتمدة في الاستجابة عليها على مفردة أخرى في مقياس التعلم المنظم ذاتياً.

٨- المفردة (٢٨): ونصها " عندما ينشغل ذهني بصعوبة الحصول على دراجات عالية أذكر نفسي بأن المهم هو الفهم والإتقان "، وقد حذفت هذه المفردة لتجاوز إحصاء الملاءمة التقاربي لها الحد الأعلى (١,٣) من تدريج الملاءمة، وربما يرجع ذلك إلى أن المفردة قد تقيس متغير آخر خلافاً التعلم المنظم ذاتياً، أي أنها غير صادقة في قياس متغير التعلم المنظم ذاتياً.

٩- المفردة (٣٦): ونصها " أقوم بتقييم إنجازاتي في نهاية كل محاضرة لأتأكد من مدى فهمي واستيعابي لما تم تدريسه فيها "، وقد حذفت هذه المفردة لتجاوز إحصاء الملاءمة التقاربي والتباعدي لها الحد الأعلى (١,٣) من تدريج الملاءمة، وربما يرجع ذلك إلى أن المفردة قد تقيس متغير آخر خلافاً التعلم المنظم ذاتياً، أي أنها غير صادقة في قياس متغير التعلم المنظم ذاتياً.

١٠- المفردة (٣٨): ونصها " أحدد الموضوعات الدراسية التي لا أفهمها ثم أبحث عن الطريقة المناسبة التي تساعدني على الفهم "، وقد حذفت هذه المفردة لتجاوز إحصاء الملاءمة التقاربي والتباعدي لها الحد الأدنى (٠,٧٥) من تدريج الملاءمة، وربما يرجع ذلك إلى أن المفردة قد تكون معتمدة في الاستجابة عليها على مفردة أخرى في مقياس التعلم المنظم ذاتياً.

١١- المفردة (٤٢): ونصها " عند الاستعداد لامتحان مقرر ما أضع مجموعة من الأسئلة المتوقعة له وأتدرب على إجاباتها النموذجية "، وقد حذفت هذه المفردة لتجاوز إحصاء الملاءمة التقاربي والتباعدي لها الحد الأدنى (٠,٧٥) من تدريج الملاءمة، وربما يرجع ذلك إلى أن المفردة قد تكون معتمدة في الاستجابة عليها على مفردة أخرى في مقياس التعلم المنظم ذاتياً.

١٢- المفردة (٤٣): ونصها " أجد صعوبة فى الالتزام بالجدول المخصص لتعلم واستذكار المواد الدراسية المقررة علىّ " وقد حذفت هذه المفردة لتجاوز إحصاء الملاءمة التقاربي والتباعدي لها الحد الأعلى (١,٣) من تدريج الملاءمة، وربما يرجع ذلك إلى أن المفردة قد تقيس متغير آخر خلافاً التعلم المنظم ذاتياً، أي أنها غير صادقة في قياس متغير التعلم المنظم ذاتياً.

١٣- المفردة (٤٥): ونصها " إنني كسول جداً عندما أستذكر دروسي حتى أنني أترك مكان الاستذكار قبل أن أتمم ما خططت أن أنجزه " وقد حذفت هذه المفردة لتجاوز إحصاء الملاءمة التقاربي والتباعدي لها الحد الأعلى (١,٣) من تدريج الملاءمة، وربما يرجع ذلك إلى أن المفردة قد تقيس متغير آخر خلافاً التعلم المنظم ذاتياً، أي أنها غير صادقة في قياس متغير التعلم المنظم ذاتياً.

١٤- المفردة (٤٨): ونصها " بعد أداء الامتحان أقوم بتقييم استراتيجيتي للحل ومدى فاعليتها حتى أتمكن من تحسينها في الامتحانات القادمة" وقد حذفت هذه المفردة لتجاوز إحصاء الملاءمة التقاربي والتباعدي لها الحد الأعلى (١,٣) من تدريج الملاءمة، وربما يرجع سوء ملاءمة هذه المفردة إلى عيب في صياغتها يؤدي إلى سوء فهمها وبالتالي ضعف تمييزها.

١٥- المفردة (٥٤): ونصها " أتقبل التغذية الراجعة واستمع بانتباه للتعليقات المقدمة من قبل الآخرين كي يكون أدائي جيداً فيما بعد " وقد حذفت هذه المفردة لتجاوز

إحصاء الملاءمة التقاربي والتباعدي لها الحد الأدنى (٠,٧٥) من تدريج الملاءمة، وربما يرجع ذلك إلى أن المفردة قد تكون معتمدة في الاستجابة عليها على مفردة أخرى في المقياس.

١٦- المفردة (٥٦): ونصها " أحدد بدقة الأوقات التي سوف أستريح فيها أو أتناول فيها الطعام أو أمارس فيها هواياتي قبل البدء فى المذاكرة " وقد حذفت هذه المفردة لتجاوز إحصاء الملاءمة التقاربي والتباعدي لها الحد الأدنى (٠,٧٥) من تدريج الملاءمة، وربما يرجع ذلك إلى أن المفردة قد تكون معتمدة في الاستجابة عليها على مفردة أخرى في المقياس.

[٤]- التدريج النهائي لمفردات مقياس التعلم المنظم ذاتياً:

أعيد التحليل للمرة الثالثة بعد حذف الأفراد والمفردات غير الملائمة للقياس وذلك بهدف تدريج المفردات تبعاً لتقديراتها، وأسفر هذا التحليل عن الوصول إلى تدريج مفردات مقياس التعلم المنظم ذاتياً في صورته النهائية تبعاً لتقديرات المفردات وقدرات الأفراد، كما هو موضح في جدول (٧) التالي، والذي يتضمن تقديرات المفردات مصحوبة بأخطائها المعيارية.

جدول (٧)

التدريج النهائي لمفردات مقياس التعلم المنظم ذاتياً

مسلسل	رقم المفردة	تقدير المفردة		الخطأ المعياري		مسلسل	رقم المفردة	تقدير المفردة		الخطأ المعياري	
		بالتوجيت	بالمنف	بالتوجيت	بالمنف			بالتوجيت	بالمنف	بالتوجيت	بالمنف
١	٣٢	٢,٣٦-	٣٨,٢٠	٠,١٤	٠,٧٠	٢٣	١٨	٠,١١	٥٠,٥٥	٠,٠٦	٠,٣٠
٢	٤٤	١,٨٩-	٤٠,٥٥	٠,١١	٠,٥٥	٢٤	٢٩	٠,١١	٥٠,٥٥	٠,٠٦	٠,٣٠
٣	٥٩	٠,٨٣-	٤٥,٨٥	٠,٠٨	٠,٤٠	٢٥	٧	٠,١٥	٥٠,٧٥	٠,٠٦	٠,٣٠
٤	٥٠	٠,٨٢-	٤٥,٩٠	٠,٠٨	٠,٤٠	٢٦	٣٤	٠,١٦	٥٠,٨٠	٠,٠٦	٠,٣٠
٥	٤١	٠,٦٩-	٤٦,٥٥	٠,٠٧	٠,٣٥	٢٧	٣٥	٠,٢٠	٥١,٠٠	٠,٠٦	٠,٣٠
٦	١٧	٠,٦٤-	٤٦,٨٠	٠,٠٧	٠,٣٥	٢٨	٤٧	٠,٢١	٥١,٠٥	٠,٠٦	٠,٣٠
٧	٣٩	٠,٦١-	٤٦,٩٥	٠,٠٧	٠,٣٥	٢٩	٣٧	٠,٢٦	٥١,٣٠	٠,٠٦	٠,٣٠
٨	٣٠	٠,٥٤-	٤٧,٣٠	٠,٠٧	٠,٣٥	٣٠	٣١	٠,٢٨	٥١,٤٠	٠,٠٦	٠,٣٠
٩	٣٣	٠,٥١-	٤٧,٤٥	٠,٠٧	٠,٣٥	٣١	١٠	٠,٣٣	٥١,٦٥	٠,٠٦	٠,٣٠
١٠	٢٣	٠,٥٠-	٤٧,٥٠	٠,٠٧	٠,٣٥	٣٢	١٥	٠,٣٨	٥١,٩٠	٠,٠٦	٠,٣٠
١١	٢٠	٠,٤٧-	٤٧,٦٥	٠,٠٧	٠,٣٥	٣٣	٦	٠,٤٢	٥٢,١٠	٠,٠٦	٠,٣٠
١٢	٢٦	٠,٣٣-	٤٨,٣٥	٠,٠٧	٠,٣٥	٣٤	٢٤	٠,٥٠	٥٢,٥٠	٠,٠٦	٠,٣٠
١٣	٨	٠,٣٢-	٤٨,٤٠	٠,٠٧	٠,٣٥	٣٥	١	٠,٥٣	٥٢,٦٥	٠,٠٦	٠,٣٠
١٤	٤٩	٠,٣٢-	٤٨,٤٠	٠,٠٧	٠,٣٥	٣٦	٤٠	٠,٥٤	٥٢,٧٠	٠,٠٦	٠,٣٠
١٥	٥١	٠,٢٨-	٤٨,٦٠	٠,٠٧	٠,٣٥	٣٧	٤	٠,٦٥	٥٣,٢٥	٠,٠٦	٠,٣٠
١٦	٢٧	٠,٢٢-	٤٨,٩٠	٠,٠٧	٠,٣٥	٣٨	٥٨	٠,٧٧	٥٣,٨٥	٠,٠٦	٠,٣٠
١٧	٥٣	٠,١٨-	٤٩,١٠	٠,٠٧	٠,٣٥	٣٩	٤٦	٠,٨٠	٥٤,٠٠	٠,٠٦	٠,٣٠
١٨	٥٥	٠,١٣-	٤٩,٣٥	٠,٠٧	٠,٣٥	٤٠	١٣	٠,٨٧	٥٤,٣٥	٠,٠٦	٠,٣٠
١٩	١٤	٠,١١-	٤٩,٤٥	٠,٠٧	٠,٣٥	٤١	٢٢	٠,٨٧	٥٤,٣٥	٠,٠٦	٠,٣٠
٢٠	١٩	٠,١١-	٤٩,٤٥	٠,٠٧	٠,٣٥	٤٢	١٢	١,٠٨	٥٥,٤٠	٠,٠٦	٠,٣٠
٢١	٥٢	٠,٠٦-	٤٩,٧٠	٠,٠٧	٠,٣٥	٤٣	٦٠	١,٢٩	٥٦,٤٥	٠,٠٦	٠,٣٠
٢٢	٥٧	٠,٠٢	٥٠,١٠	٠,٠٦	٠,٣٠	٤٤	٣	١,٣٨	٥٦,٩٠	٠,٠٦	٠,٣٠

ويلخص جدول (٨) التالي أهم نتائج تحليل البيانات تبعاً للخطوات التي اتبعها الباحث في تدريج مقياس التعلم المنظم ذاتياً باستخدام برنامج Winsteps 3.67 وفقاً لنموذج سلم التقدير لأندريش المنبثق عن نموذج راش:

جدول (٨)
ملخص نتائج تحليل البيانات وفقاً لنموذج سلم التقدير
لأندريش المنبثق عن نموذج راش

التحليل	عدد الأفراد	عدد المفردات	متوسط التقديرات باللوجيت		مدى التقديرات باللوجيت		معامل ثبات التقديرات	
			الأفراد	المفردات	الأفراد	المفردات	الأفراد	المفردات
التحليل الأول	٤٠٠	٦٠	٠,٤٥	٠,٠٠	-٠,٩٨: ١,٦٦	-١,٨٧ : ١,٣٨	٠,٨٩	٠,٩٩
التحليل الثاني	٢٨٨	٦٠	٠,٦٤	٠,٠٠	-٠,٨٧: ٢,٣١	-٢,١٧ : ١,٨٣	٠,٨٩	٠,٩٩
التحليل الثالث	٢٨٨	٤٤	٠,٦٨	٠,٠٠	-١,٠٤: ١,٩٠	-٢,٣٦ : ١,٣٨	٠,٨٩	٠,٩٩

- **التعليق على نتائج تدريج مقياس التعلم المنظم ذاتياً باستخدام نموذج سلم التقدير لأندريش**:

١- بلغ عدد عينة التدريج (٤٠٠) فرداً، ولقد وصل حجم العينة بعد حذف الأفراد غير الصادقين إلى (٢٨٨) فرداً، أي تم حذف (١١٢) فرداً بواقع (٢٨٪) من إجمالي أفراد عينة التدريج، تبعاً لمحكات الملائمة الإحصائية الخاصة ببرنامج Winsteps 3.67.

٢- بلغ عدد المفردات المحذوفة من الصورة الأولية للمقياس تبعاً لمحكات الملائمة الإحصائية الخاصة ببرنامج Winsteps 3.67 (١٦) مفردة وذلك بنسبة ٢٦,٧٪

من إجمالي عدد المفردات في الصورة الأولية للمقياس وهي: (٢، ٥، ٩، ١١ ،١٦، ٢١، ٢٥، ٢٨، ٣٦، ٣٨، ٤٢، ٤٣، ٤٥، ٤٨، ٥٤، ٥٦) منها (١٠) مفردات حذفت لنقص ملاءمتها للنموذج (Underfit) و (٦) مفردات حذفت لارتفاع ملاءمتها بشكل مفرط وغير واقعي (Overfit)، ومن ثم أصبح عدد مفردات المقياس (٤٤) مفردة متحررة من خصائص العينة.

٣- بلغ متوسط قدرات الأفراد باللوجيت (٠,٦٨) بانحراف معياري قدره (٠,٥٣) ، لما كان متوسط صعوبة المفردات صفراً.

٤- بلغ معامل الثبات بالنسبة لتقديرات الأفراد (٨٩٪)، ويعتبر هذا المعامل مرتفعاً، وكذلك معامل ثبات تقديرات المفردات، فقد جاء مرتفعاً بنسبة (٩٩٪).

٥- تمتد تقديرات المفردات في النسخة المطورة لمقياس التعلم المنظم ذاتياً بعد تدريجه ما بين (-٢,٣٦) إلى (١,٣٨) لوجيت، بينما تمتد الأخطاء المعيارية لتقديرات تلك المفردات بين (٠,٠٦) إلى (٠,٠٨) لوجيت، باستثناء الأخطاء المعيارية لتقدير المفردات أرقام (٣٢ ، ٤٤) وهي أصعب المفردات حيث بلغت قيم الأخطاء المعيارية لتقديراتها على التوالي (٠,١٤ ، ٠,١١) وتعتبر جميع قيم الأخطاء المعيارية صغيرة نسبياً، مما يدل على دقة وثبات تقديرات مفردات المقياس.

٦- أن المدى المحتمل لتقديرات المفردات والممتد من (-٢,٣٦) إلى (١,٣٨) لوجيت أكبر من مدى تقديرات الأفراد الممتد من (-١,٠٤) إلى (١,٩٠) لوجيت، مما يعني التوافق بين تدرج المفردات التي تعرف المتغير موضع القياس وتدرج الأفراد عليه، وأن المقياس يصلح لتقديرات قدرات الأفراد الأقل والأكبر من مدى عينة التدريج.

٧- يعد مدى تقديرات المفردات ضيق نسبياً (-٢,٣٦ : ١,٣٨) وقد يرجع ذلك إلى تقارب مستويات أفراد عينة التدريج التي كانت جميعها من طلاب جامعة جنوب الوادي.

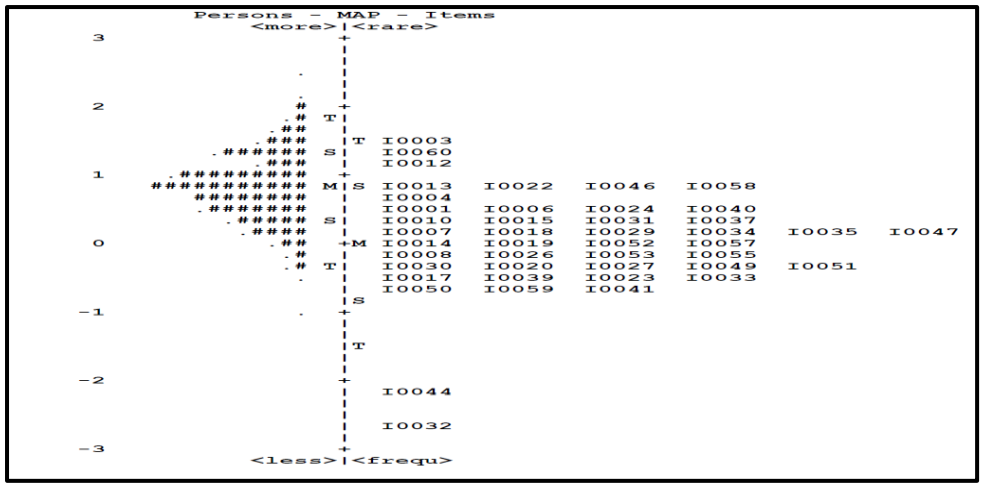
٨- توجد بعض المفردات التي تتساوى في تقديرها من حيث مستوى المتغير المقاس، وذلك على امتداد متصل القياس أي أنها تقيس نفس المستوى من المتغير، وتتمثل في المفردات (٨ ، ٤٩) ، (١٣ ، ٢٢) ، (١٤ ، ١٩) ، (١٨ ، ٢٩) ولذا يمكن الاكتفاء بواحدة فقط من تلك المفردات في كل مستوى من مستويات المقياس لعمل صورة مختصرة منه، واستخدام الباقي كبدائل لعمل صورة مختلفة أو متكافئة من المقياس.

٩- تعرف مفردات المقياس جميع مستويات المتغير موضوع القياس بشكل جيد حيث يقتصر وجود الفجوات على طرفي المتصل بين المفردات التي تحمل رقم (٦٠ ، ١٢) ، (١٢ ، ١٣) ، (٥٩ ، ٤٤) ، (٤٤ ، ٣٢) ؛ حيث يزيد الفرق بين تقدير المفردتين عن مجموع الخطأ المعياري لهما، حيث يمكن ملئها بمفردات مناسبة أو الاستغناء عن تلك المفردات ويقصر عندئذ مدى المقياس.

١٠- توزعت المفردات المحذوفة على كافة أبعاد مقياس التعلم المنظم ذاتياً، وهي التخطيط للتعلم والاستذكار (مفردتين)، التنظيم والمراقبة الذاتية (ثلاث مفردات)، الضبط الدافعي والانفعالي (ثلاث مفردات)، حوار الذات عن الإتقان (مفردتين)، الاحتفاظ بالسجلات ومراجعتها (مفردتين)، التقويم الذاتي (أربع مفردات) علماً بأن العدد الكلي للمفردات (١٠) مفردات داخل كل بعد من أبعاد المقياس، وبذلك فقد ظلت كافة الأبعاد ممثلة في النسخة المطورة للمقياس بعد تدريجه، ومن ثم يمكن استنتاج أن عملية تدريج مقياس التعلم المنظم ذاتياً باستخدام نظرية الاستجابة للمفردة لم تسفر عن الإخلال بالبناء النظري للمقياس.

يلاحظ مما سبق أن هناك عدد مناسب من المفردات تغطي المستويات المختلفة للمتغير موضوع القياس(التعلم المنظم ذاتياً)، مع الحاجة إلى عدد إضافي من المفردات لتغطي المستويات المنخفضة من السمة، وهو ما قد يتيح الفرصة

لسحب صورة مختصرة متعادلة مع المقياس الكلي، ويتضح ذلك من شكل (٢) التالي والذي يوضح خريطة توزيع مفردات الصورة النهائية للمقياس الكلي وكذلك تقديرات الأفراد على متصل السمة المقاسة.



شكل (٢)

خريطة توزيع مفردات الصورة النهائية للمقياس الكلي وتقديرات الأفراد على متصل السمة المقاسة

[٢] - نتائج التساؤل الثاني وتفسيرها:

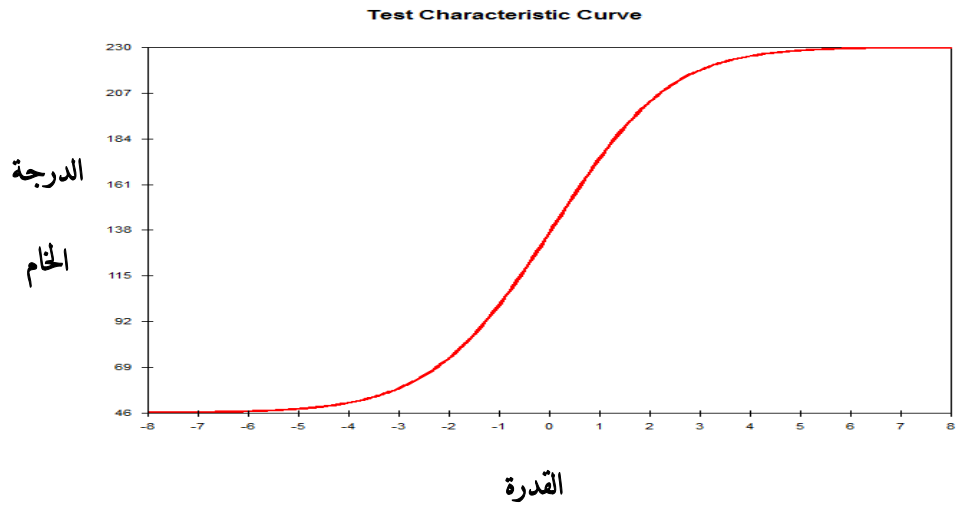
والذي ينص على " ما تقديرات السمة المقابل لكل درجة خام كلية محتملة على مقياس التعلم المنظم ذاتياً بعد تدريجه وفقاً لنموذج سلم التقدير لأندريش " .

وللإجابة عن هذا التساؤل تم استخدام برنامج Winsteps 3.67 ، حيث تم إيجاد العلاقة بين كل درجة خام كلية محتملة على مقياس التعلم المنظم ذاتياً بعد تدريجه وفقاً لنموذج سلم التقدير لأندريش، والقدرة المقابلة لها باللوجيت، وكذلك الأخطاء

المعيارية لتقديرات القدرة مقدرة باللوجيت، ثم تم تحويل الدرجة باللوجيت إلى وحدة المنف عن طريق المعادلة الخطية التالية: المنف = ٥ × لوجيت +٥٠

ويتضح من ملحق(٤) أن مدى تقديرات التعلم المنظم ذاتياً المحتملة على المقياس من -٦,٦ إلى ٦,٦٦ لوجيت، وامتدت الأخطاء المعيارية لتقديرات الأفراد من ٠,١٦إلى ١,٨٣ لوجيت، وتعتبر هذه الحدود هي أقصى حدود للقدرة يمكن تقديرها باستخدام المقياس الحالي أو أي صورة فرعية مسحوبة منه.

ويوضح شكل (٣) التالي العلاقة بين الدرجة الخام الكلية على مقياس التعلم المنظم ذاتياً والقدرة المقابلة لها باللوجيت.



شكل (٣)

العلاقة بين الدرجة الخام الكلية على مقياس التعلم المنظم ذاتياً النهائي والقدرة المقابلة لها باللوجيت

ويتضح من ملحق (٤) وشكل (٣) السابق ما يلي:

- أن العلاقة بين الدرجة الخام الكلية المحتملة على المقياس والقدرة المقابلة لها علاقة طردية موجبة، حيث تزيد القدرة كلما ازدادت الدرجة الخام الكلية المقابلة لها.
- أن قيم الخطأ المعياري تقل بدرجة كبيرة كلما ابتعد عن الأطراف وهي نتيجة أن أصعب المفردات وأسهلها عادة تكون أبعد المفردات عن مستوى قدرة أفراد العينة، مما قد يزيد من أخطاء القياس.

[٣] - نتائج التساؤل الثالث وتفسيرها:

والذي ينص على " ما دلالات صدق ومعاملات ثبات مقياس التعلم المنظم ذاتياً بعد تدريجه وفقاً لنموذج سلم التقدير لأندريش " ، وللإجابة عن هذا التساؤل تم التحقق من دلالات صدق ومعاملات ثبات مقياس التعلم المنظم ذاتياً بعد تدريجه وفقاً لنموذج سلم التقدير لأندريش على النحو التالي:

أولاً: دلالات صدق مقياس التعلم المنظم ذاتياً بعد تدريجه وفقاً لنموذج سلم التقدير لأندريش:

١- صدق البناء:

يبدو صدق بناء مقياس التعلم المنظم ذاتياً موضوع الدراسة الحالية في الجوانب التالية:

أ- بعد التأكد من صدق محتوى بناء المقياس في صورته الأصلية فإن تحليل المفردات وتدريجها على ميزان تدرج واحد باستخدام نموذج سلم التقدير لأندريش المنبثق عن نموذج راش، يتيح التأكد من صدق المقياس حيث تم حذف الأفراد غير الملائمين وعددهم (١١٢) فرداً، وأيضاً تم حذف (١٦) مفردة غير ملائمة وذلك وفقاً لمحكات

الملاءمة التقاربية والتباعدية، مما يشير إلى أنه تم الاعتماد على أفراد صادقين في استجاباتهم لتدريج صعوبات المفردات، وأيضاً تم الاعتماد على مفردات صادقة لتقدير قدرات الأفراد، أي أنه يتحقق صدق القياس نتيجة لصدق ملاءمة كل من الأفراد والمفردات.

ب- قام الباحث بالتأكد من عدم الإخلال بالبناء النظري للمقياس بعد حذف المفردات غير الملائمة لأسس القياس الموضوعي، حيث تبين أن المفردات المتبقية في الصورة النهائية للمقياس تغطي بشكل جيد كافة المكونات التي تم في ضوئها بناء الصورة الأولية للمقياس.

يتضح مما سبق أن صدق البناء لمقياس التعلم المنظم ذاتياً لم يقترب أو يتطابق مع القيم المثالية التي يفترضها النموذج إلا بعد حذف الأفراد والمفردات الذين يقعون خارج حدود الملائمة وفقاً لنموذج سلم التقدير لأندرش، وهذا يؤكد تأثير الأفراد والمفردات غير الملائمين على جودة مطابقة المقياس.

٢- صدق قياس وتعريف المتغير:

أ- صدق التدريج كما توفره إحصاءات الملائمة لنموذج سلم التقدير لأندريش:

يفيد بأن جميع مفردات المقياس تعبر عن نفس المتغير، ويعتمد ذلك على ما يوفره نموذج سلم التقدير لأندريش المنبثق عن نموذج راش من أحادية القياس، حيث تكون مفردات المقياس متسقة فيما بينها، وأن تعرف المفردات فيما بينها متغيراً واحداً، ويعني ذلك أن مفردات المقياس تتدرج من حيث صعوبتها بحيث تعرف متغيراً واحداً، كما يعني تدرج قدرات الأفراد على المتغير محددة تقديرات أدائهم على هذا المقياس (أمينة محمد كاظم، ١٩٩٨ أ)، وقد جاءت نتائج تحليل المكونات الأساسية للبواقي الذي يوفره برنامج Winsteps 3.67 مؤكدة لتوفر أحادية البعد في البيانات، حيث أشارت تلك النتائج إلى

وجود بعد واحد مسيطر في البيانات مع عدم وجود أبعاد حقيقية أخرى تفسر التباين المتبقي.

كما تتحقق الأحادية في القياس بتحقق ملائمة كل من الأفراد والمفردات لنموذج سلم التقدير لأندريش المنبثق عن نموذج راش تبعاً للمحكات الإحصائية للملائمة الخاصة ببرنامج التحليل الإحصائي Winsteps 3.67، حيث أن تلك الإحصاءات تبين مدى قياس المفردة لما تقيسه بقية المفردات على متصل المتغير موضوع القياس، وتبين هذه الإحصاءات مدى اتساق نمط استجابات كل فرد مع استجابات معظم الأفراد أو مع ما يتوقع منه، أي تبين مدى صدق تدرج الفرد على المتغير موضوع القياس (Linacre, 2015).

وبحذف الحالات غير الملائمة من الأفراد والمفردات تستبقى الأفراد الصادقين في استجاباتهم، وكذا المفردات الصادقة في تعريفها للمتغير المقاس، بما يوفر صدق المقياس وموضوعيته في تقدير الأفراد على متصل المتغير (التعلم المنظم ذاتياً) موضع القياس كما يوفره نموذج راش من خلال شروطه (أمينة محمد كاظم،١٩٩٥).

ب- عدم وجود فجوات على متصل القياس:

ومما يؤكد صدق قياس وتعرف المتغير أيضاً عدم وجود فجوات أو فراغات حقيقية بوجه عام بين مفردات المقياس على متصل السمة المقاسة، مما يعني تعريف مفردات المقياس لجميع مستويات المتغير موضوع القياس، وفي ذلك تحقيق لصدق القياس (أمينة محمد كاظم، ١٩٩٥).

وبدراسة طبيعة الفرق بين تقديري كل مفردتين متتاليتين، وجد أن مفردات المقياس تعرف جميع مستويات المتغير موضوع القياس (التعلم المنظم ذاتياً) بشكل جيد حيث يقتصر وجود الفجوات عند أقصى طرفي التوزيع، ويمكن التخلص من هذه الفجوة بإضافة مفردات مناسبة أو الاستغناء عن تلك المفردات.

ثانياً: معاملات ثبات مقياس التعلم المنظم ذاتياً بعد تدريجه وفقاً لنموذج سلم التقدير لأندريش:

١- ثبات التدرج Scaling Reliability

عندما يكون ثبات تقديرات التدرج للمفردات والأفراد مرتفعاً ضمنياً تكون هناك إمكانية لتدريج المفردات على ميزان تدرج واحد مشترك، وضمنياً يتحقق استقلالية القياس، وبناء عليه فقد وجد أن المفردات تتدرج في صعوبتها على تدرج واحد مشترك بمتوسط (صفر) لوجيت، وفيما يتعلق باستقلالية القياس وجد أنه لا يعتمد تقدير قدرة الفرد على قدرة باقي الأفراد الذي يجيبون على المقياس، كما لا تعتمد تقدير صعوبة المفردة على قدرة الأفراد الذين يجيبون على المقياس ولا تعتمد على تقدير صعوبة المفردة على باقي مفردات المقياس، كما لا يعتمد تقدير قدرة الفرد على المفردات المعينة التي يجيب عليها وبالتالي يتحقق ثبات القياس من خلال ثبات التدرج.

٢- معامل ثبات كيودر ريتشادسون:

تعتمد جودة مفردات المقياس على معامل الثبات ومعامل فصل المفردات والأفراد، وقد حسبت قيم الثبات لكل من تقدير صعوبة المفردات، وقدرة الأفراد باستخدام برنامج Winsteps 3.67 وهو مكافئ لمعامل ثبات كيودر ريتشادسون ٢٠ (Linacre, 2015)، وتشير النتائج إلى أن مقياس التعلم المنظم ذاتياً بعد تدريجه وفقاً لنموذج سلم التقدير لأندريش يتمتع بالثبات سواء في تقدير قدرات الأفراد أو في تقدير صعوبة المفردات وذلك ضمن إجراءات التحليل الثالث لمفردات المقياس، حيث بلغ معامل ثبات المفردات ٠,٩٩، (مما يدل على ارتفاع ثبات القياس لتقدير صعوبة مفردات المقياس) ومعامل ثبات الأفراد ٠,٨٩ (مما يدل على ارتفاع ثبات القياس لتقدير قدرات الأفراد)، وهذا يؤكد ثبات المقياس بعد تدريجه.

٣- تقدير الخطأ المعياري:

أ- يوفر برنامج Winsteps 3.67 تقديراً للخطأ المعياري لكل من تقديرات الأفراد والمفردات وهو ما يعد مؤشراً دقيقاً لمدى ثبات المقياس، وبالرجوع إلى جدول (٨) السابق والخاص بتدريج مفردات مقياس التعلم المنظم ذاتياً وفقاً لنموذج سلم التقدير لأندريش، نجد أن قيم الخطأ المعياري لتقديرات المفردات تعد منخفضة بوجه عام، وهذا يدل على ارتفاع قيم دالة المعلومات للمفردات ومن ثم للمقياس كله، حيث تتراوح هذه القيم بين (٠,٠٦) إلى (٠,٠٨) لوجيت، باستثناء الأخطاء المعيارية لتقدير المفردات أرقام (٤٤،٣٢) وهي أصعب المفردات حيث بلغت قيم الأخطاء المعيارية لتقديراتها على التوالي (٠,١٤ ، ٠,١١) وتعتبر جميع قيم الأخطاء المعيارية صغيرة نسبياً.

ب- كما يتضح من الملحق (٤) بملاحق الدراسة انخفاض قيم الخطأ المعياري لتقديرات القدرة المقابلة لكل درجة كلية محتملة على المقياس تراوحت من (٠,١٦ إلى ٠,٤٦) وذلك فيما عدا التقديرات المقابلة للدرجات المتطرفة جداً على المقياس (أعلى وأدنى ٥ درجات) حيث تتراوح قيم الخطأ المعياري لها بين (٠,٥٠ إلى ١,٨٣ لوجيت)، ولم يحصل أي من أفراد عينة الدراسة على تلك الدرجات المتطرفة، مما يدل على دقة وثبات تقديرات مفردات المقياس.

ومن ثم فقد تم تدريج مفردات المقياس على تدريج خطي متصل وبوحدة قياس معرّفة هي اللوجيت وذلك بعد اختبار كفاءة مقياس التقدير الخماسي (تنطبق عليّ دائماً – تنطبق عليّ كثيراً – تنطبق عليّ أحياناً – تنطبق عليّ قليلاً – لا تنطبق عليّ إطلاقاً) في تقييم سمة التعلم المنظم ذاتياً، والتحقق من توافر شرط أحادية البعد في المقياس، وكذلك بعد حذف الحالات غير الملائمة لأسس القياس الموضوعي من الأفراد والمفردات، كما أمكن حساب تقديرات الأفراد المقابلة لكل درجة خام كلية محتملة على

المقياس في صورته النهائية مقدرة بوحدتي اللوجيت والمنف، وأخيراً فقد تم التحقق من صدق وثبات المقياس بعد تدريجه.

[٤] - نتائج التساؤل الرابع وتفسيرها:

والذي ينص على " ما إمكانية تكوين صورة/ صور اختبارية متعادلة القياس من مقياس التعلم المنظم ذاتياً بعد تدريجه وفقاً لنموذج سلم التقدير لأندريش " ، وللإجابة عن هذا التساؤل تم التحقق من إمكانية تكوين صورة/ صور اختبارية متعادلة القياس من مقياس التعلم المنظم ذاتياً بعد تدريجه وفقاً لنموذج سلم التقدير لأندريش من خلال إجراء الخطوات التالية:

تتميز المقاييس المدرجة وفقاً لأي من نماذج نظرية الاستجابة للمفردة بما تتميز به هذه النماذج من استقلالية القياس حيث يتحرر تقدير الأفراد من تأثير المفردات الاختبارية المستخدمة، وهذا يعني تعادل تقدير الأفراد (باعتبار الخطأ المعياري) مهما اختلفت المفردات المستخدمة المسحوبة من المقياس الكلي بشرط مناسبتها لمستوى الأفراد.

ويتيح المدى من مستويات السمة الذي يغطيه المقياس فرصة اختيار مجموعات مختلفة من المفردات لتشكل المقاييس المناسبة لمستويات الأفراد وسواء أكانت هذه المقاييس طويلة أو قصيرة، سهلة أم صعبة، واسعة من حيث المدى الذي تقيمه من السمة أم ضيقة، فإنها تتعادل في تقديرها لمستوى الأفراد.

وقد قام الباحث بسحب صورتين مختصرتين متعادلتين من مقياس التعلم المنظم ذاتياً بعد تدريجه وفقاً لنموذج سلم التقدير لأندريش باستخدام مجموعة من الأفراد المشتركين عددهم (٢٨٨) فرداً، وعندئذ يتوافر تقديران لقدرة كل فرد من أفراد مجموعة الأفراد المشتركين، حيث تختلف نقطة صفر التدريج لكل صورة على حده، ويتم استخدام

التعادل الرأسي لتتكافأ تقديرات القدرة المتناظرة للأفراد المشتقة من هاتين الصورتين وكذا صفر التدريج، ولذا يتعدل تدريج كل من الصورتين على تدريج واحد مشترك بصفر واحد مشترك، وذلك وفقاً للخطوات الإجرائية التالية:

١- تحديد مجموعة المفردات المتضمنة في كل صورة من الصورتين الاختباريتين، وذلك باستخدام طريقة الزجزاج في توزيع المفردات وفق تدرجها على محاور السمة المقاسة؛ حيث تختلف مفردات الصورتين الاختباريتين مع مراعاة تمثيل المكونات الفرعية بشكل مناسب في الصورتين كما هو مبين في جدول(٩) التالي:

جدول (٩)

بيان تمثيل لأبعاد مقياس التعلم المنظم ذاتياً بعد تدريجه في كل من الصورتين الاختباريتين الفرعيتين

م	أبعاد مقياس التعلم المنظم ذاتياً	الصورة الاختبارية الأولى		الصورة الاختبارية الثانية	
		عدد المفردات	أرقام المفردات	عدد المفردات	أرقام المفردات
١	التخطيط للتعلم والاستذكار	٤	٧، ١٣، ٣١ ، ٥٥	٤	١، ١٩، ٣٧، ٤٩
٢	التنظيم والمراقبة الذاتية	٣	٨، ٢٠، ٤٤	٤	١٤، ٢٦، ٣٢، ٥٠
٣	الضبط الدافعي والانفعالي	٣	١٥، ٢٧، ٣٣	٤	٣، ٣٩، ٥١، ٥٧
٤	حوار الذات عن الإتقان	٤	٢٢، ٣٤، ٤٠، ٥٨	٤	٤، ١٠، ٤٦، ٥٢
٥	الاحتفاظ بالسجلات ومراجعتها	٤	٢٩، ٤١، ٤٧، ٥٣	٤	١٧، ٢٣، ٣٥، ٥٩
٦	التقويم الذاتي	٤	١٨، ٢٤، ٣٠، ٦٠	٢	٦، ١٢
العدد الكلي للمفردات		٢٢		٢٢	

٢- قام الباحث باستخدام برنامج Winsteps 3.67 لتدريج مفردات كل من الصورتين الفرعيتين على نفس ميزان تدرج مفردات المقياس الكلي.

يتضمن ملحق (٥) وملحق (٧) بملاحق الدراسة تدريج مجموعتي المفردات المتضمنة في كل من الصورتين الاختباريتين تبعاً لتقديراتهما، حيث يتضمن كل ملحق أرقام المفردات المتضمنة في كل صورة، وتقديرات تلك المفردات مصحوبة بأخطائها المعيارية مقدرة بوحدتي اللوجيت والمنف، ويلخص جدول (١٠) التالي أهم المميزات الإحصائية للصورتين الاختباريتين الفرعيتين:

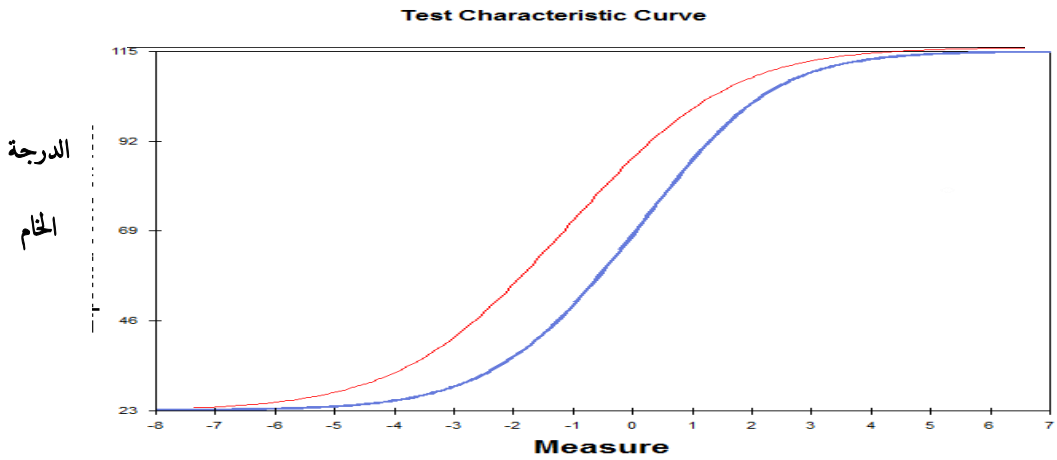
جدول (١٠)

أهم المميزات الإحصائية للصورتين الفرعيتين لمقياس التعلم المنظم ذاتياً بعد تدريجه

الصورة	المفردات	متوسط التقديرات				مدى التقديرات				معامل الثبات	
		الأفراد		المفردات		الأفراد		المفردات			
		لوجيت	منف	لوجيت	منف	لوجيت	منف	لوجيت	منف	الأفراد	المفردات
الأولى	٢٢	٠,٧٤	٥٣,٧٠	٠,٠٠	٥٠,٠١	-١,٢٥: ٢,٢٤	٤٣,٧٥: ٦١,٢٠	-١,٩٨: ١,٢٣	٤٠,١٠: ٥٦,١٥	٠,٨١	٠,٩٩
الثانية	٢٢	٠,٧٠	٥٣,٥٠	٠,٠٠	٥٠,٠١	-٠,٩٧: ٢,٥٢	٤٥,١٥: ٦٢,٦٠	-٢,١٢: ١,٤٤	٣٩,٤٠: ٥٧,٢٠	٠,٨٢	٠,٩٩

ويلاحظ من جدول (١٠) أن متوسط تقديرات مفردات الصورة الأولى والثانية بالمنف(٥٠,٠١)، ويمتد مدى التقديرات الذي تغطيه الصورة الأولى من (-١,٩٨) إلى (١,٢٣) لوجيت، بينما يمتد مدى تقديرات الصورة الثانية من (-٢,١٢) إلى (١,٤٤) لوجيت.

ويوضح شكل (٤) العلاقة بين الدرجات الخام للصورتين الاختباريتين المسحوبتين وما يقابلها من تقديرات الأفراد.



شكل (٤)

العلاقة بين الدرجات الخام للصورتين الاختباريتين المسحوبتين وما يقابلها من تقديرات الأفراد باللوجيت

من خلال شكل (٤) السابق تم ملاحظة أن الدرجات الخام المتساوية على الصورتين الاختباريتين المسحوبتين غير متكافئة، أي أن الدرجة الخام (٤٤) على الصورة الأولى غير مكافئة للدرجة الخام (٤٤) على الصورة الثانية، لذا يجب التأكد من تساوي تقديرات الأفراد الناتجة من تطبيق المقياس النهائي والصورتين الاختباريتين، وللتحقق من ذلك تم اتباع الإجراءات التالية: تم سحب عينة عشوائية من الأفراد الذين طبق عليهم مقياس التعلم المنظم ذاتياً باستخدام برنامج SPSS(22)، الحصول على تقديرات عينة الأفراد كما تقدر على مقياس التعلم المنظم ذاتياً بعد تدريجه، والصورة

الاختبارية الأولى والثانية، مقارنة تقديرات قدرات الأفراد على الصورة الاختبارية الأولى والثانية بتقديراتهم على مقياس التعلم المنظم ذاتياً بعد تدريجه.

ولقد قام الباحث بالحصول على تقديرات قدرات أفراد عينة الدراسة كما تقدر على مقياس التعلم المنظم ذاتياً الكلي بعد تدريجه، وعلى الصورة الاختبارية الأولى، والصورة الاختبارية الثانية كما هو موضح بملحق (٩) بملاحق الدراسة، حيث أتضح أن جميع الفروق في تقدير قدرات الأفراد بين المقياس الكلي وكل من الصورتين الاختباريتين كانت أقل من مجموع الأخطاء المعيارية المقابلة لها مما يشير إلى تعادل الصورتين الاختباريتين الأولى والثانية مع المقياس الكلي.

ومن ثم فقد تم سحب صورتين مختصرتين متعادلتين من مقياس التعلم المنظم ذاتياً بعد تدريجه وفقاً لنموذج سلم التقدير لأندريش، تغطي كل منهما كافة أبعاد المقياس الكلي، كما تم حساب تقديرات الأفراد المقابلة لكل درجة كلية محتملة على كل صورة وذلك بوحدتي اللوجيت والمنف، وكذلك تم التحقق من تعادل التقديرات المشتقة من الأداء على كل من المقياس الكلي والصورتين الاختباريتين المختصرتين، بالرغم أنه قد تختلف الدرجة الخام للفرد على الصورتين الاختباريتين المختصرتين أو المقياس الكلي.

[٥] - **نتائج التساؤل الخامس وتفسيرها**:

والذي ينص على " ما المُفردات التي تُظهر أداءً تفاضليًا بالنسبة للنوع (ذكور- إناث) والتخصص الأكاديمي (علمي- أدبي) في مقياس التعلم المنظم ذاتياً بعد تدريجه وفقاً لنموذج سلم التقدير لأندريش باستخدام طريقة مانتل- هانزل المعممة؟ "

وللإجابة عن هذا التساؤل تم استخدام طريقة مانتل-هاينزل المعممة Generalized Mantel Haenszel Method التي يوفرها برنامج GMHDIF الموضوع من قبل Fidalgo (2010)، للكشف عن المُفردات التي تُظهر أداءً تفاضليًا

في مقياس التعلم المنظم ذاتياً بعد تدريجه وفقاً لنموذج سلم التقدير لأندريش لدى طلاب الجامعة وفقًا للنوع (ذكور- إناث) والتخصص الأكاديمي (علمي- أدبي)، حيث تم حذف المُفردات التي أبدت أداءً تفاضليًا، على النحو التالي:

أولاً: المُفردات التي تُظهر أداءً تفاضليًا بالنسبة للنوع (ذكور- إناث) في مقياس التعلم المنظم ذاتياً بعد تدريجه وفقاً لنموذج سلم التقدير لأندريش باستخدام طريقة مانتل- هانزل المعممة.

للقيام بهذه المهمة تم استخدام برنامج GMHDIF للكشف عن المُفردات التي تظهر أداءً تفاضليًا بالنسبة للنوع (ذكور- إناث) في مقياس التعلم المنظم ذاتياً بعد تدريجه باستخدام طريقة مانتل- هانزل المعممة، حيث تم حذف المُفردات التي أبدت أداءً تفاضليًا، ثم أعيد التحليل للمرة الثانية بعد حذف المفردات التي أبدت أداءً تفاضليًا، وذلك بهدف الحصول على مقياس متحرر من المُفردات التي تظهر أداءً تفاضليًا بالنسبة للنوع (ذكور- إناث) ، وذلك كما هو موضح بجدول (١١) التالي:

جدول (١١)

نتائج الكشف عن المُفردات التي تُبدِي أداءً تفاضليًا على مقياس التعلم المنظم ذاتياً بعد تدريجه باستخدام طريقة مانتل- هانزل المعممة وفقًا للنوع (ذكور- إناث)

مسلسل	رقم المفردات	QMH	مستوى الدلالة	المجموعة المرجعية (الذكور)		المجموعة البؤرية (الإناث)	
				المتوسط الحسابي	الانحراف المعياري	المتوسط الحسابي	الانحراف المعياري
١	٣٢	٤,٥٣٨	٠,٣٣٨	٤,٤١	٠,٨٢	٤,٣٨	٠,٨٤
٢	٤٤	٦,٧٨٦	٠,١٤٨	٤,٢٤	٠,٩٢	٤,١٧	١,٠٠
٣	٥٩	٢,٥١٠	٠,٦٤٣	٤,٢٦	٠,٩٦	٤,٣٥	٠,٩٥
٤	٥٠	٣,٧٠١	٠,٤٤٨	٣,٩٤	١,٠٨	٤,٠١	٠,٩٧
٥	٤١	٤,٢٥٠	٠,٣٧٣	٤,٠٧	٠,٩٧	٤,١٨	٠,٩٦
٦	١٧	١٠,٧٣٤	٠,٠٣٠	٤,٠٤	١,٠٧	٤,٢٢	١,٠٥

تابع : جدول (١١)

نتائج الكشف عن المُفردات التي تُبدِي أداءً تفاضليًا على مقياس التعلم المنظم ذاتياً بعد تدريجه باستخدام طريقة مانتل- هانزل المعممة وفقًا للنوع (ذكور- إناث)

مسلسل	رقم المفردات	QMH	مستوى الدلالة	المجموعة المرجعية (الذكور)		المجموعة البؤرية (الإناث)	
				المتوسط الحسابي	الانحراف المعياري	المتوسط الحسابي	الانحراف المعياري
٧	٣٩	٦,٤٥٦	٠,١٦٨	٤,٠١	٠,٩٥	٤,١٥	٠,٩١
٨	٣٠	٤,٨٥٥	٠,٣٠٣	٤,١٩	٠,٨٨	٤,٢٢	٠,٨٩
٩	٣٣	٥,٠٩٥	٠,٢٧٨	٣,٨٢	١,٠١	٣,٨١	١,٠٥
١٠	٢٣	٢,٨٣٨	٠,٥٨٥	٤,٠٨	٠,٩٦	٤,١٠	١,٠٠
١١	٢٠	٤,٣٤٠	٠,٣٦٢	٤,٠٨	١,٠٦	٤,١٤	١,٠٣
١٢	٢٦	٣,٤٨٦	٠,٤٨٠	٤,٠١	١,٠٣	٤,٠٧	٠,٩٩
١٣	٨	٤,١٣٧	٠,٣٤٨	٣,٩٩	١,٠٥	٤,٢١	١,٠٧
١٤	٤٩	٢,٤٥٢	٠,٦٥٣	٣,٣٩	١,٣٧	٣,٤٣	١,٣٧
١٥	٥١	٤,٩٣١	٠,٢٩٥	٣,٨١	١,٢٧	٣,٩٤	١,٢٢
١٦	٢٧	٢,٧٧٥	٠,٥٩٦	٤,٤٠	٠,٨٨	٤,٤٩	٠,٨١
١٧	٥٣	٥,٤٦٢	٠,٢٤٣	٤,٢٥	٠,٩٨	٤,٢٨	١,٠٥
١٨	٥٥	٤,٣٤٦	٠,٣٦١	٤,٢٤	٠,٩٥	٤,٢٣	١,٠٣
١٩	١٤	٤,٤٥١	٠,٣٤٨	٤,٥١	٠,٨٣	٤,٦١	٠,٧٣
٢٠	١٩	٣,٢٨٨	٠,٥١١	٤,٤٠	٠,٩٥	٤,٣٩	١,٠٣
٢١	٥٢	٣,٧٠٦	٠,٤٤٧	٣,٦٧	١,٢٠	٣,٥٥	١,٢٨
٢٢	٥٧	٢,٣٨٩	٠,٦٦٥	٣,٧٣	١,١٤	٣,٧١	١,٢٢
٢٣	١٨	٢,٧٥٦	٠,٥٩٩	٣,٦٣	١,٢٧	٣,٦٦	١,٣١
٢٤	٢٩	٢,٦٢٤	٠,٦٢٣	٣,٧٧	١,١٧	٣,٧٧	١,١٧
٢٥	٧	٢,٣٥١	٠,٦٧١	٤,٤٠	٠,٨٨	٤,٤٩	٠,٨١
٢٦	٣٤	٥,٥٦٥	٠,٢٣٤	٤,٢٤	٠,٩٩	٤,٢٥	٠,٩٢
٢٧	٣٥	٢,٧٥٢	٠,٦٠٠	٣,٩٤	١,٠٨	٤,٠١	٠,٩٧
٢٨	٤٧	٤,٩٤٥	٠,٢٩٣	٣,٨٢	١,٠١	٣,٨١	١,٠٥
٢٩	٣٧	٣,٥٤٧	٠,٤٧١	٤,٠٨	٠,٩٦	٤,١٠	١,٠٠
٣٠	٣١	٥,٤٦٩	٠,٢٤٢	٤,٠٨	١,٠٦	٤,١٤	١,٠٣

تابع : جدول (١١)

نتائج الكشف عن المُفردات التي تُبدِي أداءً تفاضليًا على مقياس التعلم المنظم ذاتياً بعد تدريجه باستخدام طريقة مانتل- هانزل المعممة وفقًا للنوع (ذكور- إناث)

مسلسل	رقم المفردات	QMH	مستوى الدلالة	المجموعة المرجعية (الذكور)		المجموعة البؤرية (الإناث)	
				المتوسط الحسابي	الانحراف المعياري	المتوسط الحسابي	الانحراف المعياري
٣١	١٠	٤,٣٥١	٠,٣٦١	٣,٣٩	١,٣٧	٣,٤٣	١,٣٧
٣٢	١٥	٥,٧٢٢	٠,٢٢١	٣,٨١	١,٢٧	٣,٩٤	١,٢٢
٣٣	٦	٤,٩٤٦	٠,٢٩٣	٤,٤١	٠,٩٤	٤,٤٧	٠,٩٧
٣٤	٢٤	٣,٩٤٣	٠,٤١٤	٤,٢٥	٠,٩٨	٤,٢٨	١,٠٥
٣٥	١	٣,٨٤٦	٠,٤٢٧	٤,٢٤	٠,٩٥	٤,٢٣	١,٠٣
٣٦	٤٠	٣,٠٠٩	٠,٥٥٦	٤,٤٠	٠,٩٥	٤,٣٩	١,٠٣
٣٧	٤	٣,٤٣٣	٠,٤٨٨	٣,٦٧	١,٢٠	٣,٥٥	١,٢٨
٣٨	٥٨	٣,٨٣٣	٠,٤٢٩	٣,٧٣	١,١٤	٣,٧١	١,٢٢
٣٩	٤٦	١٠,٠٠٠	٠,٠٤٠	٣,٤٤	١,١٩	٣,٢٤	١,٢٩
٤٠	١٣	٢,٦٦٠	٠,٦١٦	٣,٦٣	١,٢٧	٣,٦٦	١,٣١
٤١	٢٢	٢,١٤٧	٠,٧٠٩	٣,٤٦	١,١٤	٣,٤٥	١,١٩
٤٢	١٢	٢,٧٦٨	٠,٥٩٧	٣,٦٧	١,٢٥	٣,٥٩	١,٣٥
٤٣	٦٠	٤,١١٤	٠,٣٩١	٣,٩٤	١,٠٨	٤,٠١	٠,٩٧
٤٤	٣	٤,٨٠٢	٠,٣٠٨	٤,٣٦	٠,٨٣	٤,٤٩	٠,٧٦

ثانياً: المُفردات التي تُظهر أداءً تفاضليًا بالنسبة للتخصص الأكاديمي (علمي- أدبي) في مقياس التعلم المنظم ذاتياً بعد تدريجه وفقاً لنموذج سلم التقدير لأندريش باستخدام طريقة مانتل- هانزل المعممة.

للقيام بهذه المهمة تم استخدام برنامج GMHDIF للكشف عن المُفردات التي تظهر أداءً تفاضليًا بالنسبة للتخصص الأكاديمي (علمي- أدبي) في مقياس التعلم المنظم ذاتياً بعد تدريجه باستخدام طريقة مانتل- هانزل المعممة، حيث تم حذف

المُفردات التي أبدت أداءً تفاضليًا، ثم أعيد التحليل للمرة الثانية بعد حذف المفردات التي أبدت أداءً تفاضليًا، وذلك بهدف الحصول على مقياس متحرر من المُفردات التي تظهر أداءً تفاضليًا بالنسبة للتخصص الأكاديمي، وذلك كما هو موضح بجدول (١٢) التالي:

جدول (١٢)

نتائج الكشف عن المُفردات التي تُبدِي أداءً تفاضليًا على مقياس التعلم المنظم ذاتياً بعد تدريجه باستخدام طريقة مانتل- هانزل المعممة وفقًا للتخصص الأكاديمي (علمي- أدبي)

مسلسل	رقم المفردات	QMH	مستوى الدلالة	المجموعة المرجعية (علمي)		المجموعة البؤرية (أدبي)	
				المتوسط الحسابي	الانحراف المعياري	المتوسط الحسابي	الانحراف المعياري
١	٣٢	٤,٥٠٩	٠,٥٤٣	٣,٤٧	١,١٥	٣,٣٨	١,٢٣
٢	٤٤	٥,٦٥٤	٠,١٢٣	٣,٥٦	١,٠٩	٣,٤٧	١,٢٦
٣	٥٩	٢,٧٦٨	٠,٥٩٧	٣,٦٧	١,٢٥	٣,٥٩	١,٣٥
٤	٥٠	٢,٧٥٢	٠,٦٠٠	٣,٩٤	١,٠٨	٤,٠١	٠,٩٧
٥	٤١	٤,٩٤٥	٠,٢٩٣	٣,٨٠	١,١٣	٣,٧٠	١,٢٢
٦	٣٩	٤,٨٠٢	٠,٣٠٨	٤,٣٦	٠,٨٣	٤,٤٩	٠,٧٦
٧	٣٠	٦,٦٨٥	٠,١٥٤	٤,٠١	٠,٩٥	٤,١٥	٠,٩١
٨	٣٣	١,٥٣٢	٠,٨٢١	٤,١٩	٠,٨٨	٤,٢٢	٠,٨٩
٩	٢٣	٤,٩٤٦	٠,٢٩٣	٤,٤١	٠,٩٤	٤,٤٧	٠,٩٧
١٠	٢٠	٣,٥٤٧	٠,٤٧١	٤,٠٨	٠,٩٦	٤,١٠	١,٠٠
١١	٢٦	٥,٤٦٩	٠,٢٤٢	٤,٠٨	١,٠٦	٤,١٤	١,٠٣
١٢	٨	١,٨٠١	٠,٩٣٨	٤,٠١	١,٠٣	٤,٠٧	٠,٩٩
١٣	٤٩	٤,١٣٧	٠,٧٦٥	٣,٩٩	١,٠٥	٤,٠١	١,٠٧
١٤	٥١	٥,٧٢٢	٠,٢٢١	٣,٨١	١,٢٧	٣,٩٤	١,٢٢
١٥	٢٧	٩,٥٢٠	٠,٠٤٩	٣,٦٩	١,١٦	٣,٨٥	١,٠٧
١٦	٥٣	٢,٣٥١	٠,٦٧١	٤,٤٠	٠,٨٨	٤,٤٩	٠,٨١
١٧	٥٥	٣,٩٤٣	٠,٤١٤	٤,٢٥	٠,٩٨	٤,٢٨	١,٠٥
١٨	١٤	٣,٨٤٦	٠,٤٢٧	٤,٢٤	٠,٩٥	٤,٢٣	١,٠٣
١٩	١٩	١,٨٤٨	٠,٧٦٤	٤,٥١	٠,٨٣	٤,٦١	٠,٧٣

تابع : جدول (١٢)

نتائج الكشف عن المُفردات التي تُبدِي أداءً تفاضليًا على مقياس التعلم المنظم ذاتياً بعد تدريجه باستخدام طريقة مانتل- هانزل المعممة وفقًا للتخصص الأكاديمي (علمي- أدبي)

مسلسل	رقم المفردات	QMH	مستوى الدلالة	المجموعة المرجعية (علمي)		المجموعة البؤرية (أدبي)	
				المتوسط الحسابي	الانحراف المعياري	المتوسط الحسابي	الانحراف المعياري
٢٠	٥٢	٣,٠٠٩	٠,٥٥٦	٤,٤٠	٠,٩٥	٤,٣٩	١,٠٣
٢١	٥٧	٣,٤٣٣	٠,٤٨٨	٣,٦٧	١,٢٠	٣,٥٥	١,٢٨
٢٢	١٨	٢,٦٦٠	٠,٦١٦	٣,٦٣	١,٢٧	٣,٦٦	١,٣١
٢٣	٢٩	٥,٢٦٧	٠,١٦٥	٣,٧٦٩	١,١٧	٣,٧٧	١,١٧
٢٤	٧	٢,٣٠٤	٠,٦٨٠	٢,٣٠٤	٠,٦٨٠	٢,٣٠٤	٠,٦٨٠
٢٥	٣٤	٣,٤٥٣	٠,٤٨٥	٣,٤٥٣	٠,٤٨٥	٣,٤٥٣	٠,٤٨٥
٢٦	٣٥	٢,٣٠٤	٠,٦٨٠	٤,٤٠	٠,٨٨	٤,٤٩	٠,٨١
٢٧	٤٧	٣,٤٥٣	٠,٤٨٥	٤,٢٤	٠,٩٩	٤,٢٥	٠,٩٢
٢٨	٣٧	٤,٦٧٧	٠,٣٢٢	٣,٨٠	١,١٣	٣,٧٠	١,٢٢
٢٩	٣١	١٠,٧٢٦	٠,٠٣٠	٣,٦٥	١,١٧	٣,٥١	١,٣١
٣٠	١٠	٣,٣٧٦	٠,٤٩٧	٤,٠٨	٠,٩٦	٤,١٠	١,٠٠
٣١	١٥	٣,٣٤٦	٠,٥٠٢	٤,٠٨	١,٠٦	٤,١٤	١,٠٣
٣٢	٦	٥,٢٠٤	٠,٢٦٧	٣,٣٩	١,٣٧	٣,٤٣	١,٣٧
٣٣	٢٤	٢,٨٤٠	٠,٢٠١	٣,٨٥	١,١١	٣,٨٦	١,١٣
٣٤	١	٣,٠٢٥	٠,٥٥٤	٤,٢٤	٠,٩٥	٤,٢٣	١,٠٣
٣٥	٤٠	٢,٨٥٤	٠,٥٨٣	٤,٥١	٠,٨٣	٤,٦١	٠,٧٣
٣٦	٤	٢,٨٨٦	٠,٥٧٧	٤,٤٠	٠,٩٥	٤,٣٩	١,٠٣
٣٧	٥٨	٥,٥٩١	٠,٢٣٢	٣,٦٧	١,٢٠	٣,٥٥	١,٢٨
٣٨	١٣	٣,٩٢٣	٠,٤١٧	٤,٢٦	٠,٩٦	٤,٣٥	٠,٩٥
٣٩	٢٢	٢,١٤٢	٠,٧١٠	٣,٦٤	١,١٩	٣,٧٠	١,١٨
٤٠	١٢	٤,٤٠٢	٠,٣٥٤	٣,٦٣	١,٢٧	٣,٦٦	١,٣١
٤١	٦٠	٢,٧٦٩	٠,٥٩٧	٣,٤٦	١,١٤	٣,٤٥	١,١٩
٤٢	٣	٤,٠٦٣	٠,٣٩٨	٣,٦٧	١,٢٥	٣,٥٩	١,٣٥

يتضح من الجدولين (١١) ، (١٢) السابقين وجود أربع مُفردات تُبدِي أداءً تفاضليًا وفقًا للنوع (ذكور- إناث) والتخصص الأكاديمي (علمي – أدبي) لدى طلاب الجامعة، وفيما يلي تفسيراً لظهور الأداء التفاضلي لهذه المفردات:

١- أظهرت المفردة (٤٦) أداءً تفاضلياً لصالح الذكور في بعد (حوار الذات عن الإتقان)، حيث تنص المفردة (٤٦) على "أكافئ نفسي عندما أنتهى من إنجاز المهام التعليمية المطلوبة فى الوقت الذي حددته بكفاءة وفعالية" وقد يعود ذلك إلى أن الذكور يتميزون بالقدرة على استبصار ما يملكون من قدرات وإمكانات وسعيهم لاستثمارها إيجابياً، مما يؤدي إلى حرصهم على ترتيب وتنظيم المواد التعليمية التي يدرسونها حسب أهميتها وصعوبتها، وبما يضمن النجاح والتفوق فيها، كما أنهم يعلون من قيمة التفوق وأداء المهام التعليمية، وثقتهم فى ذاتهم على فهم المواد الدراسية المقررة بكفاءة وفعالية وإتقان.

٢- وفي المقابل أظهرت المفردة (١٧) أداءً تفاضلياً لصالح الإناث في بعد (الاحتفاظ بالسجلات ومراجعتها)، حيث تنص المفردة (١٧) على "أقوم بالمراجعة الجيدة للمقررات الدراسية عدة مرات قبل دخولي الامتحان لأتأكد من استيعابي الكامل لها " وقد يعود ذلك إلى حرص الإناث على أن يكن ناجحات ومتفوقات ومصدراً موثوقاً به بمزيد من التعلم، في إطار من الحرص علي ممارسة إرادتهن واستثمار قدراتهن، مما يعكس طبيعتهن فى حب القيام بالمهام على أكمل وجه بهدف الوصول إلى المثالية عند إنجازها، فيعمدن الاحتفاظ بالمواد التعليمية التي يدرسنها ومراجعتها بغرض تفوقهن الأكاديمي.

٣- أظهرت المفردة (٣١) أداءً تفاضلياً لصالح الطلاب ذوي التخصصات العلمية في بعد (التخطيط للتعلم والاستذكار) ، حيث تنص المفردة (٣١) على " أصمم المخططات المفاهيمية للأجزاء المهمة من الكتاب الجامعي والتي تساعدني على تعلمه بسهولة"،

ويعود ذلك إلى أن الطلاب ذوي التخصصات العلمية يتميزون بالإتقان والتميز فيما يقومون أو يكلفون به من مهام، وإنجازهم تلك المهام بهمة وحماس في إطار من التفاعل والمشاركة وتحدي الصعاب، وبذل الجهد الشاق من أجلها، بناء علي أسس موضوعية مقدرة تم التخطيط لها مسبقاً، وفق خطة محددة حسب أهميتها وبما يضمن النجاح والتفوق فيها.

٤- وفي المقابل أظهرت المفردة (٢٧) أداءً تفاضلياً لصالح الطلاب ذوي التخصصات الأدبية في بعد (الضبط الدافعي والانفعالي) ، حيث تنص المفردة (٢٧) على " عند مذاكرة مقرر غير شيق أحاول ربط المقرر بشيء جذاب وممتع حتى أفرغ من تعلمه كاملاً " وقد يعود ذلك إلى أن الطلاب ذوي التخصصات الأدبية يتميزون بأنهم يتصفون بالتحكم فى الانفعالات السلبية وتحويلها إلى انفعالات إيجابية، كما أنهم يقضون المزيد من الوقت فى تهيئة بيئة التعلم، وإبعاد المثيرات التي تشتت انتباههم حتى يكونوا قادرين على التركيز واستيعاب ما يتعلمونه بشكل جيد، وذلك في إطار من الهدوء والروية والتعقل.

ويمكن تفسير الأداء التفاضلي لمفردات المقياس الحالي في ضوء إمكانية أن تلك المفردات قد تتطلب الإجابة عليها سمات أخرى بجانب السمة الرئيسية التي صمم المقياس لقياسها، فعلى الرغم من اعتماد التحليلات الخاصة بالكشف عن الأداء التفاضلي للمفردات على المزاوجة بين المجموعتين في مستوي السمة المقاسة إلا أن المجموعتين قد تكونان مختلفتين في السمات الأخرى التي تقيسها المفردة والتي لا تدخل ضمن معيار المزاوجة بين المجموعتين، ومن هنا يمكن افتراض أن اختلاف المجموعتين في مستوي السمات الأخرى المرتبطة بالإجابة على المفردة قد يسهم في ظهور الأداء التفاضلي للمفردة.

وفي ضوء الفكرة السابقة في تفسير الأداء التفاضلي والتي ترجع تفسر الأداء التفاضلي بأن المفردة تقيس سمات أخرى بجانب السمة المستهدفة، قد يكون الأداء التفاضلي ناتج عن الاختلافات بين الذكور والإناث والتخصصات العلمية والأدبية في استراتيجية الاستجابة على المفردة، ومعنى المفردة لدى الفرد نظراً لارتباط محتوي بعض المفردات بخبرات الفرد السابقة وسماته الشخصية أكثر من ارتباطها بالسمة موضوع الاهتمام، وهذه الفكرة لا تتضح إلا بفحص المفردات التي ظهر أن لها أداء تفاضلي، حيث أن فحص محتوي المفردات التي ظهر أن لها أداءً تفاضليًا يعد من أفضل الطريق في تحديد أسباب الأداء التفاضلي للمفردة (Ariffin, Idris & Ishak, 2010; Penfield, Giacobbi & Myers, 2007) .

- **الصورة النهائية لمقياس التعلم المنظم ذاتياً في صورته النهائية**:

يتكون مقياس التعلم المنظم ذاتياً فى صورته النهائية بعد تدريجه وفقاً لنموذج سلم التقدير لأندريش المنبثق عن نموذج راش كأحد نماذج نظرية الاستجابة للمفردة، وحذف المفردات التي أبدت أداءً تفاضليًا وفقًا للنوع (ذكور- إناث) والتخصص الأكاديمي (علمي- أدبي) باستخدام طريقة مانتل- هانزل المعممة؛ من (٤٠) مفردة (ملحق، ١٠) موزعة على الأبعاد الستة (التخطيط للتعلم والاستذكار، التنظيم والمراقبة الذاتية، الضبط الدافعي والانفعالي، حوار الذات عن الإتقان، الاحتفاظ بالسجلات ومراجعتها، التقويم الذاتي)، ويستجيب الطلاب على المقياس وفق مقياس متدرج من خمس استجابات هى (تنطبق علىّ دائماً – تنطبق علىّ كثيراً – تنطبق علىّ أحياناً – تنطبق علىّ قليلاً – لا تنطبق علىّ إطلاقاً) ، بدرجات ٥ ، ٤ ، ٣ ، ٢ ، ١ على الترتيب فى حالة المفردات الإيجابية، أما فى حالة المفردات السلبية فتُقَابل بدائل الاستجابات بالدرجات (١ ، ٢ ، ٣ ، ٤ ، ٥) على الترتيب، والمفردات السلبية هي [١٨ ، ٢٢] ، كما تم ترتيب مفردات المقياس ترتيباً دائرياً منتظماً، وجدول (١٣) التالي يوضح مفردات مقياس التعلم المنظم

ذاتياً في صورته النهائية موزعة على الأبعاد الستة في كل من الصورتين الاختباريتين المتكافئتين:

جدول (١٣)

توزيع مفردات مقياس التعلم المنظم ذاتياً في صورته النهائية بعد تدريجه وفقاً لنموذج سلم التقدير لأندريش وحذف المفردات التي أبدت أداءً تفاضليًا باستخدام طريقة مانتل- هانزل المعممة

م	أبعاد مقياس التعلم المنظم ذاتياً	الصورة الاختبارية الأولى		الصورة الاختبارية الثانية	
		عدد المفردات	أرقام المفردات	عدد المفردات	أرقام المفردات
١	التخطيط للتعلم والاستذكار	٣	٧، ١٣، ٣٧	٤	١، ١٩، ٢٥، ٣١
٢	التنظيم والمراقبة الذاتية	٣	٢، ١٤، ٣٢	٤	٨، ٢٠، ٢٦، ٣٨
٣	الضبط الدافعي والانفعالي	٢	٩، ١٥	٤	٣، ٢١، ٢٧، ٣٣
٤	حوار الذات عن الإتقان	٤	١٦، ٢٢، ٢٨، ٣٩	٣	٤، ١٠، ٣٤
٥	الاحتفاظ بالسجلات ومراجعتها	٤	١١، ٢٣، ٢٩، ٣٥	٣	٥، ١٧، ٤٠
٦	التقويم الذاتي	٤	١٨، ٢٤، ٣٠، ٣٦	٢	٦، ١٢
	العدد الكلي للمفردات	٢٠ مفردة		٢٠ مفردة	
		٤٠ مفردة			

[٦] - نتائج التساؤل السادس وتفسيرها:

والذي ينص على " هل تتشابه البنية الكامنة المقاسة باستخدام مقياس التعلم المنظم ذاتياً في صورته النهائية بعد تدريجه وحذف المفردات التي أبدت أداءً تفاضليًا بالنسبة لمتغيري النوع (ذكور- إناث) والتخصص الأكاديمي (علمي- أدبي) باستخدام التحليل العاملي التوكيدي متعدد المجموعات؟ "

وللإجابة عن هذا التساؤل تم استخدام التحليل العاملي التوكيدي متعدد المجموعات للمقارنة بين مؤشرات جودة المطابقة للنموذج غير المقيد Unconstrained والذي لا يتم فيه افتراض أي قيود بتساوي بارامترات النموذج باعتباره النموذج المعياري للمقارنة Baseline for Comparison وبين ثلاثة نماذج تم فيها وضع قيود تفترض تساوي بعض البارامترات في المجموعتين المرجعية والبؤرية وبالتالي تمت المقارنة بين أربعة نماذج هي:

١- النموذج الأول: النموذج غير المقيد Unconstrained والذي تم فيه افتراض اختلاف بارامترات النموذج في المجموعتين (اختلاف البنية الكامنة المقاسة في المجموعتين).

٢- النموذج الثاني: النموذج المقيد بتساوي التشبعات (أوزان القياس) Measurement Weights علي المتغير الكامن في المجموعتين.

٥- النموذج الثالث: النموذج المقيد بتساوي التشبعات وتغايير المتغير الكامن Covariance of the Latent Variable في المجموعتين.

٦- النموذج الرابع: النموذج المقيد بتساوي التشبعات وتغاير المتغير الكامن والبواقي Measurement Residuals في المجموعتين، وهو ما يعرف بنموذج عدم التماثل التام Full Measurement Invariance Model.

وللحكم على جودة النماذج التي تم تحليلها تم الاعتماد على أن أفضل النماذج هو الذي تتوافر له أفضل قيم لأكبر عدد من مؤشرات جودة المطابقة والمتمثلة في (مؤشر مربع كاى مقسوماً على درجات الحرية $\chi 2/df$ ، مؤشر حسن المطابقة GFI ، مؤشر حسن المطابقة المعدلة AGFI ، مؤشر المطابقة المقارن CFI ، مؤشر المطابقة المعياري NFI ، مؤشر المطابقة المتزايدة IFI ، مؤشر توكر لويس TLI ، مؤشر

المعلومات لأكيك للنموذج الحالي AIC ، مؤشر الصدق المتوقع للنموذج الحالي ECVI ، مؤشر جذر متوسط مربع الخطأ التقريبي RMSEA).

وبالنسبة لدرجات القطع المثالية لهذه المؤشرات، فإن قيم المؤشرات (GFI, AGFI, CFI, NFI, IFI, TLI) تكون قريبة جداً من الواحد الصحيح (الحد الأقصى لهذه المؤشرات) ، وأن قيمة مؤشر المعلومات لأكيك للنموذج الحالي AIC أقل من نظيراتها للنموذج المشبع، وكذلك قيمة مؤشر الصدق المتوقع للنموذج الحالي ECVI تكون أقل من نظيراتها للنموذج المشبع، وتكون قيمة مؤشر جذر متوسط مربع الخطأ التقريبي RMSEA أقل من ٠,٠٥ (حيث يتم رفض النموذج إذا زادت هذه القيمة عن ٠,٠٨، ويكون النموذج مطابقاً تماماً إذا قلت هذه القيمة عن ٠,٠٥ ، وإذا كانت القيمة محصورة بين ٠,٠٨ ، ٠,٠٥ دل ذلك على أن النموذج يتطابق بدرجة كبيرة مع البيانات) ، فضلاً عن أن تكون نسبة كا^{2} إلي درجات الحرية أقل من ٢ .

أولاً: البنية الكامنة المقاسة باستخدام مقياس التعلم المنظم ذاتياً في صورته النهائية بعد تدريجه وحذف المفردات التي أبدت أداءً تفاضليًا لدى طلاب الجامعة من الذكور والإناث باستخدام التحليل العاملي التوكيدي متعدد المجموعات.

للتعرف على مدى تكافؤ نموذج القياس بالنسبة للمجموعتين المرجعية (الذكور) والبؤرية (الإناث) ومدى التطابق بين البنية الكامنة المقاسة في المجموعتين باستخدام مقياس التعلم المنظم ذاتياً بعد تدريجه وحذف المفردات التي أبدت أداءً تفاضليًا في صورته النهائية، تم استخدام التحليل العاملي التوكيدي متعدد المجموعات للمقارنة بين مؤشرات جودة المطابقة للنماذج الأربعة التي تم تحليها، وكذلك مؤشرات المقارنة بين النماذج المتداخلة المختلفة، كما يتضح من جدول (١٤) التالي:

جدول (١٤)

مؤشرات جودة المطابقة والمقارنة المعيارية بين النماذج المفترضة لتساوي بارامترات القياس في ضوء متغير النوع (ذكور- إناث)

مؤشرات جودة المطابقة		النماذج			
		النموذج الأول	النموذج الثاني	النموذج الثالث	النموذج الرابع
$\chi 2/df$		١١ / ١٣,١٢٨ = ١,١٩٤ =	١٥ / ٢٦,٦٥٣ = ١,٧٧٧ =	١٦ / ٣٠,٥٨٥ = ١,٩١٢ =	٢١ / ٤١,٨٧٢ = ١,٩٩٤ =
GFI		٠,٩٩١	٠,٩٧١	٠,٩٦٣	٠,٩٣٢
AGFI		٠,٩٨٣	٠,٩٥٩	٠,٩٥١	٠,٩٣٢
CFI		٠,٩٨٤	٠,٩٦٠	٠,٩٤٢	٠,٩٢٢
NFI		٠,٩٨٦	٠,٩٦٣	٠,٩٤٩	٠,٩٢٧
IFI		٠,٩٨٩	٠,٩٧١	٠,٩٥٦	٠,٩٣٠
TLI		٠,٩٩٠	٠,٩٧٤	٠,٩٦٣	٠,٩٣٢
RMSEA		٠,٠٢٦	٠,٠٥٢	٠,٠٥٦	٠,٠٥٩
AIC		الأصلي = ٣٣,١٢٨ المشبع = ٤٢,٠٠	الأصلي = ٣٨,٦٥٣ المشبع = ٤٢,٠٠	الأصلي = ٤٠,٥٨٥ المشبع = ٤٢,٠٠	الأصلي = ٤١,٨٧٢ المشبع = ٤٢,٠٠
ECVI		الأصلي = ٠,١١٥ المشبع = ٠,١٤٦	الأصلي = ٠,١٣٤ المشبع = ٠,١٤٦	الأصلي = ٠,١٤١ المشبع = ٠,١٤٦	الأصلي = ٠,١٤٥ المشبع = ٠,١٤٦
المقارنة بين النماذج المتداخلة	النموذج الأول هو الصحيح	$\Delta\chi 2$	١٣,٥٢٥	١٧,٤٥٧	٢٨,٧٤٤
		Δdf	٤	٥	١٠
		ΔCFI	٠,٠٢٤	٠,٠٤٢	٠,٠٦٢
		ΔRMSEA	دالة لصالح الأول	دالة لصالح الأول	دالة لصالح الأول
		ΔAIC	دالة لصالح الأول	دالة لصالح الأول	دالة لصالح الأول
		ΔECVI	دالة لصالح الأول	دالة لصالح الأول	دالة لصالح الأول

تابع : جدول (١٤)

مؤشرات جودة المطابقة والمقارنة المعيارية بين النماذج المفترضة لتساوي بارامترات القياس في ضوء متغير النوع (ذكور- إناث)

مؤشرات جودة المطابقة		النماذج			
		النموذج الأول	النموذج الثاني	النموذج الثالث	النموذج الرابع
النموذج الثاني هو الصحيح		ΔX2	ـــــ	٣,٩٣٢	١٥,٢١٩
		Δdf	ـــــ	١	٦
		ΔCFI	ـــــ	٠,٠١٨	٠,٠٣٨
		ΔRMSEA	ـــــ	دالة لصالح الثاني	دالة لصالح الثاني
		ΔAIC	ـــــ	دالة لصالح الثاني	دالة لصالح الثاني
		ΔECVI	ـــــ	دالة لصالح الثاني	دالة لصالح الثاني
النموذج الثالث هو الصحيح		ΔX2	ـــــ	ـــــ	١١,٢٨٧
		Δdf	ـــــ		٥
		ΔCFI	ـــــ	ـــــ	٠,٠٢٠
		ΔRMSEA	ـــــ	ـــــ	دالة لصالح الثالث
		ΔAIC	ـــــ	ـــــ	دالة لصالح الثالث
		ΔECVI	ـــــ	ـــــ	دالة لصالح الثالث

يتضح من جدول (١٤) السابق أن مؤشرات جودة المطابقة للنموذج غير المقيد تؤكد على أن النموذج البنائي المفترض للتعلم المنظم ذاتياً ملائم بدرجة كبيرة لبيانات المجموعتين أثناء التحليل المتأني لبيانات المجموعتين، حيث كانت قيم المؤشرات (GFI, AGFI, CFI, NFI, IFI, TLI, RFI) مرتفعة إلى حد تساويها مع الحد الأقصى لهذه المؤشرات الواحد الصحيح، وأن قيمة مؤشر الصدق المتوقع للنموذج الحالي ECVI كانت أقل من نظيراتها للنموذج المشبع، وكذلك قيمة مؤشر المعلومات لأكيك للنموذج الحالي AIC أقل من نظيراتها للنموذج المشبع، وكذلك قيمة مؤشر جذر متوسط مربع الخطأ التقريبي RMSEA كانت أقل من ٠,٠٨، فضلاً عن أن قيمة كا^{٢} غير دالة إحصائياً، وكذلك النسبة بين $\chi 2/df$ وقعت فى المدى المثالي لها أقل من ٢، وكانت أفضل مؤشرات لجودة المطابقة في حالة هذا النموذج (غير المقيد)، وأسوأ هذه النماذج من حيث مؤشرات جودة المطابقة هو النموذج كامل القيود (نموذج التماثل التام)، بمعنى أن أفضل تصور لنموذج القياس كان في حالة المجموعات المنفصلة وبدون أي قيود على تماثل البارامترات في المجموعتين، وهو ما تؤكده المقارنة بين النماذج المتداخلة حيث يتضح أن:

١- بالنسبة للنموذج الثاني المقيد بتساوي التشبعات كان الفرق في قيمة مربع كاي مساوياً ١٣,٥٢٥ وهي قيمة دالة عند مستوى ٠,٠١ ، ودرجة حرية ٤، وكانت قيم (ΔRMSEA ، ΔAIC ، ΔECVI) دالة في ضوء المحكات السابق ذكرها، كما كانت قيمة ΔCFI أكبر من ٠,٠١ ، وهو ما يؤكد على عدم صحة افتراض تساوي تشبعات العوامل على المتغير الكامن في المجموعتين، وأن بعض هذه العوامل يختلف تشبعها من مجموعة لأخري.

٢- بالنسبة للنموذج الثالث المقيد بتساوي التشبعات وتغايير المتغير الكامن في المجموعتين، كان الفرق في قيمة مربع كاي في النموذج غير المقيد والنموذج الثالث

المقيد بتساوي التشبعات والتغاير مساوياً ١٧,٤٥٧ وهي قيمة دالة عند مستوى ٠,٠١ ، ودرجة حرية ٥، وكذلك كان الفرق بين قيمة مربع كاي في النموذج الثاني المقيد بتساوي التشبعات فقط والنموذج الثالث المقيد بتساوي التشبعات وتساوي التغاير مساوياً ٣,٩٣٢ وهي قيمة دالة عند مستوى ٠,٠٥ ، ودرجة حرية ١، وكانت قيم (ΔRMSEA ، ΔAIC ، ΔECVI) دالة، كما كانت قيمة ΔCFI في حالة المقارنة بين النموذج الثالث والنموذج غير المقيد، وفي حالة المقارنة بين النموذج الثالث والنموذج الثاني أكبر من ٠,٠١ ، وهو ما يؤكد على عدم صحة افتراض تساوي تغاير المتغير الكامن في المجموعتين، ويؤكد على أن مصفوفة التغايير تختلف من مجموعة لأخرى.

٣- بالنسبة للنموذج الرابع والمقيد بتساوي التشبعات والتغاير والبواقي كان الفرق بين قيمة مربع كاي في النموذج الأول غير المقيد والنموذج الرابع مساوياً ٢٨,٧٤٤ وهي قيمة دالة عند مستوى ٠,٠١، ودرجة حرية ١٠، وكذلك كان الفرق بين قيمة مربع كاي في النموذج الرابع والنموذج الثاني مساوياً ١٥,٢١٩ وهي قيمة دالة عند مستوى ٠,٠٥، ودرجة حرية ٦، كذلك كان الفرق بين قيمة مربع كاي في النموذج الرابع والنموذج الثالث مساوياً ١١,٢٨٧ وهي قيمة دالة عند مستوى ٠,٠٥، ودرجة حرية ٥، وكانت قيم (ΔRMSEA ، ΔAIC ، ΔECVI) دالة، كما كانت قيمة ΔCFI في حالة المقارنة بين النموذج الرابع والنموذج غير المقيد وفي حالة المقارنة بين النموذج الرابع والنموذج الثاني وفي حالة المقارنة بين النموذج الرابع والنموذج الثالث أكبر من ٠,٠١، ويتأكد من ذلك عدم صحة افتراض تساوي البواقي في المجموعتين.

يتضح مما سبق أن زيادة عدد القيود على النموذج يؤدى إلى زيادة الفروق بينه وبين النموذج غير المقيد، مما يعنى عدم صحة افتراض تساوي التشبعات والتغايير والبواقي في المجموعتين، والنتائج في مجملها هنا تؤكد على عدم صحة افتراض تساوي

بارامترات نموذج القياس في المجموعتين، وأن البنية الكامنة المقاسة باستخدام المقياس تختلف لدى طلاب الجامعة من الذكور والإناث.

وأن زيادة الاختلاف في نموذج القياس في المجموعتين في ضوء البواقي يعنى أن نسبة الخطأ في قياس البنية الكامنة في المجموعتين غير متماثلة وأن أحد المجموعتين يتم قياس السمة لديها بنسبة خطأ أكبر من الأخرى، وأن الدرجات الملاحظة في المقياس لا تعبر عن السمة الكامنة بدرجة كبيرة، وفي ضوء النتائج السابقة يمكن استنتاج أن هذه المجموعة هي مجموعة الإناث.

ثانياً: البنية الكامنة المقاسة باستخدام مقياس التعلم المنظم ذاتياً في صورته النهائية بعد تدريجه وحذف المفردات التي أبدت أداءً تفاضليًا لدى طلاب الجامعة ذوي التخصصات العلمية والأدبية باستخدام التحليل العاملي التوكيدي متعدد المجموعات.

للتعرف على مدى تكافؤ نموذج القياس بالنسبة للمجموعتين المرجعية (التخصصات العلمية) والبؤرية (التخصصات الأدبية) ومدى التطابق بين البنية الكامنة المقاسة في المجموعتين باستخدام مقياس التعلم المنظم ذاتياً بعد تدريجه وحذف المفردات التي أبدت أداءً تفاضليًا في صورته النهائية، تم استخدام التحليل العاملي التوكيدي متعدد المجموعات للمقارنة بين مؤشرات جودة المطابقة للنماذج الأربعة التي تم تحليها، وكذلك مؤشرات المقارنة بين النماذج المتداخلة المختلفة، كما يتضح من جدول (١٥) التالي:

جدول (١٥)

مؤشرات جودة المطابقة والمقارنة المعيارية بين النماذج المفترضة لتساوي بارامترات القياس في ضوء متغير التخصص الأكاديمي (علمي- أدبي)

مؤشرات جودة المطابقة		النماذج			
		النموذج الأول	النموذج الثاني	النموذج الثالث	النموذج الرابع
$\chi 2/df$		١١ / ١٢,٤١٧ = ١,١٢٩	١٥ / ٢٥,٨٢٤ = ١,٧٢٢	١٦ / ٢٩,٨٤٦ = ١,٨٦٥	٢١ / ٤١,٧٨٧ = ١,٩٩٠
GFI		٠,٩٩٠	٠,٩٧٢	٠,٩٦٥	٠,٩٣٤
AGFI		٠,٩٨١	٠,٩٦١	٠,٩٥٤	٠,٩٣٤
CFI		٠,٩٨٣	٠,٩٦١	٠,٩٤٣	٠,٩٢١
NFI		٠,٩٨٤	٠,٩٦٥	٠,٩٥٠	٠,٩٢٩
IFI		٠,٩٩٠	٠,٩٧٢	٠,٩٥٥	٠,٩٣١
TLI		٠,٩٩٠	٠,٩٧٦	٠,٩٦٤	٠,٩٣٤
RMSEA		٠,٠٢١	٠,٠٥٠	٠,٠٥٥	٠,٠٥٩
AIC		الأصلي = ٣٢,٤١٧ المشبع = ٤٢,٠٠	الأصلي = ٣٧,٨٢٤ المشبع = ٤٢,٠٠	الأصلي = ٣٩,٨٤٦ المشبع = ٤٢,٠٠	الأصلي = ٤١,٧٨٧ المشبع = ٤٢,٠٠
ECVI		الأصلي = ٠,١١٣ المشبع = ٠,١٤٦	الأصلي = ٠,١٣١ المشبع = ٠,١٤٦	الأصلي = ٠,١٣٨ المشبع = ٠,١٤٦	الأصلي = ٠,١٤٥ المشبع = ٠,١٤٦
المقارنة بين النماذج المتداخلة	النموذج الأول هو الصحيح	$\Delta\chi 2$	١٣,٤٠٧	١٧,٤٢٩	٢٨,٥٣٠
		Δdf	٤	٥	١٠
		ΔCFI	٠,٠٢٢	٠,٠٤٠	٠,٠٦٢
		ΔRMSEA	دالة لصالح الأول	دالة لصالح الأول	دالة لصالح الأول
		ΔAIC	دالة لصالح الأول	دالة لصالح الأول	دالة لصالح الأول
		ΔECVI	دالة لصالح الأول	دالة لصالح الأول	دالة لصالح الأول

تابع : جدول (١٥)

مؤشرات جودة المطابقة والمقارنة المعيارية بين النماذج المفترضة لتساوي بارامترات القياس في ضوء متغير التخصص الأكاديمي (علمي- أدبي)

مؤشرات جودة المطابقة		النماذج			
		النموذج الأول	النموذج الثاني	النموذج الثالث	النموذج الرابع
المقارنة بين النماذج المتداخلة	النموذج الثاني هو الصحيح	ΔX2	ـــــ ـــــ ـــــ	٤,٠٢٢	١٥,١٢٣
		Δdf	ـــــ ـــــ ـــــ	١	٦
		ΔCFI	ـــــ ـــــ ـــــ	٠,٠١٨	٠,٠٤٠
		ΔRMSEA	ـــــ ـــــ ـــــ	دالة لصالح الثاني	دالة لصالح الثاني
		ΔAIC	ـــــ ـــــ ـــــ	دالة لصالح الثاني	دالة لصالح الثاني
		ΔECVI	ـــــ ـــــ ـــــ	دالة لصالح الثاني	دالة لصالح الثاني
	النموذج الثالث هو الصحيح	ΔX2	ـــــ ـــــ ـــــ	ـــــ ـــــ ـــــ	١١,٩٤١
		Δdf	ـــــ ـــــ ـــــ		٥
		ΔCFI	ـــــ ـــــ ـــــ	ـــــ ـــــ ـــــ	٠,٠٢٢
		ΔRMSEA	ـــــ ـــــ ـــــ	ـــــ ـــــ ـــــ	دالة لصالح الثالث
		ΔAIC	ـــــ ـــــ ـــــ	ـــــ ـــــ ـــــ	دالة لصالح الثالث
		ΔECVI	ـــــ ـــــ ـــــ	ـــــ ـــــ ـــــ	دالة لصالح الثالث

يتضح من جدول (١٥) السابق أن مؤشرات جودة المطابقة للنموذج غير المقيد تؤكد على أن النموذج البنائي المفترض للتعلم المنظم ذاتياً ملائم بدرجة كبيرة لبيانات المجموعتين أثناء التحليل المتأني لبيانات المجموعتين، حيث كانت قيم المؤشرات (GFI, AGFI, CFI, NFI, IFI, TLI, RFI) مرتفعة إلى حد تساويها مع الحد الأقصى لهذه المؤشرات الواحد الصحيح، وأن قيمة مؤشر الصدق المتوقع للنموذج الحالي ECVI كانت أقل من نظيراتها للنموذج المشبع، وكذلك قيمة مؤشر المعلومات لأكيك للنموذج الحالي AIC أقل من نظيراتها للنموذج المشبع، وكذلك قيمة مؤشر جذر متوسط مربع الخطأ التقريبي RMSEA كانت أقل من ٠,٠٨، فضلاً عن أن قيمة كا^{٢} غير دالة إحصائياً، وكذلك النسبة بين $\chi 2/df$ وقعت فى المدى المثالي لها أقل من ٢، وكانت أفضل مؤشرات لجودة المطابقة في حالة هذا النموذج (غير المقيد)، وأسوأ هذه النماذج من حيث مؤشرات جودة المطابقة هو النموذج كامل القيود (نموذج التماثل التام)، بمعنى أن أفضل تصور لنموذج القياس كان في حالة المجموعات المنفصلة وبدون أي قيود على تماثل البارامترات في المجموعتين، وهو ما تؤكده المقارنة بين النماذج المتداخلة حيث يتضح أن:

١- بالنسبة للنموذج الثاني المقيد بتساوي التشبعات كان الفرق في قيمة مربع كاي مساوياً ١٣,٤٠٧ وهي قيمة دالة عند مستوى ٠,٠١ ، ودرجة حرية ٤، وكانت قيم (ΔECVI ، ΔAIC ، ΔRMSEA) دالة في ضوء المحكات السابق ذكرها، كما كانت قيمة ΔCFI أكبر من ٠,٠١ ، وهو ما يؤكد على عدم صحة افتراض تساوي تشبعات العوامل على المتغير الكامن في المجموعتين، وأن بعض هذه العوامل يختلف تشبعها من مجموعة لأخري.

٢- بالنسبة للنموذج الثالث المقيد بتساوي التشبعات وتغايير المتغير الكامن في المجموعتين، كان الفرق في قيمة مربع كاي في النموذج غير المقيد والنموذج الثالث

المقيد بتساوي التشبعات والتغاير مساوياً ١٧,٤٢٩ وهي قيمة دالة عند مستوى ٠,٠١ ، ودرجة حرية ٥، وكذلك كان الفرق بين قيمة مربع كاي في النموذج الثاني المقيد بتساوي التشبعات فقط والنموذج الثالث المقيد بتساوي التشبعات وتساوي التغاير مساوياً ٤,٠٢٢ وهي قيمة دالة عند مستوى ٠,٠٥ ، ودرجة حرية ١، وكانت قيم (ΔRMSEA ، ΔAIC ، ΔECVI) دالة، كما كانت قيمة ΔCFI في حالة المقارنة بين النموذج الثالث والنموذج غير المقيد، وفي حالة المقارنة بين النموذج الثالث والنموذج الثاني أكبر من ٠,٠١ ، وهو ما يؤكد على عدم صحة افتراض تساوي تغاير المتغير الكامن في المجموعتين، ويؤكد على أن مصفوفة التغايير تختلف من مجموعة لأخرى.

٣- بالنسبة للنموذج الرابع والمقيد بتساوي التشبعات والتغاير والبواقي كان الفرق بين قيمة مربع كاي في النموذج الأول غير المقيد والنموذج الرابع مساوياً ٢٨,٥٣٠ وهي قيمة دالة عند مستوى ٠,٠١، ودرجة حرية ١٠، وكذلك كان الفرق بين قيمة مربع كاي في النموذج الرابع والنموذج الثاني مساوياً ١٥,١٢٣ وهي قيمة دالة عند مستوى ٠,٠٥، ودرجة حرية ٦، كذلك كان الفرق بين قيمة مربع كاي في النموذج الرابع والنموذج الثالث مساوياً ١١,٩٤١ وهي قيمة دالة عند مستوى ٠,٠٥، ودرجة حرية ٥، وكانت قيم (ΔRMSEA ، ΔAIC ، ΔECVI) دالة، كما كانت قيمة ΔCFI في حالة المقارنة بين النموذج الرابع والنموذج غير المقيد وفي حالة المقارنة بين النموذج الرابع والنموذج الثاني وفي حالة المقارنة بين النموذج الرابع والنموذج الثالث أكبر من ٠,٠١، ويتأكد من ذلك عدم صحة افتراض تساوي البواقي في المجموعتين.

يتضح مما سبق أن زيادة عدد القيود على النموذج يؤدى إلى زيادة الفروق بينه وبين النموذج غير المقيد، مما يعنى عدم صحة افتراض تساوي التشبعات والتغايير والبواقي في المجموعتين، والنتائج في مجملها هنا تؤكد على عدم صحة افتراض تساوي

بارامترات نموذج القياس في المجموعتين، وأن البنية الكامنة المقاسة باستخدام المقياس تختلف لدى طلاب التخصصات العلمية عن طلاب التخصصات الأدبية.

كما أن وجود فروق في بارامترات القياس في المجموعتين التخصصات (العلمية، الأدبية) يؤكد على اختلاف في شكل العلاقة بين المتغيرات الكامنة والدرجات الملاحظة على الأداة وهو ما يؤكد أن الفروق بين المجموعتين في متوسط الدرجات الملاحظة لا تعكس الفروق الحقيقية في مستوى السمة الكامنة، وأن زيادة الاختلاف في نموذج القياس في المجموعتين في ضوء البواقي يعنى أن نسبة الخطأ في قياس البنية الكامنة في المجموعتين غير متماثلة وأن أحد المجموعتين يتم قياس السمة لديها بنسبة خطأ أكبر من الأخرى، وأن الدرجات الملاحظة في المقياس لا تعبر عن السمة الكامنة بدرجة كبيرة، وفي ضوء النتائج السابقة يمكن استنتاج أن هذه المجموعة هي مجموعة الطلاب ذوى التخصصات الأدبية.

[٧] - نتائج التساؤل السابع وتفسيرها:

والذي ينص على "هل توجد تأثيرات دالة إحصائياً لكل من النوع (ذكور– إناث) والتخصص الأكاديمي (علمي– أدبي) والتفاعلات المشتركة بينهما على مقياس التعلم المنظم ذاتياً في صورته النهائية بعد تدريجه وحذف المفردات التي أبدت أداءً تفاضليًا لدى طلاب الجامعة؟"

وللإجابة عن هذا التساؤل تم استخدام تحليل التباين العاملي للمتوسطات غير الموزونة ذي التصميم (٢X٢) الذي يوضح تأثير تفاعل متغيري النوع والتخصص الأكاديمي على مقياس التعلم المنظم ذاتياً في صورته النهائية لدى الطلاب الملائمين لأسس القياس الموضوعي، كما تم حساب حجم التأثير باستخدام مربع إيتا (η^2) كما هو موضح فى جدول (١٦) التالي:

جدول (١٦)

تحليل التباين العاملي (٢X٢) للمتوسطات غير الموزونة وحجم التأثير لتقديرات الطلاب على مقياس التعلم المنظم ذاتياً في صورته النهائية وفقاً لمتغيري النوع والتخصص الأكاديمي

المتغيرات	مصدر التباين	مجموع المربعات	درجات الحرية	متوسط المربعات	قيمة " ف"	مستوى الدلالة	η^2•	حجم التأثير
التخطيط للتعلم والاستذكار	أ- النوع (ذكور - إناث)	٣١,٤١٤	١	٣١,٤١٤	٢,٦٦٧	غير دال	٠,٠٠٩	ضعيف
	ب-التخصص (علمي-أدبي)	١٢,٦٧٦	١	١٢,٦٧٦	١,٠٧٦	غير دال	٠,٠٠٤	ضعيف
	تفاعل أ X ب	١٨,٧٨٢	١	١٨,٧٨٢	١,٥٩٥	غير دال	٠,٠٠٦	ضعيف
	الخطأ	٣٣٤٤,٦٥٨	٢٨٤	١١,٧٧٧				
التنظيم والمراقبة الذاتية	أ- النوع (ذكور - إناث)	٥٤٧,٨٦٢	١	٥٤٧,٨٦٢	٢١,١٣	٠,٠١	٠,٠٦٩	متوسط
	ب-التخصص (علمي-أدبي)	٣٣,٩٢٤	١	٣٣,٩٢٤	١,٣٠٨	غير دال	٠,٠٠٥	ضعيف
	تفاعل أ X ب	٣٠,٣٢٨	١	٣٠,٣٢٨	١,١٧	غير دال	٠,٠٠٤	ضعيف
	الخطأ	٧٣٦٣,٦٤٤	٢٨٤	٢٥,٩٢٨				
الضبط الدافعي والانفعالي	أ- النوع (ذكور - إناث)	٢٥,٣١٨	١	٢٥,٣١٨	١,١٥٢	غير دال	٠,٠٠٤	ضعيف
	ب-التخصص (علمي-أدبي)	٤٨٧,٤٢٣	١	٤٨٧,٤٢٣	٢٢,١٨	٠,٠١	٠,٠٧٢	متوسط
	تفاعل أ X ب	٦٠,٠٦٧	١	٦٠,٠٦٧	٢,٧٣٣	غير دال	٠,٠١	ضعيف
	الخطأ	٦٢٤١,٠٤٩	٢٨٤	٢١,٩٧٦				
حوار الذات عن الإتقان	أ- النوع (ذكور - إناث)	٢,٤٤٣	١	٢,٤٤٣	٠,٢١٩	غير دال	٠,٠٠١	ضعيف
	ب-التخصص (علمي-أدبي)	٨,٩٦٨	١	٨,٩٦٨	٠,٨٠٥	غير دال	٠,٠٠٣	ضعيف
	تفاعل أ X ب	٢,٤٠٢	١	٢,٤٠٢	٠,٢١٦	غير دال	٠,٠٠١	ضعيف
	الخطأ	٣١٦٢,٨٤٦	٢٨٤	١١,١٣٧				

• يشير رشدي فام منصور (١٩٩٧) إلى أن التأثير الذي يفسر حوالي ١ ٪ (٠,٠١) من التباين الكلى يدل على تأثير ضعيف، والتأثير الذي يفسر حوالي ٦ ٪ (٠,٠٦) من التباين الكلى يدل على تأثير متوسط، والتأثير الذي يفسر حوالي ١٤٪ (٠,١٤) فأكثر من التباين الكلى يدل على تأثير كبير.

جدول (١٦)

تحليل التباين العاملي (٢×٢) للمتوسطات غير الموزونة وحجم التأثير لتقديرات الطلاب على مقياس التعلم المنظم ذاتياً في صورته النهائية وفقاً لمتغيري النوع والتخصص الأكاديمي

المتغيرات	مصدر التباين	مجموع المربعات	درجات الحرية	متوسط المربعات	قيمة " ف"	مستوى الدلالة	η^2•	حجم التأثير
الاحتفاظ بالسجلات ومراجعتها	أ- النوع (ذكور - إناث)	٤٣٢,٤٣	١	٤٣٢,٤٣	٣٥,٥٧١	٠,٠١	٠,١١١	متوسط
	ب-التخصص (علمي- أدبي)	٦٥٣,١٢٢	١	٦٥٣,١٢٢	٥٣,٧٢٥	٠,٠١	٠,١٥٩	كبير
	تفاعل أ X ب	١٣١٨,٦١٥	١	١٣١٨,٦١٥	١٠٨,٤٦٨	٠,٠١	٠,٢٧٦	كبير
	الخطأ	٣٤٥٢,٥٢١	٢٨٤	١٢,١٥٧				
التقويم الذاتي	أ- النوع (ذكور - إناث)	١٨٠١,٦١٣	١	١٨٠١,٦١٣	١٨٣,١٦١	٠,٠١	٠,٣٩٢	كبير
	ب-التخصص (علمي- أدبي)	٧٤٥,٥٥٥	١	٧٤٥,٥٥٥	٧٥,٧٩٧	٠,٠١	٠,٢١١	كبير
	تفاعل أ X ب	١٧,١٢٩	١	١٧,١٢٩	١,٧٤١	غير دال	٠,٠٠٦	ضعيف
	الخطأ	٢٧٩٣,٤٨٤	٢٨٤	٩,٨٣٦				
الكلية للمقيا س	أ- النوع (ذكور - إناث)	١٥٩١,٩٢	١	١٥٩١,٩٢	١٣٥,١٢٥	٠,٠١	٠,٣٢٢	كبير
	ب-التخصص	٥١٧,٣٧٩	١	٥١٧,٣٧٩	٤٣,٩١٦	٠,٠١	٠,١٣٤	متوسط

• يشير رشدي فام منصور (١٩٩٧) إلى أن التأثير الذي يفسر حوالي ١ ٪ (٠,٠١) من التباين الكلى يدل على تأثير ضعيف، والتأثير الذي يفسر حوالي ٦ ٪ (٠,٠٦) من التباين الكلى يدل على تأثير متوسط، والتأثير الذي يفسر حوالي ١٤٪ (٠,١٤) فأكثر من التباين الكلى يدل على تأثير كبير.

	(علمي- أدبي)							
	تفاعل أ X ب	٧٧٢,٢٣٨	١	٧٧٢,٢٣٨	٦٥,٥٤٩	٠,٠١		كبير
	الخطأ	٣٣٤٥,٨٢١	٢٨٤	١١,٧٨١			٠,١٨٨	

يتضح من جدول السابق ما يأتي:

١- توجد تأثيرات دالة إحصائياً لمتغير النوع (ذكور- إناث) على مقياس التعلم المنظم ذاتياً في صورته النهائية بعد تدريجه وحذف المفردات التي أبدت أداءً تفاضليًا لدى طلاب الجامعة عند مستوى دلالة (٠,٠١)، حيث كانت الفروق ذات الدلالة لصالح الذكور فى بعد التقويم الذاتي والدرجة الكلية للمقياس، بينما كانت الفروق فى بعدي [التنظيم والمراقبة الذاتية، الاحتفاظ بالسجلات ومراجعتها] لصالح الإناث، فضلاً عن عدم وجود فروق لمتغير النوع فى الأبعاد [التخطيط للتعلم والاستذكار، الضبط الدافعي والانفعالي، حوار الذات عن الإتقان] ، وكان حجم التأثير فى حالة التأثيرات الدالة لمتغير النوع كما يتضح فيما يلي:

أ- توجد فروق ذات دلالة إحصائية فى بعد التقويم الذاتي لمقياس التعلم المنظم ذاتياً مع وجود حجم تأثير كبير (٠,٣٩٢)، والدرجة الكلية للمقياس مع وجود حجم تأثير كبير (٠,٣٢٢) بين الطلاب الذكور والإناث لصالح الذكور.

ب- توجد فروق ذات دلالة إحصائية فى بعدي مقياس التعلم المنظم ذاتياً [التنظيم والمراقبة الذاتية مع وجود حجم تأثير متوسط (٠,٠٦٩) ، الاحتفاظ بالسجلات ومراجعتها مع وجود حجم تأثير متوسط (٠,١١١)] لصالح الإناث.

٢- توجد تأثيرات دالة إحصائياً لمتغير التخصص الأكاديمي (علمي- أدبي) على مقياس التعلم المنظم ذاتياً لدى الطلاب عينة الدراسة عند مستوى دلالة (٠,٠١) ، وكانت الفروق ذات الدلالة لصالح الطلاب ذوي التخصصات العلمية فى بعدي [الضبط الدافعي والانفعالي، التقويم الذاتي] والدرجة الكلية للمقياس، بينما كانت الفروق فى بعد الاحتفاظ بالسجلات ومراجعتها لصالح الطلاب ذوي التخصصات الأدبية، فضلاً عن عدم وجود فروق لمتغير التخصص الأكاديمي فى الأبعاد [التخطيط للتعلم والاستذكار، التنظيم والمراقبة الذاتية، حوار الذات عن الإتقان] ، وكان حجم التأثير فى حالة التأثيرات الدالة لمتغير التخصص الأكاديمي كما يلي:

أ- توجد فروق ذات دلالة إحصائية بين الطلاب ذوي التخصصات العلمية والطلاب ذوي التخصصات الأدبية فى بعدي [الضبط الدافعي والانفعالي مع وجود حجم تأثير متوسط (٠,٠٧٢)، التقويم الذاتي مع وجود حجم تأثير كبير (٠,٢١١)] والدرجة الكلية للمقياس مع وجود حجم تأثير متوسط (٠,١٣٤) لصالح الطلاب ذوي التخصصات العلمية.

ب- توجد فروق ذات دلالة إحصائية بين الطلاب ذوي التخصصات العلمية والطلاب ذوي التخصصات الأدبية فى بعد الاحتفاظ بالسجلات ومراجعتها مع وجود حجم تأثير كبير (٠,١٥٩) لصالح الطلاب ذوي التخصصات الأدبية.

٣- توجد تأثيرات دالة إحصائياً للتفاعلات الثنائية بين النوع (ذكور – إناث) والتخصص الأكاديمي (علمي – أدبي) على مقياس التعلم المنظم ذاتياً لدى الطلاب عينة الدراسة عند مستوى دلالة (٠,٠١) ، وكان حجم التأثير فى حالة التأثيرات الدالة للتفاعلات الثنائية للنوع والتخصص الأكاديمي كما يلي:

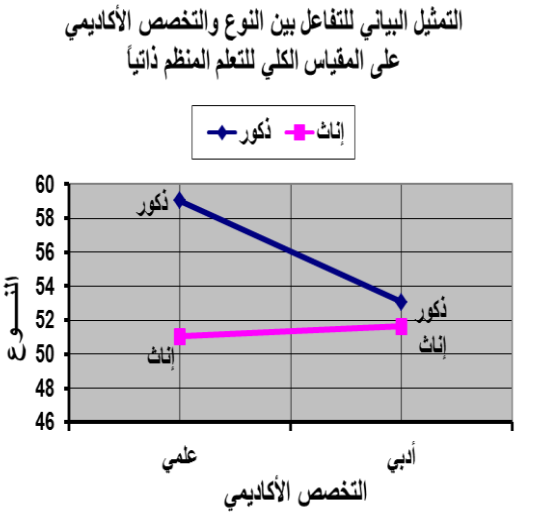
يوجد تفاعل دال إحصائياً عند مستوى (٠,٠١) بين النوع والتخصص الأكاديمي من حيث تأثيرهما المشترك فى بعد الاحتفاظ بالسجلات ومراجعتها مع وجود حجم تأثير كبير (٠,٢٧٦) ، كما يوجد تفاعل دال إحصائياً بين النوع والتخصص الأكاديمي من حيث تأثيرهما المشترك فى الدرجة الكلية للمقياس مع وجود حجم تأثير كبير (٠,١٨٨) عند مستوى دلالة (٠,٠١).

ولتحديد اتجاه الفروق في التفاعلات الثنائية بين النوع (ذكور– إناث) والتخصص الأكاديمي (علمي– أدبي) على مقياس التعلم المنظم ذاتياً لدى الطلاب عينة الدراسة، تم استخدام اختبار "شيفيه" Scheffe للمقارنات البعدية، وكانت نتائج اتجاهات الفروق باستخدام اختبار "شيفيه" كالتالي:

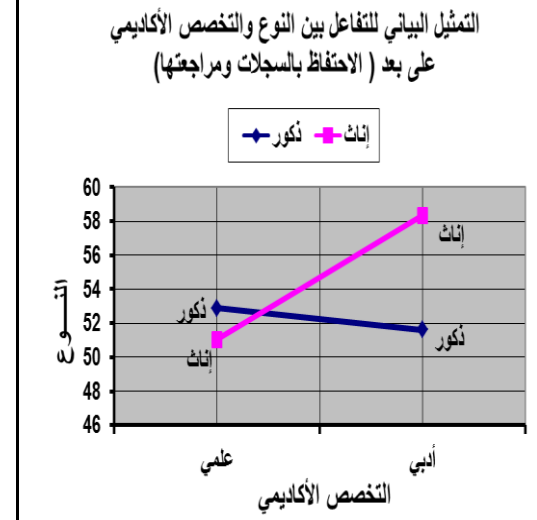
١. أكثر الفروق دلالة بين مجموعة إناث أدبي وكل من: مجموعة ذكور علمي، ومجموعة ذكور أدبي، ومجوعة إناث علمي، في بعد الاحتفاظ بالسجلات ومراجعتها، لصالح مجموعة إناث أدبي.
٢. أكثر الفروق دلالة بين مجموعة ذكور علمي وكل من: مجموعة ذكور أدبي، ومجموعة إناث أدبي، مجموعة إناث علمي، في الدرجة الكلية للمقياس، وذلك لصالح مجموعة ذكور علمي.

وللكشف عن التفاعل بين النوع والتخصص الأكاديمي تم الرجوع إلى المتوسطات الحسابية للخلايا الأربعة الداخلة فى التفاعل للتعلم المنظم ذاتياً، وذلك للمساعدة فى رسم أشكال التفاعل لمتغيري النوع (ذكور– إناث) والتخصص الأكاديمي (علمي – أدبي) على التعلم المنظم ذاتياً.

ويوضح الشكلان (٥ ، ٦) التاليين تمثيلاً بيانياً لطبيعة التفاعل بين النوع والتخصص الأكاديمي على التعلم المنظم ذاتياً لدى الطلاب عينة الدراسة.



شكل (٥)



شكل (٦)

يتضح من الشكلين السابقين أنه يوجد تفاعل دال بين النوع (ذكور – إناث) والتخصص الأكاديمي (علمي – أدبي) ذو أثر على التعلم المنظم ذاتياً، أي أن أثر متغيري النوع والتخصص الأكاديمي يتوقف كل منهما على وجود الآخر عند دراسة متغير التعلم المنظم ذاتياً.

ومن ثم يتضح مما سبق عرضه من نتائج أنه: توجد تأثيرات دالة إحصائياً لكل من النوع (ذكور– إناث) والتخصص الأكاديمي (علمي – أدبي) والتفاعلات المشتركة

بينهما على مقياس التعلم المنظم ذاتياً لدى طلاب الجامعة، ومن ثم يمكن تفسير نتائج التساؤل السابع على النحو التالي:

١- بالنسبة للفروق فى النوع (ذكور- إناث):

فقد وجدت فروق ذات دلالة إحصائية بين متوسطي تقديرات الذكور والإناث فى الأداء على بعد التقويم الذاتي والدرجة الكلية للمقياس لصالح الذكور، كما وجدت فروق ذات دلالة إحصائية بين متوسطي تقديرات الذكور والإناث فى الأداء على بعدي [التنظيم والمراقبة الذاتية، الاحتفاظ بالسجلات ومراجعتها] لصالح الإناث، فضلاً عن عدم وجود فروق لمتغير النوع فى الأبعاد [التخطيط للتعلم والاستذكار، الضبط الدافعي والانفعالي، حوار الذات عن الإتقان].

٢- بالنسبة للفروق فى التخصص الأكاديمي (علمي- أدبي):

فقد وجدت فروق ذات دلالة إحصائية بين متوسطات تقديرات الطلاب ذوي التخصصات العلمية ومتوسطات تقديرات الطلاب ذوي التخصصات الأدبية فى الأداء على بعدي [الضبط الدافعي والانفعالي، التقويم الذاتي] والدرجة الكلية لصالح الطلاب ذوي التخصصات العلمية، بينما كانت الفروق فى بعد الاحتفاظ بالسجلات ومراجعتها لصالح الطلاب ذوي التخصصات الأدبية، فضلاً عن عدم وجود فروق لمتغير التخصص الأكاديمي في الأبعاد [التخطيط للتعلم والاستذكار، التنظيم والمراقبة الذاتية، حوار الذات عن الإتقان].

٣- بالنسبة للتفاعل بين النوع والتخصص الأكاديمي:

توصلت نتائج الدراسة الحالية إلى وجود تأثير لتفاعل النوع (ذكور- إناث) ، والتخصص الأكاديمي (علمي- أدبي) على بعد الاحتفاظ بالسجلات ومراجعتها، والدرجة

الكلية للمقياس، بينما توصلت إلى عدم وجود تأثير لتفاعل النوع والتخصص على باقي الأبعاد [التخطيط للتعلم والاستذكار، التنظيم والمراقبة الذاتية، الضبط الدافعي والانفعالي، حوار الذات عن الإتقان، التقويم الذاتي]، وتعني هذه النتيجة أن هناك تأثيراً مشتركاً لكل من النوع والتخصص الأكاديمي على التعلم المنظم ذاتياً، بمعنى أنه ينبغي أن يؤخذ فى الحسبان كل من نوع الطلاب وتخصصاتهم الأكاديمية عند التعامل معهم وعند اختيار لأبعاد التعلم المنظم ذاتياً التي تناسبهم.

[٨] - نتائج التساؤل الثامن وتفسيرها:

والذي ينص على " ما معايير القياس التي تفسر على أساسها تقديرات الأفراد على مقياس التعلم المنظم ذاتياً في صورته النهائية بعد تدريجه وحذف المفردات التي أبدت أداءً تفاضليًا ".

وللإجابة عن هذا التساؤل تم التحقق من معايير القياس التي تفسر على أساسها تقديرات الأفراد على مقياس التعلم المنظم ذاتياً في صورته النهائية بعد تدريجه وفقاً لنموذج سلم التقدير لأندريش وحذف المفردات التي أبدت أداءً تفاضليًا باستخدام طريقة مانتل- هانزل المعممة من خلال الخطوات التالية:

أولاً: بالنسبة للأفراد الملائمين لأسس القياس الموضوعي:

لقد تم التأكد من تحقق شرط الإعتدالية (التوزيع الطبيعي) للعينة باستخدام اختبار " كولموجروف – سميرنوف " Kolmogorov-Smirnov, (K-S) test ، واختبار " شابيرو- ويلك " Shapiro-Wilk, W test ، وكانت القيم للاختبارين غير دالة احصائياً، وهذا يدل على أن التوزيع طبيعي لأفراد العينة كما هو موضح في جدول(١٧) التالي.

جدول (١٧)

نتائج اختبار " كولموجروف – سميرنوف " واختبار " شابيرو– ويلك " للكشف عن الاعتدالية

مقياس التعلم المنظم ذاتياً	اختبار " كولموجروف – سميرنوف "			اختبار " شابيرو– ويلك "		
	القيمة	درجات الحرية	الدلالة الإحصائية	القيمة	درجات الحرية	الدلالة الإحصائية
أفراد العينة من الذكور	٠,٠٤٤	١٣٣	٠,٢٠٠	٠,٩٨٨	١٣٣	٠,٢٩٥
أفراد العينة من الإناث	٠,٠٥١	١٥٥	٠,٢٠٠	٠,٩٨٧	١٥٥	٠,١٦٥
أفراد العينة ذوى التخصصات العلمية	٠,٠٤٨	١٤١	٠,٢٠٠	٠,٩٨٦	١٤١	٠,١٧٤
أفراد العينة ذوى التخصصات الأدبية	٠,٠٤٧	١٤٧	٠,٢٠٠	٠,٩٨٩	١٤٧	٠,٣٠٨
أفراد العينة الكلية	٠,٠٤٨	٢٨٨	٠,٢٠٠	٠,٩٩٢	٢٨٨	٠,١١٤

يتضح من جدول (١٧) أن قيمة اختبار " كولموجروف – سميرنوف " واختبار " شابيرو– ويلك " غير دالة احصائياً وهذا يدل على أن التوزيع طبيعي لأفراد العينة لمقياس التعلم المنظم ذاتياً.

وتستخدم الرتب المئينية بكثرة في تفسير درجات الاختبارات جماعية المرجع، حيث تحتاج تحديد النسبة المئوية لعدد الأفراد الذين تقل درجاتهم عن درجة معينة (صلاح محمود علام، ٢٠٠٠) ، وقد تم الاعتماد على تقدير قدرات الأفراد بوحدات المنف في حساب الرتب المئينية وكذلك الدرجات التائية.

وباستخدام برنامج Winsteps تم الحصول على جدول التدريج النهائي لتقديرات الأفراد على المقياس الكلي مقدرة بوحدة اللوجيت، الملحق رقم (٤) بملاحق الدراسة، ومن ثم أمكن تحويل تلك التقديرات إلى وحدة المنف، ولحساب معايير الرتب المئينية تم اختيار الرتب المئينية (٥، ١٠، ٢٠، ٢٥، ٣٠، ٤٠، ٥٠، ٦٠، ٧٠، ٧٥، ٨٠، ٩٠، ٩٥) وحددت تقديرات الأفراد المقابلة لكل رتبة من الرتب السابقة مقدرة بوحدة المنف، ثم تم حساب قيم الدرجات التائية المقابلة لهذه التقديرات ومن ثم المقابلة لكل رتبة من تلك الرتب المئينية، ويلخص جدول (١٨) التالي معايير الرتب المئينية والدرجات التائية التي تفسر تقديرات قدرات الأفراد على المقياس الكلي.

جدول (١٨)

معايير الرتب المئينية والدرجات التائية التي تفسر تقديرات الأفراد على المقياس الكلي

أفراد العينة من الذكور			أفراد العينة من الإناث			أفراد العينة ذوى التخصصات العلمية			أفراد العينة ذوى التخصصات الأدبية			أفراد العينة الكلية		
تقدير الفرد	الرتب المئينية	الدرجات التائية	تقدير الفرد	الرتب المئينية	الدرجات التائية	تقدير الفرد	الرتب المئينية	الدرجات التائية	تقدير الفرد	الرتب المئينية	الدرجات التائية	تقدير الفرد	الرتب المئينية	الدرجات التائية
٤٥	٥	٣٣	٤٥	٥	٣٣	٤٥	٥	٣٣	٤٥	٥	٣٣	٤٥	٥	٣٣
٤٧	١٠	٣٧	٤٧	١٠	٣٦	٤٧	١٠	٣٧	٤٧	١٠	٣٧	٤٧	١٠	٣٧

٤١	٢٠	٤٩	٤١	٢٠	٤٩	٤١	٢٠	٤٩	٤١	٢٠	٤٩	٤١	٢٠	٤٩
٤٣	٢٥	٥٠	٤٣	٢٥	٥٠	٤٣	٢٥	٥٠	٤٣	٢٥	٥٠	٤٣	٢٥	٥٠
٤٥	٣٠	٥١	٤٥	٣٠	٥١	٤٥	٣٠	٥١	٤٤	٣٠	٥١	٤٥	٣٠	٥١
٤٧	٤٠	٥٢	٤٦	٤٠	٥٢	٤٨	٤٠	٥٣	٤٨	٤٠	٥٣	٤٨	٤٠	٥٣
٤٩	٥٠	٥٣	٥٠	٥٠	٥٤	٥٠	٥٠	٥٤	٥٠	٥٠	٥٤	٥٠	٥٠	٥٤
٥٣	٦٠	٥٥	٥٢	٦٠	٥٥	٥٢	٦٠	٥٥	٥٣	٦٠	٥٦	٥٢	٦٠	٥٥
٥٦	٧٠	٥٦	٥٦	٧٠	٥٧	٥٦	٧٠	٥٧	٥٥	٧٠	٥٧	٥٦	٧٠	٥٧
٥٨	٧٥	٥٧	٥٨	٧٥	٥٨	٥٨	٧٥	٥٨	٥٧	٧٥	٥٨	٥٨	٧٥	٥٨
٦٠	٨٠	٥٨	٦٠	٨٠	٥٩	٥٩	٨٠	٥٩	٥٩	٨٠	٥٩	٦٠	٨٠	٥٩
٦٤	٩٠	٦٠	٦٣	٩٠	٦١	٦٣	٩٠	٦١	٦٣	٩٠	٦١	٦٣	٩٠	٦١
٦٦	٩٥	٦١	٦٧	٩٥	٦٣	٦٧	٩٥	٦٣	٦٦	٩٥	٦٣	٦٧	٩٥	٦٣

ثانياً: **بالنسبة لأبعاد مقياس التعلم المنظم ذاتياً:**

كما تم التأكد من تحقق شرط الإعتدالية (التوزيع الطبيعي) للعينة باستخدام اختبار " كولموجروف – سميرنوف "، واختبار " شابيرو– ويلك " ، وكانت القيم للاختبارين غير دالة احصائياً، وهذا يدل على التوزيع الطبيعي للعينة كما هو موضح في جدول(١٩) التالي.

جدول (١٩)

نتائج اختبار " كولموجروف – سميرنوف "

واختبار " شابيرو– ويلك " للكشف عن الاعتدالية

مقياس التعلم المنظم ذاتياً	اختبار " كولموجروف – سميرنوف"			اختبار " شابيرو– ويلك "		
	القيمة	درجات الحرية	الدلالة الإحصائية	القيمة	درجات الحرية	الدلالة الإحصائية
التخطيط للتعلم والاستذكار	٠,٠٣٣	٢٨٨	٠,٢٠٠	٠,٩٩٧	٢٨٨	٠,٨٧٨
التنظيم والمراقبة الذاتية	٠,٠٣٥	٢٨٨	٠,٢٠٠	٠,٩٩٧	٢٨٨	٠,٩١٨
الضبط الدافعي والانفعالي	٠,٠٣٨	٢٨٨	٠,٢٠٠	٠,٩٩٥	٢٨٨	٠,٥٣٤

حوار الذات عن الإتقان	٠,٠٣١	٢٨٨	٠,٢٠٠	٠,٩٩٧	٢٨٨	٠,٨٣٢
الاحتفاظ بالسجلات ومراجعتها	٠,٠٣١	٢٨٨	٠,٢٠٠	٠,٩٩٤	٢٨٨	٠,٣٧٨
التقويم الذاتي	٠,٠٣٠	٢٨٨	٠,٢٠٠	٠,٩٩٧	٢٨٨	٠,٨٢٩

يتضح من جدول (١٩) أن قيمة اختبار " كولموجروف – سميرنوف " واختبار" شابيرو– ويلك " غير دالة احصائياً وهذا يدل على التوزيع الطبيعي للعينة لمقياس التعلم المنظم ذاتياً.

وتستخدم الرتب المئينية بكثرة في تفسير درجات الاختبارات جماعية المرجع، حيث تحتاج تحديد النسبة المئوية لعدد الأفراد الذين تقل درجاتهم عن درجة معينة (صلاح محمود علام، ٢٠٠٠) ، وقد تم الاعتماد على تقدير قدرات الأفراد بوحدات المنف في حساب الرتب المئينية وكذلك الدرجات التائية.

وباستخدام برنامج Winsteps تم الحصول على جدول التدريج النهائي لتقديرات الأفراد على المقياس الكلي مقدرة بوحدة اللوجيت، الملحق رقم (٤) بملاحق الدراسة، ومن ثم أمكن تحويل تلك التقديرات إلى وحدة المنف، ولحساب معايير الرتب المئينية تم اختيار الرتب المئينية (٥، ١٠، ٢٠، ٢٥، ٣٠، ٤٠، ٥٠، ٦٠، ٧٠، ٧٥، ٨٠، ٩٠، ٩٥) وحددت تقديرات الأفراد المقابلة لكل رتبة من الرتب السابقة مقدرة بوحدة المنف، ثم تم حساب قيم الدرجات التائية المقابلة لهذه التقديرات ومن ثم المقابلة لكل رتبة من تلك الرتب المئينية، ويلخص جدول (٢٠) التالي معايير الرتب المئينية والدرجات التائية التي تفسر تقديرات قدرات الأفراد على المقياس الكلي.

جدول (٢٠)

معايير الرتب المئينية والدرجات التائية التي تفسر تقديرات الأفراد على أبعاد مقياس التعلم المنظم ذاتياً

التخطيط للتعلم والاستذكار			التنظيم والمراقبة الذاتية			الضبط الدافعي والانفعالي			حوار الذات عن الإتقان			الاحتفاظ بالسجلات ومراجعتها			التقويم الذاتي		
تقدير الفرد	الرتب المئينية	الدرجات التائية	تقدير الفرد	الرتب المئينية	الدرجات التائية	تقدير الفرد	الرتب المئينية	الدرجات التائية	تقدير الفرد	الرتب المئينية	الدرجات التائية	تقدير الفرد	الرتب المئينية	الدرجات التائية	تقدير الفرد	الرتب المئينية	الدرجات التائية
٤٧	٥	٣٣	٤٧	٥	٣٣	٤٨	٥	٣٦	٤٥	٥	٣٤	٤٩	٥	٣٦	٤٥	٥	٣٥
٤٩	١٠	٣٨	٤٩	١٠	٣٨	٤٩	١٠	٣٨	٤٧	١٠	٣٨	٥١	١٠	٣٩	٤٦	١٠	٣٧
٤٩	٢٠	٤٠	٤٩	٢٠	٤١	٥١	٢٠	٤٢	٤٩	٢٠	٤٢	٥٢	٢٠	٤٢	٤٨	٢٠	٤٣
٥٠	٢٥	٤٣	٥٠	٢٥	٤٣	٥١	٢٥	٤٢	٤٩	٢٥	٤٤	٥٣	٢٥	٤٣	٤٨	٢٥	٤٣
٥١	٣٠	٤٥	٥١	٣٠	٤٥	٥٢	٣٠	٤٤	٤٩	٣٠	٤٤	٥٤	٣٠	٤٥	٤٩	٣٠	٤٦
٥٢	٤٠	٤٨	٥٢	٤٠	٤٨	٥٢	٤٠	٤٦	٥٠	٤٠	٤٦	٥٥	٤٠	٤٧	٥٠	٤٠	٤٧
٥٣	٥٠	٥٠	٥٣	٥٠	٥٠	٥٣	٥٠	٤٨	٥١	٥٠	٤٨	٥٦	٥٠	٤٨	٥١	٥٠	٤٨
٥٤	٦٠	٥٢	٥٤	٦٠	٥٣	٥٥	٦٠	٥٢	٥٣	٦٠	٥٢	٥٨	٦٠	٥٢	٥٢	٦٠	٥١
٥٥	٧٠	٥٥	٥٥	٧٠	٥٥	٥٧	٧٠	٥٥	٥٤	٧٠	٥٤	٥٩	٧٠	٥٤	٥٣	٧٠	٥٤
٥٦	٧٥	٥٨	٥٦	٧٥	٥٨	٥٧	٧٥	٥٧	٥٥	٧٥	٥٧	٦٠	٧٥	٥٧	٥٣	٧٥	٥٤
٥٦	٨٠	٥٨	٥٦	٨٠	٥٨	٥٨	٨٠	٥٧	٥٦	٨٠	٥٩	٦٠	٨٠	٥٧	٥٥	٨٠	٥٨
٥٨	٩٠	٦٤	٥٨	٩٠	٦٥	٥٩	٩٠	٦١	٥٧	٩٠	٦٣	٦٤	٩٠	٦٤	٥٨	٩٠	٦٤
٥٨	٩٥	٦٥	٥٨	٩٥	٦٥	٦٣	٩٥	٦٩	٦٠	٩٥	٦٨	٦٧	٩٥	٦٨	٥٩	٩٥	٦٨

مراجع الدراسة

إبراهيم السيد إسماعيل (٢٠١٢). *إستراتيجيات التعلم المنظم ذاتياً وعلاقتها بالاتجاه نحو الدراسة والتحصيل الدراسي لدى طلاب الجامعة* (رسالة دكتوراه غير منشورة). كلية التربية، جامعة المنصورة.

إبراهيم عبدالله الحسينان (٢٠١٠). *إستراتجيات التعلم المنظم ذاتياً فى ضوء نموذج بينتريش وعلاقتها بالتحصيل والتخصص والمستوى الدراسي والأسلوب المفضل للتعلم* (رسالة دكتوراه غير منشورة). كلية العلوم الاجتماعية، جامعة الإمام محمد بن سعود الإسلامية.

أحمد عبدالرحمن عثمان (٢٠٠٥). النموذج البنائي لبعض المتغيرات المرتبطة باستراتيجيات التعلم المنظم ذاتياً لدى طلبة المرحلة الثانوية. *مجلة كلية التربية بالزقازيق، جامعة الزقازيق*، ٥١، ٧٣-١٣٠.

أحمد محمد التقي (٢٠١٣). *النظرية الحديثة في القياس* (ط٢). عمان: دار المسيرة للنشر والتوزيع والطباعة.

إسماعيل سلامة البرصان (٢٠١٣). الأداء التفاضلي لمتغير الجنس لفقرات الاختبار الوطني الأردني لضبط نوعية التعليم لمادة الرياضيات للصف العاشر. *دراسات تربوية ونفسية، كلية التربية، جامعة الزقازيق*، ٢٨ (٧٩)، ٢٢٩-٢٧٠.

أمينة محمد كاظم (١٩٨٨). *دراسة نظرية نقدية حول القياس الموضوعي للسلوك نموذج راش*. الكويت: مؤسسة الكويت للتقدم العلمي.

أمينة محمد كاظم (١٩٩٥). *اتجاهات معاصرة في بناء بنوك الأسئلة* (ط٢). في: الأسس التربوية لإعداد المعلم الجامعي. القاهرة: جامعة عين شمس.

أمينة محمد كاظم (٢٠٠٤). بنوك الأسئلة في التعليم الجامعي. *المؤتمر القومي السنوي الحادي عشر: العربي الثالث، مركز تطوير التعليم الجامعي، جامعة*

عين شمس، ١٨ - ١٩ ديسمبر، ٥٢-٦٨.

بلال عماد الخطيب (٢٠١٨). مستوى التعلم المنظم ذاتياً وعلاقته بالذكاء الناجح لدى الطلبة الموهوبين في الأردن. *مجلة كلية التربية، جامعة الأزهر، ١٧٩* (١)، ٤٢٦-٤٥٣.

تغريد عبد الرحمن حجازي (٢٠١٢). تحليل بيانات مقياس الاتجاهات نحو العلوم الحياتية وفق نظرية استجابة الفقرة. *مجلة اتحاد الجامعات العربية للتربية وعلم النفس*، ١٠ (٢)، ٥٩ - ٧٨.

جليلة عبدالمنعم مرسي (٢٠٠٩). عادات الاستذكار وعلاقتها بكل من التعلم المنظم ذاتياً وبعض العوامل البيئية كما يدركها تلاميذ المرحلة الابتدائية. *المجلة المصرية للدراسات النفسية، ١٩* (٦٢)، ١٨٩-٢٥٢.

جمال فرغل الهواري، منال على الخولي (٢٠٠٦). التعليم المنظم ذاتياً لدى مرتفعي ومنخفضي السعة العقلية من طلاب الجامعة من الجنسين. *المجلة المصرية للدراسات النفسية* ، ١٦ (٥٢)، ١١٣-١٦٠.

حسان العمري، عبدالله شطناوي (٢٠١٦). الأداء التفاضلي لفقرات الاختبار الوطني لضبط نوعية التعليم في الرياضيات للصف العاشر تبعاً لمتغير الجنس. *مجلة جامعة النجاح للأبحاث: العلوم الإنسانية*، ٣٠ (٨)، ١٥٣٠-١٥٥٤.

حصة عبد الرحمن فخرو، أنور رياض عبد الرحيم، محمد إبراهيم محمد (٢٠٠٩). فاعلية استخدام نموذج سلم التقدير في تحليل مفردات مقياس مداخل الدراسة لدى طلبة جامعتي قطر والمنيا. *مجلة التربية وعلم النفس، كلية التربية، جامعة المنيا*، ٢٢ (٢)، ١٣٢-١٧٥.

حمودة عبدالواحد حمودة (٢٠١٧). النموذج البنائي لتفضيلات أساليب التقييم البديل وبعض استراتيجيات التعلم المنظم ذاتياً لدى طلاب كلية التربية بالوادي

الجديد. *مجلة كلية التربية، كلية التربية، جامعة أسيوط*، ٣٣ (٧)، ٢٨٠-٣٧٧.

رامي عبد الله طشطوش، سليمان الترجمي (٢٠١٧). التفكير التأملي والتعلم المنظم ذاتياً والعلاقة بينهما لدى طلبة جامعة طيبة بالمدينة المنورة. *مجلة جامعة القدس المفتوحة للأبحاث والدراسات، جامعة القدس المفتوحة*، ٤٤(١) ، ١٠٥-١٢٢

ربيع عبده رشوان (٢٠٠٥). *توجهات أهداف الإنجاز والمعتقدات الذاتية وعلاقتها بإستراتيجيات التعلم المنظم ذاتياً لدى طلاب الجامعة* (رسالة دكتوراه غير منشورة). كلية التربية، جامعة جنوب الوادي.

رشدي فام منصور (١٩٩٧). حجم التأثير: الوجه المكمل للدلالة الإحصائية. *المجلة المصرية للدراسات النفسية، ٧* (١٦)، ٥٧-٧٥.

زين حسن ردادي (٢٠٠٢). المعتقدات الدافعية واستراتيجيات التنظيم الذاتي للتعلم فى علاقتهما بالتحصيل الدراسي لدى تلاميذ مدارس منارات المدينة المنورة. *مجلة كلية التربية بالزقازيق، جامعة الزقازيق، ٤١*، ١٧١-٢٣٤.

سالم علي الغرايبة (٢٠١٧). العلاقة بين تقدير الذات وبعض استراتيجيات التعلم المنظم ذاتياً لدى طلبة جامعة القصيم في ضوء بعض المتغيرات. *دراسات العلوم التربوية، الجامعة الأردنية، ٤٤* (١)، ٦٩-٩٥.

صفوت فرج (١٩٩١). *التحليل العاملي فى العلوم السلوكية* (ط٢). القاهرة: مكتبة الأنجلو المصرية .

صلاح الدين محمود علام (١٩٨٥). تحليل بيانات الاختبارات العقلية باستخدام نموذج راش اللوغاريتمي الاحتمالي: دراسة تجريبية. *المجلة العربية للعلوم*

الإنسانية، جامعة الكويت، ٥ (١٧)، ١٠٠-١٢٣.

صلاح الدين محمود علام (٢٠٠٠). *القياس والتقويم التربوي والنفسي أساسية وتطبيقاته وتوجهاته المعاصرة*. القاهرة: دار الفكر العربي.

صلاح الدين محمود علام (٢٠٠٥). *نماذج الاستجابة للمفردة الاختبارية أحادية البعد ومتعددة الأبعاد وتطبيقاتها في القياس النفسي والتربوي*. القاهرة: دار الفكر العربي.

صلاح الدين محمود علام (٢٠٠٧). *الاختبارات التشخيصية مرجعية المحك في المجالات التربوية والنفسية والتدريبية* (ط٢). القاهرة: دار الفكر العربي.

عادل أحمد الناجي (٢٠١١). *فاعلية طريقة التحليل العاملي المقيد مقارنة بعدة طرق للكشف عن الأداء التفاضلي على الفقرة* (رسالة دكتوراه غير منشورة). كلية التربية، جامعة اليرموك.

عبدالرحمن عبدالله النفيعي (٢٠٠٨). *مقارنة فاعلية عدد من الطرق الإحصائية للكشف عن الأداء التفاضلي لفقرات الاختبارات وأثر ذلك على الخطأ من النوع الأول وقوة الاختبار* (رسالة دكتوراه غير منشورة). كلية التربية، جامعة أم القرى.

عبدالرؤف إبراهيم السواح (٢٠٠٧). إستراتيجيات التعلم المنظم ذاتياً لدى الطلاب مرتفعي ومنخفضي التحصيل الدراسي بتخصصي إعداد معلم الحاسب الآلي والإعلام التربوي بكلية التربية النوعية. *مجلة بحوث التربية النوعية، جامعة المنصورة*، ١٠، ٣٩-١٠٥.

عبدالله عبدالهادي العنزي (٢٠١٥). التعلم المنظم ذاتياً وعلاقته بالتخصص والجنس والتحصيل الدراسي لدى طلبة كلية العلوم والآداب بالقريات - جامعة

الجوف. *رسالة التربية وعلم النفس، جامعة الملك سعود*. ٥٠ ، ٢٥-٤٥.

عبدالناصر الجراح (٢٠١٠). العلاقة بين التعلم المنظم ذاتياً والتحصيل الأكاديمي لدى عينة من طلبة جامعة اليرموك. *المجلة الأردنية فى العلوم التربوية*، ٦ (٤)، ٣٣٣-٣٤٨.

عزت عبدالحميد حسن (١٩٩٩). دراسة بنية الدافعية واستراتيجيات التعليم وأثرها على التحصيل الدراسي لدى طلاب كلية التربية جامعة الزقازيق. *مجلة كلية التربية بالزقازيق، جامعة الزقازيق*، ٣٣، ١٠١-١٥٢.

عصام على الطيب (٢٠١٢). *إستراتيجيات التعلم المنظم ذاتياً: مدخل معاصر للتعلم من أجل الإتقان*. القاهرة: عالم الكتب.

عصام على الطيب ، راشد مرزوق راشد (٢٠٠٧). النمذجة البنائية لأساليب المعاملة الوالدية والمعتقدات الدافعية وإستراتيجيات التعلم المنظم ذاتياً لدى الطلاب بالمرحلة الثانوية. *مجلة البحث فى التربية وعلم النفس*، ٢١ (١) ، ١٢٧-٢٨١.

عفاف عبداللاه عثمان (٢٠١٧). استراتيجيات التعلم المنظم ذاتياً ومداخل الدراسة وأسلوب العزو: كمتغيرات تنبؤية بالتحصيل الدراسي لدى طالبات كلية التربية جامعة نجران. *مجلة العلوم التربوية والنفسية، جامعة القصيم*، ١٠ (٣)، ٧٣٥-٨٠٤.

علا حمدى السمان (٢٠٠٩). *فعالية برنامج لتنمية إستراتيجيات التعلم المنظم ذاتياً لدى طلاب الجامعة* (رسالة دكتوراه غير منشورة). كلية التربية، جامعة سوهاج.

علي صالح النوافلة (٢٠١٣). *أثر نسبة الفقرات ذات الأداء التفاضلي ومستواه في تقدير معالم فقرات الاختبار وقدرات الأفراد وفق نموذج الاستجابة للفقرة ثلاثي المعلمة* (رسالة دكتوراه غير منشورة). كلية التربية، جامعة اليرموك.

علي صلاح حسن (٢٠١٦). *أثر أداء الفقرات التفاضلي للنوع والعمر فى دقة معادلة الاختبار فى ضوء نموذجى راش وفيشر للاستجابة للمفردة* (رسالة دكتوراه غير منشورة). كلية التربية ، جامعة أسيوط.

علي يوسف البطوش (٢٠١٨). *فحص الأداء التفاضلي لفقرات أداة تقييم الأداء التدريسي تبعاً لمتغير الجنس والمستوى الدراسي في جامعة اليرموك باستخدام طريقة مانتل-هانزل العامة* (رسالة دكتوراه غير منشورة). كلية التربية، جامعة اليرموك.

عماد أحمد حسن (٢٠٠٣). التنبؤ بالأداء الأكاديمي فى ضوء بعض إستراتيجيات التعلم المنظم ذاتياً لدى طلاب المرحلة الثانوية. *مجلة كلية التربية، جامعة أسيوط، ١٩* (١)، ٥٨١-٦١٩.

غالية حمد السليم (٢٠١٨). مستوى التعلم المنظم ذاتياً لدى طالبات الدراسات العليا في جامعة الإمام محمد بن سعود الإسلامية وعلاقته بالتحصيل والتخصص والمستوى الأكاديمي. *المجلة العربية لضمان جودة التعليم الجامعي، جامعة العلوم والتكنولوجيا، ١١* (٣٧)، ١٤٩-١٧٠.

مايسة فاضل أبو مسلم (٢٠١٠). الكشف عن تحيز بنود الاختبار وفقاً لمدخل نظرية الاستجابة للمفردة (IRT) ومدخل مانتل هانزل (M-H) : دراسة مقارنة. *مجلة كلية التربية، جامعة الإسكندرية، ٢٠* (٢)، ١٨٩ – ٢٣٧.

محسن محمد عبدالنبي (٢٠١٠). دور النوع والتفوق الدراسي فى إستراتيجيات التعلم المنظم ذاتياً وخصائص البيئة الصفية المدركة لدى طلاب المرحلة الثانوية. *المجلة المصرية للدراسات النفسية، ٢٠* (٦٦)، ٤١٣-٤٨٥.

محمد حسانين محمد، أحمد حسن عاشور (٢٠٠٦). فعالية الذات اللغوية وما وراء الفهم واستراتيجيات التعلم المنظم ذاتياً فى ضوء التخصص والتحصيل الدراسي لدى عينة من طلاب كلية التربية جامعة بنها. *مجلة كلية التربية، جامعة الأزهر*، ١٢٩ (٣)، ١٨٣-٢٢٩.

محمد ذياب السرحا (٢٠١٦). *الكفاءة الذاتية ودافعية الانجاز والتعلم المنظم ذاتياً كمتنبئات بالتسويف الأكاديمي لدى طلبة جامعة آل البيت* (رسالة دكتوراه غير منشورة). كلية التربية، جامعة اليرموك.

محمد عبدالله سحلول (٢٠٠٩). *استراتيجيات التعلم المنظم ذاتياً وأساليب التفكير التي تميز بين طلبة جامعة صنعاء ذوي توجهات أهداف الإنجاز المرتفعة والمتدنية* (رسالة دكتوراه غير منشورة). كلية التربية، جامعة اليرموك.

محمد نور السكارنة (٢٠١٨). *الكشف عن الأداء التفاضلي لفقرات مقياس اتجاه تبعاً لتوزيع الفقرات السالبة وطريقة الكشف ومستوى الدلالة* (رسالة دكتوراه غير منشورة). كلية التربية، جامعة اليرموك

مديحة عثمان عبدالفضيل (٢٠٠٩). الأداء الأكاديمي وعلاقته بأساليب التفكير واستراتيجيات معالجة المعلومات لدى طلاب كلية التربية بالمنيا. *مجلة البحث فى التربية وعلم النفس، كلية التربية، جامعة المنيا*، ٢٢ (١)، ٣٨٦-٤٣٢.

نصرة محمد جلجل (٢٠٠٧). أثر التدريب على إستراتيجيات التعلم المنظم ذاتياً فى تقدير الذات والدافعية للتعلم والأداء الأكاديمي فى الحاسب الآلي لدى طلاب شعبة معلم الحاسب الآلي. *مجلة البحوث النفسية والتربوية، كلية التربية ، جامعة المنوفية*، ٢٢ (١)، ٢٥٧-٣٢٢.

نضال كمال الشريفين (٢٠١٨). أثر نوع الأداء التفاضلي للفقرات على الخصائص السيكومترية للفقرات والاختبار وفق النماذج المعلمية والنماذج اللامعلمية

لنظرية الاستجابة للفقرة. *دراسات العلوم التربوية، الجامعة الأردنية*، ٤٥ (٤)، ٦٠٥-٦٣٢.

هانم على عبدالمقصود (٢٠٠٩). أثر تفاعل المعتقدات المعرفية ومهارات التعلم المنظم ذاتياً على التحصيل الدراسي لطلبة كلية التربية جامعة الزقازيق. *مجلة كلية التربية بالمنصورة، جامعة المنصورة، ٧٠*، ٦٥-١١٤.

هدى تركي السبيعي (٢٠٠٨). أثر إستراتيجيات التعلم على تحصيل طلاب كلية التربية دراسة عبر ثقافية قطرية مصرية. *مجلة البحث فى التربية وعلم النفس، كلية التربية، جامعة المنيا*، ٢١ (٣)، ٢٣٩-٢٧٧.

هشام محمد الخولي (٢٠١٨). نمذجة العلاقات السببية بين إستراتيجيات التعلم المنظم ذاتياً وقلق الاختبار وأساليب حل الأسئلة الأكاديمية لدى طلاب الجامعة. *دراسات تربوية ونفسية*، كلية التربية، جامعة الزقازيق، ١٠١، ١-٧٨.

Abedalaziz, N. (2010). Detecting Gender Related DIF Using Logistic Regression and Mantel-Haenszel Approaches. *Procedia Social and Behavioral Sciences*, 7(C), 406-413.

Abedalaziz, N., Ismail, W. & Hussin, Z. (2011). Detecting a Gender-Related DIF Using Logistic Regression and Transformed Item Difficulty. *US-China Education Review, 5*(B), 734-744.

Adams, R. J. (1988). Applying the Partial Credit Model to Educational Diagnosis. *Applied Measurement of Education, 1*(4), 347-361.

Ambiel, R. A., Noronha, A. P. & De Francisco C. L. (2015).

Analysis of the Professional Choice Self-Efficacy Scale Using the Rasch-Andrich Rating Scale Model. ***International Journal for Educational and Vocational Guidance, 15*****(3), 205-219.**

Andrich, D. (1995). Models for Measurement, Precision and The Non-Dichotomization of Graded Responses. ***Psychometrika, 60*****(1), 7-26.**

Andrich, D. (2002). Understanding Resistance to The Data-Model Relationship in Rasch's Paradigm: A Reflection for The Next Generation. ***Journal of Applied Measurement. 3*****(3), 325-359.**

Andrich, D. & Hagquist, C. (2012). Real and Artificial Differential Item Functioning. ***Journal of Educational and Behavioral Statistics, 37*****(3), 387-416.**

Andrich, D., & Hagquist, C. (2015). Real and Artificial Differential Item Functioning in Polytomous Items. ***Educational and Psychological Measurement, 75*****(2), 185-207.**

Andrich, D. & Marais, I. (2019). ***A Course in Rasch Measurement Theory: Measuring in the Educational, Social and Health Sciences.*** **Netherlands: Springer.**

Ariffin, S. R., Idris, R. & Ishak, N. M. (2010). Differential Item Functioning in Malaysian Generic Skills Instrument (MyGSI). ***Journal Pendidikan Malaysia, 35*****(1), 1-10.**

Baris, C. (2015). Academic Motivation and Self-Regulated Learning in Predicting Academic Achievement in College. ***Journal of International Education Research, 11*****(2), 95-106**

Bartels, J., Magun-Jackson, S. & Ryan, J. (2010). Dispositional Approach-Avoidance Achievement Motivation and Cognitive Self-Regulated Learning: The Mediation of Achievement Goals. ***Individual Differences Research, 8(2), 97-110.***

Bidjerano, T. & Dai, D. (2007). The Relationship between the Big-Five Model of Personality and Self-Regulated Learning Strategies. ***Learning and Individual Differences, 17*****(1), 69-81.**

Bond, T. G. & Fox, C. M. (2015). ***Applying The Rasch Model: Fundamental Measurement in the Human Sciences*** **(3th ed.). New York, NY: Routledge.**

Bruso, J. & Stefaniak, J. (2016). The Use of Self-Regulated Learning Measure Questionnaires as a Predictor of Academic Success. ***Linking Research & Practice to Improve Learning, 60*****(6), 577-584.**

Butler, D. (2003). Structuring Instruction To Promote Self-Regulated Learning by Adolescents and Adults with Learning Disabilities. ***Exceptionality, 11*****(1), 39-60.**

Casabianca, J. M. & Lewis, C. (2018). Statistical Equivalence Testing Approaches for Mantel-Haenszel DIF Analysis. ***Journal of Educational and Behavioral Statistics, 43*****(4), 407-439.**

Dembo, M. H. & Seli, H. (2016). ***Motivation and Learning Strategies for College Success: A Focus on Self-Regulated Learning*** **(5th ed.). New York, NY: Routledge.**

DiBenedetto, M. K. (2018). ***Connecting Self-Regulated Learning and Performance with Instruction Across High***

School Content Areas. **The Netherlands: Springer.**

Dimitrov, D. M.(2017). Examining Differential Item Functioning: IRT-Based Detection in the Framework of Confirmatory Factor Analysis. ***Measurement and Evaluation in Counseling and Development, 50*****(3), 183-200.**

Dodd, B. G. & Kock, W. R. (1987). Effects of Variations in Item Step Values on Item and Test Information in The Partial Credit Model. ***Applied Psychological Measurement, 11*** **(4), 371-384.**

Ebru, B. (2016). Investigation of the Self-Regulated Learning Strategies of Students from the Faculty of Education Using Ordinal Logistic Regression Analysis. ***Educational Sciences: Theory & Practice. 16*****(1), 301-318.**

Embretson, S. E. & Reise, S. P. (2000). ***Item Response Theory for Psychologists.*** **Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates Publishers.**

Embretson, S. E. & Reise, S. P. (2004). Item Response Theory for Psycholol gists. ***Quality of life Research, 13*****, 715-716.**

Evangelia, K. & Fotios S. M. (2015). Testing Two Path Models to Explore Relationships between Students' Experiences of the Teaching-Learning Environment, Approaches to Learning and Academic Achievement. ***Educational Psychology, 35*****(1), 26-52.**

Fettahlioglu, P. (2011). The Analysis of Using Self-Regulated Learning Strategies According to Gender Factor. ***Procedia Social and Behavioral Sciences,*** **15, 2748–2752.**

Fidalgo, A. M. (2010). GMHDIF: A Computer Program for

Detecting DIF in Dichotomous and Polytomous Items Using Generalized Mantel-Haenszel Statistics. ***Applied Psychological Measurement,*** ***35*****(3), 247-249.**

Fidalgo, A. M. (2011a). GMHDIF: A Computer Program for Detecting DIF in Dichotomous and Polytomous Items Using Generalized Mantel-Haenszel Statistics. ***Applied Psychological Measurement,*** **35, 247-249.**

Fidalgo, A. M. (2011b). A New Approach for Differential Item Functioning Detection Using Mantel-Haenszel Methods, The GMHDIF Program. ***The Spanish Journal of Psychology, 14*****(2), 1018-1022.**

Fidalgo, A. M. & Bartram, D. (2010). A Comparison Between Some Generalized Mantel-Haenszel Statistics for Detecting DIF in Data Simulated Under the Graded Response Model. ***Applied Psychological Measurement,*** **34, 600-606.**

Fidalgo, A. M. & Scalon, J. D. (2010). Using Generalized Mantel-Haenszel Statistics to Assess DIF Among Multiple Groups. ***Journal of Psychological Assessment. 28*****(1), 60-69.**

Gomes, R. (2012). Parent Ratings of ADHD Symptoms: Generalized Partial Credit Model Analysis of Differential Item Functioning Across Gender. ***Journal of Attention Disorders, 16*** **(4), 276-283.**

Hambleton, R. K. & Swaminathan, H. (1985*). Item Response Theory: Principles and Applications*. Boston, Kluwer-Nijhoff Publishers.

Hambleton, R. K., Swaminthan, H. & Rogers, H. J. (1991). ***Fundamentals of Item Response Theory.*** **Newbury**

Park, CA: Sage Publications.

Hoover, T., Kubina, R. & Mason, L. (2012). Effects of Self-Regulated Strategy Development for POW+TREE on High School Students with Learning Disabilities. *Exceptionality, 20*(1), 20-38.

Huang, J. & Han, T. (2012). Revisiting Differential Item Functioning: Implications for Fairness Investigation. *International Journal of Education, 4*(2), 74-86.

Hulin, C. L., Drasgow, F. & Parsons, C. K. (1983). *Item Response Theory: Application to Psychological Measurement*. Homewood IL: Dow Jones Irwin.

Kaufman, S. B. & Singer, J. L. (2004). Applying the Theory of Successful Intelligence to Psychotherapy Training and Practice. *Imagination, Cognition and Personality, 23*(4), 325-355.

Khalid, M. N. & Glas, C. A. (2014). A Scale Purification Procedure for Evaluation of Differential Item Functioning. *Measurement, 50*, 186–197.

Kline, T. (2004). Gender and Language Differences on The Test of Workplace Essential Skills: Using Overall Mean Scores and Item-Level Differential Item Functioning Analyses. *Educational and Psychological Measurement, 64*(3), 549-559.

Kline. P. (1999). *Hand Book of The Psychological Testing*(2nd ED.). London: Rout Ledge.

Lee, H. & Geisinger, K. F. (2016). The Matching Criterion Purification for Differential Item Functioning Analyses in a Large-Scale Assessment. *Educational and Psychological Measurement, 76* (1), 141-163.

Lin, C.-K. (2018). Effects of Removing Responses with Likely Random Guessing under Rasch Measurement on a

Multiple-Choice Language Proficiency Test. *Language Assessment Quarterly, 15*(4), 406-422.

Linacre, J. M. (2015). *Winsteps Rasch Measurement Computer Program User's Guide*. Beaverton, OR: Winsteps.com.

Lord, F. M. (1980). *Applications of Item Response Theory To Practical Testing Problems*. Hillsdale, NJ: Laurence Erlbaum Associates.

Magis, D. & Facon, B. (2013). Item Purification Does Not Always Improve DIF Detection: A Counterexample With Angoff's Delta Plot. *Educational and Psychological Measurement, 73*(2), 293-311.

Meade, A. & Wright, N. (2012). Solving the Measurement Invariance Anchor Item Problem in Item Response Theory. *Journal of Applied Psychology, 97*(5), 1016-1031.

Nitko, A. N. & Brookhart, S. M. (2006). *Educational Assessment of Student* (5th ed.), New Jersy: Merrill Prentice Hall.

Ojerinde D. (2013). Classical Test Theory (CTT) VS Item Response Theory (IRT): An Evaluation of The Comparability of Item Analysis Results. *A Guest Lecture Presented at The Institute of Education, University of Ibadan on 23rd May.*

Ozan, C., Gundogdu, K., Bay, E. & Celkan, H. (2012). A Study on the University Students' Self-Regulated Learning Strategies Skills and Self-Efficacy Perceptions in Terms of Different Variables. *Procedia-Social and Behavioral Sciences*, 46, 1806-1811.

Ozdemir, B. (2015). A Comparison of IRT-Based Methods for Examining Differential Item Functioning in

TIMSS 2011 Mathematics Subtest. ***Procedia-Social and Behavioral Sciences, 174,*** **2075-2083.**

Pae, T., & Park, G. (2006). Examining the Relationship Between Defferintial Item Functioning and Defferintial Test Functioning. ***Language Testing, 23*****(4), 475 - 496.**

Penfield, R. D., Giacobbi, P. R. & Myers, N. D. (2007). Using the Cumulative Common Log-Odds Ratio to Identify Differential Item Functioning of Rating Scale Items in the Exercise and Sport Sciences. ***Research Quarterly for Exercise and Sport, 78*** **(5), 451-464.**

Pintrich, P. & Zusho, T. (2007). Student Motivation and Self-Regulated Learning in the College Classroom. In R. Perry & J. Smart (Eds.), ***The Scholarship of Teaching and Learning in Higher Education: An Evidence-Based Perspective*** **(Pp. 731-810), Netherlands: Springer.**

Rahman, S. & Mokhtar, S. (2012). Structural Relationship of Learning Environment, Learning Approaches, and Generic Skills among Engineering Students. ***Asian Social Science, 8*****(13), 280-290.**

Reid, C. A., Kolakowsky, S. A., Lewis, A. N. & Armstrong, A. J. (2007). Modern Psychometric Methodology: Applications of Item Response Theory. ***Rehabilitation Counseling Bulletin, 50*****(3), 177-188.**

Reise, S. P. & Revicki, D. A. (2015). ***Handbook of Item Response Theory Modeling: Applications to Typical Performance Assessment.*** **New York, NY: Routledge.**

Runnels, J. (2013). Measuring Differential Item and Test Functioning Across Academic Disciplines. ***Language Testing in Asia, 3*****(9), 1-11.**

Saki, K. & Nadari, M. (2018). The Relationship between Self-Regulated Learning, Academic self-Concept and the Academic Achievement Motivation of Students in the Second Grade of High School. ***Middle East Journal of Family Medicine. 16*****(2), 324-335.**

Schunk, D. & Zimmerman, B. (2008). ***Motivation and Self-Regulated Learning: Theory, Research, and Applications*****. New York: Lawrence Erlbaum Associates.**

Sharkness, J. & DeAngelo, L. (2011). Measuring Student Involvement: A Comparison of Classical Test Theory and Item Response Theory in the Construction of Scales from Student Surveys. ***Research in Higher Education, 52*****(5), 480-507.**

Stump, T. E., Monahan P. & Mehorney, C. A. (2005). Differential Item Functioning in the Short Portable Mental Status Questionnaire. ***Research on Aging, 27*****(3), 355-384.**

Suen, H. K. (1990). ***Principles of Test Theories*****. Hillsdale, NJ: Laurence Erlbaum Associates.**

Tan, X. & Gierl, M. J. (2005). Using Global and Local DIF Analysis to Assess DIF Across Language Groups. ***Paper Presented at the Annual Conference of the National Council on Measurement and Evaluation,*** **Montreal, Quebec, Abril.**

Tang, H. & Neber, M. (2008). Motivation and Self-Regulated Science Learning in High-Achieving Students: Differences Related to Nation, Gender, and Grade-Level. ***High Ability Studies, 19*****(2), 103-116.**

Ueckert, S. (2018). Modeling Composite Assessment Data Using Item Response Theory. ***Pharmacometrics & Systems Pharmacology, 7*****(4), 205-218.**

Vargas, O., Martinez, C. & Uribe, A. (2012). Academic Achievement in Hypermedia Environments, Scaffolding Self-Regulated Learning and Cognitive Style. *Revista Latinoamericana de Psicología, 44*(2). 13-26.

Wondimu, A. (2017). Motivation and Self-Regulated Learning: A Multivariate Multilevel Analysis. *International Journal of Psychology and Educational Studies, 4*(3), 1-11.

Woods, C. M. (2009). Empirical Selection of Anchors for Tests of Differential Item Functioning. *Applied Psychological Measurement, 33*(1), 42–57.

Wright, B. D. & Linacre, J. M. (1994). Reasonable Mean-Square Fit Values. *Rasch Measurement Transactions, 8*(3), 370-371.

Wright, B. D. & Stone, M. H. (1979). *Best Test Design: Rasch Measurement.* Chicago, IL: MESA Press.

Wright, B. D. & Stone, M. H. (1988). *Validity in Rasch Measurement.* University of Chicago: Research Memorandum.

Yukselturk, E. & Bulut, S. (2009). Gender Differences in Self-Regulated Online Learning Environment. *Educational Technology & Society, 12*(3), 12-22.

Yusuf, M. (2011). Investigating Relationship between Self-Efficacy, Achievement Motivation, and Self-Regulated Learning Strategies of Undergraduate Students: A Study of Integrated Motivational Models. *Procedia Social and Behavioral Sciences,* 15, 2614-2617.

Zimmerman, B. (2002). Becoming a Self-Regulated Learner: An Overview. *Theory Into Practice, 41*(2), 64-70.