الخصائص السيكومترية لمقياس بارات للاندفاعية
مقارنة بين النظرية الكلاسيكية ونظرية الاستجابة للمفردة

الباحث/ أحمد سعيد حامد الطلى
لدرجة الماجستير بقسم علم النفس كلية الاداب – جامعة المنوفية

ملخص:

هدفت الدراسة الحالية إلى التحقق من الخصائص السيكومترية لمقياس بارات للاندفاعية (BIS-11) وفقاً للنظرية الكلاسيكية ونطرية الاستجابة للمفردة. وتكونت عينة الدراسة من جزئين، أولاً عينة سيكومترية تكونت من ٢٠٠ طالب وطالبة من أقسام علم النفس والتاريخ والجغرافيا واللغة الفرنسية بكلية الآداب جامعة المنوفية، والعينة الأساسية تكونت من طلاب وطالبات الكليات العملية والنظرية بجامعة المنوفية (ن=٩٤٤) تتراوح أعمارهم بين ١٦-٢٦ عام، واستخدم الباحث المنهج الوصفى الارتباطى، وقد اشتملت أدوات الدراسة على مقياس بارات للاندفاعية ومقياس سمة الغضب لسبيلبرجر ومقياس تصور الانتحار لرود ، وقد أظهرت النتائج توافق كبير فى الخصائص السيكومترية لمقياس بارات للاندفاعية بالنظريتين، حيث تم الحصول على قيم مرتفعة لمعاملات الارتباط بين معاملات الصعوبة والتمييز وفقا للنظريتين، إلا أن نظرية الاستجابة للمفردة تقدم نتائج أكثر دقة مقارنة بالنظرية الكلاسيكية وهو ما يتضح فى ارتفاع قيم معاملات الثبات الهامشية وفقاً لنظرية الاستجابة للمفردة مقارنة بمعامل ألفا كرونباخ وفقاً للنظرية الكلاسيكية والذى يرجع إلى انخفاض قيم الأخطاء المعيارية الهامشية فى نظرية الاستجابة للمفردة مقارنة بالأخطاء المعيارية فى النظرية الكلاسيكية.

Abstract:

The current study aimed to assess the psychometric properties of the Barratt Impulsiveness Scale (BIS-11) in the light of the Classical Test Theory and Item Response Theory, The researcher used the Relational and Comparative descriptive approach. The study sample consisted of male and female students from practical and theoretical faculties at Menoufia University (n = 944), aged between 16-26 years. The study tools included the Barratt Impulsiveness scale, Spielberger's anger trait scale, and Rodd's suicide perception scale. The results showed a great agreement in the psychometric properties of the Barratt Impulsivity Scale with the two theories, Where high values of the correlation coefficients were obtained between the coefficients of difficulty and discrimination according to the two theories. However, Item response theory gives more accurate results compared to the classical theory, This is evident in the higher values of the marginal reliability coefficients compared to Cronbach's alpha coefficient, which is due to the lower values of the marginal standard errors in the Item response theory compared to the standard errors in the classical theory.

مقدمة

تعتبر الشخصية هي الهيكل الثابت للخصائص والسلوك الذى يشتمل على قدرة الفرد على التكيف مع الحياة بما في ذلك السمات الرئيسية والاهتمامات والقيم ومفهوم الذات للفرد والقدرات والأنماط الانفعالية، وينظر إلى الشخصية عموما على انها تكامل معقد أو ديناميكي يسهم في تشكيله العديد من العوامل مثل الوراثة والبيئة (VandenBos, 2015:782). ومن سمات الشخصية هذه سمة الاندفاعية. هذه السمة ترتبط بشكل أساسي بالتحكم في الأفكار والسلوك، وترتبط بالقدرة على الملاحظة والتوافق مع المشكلات الاجتماعية، من ناحية أخرى فان الاندفاعية ترتبط بالكثير من الاضطرابات العصبية السلوكية كاضطراب فرط الحركة ونقص الانتباه واضطرابات السلوك واضطراب الشخصية المضادة للمجتمع **(Fossati et al., 2001)**، كذلك ترتبط الاندفاعية باضطرابات اخرى حيث ترتبط بتكرار الشراهة في الأكل، والقمار، وسوء السلوك الأكاديمي، وتناول الكحول، وتدخين السجائر، ووجود أفكار انتحارية (Vasconcelos **et al.**, 2012).

كل هذا جعل منها سمة شخصية مهمة، ودفع الباحثين إلى تصميم العديد من المقاييس النفسية والسلوكية والفسيولوجية لقياسها.

ووفقا لتعريف الجمعية الدولية لبحوث الاندفاع The International Society for Research on Impulsivity (ISRI) تم تحديد ثلاثة مجالات للاندفاعية هى السلوك دون تفكير كاف وملائم، والنزعة الى الفعل والتصرف بمستوى تفكير اقل من المستوى الذى يستخدمه الاخرون من القدرة والمعرفة نفسها

، والقابلية للتسرع والاستجابات غير المخطط لها للإثارة الداخلية والخارجية دون الاخذ في الاعتبار النتائج السلبية لردود الفعل.

ومما هو جدير بالذكر ان فهم عواقب الاندفاعية وما يترتب عليها أمر واضح ومباشر لكن ما يصعب فهمه هو اسباب الاندفاعية (De Yong, 2010). وقد تم تقديم تفسيرات مختلفة للاندفاعية منها التفسير البيولوجي Biological interpretation حيث يرى Amen (في:عبد الهادى، أبو جدى، ٢٠١٤) ان الاندفاعية ترجع الى عدم اداء

مناطق معينة في المخ (مسئولة عن تنظيم الانفعالات والأفكار والسلوك) وظائفها وابرز هذه المناطق هي منطقة قشرة ما قبل المقدمة وهى جزء المخ (cortex cerebri) الذي يراقب ويشرف ويوجه ويرشد وينظم السلوك فيعمل على إدارة الوقت وإصدار الحكم وضبط الاندفاع والتخطيط والتفكير الناقد . ومن الناحية الاجتماعية هناك اعتقاد بان الاندفاعية سلوك مكتسب من الأسرة التي يتعلم فيها الفرد الاستجابة له فورا للحصول على ما هو مطلوب للإشباع وهؤلاء الأفراد المندفعون لا يستطيعون تقييم عواقب الأفعال **(Moeller et al., 2001)**

وكما تمت الإشارة فبسبب كون الاندفاعية سمة شخصية هامة، كان هذا دافع لسعى الباحثين نحو قياسها، وقد تعددت أساليب قياس الاندفاعية وهناك ثلاث فئات رئيسية من الادوات تقيس الجوانب الرئيسية للاندفاع وهى الاختبارات المعملية السلوكية (مثل نماذج المعاقبة والإطفاء، نماذج اختيار المكافآت، نماذج الانتباه) والاحتمالات المتعلقة بالحدث**event-related potentials** (مثل نشاط الدماغ الكهربي المسجل أثناء أداء الأشخاص) ومقاييس التقرير الذاتي ومن اهم مقاييس التقرير الذاتي المستخدمة لقياس الاندفاعية هو مقياس بارات للاندفاعية (BIS-11) **(Moeller et al., 2001)** وتم نشر هذا المقياس لأول مرة عام ١٩٥٩ وتكون من ٣٠ بند تقيس ثلاثة عوامل هي (الانتباه، الاندفاعية الحركية، واندفاعية عدم التخطيط) وصدرت النسخة الثانية منه عام ١٩٩٥ والى الان يعد هذا المقياس من المقاييس الاساسية لقياس الاندفاعية .وتم اجراء العديد من الدراسات من اجل التحقق من الخصائص السيكومترية للمقياس على عينات مختلفة شملت الاسوياء والافراد الذين يعانون من بعض الاضطرابات مثل مرضى الاضطرابات العقلية والمقامرون المرضيون والذين يعانون من فرط النشاط الجنسى بالاضافة الى الاناث الجانحات (e.g., Moghaddam et al., 2017; Reid et al., 2014) وفئات عمرية مختلفة شملت الراشدين والمراهقين وكذلك تم اعداد نسخ ملائمة للاطفال.

ومن ناحية اخرى فإن القياس النفسي يتضمن وجود نظريتين اساسيتين يتم التحقق من الخصائص السيكومترية للاختبارات والمقاييس المختلفة في إطارهما. اولاهما هي النظرية

الكلاسيكية classical test theory (CTT) التي شاع استخدامها خلال القرن الماضي وما زالت تستخدم حتى الآن نظرا لسهولتها، تعمل هذه النظرية كأساس تستند اليه الكثير من عمليات القياس على مدار اكثر من نصف قرن ، ووفقا لهذه النظرية يتم تسجيل العلاقة الاساسية في القياس في ثلاثة مكونات اساسية فقط هى (درجة الاختبار الملاحظة ، الدرجة الحقيقة للفرد ، المتغير العشوائى في الدرجة الملاحظة بسبب عوامل اخرى غير الدرجة الحقيقة) ، ويمكن تصور العلاقة بينهم نظريا ولكن لا يمكن اختبارها عملياً باستخدام بيانات يمكن ملاحظتها (Finch& French, 2018) . والاهتمام الرئيسي لهذه النظرية هو اخطاء القياس حيث يجب تقدير مصادر الخطأ التي تؤثر في تباين درجات الاختبار حتى يمكن التحقق من ثبات هذه الدرجات، هذا من اجل قياس سمة معينة وحتى يمكن تعميم استخدام اسلوب قياس معين في موقف معين إلى مواقف أخرى، كما أن هذه النظرية تستند الى عدد قليل من الافتراضات فيما يتعلق بطبيعة البيانات الاختبارية ولا تتأثر كثيرا بمخالفة هذه الافتراضات في أي من النماذج المنبثقة عنها. والافتراضات الاساسية التي تعتمد عليها هذه النماذج هي التوزيع الاعتدالى، وتجزئة الدرجة الخام الملاحظة الى درجتين يمكن جمعهما، والاستقلال الخطى (علام، ٢٠٠٥)

ورغم سهولة هذه النظرية الا انه يشوبها اوجه قصور تتمثل في اعتمادية خصائص المفردات على طبيعة العينة واعتماد تقديرات قدرات الأفراد على المفردات المستخدمة. هذا القصور كان دافعا للباحثين للبحث عن نظرية اخرى يمكن بها التغلب على هذا القصور، وقد أثمرت جهود الباحثين عن ظهور نظرية جديدة قدمت حلولا لكثير من مشكلات النظرية التقليدية، هذه النظرية هي نظرية الاستجابة للمفردة (IRT) (حسين، ٢٠١١) ، تشير هذه النظرية الى مجموعة من النماذج الاحصائية المصممة للاستخدام مع الاجابات التى يقدمها الافراد على بنود الاختبارات والاستبيانات الى غير ذلك من ادوات القياس ، هذه النظرية تتضمن نماذج يمكن استخدامها من قبل المتخصصين في القياس لاكتساب نظرة ثاقبة بشأن اداء الافراد في المجال الذى يتم تقييمه بواسطة المقياس وكذلك البنود المستخدمة لاجراء هذه التقييمات (Finch et al., 2018)

وقد اجريت العديد من الدراسات التي قارنت بين النظرية الكلاسيكية ونظرية الاستجابة للمفردة وفقا للنماذج التي تتطلب بنود ثنائية الاستجابة والتي تشمل اختبارات التحصيل والقدرات ، بينما تعد الدراسات التي قارنت بين النظريتين وفقا للنماذج التي تتطلب بنود ذات استجابات متعددة مثل نموذج الاستجابة المتدرجة قليلة جداً حيث لا توجد دراسات عربية قارنت بين النظريتين وفقا لهذا النموذج (في حدود علم الباحث)[1] سوى دراستين هما (الموسوى، ٢٠١٤؛ حسين، ٢٠١١) ولا توجد دراسة عربية (في حدود علم الباحث) قارنت بين النظريتين عند التحقق من الخصائص السيكومترية لمقياس من مقاييس الشخصية. مما سبق تظهر الحاجة الى الدراسة الحالية التي تقارن بين النظريتين في التحقق من الخصائص السيكومترية لمقياس من مقاييس الشخصية وفقا لنموذج يتعامل مع استجابات متعددة

مشكلة الدراسة

يتمثل الاتجاه الحديث في القياس النفسي في نظرية الاستجابة للمفردة، وقد أجريت العديد من الدراسات التى هدفت إلى المقارنة بين النظرية الكلاسيكية ونظرية الاستجابة للمفردة، إلا أن الغالبية العظمى من هذه الدراسات قارنت بين النظريتين فى النماذج التى تتعامل مع البنود الثنائية (المتمثلة فى اختبارات التحصيل والقدرات)، على سبيل المثال لا الحصر دراسة (جمحاوى، ٢٠٠٠) التى أظهرت نتائجها اتفاقاً عالياً بين النظريتين فى تقدير معاملات الصعوبة والتمييز، ودراسة (الموسوى، ٢٠١٦) التى أظهرت نتائجها تفوق نظرية الاستجابة للمفردة على النظرية الكلاسيكية فى دقة اختيار المفردات، ودراسة (الدوسرى، ٢٠١٩) التى جاءت نتائجها مطابقة لنتائج الدراستين السابقتين من حيث توافق النظريتين فى تقديرات الصعوبة وتفوق نظرية الاستجابة للمفردة فى دقة اختيار الاسئلة، ورغم وجود اختبارات ومقاييس أخرى مهمة جداً تتعامل مع الاستجابات المتدرجة (مثل مقاييس الشخصية ومقاييس الاتجاهات)، فإنه لا يوجد فى حدود علم الباحث إلا دراستين فقط قارنتا بين النظريتين باستخدام نموذج يتعامل مع الاستجابات المتدرجة (نموذج

[1] تم الاطلاع على هذه الدراسات من قاعدة بيانات دار المنظومة

سامجيما) وهما (الموسوى، ٢٠١٤؛ حسين، ٢٠١١)، ولا يوجد أى دراسة قارنت بين النظريتين فى مقياس من مقاييس الشخصية، كل هذا دفع الباحث الى الاهتمام بدراسة الخصائص السيكومترية لمقياس بارات للاندفاعية (باعتباره مقياس يمثل سمة شخصية مهمة جدا) وفق النظرية الكلاسيكية ونظرية الاستجابة للمفردة والمقارنة بينهما.

من خلال الطرح السابق للمشكلة يمكن اثارتها في التساؤل التالي :

ما هي الخصائص السيكومترية لمقياس بارات للاندفاعية وفق النظرية الكلاسيكية ونظرية الاستجابة للمفردة ؟

وينبثق من هذا التساؤل عدة تساؤلات فرعية:

١- ما هي الخصائص السيكومترية لمقياس بارات للاندفاعية في اطار النظرية الكلاسيكية ؟

٢- ما هي الخصائص السيكومترية لمقياس بارات للاندفاعية في اطار نظرية الاستجابة للمفردة ؟

٣- هل يوجد ارتباط بين الخصائص السيكومترية لمقياس بارات للاندفاعية وفق النظرية الكلاسيكية ونظرية الاستجابة للمفردة ؟

اهداف الدراسة

١- معرفة الخصائص السيكومترية لمقياس بارات للاندفاعية فى اطار النظرية الكلاسيكية .

٢- معرفة الخصائص السيكومترية لمقياس بارات للاندفاعية فى اطار نظرية الاستجابة للمفردة .

٣- المقارنة بين الخصائص السيكومترية لمقياس بارات للاندفاعية وفق النظرية الكلاسيكية ونظرية الاستجابة للمفردة .

أهمية الدراسة

أ- **الاهمية النظرية**

١- ندرة الدراسات العربية التي قارنت بين النظرية الكلاسيكية ونظرية الاستجابة للمفردة وفق نموذج الاستجابات المتعددة حيث أن معظم الدراسات قارنت بين النظريتين وفق للنماذج التي تتطلب بنود ثنائية الاستجابة

٢- لا توجد (في حدود علم الباحث) أي دراسة عربية قارنت بين النظريتين في اختبارات الشخصية حيث اقتصرت معظم الدراسات على المقارنة بين النظريتين في اختبارات التحصيل والقدرات.

٣- اهمية دراسة الاندفاعية فى البيئة العربية فهى تمثل سمة شخصية هامة ترتبط بالتحكم في السلوك والافكار وترتبط بالكثير من الاضطرابات السلوكية، فقد أشار (زيادة، ٢٠١٨) إلى أن سمة الاندفاعية ترتبط بالقلق والاكتئاب والضجر والاهمال وعدم الاستقرار وسيطرة مشاعر عدم الأمان، والخجل فى العالم الواقعى وقصور فى التفكير العميق، والمعاناة من الضغوط المتزايدة والصراعات الشخصية وعدم القدرة على المواءمة مع الضغوط التى يتعرض لها الفرد، وهذا كله يجعل الفرد عرضه للسلوكيات المشكلة بوجه عام.

٤- أهمية دراسة الخصائص السيكومترية لمقياس بارات بوجه عام وذلك للتحقق من موثوقيته للاستخدام في تشخيص الاندفاعية في البيئة العربية .

٥- أهمية المقارنة بين النظرية الكلاسيكية ونظرية الاستجابة للمفردة التي تمثل الاتجاه الحديث في القياس النفسي والتي جاءت للتغلب على اوجه القصور الموجودة في النظرية الكلاسيكية

ب- **الاهمية التطبيقية**

١- الاستفادة من نتائج هذه الدراسة مع نتائج الدراسات السابقة في تقديم توصيات بشأن اختيار النظرية المناسبة عند حساب الخصائص السيكومترية لاختبارات الشخصية بوجه عام وسمة الاندفاعية بوجه خاص

٢- تزويد المكتبة العربية بنسخة عربية تم التحقق من خصائصها السيكومترية من مقياس بارات للاندفاعية وفقا للنظرية الكلاسيكية ونظرية الاستجابة للمفردة.

مفاهيم الدراسة :

١- الاندفاعية : Impulsive

عرفها (Moeller, et al., 2001:1784) بأنها استعداد لدي الفرد للقيام بردود فعل سريعة وغير مخطط لها نحو المثيرات الداخلية والخارجية دون النظر إلي الآثار السلبية لردود الفعل هذه علي الفرد المندفع وعلي الآخرين

ويعرفها (Hollander& Berlin, 2008:535) " الفشل فى مقاومة الدافع أو الاغراء الذاتى الذى يضر بالنفس ويضر بالاخرين"

وتعرفها (قنصوة، ٢٠١٢: ٣٧٨) بانها " سمة شخصية تتسم بعدم القدرة على التخطيط والتصرف دون تفكير وسرعة الاستجابة والمخاطرة والفشل في منع السلوك الذى يحتمل ان يؤدى إلى عواقب سلبية

وتعرف الاندفاعية في قاموس جمعية علم النفس الامريكية (VandenBos, 2015:529) بانها " سلوك معقد يتسم بقصور أو عدم التفكير او النظر في عواقب الافعال خاصة الافعال التي تتسم بالمخاطرة "

ويتبنى الباحث تعريف بارات الذى ينظر للإندفاعية كبناء متعدد الأبعاد يتكون من الاندفاعية الانتباهية والاندفاعية الحركية واندفاعية عدم التخطيط

وتعرف الاندفاعية اجرائياً فى هذه الدراسة بأنها الدرجة التى يحصل عليها الطالب على مقياس بارات للاندفاعية

الدراسات السابقة

أولا: الدراسات التى تناولت الخصائص السيكومترية لمقياس بارات للاندفاعية

تمهيد : سعت الكثير من الدراسات الى التحقق من الخصائص السيكومترية لمقياس بارات للاندفاعية (Bis-11) حيث سعت هذه الدراسات الى التحقق من البناء العاملى وصدق وثبات المقياس بأكثر من اسلوب حيث تم استخدام التحليل العاملى التوكيدى في بعضها والاستكشافى في البعض الاخر ، كذلك تم التحقق من الثبات باساليب مختلفة مثل الاتساق

الداخلى من خلال معامل الفا كرونباخ وأسلوب اعادة الاختبار ، وفيما يلى استعراض لاهم الدراسات التى سعت للتحقق من الخصائص السيكومترية للمقياس .

هدفت دراسة سومييا واخرون(Someya, et al., 2001) الى التحقق من الخصائص السيكومترية للنسخة اليابانية من مقياس بارات للاندفاعية (Bis-11) وتكونت عينة الدراسة من الطلاب (ن = ٣٤) والعمال (ن=٤١٦). تم استخدام طريقة اعادة الاختبار لحساب ثبات الاختبار وذلك باستخدام معامل ارتباط التوافق بين الاختبار واعادته في عينة الطلاب حيث تم تطبيق الاختبار مرتين بفاصل زمنى اربعة اشهر بين مرتي التطبيق ، كذلك تم حساب معامل الفا كرونباخ للتحقق من ثبات الاتساق الداخلي في عينة العمال، وتم التحقق من الصدق العاملي للمقياس عن طريق التحليل العاملي التوكيدى للتحقق مما إذا كان نموذج العوامل الثلاثة الموجود فى النسخة الاصلية من المقياس يناسب العينة ام لا. اظهرت النتائج ان معامل الارتباط المستخدم لحساب الثبات بأسلوب إعادة الاختبار بلغ (٠.٧١)، وبلغ معامل الفا كرونباخ المستخدم لحساب الاتساق الداخلي (٠.٧٩)، بالإضافة إلى ذلك اظهر التحليل العاملي التوكيدى أن المقياس له بناء عاملي مشابه للنسخة الاصلية.

وفى ايطاليا هدفت دراسة فوساتى واخرون (Fossati, et al., 2001) الى التحقق من الخصائص السيكومترية لمقياس بارات للاندفاعية (Bis-11) وتكونت عينة الدراسة من الطلاب الجامعيين(ن= ٧٦٣)، تم استخدام طريقة اعادة الاختبار لحساب ثبات الاختبار وذلك باستخدام معامل ارتباط بيرسون بين الاختبار واعادته حيث تم تطبيق الاختبار مرتين بفاصل زمنى شهرين بين مرتي التطبيق، وتم التحقق من ثبات الاتساق الداخلي عن طريق حساب معامل الفا كرونباخ، وتم التحقق من الصدق العاملي للمقياس عن طريق التحليل العاملي الاستكشافي. اظهرت النتائج ان معامل الارتباط المستخدم لحساب الثبات بأسلوب إعادة الاختبار بلغ (٠.٨٩)، معامل ألفا كرونباخ المستخدم لحساب الاتساق الداخلي بلغ (٠.٧٩)، بالإضافة إلى ذلك اظهر التحليل العاملي الاستكشافي ست عوامل من الدرجة الاولى وثلاثة عوامل من الدرجة الثانية وهذا ما يتفق عدد العوامل في النسخة الانجليزية.

وفى البرازيل هدفت دراسة دايمن واخرون (Diemen, et al., 2007) الى التحقق من الخصائص السيكومترية لمقياس بارات للاندفاعية (Bis-11) على المراهقين، وتكونت عينة الدراسة من طلاب الطب الجامعيين ذوى اللغتين (ن = ١٨) والمراهقين الذكور ممن تتراوح أعمارهم بين ١٥ حتى٢٠ عام (ن=٤٦٤)، تم استخدام طريقة اعادة الاختبار لحساب ثبات الاختبار وذلك باستخدام معامل ارتباط بيرسون بين الاختبار واعادته حيث تم تطبيق الاختبار مرتين بفاصل زمنى أسبوعين بين مرتي التطبيق، وتم التحقق من ثبات الاتساق الداخلي عن طريق حساب معامل ألفا كرونباخ، وتم التحقق من الصدق العاملي للمقياس عن طريق التحليل العاملي الاستكشافي. اظهرت النتائج ان معامل الارتباط المستخدم لحساب الثبات بأسلوب اعادة الاختبار بلغ (٠.٩٠)، معامل الفا كرونباخ المستخدم لحساب الاتساق الداخلي بلغ (٠.٦٢)، في حين التحليل العاملي الاستكشافي حدد ثلاثة عوامل مختلفة عن العوامل الثلاثة للمقياس الأصلي.

وفى تركيا هدفت دراسة جوليك واخرون (Güleç, et al., 2008) إلى التحقق من الخصائص السيكومترية لمقياس بارات للاندفاعية (Bis-11)، وتكونت عينة الدراسة من الطلاب الجامعيين(ن = ٢٣٧) والمرضى النفسيين الذين يعانون من اضطرابات ثنائية القطب والاعتماد على المواد (ن=٨٣)، تم استخدام طريقة اعادة الاختبار لحساب ثبات الاختبار لعينة الطلاب فقط وذلك باستخدام معامل ارتباط بيرسون بين الاختبار واعادته حيث تم تطبيق الاختبار مرتين بفاصل زمنى شهرين بين مرتي التطبيق، وتم التحقق من ثبات الاتساق الداخلي لكل عينة عن طريق حساب معامل ألفا كرونباخ، وتم التحقق من الصدق العاملي للمقياس عن طريق التحليل العاملي الاستكشافي . اظهرت النتائج ان معامل الارتباط المستخدم لحساب الثبات بأسلوب اعادة الاختبار بلغ (٠.٨٣)، معامل ألفا كرونباخ المستخدم لحساب الاتساق الداخلي بلغ (٠.٧٨) للطلاب و (٠.٨١) للمرضى، كما اظهر التحليل العاملي الاستكشافي ست عوامل من الدرجة الاولى وثلاثة عوامل من الدرجة الثانية وهذا ما يتفق مع ما هو موجود في النسخة الانجليزية

وقد هدفت دراسة ستانفورد ، ماثياس ، دوجيرتى ، ليك ، انديرسون و باتون **(Stanford et al., 2009)** الى وصف تاريخ وتطور مقياس بارات للاندفاعية (Bis-

11) وتقديم بيانات جديدة تدعم الخصائص السيكومترية لابعاده الفرعية . وقد اجريت هذه الدراسة بمناسبة مرور خمسون سنة على تصميم مقياس بارات للاندفاعية . تم استخدام طريقة اعادة الاختبار لحساب ثبات الاختبار بابعاده الفرعية وذلك باستخدام معامل ارتباط سبيرمان بين الاختبار واعادته حيث تم تطبيق الاختبار مرتين بفاصل زمنى شهر بين مرتي التطبيق على عينة مكونة من ١٥٣ فرد (٣٣ ذكر ، ١٢٠ انثى) ، وتم التحقق من ثبات الاتساق الداخلي عن طريق حساب معامل ألفا كرونباخ على عينة مكونة من ١٥٧٧ (٣٩٣ ذكر ، ١١٨٤ انثى) وتم التحقق من صدق المقياس عن طريق حساب الارتباط بين المقاييس الفرعية لمقياس بارات وكذلك بين مقياس بارات وبعض مقاييس التقرير الذاتى الاخرى للاندفاعية مثل مقياس أيزنك للاندفاعية ومقياس زكريمان للاستثارة الحسية والمقياس السلوكي للاندفاعية . اظهرت النتائج ان معامل الارتباط المستخدم لحساب الثبات بأسلوب اعادة الاختبار بلغ ٠.٦١ ، ٠.٦٧، ٠.٧٢، ٠.٧٤، ٠.٦٧، ٠.٧٣، ٠.٥٠، ٠.٥٣، ٠.٢٣ للدرجة الكلية، اللانتباهية، الحركية، عدم التخطيط، الانتباه، الحركة، ضبط الذات، التعقد المعرفي، المثابرة، والصعوبة المعرفية على الترتيب ، معامل ألفا كرونباخ المستخدم لحساب الاتساق الداخلي تتراوح بين ٠.٢٧ إلى ٠.٨٣ . وفيما يتعلق بصدق المقياس في نسخته الأصلية، فقد أظهرت تلك المراجعة ارتباطات ايجابية ودالة بين المقاييس الفرعية للمقياس تتراوح بين ٠.٢١ إلى ٠.٩١ ووجود ارتباطات ايجابية ودالة بين مقاييس التقرير الذاتي للاندفاعية مثل مقياس أيزنك للاندفاعية ومقياس زكريمان للاستثارة الحسية والمقياس السلوكي للاندفاعية ومقياس بارات للاندفاعية على عينات مشابهة لتلك العينات التي قنن عليها المقياس .

وفى ألمانيا هدفت دراسة هارتمان و اخرون ، ٢٠١١ **(Hartmann et al., 2011)** إلى التحقق من الخصائص السيكومترية لمقياس بارات للاندفاعية (Bis-11)، وتكونت عينة الدراسة من المراهقين (١٠-٢٠)عام (ن = ٦٥٩) ، تم استخدام طريقة اعادة الاختبار لحساب ثبات الاختبار وذلك باستخدام معامل ارتباط بيرسون بين الاختبار واعادته حيث تم تطبيق الاختبار مرتين بفاصل زمنى ستة اشهر بين مرتي التطبيق، وتم التحقق من ثبات الاتساق الداخلي عن طريق حساب معامل ألفا كرونباخ، وتم التحقق من

الصدق العاملي للمقياس عن طريق التحليل العاملي الاستكشافي. اظهرت النتائج ان معامل الارتباط المستخدم لحساب الثبات بأسلوب اعادة الاختبار بلغ (٠.٦٦)، معامل الفا كرونباخ المستخدم لحساب الاتساق الداخلي بلغ (٠.٧٤)، بالإضافة إلى ذلك اظهر التحليل العاملي الاستكشافي ثلاثة عوامل تختلف اختلاف طفيف عن النسخة التي اقترحها بارات.

وقد هدفت دراسة فاسكونسليس (Vasconcelos **et al.,** 2012) إلى اجراء مراجعة منهجية للتراث الذى يتحقق من الخصائص السيكومترية لمقياس بارات للاندفاعية (Bis-11) عبر الثقافات المختلفة قد اشتملت على ٢١ دراسة وتم تحديد هذه الدراسات عن طريق البحث على قواعد البيانات وقد اشتملت هذه الدراسات على عينات مختلفة حيث اشتملت على طلاب جامعيين وافراد على درجة عالية من الخطورة وعينات حضرية واخرى ريفية واخرون مصابون باضطرابات نفسية وتضمنت العينات ذكور واناث. وتم التحقق من ثبات الاتساق الداخلي عن طريق حساب معامل ألفا كرونباخ في ١٦ من هذه الدراسات وقد تراوح معامل الفا كرونباخ بين (٠.٦٩ ، ٠.٨٣) . تم التحقق من ثبات الاختبار باسلوب اعادة الاختبار في ٥ دراسات حيث تراوحت الفترات الزمنية بين مرتى التطبيق في هذه الدراسات بين اسبوعين وستة اشهر وقد تراوح معامل الارتباط بين مرتى التطبيق بين (٠.٦٦ ، ٠.٨٣) ، وتم التحقق من صدق المقياس باسلوب الصدق المرتبط بمحك في بعض هذه الدراسات حيث اظهرت النتائج أن المقياس يتمتع بصدق مرتبط بالمحك، حيث يلاحظ وجود ارتباط بين الدرجة الكلية للمقياس ومجموعة متنوعة من السلوكيات الخطرة، كما ارتبطت الدرجة الكلية للمقياس ايجابيا بتكرار الشراهة في الأكل، القمار، سوء السلوك الأكاديمي، تناول الكحول، تدخين السجائر، وجود أفكار انتحارية .

وفى كوريا هدفت دراسة لى واخرون ، ٢٠١٢ (Lee, et al., 2012) إلى التحقق من الخصائص السيكومترية لمقياس بارات للاندفاعية (Bis-11) في عينة من الراشدين الاسوياء الناطقين باللغة الكورية (ن =٢٧٠)، تم استخدام طريقة اعادة الاختبار لحساب ثبات الاختبار وذلك باستخدام معامل ارتباط بيرسون بين الاختبار واعادته حيث تم تطبيق الاختبار مرتين بفاصل زمنى شهر بين مرتي التطبيق، وتم التحقق من ثبات الاتساق

الداخلي عن طريق حساب معامل الفا كرونباخ، وللتحقق من الصدق العاملي تم إجراء تحليل عاملي توكيدى للتحقق مما اذا كان نموذج العوامل الثلاثة المقترح يناسب العينة. اظهرت النتائج ان معامل الارتباط المستخدم لحساب الثبات بأسلوب اعادة الاختبار بلغ (٠.٧٦)، معامل ألفا كرونباخ المستخدم لحساب الاتساق الداخلي بلغ (٠.٧٨)، بالإضافة إلى ذلك اظهر التحليل العاملي التوكيدى أن نموذج العوامل الثلاثة المقترح يناسب العينة.

وفى الصين هدفت دراسة هونج ، لى ، فانج ، وا و لياو ، ٢٠١٣ (**Huang et al.,** 2013) الى التحقق من الخصائص السيكومترية لمقياس بارات للاندفاعية (Bis-11) على الافراد الممتنعين عن تناول المواد الافيونية، تكونت عينة الدراسة من السجناء الذكور (ن = ١٥٣)، تم استخدام طريقة اعادة الاختبار لحساب ثبات الاختبار وذلك باستخدام معامل ارتباط التوافق بين الاختبار وإعادته، وتم التحقق من ثبات الاتساق الداخلي عن طريق حساب معامل ألفا كرونباخ، وتم التحقق من الصدق العاملي للمقياس عن طريق تحليل المكونات الأساسية. اظهرت النتائج ان معامل الارتباط المستخدم لحساب الثبات بأسلوب إعادة الاختبار بلغ (٠.٦٦)، معامل ألفا كرونباخ المستخدم لحساب الاتساق الداخلي بلغ (٠.٨٣)، بالإضافة إلى ذلك اظهر تحليل المكون الأساسي أن البناء العاملي للنسخة الصينية من المقياس ثلاثي كما في الترجمات الأخرى

وقد هدفت دراسة ريس ، سو ، ساب ، براون و لندن (Reise **et al.,** 2013) الى اختبار اربع نظريات لبناء مقياس بارات للاندفاعية (Bis-11) وهى (النموذج الاحادى ، النموذج الثنائى ، النمذج الثلاثى ، والنموذج السداسى) على عينة من الراشدين الاصحاء (ن = ٦٩١) ، وفى سبيل ذلك تم استخدام التحليل العاملى التوكيدى والاستكشافى ، وتم التحقق من ثبات الاتساق الداخلي عن طريق حساب معامل الفا كرونباخ حيث بلغ (٠.٨٠) . وقد اظهر التحليل العاملى بناء عاملى ثنائى ولم يقدم اى دعم للبناء الثلاثى .

وهدفت دراسة ستينبرج واخرون (Steinberg, et al., 2013) الى التحقق من البناء العاملى لمقياس بارات للاندفاعية (Bis-11) باستخدام النموذج ثنائى العوامل لنظرية الاستجابة للمفردة ، تكونت عينة الدراسة من الطلاب الجامعيين من القطاع الخاص (ن=١١٧٨). ولم يقدم تحليل نظرية الاستجابة اى دعم للنموذج الثلاثى الشائع ، وقد تم

فحص معاملات صعوبة البنود التى اظهرت ان الكثير من بنود مقياس بارات للاندفاعية هى مقاييس رديئة لبعد الاندفاع ولذلك اقترحوا بديل احادى البعد مكون من ٨ عناصر يسمى (Bis-Brief)

وهدفت دراسة ريد واخرون ٢٠١٤ (Reid, et al., 2014) الى التحقق من الخصائص السيكومترية لمقياس بارات للاندفاعية (Bis-11) على عينة من الأفراد الذين يظهرون سلوكيات الإدمان والاندفاع (المقامرون المرضيون، مرضى يعانون من فرط النشاط الجنسي، الأفراد الذين يريدون العلاج من ادمان الامفيتامين)(ن = ٣٥٣)، تم استخدام طريقة اعادة الاختبار لحساب ثبات الاختبار وذلك باستخدام معامل ارتباط سبيرمان بين الاختبار واعادته حيث تم تطبيق الاختبار مرتين بفاصل زمنى شهر بين مرتي التطبيق، وتم التحقق من ثبات الاتساق الداخلي عن طريق حساب معامل الفا كرونباخ، وتم التحقق من الصدق العاملي للمقياس عن طريق التحليل العاملي التوكيدي. اظهرت النتائج ان معامل الارتباط المستخدم لحساب الثبات بأسلوب اعادة الاختبار بلغ (٠.٨٣)، معامل ألفا كرونباخ المستخدم لحساب الاتساق الداخلي بلغ (٠.٨٣)، بالإضافة الى ذلك كرر التحليل العاملي التوكيدى البناء العاملي للمقياس الأصلي.

وفى اسبانيا هدفت دراسة مارتينيز لوريدو ، فيرناندیز هيرميدا ، فيرناندیز ارتامندى ، كاربالو ، و جارسيا رودريجز ، ٢٠١٥ (Martínez-Loredo **et al.,** 2011) إلى تقديم نسخة اسبانية ملائمة من مقياس بارات للاندفاعية (Bis-11) والتحقق من خصائصها السيكومترية على عينة من المراهقين ممن تتراوح أعمارهم بين ١٢ حتى١٤ عام في ١٦ مدرسة ثانوية اسبانية (ن = ١١٨٣)، تم التحقق من ثبات الاتساق الداخلي عن طريق حساب معامل الفا كرونباخ، وتم التحقق من الصدق العاملي للمقياس عن طريق التحليل العاملي الاستكشافي. كذلك التحقق من الصدق التنبؤي فيما يتعلق بتعاطي المخدرات حيث تم تطبيق المقياس وبعض بنود المسح الأوربي حول الكحول والمخدرات الأخرى. أظهرت النتائج أن معامل الفا كرونباخ المستخدم لحساب الاتساق الداخلي بلغ (٠.٨٧)، بالإضافة إلى ذلك اظهر التحليل العاملي الاستكشافي بناء عاملي ثنائي الاتجاه، واظهر الصدق التنبؤي قدرة جيدة على تحديد تعاطي المواد المخدرة.

وفى الصين هدفت دراسة وان ، زانج و شينج ، ٢٠١٦ (Wan **et al.,** 2016) الى التحقق من الخصائص السيكومترية لمقياس بارات للاندفاعية (Bis-11) على ثلاث عينات من المراهقين (أسوياء(ن=٤٠٦)، (أفراد يعانون من اضطرابات عقلية (ن=٢٥٨)، (جانحين(ن=٣٣١)، تم التحقق من ثبات الاتساق الداخلي عن طريق حساب معامل ألفا كرونباخ، وتم التحقق من الصدق العاملي للمقياس عن طريق التحليل العاملي التوكيدى. اظهرت النتائج ان معامل الفا كرونباخ المستخدم لحساب الاتساق الداخلي بلغ (٠.٨٦) في عينة الاسوياء وبلغ (٠.٨٩) في كلا من عينتي مرضى الاضطرابات العقلية والجانحين، بالإضافة إلى ذلك اظهر التحليل العاملي التوكيدى ثلاثة عوامل من الدرجة الاولى وستة عوامل من الدرجة الثانية وذلك في جميع العينات الثلاثة.

وفى البربغال هدفت دراسة بيشورو واخرون ٢٠١٧ (Pechorro et al., 2017). إلى التحقق من الخصائص السيكومترية لمقياس بارات للاندفاعية (Bis-11) لدى عينة من الإناث الجانحات متوسط اعمارهن ١٦.٢٣(ن = ٣٧٧) وتم التحقق من ثبات الاتساق الداخلي عن طريق حساب معامل ألفا كرونباخ، وتم التحقق من الصدق العاملي للمقياس عن طريق التحليل العاملي التوكيدى. اظهرت النتائج أن الاختبار يتمتع بمعاملات ثبات مقبولة، بالإضافة إلى ذلك اظهر التحليل العاملي التوكيدى أن البناء العاملي يتكون من عوامل الدرجة الاولى الستة لكن البناء العاملي للدرجة الثانية لم يتكون من ثلاثة عوامل

وفى تايلاند هدفت دراسة جونيجا ، شايونج ، سيريبول ، ماهابول ، ويريا ، شانون ..... و ماريوت ، ٢٠١٩ (Juneja **et al.,** 2019). إلى التحقق من الخصائص السيكومترية لثلاث نسخ من مقياس بارات للاندفاعية وهى (Bis-11Brief، Bis-، Bis-11،15)(على عينة من الراشدين(ن = ٣٠٥)، تم استخدام طريقة إعادة الاختبار لحساب ثبات الاختبار وذلك باستخدام معامل ارتباط بيرسون بين الاختبار وإعادته حيث تم تطبيق النسخ الثلاث مرتين بفاصل زمني أسبوعين بين مرتي التطبيق، وتم التحقق من ثبات الاتساق الداخلي عن طريق حساب معامل ألفا كرونباخ ، وتم التحقق من الصدق العاملي للمقياس عن طريق التحليل العاملي التحققى. اظهرت النتائج ان معامل الارتباط المستخدم لحساب الثبات بأسلوب اعادة الاختبار بلغ (٠.٨٤) في نسخة(Bis-11) وبلغ

(٠.٨١) في نسخة (Bis–15) وبلغ (٠.٨١) في نسخة Bis–11Brief)، معامل ألفا كرونباخ المستخدم لحساب الاتساق الداخلي بلغ (٠.٨٦) في نسخة (Bis–11) وبلغ (٠.٨١) في نسخة (Bis–15) وبلغ (٠.٨١) في نسخة (Bis–11Brief) ، بالإضافة الى ذلك اظهر التحليل العاملي التحققى ست عوامل من الدرجة الاولى وثلاثة عوامل من الدرجة الثانية وهذا ما يتفق مع الرقم المحدد في النسخة الانجليزية أن البناء العاملي للمقياس ثلاثي في النسخ الثلاثة حيث تكون من ثلاثة عوامل هي (الانتباهية، عدم التخطيط، الاندفاعية الحركية)، كما ارتبطت النسخ الثلاثة ببعضها البعض حيث بلغ معامل الارتباط بين النسخة الاولى والثانية (٠.٨٣) وبين الثانية والثالثة (٠.٨٣) وبين الأولى والثالثة (٠.٨٩).

وفى الصين هدفت دراسة وانج ، دينج ، شو ، لاى ، دينج ، جاو و لى (Wang **et al.,** 2019) الى التحقق من البناء العاملى والخصائص السيكومترية للنسخة الاصلية والنسختين المختصرتين (١٥ بند ، ٨ بنود) لمقياس بارات للاندفاعية على عينة مكونة من ٤٢٤ من السجناء الصينين الذكور (١٨ – ٥٢ عام) ، تم التحقق من الاتساق الداخلى للنسخ الثلاث من خلال معامل الفا كرونباخ الذى بلغ (٠.٨٧ ، ٠.٨٦ ، ٠.٨٢) للنسخ الثلاثة على الترتيب ، وتم التحقق من صدق هذه النسخ من خلال فحص ارتباطها بمقاييس خارجية مثل (استبيان العدوان التفاعلى ، استبيان اضطراب الشخصية المضادة للمجتمع ، النسخة القصيرة من قائمة الصفات السيكوباتية للشباب) حيث اظهرت النتائج ارتباطا ايجابيا بهذه المقاييس .

ثانياً: الدراسات التى قارنت بين النظرية الكلاسيكية ونظرية الاستجابة للمفردة

توجد العديد من الدراسات التى قارنت بين النظريتين (eg Çelen, 2008; Magno, 2009) وكذلك فى البيئة العربية على سبيل المثال (الدوسرى، ٢٠١٩؛ الموسوى، ٢٠١٦؛ جمحاوى، ٢٠٠٠)، إلا أن الغالبية العظمى من هذه الدراسات قارنت بين النظريتين فى النماذج التى تتعامل مع البنود الثنائية، ولا يوجد فى حدود علم الباحث إلا دراستين فقط قارنتا بين النظريتين باستخدام نموذج سامجيما الذى يتعامل مع الاستجابات

المتدرجة والذى يستخدمه الباحث فى الدراسة الحالية وهما (الموسوى، ٢٠١٤؛ حسين، ٢٠١١)

فقد هدفت دراسة (حسين، ٢٠١١) إلى اظهار أوجه الشبه والاختلاف بين النظريتين من خلال دراسة الخصائص السيكومترية لاستبانة ادارة الوقت التى تتكون من ٣ أبعاد هى التخطيط قصير الأمد، والاتجاهات نحو الوقت، والتخطيط طويل الأمد، وتكونت العينة من طلاب وطالبات الجامعة فى مصر (ن=٤٦٦) والسعودية (ن=٥٥٣)، وتم التحقق من الخصائص السيكومترية للاستبانة وفقاً للنظرية الكلاسيكية، حيث تم حساب معاملات التمييز باستخدام الارتباط التسلسلى المتعدد وكانت قيم معاملات التمييز أعلى من الحد الأدنى (٠.٣)، وتم حساب قيم المتوسط الوزنى كمؤشر لمعاملات الصعوبة وكانت قيم معاملات الصعوبة حول المتوسط، وتم التحقق من الثبات باستخدام معامل ألفا كرونباخ وتراوحت قيمه للابعاد الثلاثة فى العينتين بين(٠.٦١، ٠.٨١)، كما تم التحقق من شرطى أحادية البعد باستخدام التحليل العاملى التوكيدى والاستقلال الموضعى باستخدام برنامج LDIP قبل استخدام نموذج نظرية الاستجابة للمفردة وأظهرت النتائج تحقق الشرطين، وتم استخدام نموذج الاستجابة المتدرجة (سامجيما)، وتم التحقق من الخصائص السيكومترية وفقاً لنظرية الاستجابة للفقرة، حيث تم استخدام برنامج MULTILOG V7 لحساب معاملات التمييز والعتبات الفارقة كمؤشر لمعاملات الصعوبة، وقد تراوحت قيم معاملات التمييز بين (متوسطة: عالية جداً)، كما أظهرت العتبات الفارقة الخاصية التزايدية، كما أظهرت النتائج زيادة دقة تقدير التمييز عن دقة تقدير العتبات الفارقة، وقد أظهرت النتائج تشابها فى الخصائص السيكومترية للاستبانة فى وفقاً للنظريتين فى العينتين، حيث أظهرت النتائج معاملات ارتباط سالبة دالة بين معاملات الصعوبة وفقاً للنظريتين مما يدل على أنه كلما ارتفعت قيمة متوسط الدرجات على المفردة دل ذلك على سهولتها فى حين أن ارتفاع العتبات الفارقة يدل على زيادة صعوبة المفردة، ومعاملات ارتباط ايجابية دالة بين معاملات التمييز وفقاً للنظريتين، كما تقدم النظرية الحديثة معلومات أكثر دقة مقارنة بالكلاسيكية وهذا ما يظهر فى ارتفاع معاملات الثبات الهامشية مقارنة بمعاملات ألفا

كرونباخ والتى تعود إلى انخفاض قيم الأخطاء المعيارية الهامشية مقارنة بالأخطاء المعيارية فى النظرية الكلاسيكية.

كما هدفت دراسة (الموسوى، ٢٠١٤) إلى تقييم الخصائص السيكومترية لمقياس مهارات التواصل الالكترونى للمراهقين والذى يتكون من ٤ أبعاد وفقاً للنظريتين ، وتكونت عينة الدراسة من طلاب المدارس الثانوية فى البحرين (ن=٤٢٠)، وتم التحقق من الخصائص السيكومترية للاستبانة وفقاً للنظرية الكلاسيكية، حيث تم حساب معاملات التمييز باستخدام الارتباط التسلسلى المتعدد وكانت قيم معاملات التمييز أعلى من الحد الأدنى (٠.٣) حيث كانت أقل قيمة ٠.٣٢، وتم حساب قيم المتوسط الوزنى كمؤشر لمعاملات الصعوبة، وتم التحقق من الثبات باستخدام معامل ألفا كرونباخ وتراوحت قيمه للابعاد الثلاثة فى العينتين بين(٠.٧٨، ٠.٨٦)، كما تم التحقق من شرطى أحادية البعد باستخدام التحليل العاملى و معامل ألفا كرونباخ ومعامل الارتباط بين الأداء على الفقرة والاداء على المقياس ككل، والاستقلال الموضعى باستخدام برنامج LDIP قبل استخدام نموذج نظرية الاستجابة للمفردة وأظهرت النتائج تحقق الشرطين، وتم استخدام نموذج الاستجابة المتدرجة (سامجيما)، وتم التحقق من الخصائص السيكومترية وفقاً لنظرية الاستجابة للفقرة، حيث تم استخدام برنامج MULTILOG V7 لحساب معاملات التمييز والعتبات الفارقة كمؤشر لمعاملات الصعوبة، وقد جاءت قيم معاملات التمييز بين فى الفئة المتوسطة، كما أظهرت العتبات الفارقة الخاصية التزايدية، كما أظهرت النتائج زيادة دقة تقدير التمييز عن دقة تقدير العتبات الفارقة، ومثل الدراسة السابقة أظهرت النتائج تشابها فى الخصائص السيكومترية للاستبانة فى وفقاً للنظريتين، حيث أظهرت النتائج معاملات ارتباط سالبة دالة بين معاملات الصعوبة وفقاً للنظريتين مما يدل على أنه كلما ارتفعت قيمة متوسط الدرجات على المفردة دل ذلك على سهولتها فى حين أن ارتفاع العتبات الفارقة يدل على زيادة صعوبة المفردة، ومعاملات ارتباط ايجابية دالة بين معاملات التمييز وفقاً للنظريتين، كما تقدم النظرية الحديثة معلومات أكثر دقة مقارنة بالكلاسيكية وهذا ما يظهر فى ارتفاع معاملات الثبات الهامشية مقارنة بمعاملات ألفا كرونباخ والتى تعود إلى

انخفاض قيم الأخطاء المعيارية الهامشية مقارنة بالأخطاء المعيارية فى النظرية الكلاسيكية.

تعقيب على الدراسات السابقة

١. تمت ترجمة المقياس (BIS-11) إلى ثقافات مختلفة حيث تمت ترجمته إلى ١١ لغة على الأقل مثل اليابانية والإيطالية والتركية والألمانية والكورية والصينية والأسبانية والتايلاندية والبرتغالية.

٢. تم تطبيق المقياس على عينات مختلفة حيث اشتملت على طلاب جامعيين وتلاميذ فى مراحل التعليم قبل الجامعى، وعينات حضرية وأخرى ريفية، وأصحاء واخرون مصابون باضطرابات نفسية ومدمنى الكحوليات وافراد على درجة عالية من الخطورة والراغبين فى العلاج من إدمان الإمفتامين وكذلك الجانحين والإناث الجانحات، ، وتضمنت العينات ذكور واناث، وقد أظهرت النتائج خصائص سيكومترية جيدة للمقياس مع هذه الفئات المختلفة مثل دراسات (eg Güleç et al., 2008; Huang et al., 2011; Hartmann, et al., 2011)

٣. معظم الدراسات التى تناولت المتغيرات الديموجرافية وعلاقتها بالاندفاعية أظهرت عدم وجود فروق بين الذكور والاناث وكذلك بين ذوى المستويات المرتفعة والمنخفضة من التعليم، فى حين كانت هناك فروق فى متغير العمر، فالشباب كانوا أكثر اندفاعية من كبار السن مثل دراسة **(Vasconcelos et al., 2012)**

٤. لم تتفق نتائج الدراسات فى عدد العوامل التى يتكون منها المقياس ، فقد اظهر التحليل العاملى للمقياس فى بعض الدراسات مثل دراسة (Someya et al., 2001)أن البناء العاملى ثلاثى ويشبه النسخة الاصلية، فى حين اظهرت نتائج دراسات أخرى (eg Diemen et al., 2007; Hartmann et al., 2011) ان البناء العاملى ثلاثى ولكن يختلف اختلاف طفيف عن النسخة الاصلية ، كما اظهرت نتائج دراسات أخرى (eg Martínez-Loredo et al., 2015; Reise et al., 2013) بناء عاملي ثنائى وليس ثلاثى ، بينما اقترحت دراسة (Steinberg et al., 2013) بديل أحادى البعد للمقياس،

وفى الدراسة الحالية يتبنى الباحث النموذج الثلاثى الأصلى الذى حدده (Patton et al., 1995)

٥. الغالبية العظمى من الدراسات سعت للتحقق من الخصائص السيكومترية للمقياس وفقا للنظرية الكلاسيكية، ولا توجد أى دراسة قارنت بين النظرية الكلاسيكية ونظرية الاستجابة للمفردة فى الخصائص السيكومترية لهذا المقياس

٦. لحساب الثبات تم استخدام طريقة الاتساق الداخلى فى معظم الدراسات وتراوحت قيمة معامل ألفا كرونباخ فى الدراسات المختلفة بين(٠.٦٢، ٠.٨٩)، كذلك تم استخدام أسلوب اعادة الاختبار فى أغلب الدراسات، وقد تباينت الفترة الزمنية بين مرتى تطبيق الاختبار فى الدراسات المختلفة بين أسبوعين وستة أشهر، وتراوحت قيمة معامل الارتباط بين مرتى التطبيق بين (٠.٦٦، ٠.٩٠)، وهذا يشير إلى تمتع المقياس بخصائص سيكومترية جيدة فى الترجمات المختلفة

٧. أظهرت نتائج الدراسات المختلفة تمتع المقياس بصدق المحك حيث أظهرت ارتباطات ايجابية دالة للمقياس مع مقاييس أخرى تقيس الاندفاعية أو تقيس سمات مرتبطة بالاندفاعية مثل (المقياس السلوكي للاندفاعية، ومقياس أيزنك للاندفاعية، ومقياس زكريمان للاستثارة الحسية، واستبيان العدوان التفاعلى RPQ، مقياس السلوك المضاد للمجتمعAPSD ، النسخة الأصلية والقصيرة من قائمة الخصائص السيكوباتية للشباب YPI، وقائمة سمات القسوة وانعدام العاطفةICU، ومقياس BDHI الخاص بالسلوكيات العدائية والعدوانية، ومقياس WURS لاعراض ADHD أثناء الطفولة، واستخبار أيزنك للشخصية المختصرEPQR، واستبيان العدوان AQ، ومقياس الغضب كحالة وسمة لسبيلبرجر STAXI، ومقياس المقاومة أو التحدى ODD، مقياس JTCI، وقائمة IVE، وقائمة مراجعة سلوك الأطفال CBCL، ومقياس اضطرابات الأكل عند الأطفال CHEDE، ومقياس تقييم كونرز للبالغين CAARS)، كما أظهرت النتائج ارتباط المقياس ايجابياً ببعض الاضطرابات مثل (الوسواس القهرى، الاضطرابات الحدية، الاضطرابات ثنائية القطب، وتعاطى المخدرات مثل الكحول والهروين والكوكايين)، كما أظهر الصدق

التمييزى ارتباطات سلبية دالة بينه وبين مقياس المرغوبية الإجتماعية فى مقياس MMPI، ومقياس القلق الاجتماعى للمراهقينA-SAS.

٨. ندرة الدراسات التى قارنت بين النظريتين فى مقاييس الاستجابات المتدرجة

٩. أظهرت نتائج الدراستين التى قارنتا بين النظريتين وفقاً لنموذج الاستجابة المتدرجة معاملات ارتباط سالبة دالة بين معاملات الصعوبة وفقاً للنظريتين، ومعاملات ارتباط ايجابية دالة بين معاملات التمييز وفقاً للنظريتين، كما أظهرت نتائج الدراستين أن النظرية الحديثة تقدم معلومات أكثر دقة مقارنة بالكلاسيكية وهذا ما يظهر فى ارتفاع معاملات الثبات الهامشية مقارنة بمعاملات ألفا كرونباخ والتى تعود إلى انخفاض قيم الأخطاء المعيارية الهامشية مقارنة بالأخطاء المعيارية فى النظرية الكلاسيكية.

منهج الدراسة واجراءاتها:

أولاً: منهج الدراسة:

لتحقيق أهداف الدراسة والإجابة عن تساؤلاتها استخدم الباحث المنهج الوصفى الارتباطى والمقارن حيث تسعى الدراسة فى مجملها إلى المقارنة بين النظريتين الكلاسيكية والاستجابة للمفردة، كما تبحث الدراسة في دراسة العلاقة بين النظريتين فكان المنهج الارتباطى.

ثانياً: الاجراءات:

١- عينة الدراسة:

أ- عينة الخصائص السيكومترية:

تكونت هذه العينة من (٢٥٠) طالب وطالبة من أقسام (علم النفس، الجغرافيا، اللغة الفرنسية، التاريخ) بكلية الآداب جامعة المنوفية وذلك للتحقق من ثبات المقياس وصدقه، وقد استبعد الباحث (٥٠) طالب من العينة نظرا لإجابة بعض الطلاب على المقاييس بشكل عشوائي دون اكتراث أو عدم إجابة بعض الطلاب على كل البنود أو إجابة بعض الطلاب على أحد المقاييس دون المقاييس الأخرى المستخدمة فى صدق المحك ، وبالتالي أصبح عدد العينة (٢٠٠).

ب- العينة الأساسية:

تكونت عينة الدراسة الأساسية من (٩٤٤) طالب وطالبة من طلاب الفرق الدراسية المختلفة بالكليات النظرية والعملية بجامعة المنوفية ونسبة قليلة من طلاب جامعة كفر الشيخ وطلاب الثانوية العامة وتراوحت أعمارهم بين (١٧: ٢٦) عام بمتوسط قدره (٢١.٥) وانحراف معيارى (٢.٣) وقد تم اختيارهم بالطريقة العشوائية، **ويوضح جدول(١) توزيع أفراد العينة على كليات الجامعة**

جدول(١) توزيع أفراد العينة على كليات الجامعة

الكلية	العدد	الكلية	العدد
الآداب	١٥٣	الاقتصاد المنزلي	١٣
الزراعة	٢٤٨	الصيدلة	١٤
الطب	٩٥	التمريض	٩
الهندسة	٢١١	الطب البيطري	٥
التجارة	٢٣	الحاسبات والمعلومات	٦
العلوم	٣٦	التربية الرياضية	١٦
الحقوق	٨	التربية النوعية	٢
التربية	٤٥	طلاب الجامعات الاخرى والثانوي العام	٦٠

ت- أدوات الدراسة: تنقسم أدوات الدراسة إلى نوعين، الأول هو المقياس الأساسى وهو مقياس بارات للاندفاعية (BIS-11) الذى يسعى الباحث إلى التحقق من خصائصه السيكومترية ، والثانى هو المقاييس المستخدمة للتحقق من صدق المحك وهما مقياس تصور الانتحار، ومقياس سمة الغضب لسبيلبرجر

١- مقياس بارات للإندفاعية (BIS-11)

يتكون مقياس بارات للإندفاعية والذى أعده (Patton et al., 1995) من ٣٠ مفردة يجاب عليها وفقا لأسلوب التقرير الذاتى حيث أن لكل مفردة أربع فئات للإستجابة بنظام ليكرت (دائما=٤، غالبا=٣، أحياناً=٢، نادراً=١) ويتم عكس هذا الترتيب فى المفردات السالبة وعددها ١١ مفردة، وبذلك تتراوح الدرجة على المقياس بين(٣٠: ١٢٠). وتم التحقق من البناء العاملى للمقياس باستخدام التحليل العاملى الاستكشافى

بطريقة المكونات الاساسية والذى أسفرت نتائجه عن ثلاثة أبعاد هى (الاندفاعية الانتباهية (٨ مفردات) و الاندفاعية الحركية(١١ مفردة) و عدم التخطيط(١١ مفردة)، كما تم التحقق من ثبات المقياس فى نسخته الأصلية باستخدام معامل ألفا كرونباخ على ٤ عينات مختلفة شملت (طلاب جامعيين، مدمنى المخدرات، مرضى الاضطرابات النفسية، نزلاء السجون) وبلغ معامل ألفا ٠.٨٢، ٠.٧٩، ٠.٣٨، ٠.٨٠ فى العينات الأربع على التوالى. ويتوفر للمقياس بعض الترجمات في البيئة العربية مثل ترجمة (زيادة، ٢٠١٨)، وتم التحقق من ثباته عن طريق معامل ألفا كرونباخ وبلغت قيمته ٠.٧١٨، كما تم حساب معاملات الارتباط بين أبعاده الفرعية ببعضها وبين أبعاده الفرعية والدرجة الكلية، وقد تراوحت معاملات الارتباط بين الأبعاد الفرعية وبعضها بين (٠.٢٥٢، ٠.٥٤٦)، وتراوحت معاملات الارتباط بين الابعاد الفرعية والمقياس الكلى بين (٠.٧٥٣، ٠.٨٨٩) وكانت جميع معاملات الارتباط دالة عند مستوى ٠.٠١، وكذلك كان هذا المقياس قد تمت ترجمته بواسطة (قنصوة، ٢٠١٢) وتم تقنينه على عينة من ٢٠ فرد جميعهم من الاناث (١٠ سويات، ١٠ مريضات هوس سرقة)، وتم التحقق من ثباته باستخدام معامل ألفا كرونباخ واعادة التطبيق حيث بلغ الثبات بالاسلوبين (٠.٩٦، ٠.٩٤)، (٠.٩٧، ٠.٩٣) لعينة السويات والمريضات على التوالى، وتم التحقق من صدقه باستخدام أسلوب الصدق الظاهرى من خلال مجموعة من المحكمين المتخصصين

وقد قام الباحث الحالى بترجمة النسخة الأصلية مرة أخرى إلى اللغة العربية مع مراعاة تعديل صياغة بعض البنود (١٦، ٢٥) كى تتناسب مع العينة المكونة من طلاب الجامعة، وتم عرض الترجمة على أحد المتخصصين فى اللغة الانجليزية بجامعة المنوفية* وتمت مراعاة التعديلات التى أشار إليها، ثم إعادة الترجمة مرة أخرى من العربية للإنجليزية بواسطة أحد المتخصصين فى جامعة كفر الشيخ وقد جاءت الترجمة الجديدة متطابقة مع النسخة الأصلية.

٢- المقاييس المحكية

أ- مقياس تصور الانتحار:

يتكون مقياس تصور الانتحار الذى أعده رود Rudd (٢٠٠٨) فى نسخته الأصلية من ١٣ مفردة تقيس تصور الانتحار بدءاً بتصور الانتحار الكامن مروراً بالأفكار الاكثر وضوحاً إنتهاءاً بمحاولات فعلية للإنتحار، وقد قام مصمم المقياس بتعديله بحذف ٣ مفردات ليتكون فى صورته النهائية من ١٠ مفردات لكل منها خمس فئات للإستجابة وفقاً لنظام ليكرت تتراوح بين (لا تنطبق اطلاقاً=١، .....، تنطبق دائماً=٥)، وقد تم تطبيقه على عينة مكونة من ٢١٥ من طلاب الجامعة، وتم حساب ثباته بمعامل ألفا كرونباخ حيث بلغت قيمته ٠.٩٠، وتم التحقق من ثباته باستخدام أسلوب الصدق التلازمى الذى أظهرت نتائجه وجود ارتباط بين المقياس ومقياس بيك لليأس، وكذلك باستخدام الصدق التمييزى من خلال مقارنة درجات مجموعة حاولت الانتحار بمجموعة أخرى غير اكلينيكية حيث جاءت الفروق فى جانب المجموعة التى حاولت الانتحار (فايد، ١٩٩٨).

وقام فايد (١٩٩٨) بترجمة المقياس إلى البيئة العربية وتطبيقه على عينة مكونة من ١٠٠ طالب وطالبة من طلاب جامعة حلوان، وتم التحقق من ثباته بطريقتى التجزئة النصفية وإعادة الاختبار بفاصل زمنى أسبوعين حيث بلغ ثبات المقياس ٠.٨٣، ٠.٨٤ بالطريقتين على الترتيب، وتم التحقق من صدق المقياس بأسلوب الصدق الظاهرى والصدق التلازمى الذى أظهرت نتائجه وجود ارتباط بينه وبين مقياس اليأس لعبد الرقيب البحيرى وكذلك الصدق التمييزى الذى أظهرت نتائجه وجود فروق بين من حاولوا الانتحار وبين الأسوياء

أ- مقياس سمة الغضب لسبيلبرجر:

هو مقياس فرعى من مقاييس قائمة الغضب التى أعدها سبيلبرجر Spielberger(١٩٩٩) والتى تشتمل على ٥٧ بند يجاب لكل منها أربع فئات للاستجابة وفقاً لنظام ليكرت تتراوح بين (لا أبداً=١، .....، دائماً=٤)، وتتكون هذه القائمة من ٧ مقاييس فرعية منها مقياس سمة الغضب ويتكون من ١٠ بنود تقيس الطريقة التى

يعبر بها الفرد عن مشاعر الغضب بوجه عام، وتم تقنين المقياس على مجموعة من الراشدين الأسوياء ومجموعة من المرضى النفسيين ممن تتراوح أعمارهم بين (١٦: ٦٢) عام، وقد بلغ ثبات المقياس ٠.٨٤، كذلك يتمتع بصدق تقاربى مع اختبار أيزنك للشخصية ومقياس العدائية ومقياس العدائية المفرطة.

وتمت ترجمة المقياس إلى اللغة العربية بواسطة (زيادة، ٢٠١٨) وتم التحقق من ثباته بمعامل ألفا كرونباخ وبلغت قيمته ٠.٨١٩، كما تم حساب ارتباط المقياس بالدرجة الكلية للقائمة وبلغت قيمته ٠.٦٩٥ وكان الارتباط دال عند مستوى ٠.٠١

٣- الخصائص السيكومترية لمقياس بارات للاندفاعية

أ- الثبات

للتحقق من ثبات المقياس تم تطبيق المقياس على عينة مكونة من ٢٠٠ طالب وطالبة من طلبة أقسام علم النفس والجغرافيا والتاريخ واللغة الفرنسية بكلية الاداب جامعة المنوفية.

وتم حساب ثبات المقياس وأبعاده الفرعية باستخدام معامل ألفا كرونباخ وبلغت قيمته للاندفاعية الانتباهية والاندفاعية الحركية وعدم التخطيط والمقياس الكلى ٠.٥٨٧، ٠.٥٦٧، ٠.٥٨٣، ٠.٧٥٣ على الترتيب، كما تم استخدام طريقة التجزئة النصفية حيث بلغت قيمة معامل الثبات للاندفاعية الانتباهية والاندفاعية الحركية وعدم التخطيط والمقياس الكلى ٠.٥٠٩، ٠.٥٢٧، ٠.٥٢٩، ٠.٧١٧ على الترتيب، ويوضح جدول (٢) قيمة معامل ثبات المقياس وأبعاده الفرعية بطريقتى ألفا كرونباخ والتجزئة النصفية

جدول (٢) ثبات المقياس باستخدام بطريقة الفا كرونباخ والتجزئة النصفية

البعد	عدد المفردات	معامل ألفا كرونباخ	التجزئة النصفية سبيرمان بروان
الاندفاعية الانتباهية	٨	٠.٥٨٧	٠.٥٠٩
الاندفاعية الحركية	١١	٠.٥٦٧	٠.٥٢٧
عدم التخطيط	١١	٠.٥٨٣	٠.٥٢٩
الدرجة الكلية للمقياس	٣٠	٠.٧٥٣	٠.٧١٧

يلاحظ من الجدول السابق أن قيم معاملات الثبات كانت أعلى باستخدام معامل ألفا كرونباخ مقارنة بطريقة التجزئة النصفية

ب- الصدق:

للتحقق من صدق المقياس ، تحقق الباحث من التجانس الداخلى له، كما تم حساب ارتباطه بمقاييس أخرى تقيس سمات مرتبطة بالاندفاعية مثل التفكير الانتحارى والغضب

أ- التجانس الداخلى للمقياس

تم التحقق من التجانس الداخلى للمقياس من خلال حساب الارتباط بين كل بعد فرعى وباقى الأبعاد، وبين كل بعد والدرجة الكلية باستخدام معامل ارتباط بيرسون، ويوضح جدول(٣) معاملات الارتباط بين الابعاد الفرعية للمقياس بعضها ببعض وبالدرجة الكلية له

جدول(٣) معاملات الارتباط بين الابعاد الفرعية لمقياس بارات بعضها ببعض وبالدرجة الكلية له

المقياس الفرعى	الانتباهية	الحركية	عدم التخطيط	المقياس الكلى
الانتباهية	١	٠.٤٦١(**)	٠.٤٥٢(**)	٠.٧٧٤(**)
الحركية	٠.٤٦١(**)	١	٠.٣٦٦(**)	٠.٧٨٥(**)
عدم التخطيط	٠.٤٥٢(**)	٠.٣٦٦(**)	١	٠.٧٩٣(**)
المقياس الكلى	٠.٧٧٤(**)	٠.٧٨٥(**)	٠.٧٩٣(**)	١

** Correlation is significant at the 0.01 level (2-tailed).

يلاحظ من الجدول السابق تراوح قيم معاملات الارتباط بين المقياس الفرعية بين ٠.٣٦٦ و ٠.٤٦١ ، كما تراوحت قيم معاملات الارتباط بين المقاييس الفرعية والدرجة الكلية على المقياس بين ٠.٧٧٤ و ٠.٧٩٣ ، وجميعها كانت ايجابية ودالة عند مستوى ٠.٠١ مما يعطى ثقة فى استخدام المقياس وأبعاده الثلاثة

كما تم حساب معامل الارتباط بين كل عامل فرعي من عوامل المقياس وفقا لترتيب من الدرجة الأولى مع الدرجة الكلية للمقياس. ويوضح جدول(٤) معاملات الارتباط بين عوامل الدرجة الأولى والدرجة الكلية للمقياس بعضها ببعض وبالدرجة الكلية له

جدول(٤) معاملات الارتباط بين عوامل الدرجة الأولى للمقياس والدرجة الكلية له

المقياس الفرعى	الدرجة الكلية
الانتباه	٠.٧٠٦(**)
الحركة	٠.٧٢٧(**)
ضبط النفس	٠.٧٢٢(**)
التعقيد المعرفى	٠.٦٣١(**)
المثابرة	٠.٤٩٨(**)
عدم الاستقرار المعرفى	٠.٥٣٧(**)

وقد تراوحت قيم معاملات الارتباط بين عوامل الدرجة الأولى والدرجة الكلية على المقياس بين ٠.٤٩٨ و ٠.٧٢٧ ، وجميعها كانت ايجابية ودالة عند مستوى ٠.٠١

ب-صدق المحك: **استخدم الباحث مقياس تصور الانتحار ومقياس سمة الغضب لسبيلبرجر للتحقق من صدق مقياس بارات، ويرجع استخدام هذين المقياسين للأسباب الآتية: وجود ارتباط بين الاندفاعية والتفكير الانتحارى، حيث ينطوى الاندفاع على الفشل فى اتخاذ القرار الذى يؤدى لعدم القدرة على حل المشكلات، والذى بدوره يسبب تراكم الضغوطات مسببةً مزيد من الألم، وهذا ما يترتب عليه خيارات محفوفة بالمخاطر مثل ايذاء النفس أو السلوكيات الانتحارية (Gvion et al., 2015)، كما أظهرت نتائج دراسة (Güleç et al., 2008) وجود ارتباط ايجابى بين مقياس بارات للاندفاعية ومقياس سمة الغضب لسبيلبرجر، ومن هنا كان استخدام هذين المقياسين فى هذه الدراسة**

وقد تم حساب معامل ارتباط بيرسون بين مقياس بارات وأبعاده الفرعية ومقياس تصور الانتحار، وبين مقياس بارات ومقياس سمة الغضب، ويوضح جدول(٥) معاملات الارتباط بين الدرجة الكلية والدرجة على الابعاد الفرعية للمقياس بارات مع درجة مقياس تصور الانتحار ودرجة مقياس الغضب

جدول(٥) معاملات الارتباط بين الدرجة الكلية والدرجة على الابعاد الفرعية لمقياس بارات مع درجة مقياس تصور الانتحار ودرجة مقياس الغضب

مقاييس المحك	عامل الانتباهية	عامل الحركية	عدم التخطيط	المقياس الكلى
مقياس تصور الانتحار	٠.٢٧٦(**)	٠.٢٧٤(**)	٠.١٩١(**)	٠.٣١١(**)
مقياس سمة الغضب	٠.٣١٤(**)	٠.٣٤٨(**)	٠.٢٧٤(**)	٠.٣٨٤(**)

يلاحظ من الجدول السابق أن قيمة معامل الارتباط بين مقياس بارات ومقياس تصور الانتحار وبينه وبين مقياس سمة الغضب بلغت ٠.٣١١ و ٠.٣٨٤ على التوالى، وكانت ايجابية ودالة عند مستوى ٠.٠١، مما يدل على تمتع مقياس بارات بصدق المحك مع مقياسى تصور الانتحار وسمة الغضب.

عرض نتائج الدراسة ومناقشتها:

السؤال الأول: ما هي الخصائص السيكومترية لمقياس بارات للاندفاعية في اطار النظرية الكلاسيكية ؟

لتقييم الخصائص السيكومترية للمقياس وفقاُ للنظرية الكلاسيكية استخدم الباحث برنامج SPSS وتم التقييم من خلال ثلاث نقاط أساسية تتمثل فى حساب وتقدير كل من:

- **الاحصاءات الوصفية المتمثلة فى المتوسط والانحراف المعيارى**
- **معالم المفردات المتمثلة فى صعوبة وتمييز كل مفردة**
- **ثبات المقياس ككل وثبات أبعاده الفرعية**

أولا: تم حساب الاحصاءات الوصفية لبنود المقياس والمتمثلة فى المتوسط (متوسط استجابة الأفراد على كل بند) والانحراف المعيارى، وأظهرت النتائج تراوح قيم المتوسطات بين (١.٤٠: ٣.٠٦) بمتوسط قدره ٢.٢٣ وقد حصل البند رقم ٢١ فى بعد الاندفاعية الحركية على أدنى متوسط، بينما حصل البند رقم ٦ فى بعد الاندفاعية الانتباهية على أعلى متوسط

وقد تراوحت قيم الانحراف المعيارى بين (٠.٧٤٧: ١.١٥٧)، وقد حصل البند رقم ١٢ فى بعد عدم التخطيط على أدنى انحراف معيارى، بينما حصل البند رقم ٢٥ فى بعد

الاندفاعية الحركية على أعلى انحراف معيارى، ويوضح الجدول (٦) قيم المتوسط والانحراف المعيارى لكل بند من البنود

جدول (٦) الاحصاءات الوصفية لمفردات المقياس

البعد	رقم المفردة	المتوسط	الانحراف المعيارى
الاندفاعية الانتباهية	٥	٢.٢٠	٠.٧٧٧
	٦	٣.٠٦	٠.٩١٠
	٩	٢.٣٤	٠.٨٢٨
	١١	١.٩٨	١.٠٧٧
	٢٠	٢.٢٧	٠.٨٣٤
	٢٤	١.٨٧	٠.٩٩١
	٢٦	٢.٩٨	٠.٩٨٥
	٢٨	٢.٤٢	٠.٩٩٥
الاندفاعية الحركية	٢	١.٩٦	٠.٨٣٩
	٣	٢.٧٠	٠.٨٥٩
	٤	١.٥٣	٠.٧٧٨
	١٦	١.٥٣	٠.٨٢٧
	١٧	٢.٣١	١.٠١٠
	١٩	١.٨٦	٠.٩٠٢
	٢١	١.٤٠	٠.٧٩٧
	٢٢	١.٨٧	٠.٩٦٣
	٢٣	٢.٥١	١.٠٥٤
	٢٥	٢.٢٩	١.١٥٧
	٣٠	١.٦٩	٠.٨٥٤
عدم التخطيط	١	٢.٠٢	٠.٧٩٥
	٧	٢.١٠	١.١٢٤
	٨	٢.٢٦	٠.٨٩٦
	١٠	٢.٠٥	٠.٩٠٥
	١٢	١.٩٥	٠.٧٤٧
	١٣	١.٧٧	٠.٩٤٠
	١٤	٢.٠٧	٠.٩٥١
	١٥	٢.٠٧	١.٠٢٤
	١٨	٢.٠٧	١.٠١٤
	٢٧	٢.٤٨	١.٠١٢
	٢٩	٢.١٩	١.٠٣٥

ثانياً: تم تقييم معاملات الصعوبة والتمييز لكل بند من بنود المقياس، حيث تم اعتبار المتوسط الحسابى لاستجابة الأفراد على كل بند مؤشر على معامل صعوبة هذا البند حيث أشار (حسين، ٢٠١٨ ;Finch, et al., 2018) إلى أنه فى حالة البنود متعددة الاستجابات مثل مقياس ليكرت يتم استخدام متوسط استجابات الأفراد على البند كمؤشر على معامل الصعوبة، وكما تمت الاشارة فى الاحصاءات الوصفية فقد تراوحت قيم معاملات الصعوبة بين (١.٤٠ – ٣.٠٦) وكان أعلاها البند ٦ وأدناها البند ٢١

ولحساب معاملات تمييز البنود تم استخدام معامل الارتباط المصحح (corrected item-total correlation) لتحديد الارتباط بين الدرجة على البند والدرجة الكلية

على البعد بعد حذفها، وأظهرت النتائج أن قيم معاملات التمييز تراوحت بين (-٠.١٨٢: ٥.٤٣) وكان أدنى معامل تمييز للبند رقم ٣ وأعلى معامل تمييز للبند رقم ١٢، كما أظهرت النتائج أن هناك بندين هما (٣، ٢٣) تمييزهما سالب (-٠.١٨٢، -٠.٦٢) يجب حذفهما لتحسين خصائص المقياس السيكومترية، وكذلك هناك ٥ مفردات أخرى ينبغى حذفها بسبب انخفاض تمييز كل منها عن ٠.٢٠ ويوضح الجدول رقم (٧) قيم معاملات الصعوبة ومعاملات التمييز لبنود المقياس وفقاً للنظرية الكلاسيكية

جدول (٧) معاملات الصعوبة والتمييز لبنود المقياس فى ضوء النظرية الكلاسيكية

البعد	رقم المفردة	معامل الصعوبة	معامل التمييز
الاندفاعية الانتباهية	٥	٢.٢٠	٠.٤٦١
	٦	٣.٠٦	٠.٣٩٧
	٩	٢.٣٤	٠.٣٥١
	١١	١.٩٨	٠.١٠٨
	٢٠	٢.٢٧	٠.٢٩٣
	٢٤	١.٨٧	٠.٢٠٢
	٢٦	٢.٩٨	٠.٣٦٤
	٢٨	٢.٤٢	٠.٢٨٦
الاندفاعية الحركية	٢	١.٩٦	٠.٤٧٧
	٣	٢.٧٠	-٠.١٨٢
	٤	١.٥٣	٠.٢٣٩
	١٦	١.٥٣	٠.١٥٥
	١٧	٢.٣١	٠.٤٠٢
	١٩	١.٨٦	٠.٤٩١
	٢١	١.٤٠	٠.١٣٧
	٢٢	١.٨٧	٠.٣٩٣
	٢٣	٢.٥١	-٠.٠٦٢
	٢٥	٢.٢٩	٠.٢٨٨
	٣٠	١.٦٩	٠.١٨٢
عدم التخطيط	١	٢.٠٢	٠.٤٩٥
	٧	٢.١٠	٠.٢٤٤
	٨	٢.٢٦	٠.٢٨٢
	١٠	٢.٠٥	٠.٣٥٢
	١٢	١.٩٥	٠.٥٤٣
	١٣	١.٧٧	٠.٤٥٨
	١٤	٢.٠٧	٠.٣٥٢
	١٥	٢.٠٧	٠.٢٣٨
	١٨	٢.٠٧	٠.٣٣٥
	٢٧	٢.٤٨	٠.٠٣٦
	٢٩	٢.١٩	٠.٢٨١

ثالثاً: الثبات

للتحقق من ثبات المقياس وأبعاده الفرعية تم استخدام معامل ألفا كرونباخ، حيث بلغت قيمة معامل ألفا للاندفاعية الانتباهية، والاندفاعية الحركية، وعدم التخطيط، والمقياس الكلى ٠.٥٩٦، ٠.٥٣٣، ٠.٦٦٥، ٠.٧٨٤ على الترتيب مما يشير إلى معامل ثبات مرتفع للمقياس ككل، ويوضح جدول (٨) قيم معاملات الثبات للمقياس ككل وأبعاده الفرعية

جدول (٨) ثبات المقياس وأبعاده الفرعية باستخدام معامل الفا كرونباخ

البعد	عدد المفردات	معامل ألفا كرونباخ
الاندفاعية الانتباهية	٨	٠.٥٩٦
الاندفاعية الحركية	١١	٠.٥٣٣
عدم التخطيط	١١	٠.٦٦٥
المقياس الكلى	٣٠	٠.٧٨٤

من خلال نتائج السؤال الأول يتضح الآتى:

- **يتمتع المقياس ككل بثبات مرتفع وهذا يتفق مع نتائج الدراسات السابقة التى سعت للتحقق من خصائصه**

(eg Fossati et al., 2001; Hartmann et al., 2011; Someya et al., 2001)

- **ارتباط المقياس ايجابيا بمقياس سمة القلق لسبيلبرجر عند التحقق من صدق المحك وهذا يتفق من نتائج دراسة (Güleç et al., 2008).**

السؤال الثانى: ما هي الخصائص السيكومترية لمقياس بارات للاندفاعية في اطار نظرية الاستجابة للمفردة ؟

لا بد أولاً من التحقق من شروط استخدام نظرية الاستجابة للمفردة (أحادية البعد، والاستقلال الموضعى) ثم تقييم الخصائص السيكومترية للمقياس وفقاُ لنظرية الاستجابة للمفردة والتى تتمثل فى:

- **مطابقة مفردات المقياس لنموذج الاستجابة المتدرجة**
- **تقدير معالم المفردات والتى تشتمل على معاملات التمييز والعتبات الفارقة كمؤشرات لصعوبة المفردات**

- **حساب ثبات المقياس ككل وثبات أبعاده الفرعية من خلال الثبات الهامشى**

أولا: التحقق من شرطى أحادية البعد والاستقلال الموضعى

١- تم التحقق من شرط أحادية البعد من خلال (الجذر الكامن، واختبار فرز العوامل (Scree Test)

حيث تم استخدام التحليل العاملى بطريقة المكونات الأساسية، وتم حساب قيم الجذر الكامن والتباين المفسر والتباين التراكمى لكل عامل من العوامل، ويوضح جدول (٩) قيم الجذر الكامن ونسب التباين للعوامل المستخرجة من التحليل العاملى

جدول (٩) قيم الجذر الكامن ونسب التباين للعوامل المستخرجة من التحليل العاملى

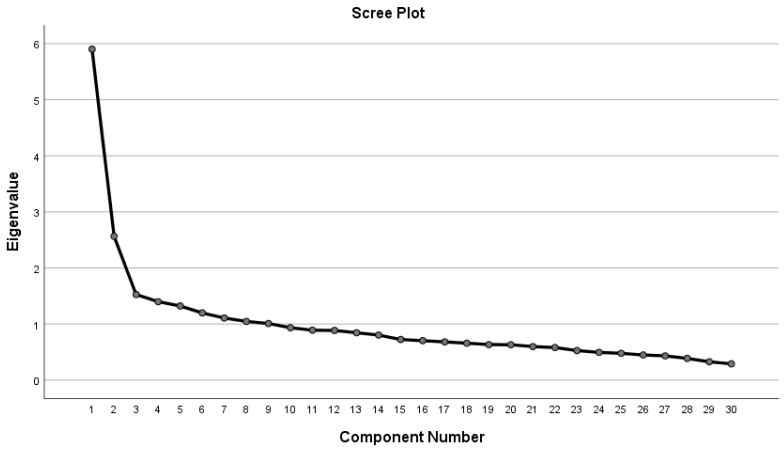
العامل		نسبة التباين	
	الجذر الكامن	المفسرة	التراكمية
الأول	٥.٩٠٢	٢٠	٢٠
الثانى	٢.٥٦٤	٨.٥٤٧	٢٨.٢٢
الثالث	١.٥٢٦	٥.٠٨٦	٣٣.٣٠٦
الرابع	١.٣٩٨	٤.٦٥٩	٣٧.٩٦٥
الخامس	١.٣٢١	٤.٤٠٣	٤٢.٣٦٨
السادس	١.١٩٧	٣.٩٨٩	٤٦.٣٥٧
السابع	١.١٠٧	٣.٦٩١	٥٠.٠٤٨
الثامن	١.٠٤٦	٣.٤٨٦	٥٣.٥٣٤
التاسع	١.٠٠٨	٣.٣٦٢	٥٦.٨٩٥

حيث يتضح من الجدول أن هناك تسعة عوامل يزيد جذرها الكامن عن الواحد الصحيح تفسر ٥٦.٨٩% من التباين الكلى، ويلاحظ الآتى:

- ✓ **بلغت قيمة الجذر الكامن للعامل الأول ٥.٩ وهى مرتفعة بالنسبة لبقية العوامل، كما أن نسبة التباين المفسر للعامل الأول = ٢٠%، وهذا يشير إلى سيطرة سمة واحده على المقياس (Hambleton, & Swaminathan, 1985) حيث أنه إذا فسر العامل الأول ٢٠% على الأقل من التباين الكلى فإن هذا يعد مؤشر على أحادية البعد**
- ✓ **نسبة الجذر الكامن للعامل الأول : الجذر الكامن للعامل الثانى = ٢.٣ أى أنها تزيد عن ٢، وهذا أيضاً مؤشر على أحادية البعد. وفقاً لما أشار إليه هاتى Hattie (فى: محمد، ٢٠٢١)**

كذلك تم التحقق من أحادية البعد من خلال اختبار فرز العوامل (Scree Plot) والذى يتم فيه تمثيل قيم الجذور الكامنة المتتالية بيانياً (الموسوى، ٢٠١٤)، ويوضح الشكل (١) اختبار فرز العوامل لقيم الجذور الكامنة للعوامل التى تشبعت عليها مفردات المقياس

شكل رقم (١) اختبار فرز العوامل لقيم الجذور الكامنة للعوامل التى تشبعت عليها مفردات المقياس



ويتضح من الرسم البيانى وجود انحداراً شديداً بين قيمتى الجذر الكامن الاول والثانى فى حين يقل هذا الانحدار بشكل ملحوظ بين بقية الجذور الكامنة وهذا مؤشر على تحقق أحادية البعد

- من خلال قيمة الجذر الكامن للعامل الأول ونسبته إلى قيمة الجذر الكامن للعامل الثانى، وقيمة التباين المفسر للعامل الأول، و ما يظهره اختبار فرز العوامل يتضح تحقق افتراض أحادية البعد

٢- الاستقلال الموضعى: وقد تحقق افتراض الاستقلال الموضعى ضمناً بتحقق افتراض أحادية البعد، حيث أظهرت نتائج دراسة (حمادنة، ٢٠١١) أن تحقق أحادية البعد يضمن تحقق الاستقلال الموضعى أى أنهما متكافئان

ثانياً: مطابقة مفردات المقياس لنموذج الاستجابة المتدرجة

استخدم الباحث برنامج ستاتا للتحقق من مطابقة مفردات المقياس لنموذج الاستجابة المتدرجة وذلك بالاعتماد على اختبار النسبة الحرجة Z لعتبات المفردة والذى ينص على الآتى:

- **تكون المفردة ملائمة إذا كانت قيمة Z أكبر من ١.٩٦ عند مستوى ٠.٠٥ وأكبر من ٢.٥٨ عند مستوى ٠.٠١**
- **تكون المفردة غير ملائمة إذا كانت قيمة Z أقل من ١.٩٦ (محمد، ٢٠٢١)**

حيث تم تقدير قيمة كل من (معاملات الصعوبة والخطأ المعيارى لكل منها، ومعاملات التمييز والخطأ المعيارى لكل منها، وقيمة z للعتبات) وتم تدوين النتائج فى الجدولين التاليين:

جدول(١٠) القيمة الحرجة لعتبات مفردات المقياس ككل

البند	القيمة الحرجة (Z) للعتبات		
	١	٢	٣
١	١١.٦٠-	١١.٣٥	١٤.١١
٢	٩.٩٢-	١٢.٨٧	١٥.٣٧
٣	١١.٦٢	١٢.٨٧	١٥.٣٧
٤	٤.٦٠	٦.١٦	٦.٠٨
٥	١٣-	٩.٩٣	١٣.٣٦
٦	٨.٤١-	٧.٥٩-	٥.١٤
٧	٤.٨٣-	٦.٢١	٧.١٤
٨	١١.١٨-	٧.٠٢	١١.٧٧
٩	١٢.٢٩-	٥.٨١	١٢.٤٥
١٠	٨.٩٠-	٩.٢١	١١.٤٥
١١	٢.٥١-	٤.١٩	٤.٣٦
١٢	١١.٩٠-	١٣.٥٩	١٤.٨٧
١٣	٠.٠٣	١١.٢٣	١٢.٤٦
١٤	١٠.٤٠-	١١.٥٠	١٦.٢٣
١٥	٣.٤١-	٣.٥٣	٣.٧٢
١٦	٣.٢٠	٣.٣٧	٣.٣٦
١٧	١٢.٢١-	٦.٧٩	١٣.٣٥
١٨	٧.٩٣-	٩.٣٠	١٢.١٤
١٩	٥.٢٥-	١٤.٣٠	١٧.٧٥
٢٠	١٦.٠٢-	٧.٩٩	١٧.٠٥
٢١	١.٨٩	١.٩٠	١.٨٩
٢٢	٢.٩٤-	٩.٤٨	١٠.٤٥
٢٣	٢.٣٣	٠.٤٤-	٢.٣٣-
٢٤	٢.٠٣-	٣.٤١	٣.٤٥
٢٥	٤.٩٦-	٣.٩٤	٥.٣٨
٢٦	٨.٨٥-	٧.٠٩-	٥.١٦
٢٧	١.٠٦-	٠.٦٥	١.٠٦
٢٨	٧.٢٨-	٣.٨٤	٧.١٧
٢٩	٦.١٠-	٥.١١	٦.٨٣
٣٠	٠.٨٨	١٢.٨٩	١٣.٩٦

يلاحظ من الجدول السابق أن هناك خمسة بنود هم (١٣، ٢١، ٢٣، ٢٧، ٣٠) غير ملائمين حيث تقل النسبة الحرجة لهم عن ١.٩٦ وهو الحد الأدنى المقبول، وبناء عليه سيتم حذف هذه البنود كونهم غير ملائمين لنموذج الاستجابة المتدرجة

جدول(١١) العتبات الفارقة ومعاملات التمييز لفقرات المقياس ككل والخطأ المعيارى لكل منها

البند	العتبات الفارقة			الخطأ المعيارى للعتبات			معامل التمييز	الخطأ المعيارى
	١	٢	٣	١	٢	٣		
١	١.٠٤٤-	١.٠٣٨	٣.١٨١	٠.٥٩٢	٠.١٩٣	٠.١٣٥	١.٢٧٩	٠.٠٩٥
٢	٠.٧٢٢-	١.١٢٧	٢.٦٤	٠.١٧٥	٠.٢٤	٠.٤٣٨	١.٤٣٣	٠.١
٣	٣.٠١٤	٠.٥٢٧	٢.٠٢٥	٠.١٥٨	٠.٠٩٩	٠.٢٢٨	٠.٨٩٥-	٠.٠٧٨
٤	٠.٩٧٧	٤.٥٩٨	٧.٥١١	٠.١٧	٠.٠٨٥	٠.٢١٨	٠.٤٦٣	٠.٠٧٦
٥	١.٨٢٥-	٠.٩٥	٢.٨٨	٠.١١٣	٠.١٢	٠.٢٧٩	١.١١٤	٠.٠٨٦
٦	٤.٩٨٥-	١.٤٦٧-	٠.٦٩٣	٠.٢٧٦	٠.٧٠٤	١.٤٨٩	٠.٦٤٤	٠.٠٧٥
٧	٠.٨٤٦-	١.٤٩	٣.١٢٤	٠.٠٧٨	٠.٠٩٣	٠.٢١	٠.٥٠٤	٠.٠٦٩
٨	١.٧٦١-	٠.٦٩٣	٢.٦٧٩	٠.٠٧٣	٠.١٢٧	٠.٢٢	٠.٩١٧	٠.٠٧٩
٩	٢.٠٨٤-	٠.٤٩٦	٢.٧١٦	٠.٠٦٥	٠.٠٦٨	٠.١١	١.٠٠٨	٠.٠٨٣
١٠	١.٠٠٤-	١.١٠٤	٣.١٩٥	٠.٠٥٩٨	٠.٧٨٣	٢.١٩٤	٠.٩١٣	٠.٠٨١
١١	٠.٦٩٢-	٢.٩٥١	٦.٤٩٥	٠.٧٦١	٢.٢٩٥	٣.٨١٦	٠.٢٩	٠.٠٦٦
١٢	٠.٩٣٢-	١.٢٦٣	٣.١٢٣	٠.٠٩٨	٠.٠٧٣	٠.١٢	١.٤٦٣	٠.١٠٤
١٣	٠.٠٠٢	١.٤٣	٢.٧٣٧	٠.٠٩٦	٠.١٠٨	٠.١٩	١.٠٩١	٠.٠٩٢
١٤	٠.٦٧٦-	٠.٧٨٢	١.٧٨٢	٠.٠٥٣	٠.٠٦٩	٠.١١٣	١.٧٣	٠.١١٩
١٥	٢.٠٤١-	٢.٧٦٧	٨.١٥٧	٠.٠٨٤	٠.٠٥٩	٠.١١٣	٠.٢٥٣	٠.٠٦٨
١٦	٢.٤٣٩	٧.٧٤٣	١٢.٨٢٩	٣.٩٠٩	٧.٢٦٩	١٠.٩٧٥	٠.٢٤٥	٠.٠٧٣
١٧	١.٢٠٢-	٠.٤٩٥	١.٦٠٥	٠.٠٩٥	٠.١٦٧	٠.٣١٦	١.٢٦٨	٠.٠٩٤
١٨	٠.٧٥٩-	١.٠٠٢	٢.٣١١	٣.٩٢٢	٠.٤٤٧	٣.٥٦٥	٠.٩٧٧	٠.٠٨١
١٩	٠.٢٧٨-	٠.٩٨٢	٢.٠٠٤	٠.٣٤٣	١.٥١١	٢.٧٥٤	٢.٠٩	٠.١٤٤
٢٠	١.٣٥١-	٠.٤٧٥	١.٩٣١	٠.٣٧	٠.٢٥٤	٠.٦٣٤	١.٨١	٠.١٢
٢١	٧.٣٩٩	١٣.٧٨٤	٢٠.٧٨٩	٠.٤٤٧	٠.١٥٤	٠.١٢٩	٠.١٥	٠.٠٧٩
٢٢	٠.٢٨-	١.٥٧٩	٣.٣٠٤	١٩.٦٠٩	١.٢٥١	١٩.٧٠١	٠.٨٠٢	٠.٠٧٧
٢٣	٠.٢٨-	١.٥٧٩	٣.٣٠٤	٠.٤٢٣	٠.١٦	٠.٤٢٨	٠.١٤٩-	٠.٠٦٤
٢٤	٩.١٤٨	٠.١٩٨-	٨.٢٩٩-	٠.٢٨٢	٠.٢١٤	٠.٦١٢	٠.٢٣٢	٠.٠٦٧
٢٥	١.٨٣٤-	١.٠٠٢	٣.٤١١	٠.٠٦٥	٠.١١٣	٠.٢١٤	٠.٣٧٢	٠.٠٦٧
٢٦	٠.٦٩٧-	٥.١٥٤	٩.٥٠٦	٠.٥٩٢	٠.١٩٣	٠.١٣٥	٠.٦٧١	٠.٠٧٦
٢٧	١.٨٣٤-	١.٠٠٢	٣.٤١١	٠.١٧٥	٠.٢٤	٠.٤٣٨	٠.٠٦٩	٠.٠٦٥
٢٨	٣.٩٥٣-	١.٠٩٥-	٠.٦٦٥	٠.١٥٨	٠.٠٩٩	٠.٢٢٨	٠.٥٠٣	٠.٠٦٨
٢٩	٢٠.٨١٣-	٠.٨١٤	٢٠.٨٤٩	٠.١٧	٠.٠٨٥	٠.٢١٨	٠.٤٦١	٠.٠٦٧
٣٠	٣.٠٨١-	٠.٦١٤	٣.٠٦٩	٠.١١٣	٠.١٢	٠.٢٧٩	١.٣١١	٠.١٠٢

ويلاحظ من الجدول السابق أن تمييز البند رقم ٣ سالباً لذا سيتم حذفه أيضاً، وبذلك تكون البنود المحذوفة وفقاً لنظرية الاستجابة للمفردة (٣، ١٣، ٢١، ٢٣، ٢٧، ٣٠) كذلك تمت مطابقة فقرات كل بعد فردى (دون حذف بنود) على حده وتقدير معاملات التمييز والعتبات الفارقة لكل منها، وسيتم عرضها تفصيلاً عند الاجابة على السؤال الثالث

ثانياً: تقدير معالم المفردات

بعد حذف البنود الغير ملائمة بناءً على قيمة z تم تدريج فقرات المقياس مرة أخرى وفقا لنموذج الاستجابة المتدرجة وتقدير معاملات تمييز كل مفردة، والعتبات الفارقة لكل مفردة كمؤشر لصعوبتها وذلك فى المقياس ككل أولاً ثم فى أبعاده الفرعية كل على حده بداية يتم توضيح قيم معاملات تمييز المفردات الأبعاد والخطأ المعيارى لكل منها فى الجداول التالية

جدول (١٢) معاملات تمييز فقرات المقياس ككل والخطأ المعيارى لكل منها

البند	معامل التمييز	الخطأ المعيارى
١	٠.٩٨٩	٠.٠٨٤
٢	١.٦١٥	٠.١٠٨
٤	٠.٥٢١	٠.٠٧٧
٥	١.١٥	٠.٠٨٨
٦	٠.٧٢٤	٠.٠٧٨
٧	٠.٤١٧	٠.٠٦٨
٨	٠.٨٩١	٠.٠٧٨
٩	٠.٨٥٢	٠.٠٧٩
١٠	٠.٧٥٥	٠.٠٧٦
١١	٠.٣٤٨	٠.٠٦٧
١٢	١.١٥٨	٠.٠٩١
١٤	٢.١١٧	٠.١٣٩
١٥	٠.١٠٣	٠.٠٦٦
١٦	٠.٢٩٣	٠.٠٧٤
١٧	١.٥٤٦	٠.١٠٦
١٨	١.٠٤٦	٠.٠٨٣
١٩	٢.٦٥٧	٠.١٨٤
٢٠	١.٤٨١	٠.١٠٣
٢٢	٠.٨٧٨	٠.٠٨
٢٤	٠.٢٧	٠.٠٦٨
٢٥	٠.٤٧٧	٠.٠٦٩
٢٦	٠.٨٣٢	٠.٠٨
٢٨	٠.٥٣٤	٠.٠٦٩
٢٩	٠.٣٤٨	٠.٠٦٦
المتوسط	٠.٩١٧	٠.٠٨٧

يتضح من خلال الجدول السابق أن أقل معامل تمييز فى المقياس ككل كان فى البند رقم ١٥، وأعلى تمييز كان فى البند رقم ١٩، كما بلغ متوسط معامل تمييز المقياس ككل ٠.٩١٧، وبالعودة إلى تصنيف بيكر (Baker, 2001) لتمييز الفقرات، والذى ينص على أن

(٠.٠١: ٠.٣٤) معامل تمييز منخفض جداً

(٠.٣٥: ٠.٦٥) معامل تمييز منخفض

(٠.٦٥: ١.٣٤) معامل تمييز متوسط

(١.٣٥: ١.٦٩) معامل تمييز مرتفع

(١.٧٠ فما فوق) معامل تمييز مرتفع جداً ، وبمقارنة متوسط معاملات التمييز بهذا التصنيف نجد أن معامل التمييز يقع فى الفئة المتوسطة، كما يتضح من خلال الجدول أن قيمة متوسط الخطأ المعيارى بلغت ٠.٠٨٧ وهى قيمة منخفضة مما يدل على دقة تقدير معاملات تمييز المقياس.

جدول(١٣) معاملات التمييز لفقرات بعد الاندفاعية الانتباهية والخطأ المعيارى لها

البعد	البند	معامل التمييز	الخطأ المعيارى
الاندفاعية الانتباهية	٥- أنا لا أستطيع التركيز	١.٨٤٩	٠.١٧٧
	٦- لدى تزاحم في الأفكار	١.١٥٩	٠.١١٩
	٩- أركز بسهولة	١.٣١٩	٠.١٢٤
	١١- أتحرك كثيرا أثناء المحاضرات أو الحفلات	٠.٢٢٥	٠.٠٧٤
	٢٠- أنا شخص منظم التفكير	٠.٩٤٦	٠.٠٩٨
	٢٤- أغير هواياتي	٠.٣٨٧	٠.٠٧٩
	٢٦- تراودني أفكار غريبة عند التفكير	٠.٨٣	٠.١
	٢٨- أشعر بالضيق في الحفلات أو المحاضرات	٠.٧١٣	٠.٠٨٦
	المتوسط	٠.٩٢٩	٠.١٠٧

يتضح من خلال الجدول السابق أن أقل معامل تمييز فى بعد الاندفاعية الانتباهية كان فى البند رقم ١١، وأعلى تمييز كان فى البند رقم ٥، كما بلغ متوسط معامل تمييز البعد الأول ٠.٩٢٩، وبالعودة إلى تصنيف بيكر و بمقارنة متوسط معامل تمييز هذا البعد بهذا التصنيف نجد أن معامل تمييز هذا البعد يقع فى الفئة المتوسطة، كما يتضح من

خلال الجدول أن قيمة متوسط الخطأ المعيارى للبعد الأول بلغت ٠.١٠ وهى قيمة منخفضة مما يدل على دقة تقدير معاملات تمييز البعد الأول

جدول(١٤) معاملات التمييز لفقرات بعد الاندفاعية الحركية والخطأ المعيارى لها وفقاً لنظرية الاستجابة للمفردة

البعد	البند	معامل التمييز	الخطأ المعيارى
الاندفاعية الحركية	٢- أفعل الأشياء بدون تفكير.	١.٧٠٧	٠.١٢٩
	٤- أنا معتمد على الحظ.	٠.٥٤٤	٠.٠٨٤
	١٦- أغير مجال دراستي.	٠.٣٢٦	٠.٠٧٩
	١٧- أتصرف بإندفاعية	١.٦٥١	٠.١٢٣
	١٩- أتصرف بدون تفكير	٣.٣١٣	٠.٣٨٥
	٢٢- أشتري الأشياء دون تفكير كاف.	٠.٩١٩	٠.٠٩
	٢٥- أنفق أو أصرف أكثر من مصروفي	٠.٥٧	٠.٠٧٨
	المتوسط	١.٢٩	٠.١٣٨

يتضح من خلال الجدول السابق أن أقل معامل تمييز فى بعد الاندفاعية الحركية كان فى البند رقم ١٦، وأعلى تمييز كان فى البند رقم ١٩، كما بلغ متوسط معامل تمييز بعد الحركية ١.٢٩٠، وبالعودة إلى تصنيف بيكر لتمييز الفقرات وبمقارنة متوسط معامل تمييز البعد الثانى بهذا التصنيف نجد أن معامل تمييز هذا البعد يقع فى الفئة المتوسطة، كما يتضح من خلال الجدول أن قيمة متوسط الخطأ المعيارى للبعد الثانى بلغت ٠.١٤ وهى قيمة منخفضة مما يدل على دقة تقدير معاملات تمييز البعد الثانى.

جدول(١٥) معاملات التمييز لفقرات بعد عدم التخطيط والخطأ المعيارى لها وفقاً لنظرية الاستجابة للمفردة

البعد	البند	معامل التمييز	الخطأ المعيارى
عدم التخطيط	١- أخطط لأعمالي بعناية	١.٥٣	٠.١٢٧
	٧- أخطط للرحلات قبل الذهاب إليها بوقت كاف.	٠.٥٧٥	٠.٠٧٩
	٨- أتحكم في نفسي.	٠.٧٩٧	٠.٠٨٥
	١٠- أرتب حاجاتي على نحو منظم	١.٢١٦	٠.١٠٥
	١٢- أفكر بدقة.	٢.٢٢٩	٠.٢٠٨
	١٤- أتكلم بدون تفكير	٠.٨١٨	٠.٠٨٧
	١٥- أحب التفكير في المشكلات المعقدة.	٠.٦١	٠.٠٨١
	١٨- أشعر بالملل سريعا عند حل المشكلات التي تحتاج إلى تفكير.	٠.٧٤	٠.٠٨٤
	٢٩- أحب حل الألغاز.	٠.٦٣١	٠.٠٧٩
	المتوسط	١.٠١٦	٠.١٠٤

يتضح من خلال الجدول السابق أن أقل معامل تمييز فى بعد عدم التخطيط كان فى البند رقم ١٥، وأعلى تمييز كان فى البند رقم ١٢، كما بلغ متوسط معامل تمييز بعد عدم التخطيط ١.٠١٦، وبالعودة إلى تصنيف بيكر وبمقارنة متوسط معامل تمييز البعد الثالث بهذا التصنيف نجد أن معامل تمييز هذا البعد يقع فى الفئة المتوسطة، كما يتضح من خلال الجدول أن قيمة متوسط الخطأ المعيارى للبعد الثالث بلغت ٠.١٠ وهى قيمة منخفضة مما يدل على دقة تقدير معاملات تمييز البعد الثالث.

مما سبق يتضح أن قيم معاملات تمييز المقياس الكلى والأبعاد الثلاثة تقع فى الفئة المتوسطة وفقاً لتصنيف بيكر، كما أن قيم متوسطات الخطأ المعيارى منخفضة فى المقياس الكلى والأبعاد الثلاثة مما يدل على دقة تقدير معاملات تمييز فقرات المقياس فى العينة الحالية.

وتم تقدير قيم العتبات الفارقة كمؤشرات لصعوبة الفقرات، ونظراً لوجود أربع فئات للاستجابة فهناك ثلاث عتبات فارقة لكل بند (حيث عدد العتبات الفارقة= عدد بدائل الاستجابة-١)، ويتم توضيح قيم العتبات الفارقة لمفردات المقياس ككل وللأبعاد المختلفة والخطأ المعيارى لكل منها فى الجداول التالية:

جدول(١٦) العتبات الفارقة كمؤشرات لصعوبة فقرات المقياس ككل والخطأ المعيارى لكل منها

البند	العتبات الفارقة			الخطأ المعيارى للعتبات		
	١	٢	٣	١	٢	٣
١	١.٢٣٦-	١.٢٣٥	٣.٨٠٢	٠.١١٨	٠.١٢١	٠.٣١٨
٢	٠.٦٨١-	١.٠٤٨	٢.٤٦٨	٠.٠٦٧	٠.٠٧٩	٠.١٥١
٤	٠.٨٧٦	٤.١٢٥	٦.٧٣	٠.١٨	٠.٦٠٦	١.٠٠٣
٥	١.٧٨٨-	٠.٩٢٤	٢.٨١٥	٠.١٣٥	٠.٠٩٣	٠.٢٠٧
٦	٤.٤٩٤-	١.٣٣٥-	٠.٦٢٣	٠.٤٨٨	٠.١٦٣	٠.١١٩
٧	١.٠١٣-	١.٧٦٧	٣.٧٢	٠.٢٢٦	٠.٣٢٨	٠.٦٢
٨	١.٨٠٧-	٠.٧	٢.٧٣٥	٠.١٦٥	٠.١٠٢	٠.٢٣٨
٩	٢.٣٧-	٠.٥٥٦	٣.٠٨٤	٠.٢١٧	٠.١	٠.٢٨
١٠	١.١٦٤-	١.٢٧٤	٣.٧٢٦	٠.١٤٢	٠.١٥٣	٠.٣٧٥
١١	٠.٥٩-	٢.٤٦٣	٥.٤٣٤	٠.٢٢١	٠.٥٠٥	١.٠٥١
١٢	١.٠٧٤-	١.٤٥٣	٣.٦١٣	٠.٠٩٧	٠.١١٩	٠.٢٧٩
١٤	٠.٦٢٧-	٠.٧٠٦	١.٦٢٥	٠.٠٥٨	٠.٠٦	٠.٠٩٢
١٥	٤.٩٤٧-	٦.٧٦٥	١٩.٩٢	٣.٢٤٦	٤.٤٢٢	١٢.٨٨٧
١٦	٢.٠٤٨	٦.٥٠٣	١٠.٧٧	٠.٥٥٢	١.٦٣٢	٢.٧١٥
١٧	١.٠٧٤-	٠.٤٣٤	١.٤٢٤	٠.٠٨١	٠.٠٦٤	٠.٠٩٨
١٨	٠.٧٣-	٠.٩٤٧	٢.١٩٩	٠.٠٩	٠.١	٠.١٧٣
١٩	٠.٢٦٤-	٠.٨٩	١.٨٤٥	٠.٠٤٨	٠.٠٦	٠.٠٩٥
٢٠	١.٥٠٨-	٠.٥٢١	٢.١٤	٠.١٠١	٠.٠٦٧	٠.١٣٧
٢٢	٠.٢٧١-	١.٤٥٩	٣.٠٦٨	٠.٠٨٨	٠.١٤٧	٠.٢٧٥
٢٤	٠.٦٠٩-	٤.٤٣٦	٨.١٩	٠.٢٨٤	١.١٢٩	٢.٠٥١
٢٥	١.٤٦٣-	٠.٧٨٦	٢.٦٩٩	٠.٢٤٩	٠.١٨٢	٠.٤٠٨
٢٦	٣.٢٩٩-	٠.٩٢٦-	٠.٥٥٧	٠.٣١٤	٠.١١٨	٠.١٠٣
٢٨	٢.٩٢٢-	٠.٥٧٢	٢.٩٠١	٠.٣٨٣	٠.١٤٩	٠.٣٨٧
٢٩	٢.٢٣١-	١.٤١٣	٥.٤٣٢	٠.٤٥٢	٠.٣٢٧	١.٠٣
المتوسط	١.٣٨٥-	١.٦١٣	٤.٢٣	٠.٣٣٣	٠.٤٥١	١.٠٤٦

يتضح من الجدول الخاصية التزايدية للعتبات الفارقة، حيث ازداد متوسط مؤشر الصعوبة من (-١.٣٨٥) إلى (١.٦١٣) ثم إلى (٤.٢٣٠)، كما بلغت قيمة متوسط الخطأ المعيارى لتقدير العتبات الفارقة ٠.٦١٠ وهى أكبر من نظيرتها فى معاملات التمييز، وهذا يدل على دقة أكبر فى تقدير قيم معاملات التمييز من دقة تقدير قيم العتبات الفارقة

جدول(١٧) العتبات الفارقة كمؤشرات لصعوبة فقرات البعد الأول والخطأ المعيارى لكل منها وفقاً لنظرية الاستجابة للمفردة

		العتبات الفارقة			الخطأ المعيارى للعتبات الفارقة		
البعد	البند	١	٢	٣	١	٢	٣
الاندفاعية الانتباهية	٥	-١.٣٦١	٠.٧٣٢	٢.١٤٣	٠.٠٩٤	٠.٠٦٨	٠.١٤
	٦	-٣.٠٨٩	-٠.٩٥١	٠.٤٤٣	٠.٢٨	٠.١٠١	٠.٠٨
	٩	-١.٧٤٢	٠.٤١	٢.٢٦٦	٠.١٣٧	٠.٠٧١	٠.١٧٤
	١١	-٠.٨٨	٣.٧٦٩	٨.٣٠٢	٠.٤٠٧	١.٢٦٩	٢.٧٣٧
	٢٠	-٢.٠٢٢	٠.٧١٨	٢.٨٧١	٠.١٩٥	٠.١٠٣	٠.٢٧٢
	٢٤	-٠.٤٤٦	٣.١٣٧	٥.٧٩٧	٠.١٩٣	٠.٦٥	١.١٧٥
	٢٦	-٣.٣١	-٠.٩٤١	٠.٥٥	٠.٣٧١	٠.١٢٩	٠.١٠٨
	٢٨	-٢.٢٧٦	٠.٤٤٧	٢.٢٦٤	٠.٢٦٦	٠.١١٣	٠.٢٦٨
	المتوسط	-١.٨٩١	٠.٩١٥	٣.٠٧٩	٠.٢٤٣	٠.٣١٣	٠.٦١٩

يتضح من الجدول الخاصية التزايدية للعتبات الفارقة، حيث ازداد متوسط مؤشر الصعوبة من (-١.٨٩١) إلى (٠.٩١٥) ثم إلى (٣.٠٧٩)، كما بلغت قيمة متوسط الخطأ المعيارى لتقدير العتبات الفارقة ٠.٣٩٢ وهى أكبر من نظيرتها فى معاملات التمييز، وهذا يدل على دقة أكبر فى تقدير قيم معاملات التمييز من دقة تقدير قيم العتبات الفارقة

جدول(١٨) العتبات الفارقة كمؤشرات لصعوبة فقرات البعد الثانى والخطأ المعيارى لكل منها وفقاً لنظرية الاستجابة للمفردة

		العتبات الفارقة			الخطأ المعيارى للعتبات الفارقة		
البعد	البند	١	٢	٣	١	٢	٣
الاندفاعية الحركية	٢	-٠.٦٥٢	١.٠٢٨	٢.٣٧١	٠.٠٦٦	٠.٠٧٧	٠.١٤٨
	٤	٠.٨٤٨	٣.٩٧	٦.٤٦٤	٠.١٧٦	٠.٥٩٨	٠.٩٩١
	١٦	١.٨٥٢	٥.٨٦١	٩.٦٩	٠.٤٧٧	١.٤٠٣	٢.٣٣٧
	١٧	-١.٠٣٥	٠.٤٢٥	١.٣٧٦	٠.٠٨	٠.٠٦١	٠.٠٩٤
	١٩	-٠.٢٣٨	٠.٨٦	١.٧٣٩	٠.٠٤٦	٠.٠٥٨	٠.٠٩١
	٢٢	-٠.٢٥٥	١.٤١٣	٢.٩٥٥	٠.٠٨٦	٠.١٤٦	٠.٢٧٦
	٢٥	-١.٢٤٥	٠.٦٧٣	٢.٣٠٣	٠.٢	٠.١٥	٠.٣٢١
	المتوسط	-٠.١٠٤	٢.٠٣٣	٣.٨٤٢	٠.١٦٢	٠.٣٥٦	٠.٦٠٨

يتضح من الجدول الخاصية التزايدية للعتبات الفارقة، حيث ازداد متوسط مؤشر الصعوبة من (-٠.١٠٤) إلى (٢.٠٣٣) ثم إلى (٣.٨٤٢)، كما بلغت قيمة متوسط

الخطأ المعيارى لتقدير العتبات الفارقة ٠.٣٧٥ وهى أكبر من نظيرتها فى معاملات التمييز، وهذا يدل على دقة أكبر فى تقدير قيم معاملات التمييز من دقة تقدير قيم العتبات الفارقة

جدول(١٩) العتبات الفارقة كمؤشرات لصعوبة فقرات البعد الثالث والخطأ المعيارى لكل منها وفقاً لنظرية الاستجابة للمفردة

		العتبات الفارقة			الخطأ المعيارى للعتبات الفارقة		
البعد	البند	١	٢	٣	١	٢	٣
عدم التخطيط	١	-٠.٩٢٨	٠.٩٦٨	٢.٨٠٧	٠.٠٨	٠.٠٨٢	٠.١٩٧
	٧	-٠.٧٣٧	١.٣٥١	٢.٧٩٤	٠.١٥٥	٠.٢٠٩	٠.٣٨
	٨	-١.٩٦	٠.٧٩٥	٣	٠.٢٠٧	٠.١١٨	٠.٣٠٤
	١٠	-٠.٨٠٨	٠.٩٣	٢.٦٠٣	٠.٠٨٨	٠.٠٩١	٠.٢٠١
	١٢	-٠.٧٦٢	١.٠٦٦	٢.٤٩٣	٠.٠٦٢	٠.٠٧٢	٠.١٥٢
	١٤	-١.٠٧٥	١.٣٠٥	٢.٩١٨	٠.١٣٦	٠.١٥	٠.٢٩٥
	١٥	-٠.٩٠٤	١.٢٢٤	٣.٥٧٥	٠.١٦	٠.١٨٩	٠.٤٦٢
	١٨	-٠.٩١٤	١.٢٧٢	٢.٨٨	٠.١٣٥	٠.١٦	٠.٣١٢
	٢٩	-١.٢٩٢	٠.٨٥	٣.١٦٧	٠.١٨٦	٠.١٤٧	٠.٣٨٥
	المتوسط	-١.٠٤٢	١.٠٨٥	٢.٩١٥	٠.١٣٤	٠.١٣٥	٠.٢٩٩

يتضح من الجدول الخاصية التزايدية للعتبات الفارقة، حيث ازداد متوسط مؤشر الصعوبة من (-١.٠٤٢) إلى (١.٠٨٤) ثم إلى (٢.٩١٥)، كما بلغت قيمة متوسط الخطأ المعيارى لتقدير العتبات الفارقة ٠.١٩ وهى قريبة من نظيرتها فى معاملات التمييز، وهذا يدل على دقة تقدير قيم معاملات التمييز والعتبات الفارقة فى هذا البعد

ومن خلال استعراض جداول العتبات الفارقة للمقياس الكلى والأبعاد الثلاثة وأخطائها المعيارية يتضح الاتى:

- ✓ الخاصية التزايدية للعتبات الفارقة، حيث ازداد متوسط مؤشر الصعوبة فى المقياس الكلى من (-١.٣٨٥) إلى (١.٦١٣) ثم إلى (٤.٢٣٠)، وفى البعد الأول ازداد من (-١.٨٩١) إلى (٠.٩١٥) ثم إلى (٣.٠٧٩)، وفى البعد الثانى من (-٠.١٠٤) إلى (٢.٠٣٣) ثم إلى (٣.٨٤٢)، وفى الثالث من (-١.٠٤٢) إلى (١.٠٨٤) ثم إلى (٢.٩١٥)، حيث أن مستوى السمة الكامنة الضرورية لانتقال الفرد من المستوى (نادراً) إلى المستوى (أحيانا) أقل من نظريتها الضرورية للانتقال من المستوى (أحياناً)

إلى المستوى (غالباً) والتى بدورها أقل من تلك اللازمة للانتقال من المستوى (غالباً) إلى المستوى (دائماً)

- ✓ دقة تقدير قيم معاملات التمييز أعلى من دقة تقدير قيم معاملات العتبات الفارقة وهو ما اتضح جلياً فى زيادة قيم متوسط الخطأ المعيارى للعتبات الفارقة عن قيم متوسط الخطأ المعيارى لمعاملات التمييز فى الأبعاد الثلاثة

ثالثاً: تقدير الثبات

يتم حساب الثبات وفقاً لنظرية الاستجابة للمفردة باستخدام معامل الثبات الهامشى والذى يناظر مفهوم الثبات فى القياس الكلاسيكى، حيث يفترض ثبات خطأ القياس لجميع الأفراد فى النظرية الكلاسيكية، فى حين يتغير من مستوى قدرة إلى أخرى فى نظرية الاستجابة للمفردة، ويشبه الثبات الهامشى معامل ألفا كرونباخ فى النظرية الكلاسيكية فى كونه مقياس لمدى ارتباط معاملات المفردات ببعضها فى المجال وكذلك يستخدم مع النماذج أحادية البعد (محمد، ٢٠٢١) ويتم تقديره رياضياً من خلال المعادلة التالية:

معامل الثبات الهامشى = ١- مربع متوسط الخطأ المعيارى للقدرة(محمد، ٢٠٢١)

وقد تم تقدير الثبات الهامشى لأبعاد المقياس وبلغت قيمته الآتى

جدول(٢٠) الثبات الهامشى للابعاد

الأبعاد	الثبات الهامشى
الاندفاعية الانتباهية	٠.٦٩١
الاندفاعية الحركية	٠.٧٩٥
عدم التخطيط	٠.٧٦٧
المقياس الكلى	٠.٨٨٢

السؤال الثالث: هل توجد علاقة بين الخصائص السيكومترية لمقياس بارات للاندفاعية لدى طلاب الجامعة فى عينة الدراسة وفق النظرية الكلاسيكية ونظرية الاستجابة للمفردة ؟

بدايةً تجدر الاشارة إلى استخدام طريقة الارتباط دون طريقة الفروق بسبب اختلاف وحدات قياس الخصائص السيكومترية للبنود وفقاً للنظريتين، فمثلاً تتراوح قيم معاملات التمييز وفقاً للنظرية الكلاسيكية بين (-١: +١) لأنها معامل ارتباط، فى حين أنها فى نظرية الاستجابة للمفردة تتراوح بين (- مالانهاية: + مالانهاية) لأنها تمثل درجة التواء المنحنى المميز للمفردة ويعبر عنها بظا الزاوية عند منتصف المنحنى (حسين، ٢٠١١)، لذا لزم التنويه أن طريقة الارتباط هنا أفضل من طريقة الفروق

كما تجدر الاشارة إلى أن نتائج النظرية الكلاسيكية أظهرت وجود بندين يجب حذفهما لكون تمييزهما سالباً وهما (٣، ٢٣) كما أظهرت نتائج مطابقة بنود المقياس باستخدام الدرجة الحرجة وجوب حذف ستة بنود هى (٣، ١٣، ٢١، ٢٣، ٢٧، ٣٠) وذلك لتحسين خصائص المقياس السيكومترية، إلا أنه نظراً لأن هدف الدراسة الحالية هو المقارنة بين النظريتين ومنطق كل منهما فى تحديد البنود التى ينبغى حذفها، سيتم الابقاء على هذه البنود لتحديد أوجه التشابه والاختلاف بين النظريتين فى التعرف على أسباب سوء خصائص هذه البنود(حسين، ٢٠١١)

ورغم أن نتائج عينة الخصائص السيكومترية أظهرت ارتباط الأبعاد الداخلية للمقياس فإنه ستتم المقارنة بين معاملات الصعوبة والتمييز فى المقياس ككل إضافة إلى المقارنة داخل كل بعد فردى على حدة وذلك لاثراء عملية المقارنة

تمت الاجابة عن هذا السؤال من خلال ما يلى:

حساب معاملات الارتباط بين معاملات الصعوبة وفقاً للنظرية الكلاسيكية والعتبات الفارقة كمؤشر للصعوبة وفقاً لنظرية الاستجابة للمفردة

حساب معاملات الارتباط بين معاملات التمييز وفقاً للنظرية الكلاسيكية ومعاملات التمييز وفقاً لنظرية الاستجابة للمفردة

وبيان ذلك كما يلى:

أولاً: حساب معاملات الارتباط بين معاملات الصعوبة وفقاً للنظرية الكلاسيكية والعتبات الفارقة كمؤشر للصعوبة وفقاً لنظرية الاستجابة للمفردة

نظراً لوجود معامل صعوبة واحد لكل مفردة وفقاً للنظرية الكلاسيكية، فى حين يوجد ثلاث عتبات فارقة لكل مفردة وفقاً لنظرية الاستجابة للمفردة، تم حساب مؤشر عام لصعوبة المفردة (يساوى متوسط العتبات الثلاث) ثم حساب الارتباط بين هذا المؤشر وبين معامل الصعوبة وفقاً للنظرية الكلاسيكية باستخدام معامل ارتباط بيرسون، وتم تدوين ذلك فى الجداول التالية:

جدول(٢١) معاملات الصعوبة لمفردات المقياس ككل وفقاً للنظريتين والارتباط بينهم

البند	معاملات الصعوبة		معامل الارتباط
	النظرية الكلاسيكية	نظرية الاستجابة للمفردة	
١	٢.٠٢	١.٠٦	-٠.٥٩٥**
٢	١.٩٦	١.٠١	
٣	٢.٧	١.٨٦	
٤	١.٥٣	٤.٣٦	
٥	٢.٢	٠.٦٧	
٦	٣.٠٦	-١.٤٣	
٧	٢.١	١.٢٦	
٨	٢.٢٦	٠.٥٤	
٩	٢.٣٤	٠.٣٨	
١٠	٢.٠٥	١.١٠	
١١	١.٩٨	٢.٩٢	
١٢	١.٩٥	١.١٥	
١٣	١.٧٧	١.٣٩	
١٤	٢.٠٧	٠.٦٣	
١٥	٢.٠٧	٢.٩٦	
١٦	١.٥٣	٧.٦٧	
١٧	٢.٣١	٠.٣٠	
١٨	٢.٠٧	٠.٨٥	
١٩	١.٨٦	٠.٩٠	
٢٠	٢.٢٧	٠.٣٥	
٢١	١.٤	١٣.٩٩	
٢٢	١.٨٧	١.٥٣	
٢٣	٢.٥١	٣.٠٥	
٢٤	١.٨٧	٤.٦٥	
٢٥	٢.٢٩	٠.٨٦	
٢٦	٢.٩٨	-١.١٠	
٢٧	٢.٤٨	٠.٢٨	
٢٨	٢.٤٢	٠.٢٠	
٢٩	٢.١٩	١.١٨	
٣٠	١.٦٩	١.٥٠	

ويلاحظ فى الجدول أن قيمة معامل الارتباط بين معاملات صعوبة المفردات وفقاً للنظرية الكلاسيكية ومؤشر الصعوبة وفقاً لنظرية الاستجابة للمفردة فى المقياس ككل بلغت – ٠.٥٩٥ وكانت دالة عند مستوى ٠.٠١

جدول(٢٢) معاملات الصعوبة لمفردات البعد الأول وفقاً للنظريتين والارتباط بينهم

البعد	البند	معاملات الصعوبة		معامل الارتباط
		النظرية الكلاسيكية	نظرية الاستجابة للمفردة	
الاندفاعية الانتباهية	٥	٢.٢٠	٠.٥٠	-٠.٧٣٤*
	٦	٣.٠٦	-١.٢٠	
	٩	٢.٣٤	٠.٣١	
	١١	١.٩٨	٣.٧٣	
	٢٠	٢.٢٧	٠.٥٢	
	٢٤	١.٨٧	٢.٨٣	
	٢٦	٢.٩٨	-١.٢٣	
	٢٨	٢.٤٢	٠.١٤	

ويلاحظ فى الجدول أن قيمة معامل الارتباط بين معاملات صعوبة المفردات وفقاً للنظرية الكلاسيكية ومؤشر الصعوبة وفقاً لنظرية الاستجابة للمفردة فى البعد الأول بلغت – ٠.٧٤١ وكانت دالة عند مستوى ٠.٠٥

جدول(٢٣) معاملات الصعوبة لمفردات البعد الثانى وفقاً للنظريتين والارتباط بينهم

البعد	البند	معاملات الصعوبة		معامل الارتباط
		النظرية الكلاسيكية	نظرية الاستجابة للمفردة	
الاندفاعية الحركية	٢	١.٩٦	٠.٩٢	-٠.٦٠٢
	٣	٢.٧٠	٢.١٩	
	٤	١.٥٣	٣.٩٧	
	١٦	١.٥٣	٦.٠٩	
	١٧	٢.٣١	٠.٢٦	
	١٩	١.٨٦	٠.٧٨	
	٢١	١.٤٠	١٤.٥	
	٢٢	١.٨٧	١.٣٦	
	٢٣	٢.٥١	١.٦٣	
	٢٥	٢.٢٩	٠.٦٢	
	٣٠	١.٦٩	٢.٢٢	

ويلاحظ فى الجدول أن قيمة معامل الارتباط بين معاملات صعوبة المفردات وفقاً للنظرية الكلاسيكية ومؤشر الصعوبة وفقاً لنظرية الاستجابة للمفردة فى البعد الثانى بلغت – ٠.٦٠٢

جدول(٢٤) معاملات الصعوبة لمفردات البعد الثالث وفقاً للنظريتين والارتباط بينهم

		معاملات الصعوبة		معامل الارتباط
البعد	البند	النظرية الكلاسيكية	نظرية الاستجابة للمفردة	
عدم التخطيط	١	٢.٠٢	٠.٨٩	-٠.٨٠٩**
	٧	٢.١٠	١.٠٦	
	٨	٢.٢٦	٠.٦٥	
	١٠	٢.٠٥	٠.٩٤	
	١٢	١.٩٥	٠.٩٦	
	١٣	١.٧٧	١.١٧	
	١٤	٢.٠٧	١.٠٦	
	١٥	٢.٠٧	١.٢٦	
	١٨	٢.٠٧	١.١١	
	٢٧	٢.٤٨	٠.٢٤	
	٢٩	٢.١٩	٠.٩٣	

ويلاحظ فى الجدول أن قيمة معامل الارتباط بين معاملات صعوبة المفردات وفقاً للنظرية الكلاسيكية ومؤشر الصعوبة وفقاً لنظرية الاستجابة للمفردة فى البعد الثالث بلغت – ٠.٨٠٩ وكانت دالة عند مستوى ٠.٠١

- مما سبق نلاحظ أن معاملات الارتباط بين معاملات صعوبة المفردات وفقاً للنظريتين كانت سالبة، وهذا الارتباط السالب يفسر بأنه كلما زادت قيمة المتوسط على المفردة دل ذلك على سهولتها، بينما ارتفاع قيم العتبات الفارقة للمفردة يدل على ارتفاع صعوبتها، وتتفق هذه النتائج مع نتائج دراستى (حسين، ٢٠١١) و (الموسوى، ٢٠١٤)

ثانياً: حساب معاملات الارتباط بين معاملات التمييز وفقاً للنظرية الكلاسيكية ومعاملات التمييز وفقاً لنظرية الاستجابة للمفردة

تم استخدام معامل ارتباط بيرسون لحساب الارتباط بين معاملات التمييز وفقاً للنظرية الكلاسيكية ومعاملات التمييز وفقاً لنظرية الاستجابة للمفردة وذلك فى المقياس ككل وأبعاده الثلاثة على الترتيب، وتم تدوين النتائج فى الجداول التالية:

جدول(٢٥) معاملات التمييز لمفردات المقياس ككل وفقاً للنظريتين والارتباط بينهم

البند	معاملات التمييز		معامل الارتباط
	النظرية الكلاسيكية	نظرية الاستجابة للمفردة	
١	٠.٤٣٤	١.٢٧٩	**٠.٩٥٨
٢	٠.٥٤	١.٤٣٣	
٣	-٣٧٠.-	٠.٨٩٥-	
٤	٠.٢٧٣	٠.٤٦٣	
٥	٠.٤٥٩	١.١١٤	
٦	٠.٢٩٧	٠.٦٤٤	
٧	٠.٢٠٣	٠.٥٠٤	
٨	٠.٣٥٥	٠.٩١٧	
٩	٠.٣٧٤	١.٠٠٨	
١٠	٠.٣٢١	٠.٩١٣	
١١	٠.١٧٤	٠.٢٩	
١٢	٠.٤٨	١.٤٦٣	
١٣	٠.٤٠٥	١.٠٩١	
١٤	٠.٥٧٨	١.٧٣	
١٥	٠.٠٧٣	٠.٢٥٣	
١٦	٠.١٤٩	٠.٢٤٥	
١٧	٠.٤٩٣	١.٢٦٨	
١٨	٠.٤٦١	٠.٩٧٧	
١٩	٠.٦١٧	٢.٠٩	
٢٠	٠.٥٢٥	١.٨١	
٢١	٠.١١٧	٠.١٥	
٢٢	٠.٣٩٥	٠.٨٠٢	
٢٣	-٠٥١.-	٠.١٤٩-	
٢٤	٠.١٧٢	٠.٢٣٢	
٢٥	٠.٢٤١	٠.٣٧٢	
٢٦	٠.٣٤٧	٠.٦٧١	
٢٧	٠.٠٧١	٠.٠٦٩	
٢٨	٠.٢٥	٠.٥٠٣	
٢٩	٠.١٨٢	٠.٤٦١	
٣٠	٠.٤٦٥	١.٣١١	

ويلاحظ فى الجدول أن قيمة معامل الارتباط بين معاملات تمييز المفردات وفقاً للنظرية الكلاسيكية ونظيرتها وفقاً لنظرية الاستجابة للمفردة فى المقياس ككل بلغت ٠.٩٥٨ وكانت دالة عند مستوى ٠.٠١

جدول(٢٦) معاملات التمييز لمفردات البعد الأول وفقاً للنظريتين والارتباط بينهم

البعد	البند	معاملات التمييز		معامل الارتباط
		النظرية الكلاسيكية	نظرية الاستجابة للمفردة	
الاندفاعية الانتباهية	٥	٠.٤٦١	١.٨٤٩	**٠.٩١٧
	٦	٠.٣٩٧	١.١٥٩	
	٩	٠.٣٥١	١.٣١٩	
	١١	٠.١٠٨	٠.٢٢٥	
	٢٠	٠.٢٩٣	٠.٩٤٦	
	٢٤	٠.٢٠٢	٠.٣٨٧	
	٢٦	٠.٣٦٤	٠.٨٣	
	٢٨	٠.٢٨٦	٠.٧١٣	

ويلاحظ فى الجدول أن قيمة معامل الارتباط بين معاملات تمييز المفردات وفقاً للنظرية الكلاسيكية ونظيرتها وفقاً لنظرية الاستجابة للمفردة فى البعد الأول بلغت ٠.٩١٧ وكانت دالة عند مستوى ٠.٠١

جدول(٢٧) معاملات التمييز لمفردات البعد الثانى وفقاً للنظريتين والارتباط بينهم

البعد	البند	معاملات التمييز		معامل الارتباط
		النظرية الكلاسيكية	نظرية الاستجابة للمفردة	
الاندفاعية الحركية	٢	٠.٤٧٧	١.٦٨٧	**٠.٨٤٠
	٣	-٠.١٨٢	-٠.٥٠٥	
	٤	٠.٢٣٩	٠.٥١٢	
	١٦	٠.١٥٥	٠.٣١١	
	١٧	٠.٤٠٢	١.٦٢٨	
	١٩	٠.٤٩١	٣.٣٩٦	
	٢١	٠.١٣٧	٠.١٤٥	
	٢٢	٠.٣٩٣	٠.٩٣١	
	٢٣	-٠.٠٦٢	-٠.١٠٤	
	٢٥	٠.٢٨٨	٠.٥٣١	
	٣٠	٠.١٨٢	٠.٧٧٨	

ويلاحظ فى الجدول أن قيمة معامل الارتباط بين معاملات تمييز المفردات وفقاً للنظرية الكلاسيكية ونظيرتها وفقاً لنظرية الاستجابة للمفردة فى البعد الثانى بلغت ٠.٨٤٠ وكانت دالة عند مستوى ٠.٠١

جدول(٢٨) معاملات التمييز لمفردات البعد الثالث وفقاً للنظريتين والارتباط بينهم

البعد	البند	معاملات التمييز		معامل الارتباط
		النظرية الكلاسيكية	نظرية الاستجابة للمفردة	
عدم التخطيط	١	٠.٤٩٥	١.٧٠٨	**٠.٩٤٧
	٧	٠.٢٤٤	٠.٦٢٢	
	٨	٠.٢٨٢	٠.٧٤١	
	١٠	٠.٣٥٢	١.١٥٥	
	١٢	٠.٥٤٣	٢.١٠١	
	١٣	٠.٤٥٨	١.٤٤٦	
	١٤	٠.٣٥٢	٠.٨٠٤	
	١٥	٠.٢٣٨	٠.٦٢٩	
	١٨	٠.٣٣٥	٠.٧١٥	
	٢٧	٠.٠٣٦	٠.٠٨٧	
	٢٩	٠.٢٨١	٠.٦١٨	

ويلاحظ فى الجدول أن قيمة معامل الارتباط بين معاملات تمييز المفردات وفقاً للنظرية الكلاسيكية ونظيرتها وفقاً لنظرية الاستجابة للمفردة فى البعد الثالث بلغت ٠.٩٤٧ وكانت دالة عند مستوى ٠.٠١

مما سبق نلاحظ أن معاملات الارتباط بين معاملات تمييز المفردات وفقاً للنظريتين كانت موجبة فى المقياس ككل وفى الأبعاد الثلاثة على الترتيب، وكانت جميعها دالة عند مستوى ٠.٠١، وتتفق هذه النتائج مع نتائج دراستى (حسين، ٢٠١١) و (الموسوى، ٢٠١٤)

إضافة إلى ما سبق تم حساب مؤشرات ثبات المقياس وأبعاده الفرعية بالنظرية الكلاسيكية بمعامل ألفا كرونباخ والخطأ المعيارى له، وكذلك فى نظرية الاستجابة للمفردة باستخدام معامل الثبات الهامشى والخطأ المعيارى له، وتم تدوين النتائج فى الجدول التالى

جدول (٢٩) معاملات الثبات وفقاً للنظريتين والخطأ المعيارى لكل منهما

البعد	معامل ألفا كرونباخ	معامل الثبات الهامشى	الخطأ المعيارى	الخطأ المعيارى الهامشى
الاول	٠.٥٩٦	٠.٦٩١	٠.٧٤٣	٠.٥٥٦
الثانى	٠.٥٣٣	٠.٧٩٥	٠.٧٧٢	٠.٤٥٣
الثالث	٠.٦٦٥	٠.٧٦٧	٠.٧٠٩	٠.٤٨٢
المقياس الكلى	٠.٧٨٤	٠.٨٨٢	٠.٥٥٧	٠.٣٤٤

حيث يتضح من الجدول وجود ارتباط مرتفع بين معاملات الثبات وفقاً للنظرية الكلاسيكية ونظيرتها وفقاً لنظرية الاستجابة للمفردة، كما أن الثبات وفقاً للنظرية الاستجابة للمفردة يعد أكثر قة وهو ما يتضح فى انخفاض قيمة الخطأ المعيارى الهامشى بارتفاع معامل الثبات، وهو ما يتفق مع نتائج دراستى (حسين، ٢٠١١) و (الموسوى، ٢٠١٤)

مناقشة النتائج:

هدفت الدراسة الحالية إلى المقارنة بين النظرية الكلاسيكية ونظرية الاستجابة للمفردة وبيان أوجه التشابه والاختلاف بينهما فى التحقق من الخصائص السيكومترية لمقياس بارات للاندفاعية(BIS-11) .

أولاً: الخصائص السيكومترية للمقياس فى اطار النظرية الكلاسيكية

- أظهرت النتائج أن قيم معاملات الصعوبة المتمثلة فى المتوسط الحسابى تراوحت بين (١.٤٠: ٣.٠٦)، وكان أعلاها البند رقم ٦ فى بعد الاندفاعية الانتباهية، وأدناها البند رقم ٢١ فى بعد الاندفاعية الحركية، وهذا يعنى أن أكثر البنود سهولة هو البند رقم ٦ وأصعبها هو البند ٢١
- كما تراوحت قيم معاملات التمييز بين (-٠.١٨٢: ٥.٤٣) وكان أدنى معامل تمييز للبند رقم ٣ وأعلى معامل تمييز للبند رقم ١٢، كما أظهرت النتائج أن هناك بندين هما (٣، ٢٣) تمييزهما سالب (-٠.١٨٢، -٠.٦٢) يجب حذفهما لتحسين خصائص المقياس السيكومترية.

- بلغ معامل الثبات للأبعاد الثلاثة والمقياس الكلى ٠.٥٩٦، ٠.٥٣٣، ٠.٦٦٥، ٠.٧٨٤ على الترتيب مما يشير إلى تمتع المقياس ككل بثبات مرتفع، أما ثبات الأبعاد الفرعية فيعد منخفض، كما أن حذف المفردتين ٣، ٢٣ يؤدى الى ارتفاع معامل ثبات المقياس ككل وثبات البعد الثانى.

ثانياً: الخصائص السيكومترية للمقياس فى اطار نظرية الاستجابة للمفردة:

- أظهرت مطابقة مفردات المقياس لنموذج الاستجابة المتدرجة أن هناك خمسة بنود هم (١٣، ٢١، ٢٣، ٢٧، ٣٠) غير ملائمين حيث تقل النسبة الحرجة لهم عن ١.٩٦، كما كان تمييز البند رقم ٣ سالب، وبالتالى يجب حذف هذه البنود الستة (٣، ١٣، ٢١، ٢٣، ٢٧، ٣٠)
- كانت معاملات التمييز جميعاً فى المدى المتوسط وفقاً لتصنيف بيكر، وكان أقل معامل تمييز فى البند رقم ١٥، وأعلى معامل تمييز فى البند رقم ١٩
- تتمتع العتبات الفارقة بالخاصية التزايدية، وكان مدى العتبات الفارقة أكثر تبايناً فى البعد الأول من البعدين الثانى والثالث.
- كما أظهرت النتائج أن دقة تقدير قيم معاملات التمييز أعلى من دقة تقدير قيم معاملات العتبات الفارقة وهو ما اتضح جلياً فى زيادة قيم متوسط الخطأ المعيارى للعتبات الفارقة عن قيم متوسط الخطأ المعيارى لمعاملات التمييز فى الأبعاد الثلاثة، ويتفق هذا مع نتائج (الموسوى، ٢٠١٤؛ حسين، ٢٠١١)
- تم تقدير الثبات باستخدام معامل الثبات الهامشى، وكانت قيمته أعلى من معامل ألفا كرونباخ المحسوب وفقاً للنظرية الكلاسيكية.

ثالثاً: المقارنة بين النظريتين:

- أظهرت النتائج اتفاق الخصائص السيكومترية للمفردات وفقاً للنظريتين، حيث ارتبطت معاملات الصعوبة وفقاً للنظرية الكلاسيكية ارتباطاً سالباً بنظيرتها فى نظرية الاستجابة للمفردة، وتفسير ذلك أن ارتفاع قيمة المتوسط يشير إلى سهولة المفردة فى حين أن ارتفاع قيمة العتبة الفارقة يشير إلى صعوبتها، وارتبطت معاملات التمييز وفقاً للنظرية

الكلاسيكية ارتباطاً موجباً بنظيرتها فى نظرية الاستجابة للمفردة، وتتفق هذه النتيجة مع ما توصلت إليه نتائج دراسات (الموسوى، ٢٠١٤؛ جمحاوى، ٢٠٠٠؛ حسين، ٢٠١١)

- ورغم هذا الاتفاق إلا أن نظرية الاستجابة للمفردة تمنح دقة أكبر للقياس مقارنة بالنظرية الكلاسيكية وهو ما يظهر واضحاً فى ارتفاع قيم معاملات الثبات الهامشى مقارنة بألفا والذى يرجع إلى انخفاض قيم الخطأ المعيارى الهامشى مقارنة بالخطأ المعيارى فى نظرية الاستجابة للمفردة.

التوصيات:

- استخدام نظرية الاستجابة للمفردة فى بناء وتطوير مقاييس الشخصية
- عقد دورات وورش عمل للمتخصصين فى القياس النفسى لاكسابهم الخبرة والمهاردة فى التعامل مع البرامج الخاصة بهذه النظرية، اضافة إلى كيفية تفسير النتائج المستمدة منها
- توفير الامكانات الضرورية لاستخدام هذه النظرية فى الجامعات والتى تتمثل فى توفير البرامج التى تحتاجها
- التوسع فى استخدام النماذج متعددة الاستجابات وعدم الاقتصار على النماذج الثنائية
- اجراء دراسات تقارن بين النماذج متعددة الاستجابات مثل نموذج الاستجابة المتدرجة ونموذج سلم التقدير وغيرهما لاختيار افضلها وأكثرها مناسبة للبيانات

المراجع

الدوسرى، سعيد(٢٠١٩). مقارنة بين النظرية الكلاسيكية للقياس ونظرية الاستجابة للمفردة في تقدير الخصائص السيكومترية لاختبار القدرات العامة. مجلة جامعة تبوك للعلوم الإنسانية والاجتماعية، (٦)، ٤٧-٦٣.

الموسوى، نعمان(٢٠١٤). الخصائص السيكومترية لمقياس مهارات التواصل الالكترونى للمراهقين فى ضوء نظرية القياس التقليدية والحديثة. مجلة الطفولة العربية – الكويت، ١٥(٥٩)، ٩-٣٤.

الموسوى، نعمان(٢٠١٦). تطوير بنك أسئلة في مقرر التقويم التربوي للمرحلة الجامعية باستخدام النظرية الكلاسيكية للقياس ونظرية الاستجابة للمفردة. مجلة كلية التربية، ٦٤(٤)، ٦٣٥-٦٧٦.

جمحاوى، ايناس(٢٠٠٠). مقارنة خصائص الفقرات وفق النظرية التقليدية ونظرية استجابة الفقرة فى مقياس للقدرة الرياضية. رسالة ماجستير غير منشورة، كلية التربية، جامعة اليرموك، الأردن.

حسين، محمد(٢٠١١). الخصائص السيكومترية لاستبانة ادارة الوقت لدى عينة من طلاب الجامعة فى مصر والسعودية : دراسة تقويمية لنظرية القياس التقليدية ونظرية الاستجابة للمفردة. المجلة التربوية (جامعة الكويت)، ٢٥ (٩٩)، ٣٥٣-٤١٠.

حسين، محمد(٢٠١٨). الخصائص السيكومترية لمقياس اليقظة العقلية: مقارنة بين نظرية القياس التقليدية والنماذج الأحادية والمتعددة لنظرية الاستجابة للمفردة.المجلة المصرية للدراسات النفسية، مج٢٨ ،ع٩٩ ،١٧ – ٧٦.

حمادنة، إياد(٢٠١١). الكشف عن الارتباط الموضعى بين أزواج فقرات الاختبار باستخدام مؤشر Q3. مجلة العلوم التربوية والنفسية–البحرين، ١٢(١)، ٣٩-٦٨.

زيادة، خالد(٢٠١٨). ابعاد الاندفاعية والغضب كمنبات بادمان الانترنت عند طلبة الجامعة من الجنسين. الهيئة المصرية العامة للكتاب، ٣١(١١٦)، ١٥٣-٢٠٤.

عبد الهادى، سامر و ابو جدى، امجد(٢٠١٤). الاندفاعية لدى عينة من طلبة الجامعة العربية المفتوحة وعلاقتها بتوكيد الذات فى ضوء متغيرات النوع والتخصص والمستوى الدراسى. مجلة العلوم التربوية والنفسية، ١٥(١)، ٢٠٧-٢٣٩.

علام، صلاح الدين(٢٠٠٥). نماذج الاستجابة للمفردة الاختبارية احادية البعد ومتعددة الابعاد وتطبيقاتها فى القياس النفسى والتربوى. القاهرة : دار الفكر العربى.

فايد، حسين(١٩٩٨). الفروق فى الاكتئاب واليأس وتصور الانتحار بين طلبة الجامعة وطالباتها. دراسات نفسية، ٨(١)، ٤١-٧٨.

قنصوة، فاتن(٢٠١٢). الاندفاعية والبحث عن الاثارة الحسية لدى عينة من مرضى هوس السرقة والاسوياء. مجلة دراسات نفسية – مصر، ٢٢(٣)، ٣٧١-٣٩٧.

محمد، محمد(٢٠٢١). دراسة مقارنة بين نموذجى التقدير الجزئى والاستجابة المتدرجة فى مؤشرات دقة بناء وتدريج بنك أسئلة فى مادة الرياضيات لطلاب الحلقة الثانية من التعليم الأساسى. رسالة دكتوراه غير منشورة، كلية الدراسات العليا للتربية، جامعة القاهرة، الجيزة.

Baker, F. B. (2001). The basics of item response theory. For full text: http://ericae. net/irt/baker.

Çelen, Ü. (2008). Klasik test kuramı ve madde tepki kuramı yöntemleriyle geliştirilen iki testin geçerlilik ve güvenilirliğinin karşılaştırılması. İlköğretim Online, 7(3), 758-768.

Diemen, L. V., Szobot, C. M., Kessler, F., & Pechansky, F. (2007). Adaptation and construct validation of the Barratt Impulsiveness Scale (BIS 11) to Brazilian Portuguese for use in adolescents. Brazilian Journal of Psychiatry, 29(2), 153-156.

Finch, W.H.,& French,B.F.(2018). Educational and Psychological Measurement. New York : Routledge

Fossati, A., Di Ceglie, A., Acquarini, E., & Barratt, E. S. (2001). Psychometric properties of an Italian version of the Barratt Impulsiveness Scale-11 (BIS-11) in nonclinical subjects. Journal of clinical psychology, 57(6), 815-828.

Güleç, H., Tamam, L., Turhan, M., Karakuş, G., Zengin, M., & Stanford, M. S. (2008).. Klinik Psikofarmakoloji Bulteni, 18(4 Psychometric Properties of the Turkish Version of the Barratt Impulsiveness Scale-11).

Hambleton, R. K., & Swaminathan, H. (1985). Item response theory: Principles and applications. Springer Science & Business Media.
Hartmann, A. S., Rief, W., & Hilbert, A. (2011). Psychometric properties of the German version of the Barratt impulsiveness Scale, version 11 (Bis–11) for adolescents. Perceptual and Motor Skills, 112(2), 353-368.
Huang, C. Y., Li, C. S. R., Fang, S. C., Wu, C. S., & Liao, D. L. (2013). The reliability of the Chinese version of the Barratt Impulsiveness Scale version 11, in abstinent, opioid-dependent participants in Taiwan. Journal of the Chinese Medical Association, 76(5), 289-295.
Juneja, R., Chaiwong, W., Siripool, P., Mahapol, K., Wiriya, T., Shannon, J. S., ... & Marriott, L. K. (2019). Thai adaptation and reliability of three versions of the Barratt Impulsiveness Scale (BIS 11, BIS-15, and BIS-Brief). Psychiatry research, 272, 744-755
Lee, S. R., Lee, W. H., Park, J. S., Kim, S. M., Kim, J. W., & Shim, J. H. (2012). The study on Reliability and Validity of Korean Version of the Barratt Impulsiveness Scale-11-Revised in nonclinical adult subjects. Journal of Korean Neuropsychiatric Association, 51(6), 378-386.
Magno, C. (2009). Demonstrating the difference between classical test theory and item response theory using derived test data. The International Journal of Educational and Psychological Assessment, 1(1), 1-11.
Martínez-Loredo, V., Fernández-Hermida, J. R., Fernández-Artamendi, S., Carballo, J. L., & García-Rodríguez, O. (2015). Spanish adaptation and validation of the Barratt Impulsiveness Scale for early adolescents (BIS-11-A). International Journal of Clinical and Health Psychology, 15(3), 274-282.
Moeller, F. G., Barratt, E. S., Dougherty, D. M., Schmitz, J. M., & Swann, A. C. (2001). Psychiatric aspects of impulsivity. American journal of psychiatry, 158(11), 1783-1793
Patton, J. H., Stanford, M. S., & Barratt, E. S. (1995). Factor structure of the Barratt impulsiveness scale. Journal of clinical psychology, 51(6), 768-774
Pechorro, P., Ayala-Nunes, L., Nunes, C., Maia, A., & Gonçalves, R. A. (2017). The Barratt Impulsiveness Scale-11 among a Portuguese sample of female juvenile delinquents and community youths. International Journal of Forensic Mental Health, 16(1), 46-57
Reid, R. C., Cyders, M. A., Moghaddam, J. F., & Fong, T. W. (2014). Psychometric properties of the Barratt Impulsiveness Scale in patients with gambling disorders, hypersexuality, and methamphetamine dependence. Addictive behaviors, 39(11), 1640-1645.

Reise, S. P., Moore, T. M., Sabb, F. W., Brown, A. K., & London, E. D. (2013). The Barratt Impulsiveness Scale–11: Reassessment of its structure in a community sample. Psychological assessment, 25(2), 631.
Someya,T., Sakado, K., Seki, T., Kojima, M., Reist, C., Tang, S. W., & Takahashi, S. (2001). The Japanese version of the Barratt Impulsiveness Scale, 11th version (BIS-11): Its reliability and validity. Psychiatry and clinical neurosciences, 55(2), 111-114.
Stanford, M. S., Mathias, C. W., Dougherty, D. M., Lake, S. L., Anderson, N. E., & Patton, J. H. (2009). Fifty years of the Barratt Impulsiveness Scale: An update and review. Personality and individual differences, 47(5), 385-395.
Steinberg, L., Sharp, C., Stanford, M. S., & Tharp, A. T. (2013). New tricks for an old measure: The development of the Barratt Impulsiveness Scale–Brief (BIS-Brief). Psychological assessment, 25(1), 216.
VandenBos, G. R. (2015). APA dictionary of psychology(2nd ed).Washington,DC. American Psychological Association.
Vasconcelos, A. G., Malloy-Diniz, L., & Correa, H. (2012). Systematic review of psychometric proprieties of Barratt Impulsiveness Scale Version 11 (BIS-11). Clinical Neuropsychiatry, 9(2).

Wan, Y., Zhang, M., Jin, F., & Cheng, Z. (2016). The chinese version of the barratt impulsiveness Scale-11: reassessment of its psychometric properties in three adolescent samples. J. Psychiatry. Brain. Sci, 1, 1-9.
Wang, M. C., Deng, Q., Shou, Y., Lai, H., Deng, J., Gao, Y., & Li, Z. (2019). Assessing Impulsivity in Chinese: Elaborating Validity of BIS Among Male Prisoners. Criminal Justice and Behavior, 46(3), 492-506.
Water, E. D. (2017). Impulsivity in adolescents: Cognitive, neural, hormonal and social factors (Doctoral dissertation, [Sl: sn]).
(http://www.impulsivity.org/measurement/UPPS_P)