



الخصائص السيكومترية لمقاييس القدرات والميول المهنية والإستعداد النفسي والقيمي للتطوع في ضوء مؤشرات صدق التعبير عن الذات وزمن الاستجابة

د. فيصل بن حمدي علي الجهني

باحث، مشرف تنمية قدرات بشرية، وزارة التعليم، الإدارة العامة للتعليم بمنطقة مكة المكرمة، المملكة العربية السعودية
البريد الإلكتروني hjohani2152@moe.gov.sa , f.sawa@hotmail.com

الملخص

هدفت الدراسة إلى التحقق من الخصائص السيكومترية لمقاييس القدرات المهنية، الميول المهنية، والاستعداد النفسي والقيمي للتطوع، وذلك في ضوء مؤشرين رئيسيين هما: صدق التعبير عن الذات وزمن الاستجابة. استخدمت الدراسة المنهج الوصفي الارتباطي، وتم تطبيق ثلاثة مقاييس على عينة مكونة من (ن=157) مفحوصاً من فئات وظيفية مختلفة عبر منصة "جديرون". أظهرت النتائج توافر خصائص سيكومترية قوية، حيث تراوحت قيم الاتساق الداخلي للفقرات من (0.67-0.89) ولالأبعاد (0.31-0.49)، كما تم إثبات الصدق العملي للمقاييس الثلاثة باستخراج ستة أبعاد لكل مقياس، فسّر مقياس القدرات المهنية 75.47% من التباين، والميول المهنية 62.18%، والاستعداد للتطوع 71.77%. وأشارت النتائج إلى وجود ارتباط دال إحصائياً عند مستوى ($\alpha \leq 0.01$) بين مؤشر صدق التعبير عن الذات وجميع الأبعاد والدرجات الكلية للمقاييس الثلاثة، حيث بلغ معامل الارتباط مع مقياس القدرات المهنية (0.96)، ومع الميول (0.80)، ومع الاستعداد للتطوع (0.80). وأيضاً تبين عدم وجود فرق دال إحصائياً بين الفئات المختلفة للحالة الوظيفية والجنس في المتوسطات الحسابية للدرجات الكلية وزمن الاستجابة للمقاييس الثلاثة، فيما كشفت النتائج عن وجود علاقة دالة إحصائياً بين زمن الاستجابة لمقياس القدرات بمستوى الأداء ($r = 0.86$)، في حين لم تظهر دلالة زمنية مع مقاييس الميول أو الاستعداد. وقد أوصت الدراسة بتنفيذ اختبارات دورية معيارية، واعتماد زمن الاستجابة كمؤشر داعم لتفسير الأداء في مقياس القدرات، إلى جانب تصميم برامج تطويرية موجهة لتنمية القدرات وتحفيز الميول وتعزيز الدوافع التطوعية.

الكلمات المفتاحية: الخصائص السيكومترية، القدرات المهنية، الميول المهنية، الاستعداد النفسي والقيمي للتطوع، صدق التعبير عن الذات، زمن الاستجابة.

Psychometric Properties of Scales for Vocational Abilities, Vocational Interests, and Psychological and Ethical Readiness for Volunteering in Light of Self-Expression Validity and Response Time Indicators

Dr. Faisal bin Hamdi Ali Al-Juhani

Researcher, Human Capacity Development Supervisor, Ministry of Education, General Directorate of Education in Makkah Region, Kingdom of Saudi Arabia
Email: f.sawa@hotmail.com, hjohani2152@moe.gov.sa

ABSTRACT

This study aimed to investigate the psychometric properties of scales measuring vocational abilities, vocational interests, and psychological and ethical readiness for volunteering, based on two main indicators: self-expression validity and response time. The study employed a descriptive correlational approach, administering three scales to a sample of 157 participants from various occupational categories via the "Jadeeron" platform. The results demonstrated strong psychometric properties, with internal consistency values ranging from 0.67 to 0.89 for the items and from 0.31 to 0.49 for the dimensions. Factor validity was established for the three scales by extracting six dimensions for each scale. The vocational abilities scale explained 75.47% of the variance, vocational interests 62.18%, and readiness for volunteering 71.77%. The results indicated a statistically significant correlation ($\alpha \leq 0.01$) between the self-expression authenticity index and all dimensions and total scores of the three scales. The correlation coefficient with the vocational abilities scale was 0.96, with the interests scale 0.80, and with the readiness to volunteer 0.80. Furthermore, no statistically significant difference was found between the different employment status and gender categories in the arithmetic means of the total scores and response times for the three scales. The results also revealed a statistically significant relationship between response time on the abilities scale and performance level ($r = 0.86$), while no such relationship was found with the interests or readiness scales. The study recommended implementing periodic standardized tests, adopting response time as a supporting indicator for interpreting performance on the abilities scale, and designing targeted development programs to enhance abilities, stimulate interests, and strengthen volunteer motivation.

Keywords: Psychometric properties, vocational abilities, vocational interests, psychological and value-based readiness to volunteer, self-expression authenticity, response time.



المقدمة

تُشكل أدوات التقييم المهني والنفسي عنصراً أساسياً في بناء قرارات فعّالة في التوظيف والتوجيه المهني، حيث تعتمد الجهات المعنية بتنمية الموارد البشرية على بيانات دقيقة لفهم القدرات والميول والاستعدادات الفردية، وزاد الاهتمام بالتركيز على الجدارات الوظيفية التي يحتاجها سوق العمل، وظهرت الحاجة لوجود أدوات تقييم دقيقة وموثوقة تتمتع بخصائص سيكومترية سليمة. فكلما ارتفعت جودة التقييم، زادت فعالية القرارات المتعلقة بالمسار المهني والتطوع وتطوير الموارد البشرية، ومن ضمن قائمة الجدارات الوظيفية القدرات والميول المهنية والاستعداد النفسي والقيمي للتطوع، لارتباط هذه المقاييس مع الجدارات الوظيفية في جميع الفئات سواء الباحثين عن العمل أو من هم على مقاعد الدراسة أو موظفي القطاع العام والخاص، لذلك ينبغي التأكد من قوة وسلامة أدوات قياس هذه الجدارات؛ لأنها توفر بيانات موضوعية تساعد صنّاع القرار في التوظيف، والتوجيه المهني، وتنمية الموارد البشرية.

وفي هذا السياق، أكد كلٌّ من (Chen et al., 2024 ; McGrane et al., 2024; Swan et al., 2023; Souza Alexandre, 2017) أن التحقق من صدق هذه الأدوات وثباتها يعني ضمان أن النتائج تعكس السمات النفسية والقدرات والميول الحقيقية للفرد، وأنها تقيس لما أعدت لقياسه فعلاً، وقد أكدت الأبحاث المعاصرة أيضاً مثل (Domínguez-Salas et al., 2022; Spencer et al., 2025; Fabio et al., 2025) أن تقييم الخصائص السيكومترية للمقاييس – عبر أساليب متعددة من الصدق البنائي والتحليل العاملي، وقياس الاتساق الداخلي، وصدق المحك يعطي مؤشرات قوية على أن السمات التي يقيسها المقياس تمثل القدرات الكامنة له، كما أكد (Hajloo, et al. 2022) على أهمية تحقق مؤشر الثبات، لإقرار صلاحية المقياس واستخدامها. كما تُعدّ الخصائص السيكومترية لأي مجموعة من المقاييس لضمان موثوقية وجوده ما تقيسه تلك المقاييس النفس تربوية وقد أكد (Ohiri & Nnennaya, 2024) إنها تكشف عن مدى قدرة الأداة على قياس البناء النظري المستهدف بدقة، وإنتاج نتائج ثابتة وقابلة للتكرار.

وقد أشار (Chen et al., 2024) إلى أهمية القرارات التي يتم اتخاذها بناء على هذه القياسات الدقيقة والثابتة، ويمكن الاعتماد عليها في التوظيف، والتوجيه المهني، وتطوير الموارد البشرية بما يدعم بناء القدرات للموارد البشرية. وتُشير الأدبيات الحديثة إلى أن تصميم أدوات القياس في مجالات القدرات والميول المهنية يتطلب انطلاقة من بناء نظري دقيق يراعي الفروق الفردية، ويعكس البيئات المهنية المتغيرة، وقد بيّنت دراسات متعددة أن التكامل بين مؤشرات الصدق والثبات يُعزز فعالية الأداة في التوظيف والتوجيه المهني. كما أن الموازنة بين البنى العاملية للمقاييس وسياقاتها التطبيقية يُعد خطوة أساسية لضمان استخدامها بكفاءة عالية (Al Masoud, 2024; Aya-Roa et al., 2025).

تُقدم هذه الدراسة محاولة منهجية للتحقق من الخصائص السيكومترية لثلاثة مقاييس صُممت خصيصاً لقياس "القدرات المهنية" و"الميول المهنية" و"الاستعداد النفسي والقيمي للتطوع"، باستخدام عينة من فئات وظيفية مختلفة عبر منصة إلكترونية، حيث تركز الدراسة على مؤشرات مهمة من قبيل صدق التعبير عن الذات وزمن الاستجابة - باعتبارهما مؤشرين يعكسان صدق التمثيل الذاتي للفرد لجوانب قدراته أو ميوله - إضافة إلى صدق البنية العاملية (factor validity)، والاتساق الداخلي (reliability) باستخدام معامل (Cronbach's α)، وكذلك تحليل البنية الداخلية للمقاييس وهي المؤشرات التي أكدت الأدبيات على أهميتها مثل (Sharif-Nia et al., 2025; Gökentürk et al., 2024)، لتقديم أدوات قياس موثوقة وفعالة يمكن الاعتماد عليها في التوظيف، والتوجيه المهني، وتطوير الموارد البشرية بما يدعم بناء القدرات الوطنية وتطوير الموارد البشرية في ضوء متطلبات العصر.

وتُشكل القدرات المهنية، مجموعة من القدرات الإدراكية والحركية والفنية الضرورية لسوق العمل المعاصر يكشف عن مدى ملاءمة الفرد لمهام معينة أو مهن محددة، سواء كانت تقنية، تحليلية، إدارية أو فنية (El Hamamsy, et al., 2022) ومن خلال تحليل بنية مقياس القدرات عبر التحليل العاملي، يمكن تحديد الأبعاد الجوهرية (مثل القدرات الرقمية، المكانية، اليدوية، التحليلية...) والتأكد من أن كل بُعد يقيس خصلة مميزة ومستقلة. هذا ما يجعل مقياس القدرات أداة قيمة عند اختيار المرشحين، أو التخطيط للتدريب أو التطوير المهني، (لبديهي، 2024). كما يُعد مقياس الميول المهنية أداة مكتملة وموازنة للقدرات: فالقدرة وحدها لا تكفي إذا لم تتوافق مع ميول ودافع مهني، فالميول المهنية تعبر عن الاتجاهات الداخلية للفرد - ما يفضلها، ما يشعر بالشغف



تجاهه، وما يطمح أن يمارسه (Fernandes & Matos, 2023; Chen et al., 2022) وعند تقنين هذا المقياس سيكومترياً، نحرص على أن العوامل المكونة (مثل الميول الفنية، الاجتماعية، التحليلية، القيادية...) تنعكس في استجابات مستقرة ومتسقة. كما أن الصدق العالمي وموثوقية المقياس تعززان استخدامه في التوجيه المهني، بحيث لا يُقاد الشخص بناءً على قدراته فقط، بل بناءً على ميوله الحقيقية أيضاً، ما يزيد من احتمال رضاه واستمراريته. وأيضاً يُعد الاستعداد النفسي والقيمي للتطوع، من المحاور الهامة بالنسبة للجدارات الوظيفية، خاصة في مجتمعات تسعى لتعزيز العمل التطوعي والمشاركة المجتمعية (Fernandes & Matos, 2023) و الإقبال على التطوع لا يعتمد فقط على قدرات أو ميول، بل على دوافع نفسية وقيمية: مثل الشعور بالانتماء، المشاركة، العطاء، المسؤولية المجتمعية، الدافع القيمي وغيرها (Martins, et al., 2024) لذا، فإن وجود مقياس موثوق لهذه المتغيرات يمكن أن يساعد المؤسسات (مدنية، حكومية، تعليمية) على اختيار المتطوعين المناسبين، وتوجيههم بشكل يحقق الاستفادة القصوى. وعند اختبار الصدق والثبات لهذا المقياس، يمكن التأكد من أن الدوافع التي يعبر عنها الأفراد للتطوع مؤشرات صادقة على استعدادهم للعمل التطوعي الجاد، وهذا ما يحتاجه من مؤشرات للتأكد من صدق التعبير عن الذات وزمن الاستجابة.

حيث لا تكتمل متطلبات اتخاذ القرارات بمجرد الحصول وتحليل نتائج القياس، بل ينبغي الاستفادة من مؤشرات صدق التعبير عن الذات والتي تكمن فكرته في الجمع والتحليل بين الأفكار المتناقضة التي لا تجتمع معاً عند ذات الشخص (خليفة والزهراني، 2023)، وأيضاً مؤشرات الاستيعاب القرائي بدلالة زمن الاستجابة، وبالتالي تستند هذه الدراسة على فلسفة أن جوانب قياس السمات الكامنة لدى الفرد تتعدى ما يستطيع الفرد عمله من (قدرات)، أو ما يفضله من (ميول)، أو ما يدفعه من (دافع نفسي/قيمي)، إلى مدى صدقه في التعبير عن نفسه، ومدى استجابته ضمن زمن معقول، مما يقلل الانحراف الناتج عن التقدير المبالغ فيه أو التردد (الأمين وآخرون، 2024). بذلك، تمثل هذه الدراسة مساهمة منهجية لبيئة القياس في السياق المحلي، وتوفّر أدوات متكاملة لتحليل الكفاءات والمواهب بصورة علمية، قابلة للتطبيق في التوظيف، التوجيه والتطوير المهني.

مشكلة الدراسة واسئلتها

شهد سوق العمل العديد من التحوّلات المتسارعة على المستويين المحلي والعالمي، وأصبحت الكفاءات والجدارات الحديثة عنصراً محورياً في تحديد مدى جاهزية الأفراد؛ للالتحاق بوظائف المستقبل، والمنافسة على الفرص الوظيفية النوعية. وقد أدت هذه التحوّلات إلى تبني مقاربات جديدة في التقييم والقياس، تُراعي متطلبات العصر وتنسجم مع احتياجات السوق المتجددة. لذا برزت الحاجة لتطوير أدوات علمية دقيقة تمكّن من استكشاف المواهب الوظيفية، وتقييم القدرات والميول المهنية التي يتطلبها سوق العمل الجديد، والكشف عن الاستعداد النفسي والقيمي للتطوع؛ تساعد في اتخاذ قرارات سليمة وتُعد منصة "جديرون" نموذجاً وطنياً رائداً في هذا المجال، حيث تعمل على تمكين الشباب وأصحاب العمل من الوصول إلى تقييمات دقيقة وتوجيهات مهنية مبنية على بيانات موثوقة، تساهم في رفع جاهزية الأفراد لسوق العمل، وتحسين أداء القوى العاملة الحالية، ولتطوير فاعلية المنصة يتطلب وجود أدوات ذات مستوى عالٍ من الخصائص السيكومترية وهذا التوجه يتماشى مع برنامج تنمية القدرات البشرية أحد أهم برامج رؤية المملكة 2030 والذي يساهم في سد الفجوة ما بين مؤسسات التعليم والتدريب وما يتطلبه سوق العمل وبين ما تحتاجه جهات التوظيف من أدوات تشخيصية دقيقة، وأن يكونوا على قدر عالٍ من القيم والمهارة التي تنافس أعلى القيم والقدرات والمهارات في العالم (برنامج تنمية القدرات البشرية، 2021-2025م) وعليه تحددت مشكلة الدراسة واسئلتها في ما يلي:

- 1) ما الخصائص السيكومترية لمقياس القدرات المهنية لدى أفراد الدراسة بالمملكة العربية السعودية؟
- 2) ما الخصائص السيكومترية لمقياس الميول المهنية لدى أفراد الدراسة بالمملكة العربية السعودية؟
- 3) ما الخصائص السيكومترية لمقياس الاستعداد النفسي والقيمي للتطوع لدى أفراد الدراسة بالمملكة العربية السعودية؟
- 4) هل توجد علاقة ارتباطية بين مؤشرات صدق التعبير عن الذات (كمحك خارجي) والدرجات الكلية والابعد بالمقاييس الثلاثة؟



5) هل توجد فروق ذات دلالة إحصائية عند مستوى الدلالة ($\alpha \leq 0.05$) بين متوسطات درجات القدرات والميول المهنية والاستعداد النفسي والقيمي للتطوع وزمن الاستجابة لها تُعزى إلى اختلاف النوع الاجتماعي وحالة المستجيب؟

أهداف الدراسة

هدفت الدراسة بصورة أساسية الكشف عن الخصائص السيكومترية من الصدق والثبات لمقاييس القدرات والميول المهنية والاستعداد النفسي والقيمي للتطوع، بالإضافة إلى الكشف عن العلاقة بين مؤشرات صدق التعبير عن الذات (كمحك خارجي) والدرجات الكلية والابعاد بالمقاييس الثلاثة، ومعرفة دلالة الفروق بالدرجات الكلية وزمن الاستجابة بالمقاييس الثلاثة.

أهمية الدراسة:

(1) **الأهمية النظرية:** تعزيز البناء المعرفي في مجال القياس السيكومتري الحديث: تُعد هذه الدراسة إضافة نوعية للأدبيات النظرية الخاصة بتطوير أدوات القياس النفسي والتربوي، تجمع بين القدرات المهنية والميول الذاتية والاستعدادات القيمية للتطوع، وهي مجالات تُعاني من ندرة الأبحاث المتخصصة، خصوصاً في البيئة العربية. ويمثل دمج مؤشرات مثل "صدق التعبير عن الذات" و"زمن الاستجابة" توجهاً حديثاً في القياس السيكومتري يدعم جودة التفسير وواقعية النتائج، كما تسهم بالمعرفة التراكمية للربط بين خصائص الفرد الذاتية (كالاستعدادات والدوافع والميول) ومؤشرات القياس السيكومتري، بما فيها الصدق العاملي والتلازمي، والاتساق الداخلي. وهذا الربط يثري البحوث النظرية لتطوير أدوات قياس محلية مما يفتح المجال أمام نظريات جديدة تُعنى بقياس الكفاءة المجتمعية والمهنية على حد سواء.

(2) **الأهمية العملية:** توفير أداة موثوقة للاستخدام المؤسسي يمكن الاعتماد عليها في قطاعات التوظيف والتوجيه المهني والتدريب المؤسسي، ما يوفر للمؤسسات أداة فعالة لتحديد نقاط القوة والاحتياج لدى المتقدمين أو الموظفين الحاليين، وبالتالي تحسين دقة قرارات التوظيف والتطوير، وتحسين مخرجات إدارة الموارد البشرية من خلال الاعتماد على نتائج المقاييس في عمليات التخطيط الوظيفي، يمكن للمؤسسات تصميم برامج تدريبية موجهة، واستراتيجيات تنمية بشرية دقيقة تستجيب فعلياً لحاجات الأفراد والمؤسسات، ما يسهم في تعزيز الكفاءة الإنتاجية وتحقيق التميز المؤسسي، ومواكبة رؤية السعودية 2030 في تنمية رأس المال البشري، حيث تتوافق أهداف هذه الدراسة مع مستهدفات رؤية 2030 التي تركز على بناء رأس مال بشري منافس، من خلال أدوات تقويم فاعلة، وقياس دقيق للكفاءات الوطنية، مما يجعل نتائجها قابلة للتطبيق في المبادرات الوطنية مثل "جدارات"، وبرامج تطوير القيادات والموظفين، وتُشكل نتائج الدراسة رافداً علمياً وعملياً لمنصة جديرون من حيث الإفادة من نتائج تقنين المقاييس الثلاثة والتي تعد مكملاً لمقاييس المنصة السيكومترية الشاملة للجدارات الوظيفية، كما قد يستفيد من نتائج الدراسة المسؤولين عن تنمية الموارد البشرية والتدريب في وزارة الموارد البشرية من حيث الاعتماد على هذه المقاييس لاتخاذ قرارات تتعلق بالتوجيه والإرشاد المهني أو قرارات للتوظيف والتدريب وتنمية الموارد البشرية لما توفره من خصائص لمقاييس مقننة.

الإطار النظري والمفاهيمي للمتغيرات

أولاً: القدرات المهنية

تُعرّف القدرات المهنية بأنها مجموعة من الإمكانيات المعرفية والمهارية التي تمكن الفرد من أداء المهام الوظيفية بكفاءة، وتشكل الأساس الذي تبنى عليه الكفاءات المطلوبة في سوق العمل الحديث (أبو خريص، 2025) وتشمل هذه القدرات مجموعة واسعة من الاستعدادات الذهنية والعقلية مثل الذكاء العددي، واللفظي، والمنطقي (جبريل، 2021؛ حمود، 2022؛ سليمان و الرامزي، 2019) إضافة إلى المهارات التطبيقية مثل الميكانيكية، والمكانية، واليدوية (عوف، 2023) وتنبع أهمية هذه القدرات من دورها في التنبؤ بالنجاح المهني، وتوجيه الأفراد إلى المسارات الوظيفية الملائمة لإمكاناتهم. وتؤكد الأدبيات السيكومترية الحديثة على أن قياس هذه القدرات بدقة يتطلب أدوات مبنية على أسس علمية تراعي خصائص الصدق والثبات ((Graziotin, et al., 2020) مما يعزز استخدامها في التوظيف والتخطيط المهني. (Chen et al., 2024) ويُعد تحليل البنية العاملية لهذه القدرات



أساساً لاكتشاف الأنماط المتعددة للأداء المهني، وتوظيفها في دعم اتخاذ القرار على المستوى الفردي والمؤسسي (أبو خريص، 2025)، وفيما يلي بعض الأبعاد التي تناولتها الأدبيات.

- **الذكاء العددي:** يشير الذكاء العددي إلى قدرة الفرد على التعامل بكفاءة مع الأرقام، العمليات الحسابية، البيانات الرقمية، والقياسات الكمية، ويُعدّ من المهارات الأساسية المطلوبة في العديد من التخصصات والمجالات التقنية والإدارية، وتظهر هذه القدرة في أداء الفرد لمهام مثل: "أحسب العمليات الحسابية في حياتي اليومية" و"أنظم البيانات في جداول ورسوم بيانية"، وهي مؤشرات تدل على التوظيف العملي للرياضيات في الحياة اليومية والمهنية. هذه القدرة ترتبط ارتباطاً وثيقاً بالتحليل الكمي وحل المشكلات، وتُعتبر إحدى المؤشرات المهمة للتوجيه المهني (زنقور، 2021؛ صالحه، 2020) كما أظهرت الأدبيات أن أدوات قياس الكفاءة الكمية ينبغي أن تتسم بصدق وثبات مرتفعين لتعكس المهارة الواقعية للفرد (Chen et al., 2024).

- **الذكاء اللفظي:** يتمثل في قدرة الفرد على فهم اللغة، التعبير عن الأفكار، وإعادة صياغة المعلومات بوضوح (محمد، 2024) يظهر هذا الذكاء من خلال أداء مهارات مثل: "أفهم النصوص بوضوح"، "أقنع الآخرين بكلامي"، و"ألخص المعلومات وأعيد صياغتها". هذا النوع من الذكاء يعكس مدى تمكن الفرد من مهارات القراءة والتحليل اللغوي والتواصل الشفهي، وهو ضروري في الوظائف التعليمية والإعلامية والقيادية (حسين واخرون، 2024) وتؤكد الدراسات السيكمترية أن المهارات اللغوية تتطلب أدوات قياس دقيقة تعتمد على صدق البنية العاملية لضمان الكشف الحقيقي عن الكفاءة اللفظية (Aya-Roa et al., 2025) والخالدي وبني عيسى (2021) والضمور، (2024).

- **الذكاء المنطقي:** يتعلق الذكاء المنطقي بالقدرة على التفكير المجرد، وتحليل العلاقات بين الأسباب والنتائج، وتصنيف المعلومات وفق أنماط متكررة. يشمل هذا الذكاء مهارات مثل: "أحل الألغاز والتحديات الذهنية" و"أصنف المعلومات لاكتشاف الأنماط المتكررة" (صالحه، 2020) يُعد هذا النوع من الذكاء محورياً أساسياً في مجالات البرمجة، الهندسة، تحليل البيانات، والاستدلال المنطقي. وتوضح البحوث أن تضمين عناصر تقيس التفكير المنهجي والمنطقي يرفع من دقة المقاييس في التنبؤ بالجدارات الوظيفية المستقبلية (Al Masoud, 2024).

- **الذكاء الميكانيكي:** يرتبط الذكاء الميكانيكي بقدرة الفرد على فهم الآليات، تشغيل وصيانة المعدات، وإدراك عمل المكونات الحركية (حجازي واخرون، 2025؛ الأسدي، 2024) ويظهر في مهام مثل: "أتعامل مع الأجهزة والأدوات بشكل عملي"، و"أركب وأفك المواد أو المكونات حسب الحاجة (مواقي و عابد، 2011) وهذا الذكاء يُستخدم في المجالات التقنية والمهنية مثل الهندسة والصيانة والتشغيل الصناعي، ويتطلب قدرة على إدراك العلاقات الميكانيكية المكانية (بستان، 2023) وتشير الأدبيات إلى أهمية تطوير أدوات سيكمترية قادرة على عكس التفاعل العملي للفرد مع البيئة المادية والآلية (Domínguez-Salas et al., 2022).

- **الذكاء المكاني:** القدرة على تصور الأشكال والعلاقات المكانية وتحليل مواقع الأشياء في الفراغ. من مؤشرات هذا الذكاء (القضيبي وربيعان، 2025) ومن امثلة قياسها أقرأ وأفسر الخرائط بدقة"، و"أرسم وأصمم أشكالاً هندسية عند الحاجة"، ويُستخدم هذا الذكاء في الهندسة، العمارة، الجغرافيا، والنقل. ويُظهر قدرة الفرد على التخطيط المكاني وتحليل المسارات (السمين وحافظ، 2025) توصي البحوث مثل محمد (2025) والغاوي والنجار (2025) وفكري واخرون (2025) بإدراج مهام قياس ثلاثية الأبعاد ضمن أدوات التقييم المهني لرفع دقة التوجيه الوظيفي في المهن التي تعتمد على الإدراك البصري والمكاني (Fabio et al., 2025).

- **الذكاء اليدوي:** يعكس المهارات الحركية الدقيقة وقدرة الفرد على استخدام اليدين في إنجاز المهام الدقيقة والإبداعية. ويتضح من خلال من خلال العبارات مثل "أصنع أو أجمع المكونات والأشياء يدوياً" و"أصلح الأدوات أو المواد باليد متى احتاجتها". يُعد هذا النوع من الذكاء أساسياً في مجالات مثل الفنون التطبيقية، الحرف اليدوية، والعمليات الفنية. وتبرز أهمية أدوات قياس متخصصة قادرة على اكتشاف المواهب اليدوية، خاصة في بيئات التدريب المهني والوظائف الفنية (Hinojosa & Arévalo, 2022).

ثانياً: الميول المهنية

تُعد الميول المهنية من المؤشرات النفسية المهمة التي تُسهم في التوجيه المهني الفعال، حيث تعكس ما يفضله الفرد من مجالات أو أنشطة وظيفية بناءً على اهتماماته وشغفه الذاتي، وليس فقط قدراته الموضوعية (الحراسيس و الثوابيه، 2023) وتُعرّف الميول المهنية بأنها الاتجاهات الدافعة التي تجعل الشخص يجذب إلى مهن أو مجالات معينة دون غيرها (درويش، 2024)، وتتأثر بمجموعة من العوامل المعرفية والوجدانية والاجتماعية (Martins et al., 2024) وتمثل هذه الميول أداة مكملة في التنبؤ بالتوافق المهني والرضا الوظيفي، خصوصاً في البيئات

الحديثة التي تركز على التمكين الذاتي والتوجيه الوظيفي المستند إلى الأدلة (عجلوني، 2025) ويؤكد Chen et al. (2022) أن دراسة الميول المهنية تساعد في تعزيز قرارات اختيار المسار المهني، وتزيد من احتمالية النجاح المهني والالتزام الوظيفي، وبحسب الأدبيات التي تناولت أساليب قياس الميول مثل (الحراسيس و الثوابيه، 2023؛ السريغ، و المحمدي، 2023؛ عجلوني، 2025؛ الكفافي و اخرون، 2023؛ المحجاني و العطاس، 2025؛ هابيل، 2023)

- **الميل الواقعي** يرتبط الميل الواقعي بتفضيل الأنشطة التي تتطلب مهارات يدوية أو جسدية، مثل استخدام الأدوات، وتصليح المعدات، والعمل في بيئات طبيعية أو صناعية. الأفراد الذين يتمتعون بهذا الميل غالباً ما يفضلون المهن التي تشمل العمل اليدوي والتقني والتفاعل مع الآلات، ويشعرون بالراحة في المهام التي تتطلب الحركة والتطبيق العملي المباشر. وقد تكمن أهمية هذا النوع من الميول في دعم قطاعات الإنتاج والتصنيع والخدمات التقنية، كما يرتبط بشكل مباشر بالذكاء الحركي العملي.

- **الميل التحليلي:** يعكس اهتماماً عميقاً بالاستقصاء، وحل المشكلات، وتحليل البيانات، واختبار الفرضيات. ويميل الأفراد في هذا النمط إلى العمل في بيئات بحثية أو علمية تتطلب التفكير النقدي والمنهجي. يُعد هذا النوع من الميول جوهرياً في مجالات مثل العلوم، والهندسة، والتحليل الإحصائي، حيث يلعب دوراً في اتخاذ قرارات مبنية على الأدلة. (Fernandes & Matos, 2023) الأفراد ذوو هذا الميل غالباً ما يمتلكون فضولاً معرفياً واستعداداً لاستكشاف المعلومات بطرق عقلانية ومنهجية.

- **الميل الفني:** يظهر الميل الفني في حب الإبداع، والتصميم، والتعبير الفني سواءً من خلال الرسم، أو التلوين، أو النحت، أو تطوير حلول مبتكرة. ويميل أصحابه إلى المهن التي تتطلب الخيال، والتذوق الجمالي، والعمل في بيئات غير تقليدية. وتُظهر نتائج التحقق من أدوات الميول المهنية أن هذا الميل يرتبط بالإبداع والابتكار، مما يجعله أساسياً في الصناعات الإبداعية مثل التصميم، والموضة، والإعلان، والفن الرقمي (Domínguez-Salas et al., 2022).

- **الميل الاجتماعي:** يركز الميل الاجتماعي على التفاعل مع الآخرين، وتقديم الدعم والخدمات، والمساهمة في حل المشكلات المجتمعية. الأفراد الاجتماعيون يجدون راحتهم في الأعمال التي تتطلب تعاطفاً، وتواصلًا، وتفاعلاً بشرياً مستمراً مثل التدريس، والإرشاد، والعمل الاجتماعي. وقد أظهرت الأبحاث (AI Masoud, 2024) أن هذا الميل يرتبط بقوة بالرضا المهني في الوظائف القائمة على العلاقات الإنسانية، مما يعزز فعالية الأداء الاجتماعي والمؤسسي.

- **الميل القيادي:** يتعلق الميل القيادي بالقدرة على التأثير، وتحفيز الآخرين، وقيادة الفرق، واتخاذ قرارات مصيرية. أصحاب هذا الميل ينجذبون إلى المهام الإدارية أو الريادية، ويمتلكون طموحاً نحو السيطرة الإيجابية، وتحقيق الأهداف، وتحمل المسؤولية. هذا النوع من الميول يتقاطع مع الكفاءات الإدارية ومهارات القيادة التحولية، كما أظهرت نتائج العديد من الدراسات حول الشخصية المهنية وسمات القيادة (McGrane et al., 2024).

ثالثاً: الاستعداد النفسي والقيمي للتطوع

يلعب المتطوعون دوراً لا غنى عنه في العديد من الأحداث والأنشطة الكبرى. وفي القرن الحادي والعشرين، ومع تطور العولمة، أقيمت فعاليات وأنشطة كبرى بشكل متكرر. لضمان جودة عالية لمختلف الأنشطة، يتوسع أيضاً نطاق توظيف المتطوعين. على سبيل المثال، كان عدد المتطوعين الذين تم تجنيدهم لأولمبياد 2004 في أثينا 45,000، لكن العدد وصل إلى 80,000 في أولمبياد 2008 و2012 في بكين ولندن على التوالي (Ahn, 2018).

ويُعد مفهوم الاستعداد القيمي value readiness من المفاهيم المركبة من الاستعداد والقيمة وفيما يلي تعريفاً لهما ومن ثم تعريف الاستعداد القيمي، حيث عرّف الجهني (2024). الاستعداد الحالة الذهنية والعاطفية التي يتمتع بها الفرد في مواجهة موقف أو مهمة صعبة يسعى من خلالها للتكيف النفسي معها وقبولها. كما هو القدرة على التعامل مع التوتر والقلق وتقديم أفضل أداء معرفي ومهاري على الرغم من متطلبات وضغوط الموقف. وإجرائياً: رؤى ووجهات نظر لتهيئة الأفراد لتبني القيم للمنافسة عالمياً. وتعرف خدمات التطوع عادة بأنها السلوك الذي يقدم فيه المتطوعون دون شروط العديد من الخدمات لأشخاص غير الأقارب المقربين. (Chen, et al., 2022) ومنذ التسعينيات، أولى الباحثون اهتماماً أكبر لتحفيز المتطوعين. كانان وغولدبرغ-غلين (Canan, & Goldberg-Glen, 1991) رائد في استخدام تحليل العوامل لتصنيف دوافع المتطوعين. أوموتو وسنايدر



(Omoto & Snyder, 1995) أخذوا متطوعين لمرضى الإيدز كأهداف بحثية وقدموا نموذج المعادلات الهيكلية (SEM) إلى أبحاثهم حول تحفيز المتطوعين. استناداً إلى أبحاث تجريبية، تم تقديم خمس وظائف للتطوع، والتي كانت تتوافق بشكل تقبل مع خمسة دوافع، تعرف بتعبيرات القيم، والفهم، والنمو الشخصي، ورعاية المجتمع، وتعزيز تقدير الذات. فيما بعد كلاري وآخرون (Clary et al., 1998) لخصت الدراسات السابقة بشكل منهجي، مقترحة ستة أنواع من الدوافع: القيم، الفهم، الاجتماعي، المهني، الحماية، والتعزيز. وبناء على هذه الدوافع، قاموا بصياغة قائمة وظائف المتطوعين (VFI).

مع بزوغ القرن الحادي والعشرين، بدأت مقاييس قياس دوافع المتطوعين تتنوع، مثل مقياس دوافع المتطوعين لأحداث الرياضة الدولية لبانغ وتشيلادوراي (Bang & Chelladurai, 2003) ومقياس دوافع المتطوعين الأولمبيين لجيانولاكيس (Giannoulakis, et al., 2008) يعد VMSISE أكثر مقياس تحفيز المتطوعين استخداماً في الأحداث الرياضية (Angosto et al., 2021) لتسهيل هذه الاحتياجات، وتم تطبيق VMSISE في أنشطة تطوعية أخرى. على سبيل المثال (Wang, & Wu, 2014)، كما تم تطبيق المقياس على دراسة دوافع الناس للتطوع في معرض شنغهاي العالمي 2010 بعد تعديلات طفيفة (Chen, et al., 2022)، بالإضافة الي ذلك فينيكومب ووو (Vinnicombe & Wu, 2020) استخدم VMSISE بشكل إبداعي لدراسة المتطوعين في مهرجانات الموسيقى. وسعت هذه الدراسات نطاق تطبيق هذا المقياس، وأثرت دلالة المتغيرات، ووفرت مرجعاً لتعديلات مقياس المتطوعين، وبالدراسة الحالية تم تحديد ابعاد المقياس كما يلي:

1. الدافع القيمي للتطوع: يعبر هذا البعد عن تمثل الفرد لقيم العطاء والمسؤولية الاجتماعية والإيثارية. يتماشى هذا الدافع مع نتائج عدد من الدراسات التي ربطت بين التطوع والتوجهات القيمية، حيث يُظهر المتطوعون الذين يسجلون درجات مرتفعة في هذا البعد ميلاً للعمل الخيري بدافع داخلي ينبع من الشعور بالواجب تجاه المجتمع (Clary et al., 1998). وتؤكد أدبيات علم النفس الإيجابي أن هذا النوع من الدوافع يتعزز في المجتمعات الجماعية، مثل الصين، حيث تحظى القيم المجتمعية بأولوية كبرى (Guo et al., 2021) ويعكس هذا البعد يعكس مستوى التقدير الذي يمنحه الفرد للقيم المجتمعية والإنسانية، مثل الإحساس بالمسؤولية، والإيثارية، وخدمة الآخرين دون انتظار مقابل، والمفحوص الذي يسجل درجات عالية هنا عادةً يُظهر حماساً داخلياً لخدمة المجتمع، ويرى في التطوع وسيلة لتحقيق الذات وليس فقط واجباً اجتماعياً، وينطلق في قراراته من منظومة قيمية راسخة. مثال: شخص يشارك في حملات بيئية لأنه يؤمن بواجب حماية الأرض لا لمجرد الحضور الاجتماعي.

2. الدافع النفسي للتطوع: يتضمن هذا البعد الحوافز الشخصية مثل الإشباع الذاتي، التقدير، تقوية الهوية الذاتية والانتماء، والتخلص من الفراغ أو التوتر. يشير إلى أن الفرد قد يرى في العمل التطوعي وسيلة لتحقيق الرضا الذاتي والنمو الشخصي، وهي أبعاد ترتبط بنظرية تقرير المصير (Self-Determination Theory) التي تشرح أن السلوك التطوعي قد ينتج عن رغبة في تلبية احتياجات نفسية داخلية مثل الكفاءة والاستقلالية والانتماء (Deci & Ryan, 2000; Güntert & Wehner, 2015). يرتبط هذا البعد بالحوافز الشخصية التي تشبع احتياجات داخلية، مثل الشعور بالإنجاز، التقدير، الانتماء، أو تجاوز الملل، ويشير إلى أن دوافع التطوع لدى الفرد نابعة من احتياجات نفسية مثل: الرغبة في التقدير والقبول المجتمعي، تقوية الشعور بالهوية والانتماء، تخفيف التوتر أو القلق من خلال الانخراط في أنشطة مجتمعية. مثال: مفحوص يجد في العمل التطوعي علاجاً داخلياً للضغط الحياتية، أو فرصة لإثبات نفسه.

3. الدافع المهاري (التمكين الذاتي عبر المهارات) يرتبط هذا البعد برغبة المفحوص في تنمية مهاراته الشخصية أو توظيفها لخدمة الآخرين، كمهارات القيادة، التنظيم، أو التواصل. تدعم نتائج البحوث الحديثة هذا التوجه، حيث أظهرت دراسات متعددة أن التطوع يُستخدم من قبل الأفراد كمنصة لتطوير الذات وتعزيز السيرة الذاتية، لا سيما بين الشباب والمتخصصين في بدايات حياتهم المهنية (Bang & Reio, 2009) وهذا ما يتفق مع الدافع الوظيفي في نموذج VFI الذي يرى أن المتطوع يسعى لتطوير مهاراته أو تعزيز مستقبله المهني من خلال العمل التطوعي، كما يتعلق هذا البعد برغبة المفحوص في تطوير شخصيته من خلال فرص التطوع، كأن يستخدم مهارات التواصل، الإدارة، أو التنظيم، ويشير إلى أن التطوع يمثل للفرد، مساحة للتعليم المستمر، وبيئة لتطبيق مهارات مكتسبة أكاديمياً أو وظيفياً، وسيلة لاكتشاف كفاءاته الخفية. مثال: شخص يختار التطوع في مجال تنظيم الفعاليات لأنه يُحسّن من مهاراته القيادية والتخطيطية.

4. هوية الانتماء التطوعي: يمثل هذا البعد مدى تكامل التطوع في هوية الفرد الاجتماعية والشخصية، والأفراد الذين يسجلون درجات مرتفعة في هذا البعد يرون أن كونهم "متطوعين" جزء لا يتجزأ من شخصيتهم وهويتهم



الاجتماعية. يرتبط هذا بالبناء النظري لهوية الدور (Role Identity Theory) حيث يصبح التطوع جزءاً مستداماً من ذات الفرد، مما يعزز من استمراريته ومشاركته في أنشطة تطوعية مختلفة. (Finkelstein, 2008) وهذا الانتماء يعزز الدافعية طويلة الأمد لدى الأفراد، ويرى الفرد في العمل التطوعي جزءاً من تعريفه لذاته ويشعر بالانتماء إلى فرق تطوعية ومجتمعية، ويحمل شعوراً بالاستمرارية في العطاء.

5. النضج السلوكي في الممارسة التطوعية: يشير هذا البُعد إلى مدى التزام الفرد وانضباطه في سلوكياته أثناء العمل التطوعي. ويُقاس ذلك من خلال مؤشرات مثل الالتزام بالمواعيد، تحمل المسؤوليات، واحترام قواعد العمل الجماعي، ويُعد هذا البُعد من المؤشرات السلوكية المهمة على الجاهزية للعمل ضمن فرق تطوعية منظمة، خاصة في السياقات التي تتطلب مستوى عالٍ من الاحترافية. (Angosto et al., 2021) وهو ما يرتبط في بعض الدراسات بمفهوم الاستعداد المؤسسي. Institutional Readiness ويرتبط هذا البعد بمدى تحمل للمسؤولية، يعكس: احترام المواعيد والالتزامات التطوعية، والقدرة على العمل بانضباط ضمن فرق، واحترام السياسات والأنظمة التطوعية.

6. القدرة والتمكين: يعكس هذا البُعد مدى شعور المفحوص بالكفاءة الذاتية لإنجاز المهام التطوعية بفعالية، ويشمل الثقة في النفس، الجاهزية للمبادرة، والقدرة على اتخاذ القرارات. يشكل هذا البُعد امتداداً لمفهوم الكفاءة الذاتية (Self-efficacy) الذي يعد من العوامل النفسية الحاسمة في تحفيز وتثبيت السلوك التطوعي، كما تشير إليه الدراسات المستندة إلى نظرية باندورا. (Bandura, 2008) ويُعد هذا البُعد مؤشراً حيوياً في التمييز بين المتطوعين المحتملين والمتطوعين الفاعلين ومن امثلته أخصص وقتاً للمشاركة في الأعمال التطوعية وألقى دعماً من أسرته أو محيطه للتطوع، ولدي معرفة بكيفية الوصول إلى فرص التطوع، وأمتك المهارات اللازمة للمشاركة بفعالية في العمل التطوعي.

تشير الأدبيات إلى أن دوافع التطوع لا تُبنى على بُعد واحد فقط، بل تتشكل من منظومة دافعية مركبة تشمل القيم، الحاجات النفسية، الأدوار الاجتماعية، والمستوى السلوكي. وقد أكدت الدراسات الحديثة على أهمية تصميم مقاييس تأخذ في الاعتبار هذا التنوع الدافعي، لا سيما في ظل تباين الثقافات والدوافع بين المجتمعات الشرقية والغربية. (Aydinli et al., 2016) تشكل منظومة متكاملة تفسر الاستعداد التطوعي فالقيم تحرك النية، والدوافع النفسية تغذي الالتزام، والمهارات تجعل الأداء فاعلاً، بينما يُظهر النضج والتمكين الفاعلية في الواقع. ومن هنا، يمثل مقياس الاستعداد النفسي والقيمي للتطوع أداة متكاملة لقياس هذا التعقيد الدافعي، خاصة في البيئات العربية ذات الخصوصية الثقافية والدينية،

رابعاً: فلسفة المستويات الأربعة للمقاييس الثلاثة

إن الهدف من المقياس هو تقديم أداة فعالة لقياس وتعزيز القيم الأساسية لدى الافراد، وذلك لتمكينهم من تطوير شخصية متوازنة قادرة على المساهمة الإيجابية في مجتمعهم ويتم تقييم السلوك عبر مستويات متعددة وفق منهجية بحثية تهدف إلى فهم وتطوير سلوك الأفراد على مراحل متتالية من النمو، من خلال اتباع الطريقة التي تتيح للمقيمين تقييم السلوك بشكل تدريجي بدءاً من مرحلة الوعي وصولاً إلى مرحلة الاندماج، حيث تشمل مستويات تقييم السلوك على اربعة مستويات:

١. الوعي في هذه المرحلة، يعي الفرد السلوك المطلوب أو القيمة المراد اكتسابها، ولكنه لا يطبقها بانتظام، والهدف في تعريف الفرد بأهمية السلوك وجعله يدرك الحاجة إلى التغيير .

٢. المشاركة في هذه المرحلة، يبدأ الفرد بالمشاركة في السلوك بشكل متقطع. والهدف هو تعزيز المشاركة من خلال توفير الفرص والمحفزات

٣. التطبيق يبدأ الفرد بتطبيق السلوك بانتظام في حياته اليومية. ويتمثل الهدف في تحويل السلوك إلى عادة يومية ثابتة .

٤. الاندماج صبح السلوك جزءاً لا يتجزأ من شخصية الفرد ويتحول إلى معيار دائم في سلوكه اليومي. والهدف هو تحقيق اندماج كامل للسلوك بحيث يتم تربيته دون تفكير واعى (الجهني، 2024)

تصحيح المقاييس الثلاثة ومعيار الحكم

تكون الإجابة عن عبارات كل مقياس من (القدرات المهنية، الميول المهنية، الاستعداد للتطوع) عن طريق اختيار المستجيبين بين إحدى الاربعة بدائل المتدرجة والموجودة أمام كل عبارة، وتندرج هذه البدائل للقيمة من أربع

- مستويات (الوعي، المشاركة، التطبيق والممارسة، الاندماج) بحيث يُعطى المستجيب الدرجات (1، 2، 3، 4) بحسب اختياره للموقف، والخانات الأربعة تعبر عن مراحل نضج تتدرج من الوعي إلى التَّبَيُّ الكامل. حيث أن:
1. الوعي: إدراك أهمية المفهوم أو المهارة دون تطبيق فعلي.
 2. المشاركة (السلوك الابتدائي): بداية التطبيق بشكل محدود أو متقطع.
 3. الممارسة المنتظمة (التطبيق): تطبيق منتظم ومقصود ضمن السياق العملي.
 4. التكامل الكامل (الاندماج): دمج المفهوم أو المهارة كجزء لا يتجزأ من النهج المهني أو العمليات.
- والمستويات الأربعة تنطبق بشكل عام وشامل على جميع العبارات في المقياس الثلاثة، وذلك لأن العبارات كلها تتبع نفس النمط التطوري وتم استخدام المعيار التالي للحكم على قيادة التحول الرقمي، وذلك بتحديد طول خلايا المقياس الرباعي وحساب المدى (4-1=3)، وتقسيمه على أكبر قيمة في المقياس للحصول على طول الخلية، أي (3/4=0.75) ثم إضافة هذه القيمة إلى أقل قيمة في المقياس (بداية المقياس وهي واحد صحيح)، وذلك لتحديد الحد الأعلى لهذه الخلية. ويمكن تحديد المتوسطات الحسابية المرجحة لغايات الدراسة على النحو التالي.
- من 1 إلى أقل من 1.75 تمثل المستوى الأول (الوعي – بدرجة منخفضة)
 - من 1.75 إلى أقل من 2.50 تمثل المستوى الثاني (المشاركة بدرجة متوسطة)
 - من 2.50 إلى أقل من 3.25 تمثل المستوى الثالث (تطبيق بدرجة عالية)
 - من 3.25 إلى 4 تمثل المستوى الرابع (الاندماج والتكامل بدرجة عالية).

خامساً: صدق التعبير عن الذات

يُعد صدق التعبير عن الذات أحد المفاهيم السيكمترية الحديثة التي تهدف إلى التحقق من مدى واقعية وانسجام إجابات الفرد في أدوات القياس النفسي والسلوكي، ويُقصد به مدى تمثيل إجابات المفحوص لخصائصه الحقيقية، دون تناقضات تعكس تصورات غير دقيقة عن ذاته أو اندفاعاً نحو تقديم "صورة مثالية" قد تضعف الثقة بالنتائج، حيث توجد في دراسات السيكمترية مقاييس متضمنة بالمقياس الأصلي تُسمى " / scales of inconsistency / invalidity / response-inconsistency" — الهدف منها كشف الأشخاص الذين يُجيبون بشكل عشوائي، أو متناقض، أو "مُحسن" (faking good/bad) (Wygant, et al., 2019) ويُعد سوء الاستجابة من الاعتبارات المهمة في تقييم المتغيرات النفسية، ونظراً لأن معظم بيانات التقييم تُجمع من خلال أساليب التقرير الذاتي، فإن دقة الانطباعات التشخيصية والسريية قد تتأثر سلباً بأشكال مختلفة من تحيز الاستجابة. وأشار (Wygant, et al., 2019) إلى الطرق التي قد تؤثر بها تحيزات الاستجابة على تقييمات المستجيبين، نتيجةً لأساليب الاختبار غير الموثوقة وغير الصحيحة.

وإحدى المقاييس الحديثة التي استخدمت منهجية الكشف عن صدق المستجيبين: Detection of Response Inconsistency Procedure (DRIP) — داخل مقياس BFI-2 — والتي تعتمد على أزواج من البنود المرتبطة إحصائياً (highly correlated item-pairs). دراسة (Ruchensky, et al., 2024) حيث تم تطوير مقياس مدمج لعدم الاتساق في استجابات (DRIP) BFI-2 تكشف عن الاستجابات العشوائية أو غير الجادة من خلال مقارنة الإجابات على أزواج من البنود ذات العلاقة الإحصائية العالية (0.50 ≥) الفكرة: إذا أجاب الشخص بتناقض في بندين متشابهين إحصائياً، فهذا مؤشر على استجابة غير صادقة أو غير متأنية، ويتم حساب الدرجة عبر جمع الفروقات المطلقة بين أزواج البنود شديدة الترابط، وكلما زادت الدرجة، زاد احتمال أن تكون الإجابات غير متسقة أو غير جادة، وباستخدام البيانات العشوائية لمحاكاة الاستجابات غير الصادقة، كما تم استخدام بيانات مولدة عشوائياً (100%، 66%، 33%) لاختبار فعالية المقياس في التمييز بين المشاركين الجادين وغير الجادين، وتم الكشف عن دقة التصنيف (Classification Accuracy):

وإستخدام تحليل منحنيات ROC لمعرفة مدى قدرة DRIP على التنبؤ بالاستجابات العشوائية.

ووفقاً لأدبيات القياس (Danner & Rammstedt, Fahey, 2016; Ludeke & Makransky, 2016)، فإن صدق التعبير عن الذات يُستخدم كمؤشر على اتساق الهوية المهنية والنفسية، ويُساعد على التفرقة بين من يجيب بواقعية ومن يختار إجابات تزبينية أو عشوائية، وتكمن أهمية صدق التعبير عن الذات في أنه يعزز من موثوقية أدوات القياس من حيث قدرتها على عكس الفروق الفردية الحقيقية، وليس فقط التحيزات الاجتماعية أو الانطباعية (Yarkoni, 2010) ويُعد هذا المفهوم مفيداً بشكل خاص عند التعامل مع أدوات التقييم الذاتي المرتبطة بالقدرات والميول والاتجاهات القيمية، مثل تلك المستخدمة في الدراسة الحالية. وعند غياب هذا المؤشر، تصبح



قرارات التوجيه المهني أو التوظيف عرضة للخطأ. لذا، يشكل صدق التعبير عن الذات عنصراً مكتملاً لصدق البناء والاتساق الداخلي. (Aya-Roa et al., 2025; Fabio et al., 2025) وفي هذه الدراسة، تم تطبيق أداة لقياس صدق التعبير عن الذات باستخدام منهجية تحليل الأزواج المتناقضة، حيث تم تحديد 27 زوجاً من المهارات التي يصعب أن تظهر بدرجة مرتفعة معاً بشكل واقعي. وقد تم اعتماد معادلة خاصة لقياس هذه القيمة (100 - عدد أزواج المتناقضات / العدد الكلي للمتناقضات) × 100. وتم استخراج هذه القيم لكل مفحوص ضمن منصة القياس الرقمية "جديرون"، بحيث تُستخدم لتقدير مدى اتساق الفرد في تصوراتهِ الذاتية، مما يُعطي وزناً تفسيريّاً إضافياً للنتائج في مقاييس القدرات والميول والاستعداد القيمي والنفسى للتطوع.

تعكس درجات صدق التعبير عن الذات مدى النضج المعرفي والمهني للفرد، إذ تشير القيم المرتفعة إلى تمركز داخلي واضح، وقدرة على إدراك الذات بواقعية ووعي، ما يعكس قابلية أكبر للتوجيه المهني الناجح، كما تُعد هذه الدرجات أداة تشخيصية لتحديد من يعاني من التردد أو اضطراب الهوية المهنية. وتبرز هذه الدلالات عند المقارنة بين زمن الاستجابة والاتساق في إجابات المهارات المتقابلة، مما يتيح فرصة لصياغة خطط دعم أكثر دقة في بيئات التعليم والتوظيف. (Niessen, et al, 2016; Schriesheim, et al., 1991) كما يشكّل صدق التعبير عن الذات محوراً تكاملياً في تفسير نتائج هذه الدراسة إلى جانب معامل الثبات، والتحقق من الصدق العاملي للمقاييس. فاعتماده كمؤشر إضافي ضمن نموذج القياس يُضيف بعداً ديناميكياً يربط بين البنية النفسية الداخلية وسلوك المفحوص أثناء الأداء، خاصة حين يُستخدم بالتوازي مع مؤشرات مثل زمن الاستجابة والدرجة الكلية. وقد أثبتت تطبيقات (Yarkoni, 2010) أن قياس التناقضات المعرفية والسلوكية يُعد أداة تنبؤية قوية في تقييم الجدارة المهنية وبناء مسارات تطوير مخصصة للأفراد في البيئات الرقمية الحديثة.

سادساً: زمن الاستجابة

يشكّل الاستيعاب القرائي للأسئلة، مقروناً بزمن الاستجابة، عنصراً أساسياً في ضمان دقة القياس السيكومتري. فالإجابة ليست مجرد تفكيك رموز أو اختيار استجابات، بل تمثل انعكاساً لقدرات عقلية عليا تشمل التحليل، والربط، والاستنباط، والتوظيف في مواقف معرفية ومهنية معقدة وسريعة التغير، وفي ظل التوجهات الحديثة نحو بناء أدوات قياس تتسم بالصدق والثبات، تبرز الحاجة إلى فحص أثر الزمن كمتغير كمي دقيق يسهم في تفسير الفروق بين المفحوصين (Wijssen et al., 2022).

وقد أتاحت المنصات الإلكترونية الحديثة تتبع زمن الاستجابة بدقة، مما مكّن الباحثين من تجاوز التقييم التقليدي القائم فقط على صحة الإجابة (Chen et al., 2024) ويصبح هذا المؤشر أكثر أهمية عند مقارنته بمتغيرات مثل النوع الاجتماعي، أو ما يمكن تسميته بالعمر المعرفي والمهني للمفحوص، أي مدى تراكم الخبرات التي تؤهله لمعالجة المعلومات بكفاءة ضمن وقت محدد. وفي هذا السياق، أكد (Schriesheim et al., 1991) أن زمن الاستجابة يجب أن يُؤخذ بعين الاعتبار عند تفسير نتائج الأداء، لما له من دور كاشف في صدق تمثيل الأداء الفعلي للفرد. كما يُعد زمن الاستجابة عنصراً حاسماً في فهم دقة إجابات المفحوصين عند تطبيق أدوات القياس الإلكترونية، إذ يُعد مؤشراً كمياً غير مباشر على العمليات الذهنية التي تتم أثناء التفكير في الاستجابة، وهو ما يُعرف بمصطلح response process validity في الأدبيات السيكومترية الحديثة (Padilla García, et al, 2014).

وبخلاف ما تقدمه الدرجات الصريحة من مؤشرات على المهارة أو الميل، فإن تحليل زمن الاستجابة يساهم في كشف التفاوت بين الاستجابات العشوائية أو السطحية وبين تلك التي تنم عن انخراط معرفي حقيقي، لا سيما حين يتم ربطها بمتغيرات مثل العمر المهني أو نوع المهمة. (Durán-González et al., 2023) كما تشير دراسات متزايدة إلى أن زمن الإجابة، عندما يُقارن بأداء الفرد على مستوى الفقرات، يساعد على تفسير مدى صدق تمثيله لذاته في الاستجابة، ويكشف عن الفروقات بين الأفراد من حيث مستوى الانغماس أو التسرع أو الإجهاد المعرفي (Swan et al., 2023).

ويكتسب هذا البعد أهمية إضافية عندما يتم دمجه مع مفهوم "صدق التعبير عن الذات" المستند إلى تحليل الأزواج المتناقضة من المهارات، حيث يشير ارتفاع درجات متعارضة وظئلياً في الوقت نفسه إلى احتمال وجود تحيز في الاستجابة أو غياب التمثيل الواقعي لميول أو قدرات المفحوص (Schriesheim et al., 1991).



وفي هذا السياق، يوفر دمج "زمن الاستجابة" مع تحليل التناقضات نموذجاً سيكومترياً متقدماً يتجاوز القياس الكلاسيكي، ويعزز من صدق التفسير لنتائج الاختبارات المهنية والنفسية، خصوصاً في أدوات القياس المعتمدة على المنصات الرقمية التي تتيح تتبع زمني دقيق (Martins et al., 2024). إن دمج هذين البعدين (الزمن وصدق التعبير) في التصميم السيكومتري للمقاييس لا يهدف فقط إلى التحقق من الاتساق أو الثبات، بل يسعى إلى إنتاج أدوات قياس أكثر عدلاً وعدالة في التفسير، خصوصاً في السياقات التوظيفية التي تعتمد على الكفاءة الواقعية وليس فقط على التصريحات الذاتية.

زمن الاستجابة كبعد تفسيري في تقييم الأداء

أصبح زمن الاستجابة (Response Time) اليوم مكوناً سيكومترياً لا يقل أهمية عن دقة الإجابة، إذ يعكس بُعداً خفياً يتعلق بسرعة المعالجة المعرفية، الانتباه، التحفيز الداخلي، وحتى مدى الانغماس المهني والمعرفي للمفحوص، ومن خلال نماذج القياس المعاصرة، مثل نظرية الاستجابة للفقرة - IRT models أ تبين أن زمن الإجابة لا يشير فقط إلى السرعة، بل قد يحمل مؤشرات عن عمق الفهم أو طبيعة الجهد العقلي المبذول (Kyllonen & Zu, 2016; Michaelides & Ivanova, 2022).

ويُعد زمن الاستجابة أحد المؤشرات الزمنية الدقيقة التي تكمل مؤشرات الأداء التقليدية في القياس النفسي والتربوي، وقد بدأ الاهتمام به يتصاعد بوصفه مكوناً سيكومترياً له دلالة معرفية ونفسية تتجاوز مجرد سرعة الأداء. فقد أشار (Kyllonen & Zu, 2016) إلى أن دمج زمن الاستجابة في اختبارات القدرات يسهم في تعزيز دقة القياس، ويمكن الباحث من فهم البنية المعرفية للمتعلم، ليس فقط من حيث صحة الإجابة، وإنما من خلال تحليل مفاضلة السرعة مقابل الدقة (Speed-Accuracy Tradeoff)، وهي إحدى الظواهر المعرفية التي تعبر عن أن الأفراد قد يضحون بالدقة لأجل السرعة أو العكس، بناءً على استراتيجياتهم الذهنية. وقد طوّر الباحثان نماذج تفسيرية متقدمة مثل نموذج الانتشار (Diffusion Model) ونماذج الاستجابة الزمنية القائمة على نظرية الاستجابة للعنصر (IRT-based RT models) لدمج بُعد الزمن مع بُعد الدقة، بما يعزز من صدق البنية العملية للمقياس، ويقدم صورة تفسيرية أكثر عدلاً لأداء المفحوصين. كما نوهت الدراسة إلى أن زمن الاستجابة يمكن أن يكون مؤشراً على الانغماس المعرفي (Cognitive Engagement) أو التردد الناتج عن ضعف الثقة أو الارتباك المعرفي، مما يجعله أداة بالغة القيمة في تفسير الفروق الفردية وتوجيه استراتيجيات التعلم والتوظيف بشكل أعمق وأدق (Kyllonen & Zu, 2016).

وفي دراسة (Michaelides & Ivanova, 2022) كشفت عن الوقت المستغرق في الإجابة كمؤشر على الجهد المبذول في أداء الاختبار ضمن برنامج PISA: فروقات بين الدول وأنواع الفقرات، حيث في الاختبارات ذات الرهانات المنخفضة (Low-Stakes)، عندما لا يبذل المفحوصون جهداً كافياً، فإن درجاتهم تقلل من تقدير قدراتهم الحقيقية، وتجاهل تأثير الجهد المبذول في أداء الاختبار قد يضر بصحة نتائج الاختبار (الصدق). وكشفت عن مستوى الجهد ودقة الأداء الذي يبذله المفحوصون في برنامج التقييم الدولي للطلاب (PISA) عبر الدول وأنواع الفقرات المختلفة، وتم تطبيق اختبار PISA المحوسب لعام 2015 في 59 دولة/إقليم. وقد تم بناء مؤشرات سلوكية لقياس الجهد المبذول في أداء الاختبار في مادتي الرياضيات والقراءة من خلال تطبيق عتبتين زمنيتين (ثابتة ومعيارية) على زمن الاستجابة لكل فقرة، بهدف الكشف عن سلوك التخمين السريع (Rapid Guessing). وجد أن نسبة من قاموا بالتخمين السريع كانت منخفضة بمتوسط 3% تقريباً وفقاً للعتبة المعيارية، و1% عند استخدام عتبة زمنية ثابتة مقدارها خمس ثوانٍ. وكان معدل التخمين السريع أعلى بمرتين تقريباً في الفقرات المفتوحة التي يتم تصحيحها بشرياً، مقارنةً بالفقرات متعددة الاختيار (البسيطة والمعقدة) والفقرات المفتوحة المصححة آلياً، وكان الأداء العام للمخمين بسرعة أقل بكثير من أداء من شاركوا بسلوك حل فعلي في جميع أنواع الفقرات، وكان هذا الفرق أوضح في مادة القراءة مقارنة بالرياضيات. وقد كانت مؤشرات الجهد الزمني محسوبة الوزن على مستوى الدول مرتفعة جداً، ومرتبطة إيجابياً بمتوسط درجات الدول في PISA. وأشارت النتائج إلى أن الإدارة المحوسبة للاختبارات تتيح استخدام زمن الاستجابة كمؤشر بديل لقياس الجهد المبذول في أداء الاختبار. ويمكن للبرامج استخدام هذا السلوك لرصد الفروقات بين الدول قبل مقارنة الأداء، وكذلك لتطوير تدخلات تهدف إلى تعزيز تفاعل المفحوصين مع الاختبار، وفي هذا السياق، لا يكفي أن تكون الإجابة صحيحة، بل يجب أن تُقدم في زمن يعكس سلامة الأداء وسرعة الاستجابة الواقعية في البيئات المهنية. وهنا تتجلى قيمة زمن الاستجابة كمتغير تفسيري إضافي، يُمكن الباحث من فهم تباين الأداء بين الأفراد على نحو أكثر عمقاً.



وفي هذه الدراسة، تم تطوير مسطرة زمنية معيارية بناءً على تجريب ميداني مباشر على المفحوصين، لقياس سرعة وكفاءة الأداء في الاختبارات الرقمية. حيث أظهرت النتائج أن كثيراً من المفحوصين يتخذون قراراتهم في فترات زمنية وجيزة، غالباً أقل من 10 ثوانٍ للسؤال الواحد، مما يعكس حضوراً معرفياً لحظياً وكفاءة في اتخاذ القرار. بُني التقدير الكمي لزمان الأداء على النحو التالي: إذا أنجز المفحوص المقياس كاملاً في أقل من 3 دقائق، يُعطى وزنه 50%؛ وإذا أكمله بين 3 إلى أقل من 6 دقائق، يُحتسب له 70%؛ أما المدة من 6 إلى أقل من 9 دقائق، فتُمثل الكفاءة المثلى بنسبة 90%. ومن ينجز المقياس خلال 9 إلى أقل من 25 دقيقة، يُعدّ قَدَم استجابة مثالية بنسبة 100%. بينما يُعاد خفض الوزن للزمن من 25 إلى أقل من 40 دقيقة (90%)، ومن 40 إلى أقل من 60 دقيقة (70%)، ثم يتراجع إلى 50% لمن يتجاوز الساعة. وهذه المسطرة ليست افتراضية، بل بُنيت على ملاحظات ميدانية مباشرة تعكس الواقع الفعلي لأداء الأفراد في المواقف الرقمية، وهي تسعى لتحديد المستوى المثالي للانخراط المعرفي والمهني ضمن أطر زمنية منطقية.

وتكمن أهمية هذا التصميم في الدمج بين جودة الإجابة وزمن تقديمها، ما يمنح التقييم بُعداً تفسيرياً ثنائياً: من جهة، يقيّم المحتوى المستجاب عليه، ومن جهة أخرى، يحلل الزمن كدالة على التركيز، الجدية، وحتى الملاءمة المهنية للمتقدم (Mayerl, 2013). وهذا ينسجم مع ما أشار إليه Lyu & Bolt (2024) بأن تفسير الأداء لا يكون دقيقاً إلا عند مزوجة الدقة والزمن، خاصة في البيانات الإلكترونية، واقترح الباحثان أن جزءاً من دقة الاستجابة قد يكون له تأثير سببي على زمن الاستجابة، وذلك من خلال مكونات خارجية محددة للعنصر تعكس معرفة أو كفاءة سابقة خاصة بذلك العنصر، وليست بالضرورة عامة وجود علاقات عكسية (U/V-shaped) بين الكفاءة وزمن الاستجابة واعتماد زمن الاستجابة.

في هذه الدراسة لم يكن مجرد تسجيل رقمي، بل صُمم كمؤشر سيكومتري مساعد في تحليل مصداقية الأداء وصدقه البنائي، خاصة حين يُدمج مع مؤشر "صدق التعبير عن الذات". فعلى سبيل المثال، إذا أظهر المفحوص دقة عالية في الإجابة، لكن أنجز الاختبار في زمن أقل بكثير من المتوسط، يُستدعى السؤال عن صدق الأداء ومدى تمثيله الحقيقي لقدراته. وفي حالات أخرى، قد يوفّر الزمن الطويل غير المبرر مؤشراً على التشتت أو ضعف التركيز وبهذا الشكل، يتحول "معامل الزمن" من مجرد عنصر ثانوي إلى أداة تحليلية متقدمة تُوظّف لفهم التفاعل المعرفي والنفسي للمفحوص مع بنود القياس. وفي إطار أهداف هذه الدراسة، فإن قياس "زمن الاستجابة" أتاح تقدير جودة الانخراط المهني والمعرفي، وكشف الفروق النوعية في الأداء بين الأفراد، مما يجعل هذه المنهجية ابتكاراً بحثياً يمكن تعميمه في سياقات القياس المعرفي والنفسي، خاصة في ظل تنامي التحول الرقمي في الاختبارات.

منهج الدراسة

اعتمد الباحث على المنهج الوصفي الارتباطي، بهدف تقنين المقاييس للكشف عن الخصائص السيكومترية لتلك المقاييس، تم حساب المؤشرات المتعلقة بالفقرات من حيث (الاتساق الداخلي للفقرات والابعاد). ولحساب ثبات الاتساق الداخلي لمعامل ارتباط الفقرة والدرجة الكلية للمقاييس الفرعية تم استخدام معادلة كرونباخ الفا واستخدمت معاملات الارتباط في الاستدلال على مؤشر صدق البناء (الصدق العاملي) من خلال نتائج التحليل العاملي الكشفي باستخدام طريقة المكونات الرئيسية والتدوير المتعامد (فاريماكس).

المجتمع والعينة

تكوّن مجتمع الدراسة من الأفراد الذين أُتيح لهم الوصول لمنصّة "جدرون" (<https://jadeeron.com>)، ضمن الفئات الوظيفية التالية: (طالب تعليم عام، طالب جامعي، موظف قطاع حكومي، موظف قطاع خاص، باحث عن عمل) من الذكور والإناث، وقد تم اختيار المشاركين باستخدام أسلوب عينة الفرصة نظراً لملاءمته في حالات الدراسات الواسعة جغرافياً، ولتسهيل الوصول إلى أكبر عدد ممكن من المشاركين من كلا الجنسين (Etikan, Musa, & Alkassim, 2016) وقد تم اختيار الاستجابات الكاملة غير المتطرفة والتي تم استبعادها قصدياً بحيث يزيد عدد الأفراد في كل فئة عن (30) حيث تم تحديد حجم العينة، استناداً إلى المعايير المتبعة في التحليل العاملي الاستكشافي، حيث تشير الأدبيات إلى أن العدد المناسب هو من (5 إلى 10) أفراد لكل فقرة في المقياس، مع ضرورة أن لا يقل عدد أفراد كل مجموعة فرعية عن (30) فرداً لتحقيق ثبات التقديرات



الإحصائية (Costello & Osborne, 2005; Hair et al., 2010) وبناءً على ذلك، تم اعتماد حجم عينة لا يقل عن (157) مشاركاً لتلبية هذه المتطلبات، وضمان صلاحية نتائج التحليل العاملي، ويعرض الجدول رقم (1) توزيع أفراد العينة وفق الجنس والفئة الوظيفية.

جدول (1) أفراد عينة الدراسة موزعين حسب الجنس والفئة الوظيفية

المتغيرات	مستويات المتغير	العدد	النسبة المئوية
الجنس	ذكور	97	61.8%
	إناث	60	38.2%
الحالة (الفئة الوظيفية)	طالب تعليم عام	30	19.1%
	طالب جامعي	31	19.7%
	موظف قطاع حكومي	33	21%
	موظف قطاع خاص	33	21%
	باحث عن عمل	30	19.1%
	المجموع	157	100%

تُشير بيانات الجدول إلى أن الذكور كانوا الأكثر تمثيلاً في معظم الفئات الوظيفية حيث شكّل الذكور (61.8%) و(38.2%) من الإناث، بينما تتساوى النسب المئوية بالفئات الوظيفية الخمسة تراوحت من (19.1% - 21%).

نتائج الدراسة ومناقشتها

نتائج السؤال الأول ومناقشته " نصّ السؤال الأول على " ما الخصائص السيكومترية لمقياس القدرات المهنية لدى أفراد الدراسة بالمملكة العربية السعودية؟ تم الكشف عن الخصائص السيكومترية لمقياس القدرات المهنية لدى أفراد الدراسة (ن=157) من خلال التأكد من مؤشرات الصدق والثبات كما يلي:

1. صدق مقياس القدرات المهنية: تم التّحقّق من صدق الاتساق الداخلي لفقرات المقياس بحساب معامل ارتباط الفقرة بالدرجة الكلية للبعد الذي تنتمي إليه الفقرة، ويوضح جدول (2) نتائج ذلك.

جدول (2) معاملات ارتباط بيرسون بين الفقرات والدرجة الكلية للبعد بمقياس القدرات المهنية

الذكاء: العددي	اللفظي	الميكانيكي	المنطقي	المكاني	اليدوي	الارتباط بالبعد	
						م	م
1	6	11	16	21	26	**0.89	**0.82
2	7	12	17	22	27	**0.87	**0.89
3	8	13	18	23	28	**0.87	**0.85
4	9	14	19	24	29	**0.86	**0.87
5	10	15	20	25	30	**0.87	**0.86

** دال عند مستوى الدلالة (0.01) ≤ α

يتضح من جدول (2) أن معاملات الارتباط بين الفقرات والدرجة الكلية للأبعاد دالة إحصائياً عند مستوى دلالة (0.01)؛ حيث تراوحت ما بين (0.82-0.89)، وبالتالي يتوافر صدق المفهوم لفقرات المقياس وفقاً لاتساقها بالدرجة الكلية للبعد، وأيضاً تم حساب معامل الارتباط بين درجات كل بُعد مع الدرجة الكلية للمقياس كما بالجدول (3).



جدول (3) مصفوفة معاملات الارتباط بين أبعاد مقياس القدرات المهنية والدرجة الكلية للمقياس

اليدوي	المكاني	المنطقي	الميكانيكي	اللفظي	العددي	
					1.00	العددي
				1.00	0.03-	اللفظي
			1.00	0.06	0.06-	الميكانيكي
		1.00	0.07-	0.10-	0.14	المنطقي
	1.00	0.04	0.04	0.02-	0.02-	المكاني
1	0.07-	0.05	0.00	0.09	0.01-	اليدوي
** 0.436	** 0.38	**0.43	**0.39	**0.40	**0.42	الدرجة الكلية

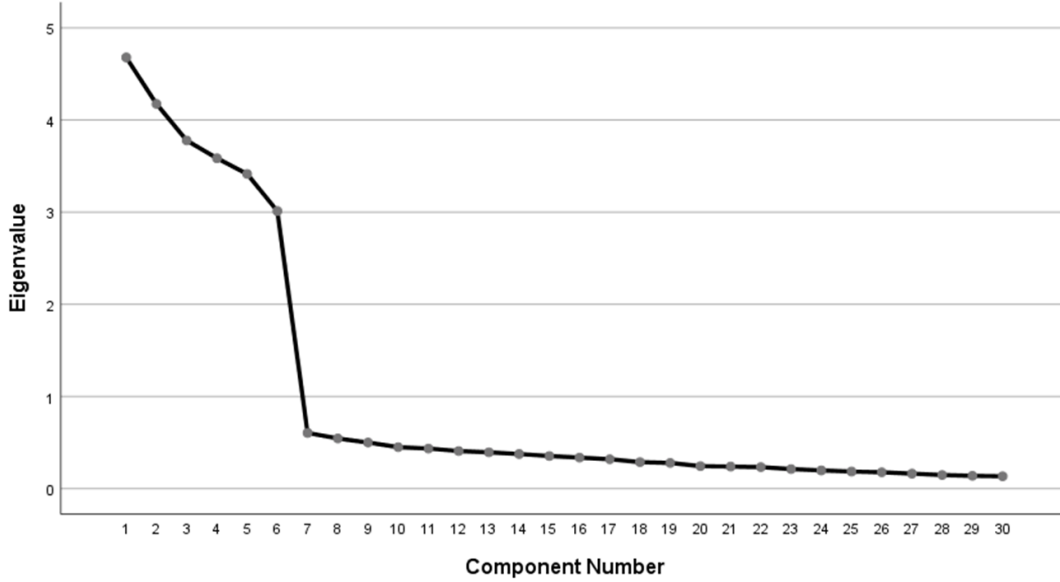
** دال عند مستوى الدلالة ($\alpha \leq 0.01$)

يتضح من جدول (3) أن جميع معاملات الارتباط بين الأبعاد والدرجة الكلية لمقياس القدرات العقلية دالة إحصائياً عند مستوى دلالة (0.01)؛ حيث تراوحت معاملات الارتباط ما بين (0.38-0.436)؛ مما يعني توافر صدق المفهوم (التكوين) لأبعاد المقياس، كما يتضح من نتائج معاملات الارتباطات الصفرية الداخلية صدق المقياس التباعدي لأبعاد المقياس وبالتالي تحققت مؤشرات صدق الاتساق الداخلي للفقرات والأبعاد.

الصدق العاملي لمقياس القدرات المهنية

قام الباحث بإجراء التحليل العاملي الاستكشافي للكشف عن البنية العاملية للمقياس تم التأكد من مناسبة مصفوفة معاملة الارتباطات بين العبارات للتحليل العاملي باستخدام اختبار بارتليت *Bartlett's Test*، حيث بلغت قيمة كاي تربيع (3299.543) وهي دالة إحصائياً عند مستوى الدلالة (0.05) بلغت قيمة دلالتها الاحصائية (0.000) كما تم حساب قيم اختبار كايزر-ماير-أولكين *Kaiser-Meyer-Olkin (KMO)* التي أظهرت مناسبة مصفوفة معاملات الارتباط للتحليل العاملي الاستكشافي، فقد كانت قيمة اختبار بارتليت (0.827) وهي دالة إحصائياً، واعتمد في استخراج العوامل على طريقة المكونات الرئيسية، والتدوير المتعامد باستخدام فيري ماكس *Varimax* وفي تحديد عدد العوامل على محك الجذر الكامن أكبر من الواحد، كما حدد معيار التشبع الجوهري للبند بالعوامل وفق محك جيلفورد أكبر من أو يساوي 0,3 (Laher, 2010; Yang & Xia, 2015) أن إحدى العوامل التي يزيد جذرها الكامن عن الواحد الصحيح، ويذكر أكرمان (Ackerman, 1994) أن إحدى الطرق الشائعة في الكشف عن البنية العاملية هي الرسم البياني للجذور الكامنة للعوامل (*Scree plot*) والذي يظهر فيه تحول واضح أو ميل المنحنى بعد العامل الأول ويكون التغيير في الميل في المنحنى لبقية العوامل طفيفاً وهو ما يوضحه الشكل (1)

Scree Plot



الشكل (1) اختبار الفرز للعوامل (Scree plot) للجذور الكامنة الناتجة عن تمثيل فقرات مقياس القدرات المهنية

الرسم البياني أعلاه يعرض مخطط الفرز ويتضمن خطأ مرجعياً متقطعاً عند قيمة ذاتية = 1، وهو الحد المستخدم وفقاً لمعيار كايزر (Kaiser Criterion) لتحديد عدد العوامل المحتفظ بها، ويعكس الرسم انخفاضاً حاداً في القيم الذاتية بعد المكون السادس، ما يشير إلى أن المقياس مكون من (6) عوامل هو الأنسب لتمثيل التركيب الكامن للمقياس. ويُظهر الرسم هذا بوضوح حيث تم إجراء التحليل العاملي للفقرات (30) فقرة تشبعت على (6) عوامل، واتبع الباحث " معيار جتمان " لتحديد عدد العوامل على أساس أن العامل الدال إحصائياً هو الذي يساوي أو يزيد جذره الكامن عن الواحد الصحيح، ومن ثم كانت القيمة المقابلة للعامل (7) (0,604) الأمر الذي رفض عنده هذا العامل و العوامل التي تليه من اعطاء الجذر الكامن، وبالتالي استقر عدد العوامل على (6) عوامل، تُفسر ما نسبته (75.474%) من التباين الذي تفسره أبعاد المقياس بعد التدوير، وهي نسبة مقبولة لأغراض الدراسة، وتشير إلى توفر بنية عاملية للمقياس، حيث يُفسر كل عامل نسبة تباين تتساوى لما يُفسره العامل الآخر، حيث بلغت قيمة الجذر الكامن للعامل الأول (3.862) بنسبة تباين (12.872%) بعد التدوير، ويفسر العامل الثاني (12,606%) ويوضح جدول (4) قيم تشبعت الفقرات على (6) عوامل ومن أجل تفسير هذه العوامل لوحظ أن بعض الفقرات تشبعت على أكثر من عامل وأشار لورد (Lord, 1980) أنه حين تشبعت الفقرة على أكثر من عامل تُعد فقرة تنتمي للعامل الذي يزيد تشبعها بمقدار (0.10) وبالتالي جميع الفقرات التي تشبعت على العوامل كانت تنتمي للعامل الأكبر، وعليه يمكن تفسير ستة عوامل لمقياس القدرات المهنية.

جدول (4) قيم التشبعت على العوامل والجذر الكامن ونسبة التباين المفسر لكل عامل والتباين الكلي بعد التدوير بمقياس القدرات المهنية

م	العبارات	الأول	الثاني	الثالث	الرابع	الخامس	السادس
1	أحسب العمليات الحسابية في حياتي اليومية	0.883					
2	أحل مسائل رياضية متنوعة	0.870					
3	أحل البيانات الرقمية للوصول إلى نتائج	0.865					
4	أقدر الكميات والقياسات بدقة	0.866					
5	أنظم البيانات في جداول ورسوم بيانية	0.873					
6	أفهم النصوص بوضوح						0.860



ISSN online: 2791-2272

ISSN print: 2791-2264

مجلة العصر للمعلوم الإنسانية والاجتماع
Era Journal for Humanities and Sociology

www.ejhas.com

editor@ejhas.com

Volume (20) December 2025

العدد (20) ديسمبر 2025

العدد	العبارات	الأول	الثاني	الثالث	الرابع	الخامس	السادس	
7	أعبر عن أفكاره بوضوح عند الحديث						0.878	
8	أخص المعلومات وأعيد صياغتها						0.841	
9	أقنع الآخرين بكلامي						0.853	
10	أحلل النصوص بتعمق للكشف عن المعاني						0.842	
11	أربط المعلومات بشكل منطقي للوصول لحلول					0.834		
12	أحل الألغاز والتحديات الذهنية					0.836		
13	أحل العلاقة بين السبب والنتيجة					0.871		
14	أصنف المعلومات لاكتشاف الأنماط المتكررة					0.896		
15	أخطط للمشاريع والمهام بطريقة منهجية					0.855		
16	أتعامل مع الأجهزة والأدوات بشكل عملي	0.837						
17	أصون وأصلح المعدات عندما تحتاج لذلك	0.886						
18	أركب وأفك المواد أو المكونات حسب الحاجة	0.853						
19	أفهم عمل الحركة والمكونات في الأجهزة	0.871						
20	أضبط الأدوات بدقة أثناء العمل	0.861						
21	أنتحل الأشكال بشكل ثلاثي الأبعاد				0.856			
22	أقرأ وأفسر الخرائط بدقة				0.877			
23	أنظم وأخطط مسارات الحركة أو المواقع				0.821			
24	أميز بين الأحجام والمسافات بدقة				0.896			
25	أرسم وأصمم أشكالاً هندسية عند الحاجة				0.868			
26	أستخدم المهارات الحركية الدقيقة بيدي في عملي	0.823						
27	أصنع أو أجمع المكونات والأشياء يدوياً	0.889						
28	أرسم وألون يدوياً للتعبير عن أفكاره	0.851						
29	أتقن أعمال التطريز أو الحياكة أو النحت يدوياً	0.877						
30	أصلح الأدوات أو المواد باليد متى احتاجتها	0.863						
							الجزء الكامن	3.730
							نسبة التباين بعد التدوير	12.434
							التباين الكلي بعد التدوير	75.474

يتضح من جدول (4) أن العامل الأول تشبعت عليه (5) فقرات فسرت 12.872% من التباين في الدرجات (الذكاء العددي)، وكانت قيمة الجزء الكامن لهذا العامل 3.862، كما فسّر العامل الثاني (المنطقي) (12.606%) وكانت قيمة الجزء الكامن لهذا العامل (3.782) والعامل الثالث (اليدوي) (12.580%) وكانت قيمة الجزء الكامن لهذا العامل (3.774) والعامل الرابع (المكاني) ما نسبته (12.546%) وكانت قيمة الجزء الكامن لهذا العامل (3.764) والعامل الخامس (الميكانيكي) (12.436%) وكانت قيمة الجزء الكامن لهذا العامل (3.731) والعامل السادس (اللفظي) (12.434%) وكانت قيمة الجزء الكامن لهذا العامل (3.730) وقد كانت جميع القيم جوهرية أي أكبر من 0,30، وقد فسرت العوامل الستة مجتمعة 75.474% من تباين فقرات المقياس، مما يدل على أن المقياس يتمتع بدرجة صدق عاملية عالية، ومن ثم أكدت نتائج التحليل العاملي الاستكشافي صدق العاملي للمقياس.

2. ثبات مقياس القدرات المهنية: تم التأكد من توافر مؤشرات الثبات لمقياس القدرات المهنية بتطبيق معادلة ألفا كرونباخ وحساب قيمة معامل الثبات لجميع فقرات المقياس، وكذلك لفقرات الأبعاد كما بالجدول (5) نتائج ذلك.



جدول (5) معاملات ثبات ألفا كرونباخ لمقياس القدرات المهنية

الأبعاد	العدد	معامل ثبات ألفا
العددي	5	0.92
اللفظي	5	0.91
الميكانيكي	5	0.91
المنطقي	5	0.92
المكاني	5	0.92
اليديوي	5	0.93
جميع فقرات المقياس	30	0.96

يتضح من جدول (5) أن معاملات ثبات التجانس الداخلي باستخدام معادلة ألفا كرونباخ مقبولة؛ حيث بلغ معامل ثبات التجانس الداخلي باستخدام معادلة ألفا كرونباخ لجميع فقرات المقياس (0.96)، وتراوحت للأبعاد باستخدام معادلة ألفا كرونباخ ما بين (0.91-0.93)، مما يدل على تمتع المقياس بالثبات. تؤكد نتائج الدراسة الحالية، التي أظهرت خصائص سيكومترية عالية لمقياس القدرات المهنية، على أهمية وضرورة التحقق من صدق وثبات أدوات القياس النفسي والمهني، وهو ما يتفق ويتكامل مع ما أكدت عليه الدراسات السابقة في هذا المجال بحساب مؤشرات صدق الاتساق الداخلي للفقرات وللأبعاد والصدق العملي والثبات وهذا يتفق مع ما أكدته نتائج الدراسات مثل كلٌّ من Chen et al., 2024 و McGrane et al., 2017 Souza Alexandre, 2017، استخدمت نفس المؤشرات للتأكد من صدق المقياس لتعكس الدرجات السمات النفسية والقدرات الحقيقية للفرد، وأنها تقيس ما أعدت لقياسه بالفعل. ودعمت نتائج التحليل العملي النموذج النظري لأبعاد القدرات المهنية التي استخدمها الباحثين مثل (أبو خريص، 2025؛ جبريل، 2021؛ حمود، 2022؛ سليمان والرامزي، 2019؛ عوف، 2023؛ محمد، 2024؛ حسين وآخرون، 2024؛ الخالدي وبني عيسى، 2021؛ الضمور، 2024؛ حجازي وآخرون، 2025؛ الأسدي، 2024؛ موافي وعابد، 2011؛ القضيبى وربيعان، 2025؛ السمين وحافظ، 2025؛ محمد، 2025؛ الغاوي والنجار، 2025؛ فكري وآخرون، 2025)؛ ودراسات (Domínguez-Salas et al., Aya-Roa et al., 2025; Al Masoud, 2024 ; Chen et al., 2024; Hinojosa & Arévalo, 2022 ; Fabio et al., 2025)؛ كما تبين أن تقييم الخصائص السيكومترية، خاصة صدق البناء عبر التحليل العملي، هو مؤشر قوي على أن المقياس يقيس القدرات الكامنة التي يمثلها البناء النظري. وهذا يتفق مع ما ذكره (Al Masoud, 2024; Aya-Roa et al., 2025) حول أن المواءمة بين البناء العملي للمقياس وتطبيقاته العملية خطوة أساسية لضمان استخدامه بكفاءة عالية، وإن الخصائص السيكومترية القوية التي أظهرها المقياس في هذه الدراسة تدعم بشكل مباشر ما أشار إليه (hen et al., 2024; McGrane,)، أن القياسات الثابتة والدقيقة هي أساس صناعة القرار في التوظيف والتوجيه المهني، وتساعد في تطوير الموارد البشرية وبناء القدرات.

نتائج السؤال الثاني ومناقشته

نص السؤال الثاني على " ما الخصائص السيكومترية لمقياس الميول المهنية لدى أفراد الدراسة بالمملكة العربية السعودية؟ تم الكشف عن الخصائص السيكومترية لمقياس الميول المهنية لدى أفراد الدراسة (ن=157) من خلال التأكد من مؤشرات الصدق والثبات كما يلي:
1. صدق مقياس الميول المهنية: تم التحقق من صدق الاتساق الداخلي لفقرات المقياس بحساب معامل ارتباط الفقرة بالدرجة الكلية للبعد الذي تنتمي إليه الفقرة، ويوضح جدول (6) نتائج ذلك.



جدول (6) معاملات ارتباط بيرسون بين الفقرات والدرجة الكلية للبعد بمقياس الميول المهنية

الواقعي	التحليلي	الفني	الاجتماعي	القيادي	التقليدي
م	م	م	م	م	م
1	6	11	16	21	26
2	7	12	17	22	27
3	8	13	18	23	28
4	9	14	19	24	29
5	10	15	20	25	30

** دال عند مستوى الدلالة ($\alpha \leq 0.01$)

يتضح من جدول (6) أن معاملات الارتباط بين الفقرات والدرجة الكلية للأبعاد دالة إحصائياً عند مستوى دلالة (0.01)؛ حيث تراوحت ما بين (0.67-0.84)، وبالتالي يتوافر صدق المفهوم لفقرات المقياس وفقاً لاتساقها بالدرجة الكلية للبعد، وأيضاً تم حساب معامل الارتباط بين درجات كل بُعد مع الدرجة الكلية للمقياس كما بالجدول (7).

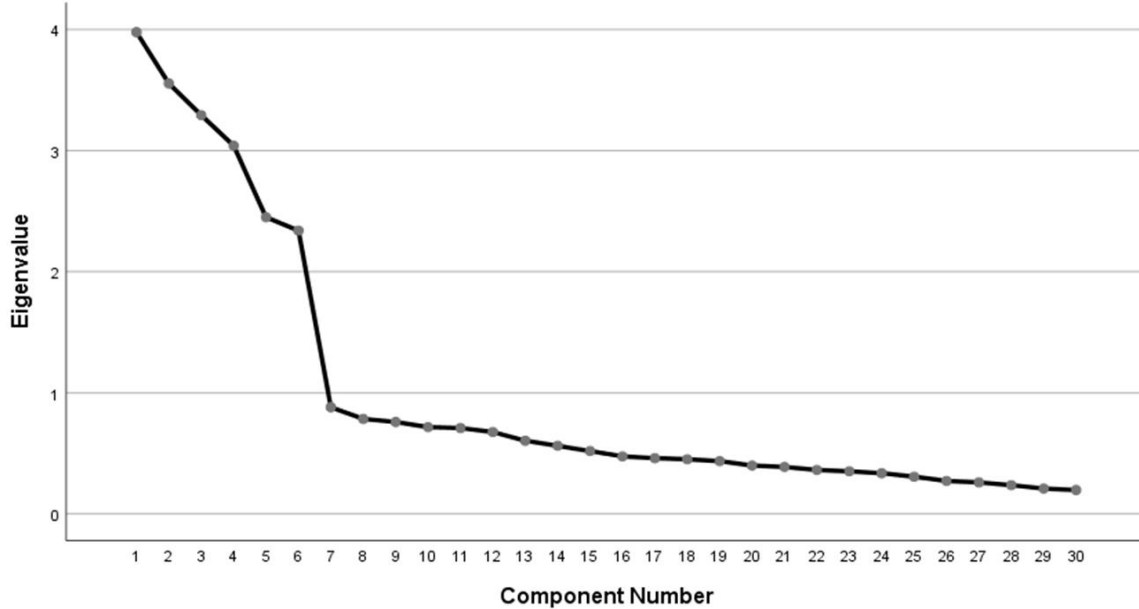
جدول (7) مصفوفة معاملات الارتباط بين أبعاد مقياس الميول المهنية والدرجة الكلية للمقياس

الواقعي	التحليلي	الفني	الاجتماعي	القيادي	التقليدي
1					
0.043-	1				
0.096	0.008-	1			
0.075	0.031-	0.089-	1		
0.100	0.060	0.013	0.088-	1	
0.041-	0.121-	0.014-	0.149	0.145-	1
**0.493	**0.380	**0.447	**0.402	**0.376	**0.313

** دال عند مستوى الدلالة ($\alpha \leq 0.01$)

يتضح من جدول (7) أن جميع معاملات الارتباط بين الأبعاد والدرجة الكلية لمقياس الميول المهنية دالة إحصائياً عند مستوى دلالة (0.01)؛ حيث تراوحت معاملات الارتباط ما بين (0.313-0.493)؛ مما يعني توافر صدق المفهوم (التكوين) لأبعاد المقياس، كما يتضح من نتائج معاملات الارتباطات الصفرية الداخلية صدق المقياس التباعدي لأبعاد المقياس وبالتالي تحققت مؤشرات صدق الاتساق الداخلي للفقرات والأبعاد. الصدق العملي لمقياس الميول المهنية: قام الباحث بإجراء التحليل العملي الاستكشافي للكشف عن البنية العاملية للمقياس تم التأكد من مناسبة مصفوفة معاملة الارتباطات بين العبارات للتحليل العملي باستخدام اختبار بارتلليت Bartlett's Test، حيث بلغت قيمة كاي تربيع (1943.092) وهي دالة إحصائياً عند مستوى الدلالة (0.05) بلغت قيمة دلالتها الاحصائية (0.000) كما تم حساب قيم اختبار كايزر-ماير-أولكين (KMO) التي أظهرت مناسبة مصفوفة معاملات الارتباط للتحليل العملي الاستكشافي، فقد كانت قيمة اختبار بارتلليت (0.763) وهي دالة إحصائياً، واعتمد في استخراج العوامل على طريقة المكونات الرئيسية، والتدوير المتعامد باستخدام فيري ماكس Varimax وفي تحديد عدد العوامل على محك الجذر الكامن أكبر من الواحد، كما حدد معيار النشبع الجوهري للبعد بالعوامل وفق محك جيلفورد أكبر من أو يساوي 0,3 بالاعتماد على العوامل التي يزيد جذرها الكامن عن الواحد الصحيح، ويوضح الرسم البياني للجذور الكامنة للعوامل (Scree plot) الشكل (2)

Scree Plot



الشكل (2) اختبار الفرز للعوامل (Scree plot) للجدور الكامنة الناتجة عن تمثيل فقرات مقياس الميول المهنية

الرسم البياني أعلاه يعرض مخطط الفرز ويتضمن خطأ مرجعياً متقطعاً عند قيمة ذاتية = 1، وهو الحد المستخدم وفقاً لمعيار كايزر (Kaiser Criterion) لتحديد عدد العوامل المحتفظ بها، ويعكس الرسم انخفاضاً حاداً في القيم الذاتية بعد المكون السادس، ما يشير إلى أن المقياس مكون من (6) عوامل هو الأنسب لتمثيل التركيب الكامن للمقياس. ويُظهر الرسم هذا بوضوح حيث تم إجراء التحليل العاملي للفقرات (30) فقرة تشبعت على (6) عوامل، كانت القيمة المقابلة للعامل (7) (0,880) الأمر الذي رفض عنده هذا العامل والعوامل التي تليه من اعطاء الجذر الكامن، وبالتالي استقر عدد العوامل على (6) عوامل، تُفسر ما نسبته (62.175%) من التباين الذي تفسره أبعاد المقياس بعد التدوير، وهي نسبة مقبولة لأغراض الدراسة، وتشير إلى توفر بنية عاملية للمقياس، حيث فسّر العامل الأول أعلى نسبة (11.267%) بعد التدوير بلغت قيمة الجذر الكامن (3.380) ويوضح جدول (4) قيم تشبعت الفقرات على (6) عوامل.

جدول (8) قيم التشبعت على العوامل والجذر الكامن ونسبة التباين المفسر لكل عامل والتباين الكلي بعد التدوير بمقياس الميول المهنية

أرقام العبارات	العبارات	الأول	الثاني	الثالث	الرابع	الخامس	السادس
1	الميل للأعمال اليدوية				0.752		
2	الاهتمام بالمعدات والأجهزة				0.766		
3	بناء الأشياء وصيانتها				0.776		
4	العمل في بيئة خارجية				0.743		
5	تطبيق الأنشطة الحسية				0.796		
6	ميل التحليل وحل المشكلات	0.807					
7	استكشاف البيانات	0.793					
8	منهجية البرهان والمنطق	0.768					



أرقام المصاحفات	العبارات	الأول	الثاني	الثالث	الرابع	الخامس	السادس
9	اختبار الفرضيات		0.771				
10	المقارنة والتحقق من النتائج		0.799				
11	الميل للإبداع والتصميم	0.788					
12	التعبير الفني	0.811					
13	تطوير حلول مبتكرة	0.824					
14	التطبيق التقني للإبداع	0.838					
15	التعاون في مشاريع فنية	0.787					
16	الميل للخدمة والدعم			0.776			
17	بناء العلاقات الاجتماعية			0.749			
18	حل المشاكل المجتمعية			0.798			
19	التعاون والتواصل الإيجابي			0.781			
20	دعم المبادرات المجتمعية			0.703			
21	الميل للقيادة والتأثير				0.756		
22	تحفيز الآخرين				0.806		
23	التفاوض لحل النزاعات				0.698		
24	اتخاذ القرارات الهامة				0.792		
25	تحمل المسؤولية				0.745		
26	تنظيم وترتيب الأعمال والملفات		0.770				
27	الالتزام بالقواعد والسياسات الرسمية		0.697				
28	الدقة والانضباط في تنفيذ المهام		0.810				
29	إدارة الوقت وإنجاز المهام في المواعيد		0.620				
30	حفظ المعلومات وحسن التوثيق		0.754				
الجذر الكامن							
		3.380	3.258	3.084	3.073	3.059	2.799
نسبة التباين بعد التدوير							
		11.267	10.859	10.280	10.244	10.196	9.329
التباين الكلي بعد التدوير							
		11.267	22.126	32.407	42.651	42.846	62.175

يتضح من جدول (8) أن العامل الأول تشبعت عليه (5) فقرات (11-15) (الفني) فسرت 11.267% من التباين في الدرجات وكانت قيمة الجذر الكامن لهذا العامل 3.380، كما فسرت العامل الثاني (6-10) (التحليلي) (10.859%) وكانت قيمة الجذر الكامن لهذا العامل (3.258) والعامل الثالث (16-20) (الاجتماعي) (10.280%) وكانت قيمة الجذر الكامن لهذا العامل (3.084) والعامل الرابع (1-5) (الواقعي) ما نسبته (10.244%) وكانت قيمة الجذر الكامن لهذا العامل (3.073) والعامل الخامس (21-25) (القيادي) (10.196%) وكانت قيمة الجذر الكامن لهذا العامل (3.059) والعامل السادس (26-30) (التقليدي) (9.329%) وكانت قيمة الجذر الكامن لهذا العامل (2.799) وقد كانت جميع القيم جوهرية أي أكبر من 0,30، وقد فسرت العوامل الستة مجتمعة 62.175% من تباين فقرات المقياس، مما يدل على أن المقياس يتمتع بدرجة صدق عاملية عالية، ومن ثم أكدت نتائج التحليل العاملي الاستكشافي صدق العاملي للمقياس.



2. ثبات مقياس الميول المهنية:

تم التأكد من توافر مؤشرات الثبات لمقياس الميول المهنية بتطبيق معادلة ألفا كرونباخ وحساب قيمة معامل الثبات لجميع فقرات المقياس، وكذلك لفقرات الأبعاد كما بالجدول (9) نتائج ذلك.

جدول (9) معاملات ثبات ألفا كرونباخ لمقياس الميول المهنية

الأبعاد	العدد	معامل ثبات ألفا
الواقعي	5	0.83
التحليلي	5	0.85
الفني	5	0.87
الاجتماعي	5	0.82
القيادي	5	0.82
التقليدي	5	0.79
جميع فقرات المقياس	30	0.93

يتضح من جدول (9) أن معاملات ثبات التجانس الداخلي باستخدام معادلة ألفا كرونباخ مقبولة؛ حيث بلغ معامل ثبات التجانس الداخلي باستخدام معادلة ألفا كرونباخ لجميع فقرات المقياس (0.93)، وتراوحت للأبعاد باستخدام معادلة ألفا كرونباخ ما بين (0.79-0.87)، مما يدل على تمتع المقياس بالثبات. تؤكد نتائج الدراسة الحالية، التي أظهرت خصائص سيكومترية عالية لمقياس الميول المهنية، على أهمية وضرورة التحقق من صدق وثبات أدوات القياس النفسي والمهني، وهو ما يتفق مع الدراسات مثل كل من Chen et al., 2024 (Souza Alexandre, 2017; McGrane et al., 2024)، استخدمت نفس المؤشرات للتأكد من صدق المقياس لتعكس الدرجات السمات النفسية والقدرات الحقيقية للفرد، وأنها تقيس ما أعدت لقياسه بالفعل. ودعمت نتائج التحليل العاملي النموذج النظري لأبعاد الميول المهنية التي استخدمها الباحثين مثل (الحراسيس والثوابيه، 2023؛ السريع، والمحمدي، 2023؛ عجلوني، 2025؛ الكفافي واخرون، 2023؛ المحجاني والعتاس، 2025؛ هابيل، 2023)

نتائج السؤال الثالث ومناقشته

نص السؤال الثالث على " ما الخصائص السيكومترية لمقياس الاستعداد النفسي والقيمي للتطوع لدى أفراد الدراسة بالمملكة العربية السعودية؟ تم الكشف عن الخصائص السيكومترية لمقياس الاستعداد النفسي والقيمي للتطوع لدى أفراد الدراسة (ن=157) من خلال التأكد من مؤشرات الصدق والثبات كما يلي:

1. صدق مقياس الاستعداد النفسي والقيمي للتطوع: تم التحقق من صدق الاتساق الداخلي لفقرات المقياس بحساب معامل ارتباط الفقرة بالدرجة الكلية للبعد الذي تنتمي إليه الفقرة، ويوضح جدول (10) نتائج ذلك.

جدول (10) معاملات ارتباط بيرسون بين الفقرات والدرجة الكلية للبعد بمقياس الاستعداد النفسي والقيمي للتطوع

الدافع القيمي	الدافع النفسي	المهارات التطوعية	الهوية والانتماء التطوعي	النضج السلوكي للتطوع	القدرة والتمكين للتطوع
م	م	م	م	م	م
الارتباط بالبعد	الارتباط بالبعد	الارتباط بالبعد	الارتباط بالبعد	الارتباط بالبعد	الارتباط بالبعد
1	5	9	13	17	21
**0.85	**0.88	**0.84	**0.86	**0.78	**0.82
2	6	10	14	18	22
**0.83	**0.87	**0.83	**0.85	**0.85	**0.80



**0.87	23	**0.83	19	**0.82	15	**0.83	11	**0.88	7	**0.86	3
**0.87	24	**0.80	20	**0.85	16	**0.82	12	**0.88	8	**0.80	4

** دال عند مستوى الدلالة ($\alpha \leq 0.01$)

يتضح من جدول (10) أن معاملات الارتباط بين الفقرات والدرجة الكلية للأبعاد دالة إحصائياً عند مستوى دلالة (0.01)؛ حيث تراوحت ما بين (0.78-0.88)، وبالتالي يتوافر صدق المفهوم لفقرات المقياس وفقاً لاتباعها بالدرجة الكلية للبعد، وأيضاً تم حساب معامل الارتباط بين درجات كل بُعد مع الدرجة الكلية للمقياس كما بالجدول (11).

جدول (11) مصفوفة معاملات الارتباط بين أبعاد مقياس الاستعداد النفسي والقيمي للتطوع والدرجة الكلية للمقياس

القدرة والتمكين للتطوع	النضج السلوكي للتطوع	الهوية والانتماء للتطوع	المهارات التطوعية	الدافع النفسي	الدافع القيمي	1
						1
						0.022
						0.033
						0.064
						1
						0.102
						0.131
						0.125-
						0.018
						0.069-
						0.069
						0.074
						0.062
						0.111
						0.000
						0.002
						0.468**
						0.345**
						0.413**
						0.486**
						0.513**
						0.453**

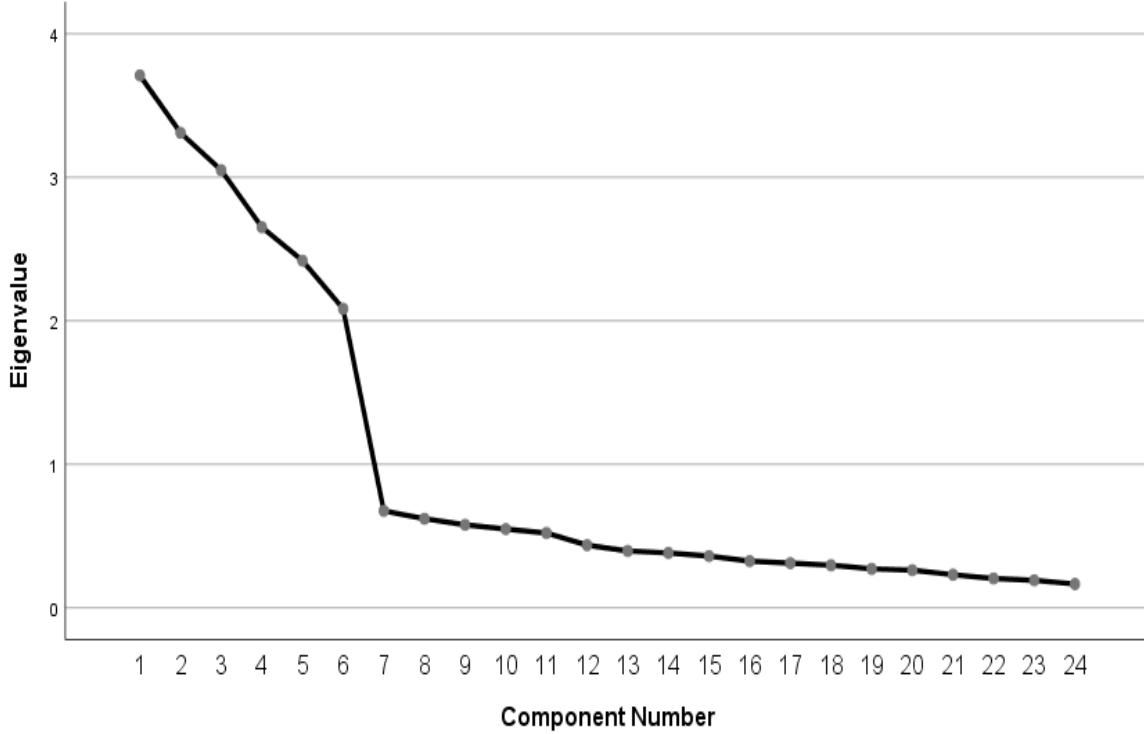
** دال عند مستوى الدلالة ($\alpha \leq 0.01$)

يتضح من جدول (11) أن جميع معاملات الارتباط بين الأبعاد والدرجة الكلية لمقياس الاستعداد النفسي والقيمي للتطوع دالة إحصائياً عند مستوى دلالة (0.01)؛ حيث تراوحت معاملات الارتباط ما بين (0.345-0.513)؛ مما يعني توافر صدق المفهوم (التكوين) لأبعاد المقياس، كما يتضح من نتائج معاملات الارتباطات الصفرية الداخلية صدق المقياس التباعدي لأبعاد المقياس وبالتالي تحققت مؤشرات صدق الاتساق الداخلي للفقرات والأبعاد.

الصدق العاملي لمقياس الاستعداد النفسي والقيمي للتطوع

قام الباحث بإجراء التحليل العاملي الاستكشافي للكشف عن البنية العاملية لمقياس الاستعداد النفسي والقيمي للتطوع. تم التأكد من مناسبة مصفوفة معامل الارتباطات بين العبارات للتحليل العاملي باستخدام اختبار بارتلليت Bartlett's Test، حيث بلغت قيمة كاي تربيع (1891.275) وهي دالة إحصائياً عند مستوى الدلالة (0.05) بلغت قيمة دلالتها الاحصائية (0.000) كما تم حساب قيم اختبار كايزر-ماير-أولكين Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) التي أظهرت مناسبة مصفوفة معاملات الارتباط للتحليل العاملي الاستكشافي، فقد كانت قيمة اختبار بارتلليت (0.752) وهي دالة إحصائياً، واعتمد في استخراج العوامل على طريقة المكونات الرئيسية، والتدوير المتعامد باستخدام فيري ماكس Varimax وفي تحديد عدد العوامل على محك الجذر الكامن أكبر من الواحد، كما حدد معيار التشبع الجوهري للبند بالعوامل وفق محك جيلفورد أكبر من أو يساوي 0.03 والرسم البياني للجذور الكامنة للعوامل (Scree plot) والذي يظهر فيه تحول واضح أو ميل المنحنى بعد العامل الأول ويكون التغيير في الميل في المنحنى لبقيّة العوامل طفيفاً وهو ما يوضحه الشكل (3)

Scree Plot



الشكل (7) اختبار الفرز للعوامل (Scree plot) للجذور الكامنة الناتجة عن تمثيل فقرات مقياس الاستعداد النفسي والقيمي للتطوع

الرسم البياني أعلاه يعرض مخطط الفرز ويتضمن خطأ مرجعياً منقطعاً عند قيمة ذاتية = 1، وهو الحد المستخدم وفقاً لمعيار كايزر (Kaiser Criterion) لتحديد عدد العوامل المحتفظ بها، ويعكس الرسم انخفاضاً حاداً في القيم الذاتية بعد المكون السادس، ما يشير إلى أن المقياس مكون من (6) عوامل هو الأنسب لتمثيل التركيب الكامن للمقياس. ويُظهر الرسم هذا بوضوح حيث تم إجراء التحليل العملي للفقرات (24) فقرة تشبعت على (6) عوامل. واتبع الباحث " معيار جتمان " لتحديد عدد العوامل على أساس أن العامل الدال إحصائياً هو الذي يساوي أو يزيد جذره الكامن عن الواحد الصحيح، و من ثم كانت القيمة المقابلة للعامل (7) (0,675) الأمر الذي رفض عنده هذا العامل و العوامل التي تليه من اعطاء الجذر الكامن، وبالتالي استقر عدد العوامل على (6) عوامل، تُفسر ما نسبته (71.767%) من التباين الذي تفسره أبعاد المقياس بعد التدوير، وهي نسبة مقبولة لأغراض الدراسة، وتشير إلى توفر بنية عاملية للمقياس، حيث فسّر العامل الأول (15.458%)، حيث بلغت قيمة الجذر الكامن للعامل الأول (3.710) بعد التدوير، ويفسر العامل الثاني (13.791%) والثالث (12.706%) والرابع (11.050%) والخامس (10.079) والسادس (8.682) ويوضح جدول (12) قيم تشبعت الفقرات على (6) عوامل .

جدول (12) قيم التشبعت على العوامل والجذر الكامن ونسبة التباين المفسر لكل عامل والتباين الكلي بعد التدوير بمقياس الاستعداد النفسي والقيمي للتطوع

م	العبارات	الأول	الثاني	الثالث	الرابع	الخامس	السادس
1	أقدم المساعدة للآخرين دون انتظار مقابل.				0.858		
2	أشارك في خدمة المجتمع من منطلق المسؤولية.				0.819		
3	أعبر عن انتمائي لوطني من خلال أفعالي.				0.832		



0.797	أحرص على احترام الآخرين بغض النظر عن الاختلاف.	4
0.874	أشعر بالحماسة للمشاركة في الأعمال التطوعية.	5
0.862	ألتزم بإتمام المهام التطوعية المُسندة إليّ.	6
0.869	أثق بقدرتي على إحداث أثر في العمل التطوعي.	7
0.876	أشارك في فرص التطوع دون تردد.	8
0.832	أدير فرق العمل التطوعي بفعالية.	9
0.821	أعبر عن أفكارتي بوضوح داخل الفرق التطوعية.	10
0.830	أساهم في إيجاد حلول للمشكلات التطوعية.	11
0.822	أفضل العمل مع الفريق وأتعاون بفعالية.	12
0.864	أعرف نفسي كشخص متطوع.	13
0.844	ألتزم بالمشاركة في العمل التطوعي على المدى الطويل.	14
0.821	أؤثر على من حولي للدخول في العمل التطوعي.	15
0.846	أفتخر بانتمائي للعمل التطوعي.	16
0.776	أبادر بطرح أفكار تطوعية جديدة.	17
0.857	أستمر بالمشاركة رغم التحديات.	18
0.835	أتحمل مسؤولية العمل التطوعي بوعي.	19
0.793	أطور نفسي باستمرار عبر العمل التطوعي.	20
0.826	أخصص وقتاً للمشاركة في الأعمال التطوعية.	21
0.789	ألقى دعماً من أسرتي أو محيطي للتطوع.	22
0.866	لدي معرفة بكيفية الوصول إلى فرص التطوع.	23
0.865	أمتلك المهارات اللازمة للمشاركة بفعالية في العمل التطوعي.	24
2.084	الجذر الكامن	3.170
8.682	نسبة التباين بعد التدوير	15.458
71.767	التباين الكلي بعد التدوير	15.458

يتضح من جدول (12) أن العامل الأول تشبعت عليه (4) فقرات (5-8) (الدافع النفسي) فسّرت 15.458% من التباين في الدرجات وكانت قيمة الجذر الكامن لهذا العامل 3.170، كما فسّر العامل الثاني (13-16) (الهوية والانتماء التطوعي) (13.791%) وكانت قيمة الجذر الكامن لهذا العامل (3.310) والعامل الثالث (21-24) (القدرة والتمكين للتطوع) (12.706%) وكانت قيمة الجذر الكامن لهذا العامل (3.049) والعامل الرابع (1-4) (الدافع القيمي) ما نسبته (11.050%) وكانت قيمة الجذر الكامن لهذا العامل (2.652) والعامل الخامس (9-12) (المهارات التطوعية) (10.079%) وكانت قيمة الجذر الكامن لهذا العامل (2.419) والعامل السادس (17-20) (نضج السلوكي التطوعي) (8.682%) وكانت قيمة الجذر الكامن لهذا العامل (2.084) وقد كانت جميع القيم جوهرية أي أكبر من 0,30، وقد فسّرت العوامل الستة مجتمعة 71.767% من تباين فقرات المقياس، مما يدل على أن المقياس يتمتع بدرجة صدق عاملية عالية، ومن ثم أكدت نتائج التحليل العاملي الاستكشافي صدق العاملي للمقياس، وتشير نتائج التحليل العاملي إلى أن الدوافع النفسية جاءت في مقدمة العوامل المفسّرة لتباين استجابات الأفراد، وهو ما يعكس أهمية الحالة النفسية والدوافع الداخلية (مثل الحاجة للإنجاز أو تقدير الذات) كعناصر محوري في قرار الفرد بالمشاركة في العمل التطوعي. ويمكن تفسير هذا بأن التطوع لا يُنظر إليه فقط كفعل اجتماعي، بل كمصدر لإشباع احتياجات نفسية أساسية لدى الأفراد، خاصة في البيئات التي تعاني من ضعف قنوات التعبير أو الإنجاز الشخصي. أما العامل الثاني، الهوية والانتماء التطوعي، فقد ظهر كعامل مستقل ذي وزن مرتفع، مما يبرز أن العمل التطوعي يُستخدم أيضاً كوسيلة لتعزيز الشعور بالانتماء لهوية جماعية أو وطنية أو دينية، وهذا يعكس طابع المجتمع العربي الذي يميل فيه الأفراد إلى الجماعية، ويجدون في العمل التطوعي وسيلة لتأكيد ارتباطهم بقيم ومجتمعات محددة، وفيما يتعلق بعامل التمكين والقدرة على العمل التطوعي، فإن ظهوره كعامل ثالث يشير إلى أن توفر المهارات والشعور بالكفاءة الذاتية شرط لازم لتحفيز المشاركة، ويؤكد على أهمية التدريب وبناء القدرات ضمن برامج التطوع، وهنا يمكن تفسير النتيجة بأن المشاركين لا يكتفون بالحافز، بل يحتاجون أيضاً إلى شعور بالتمكن من أداء الأدوار التطوعية. أما الدافع القيمي، فحضوره كعامل مستقل يدل على أن القيم الأخلاقية والاجتماعية والدينية لا تزال تلعب دوراً مركزياً في تشكيل دافعية الأفراد، خصوصاً في المجتمعات العربية المحافظة، مما يُبرز أهمية مواءمة حملات التطوع مع الخطاب القيمي والثقافي



المحلي، كما يُظهر عامل المهارات التطوعية أن فهم الفرد لأدواره وتوفّر المهارات التطبيقية يشكّل بُعداً سلوكياً مستقلاً، يدعم نجاحه واستمراره في العمل التطوعي، لا سيما مع التحول المتزايد نحو العمل المؤسسي والمنظم، وبالتالي فإن وجود عامل النضج السلوكي التطوعي، رغم كونه الأقل تفسيراً للتباين، يعكس مستوى أعمق من الالتزام والنضج في التجربة التطوعية، مما قد يشير إلى تطور تدريجي في مسار المتطوع من الدافع إلى الاستقرار السلوكي والممارسات الأخلاقية والناضجة في العمل التطوعي، وتؤكد هذه النتائج أن العمل التطوعي لا يعتمد على بُعد واحد، بل يتكوّن من منظومة متكاملة تشمل دوافع داخلية، وانتماءات اجتماعية، ومهارات عملية، وقيم ثقافية، كما تشير إلى أهمية تصميم برامج تطوعية شاملة تأخذ في الاعتبار الأبعاد الستة، لضمان استقطاب المتطوعين، وتحفيزهم، والمحافظة على استمراريتهم في الميدان.

2. ثبات مقياس الاستعداد النفسي والقيمي للتطوع:

تم التأكد من توافر مؤشرات الثبات لمقياس الاستعداد النفسي والقيمي للتطوع بتطبيق معادلة ألفا كرونباخ وحساب قيمة معامل الثبات لجميع فقرات المقياس، وكذلك لفقرات الأبعاد كما بالجدول (13) نتائج ذلك.

جدول (13) معاملات ثبات ألفا كرونباخ لمقياس الاستعداد النفسي والقيمي للتطوع

الأبعاد	العدد	معامل ثبات ألفا
الدافع القيمي	4	0.85
الدافع النفسي	4	0.90
المهارات التطوعية	4	0.84
الهوية والانتماء التطوعي	4	0.87
النضج السلوكي للتطوع	4	0.83
القدرة والتمكين للتطوع	4	0.86
جميع فقرات المقياس	24	0.94

يتضح من جدول (13) أن معاملات ثبات التجانس الداخلي باستخدام معادلة ألفا كرونباخ مقبولة؛ حيث بلغ معامل ثبات التجانس الداخلي باستخدام معادلة ألفا كرونباخ لجميع فقرات المقياس (0.93)، وتراوحت للأبعاد باستخدام معادلة ألفا كرونباخ ما بين (0.83-0.90)، مما يدل على تمتع المقياس بالثبات. وتؤكد نتائج الدراسة الحالية، التي أظهرت خصائص سيكومترية عالية لمقياس الميول المهنية، على أهمية وضرورة التحقق من صدق وثبات أدوات القياس النفسي والمهني، كما اتفقت مع الأبعاد التي اكدتها الدراسات وتناولت فيها ابعاد المقياس مثل دراسة كل من Angosto et al., 2021; Chen, et al., 2022; Canan, &Goldberg-Glen,1991; Giannoulakis,et) al.,22008'; Omoto & Snyder,1995;; Claryet al., 1998l; Bang &Chelladurai,2003; Wang, &Wu,2014 ;Vinnicombe &Wu,2020)

نتائج السؤال الرابع ومناقشته

نصّ السؤال الرابع على " هل توجد علاقة ارتباطية بين مؤشرات صدق التعبير عن الذات (كمحك خارجي) والدرجات الكلية والأبعاد بالمقاييس الثلاثة؟

للإجابة عن هذا السؤال تم قياس مؤشرات صدق التعبير عن الذات وذلك لكل مفحوص من افراد العينة (ن=157) وتم تطبيق المعادلة لحساب درجة الصدق للتعبير عن الاستجابات الصادقة وهي [100- (عدد الأزواج المتناقضة / العدد الكلي) × 100]. حيث تم تحديد المهارات المتناقضة في عدد الأزواج تم تحديده ب 27 زوج للمهارات التي يندر ان تكون في مستوى عالي في نفس الوقت خاصة في بيئة العمل والتي تحتاج تركيز عالي وارتفاع في مستوى الانغماس الوظيفي، و التي أثبتت الدراسات الحديثة وجود تعارض طبيعي أو تناقض وظيفي عند ارتفاعهما معاً بالاعتماد على منهجية تحليل تعارض المهارات في الأدبيات الأكاديمية، حيث يُعد صدق التعبير عن الذات أحد المفاهيم السيكومترية المعاصرة التي تهدف إلى التحقق من مدى واقعية وانسجام استجابات الفرد في أدوات القياس النفسي والسلوكي، ويشير هذا المفهوم إلى قدرة المفحوص على تقديم استجابات تعكس



خصائصه الحقيقية دون تحيزات أو تناقضات قد تُضعف الثقة في النتائج، لا سيما في أدوات التقرير الذاتي التي تُعد عرضة لمخاطر التزييف الواعي أو غير الواعي (faking good/bad)، أو الاستجابات العشوائية (Wygant et al., 2019).

ولأهمية هذا الجانب، طُوّرت في أدبيات القياس أدوات فرعية تُدمج داخل المقاييس الأساسية وتُعرف بمقاييس عدم الاتساق أو الاصطلاحية (response inconsistency scales)، وتهدف إلى رصد الأفراد الذين يقدمون استجابات متناقضة أو غير واقعية. (Niessen et al., 2016; Schriesheim et al., 1991) كما أشار (Wygant, et al, 2019) إلى أن تحيزات الاستجابة قد تُضعف دقة التشخيص النفسي والمهني في حالة غياب أدوات تحقق من الاتساق الداخلي.

ومن أبرز النماذج الحديثة في هذا المجال، نموذج DRIP – Detection of Response Inconsistency Procedure المدمج في مقياس الشخصية BFI 2، والذي يعتمد على مقارنة الاستجابات على أزواج من البنود ذات الترابط الإحصائي العالي ($r \geq 0.50$) للكشف عن التناقضات. (Ruchensky et al., 2024) وتُحسب درجة عدم الاتساق من خلال جمع الفروق المطلقة بين هذه الأزواج، حيث تمثل الدرجة الأعلى مؤشراً للاحتمالية أكبر لوجود استجابات غير صادقة أو غير جادة. وقد أثبتت هذه المنهجية فعاليتها من خلال تحليل دقة التصنيف (Classification Accuracy) باستخدام بيانات عشوائية وقياس أداء النموذج عبر منحنيات ROC.

وبالاستناد إلى ما طرحه (Danner & Rammstedt, 2016) و (Ludeke & Makransky, 2016) فإن صدق التعبير عن الذات يُمثل امتداداً لمفهوم اتساق الهوية، ويساعد على التمييز بين الأفراد الذين يُجيبون بواقعية وأولئك الذين يقدمون صوراً مثالية عن أنفسهم، وأكد (Yarkoni 2010) أن هذا المؤشر يعزز من موثوقية أدوات التقييم، لأنه يكشف التحيزات الناتجة عن الانطباعات الذاتية أو الضغوط الاجتماعية، ويُعد مفيداً بشكل خاص عند استخدام مقاييس ترتبط بالمبول والقيم والقدرات المهنية.

في ضوء ذلك، اعتمدت الدراسة الحالية منهجية تحليل الأزواج المتناقضة ضمن أدوات القياس الثلاثة (القدرات، المبول، الاستعداد النفسي القيمي)، وذلك عبر تحديد 27 زوجاً من المهارات التي يصعب واقعاً أن ترتفع معاً في آنٍ واحد. تم تطوير معادلة حسابية خاصة لهذا الغرض: (عدد الأزواج المتناقضة المرتفعة / العدد الكلي) $\times 100$ وتم تطبيق هذه المنهجية داخل منصة "جديرون" الرقمية، حيث يُحسب المؤشر تلقائياً لكل مفحوص، مما يُضيف بُعداً تفسيرياً يُعزز من دقة النتائج. فالقيم المرتفعة لصدق التعبير عن الذات ترتبط بوجود تمرکز معرفي ونفسي داخلي واضح، بينما قد تشير القيم المتدنية إلى تشتت إدراكي، أو اضطراب في الهوية المهنية. ويُظهر هذا المؤشر فاعلية خاصة عند مقارنته بزمّن الاستجابة، أو عند ربطه بمخرجات التحليل العاملي البنائي ومعاملات الثبات، ما يجعله أداة متكاملة تُساهم في تفسير سلوك المفحوص داخل الاختبار، وليس فقط نتائج الرقمية. كما يؤكد (Fabio et al, 2025). و (Aya-Roa et al, 2025) أهمية توظيف هذا النوع من المؤشرات ضمن النماذج الحديثة للتقييم، خصوصاً في بيانات رقمية أو مهنية تتطلب قياسات دقيقة لجوانب الهوية والجاهزية.

وعليه تم تحديد درجة كل زوج من المهارات المتناقضة، وإذا كان ناتج التطبيق من 80% فأكثر يسجل صدق تعبير عن الاستجابات، وقد اعتمدت الدراسة منهجية تحليل التناقضات الوظيفية بين المهارات كأحد المؤشرات غير المباشرة لقياس صدق التعبير عن الذات، وهو أسلوب يهدف إلى اكتشاف مدى الاتساق الداخلي في استجابات المفحوص عند الإجابة على أدوات التقييم الذاتي، خصوصاً في سياقات التوجيه المهني والتطوعي. وقد تم تحديد أزواج من المهارات التي تُعد بحسب الأدبيات ذات طبيعة متعارضة وظيفياً عند ارتفاعها في الوقت ذاته، وذلك لما تفرضه بيئة العمل من تركيز وتخصص.

فعلى سبيل المثال، في مقياس القدرات المهنية، تم رصد أزواج متناقضة مثل: التحليل المنطقي مقابل الإبداع والتفكير غير التقليدي، حيث يمثل الأول نمطاً من التفكير المنهجي القائم على الاستدلال، في حين يتطلب الثاني مرونة فكرية وخروجاً عن المألوف، وهو ما يصعب تحقيقه بدرجة مرتفعة في الفرد ذاته بشكل طبيعي ومتزامن. كذلك، يُلاحظ التناقض بين الذكاء المكاني الذي يتطلب تصوراً بصرياً ثلاثي الأبعاد، وبين الدقة اليدوية التي تفرض تركيزاً على تفاصيل التنفيذ. ومن الأمثلة الأخرى في نفس السياق، التناقض بين القدرات العددية والطلاقة اللفظية، حيث يميل الأفراد ذوو الأداء المرتفع في المجال العددي إلى أنماط تفكير مختلفة عن أولئك الذين يتمتعون بمهارات لغوية عالية.

أما في مقياس المبول المهنية، فقد تم الكشف عن تناقضات سلوكية واهتمامات يصعب تجانسها مثل: الميل الواقعي نحو الأعمال اليدوية أو الفنية المباشرة مقابل الميل التحليلي نحو معالجة المعلومات المجردة. وكذلك، فإن المبول



الفنية المعتمدة على الابتكار والانطلاق تتعارض غالباً مع الميول التقليدية التي تركز على التنظيم والالتزام بالقواعد. وفي نفس الإطار، يتعارض الميل القيادي الذي يتطلب روح المبادرة والقدرة على التأثير، مع النزعة إلى الامتثال للنظم والتعليمات التي قد تحد من المرونة اللازمة في مواقع القيادة.

وفي مقياس الاستعداد النفسي والقيمي للتطوع، ظهرت أنماط سلوكية متضادة تحمل مؤشرات لعدم الاتساق المحتمل، مثل ارتفاع الاستجابة لكل من الدافع النفسي القائم على الإنجاز الشخصي والالتزام بالصارم بالسياسات الرسمية، إذ يشير الأول إلى الحافز الداخلي المرن، بينما يعكس الثاني ميلاً للانضباط المؤسسي. كذلك، فإن الجمع بين السلوك التطوعي الناضج والمنضبط وبين الرغبة المستمرة في التجديد والابتكار، قد يُعد مؤشراً على تناقض وظيفي في بعض البيئات التطوعية. وأخيراً، يتضح تعارض بين الانتماء القوي للفرق التطوعية وبين النزعة الفردية أو ضعف التفاعل الجماعي.

وتُعد هذه المنهجية إحدى الطرائق الحديثة في تعزيز التحقق الباطني لصدق الاستجابات، وتمنح المؤشر الكمي للصدق معنى وظيفياً ذا صلة بطبيعة المهارات والميول المهنية، بما يتلاءم مع احتياجات بيئة العمل الفعلية، وتم حساب معاملات الارتباط على الدرجة الكلية والابعاد للمقاييس الثلاثة (القدرات والميول المهنية والاستعداد التطوعي) ونتائج قياس التعبير عن الذات كما تظهر النتائج في جدول (14).

جدول (14) معاملات ارتباط بيرسون بين درجات القدرات والميول المهنية والاستعداد النفسي والقيمي للتطوع وقياس التعبير عن الذات بدلالة مقدار التناقضات

الدرجة الكلية	يدوي	مكاني	منطقي	ميكانيكي	لفظي	عددي	الابعاد	القدرات المهنية
الدرجة الكلية	0.39**	0.35**	0.42**	0.32**	0.40**	0.38**	الارتباط	
الدرجة الكلية	تقليدي	قيادي	اجتماعي	فني	التحليلي	الواقعي		الميول المهنية
الدرجة الكلية	0.26**	0.27**	0.32**	0.33**	0.34**	0.40**		
الدرجة الكلية	القدرة والتمكين للتطوع	النضج السلوكي	الهوية والانتماء التطوعي	المهارات التطوعية	دافع نفسي	دافع قيمي		الاستعداد النفسي والقيمي للتطوع
الدرجة الكلية	0.31**	0.23**	0.29**	0.40**	0.50**	0.41**		

** دال عند مستوى الدلالة ($\alpha \leq 0.01$)

تُشير نتائج جدول (14) إلى وجود علاقة ارتباطية موجبة دالة إحصائياً عند مستوى ($\alpha \leq 0.01$) بين مؤشر صدق التعبير عن الذات ودرجات مقياس القدرات المهنية، حيث بلغت قيمة الارتباط مع الدرجة الكلية للمقياس (0.96)، وهي قيمة مرتفعة تعكس قوة العلاقة. أما على مستوى الأبعاد الفرعية، فقد تراوحت معاملات الارتباط بين (0.32) لمجال الذكاء الميكانيكي، و(0.42) لمجال الذكاء المنطقي، وجميعها دالة. ويُشير ذلك إلى أن الأفراد الذين أظهروا مستوى عالٍ من الاتساق في استجاباتهم (أي انخفاض التناقضات) كانوا أكثر واقعية ودقة في تقدير قدراتهم المهنية، ولا سيما في القدرات المعرفية. كما يعكس هذا النمط من الارتباط أن مؤشر صدق التعبير عن الذات يُعد أداة مساندة ذات فاعلية في دعم تفسير نتائج هذا المقياس.

أما فيما يتعلق بمقياس الميول المهنية، فقد كشفت النتائج عن وجود ارتباط دال إحصائياً عند مستوى ($\alpha \leq 0.01$) بين مؤشر صدق التعبير عن الذات والدرجة الكلية للمقياس والتي بلغت (0.80). وتراوحت معاملات الارتباط بين الأبعاد من (0.26) لميل التقليدي إلى (0.40) لميل الواقعي، وجميعها ذات دلالة إحصائية. ويُلاحظ أن أقوى ارتباطات ظهرت في الميول ذات الطابع العملي والتطبيقي مثل الميل الواقعي والتحليلي، مما قد يُفسر بأن الأفراد الذين يتمتعون باتساق معرفي واستجابي يميلون إلى التعبير بدقة عن تفضيلاتهم المهنية الفعلية، مقارنةً بمن يُظهرون ميولاً اجتماعية أو تقليدية ربما تتأثر بتوقعات خارجية أو صورة نمطية.

وفيما يخص مقياس الاستعداد النفسي والقيمي للتطوع، فقد بلغت قيمة الارتباط مع الدرجة الكلية للمقياس (0.80)، بينما تراوحت معاملات الارتباط للأبعاد بين (0.23) للنضج السلوكي و(0.50) للدافع النفسي، وجميعها دالة

إحصائياً. ويُلاحظ أن أقوى الارتباطات تمثلت في الأبعاد الدافعية، مثل الدافع النفسي والدافع القيمي، مما يُشير إلى أن الاتساق في التعبير عن الذات يرتبط بوضوح مع الأبعاد المرتبطة بالتحفيز الداخلي والوعي القيمي. أما انخفاض الارتباط في بُعد النصح السلوكي فقد يُفسر بأن هذا النوع من السلوكيات قد يُعبّر عنها بطريقة اجتماعية مرغوبة لا تعكس بالضرورة واقعية التقدير الذاتي. وتدعم هذه النتائج صلاحية استخدام مؤشر التناقضات كأداة فاعلة في التحقق من صدق استجابات المفحوصين ضمن أدوات الاستعداد للتطوع، وتُظهر نتائج الجدول أن صدق التعبير عن الذات يرتبط بشكل دال وقوي بجميع المقاييس الثلاثة، لا سيما في درجاتها الكلية، وهو ما يعزز صلاحية توظيف هذا المؤشر كأداة تكاملية تُستخدم لفحص واقعية واتساق الإجابات.

كما أن هذه النتائج تؤكد أن الأفراد ذوي الاتساق العالي في الإجابة (أي الذين لا يظهر لديهم تناقض بين المهارات المتضادة) يميلون إلى تسجيل درجات أدق وأكثر واقعية في اختبارات القدرات، والميول، والاستعدادات النفسية، مما يدعم أهمية استخدام هذا المؤشر ضمن أدوات التوجيه والتقييم المهني، وبالتالي تعزز هذه النتائج الصدق الخارجي للمقياس، وتشير هذه النتائج إلى أن المقاييس الثلاثة قادرة على التمييز بين الأفراد الذين يقدمون استجابات صادقة مقابل من يُظهرون تناقضاً في مهارات يصعب أن تظهر بدرجة مرتفعة. وهو ما يُعد مؤشراً قوياً على صدق القياس الخارجي. (Criterion Validity) ويرى الباحث أن استخدام أزواج المهارات المتعارضة، بناءً على أدبيات علمية، يمثل منهجية تحليل نوعية متقدمة في التحقق من مصداقية البيانات، خاصة في بيئات تقييم ذاتي قد تتأثر بتحيزات اجتماعية أو توقعات محيطية.

وما يجدر ملاحظته أن الأفراد الذين حافظوا على اتساق في إجاباتهم بين المهارات المتناقضة يميلون غالباً إلى نصح مهني ونفسي أعلى، وقدرة أدق على تقييم ذاتهم بشكل واقعي، وفي السياقات العربية، حيث قد يكون للتوقعات المجتمعية أو السياقات المؤسسية دور في توجيه الإجابات، فإن مثل هذه المنهجية تضيف قيمة بحثية عالية لضمان نزاهة النتائج. وأثبتت النتائج وجود علاقة ارتباطية إيجابية بين صدق التعبير عن الذات ونتائج المقاييس الثلاثة، مما يعزز ثقة الباحث في استجابات العينة، ويوصى بتضمين محكات مشابهة في الدراسات المستقبلية التي تعتمد على التقييم الذاتي، خصوصاً عند قياس المهارات السلوكية أو القيمية، ويمكن تعميم هذه المنهجية على بيئات العمل، خصوصاً عند اختيار المتطوعين أو العاملين في مواقع تتطلب دقة وكفاءة عالية.

نتائج السؤال الخامس ومناقشته

هل توجد فروق ذات دلالة إحصائية عند مستوى الدلالة ($\alpha \leq 0.05$) بين متوسطات درجات القدرات والميول المهنية والاستعداد النفسي والتطوع وزمن الاستجابة لها تُعزى إلى اختلاف النوع الاجتماعي وحالة المستجيب؟

يُفيد نتائج هذا السؤال للكشف عن التحيز أو تأثير عامل زمن الاستجابة على أداء المفحوص، حيث بالرجوع للأدبيات، أشار (Goldammer et al., 2021) إلى أن زمن الاستجابة يُعد مؤشراً سلوكياً مهماً يمكن أن يعكس مدى انخراط المفحوص في المعالجة المعرفية للأسئلة، وأن الفروق في زمن الاستجابة قد تكون مرتبطة بالعمر، أو الجنس، أو الفئة الوظيفية، كما أنه يساعد في التحقق من الصدق السلوكي أو كشف الاستجابات غير الجادة، والإجابات غير المكشوفة في بيانات الاستطلاعات تقلل من مصداقية نتائج الدراسة و تم تحديد 33٪ من المشاركين على أنهم مستجيبون مهملون. استجاب بشكل غير دقيق أدى إلى تفاوتات العنصر، وزيادة المتوسطات المتبقية نحو منتصف المقياس، وزيادة تباين المؤشرات المتبقية في مؤشرات البناء، وتقليل الاتفاق داخل المجموعة على البنى القائمة على الإجماع. لذلك، لتعزيز مصداقية النتائج، يجب تطبيق فحوصات للاستجابة المتهورة، وقد بينت دراسة (Meade & Craig, 2012) أن تحليل زمن الأداء والاستجابات المتناقضة يمكن أن يُستخدم كأداة فعالة لاكتشاف التحيزات أو قلة الجدية في أدوات التقييم الذاتي، خاصة عند مقارنة نتائج الفئات المختلفة باستخدام تحليل التباين أو اختبار (ت) لفحص الفروق الناتجة عن خصائص العينة مثل الجنس أو الخلفية المهنية.

عندما تجمع البيانات عبر استبيانات الإنترنت المجهولة، خاصة في ظروف المشاركة الإلزامية (عينات الطلاب، موظفين)، قد تكون جودة البيانات مصدر قلق، ومع ذلك، لا توجد إرشادات كافية في الأدبيات المنشورة حول تقنيات اكتشاف الاستجابات غير المبالية. سبق وأن تم اقتراح عدة طرق محتملة لتحديد المستجيبين غير المهملين عبر مؤشرات محسوبة من البيانات، ومع ذلك لم يدرس تقريبا أي عمل سابق العلاقات بين هذه المؤشرات أو أنواع أنماط البيانات التي حددها كل منها. وأشارت النتائج إلى وجود نمطين مميزين من الاستجابة العشوائية



(عشوائية وغير عشوائية) وأن هناك حاجة إلى مؤشرات مختلفة لتحديد هذه الأنماط المختلفة. وحوالي 10٪- 12٪ من طلاب البكالوريوس الذين أكملوا استطلاعاً مطولاً للحصول على ساعات تم تحديدهم كمستجيبين مهملين، في الدراسة الثانية، تم محاكاة بيانات بأنماط استجابة عشوائية معروفة لتحديد فعالية عدة مؤشرات على الاستجابة المتأنية. وجد أن طبيعة البيانات أثرت بشكل كبير على فعالية المؤشرات في تحديد الاستجابات غير المبالية. تشمل التوصيات استخدام ردود محددة بدلاً من مجهولة الهوية، ودمج عناصر الاستجابة الموجهة قبل جمع البيانات، بالإضافة إلى حساب مؤشرات الاتساق وتحليل القيم الشاذة متعددة المتغيرات لضمان جودة بيانات عالية

وبالدراسة الحالية للإجابة عن السؤال تم حساب زمن الاستجابة بالدقائق لكل مفحوص، حيث توفر منصفة جديرون إمكانية حساب زمن الاستجابة لكل مفحوص، وبالتالي تم حساب المتوسطات الحسابية والانحرافات المعيارية للدرجة الكلية لكل مقياس والدرجة الكلية للزمن المستغرق والكشف عن دلالة الفروق الإحصائية بين المتوسطات، باستخدام اختبار (ت) لعينتين مستقلتين (Independent sample t test) التي تُعزى للجنس، كما تم استخدام تحليل التباين الأحادي (One Way ANOVA) للكشف عن دلالة الفروق الإحصائية التي تُعزى للحالة (الفئة الوظيفية) بالإضافة إلى حساب معاملات الارتباط وفقاً للمتغيرات.

(1) تأثير متغير الجنس

جدول (15) نتائج اختبار (ت) لعينتين مستقلتين للتعرف على دلالة ما قد يوجد من فروق بين متوسطات الدرجات الكلية للمقاييس الثلاثة وزمن الاستجابة عليها التي تُعزى لاختلاف الجنس (ن=157)

المتغيرات	الجنس	العدد	المتوسط الحسابي	الانحراف المعياري	قيمة ت	درجات الحرية	مستوى دلالة
القدرات المهنية	ذكر	97	2.90	0.31	-1.117	155	0.266
	أنثى	60	2.96	0.34			
الميول المهنية	ذكر	97	3.05	0.26	0.970	155	0.333
	أنثى	60	3.00	0.28			
الاستعداد النفسي والقيمي للتطوع	ذكر	97	2.95	0.33	-0.431	155	0.667
	أنثى	60	2.97	0.29			
زمن الاستجابة للقدرات المهنية	ذكر	97	7.26	4.07	-1.093	155	0.276
	أنثى	60	8.18	6.55			
زمن الاستجابة للميول المهنية	ذكر	97	6.62	5.42	-1.074	155	0.284
	أنثى	60	7.65	6.48			
زمن الاستجابة للاستعداد النفسي والقيمي للتطوع	ذكر	97	5.33	2.39	-1.806	155	0.073
	أنثى	60	6.18	3.52			

يتضح من جدول (15) عدم وجود فروق ذات دلالة إحصائية بين الذكور والإناث في المتوسطات الحسابية للدرجات الكلية على المقاييس الثلاثة (القدرات المهنية، الميول المهنية، الاستعداد النفسي والقيمي للتطوع)، حيث كانت قيم (ت) على التوالي: (-1.117) و(0.970) و(-0.431)، وجميعها لم تبلغ مستوى الدلالة الإحصائية ($\alpha \leq 0.05$) هذا يشير إلى أن الجنس لم يكن متغيراً مؤثراً على استجابات المشاركين في تقييم قدراتهم أو ميولهم أو استعدادهم للتطوع، وهو ما يعزز من عدالة المقاييس المستخدمة ويُشير إلى أنها تقيس السمات المستهدفة بطريقة غير متحيزة تجاه النوع الاجتماعي. أما فيما يخص زمن الاستجابة، فلم تظهر النتائج فروقاً دالة إحصائياً بين الذكور والإناث في الوقت الذي استغرقوه للإجابة على مقاييس القدرات والميول، حيث بلغت قيم (ت): (-1.093) و(-1.074) على التوالي، وهي غير دالة.

(2) تأثير الحالة الوظيفية



جدول (16) تحليل التباين الأحادي (ANOVA) للتعرف على دلالة ما قد يوجد من فروق بين متوسطات الدرجات الكلية للمقاييس الثلاثة وزمن الاستجابة عليها التي تُعزى لاختلاف الحالة الوظيفية (ن=157)

المكونات	مصادر التباين	مجموع المربعات	درجات الحرية	متوسط المربعات	قيمة F	مستوى الدلالة
القدرات المهنية	بين المجموعات	0.368	4	0.092	0.879	0.478
	داخل المجموعات	15.928	152	0.105		
	المجموع الكلي	16.296	156			
الميول المهنية	بين المجموعات	0.274	4	0.069	0.947	0.439
	داخل المجموعات	11.000	152	0.072		
	المجموع الكلي	11.274	156			
الاستعداد النفسي والقيمي للتطوع	بين المجموعات	0.344	4	0.086	0.885	0.474
	داخل المجموعات	14.775	152	0.097		
	المجموع الكلي	15.119	156			
زمن الاستجابة للقدرات المهنية	بين المجموعات	98.062	4	24.515	0.920	0.454
	داخل المجموعات	4051.238	152	26.653		
	المجموع الكلي	4149.299	156			
زمن الاستجابة للميول المهنية	بين المجموعات	47.504	4	11.876	0.341	0.850
	داخل المجموعات	5290.471	152	34.806		
	المجموع الكلي	5337.975	156			
زمن الاستجابة للاستعداد النفسي والقيمي للتطوع	بين المجموعات	22.625	4	5.656	0.668	0.615
	داخل المجموعات	1286.802	152	8.466		
	المجموع الكلي	1309.427	156			

يتضح من الجدول (16) عدم وجود فرق دال إحصائياً بين الفئات المختلفة للحالة الوظيفية في المتوسطات الحسابية للدرجات الكلية للمقاييس الثلاثة؛ حيث بلغت قيمة F لمقياس القدرات المهنية (0.879)، ولمقياس الميول المهنية (0.947)، ولمقياس الاستعداد النفسي والقيمي للتطوع (0.885)، وهي قيم غير دالة إحصائياً ($p < 0.05$). هذا يشير إلى أن الحالة الوظيفية للمفحوصين لا تؤثر بشكل جوهري على درجاتهم في هذه المقاييس، مما قد يعكس استقراراً في بنية هذه السمات بغض النظر عن الانتماء المهني الحالي، أو أن هذه المتغيرات مقيسة على نحو يُعبر عن خصائص فردية أكثر من ارتباطها بسياق العمل، وبالنظر إلى زمن الاستجابة كمؤشر سلوكي مرتبط بطريقة تعاطي المفحوصين مع أدوات القياس، لم تُظهر النتائج فروقاً دالة إحصائياً بين الفئات الوظيفية كذلك. حيث تراوحت قيمة F بين (0.341 إلى 0.920) في المقاييس الثلاثة، وهي أيضاً غير دالة عند مستوى (0.05). وتُظهر هذه النتائج أن الحالة الوظيفية لا تؤثر بشكل واضح على مقدار الوقت الذي يستغرقه الأفراد لإتمام بنود المقاييس، مما يُعزز من حيادية أدوات القياس وعدم تأثرها بمستوى التوظيف أو الخبرة المهنية، ويمكن تفسير هذه النتائج في ضوء أن المقاييس المعتمدة تعتمد على سمات شخصية أو اتجاهات نفسية مستقرة نسبياً، لا تتأثر بشكل كبير بالموقع الوظيفي. كما أن عدم وجود فروق في زمن الاستجابة يُعطي مؤشراً إضافياً على عدالة القياس الرقمي وعدم تحيزه لفئة دون أخرى. وهذا يدعم استخدام هذه المقاييس لأغراض التوجيه المهني أو التقييم المؤسسي دون القلق من انحراف النتائج بسبب الوظيفة الحالية للفرد، وهو ما يُعزز من صدق البنية التفسيرية للمقاييس وسلامة استخدامها في بيئات مهنية متنوعة، وبناءً على ذلك يمكن حساب معامل ارتباط سبيرمان بين متغيري زمن الاستجابة على المقاييس الثلاثة والدرجات الكلية لجميع المفحوصين وبغض النظر عن الجنس أو الحالة الوظيفية كما تتبين النتائج بجدول (17).

جدول (17) نتائج معاملات ارتباط سبيرمان بين زمن الاستجابة والدرجات الكلية لمقاييس القدرات والميول المهنية والاستعداد النفسي والقيمي للتطوع

التطوع	الميول	القدرات	زمن القدرة	زمن الميول	زمن التطوع
				1	زمن التطوع
				1	زمن الميول
		1	**0.54	**0.62	زمن القدرة
	1	**0.83	**0.81	**0.86	القدرات
	1	0.068-	0.129-	0.07-	الميول
1	0.039	0.068-	0.026-	-0.08	التطوع

يُبين جدول (17) نتائج معاملات ارتباط سبيرمان بين زمن الاستجابة (بالدقائق) والدرجات الكلية للمقاييس الثلاثة، وهي: القدرات المهنية، الميول المهنية، والاستعداد النفسي والقيمي للتطوع، وقد أظهرت النتائج أن أزمنة الاستجابة ترتبط ببعضها البعض ارتباطاً موجباً ودالاً إحصائياً؛ حيث بلغت قيمة معامل الارتباط بين زمن الاستجابة في مقياس التطوع وزمن الميول ($r = 0.62$) ، وبين زمن التطوع وزمن القدرة ($r = 0.64$) ، كما بلغت بين زمن الميول وزمن القدرة ($r = 0.54$). تُشير هذه النتائج إلى وجود نمط ثابت في سلوك الاستجابة الزمني لدى المفحوصين، ما قد يعكس خصائص معرفية أو سلوكية مستقرة، مثل التمهّل أو نمط التفكير المتأني أثناء الإجابة، أي أن الأفراد الذين يستغرقون وقتاً أطول في أحد المقاييس يميلون إلى استغراق وقت أطول في المقاييس الأخرى، مما قد يعكس ثباتاً في نمط الاستجابة السلوكية كصفة فردية ترتبط بعمق المعالجة أو التمهّل الإدراكي أثناء الإجابة، ومن المنظور السيكمي، هذه الارتباطات قد تُستخدم كمؤشر على اتساق الجهد المعرفي ودرجة الانخراط في عملية القياس. أما فيما يخص العلاقة بين زمن الاستجابة والقدرات المهنية، فقد أظهرت النتائج ارتباطات موجبة قوية ودالة إحصائياً مع جميع الأزمنة الثلاثة، حيث بلغ معامل الارتباط بين زمن الاستجابة على مقياس التطوع والدرجة الكلية لمقياس القدرات المهنية ($r = 0.86$) ، وبين زمن الاستجابة لمقياس الميول المهنية والدرجة الكلية للقدرات المهنية ($r = 0.81$) ، وبين زمن القدرة والقدرات ($r = 0.83$). يعكس هذا النمط من النتائج أن الأفراد الذين حققوا درجات أعلى في مقياس القدرات المهنية استغرقوا وقتاً أطول في تنفيذ المهام، وهو ما يُعد مؤشراً إيجابياً على الجدية والتركيز وعمق المعالجة المعرفية أثناء الإجابة. ويدعم هذا الطرح ما أشار إليه كل من (Chen et al., 2024; Kyllonen & Zu, 2016; Kyllonen & Zu, 2016; Michaelides & Ivanova, 2022; Martins et al., 2024; Michaelides & Ivanova, 2022; Padilla García, et al, 2014; Schriesheim et al., 1991; Wijnsnet al., 2022; Lyu & Bolt, 2024) كأداة سيكميترية داعمة لقياس صدق الأداء، حيث تعكس الأزمنة الأطول غالباً استجابات أكثر تأنيماً وتفكيراً، خاصة في المهام المعرفية المعقدة. التي تتطلب معالجة معرفية أعمق وتركيزاً أعلى أثناء تنفيذ المهام، وهو ما يُعزز صدق الأداء ويمثل دلالة إيجابية على استجابة متأنية وجادة. وفي المقابل، لم تُسجّل ارتباطات دالة إحصائياً بين أزمنة الاستجابة ودرجات كل من الميول المهنية والاستعداد النفسي للتطوع، حيث تراوحت معاملات الارتباط بين (-0.13 إلى -0.02)، وجميعها غير دالة. وهذا يشير إلى أن زمن الاستجابة في هذه المقاييس لا يُعد عاملاً تفسيرياً قوياً في فهم أداء المفحوصين، ربما لطبيعة بنود هذه المقاييس التي تعتمد على الاختيار القيمي أو الميولي الذاتي أكثر من اعتمادها على قدرات تحليلية أو استدلالية، لكونها تُعبر عن مواقف وقيم أكثر من قدرات معرفية – لا تستدعي وقتاً طويلاً للتفكير، وإنما تُجيب عنها الفئات بسرعة نسبية وفق قناعات شخصية أو تجارب مباشرة ما يجعل اتخاذ القرار فيها سريعاً وفورياً نسبياً. وبالتالي، تُظهر هذه النتائج تمايزاً سيكميترياً في طبيعة كل مقياس، وتُعزز أهمية دمج تحليل الزمن عند تفسير نتائج مقياس القدرات المهنية فقط. وهذا يتفق مع ما أشار له (Schwarz, & Oyserman, 2001) قد تتأثر تقارير المشاركين بشكل كبير بصياغة الأسئلة وصيغتها وسياقها. وأن الأفراد الذين استغرقوا وقتاً أطول في الإجابة على مقياس القدرات المهنية، سجلوا درجات أعلى، مما قد يعكس تفكيراً متأنيماً وغير متسرع أثناء أداء المقياس، وهو سلوك شائع في الاختبارات التي تتطلب معالجة معرفية، وهذا يُعد مؤشراً إيجابياً على الصدق السلوكي (Behavioral Validity) أثناء الأداء، حيث يتسق الزمن مع مستوى الدقة، أما ضعف الارتباط أو انعدامه بين الزمن والدرجات في مقياسي الميول والاستعداد القيمي، فيُشير إلى أن هذه المقاييس لا تتأثر كثيراً بزمن الاستجابة، لأنها تُعتمد على التوجهات الذاتية أو القيم الشخصية



التي تُسترجع بسرعة دون الحاجة إلى معالجة معرفية مطوّلة، وهذا طبيعي لأن مثل هذه الأدوات لا تختبر قدرات عقلية بل مشاعر وتفضيلات، وبالتالي لا يُتوقع وجود علاقة قوية مع الزمن، كما أن الارتباطات السالبة البسيطة (مثلاً: -0.129، -0.09) مع الميول أو التطوع قد تُشير إلى أن التردد في الإجابة (زمن أطول) لا يعني بالضرورة وعياً أعلى، بل ربما حالة من عدم اليقين أو الحيرة في تحديد الموقف الذاتي.

التوصيات والمقترحات

1. تنفيذ اختبارات دورية معيارية لقياس القدرات المهنية، والميول المهنية، والاستعداد النفسي والقيمي للتطوع لدى العاملين، على أن تُربط النتائج بمنصات التقييم الرقمية وتُشارك مع الجهات المعنية، مثل وزارة الموارد البشرية والتنمية الاجتماعية، بالتعاون مع مؤسسات التدريب الوطنية في المملكة العربية السعودية، بهدف دعم التخطيط المهني والتنموي.
2. اعتماد "زمن الاستجابة" كمؤشر سيكومتري داعم في تفسير نتائج مقياس القدرات المهنية، لما أثبتته الدراسة من وجود ارتباط دال وقوي بين الزمن ودرجة الأداء، ويُوصى بتوظيف تقارير الزمن داخل منصات القياس الرقمية لتعزيز صدق الأداء الزمني، مع التنبيه إلى عدم تعميم هذا المؤشر على مقياس الميول أو الاستعداد، لكونها تقيس جوانب ذاتية أكثر.
3. تصميم برامج تطويرية متكاملة تستهدف تنمية القدرات المهنية، وتحفيز الميول المهنية، وتعزيز الاستعداد النفسي والقيمي للعمل التطوعي، وذلك من خلال مسارات تدريبية موجهة تراعي نتائج القياس وتستند إلى الفروق الفردية، بهدف دعم الجاهزية الوظيفية والتمكين المجتمعي المستدام.
4. إجراء اختبارات دورية لقياس مستوى القدرات المهنية والميول المهنية والاستعداد النفسي والقيمي للتطوع لدى العاملين، بحيث يتم رفق المنصة والمسؤولين في وزارة الموارد البشرية والتنمية الاجتماعية بالتعاون مع مؤسسات التدريب الوطنية بالمملكة العربية السعودية بنتائج التقييم الدوري.

المقترحات

- أثر برامج التدريب على تطوير القدرات والميول المهنية على الاستعداد النفسي والقيمي للتطوع لدى العاملين بالقطاع العام،
- تأثير تنمية القدرات المهنية على الاستعداد النفسي والقيمي للتطوع باعتبار الميول المهنية متغيراً بسيطاً.
- الكشف عن مصادر التحيز بمقاييس القدرات المهنية والميول والاستعداد النفسي للتطوع.

المراجع

1. أبو خريص، هاني جودة مصباح. (2025). الاحتياجات التدريبية لتنمية القدرات المهنية للأخصائيين الاجتماعيين لاستخدام الممارسة المبنية على الأدلة بالمجال المدرسي. مجلة كلية الخدمة الاجتماعية للدراسات والبحوث الاجتماعية، (40) 173 - 233.
2. الأسدي، سراب عبدالكريم جواد أحمد. (2024). أثر استراتيجيات التدريس القائمة على الذكاء المتعدد في التحصيل والتفكير العلمي لدى طالبات صفوف الثاني المتوسط في مادة الفيزياء. مجلة جامعة بابل - العلوم الإنسانية، (6) 32، 121 - 142.
3. الأمين، رحاب محمد أحمد، الغامدي، نوال غرم الله، و خليفة، فاطمة خليفة السيد. (2024). الخصائص السيكومترية والبناء العاملي لمقياس تسامي الذات لدى الأخصائيين النفسيين بالمملكة العربية السعودية. دراسات عربية في التربية وعلم النفس، (149) ، 383 - 414.
4. البديهي، محمد مصطفى مصطفى. (2024). الخصائص السيكومترية لمقياس الاختيار المهني. مجلة كلية التربية في العلوم النفسية، (3) 48، 369 - 384. مسترجع من <http://search.mandumah.com/Record/1522321>
5. برنامج تنمية القدرات البشرية. (٢٠٢١م). الوثيقة الإعلامية برنامج تنمية القدرات البشرية ٢٠٢١-٢٠٢٥. مسترجع من: https://www.vision2030.gov.sa/media/kumdad3/hcdp_ar.pdf



6. بستان، وفاء كامل. (2023). أنماط التفكير الرياضي وعلاقتها بالذكاء المتعدد والرغبة في التخصص عند الطلبة: قسم المالية والمصرفية في كلية الإدارة والاقتصاد - الجامعة العراقية. مجلة الدراسات المستدامة، 5 ، 1112 - 1134.
7. جبريل، نادية أم إدريس. (2021). فاعلية الإدارة التعليمية في تنمية قدرات المعلمين المهنية. مجلة جامعة بحري للآداب والعلوم الإنسانية، 8(13) ، 109 - 128.
8. الجهني، فيصل. (2024). بناء مقياس الاستعداد القيمي للمنافسة العالمية لدى طلاب التعليم العام في المملكة العربية السعودية. إدارة التعليم في مكة المكرمة. مجلة القراءة والمعرفة. 24. 107-150.
9. حجازي، السيد السيد محمد، محمد، محمد عبدالحليم حسب الله، عبد النبي، محسن محمد أحمد، وحميدة، شيماء سمير أنور. (2025). تنمية مهارات الحس الهندسي لدى تلاميذ المرحلة الإعدادية باستخدام نظرية الذكاء الناجح. مجلة كلية التربية بدمياط، (94) ، 323 - 351.
10. الحراسيس، سرى عبدالله، و الثوابيه، أحمد محمود روبق. (2023). الميول المهنية وعلاقتها بمفهوم الذات المهنية لدى طلبة الصف العاشر الأساسي في مديرية تربية وتعليم قصبه الطفيلة. المجلة الدولية للدراسات التربوية والنفسية، 12(6) ، 1230 - 1247.
11. حسين، شيماء محمود محمد، عبدالقادر، عبدالرازق مختار محمود، البحيري، عطاء عمر محمد، و حسين، علي عبدالمنعم علي محمد. (2024). فاعلية استراتيجية مقترحة في ضوء نظرية العقل لتنمية مهارات الذكاء اللغوي اللفظي لدى تلاميذ المرحلة الابتدائية. دراسات تربوية ونفسية، (135) ، 353 - 405.
12. حمود، رعدة محمود أحمد. (2022). القدرات التنافسية للشباب الجامعي وعلاقتها بالتخطيط المستقبلي للحياة المهنية. المجلة العلمية لعلوم التربية النوعية، (16) ، 1 - 78.
13. الخالدي، أحمد مانع بندر، و بني عيسى، عبدالرؤوف. (2021). فاعلية برنامج مستند إلى محكات التفكير في تنمية مهارات الذكاء اللغوي اللفظي ومهارات الإبداع لدى طلاب المرحلة المتوسطة في دولة الكويت. مجلة جامعة الحسين بن طلال للبحوث، 7 ، 288 - 330.
14. خليفة فاطمة. ، & الزهراني شروق (2023). الخصائص السيكومترية والبناء العملي لمقياس الوعي بالذات لدى الشباب الجامعي بالمملكة العربية السعودية. المجلة السعودية للعلوم النفسية، I(6)، 25-44.
15. درويش، نسرين سعيد عزيز. (2024). الثقافة المجتمعية وعلاقتها بالميول المهنية لدى طلبة الثانوية العامة في محافظتي القدس وبيت لحم: بناء تصور لبناء ثقافة مهنية على ضوء خبرات عالمية (رسالة دكتوراه غير منشورة). الجامعة العربية الأمريكية - جنين، جنين.
16. زفقور، ماهر محمد صالح. (2021). القصة الرقمية في الرياضيات لتنمية التخيل الرياضي والذكاء العددي لدى تلاميذ المرحلة الابتدائية (المنذفين/المترولين) في الإسلوب المعرفي. المجلة العلمية لكلية التربية، (38)، 1 - 75.
17. السريع، إبتهاج عبدالله، و المحمدي، عفاف سالم. (2023). أساليب التفكير في ضوء نظرية ستيرنبرج وعلاقتها بالميول المهنية لدى طالبات المرحلة الثانوية. مجلة العلوم النفسية والتربوية، 9(1) ، 14 - 38.
18. سليمان، محمد عبدالحافظ، و الرامزي، صقر محمد إبراهيم. (2019). القدرات المهنية لدى خريجي قسم التربية الموسيقية كلية التربية الأساسية دولة الكويت. بحوث في التربية النوعية، (36)، 568 - 606.
19. السمين، ندى و حافظ، محمد (2025). الملاءمة المكانية وإمكانيات توليد الطاقة الشمسية الكهروضوئية في منطقة تبوك باستخدام التحليل المكاني والذكاء الاصطناعي. مجلة الآداب، 37(4) ، 19 - 44.
20. صالحه، رشا نبيل سعد إبراهيم. (2020). فاعلية استخدام استراتيجيات التفكير المتشعب في تنمية الحس العددي والذكاء المنطقي الرياضي لدى تلاميذ المرحلة الابتدائية. مجلة تربويات الرياضيات، (7)23 ، 302 - 378



21. الضمور، أمل أحمد خليل. (2024). أسباب المعاملة الوالدية وعلاقتها بالذكاء اللفظي وجودة الحياة لدى طلبة المرحلة الثانوية في مدارس قصبه الكرك (رسالة ماجستير غير منشورة). جامعة مؤتة، مؤتة.
22. عجلوني، بسام أحمد. (2025). مستوى الطموح وعلاقته بالميل المهني لدى طلبة جامعة البلقاء التطبيقية. المجلة الدولية للدراسات التربوية والنفسية، 14(3)، 453 - 464.
23. عوف، مروة محمد أحمد. (2023). الاحتياجات التدريبية لتنمية القدرات المهنية لأخصائي الإعلام التربوي للتعامل مع التلاميذ ذوي الإعاقات البسيطة المدمجين بمدارس التعليم العام. المجلة المصرية لبحوث الإعلام، 85(85)، 415 - 467.
24. الغاوي، زوبينة بنت خلف، و النجار، نور بنت أحمد. (2025). فاعلية توظيف برمجة قائمة على استراتيجيات الذكاء المكاني في تنمية مهارات التفكير التصميمي معمارياً لدى طالبات الصف الحادي عشر. مجلة المناهج وطرق التدريس، 4(7)، 15 - 50.
25. فكري، إيمان، أمين، منار شحاتة، و مصطفى، أسماء سامي (2025). فعالية التدريب على استخدام استراتيجيات التفكير البصري لتنمية الذكاء المكاني لدى أطفال الروضة الصم. المجلة العلمية لكلية التربية للطفولة المبكرة ببورسعيد، 34(34)، 655 - 683.
26. القضبي، حصة، و الربيعان، هيفاء. (2025). أثر استخدام استراتيجية الحواس المتعددة "VAKT" في تحسين التحصيل الدراسي وتنمية مهارات الذكاء المكاني "البصري" في الدراسات الاجتماعية لدى طالبات المرحلة المتوسطة. مجلة كلية التربية، 22(124)، 1 - 34.
27. الكفاقي، ابتسام عادل كامل سالم، الكناي، ممدوح عبدالمنعم حسانيين، و أبو المعاطي، وليد محمد. (2023). الفروق في الميل المهني لدى طلبة كلية التربية وفقاً للنوع والتخصص. مجلة كلية التربية بالمنصورة، 2(121)، 2 - 34.
28. المحجاني، إبراهيم بن عامر، و العطاس، عبدالله بن أحمد. (2025). العلاقة بين كل من الكفاءة الاجتماعية والميل المهني لدى طلاب الصف الأول الثانوي بمدينة أبها. المجلة العربية للعلوم التربوية والنفسية، 44(44)، 37 - 90.
29. محمد، ابتسام عبدالكاظم. (2025). التفكير المحوري وعلاقته بالذكاء اللغوي-اللفظي لدى طالبات الصف الأول المتوسط في مادة الرياضيات. مجلة كلية التربية الأساسية، 131(131)، 430 - 442.
30. موافي، سوسن محمد عز الدين محمد، و عابد، رنا محمد. (2011). فاعلية استخدام استراتيجية علاجية مقترحة في ضوء نظرية الذكاءات المتعددة في تنمية التحصيل الهندسي و تنمية الذكاء الاجتماعي لدى بطينات التعلم في الصف الثاني المتوسط بمحافظة جدة. دراسات عربية في التربية وعلم النفس، 5(2)، 331 - 378.
31. هابيل، نيفين نيروز وهيب. (2023). الإسهام النسبي لأساليب الشخصية في التنبؤ بالميل المهني لدى طلاب الجامعة. دراسات نفسية، 33(4)، 635 - 710.
32. Ackerman, Terry A. (1994). Using Multidimensional Item Response Theory to Understand What Items and tests are measuring. *Applied Measurement in Education*. 7(4), 255-278.
33. Ahn, Y. J.. (2018). Recruitment of volunteers connected with sports mega-events: a case study of the pyeongchang 2018 olympic and paralympic winter games. *J. Destin. Mark. Manage.* 8, 194–203. doi: 10.1016/j.jdmm.2017.04.002
34. Al Masoud, H. F. (2024). Psychometric properties of the Career Adapt-Abilities Scale in Jordanian students. *Dirasat: Educational Sciences*, 51(2), 275–291. <https://doi.org/10.35516/edu.v51i2.6208>
35. Angosto, S., Bang, H., Bravo, G. A., Díaz-Suárez, A., and López-Gullón, J. M. (2021). Motivations and future intentions in sport event volunteering: a systematic review. *Sustainability* 13, 12454. doi: 10.3390/su132212454



36. Aya-Roa, K. J., Beltrán-Campos, V., García-Campo, M. L., Vargas-Es cobar, L. M., Hernández-Maria no, J. A., (2025). Psychometric Properties of Tools for Assessing Spirituality: A Scoping Review. *Salud Mental*, 48(1), 47-66. <https://doi.org/10.17711/SM.0185-3325.2025.006> DOI: 10.17711/SM.0185-3325.2025.006
37. Aydinli, A., Bender, M., Chasiotis, A., van de Vijver, F. J., Cemalcilar, Z., Chong, A., et al. (2016). A cross-cultural study of explicit and implicit motivation for long-term volunteering. *Nonprof. Volunt. Sec. Q.* 45, 375–396. doi: 10.1177/0899764015583314
38. Bandura, A. (2008). Prentice-Hall series in social learning theory, Prentice Hall.
39. Bang, H., and Chelladurai, P. (2003). "Motivation and satisfaction in volunteering for 2002 world cup in Korea," in Conference of the North American Society for Sport Management (Ithaca, NY), 332–350.
40. Bang, H., Ross, S., and Reio, T. G. (2013). From motivation to organizational commitment of volunteers in non-profit sport organizations: the role of job satisfaction. *J. Manag. Dev.* 32, 96–112. doi: 10.1108/02621711311287044
41. Canan, R. A., and Goldberg-Glen, R. S. (1991). Measuring motivation to volunteer in human services. *J. Appl. Behav. Sci.* 27, 269–284. doi: 10.1177/0021886391273003
42. Chen J, Wang C and Tang Y (2022) Knowledge Mapping of Volunteer Motivation: A Bibliometric Analysis and Cross-Cultural Comparative Study. *Front. Psychol.* 13:883150. doi: 10.3389/fpsyg.2022.883150
43. Chen, X., Jin, J., Hao, F., & Xu, D. (2024). A rigorous analysis of reliability and validity measures: Evidence from an educational psychology scale. *Journal of Educational Measurement & Screening*, Article 100144. <https://doi.org/10.1016/j.slast.2024.100144>
44. Clary, E. G., Snyder, M., Ridge, R. D., Copeland, J., Stukas, A., Haugen, J., et al. (1998). Understanding and assessing the motivations of volunteers: a functional approach. *J. Pers. Soc. Psychol.* 74, 1516–1530. doi: 10.1037/0022-3514.74.6.1516
45. Costello, A. B., & Osborne, J. W. (2005). Best practices in exploratory factor analysis: Four recommendations for getting the most from your analysis. *Practical Assessment, Research & Evaluation*, 10(7), 1–9. DOI: <https://doi.org/10.7275/jyj1-4868>
46. Danner, D., & Rammstedt, B. (2016). A facet-level analysis of response styles: The role of acquiescence in self-report personality questionnaires. *Personality and Individual Differences*, 88, 213–218. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2015.09.044>
47. Deci, E. L., and Ryan, R. M. (2000). *Intrinsic Motivation and Self-Determination in Human Behavior*. New York, NY: Plenum. doi: 10.1007/978-1-4899-2271-7
48. Domínguez-Salas, Sara & Rodríguez-Domínguez, Carmen & Arcos-Romero, Ana I & Allande-Cussó, Regina & García-Iglesias, Juan & Gómez -Salgado,



- Juan. (2022). Psychometric Properties of the Utrecht Work Engagement Scale (UWES-9) in a Sample of Active Health Care Professionals in Spain. *Psychology Research and Behavior Management*. 15. 3461. 10.2147/PRBM.S387242.
49. Durán-González, G., Panes-Martínez, M., Monge-Rogel, R., & Juárez-Hernández, L. G. (2023). Psychometric Properties of an Instrument to Evaluate Students' Perception of Learning Objects in Statistics. *Sage Open*, 13(3). <https://doi.org/10.1177/21582440231193192> (Original work published 2023)
50. El-Hamamsy, L., Zapata-Cáceres, M., Martín Barroso, E., Mondada, F., & Dehler Zufferey, J. (2022). The competent Computational Thinking test (cCTt): Development and validation for upper primary education. *arXiv preprint. arXiv*
51. Etikan, I., Musa, S. A., & Alkassim, R. S. (2015). Comparison of convenience sampling and purposive sampling. *American Journal of Theoretical and Applied Statistics*, 5(1), 1–4 <https://doi.org/10.11648/j.ajtas.20160501.11>
52. Fabio, R. A., et al. (2025). Psychometric properties and validation of the Critical Reasoning Assessment (CRA) for the Italian population. *Personality and Individual Differences*. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2025.113344>
53. Fahey, G. (2015). Social desirability, impression management and the five-factor model: A psychometric analysis of three scales. [Doctoral dissertation, Dublin City University]. DORAS. https://doras.dcu.ie/21900/1/GerryFaheyFULL_THESIS_2.0.pdf
54. Fernandes T, Matos MAD (2023), "Towards a better understanding of volunteer engagement: self-determined motivations, self-expression needs and co-creation outcomes". *Journal of Service Theory and Practice*, 33 (7) pp. 1–27, doi: <https://doi.org/10.1108/JSTP-09-2022-0215>
55. Finkelstein, M. A.. (2008). Predictors of volunteer time: the changing contributions of motive fulfillment and role identity. *Soc. Behav. Personal*. 36, 1353–1363. doi: 10.2224/sbp.2008.36.10.1353
56. Giannoulakis, C., Wang, C. H., and Gray, D. (2008). Measuring volunteer motivation in mega-sporting events. *Event Manage*. 11, 191–200. doi: 10.3727/152599508785899884
57. Gökentürk, T., Omay, Y., Arıcı, A. F., Yazıcı, E., & Özbaşı, S. (2025). Initial Development and Psychometric Validation of the Self-Efficacy Scale for Informational Reading Strategies in Teacher Candidates. *Behavioral sciences (Basel, Switzerland)*, 15(8), 1002. <https://doi.org/10.3390/bs15081002>
58. Goldammer, Philippe & Annen, Hubert & Stoeckli, Peter & Jonas, Klaus. (2020). Careless responding in questionnaire measures: Detection, impact, and remedies. *The Leadership Quarterly*.4(31). 101384 <https://doi.org/10.1016/j.leaqua.2020.101384>
59. Graziotin, D., Lenberg, P., Feldt, R., & Wagner, S. (2020). Psychometrics in behavioral software engineering: A methodological introduction with guidelines. *arXiv*. <http://arxiv.org/abs/2005.09959> arXiv



60. Güntert, S. T., and Wehner, T. (2015). The impact of self-determined motivation on volunteer role identities: a cross-lagged panel study. *Pers. Individ. Differ.* 78, 14–18. doi: 10.1016/j.paid.2015.01.017
61. Guo, M., Liu, H., and Yao, M. (2021). The Confucian value of benevolence and volunteering among Chinese college students: the mediating role of functional motives. *Sage Open* 11, 21582440211006683. doi: 10.1177/21582440211006683
62. Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., & Anderson, R. E. (2010). *Multivariate data analysis* (7th ed.). Pearson.
63. Hajloo, N & Pourabdol, S & Sobhi G, Nasser & B, M. (2022). Psychometric Properties of the Comprehensive assessment of Acceptance and Commitment Therapy processes (CompACT). *Qom Univ Med Sci J.* 15. 766-777. 10.32598/qums.15.11.2542.
64. Hinojosa, L. M. M., & Arévalo, M. L. S. (2022). Design and psychometric properties of the strategies for Meaningful Learnings Scale. *European Journal of Educational Research*, 11(3), 1413-1425. <https://doi.org/10.12973/eujer.11.3.1413>
65. Kyllonen, P. C., & Zu, J. (2016). Use of response time for measuring cognitive ability. *Journal of Intelligence*, 4(4), 14. <https://doi.org/10.3390/jintelligence4040014>
66. Laher, S. (2010). Using exploratory factor analysis in personality research: Best-practice recommendations. *SA Journal of Industrial Psychology*, 36(1), 1–7. <https://doi.org/10.4102/sajip.v36i1.873>
67. Lord M.F. (1980). *Application of item response theory to practical testing problems*, Hillsdale, NJ: Erlbaum
68. Ludeke, S. G., & Makransky, G. (2016). Does the Overclaiming Technique capture variance in self-enhancement? *Journal of Research in Personality*, 60, 24–35 <https://doi.org/10.1016/j.jrp.2015.11.001>
69. Lyu, Y., & Bolt, D. M. (2024). A Psychometric Perspective on the Associations between Response Accuracy and Response Time Residuals. *Journal of Intelligence*, 12(8), 74. <https://www.mdpi.com/2079-3200/12/8/74>
70. Martins, C., Jesus, S., da Silva, J. T., Ribeiro, C., Estêvão, M. D., Mocho, H., Ratinho, E., & Nunes, C. (2024). The Volunteer Motivation Scale (VMS): Adaptation and Psychometric Properties among a Portuguese Sample of Volunteers. *Sustainability*, 16(1), 327. <https://doi.org/10.3390/su16010327>
71. Mayerl, J. (2013). Response Latency Measurement in Surveys. Detecting Strong Attitudes and Response Effects. *Survey Methods: Insights from the Field*. Retrieved from <https://surveyinsights.org/?p=1063DOI:10.13094/SMIF-2013-00005>
72. McGrane, J., et al. (2024). Development and validation of a scale for measuring organizational behavior: A comprehensive approach. *International Journal of Advanced and Applied Sciences*, 11(2), 16–24. [science-gate.com](https://www.science-gate.com)



73. Meade, A. W., & Craig, S. B. (2012). Identifying careless responses in survey data. *Psychological Methods*, 17(3), 437–455. <https://doi.org/10.1037/a0028085>
74. Michaelides, M. P., & Ivanova, M. (2022). Response time as an indicator of test-taking effort in PISA. *Psychologie in Erziehung und Unterricht*, 69(3), 1–15. https://www.psychologie-aktuell.com/fileadmin/Redaktion/Journale/ptam_2022-3/PTAM__3-2022_5_kor.pdf
75. Niessen, A. S. M., Meijer, R. R., & Tendeiro, J. N. (2016). A practical method to detect inconsistent responding patterns and its application in a personality test. *Psychological Assessment*, 28(9), 1052–1065. <https://doi.org/10.1037/pas0000235>
76. Ohiri, Solomon Chukwu & Nnennaya, Ihebom. (2024). Psychometric Properties of a Test: An Overview. *International Journal of Research Publication and Reviews*. 5. 2217-2224. 10.55248/gengpi.5.0224.0539.
77. Omoto, A. M., and Snyder, M. (1995). Sustained helping without obligation: motivation, longevity of service, and perceived attitude change among AIDS volunteers. *J. Pers. Soc. Psychol.* 68, 671–686. doi: 10.1037/0022-3514.68.4.671
78. Padilla García, José Luis & Benitez Baena, Isabel. (2014). Validity evidence based on response processes. *Psicothema*. 26(1). 136-44. 10.7334/psicothema2013.259.
79. Ruchensky, Jared & Edens, John & Donnellan, M. (2024). Development of an Inconsistent Responding Scale for the Big Five Inventory-2. **Journal of Personality Assessment**. 107(3). 384-391. 10.1080/00223891.2024.2411557.
80. Schriesheim, C. A., Eisenbach, R. J., & Hill, K. D. (1991). The Effect of Negation and Polar Opposite Item Reversals on Questionnaire Reliability and Validity: An Experimental Investigation. *Educational and Psychological Measurement*, 51(1), 67-78. <https://doi.org/10.1177/0013164491511005> (Original work published 1991)
81. Schwarz, Norbert & Oyserman, Daphna. (2001). Asking Questions About Behavior: Cognition, Communication, and Questionnaire Construction. *American Journal of Evaluation - AM J EVAL*. 22(2). 127-160. 10.1016/S1098-2140(01)00133-3.
82. Sharif-Nia, H., Sánchez-Teruel, D., Sivarajan Froelicher, E., Hejazi, S., Hosseini, L., Khoshnavay Fomani, F., Moshtagh, M., Mollaei, F., Goudarzian, A. H., & Babaei, A. (2024). Connor-Davidson Resilience Scale: a systematic review psychometrics properties using the COSMIN. *Annals of medicine and surgery* (2012), 86(5), 2976–2991. <https://doi.org/10.1097/MS9.0000000000001968>
83. Souza AC, Alexandre NMC, (2017). Guirardello EB. Psychometric properties in instruments evaluation of reliability and validity. *Epidemiol Serv Saude*.



- 26(3):649-659. English, Portuguese. doi: 10.5123/S1679-49742017000300022. PMID: 28977189
84. Spencer, J., et al. (2025). Psychometric properties of the Comprehensive Assessment of Acceptance and Commitment Therapy processes (CompACT) scale: Evidence from French population. *Journal of Behavioral and Cognitive Therapy*. <https://doi.org/10.1016/j.jbct.2025.100532>
85. Swan K, Speyer R, Scharitzer M, Farneti D, Brown T, Woisard V and Cordier R (2023) Measuring what matters in healthcare: a practical guide to psychometric principles and instrument development. *Front. Psychol.* 14:1225850. doi: 10.3389/fpsyg.2023.1225850
86. Vinnicombe, T., and Wu, Y. C. (2020). Generalizing motivation measurement indexes: the case of midi music festival volunteers. *Int. J. Event Festiv. M.* 11, 273–287. doi: 10.1108/IJEFM-09-2019-0046
87. Wang, C., and Wu, X. (2014). Volunteers' motivation, satisfaction, and management in large-scale events: an empirical test from the 2010 Shanghai WorldExpo. *Voluntas* 25, 754–771. doi: 10.1007/s11266-013-9350-0
88. Wijisen, L. D., Borsboom, D., & Alexandrova, A. (2022). Values in Psychometrics. *Perspectives on psychological science : a journal of the Association for Psychological Science*, 17(3), 788–804. <https://doi.org/10.1177/17456916211014183>
89. Wygant DB, Burchett D, Harp JP. (2019). Assessment of Noncredible Reporting and Responding. In: Sellbom M, Suhr JA, eds. *The Cambridge Handbook of Clinical Assessment and Diagnosis*. Cambridge Handbooks in Psychology. Cambridge University Press; 2019:63-79.
90. Yang, Y., & Xia, Y. (2015). On the number of factors to retain in exploratory factor analysis for ordered categorical data. *Behavior Research Methods*, 47(3), 756–772. <https://doi.org/10.3758/s13428-014-0499-2>
91. Yarkoni, T. (2010). The abbreviation of personality, or how to measure 200 personality scales with 200 items. *Journal of Research in Personality*, 44(2), 180–198 <https://doi.org/10.1016/j.jrp.2010.01.002>